

景氣波動變異對景氣轉折點認定之影響： 跨國的實證研究

陳仕偉

東海大學經濟學系副教授

文獻上有關景氣循環的非線性及共同波動特徵的探討非常多，但有關於景氣波動變異行為的研究則不多，本文以五個先進國家及台灣為實證對象，進行景氣波動變異的跨國研究。我們發現各國的景氣波動的變異都有改變的現象，而且美國、加拿大、英國、義大利、日本及台灣等國所得成長率的變異都有縮小趨勢。實證模型若不考慮這個特點，在認定各國的景氣轉折點的過程中將產生偏誤的狀況，其中以日本及台灣最為嚴重。如何在總體經濟模型內納入景氣波動變異改變的特色，是未來總體經濟學者在建構理論模型時可以思考的一個方向。為了能夠同時刻劃景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵，我們進一步修正實證模型，並以台灣為例進行探討。

關鍵詞：景氣波動變異、非線性、共同波動、馬可夫轉換模型

* 作者要感謝本刊編輯委員及兩位匿名審查委員的指正並惠賜改進意見。文中若有任何疏失，當由作者完全負責。

收稿日期：93年4月8日；接受刊登日期：94年3月3日

1 前言

一般民眾的消費、儲蓄計畫，廠商的投資決策以及政府重要經濟及金融政策的規劃與施行，都深受景氣變動的影響，因此景氣循環轉折點的預測以及擴張期、收縮期的認定，向來是總體經濟學者、政府機關甚至一般社會大眾所關注的焦點。美國國家經濟研究局（National Bureau of Economic Research，簡寫成 NBER）早在 1930 年代左右就建立一套認定的標準與程序，包括編製綜合領先指標、綜合同時指標及綜合落後指標等，並且利用這些指標來預測及認定景氣狀態的轉換，同時定期地公告美國的景氣循環轉折點日期。在學術界中，對於如何準確地預測景氣轉折點、景氣循環的來源及背景因素，也一直是總體經濟學者努力的研究議題之一。

而在近年來研究景氣循環特色的相關文獻中，Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型 (Markov-Switching model) 除了能夠有效地捕捉景氣循環理論中所強調的不對稱性 (asymmetry) 特色，模型所認定出的景氣轉折點與美國 NBER 所公告的基準循環日期也非常接近，因而受到經濟學者們的重視。¹ 但是後來的學者發現若將 Hamilton 的實證資料延伸至 1990 年代之後，² 模型所認定出的景氣轉折點與美國 NBER 所公告的基準循環日期會有很大的誤差，因此一些學者們就根據 Hamilton 的原始模型進行修正，如 Durland and McCurdy (1994), Ghysels (1994), Lahiri and Wang (1994), Filardo (1994) 及 Layton (1998) 等學者放寬馬可夫模型中移轉機率 (transition probability) 為固定的假設，使其隨時間而變異 (time-varying)，希望藉此能夠掌握到更多的景氣循環特性，而有助於認定美國的景氣轉折點。

1 其他類似馬可夫轉換模型的非線性時間序列模型，還包括 Tong (1990) 及 Teräsvirta (1994) 所分別提出的門檻自我迴歸模型 (threshold autoregressive model)、平滑轉換自我迴歸模型 (smooth transition autoregressive model) 等，也是分析或捕捉時間序列資料具有非線性特色的有效工具。

2 Hamilton (1989) 所使用的實証資料只包括 1952 至 1984 年的 GNP 成長率季資料。

Kim and Nelson (1999a) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的研究中就指出美國景氣波動成長的過程中，其景氣波動的變異 (variation of business cycle) 約於 1984 年第一季之後有明顯下降的趨勢，因而造成傳統的馬可夫轉換模型無法準確預測美國 1984 年之後的景氣轉折點。而這種景氣波動變異下跌的現象不只發生於美國，在研究台灣景氣循環特色的文獻中，例如林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998)，周濟及管中閔 (1999)，徐士勛及管中閔 (2001)，Huang (1999)，Chen and Lin (2000a, b) 及 Chen (2001) 等，也紛紛指出台灣的經濟成長率在 1990 年代之後也有趨緩的現象，同樣造成應用馬可夫轉換模型研究台灣景氣特色的學者們，遭遇到無法準確預測台灣於 1990 年之後的景氣轉折點的困擾。

是何因素造成景氣波動的變異會有下降的趨勢？有無解決的方法仍舊可以幫助總體經濟學家準確地預測景氣轉折點？景氣波動變異下降的現象是否為共同的趨勢？關於第一個疑問，McConnell, Mosser and Perez-Quiros (1999) 提供兩種可能的解釋。第一種為「結構改變的假說」(structural change hypothesis)：這個假說認為造成美國景氣波動變異下降的現象可能源於技術創新或法律規章的改變，使得經濟各部門間的差異縮小，最後造成景氣成長的波動更加平滑。第二種假說稱之為「政策成熟加好運」(good policy and good luck)：這個假說則認為世界經濟在經歷過 1930 年代的「大蕭條」(The Great Depression)、70 年代中期及 80 年代初期的兩次能源危機的洗禮，加上經濟理論無遠弗屆的發展及創新，不僅讓人更加瞭解景氣波動形成的原因與過程，同時使得各國政府於經濟政策 (不管是貨幣或財政政策) 的運作上更加成熟與穩健，這些因素皆有助於降低景氣波動的變異，反應於資料上就是代表總體經濟狀況的實質國內生產毛額成長率的變異逐漸縮小的現象。³

3 在本文修改期間，Gary Hansen 教授於 9 月 1-2 日在中央研究院經濟所講授實質景氣循環 (real business cycle, RBC) 的相關課程，在他最近的一篇文章——Arias, Hansen and Ohanian (2004) 中，Hansen 教授以實質景氣循環模型嘗試解釋美國景氣循環波動的變異於 1984 年第一季之後縮小的現象，該文結論得到技術衝擊變異的縮小 (decline in the variance of technology shocks) 是造成美國景氣循環波動變異縮小的可能原因，而政府支出衝擊的改變並無法解釋上述現象。

Kim and Nelson (1999a) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的研究就針對第二個問題提供解決方法。既然根據資料的觀察美國實質 GDP 成長率的變異有下降的趨勢，爲了掌握這個特點，他們都以修正 Hamilton 的馬可夫轉換模型的方式，希望克服因景氣波動變異改變而造成景氣轉折點預測的困難。其模型設計的精神就是除了條件平均數具備馬可夫轉換的機制外（用來刻劃景氣於擴張及收縮兩狀態間來回轉變的過程），他們也讓條件變異數同時服從一階馬可夫鏈（Markov chain）的特性，希望掌握景氣波動的變異性也可能轉變的特質。⁴

本文則是嘗試回答第三個問題：景氣波動變異下降的現象是否爲共同的趨勢？換言之，其他國家的景氣波動變異是否也有類似的狀況？爲何要研究其他國家的景氣波動的變異行爲，我們認爲有下列理由。首先，藉由本文跨國的探討可以幫助我們更加瞭解除了美國之外的其他經濟個體如日本、台灣等國家的景氣波動特性。⁵ 其次，雖然過去也有許多相關的文獻同樣研究跨國的景氣循環特色，例如 Goodwin (1994) 及 Artis, Kontolemis and Osborn (1997)，但上述文獻大都強調景氣不對稱性、轉折點的預測等特色，而忽略了景氣波動的變異亦可能改變的事實，本文的研究可以彌補這個遺漏。

爲了瞭解各國景氣波動及變異的特色，我們從最簡化的馬可夫轉換模型出發，考慮資料的特性，逐步擴充實證模型（模型 I-IV）。我們發現各國的景氣波動變異下降的現象的確存在，而且景氣的波動變異改變是影響景氣轉折點無法準確認定的可能原因之一。如何在總體經濟模型內納入景氣波動變異改變的特色，是未來總體經濟學者在建構理論模型時可以思考的一個方向。此外，我們也發現 McConnell and Perez-Quiros (2000) 所提出的修正模型（模型 IV）的確能夠有效捕捉景氣波動變異改變的時點，同時也能夠兼顧大

4 事實上 Kim and Nelson (1999a) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 兩者在模型設計的細節上仍有些許的差異，細節請參閱原著。除此之外，前者於估計方法上採用 Gibbs 抽樣估計，而後者利用最大概似估計法進行未知參數的推估。

5 例如 Kim and Nelson (1999b) 首先提出一計量模型探討 Friedman (1969, 1993) 所提出的猛拉模型（plucking model）的頂峰回復（peak-reversion）特性，接著 Mills and Wang (2002) 應用他們的模型探討 G7 七個經濟個體的實質所得是否同樣具備頂峰回復特性。

多數國家的景氣轉折點由於景氣波動變異的改變而無法準確認定的困擾，如義大利、日本及台灣等。

McConnell and Perez-Quiros (2000) 的方法雖然可以同時掌握景氣波動的變異可能改變的特性以及景氣非線性的特色，但單變量模型的設計使其無法捕捉景氣循環的另一個特點：變數之間共同波動 (co-movement)。換言之就是「重要的總體經濟變數如消費、投資以及就業人數偏離時間趨勢的波動與 GNP 波動共同變動的現象」。為了同時刻劃景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵，我們將 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型設計與 Kim and Yoo (1995), Chauvet (1998) 及 Kim and Nelson (1998) 等學者所提出的馬可夫轉換因子模型 (Markov-Switching factor model) 相結合，並以台灣的資料進行實證研究。

本文的內容安排如下：第二節首先透過簡易的模擬分析，說明若景氣波動的變異的確發生改變的狀況，其可能會影響景氣轉折點的預測及認定。第三節介紹實證模型，第四節為資料及實證結果，我們首先說明實證的資料並進行初步的分析，利用簡易的迴歸分析及應用文獻上已知的有關結構改變的統計檢定方法，我們發現各國的實質 GDP 成長率資料不僅可能具有非線性的性質，所得成長的波動變異亦有下跌的趨勢。接著說明實證結果，我們分析各國景氣轉折點的預測，說明若不考慮景氣波動變異的可能改變，馬可夫轉換模型可能無法準確地預測景氣轉折點。我們估計各國景氣波動的變異可能發生的時點，並考慮若同時讓平均數及變異數具備相同馬可夫轉換機制的模型，其預測表現為何？更進一步我們採用 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的方法，以及將其延伸至多變量模型，說明其掌握景氣非線性、共同波動行為及景氣波動變異的表現。第五節為本文結論。

2 模擬分析

透過簡易的模擬分析，可以幫助我們了解若景氣波動的變異的確發生改變的狀況，其是否真的會影響景氣轉折點的預測及認定。假設資料產生的過程 (data generating process) 服從一個簡單的馬可夫轉換模型如下所示：

$$y_t = \alpha(S_t) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (1)$$

$$\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, S_t = 0, 1 \quad (2)$$

其中 S_t 為一個不可觀察到的狀態變數，其數值若為 1 時則代表景氣狀態是處於擴張期，而所得平均成長率為 α_1 ，數值若為 0 時則代表景氣狀態是處於收縮期，而所得平均成長率為 α_0 ；而且狀態變數的演變是服從一個一階的馬可夫鏈，其移轉機率矩陣如下所示：

$$\begin{aligned} \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] &= p_{00}, & \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] &= p_{11}, \\ \Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 0] &= 1 - p_{00}, & \Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 1] &= 1 - p_{11}. \end{aligned} \quad (3)$$

我們進行兩組模擬實驗：在實驗 A 中我們令 $\alpha_0 = -1.2$, $\alpha_1 = 1.2$, $p_{00} = 0.8$, $p_{11} = 0.95$, $\sigma = 1$ ，由於總體經濟變數多為低頻率資料 (low frequency data)，因此我們令樣本大小 $T = 200$ ，並估計式(1)；在實驗 B 中我們令樣本中前 100 個觀察值來自標準差為 3 的常態分配，而樣本中後 100 個觀察值來自標準差為 1 的常態分配，其餘參數值與實驗 A 相同，同樣估計式(1)。估計結果彙整於表 1，根據實驗 A、B 所模擬出的數列及全期機率 (smoothed probability) 圖形列於圖 1。⁶

圖 1 中的(a)、(c)兩個圖形中的實線凸出部份為模擬的景氣收縮時段，而(b)、(d)圖中虛線部份為估計式(1)所得到的全期機率所認定出來的景氣收縮期間。由圖 1(b)實驗 A 的結果可以明顯的看出若景氣波動的變異維持不變，同時我們也估計正確的模型，則該模型可以準確地預測出景氣轉折點，而且參數之估計值與真實的參數值非常接近。但在實驗 B 中我們允許景氣波動的變異於後 100 個觀察值中縮小，若仍然估計式(1)，則由圖 1(d)可以看出該模型在認定景氣轉折點的表現較差，在我們的模擬結果中出現了六次的收縮期沒有被預測出來，尤其是於 133 筆觀察值後仍出現四次的收縮期，但式(1)皆沒有預測出來。而且表 1 中實驗 B 的移轉機率的估計值 p_{00} 及 σ 的估計值與真正的參數值差異較大。

6 有關全期機率的定義請參閱註 7。

表 1：模擬及估計結果

$$\text{估計模型：} y_t = \alpha(S_t) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, S_t = 0, 1$$

參數	實驗A	估計值	實驗B	估計值
α_0	-1.20	-1.325 (0.203)	-1.20	-1.206 (0.445)
α_1	1.20	1.234 (0.080)	1.20	1.012 (0.254)
σ_0	1.00	0.986 (0.051)	3.00	2.333 (0.130)
σ_1			1.00	
p_{00}	0.80	0.771 (0.079)	0.80	0.913 (0.054)
p_{11}	0.95	0.985 (0.018)	0.95	0.962 (0.023)

$\sigma_0=3$ 及 $\sigma_1=1$ 分別為前 100 及後 100 個觀察值的母體標準差。括弧內的數字為估計標準差。

我們最後進行一個簡單的模擬實驗，模擬當數列的波動變異改變時，McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型是否能夠捕捉到這個特色，同時，在景氣轉折點認定的表現，亦不會出現太離譜的誤差。假設資料的產生過程來自實驗 B（樣本中前 100 個觀察值來自標準差為 3 的常態分配，而樣本中後 100 個觀察值來自標準差為 1 的常態分配），所模擬的數列和估計 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型所得到低成長率的全期機率圖形及高波動變異的全期機率圖形列於圖形 2 (a)-(c)。其中(b)圖的實線為景氣收縮的時段，而圖中虛線部份為估計 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型所得到的全期機率所認定出來的景氣收縮期間。首先由圖 2 (c)可以很明顯地看出 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型的確能夠捕捉到景氣波動變異改變的時點，所推估的移轉機率為 $p_{11}^{\sigma^2} = p_{00}^{\sigma^2} = 0.995$ 。由圖 2 (b)景氣轉折點的認定表現亦可看出這個模型也能夠準確地認定景氣收縮期間，其

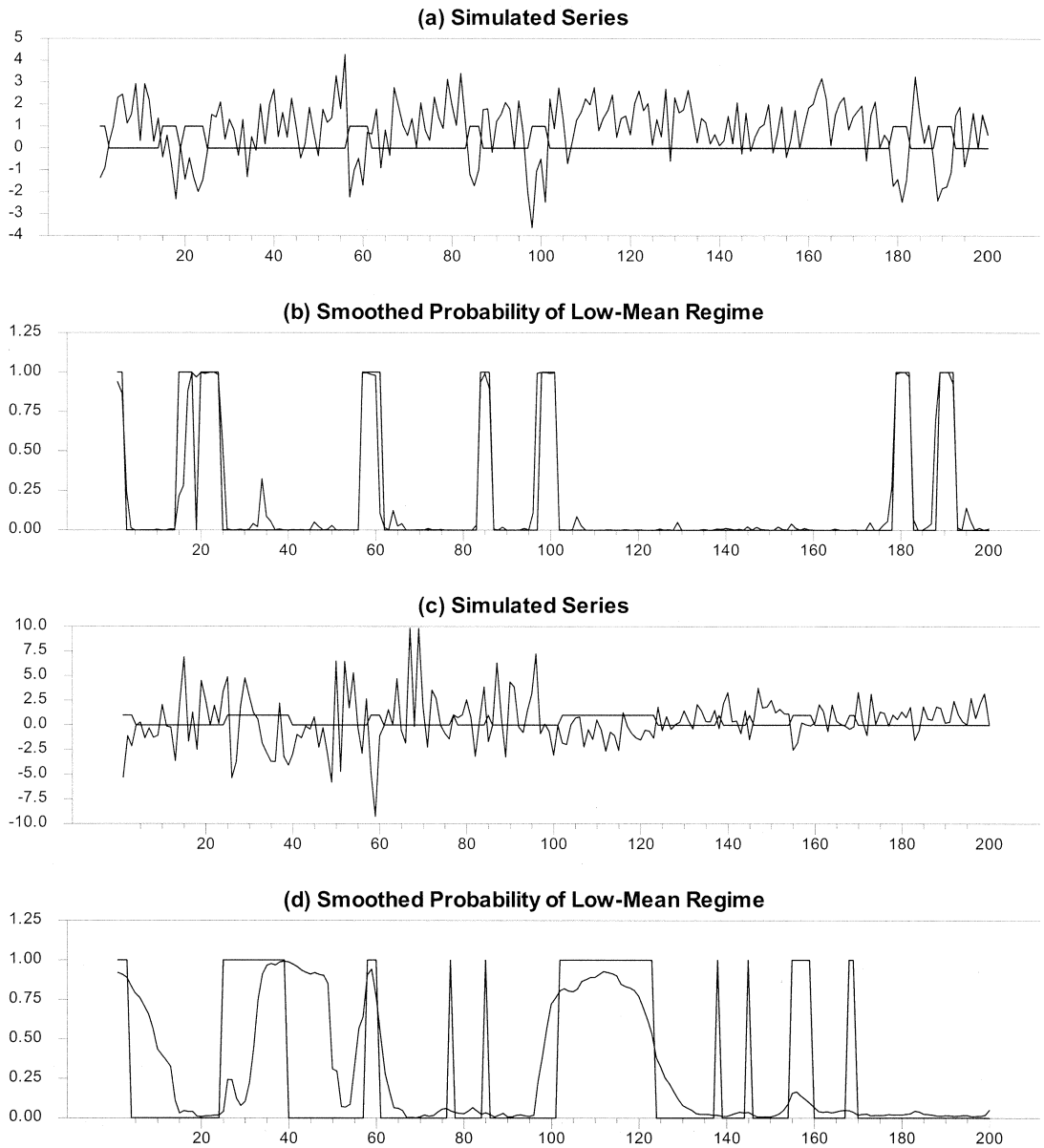


圖 1：圖形(a)是以實驗 A 所模擬出來的數列，圖形(b)是估計式(1)所得出的低成長率全期機率圖形。圖形(c)是以實驗 B 所模擬出來的數列，圖形(d)是估計式(1)所得出的低成長率全期機率圖形。(b)、(d)兩個圖形中的實線為景氣收縮的時段，而圖中虛線部份為估計式(1)所得到的全期機率所認定出來的景氣收縮期間。

推估值分別為 $\alpha_{1V}=2.12$, $V=1$, $\alpha_{1V}=1.28$, $V=0$, $\alpha_{0V}=-1.82$, $V=1$, $\alpha_{0V}=-1.06$, $V=0$, 且 ϕ 的估計值並不顯著異於零。

由上述三個模擬實驗可知，若景氣波動的變異的確發生改變的狀況，而且我們的實證模型沒有考慮到這個特色，則模型所認定出的景氣轉折點日期與真正的景氣高峰及谷底日期有可能會有所差異。但是我們若能夠同時考慮這些特色於模型建構之中，則可以有效改善景氣轉折點認定不準確的問題，同時又能掌握景氣波動變異改變的特性。

3 實證模型

3.1 馬可夫轉換模型

爲了準確認定景氣轉折點及捕捉景氣波動的變異行爲，我們考慮以下各種不同的馬可夫轉換模型，首先我們考慮 Hamilton (1989) 提出的只考慮平均數隨狀態改變的模型（標示爲模型 I），如下所示：

$$y_t = \alpha(S_t) + \sum_{i=1}^p \phi_i(y_{t-i} - \alpha(S_{t-i})) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (4)$$

$$\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, S_t = 0, 1 \quad (5)$$

其中 S_t 爲一個不可觀察到的狀態變數，其數值若爲 1 時則代表景氣狀態是處於擴張期，而所得平均成長率爲 α_1 ，數值若爲 0 時則代表景氣狀態是處於收縮期，而所得平均成長率爲 α_0 ；而且狀態變數的演變是服從一個一階的馬可夫鏈，其移轉機率矩陣如式 (3) 所示。

造成傳統馬可夫模型無法成功刻劃景氣波動過程的原因可能肇因於景氣波動的變異有所改變，亦即資料變異數的部份可能也有轉變的可能，因此造成傳統捕捉平均數在兩狀態轉換的馬可夫轉換模型無法準確地預測景氣轉折點，爲了檢驗這個可能性，我們考慮另一個簡單的馬可夫轉換模型，與模型 I 不同的是我們讓資料二階動差的變異數部份具備馬可夫轉換機制，同時爲了突顯出各國實質 GDP 成長率的變異是否也有改變的現象，我們假設平均數的部份並不具備馬可夫轉換機制，估計模型（模型 II）如下所示：

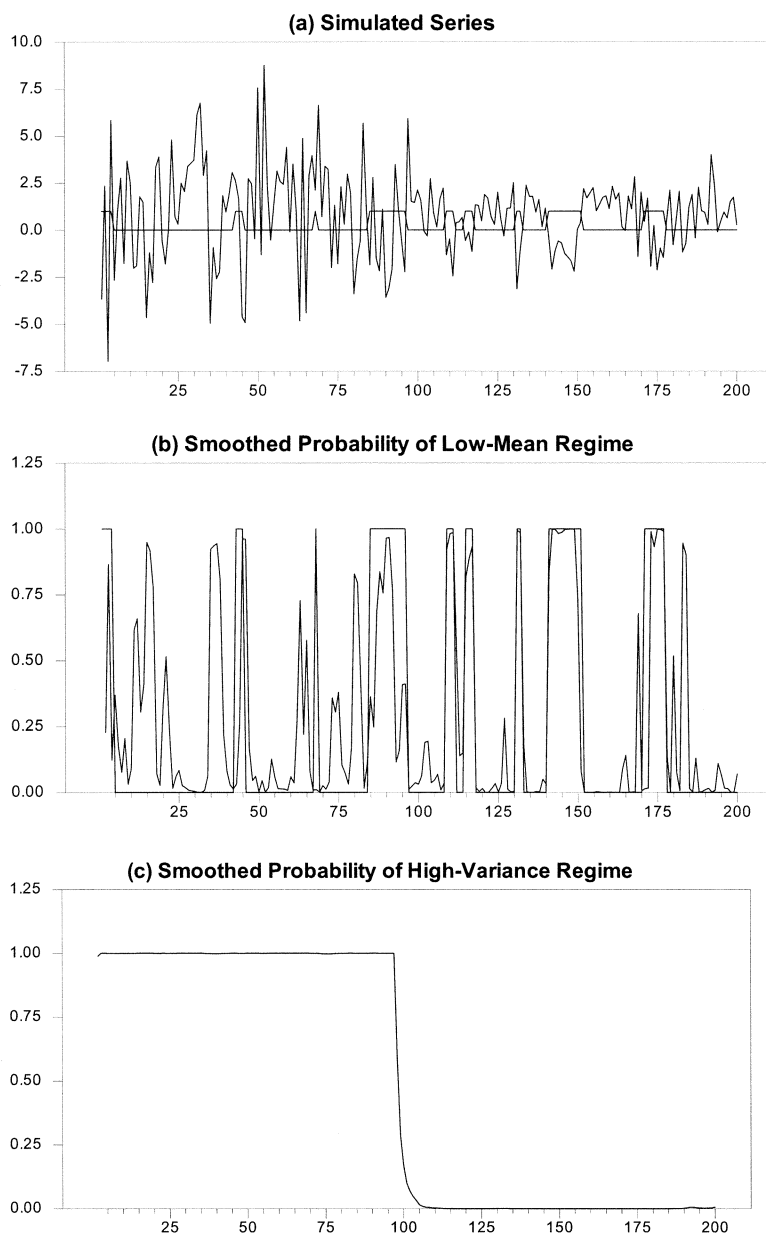


圖 2：圖形(a)是以實驗 B 所模擬出來的數列，圖形(b)是估計 McConnell and Perez-Quiros (2000) 模型所得出的低成長率的全期機率圖形。圖形(c)是估計 McConnell and Perez-Quiros (2000) 模型所得出的高波動變異的全期機率圖形。(b)圖形中的實線為景氣收縮的時段，而圖中虛線部份為估計模型 IV 所得到的全期機率所認定出來的景氣收縮期間。

$$y_t = \alpha + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t)), \quad (6)$$

$$\sigma^2(S_t) = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t, S_t = 0, 1 \quad (7)$$

其中 S_t 為一個不可觀察到的狀態變數，其數值若為 1 時則代表景氣狀態是處於高波動變異期間，景氣的波動變異程度為 σ_1^2 ，數值若為 0 時則代表景氣狀態是處於低波動變異期間，景氣的波動變異程度為 σ_0^2 ；而且狀態變數的演變服從一個一階的馬可夫鏈，其移轉機率矩陣如式(3)所示。

實質 GDP 成長率在平均數（反映景氣波動的不同狀態）及變異數（反映景氣波動變異的高低狀態）亦有可能同時改變，因此我們進一步考慮下列馬可夫轉換模型，同時讓平均數及變異數部份具備馬可夫轉換機制，但受到相同的未知狀態變數影響，估計模型如下（模型 III）：

$$y_t = \alpha(S_t) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t)), \quad (8)$$

$$\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, S_t = 0, 1, \quad (9)$$

$$\sigma^2(S_t) = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t, S_t = 0, 1, \quad (10)$$

模型 III 雖然同時考慮了讓平均數及變異數部份同時具備馬可夫轉換機制，但因為受到相同的未知狀態變數影響，因此可能無法同時掌握景氣轉折點的預測以及景氣波動變異的轉變。若我們關心的是景氣波動的變異轉變，則應該採用模型 II；相同的，若我們關心的是景氣轉折點的預測，則應該使用模型 I。但由上述的探討，我們發現有時資料會同時並存這兩個特色，則不管模型 I 或是模型 II，皆無法兼顧這兩個特色。我們是否可以畢其功於一役就可以解決以上的問題？為了解決上述問題，我們採用 McConnell and Perez-Quiros (2000) 所提出的修正模型，為行文方便，本文稱此模型為模型 IV，其模型設定如下：

$$y_t = \alpha(S_t, V_t) + \phi(y_{t-1} - \alpha(S_{t-1}, V_{t-1})) + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(V_t)), \quad (11)$$

$$\alpha(S_t, V_t) = \alpha_{00}(1 - S_t)(1 - V_t) + \alpha_{01}S_t(1 - V_t) + \alpha_{10}(1 - S_t)V_t + \alpha_{11}S_tV_t, S_t, V_t = 0, 1, \quad (12)$$

$$\sigma^2(V_t) = \sigma_0^2(1 - V_t) + \sigma_1^2 V_t, V_t = 0, 1 \quad (13)$$

其中 S_t 、 V_t 為一個不可觀察到的狀態變數， (S_t, V_t) 的數值若為 $(1, 1)$ 時則代表景氣狀態是處於擴張期及高波動變異期間，所得平均成長率為 α_{11} 而景氣的波動變異程度為 σ_1^2 ； (S_t, V_t) 的數值若為 $(1, 0)$ 時則代表景氣狀態是處於擴張期及低波動變異期間，所得平均成長率為 α_{10} 而景氣的波動變異程度為 σ_1^2 ； (S_t, V_t) 的數值若為 $(0, 1)$ 時則代表景氣狀態是處於收縮期及高波動變異期間，所得平均成長率為 α_{01} 而景氣的波動變異程度為 σ_0^2 ； (S_t, V_t) 的數值若為 $(0, 0)$ 時，則代表景氣狀態是處於收縮期及低波動變異期間，所得平均成長率為 α_{00} ，而景氣的波動變異程度為 σ_0^2 。狀態變數 S_t 的演變是服從一個一階的馬可夫鏈如式(3)，而狀態變數 V_t 的演變則是服從另一個一階的馬可夫鏈：

$$\begin{aligned} \Pr[V_t=0|V_{t-1}=0] &= p_{00}^{\sigma^2}, & \Pr[V_t=1|V_{t-1}=1] &= p_{11}^{\sigma^2}, \\ \Pr[V_t=1|V_{t-1}=0] &= 1 - p_{00}^{\sigma^2}, & \Pr[V_t=0|V_{t-1}=1] &= 1 - p_{11}^{\sigma^2}, \end{aligned} \quad (14)$$

在模型 IV 的設定下，我們不僅可以掌握景氣波動的變異性，同時能夠捕捉景氣轉折點的改變，這可由式(11)–(13)的設計得到以下的結果：

- if $S_t=0$ and $V_t=0$, → 「低成長期對應景氣低波動變異期間」，
- if $S_t=0$ and $V_t=1$, → 「低成長期對應景氣高波動變異期間」，
- if $S_t=1$ and $V_t=0$, → 「高成長期對應景氣低波動變異期間」，
- if $S_t=1$ and $V_t=1$. → 「高成長期對應景氣高波動變異期間」。

3.2 估計方法及程序

本節將簡潔地介紹模型的估計程序，至於詳細的過程讀者可以參考 Kim and Nelson (1999) 的專書。目前文獻裡有最大概似估計法及紀卜斯抽樣法 (Gibbs sampling method) 可採用，本文則是利用前者進行未知參數的估計。

最大概似估計法可分為幾個步驟：首先計算 ergodic 機率值當成初始值，然後利用 Hamilton (1989) 所提出的估計方法 Hamilton filter 進行推估。而在估計的過程中可以同時計算所謂的當期機率 (filtered probability) 及全期機率，其定義分別為 $\zeta_{t|t} = p(S_t = j | \Psi_t)$, $\zeta_{t|T} = p(S_t = j | \Psi_T)$, $t = 1, \dots$,

T ，其中 Ψ_t 代表訊息集合。⁷ 馬可夫轉換模型的特色之一就是我們可以利用這兩個機率值來判斷經濟體系在過去的某個時刻屬於景氣狀態中的擴張期或收縮期之可能性有多大。

接著進一步利用 Kim (1994) 所提供的加總方法，可以計算出概似函數如下：

$$\text{Log L} = \ln f(y_T, y_{T-1}, \dots | \Psi_0) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | \Psi_{t-1}). \quad (15)$$

有了概似函數，最後模型所有的未知參數就可以利用數值計算的方法求得，我們將移轉機率的估計值 ($0 \leq p_{ij} \leq 1, \sum_{h=0}^1 p_{ih} = 1, i, j = 0, 1$) 限定在 $[0, 1]$ 之間，變異數則限制其值不得小於零，在本文中我們是使用 GAUSS 3.2 的計量軟體，配合其所提供的 OPTMUM 模組及 Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) algorithm 進行估計，收斂條件則是要求 GAUSS 程式所計算出的傾斜度 (gradient) 要小於 $1.e-06$ 。

4 資料及實證結果

4.1 資料說明及分析

由上述簡單的模擬分析可以發現：景氣波動的變異若發生改變，的確可能影響景氣轉折點預測的準確度。我們接著分別從「台灣經濟新報資料庫」及教育部所建構的 AREMOS 資料庫的 INTLINE 重覆取出美國、加拿大、英國、義大利及日本的實質 GDP 季資料（其目的在交叉比對資料）。⁸ 此外先

7 當期機率和全期機率的意義如下：令 $\Psi^t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 表示我們所獲得的訊息集合，期間由第 1 期到第 t 期，則當期機率是指 $P(S_t | \Psi^t)$ 也就是說若樣本訊息只有到第 t 期，則我們利用到第 t 期以及其過去所有的訊息集合 Y^t 來判斷第 t 期狀態變數於各種狀態下所有可能發生的機率。全期機率是指 $P(S_t | \Psi^T)$ 其中 $T > t$ ，也就是說我們不僅利用到當期的訊息以及其過去所有的訊息集合 Ψ^t ，更利用第 t 期以後的訊息的集合 Ψ^T ，來判斷過去每一期狀態變數於各種狀態下所有可能發生的機率，也就是說我們是站在事後的觀點來解釋過去發生的歷史事件可能發生的機率，詳細的推估過程請參閱 Kim (1994)。

8 在我們進行本文議題探討的同時，我們發現 Fritsche and Kouzine (2002) 也針對德國的實質 GDP 成長率的波動變異特性進行探討，因此我們排除德國資料。

前的研究皆指出台灣的經濟成長率在 1990 年代之後可能也有趨緩的現象，導致應用馬可夫轉換模型研究台灣景氣特色的學者們，遭遇到無法準確預測台灣於 1990 年之後的景氣轉折點的困擾，因此我們加入台灣 GDP 資料的實證研究，可以與先進國家的實證結果互相對比。

圖 3 畫出美國 (1947:Q1-2002:Q2)、加拿大 (1961:Q1-2002:Q2)、英國 (1955:Q1-2002:Q2)、義大利 (1975:Q1-2002:Q2)、日本 (1961:Q1-2002:Q2) 及台灣 (1978:Q1-2002:Q2) 等國實質 GDP 成長率的時間趨勢圖，其中美國、加拿大、義大利及日本的產出成長率是以季成長率的計算方式求得 ($y_t = \ln(GDP_t) - \ln(GDP_{t-1})$)，而英國及台灣則是以年成長率的計算方式求得 ($y_t = \ln(GDP_t) - \ln(GDP_{t-4})$)。單純從肉眼觀察，約略可以看出美國於 1980 年代中期之後，加拿大約於 1990 年代之後，日本於 1970 年代中期之後，義大利於 1980 年代期間的實質 GDP 成長率之變異似乎都有下跌的趨勢，而英國

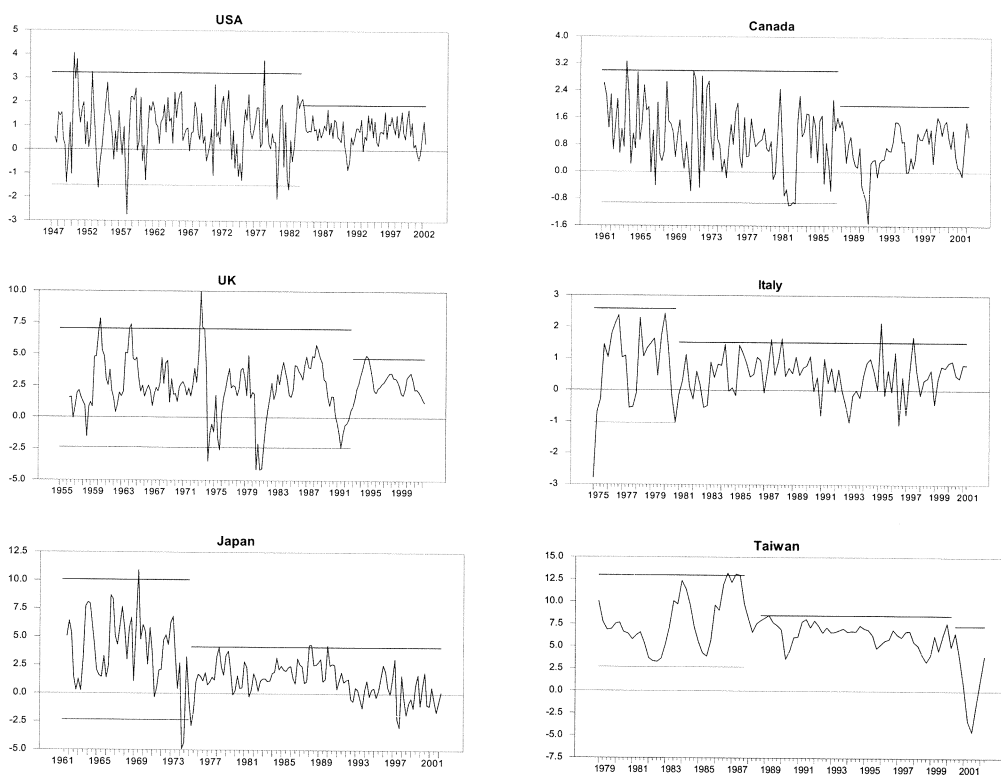


圖 3：各國的實質國內生產毛額成長率

則於 1990 年之後的成長變異的變化似乎也有縮小趨勢；台灣則是在 1990 年代時期的所得成長率之變異有明顯的縮小趨勢，但在 2000-2001 年時其變異又明確的增大。我們首先以各國實質 GDP 成長率 (y_t) 對常數項及時間趨勢項作簡單迴歸，此迴歸結果可以幫助我們了解平均成長率的變化，結果可以發現，各國的平均成長率皆有下跌的趨勢（反應於時間趨勢項的估計值為負的結果）。我們亦計算實質產出成長率標準差的移動平均（moving average standard deviation），

$$STDMV_{t+m} = \left[\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\log GDP_{t+i-1} - \log GDP_{t+i-2})^2 \right]^{1/2},$$

我們設定 $m=5$ ，結果發現各國實質產出成長率的變異的確呈現時序變異（time-variant）的情況，而且有些國家產出成長率的變異亦有縮小的現象。⁹

我們同時對各國實質 GDP 成長率估計簡單的一階自我迴歸模型，¹⁰ 並進行 Hansen (1992) 的參數穩定性檢定及 BDS 獨立性檢定（參閱 Brock, Dechert, Scheinkman and LeBaron, 1996），由表 2 中可以發現，大部份國家的 L_α 及 L_β 無法拒絕常數項及自我迴歸項的參數為穩定的假設；然而除了義大利之外，在 10% 顯著水準之下， L_σ 的檢定結果皆拒絕變異數為穩定的假設；除義大利及台灣外，所有參數皆穩定的聯合檢定 L_c 在 5% 顯著水準之下也都拒絕參數為穩定的虛無假設。¹¹ 表 2 所列之殘差 BDS 獨立性檢定則顯示，除義大利之外，其他國家皆顯著地拒絕各國實質 GDP 成長率來自獨立且相同的分配 (i.i.d.) 假設，亦即資料可能具備非線性的特性 (nonlinear

9 作者要感謝其中一位匿名評審的建議，同時為了節省本文表格及圖形數目，我們在修正稿中並未列出這些估計結果及圖形，有興趣的讀者可向作者索取。

10 Hess and Iwata (1997) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 皆指出一階自我迴歸模型在複製 (replicate) 實質 GDP 之波動行為的表現不輸給其他非線性模型，因此建議使用一階自我迴歸模型來分析景氣的波動。

11 Hansen (1992) 特別指出：如果自我迴歸項及殘差變異的參數皆為不穩定的，則檢定統計量 L_β 的檢定力偏低。因此雖然我們得到 L_β 無法拒絕自我迴歸項的參數為穩定的假設，也不能排除自我迴歸項的參數是不穩定的。

表 2：Hansen 的參數穩定性檢定及 BDS 檢定

估計模型： $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$

國家	L_α	L_β	L_σ	L_c	BDS
美 國	0.116	0.120	1.352**	1.560**	0.058**
加拿大	0.609**	0.055	1.394**	1.868**	0.082**
英 國	0.049	0.067	0.635**	1.010**	0.136**
義大利	0.333	1.027**	0.306	1.431**	0.019
日 本	0.983**	0.347	1.217**	2.028**	0.107**
台 灣	0.195	0.156	0.372*	0.609	0.108**
模型誤設檢定	自我相關(2)	ARCH (2)			
美 國	1.837 [0.16]	2.849 [0.06]			
加拿大	1.741 [0.18]	3.682** [0.03]			
英 國	0.053 [0.60]	0.420 [0.65]			
義大利	0.982 [0.38]	0.021 [0.97]			
日 本	18.975** [0.00]	9.324** [0.00]			
台 灣	9.451** [0.00]	8.095** [0.00]			

L_α , L_β 及 L_σ 為分別對 α , β 及 σ 所作之參數穩定性檢定統計量。

L_c 為對 α , β 及 σ 所作之參數穩定性聯合檢定統計量。

**代表該數據在 5% 顯著水準下顯著。

*代表該數據在 10% 顯著水準下顯著。

自我相關(2)，表示遞延 2 期的自我相關檢定。

ARCH (2)，表示遞延 2 期的 ARCH 效果檢定。

property)。¹²

除此之外，我們亦採用 Brown, Durbin and Evans (1975) 所提出的

12 我們依據其中一位匿名評審的要求，表 2 同時列出殘差的自我相關檢定及 ARCH 效果檢定結果。可以發現，除日本、台灣及加拿大之外，其他國家皆無法拒絕無自我相關及 ARCH 效果的虛無假設。

CUSUM 檢定及 CUSUM-SQ (CUSUM of squares) 檢定來檢驗參數之穩定性。Krämer et al. (1988) 曾指出 CUSUM 統計量於檢定常數項之穩定性的檢定力較高；而 CUSUM-SQ 則適合用來檢定變異數為穩定的假設。我們發現除了義大利之外，CUSUM-SQ 圖形皆顯示變異數為不穩定的，這個結果與 L_c 之檢定結果相同；而 CUSUM 圖形則顯示除義大利及台灣外，常數項之參數也為不穩定之結果。¹³

4.2 實證結果分析

由 4.1 節的分析可知，各國之實質 GDP 成長率資料可能具備非線性的特性，且（條件）平均數及（條件）變異數亦有可能不是穩定的，換言之可能呈現時序變異的現象。為了掌握這些特性，以下擬以 Hamilton 所提出的馬可夫轉換模型進行實證分析。首先我們只讓平均數的部份具備馬可夫轉換的機制，用來掌握景氣於擴張期及收縮兩狀態間來回交替的現象；接著我們只讓變異數的部份具備馬可夫轉換的機制，其目的在觀察景氣的變異是否同樣會在高變異及低變異兩狀態間來回轉變。我們預期若各國景氣波動的變異真的有所改變，則傳統馬可夫轉換模型於預測各國的景氣轉折點的表現可能會不理想。

模型 I-III 的估計結果整理於表 4-6，表 4 列出以馬可夫轉換模型（模型 I）估計各國成長率的實證結果，以及模型的誤設檢定包括殘差的自我相關檢定及 ARCH 效果檢定。這些實證結果有兩點必須要特別說明：首先表 4 所列之結果，是我們估計各種不同模型後所得到的最後實證結果，在模型選擇的過程中，我們根據 Diebold and Rudebusch (1989) 及 Hamilton and Perez-Quiros (1996) 所提出的「二次機率評分準則」(quadratic probability score, 簡寫成 QPS)，以及模型「精簡原則」(parsimonious) 來選取最後的

13 限於篇幅的關係，我們在此只敘述檢定結果而不列出各個國家的檢定圖形，有興趣的讀者可向作者索取。

估計模型。¹⁴「二次機率評分準則」的目的，是希望在眾多模型中選擇出一個模型，其所認定或預測出的景氣轉折點日期，與官方所公告的基準循環日期越接近越理想。我們以「經濟循環研究機構」(Economic Cycle Research Institute, 簡寫為 ECRI) 所定義的各國「景氣循環」高峰及谷底日期為參考標準，整理於表 3。ECRI 所公佈的日期是以月資料的形式呈現，由於我們使用實質產出成長率是季資料，因此在進行對比時我們會先將 ECRI 所定義的日期轉換成季資料形式。模型「精簡原則」其理甚明，不再贅述。我們考慮不同的遞延期數，在遞延期數的選擇上，我們依照 Granger (1993) 的建議，在非線性模型的選取上最好是「由簡而繁」(specific to general)，也就是我們是由 AR(0), AR(1), ……，依序考慮至 AR(4) 的模型，最後我們發現 AR(0) 的模型在預測景氣狀態轉換的表現是最好的。¹⁵ Albert and Chib (1993) 在估計美國 GDP 成長率資料時也發現 AR(0) 的設定是最合適的，其原因可能就是因為 GDP 成長率的隨機過程存在結構改變所導致。Chauvet and Piger (2003) 也認為 AR(0) 的設定在捕捉 NBER 景氣轉折點上的表現是最好的。

綜觀表 4 各國模型 I 的估計結果可以發現 α_1 , σ , p_{00} 及 p_{11} 的估計值皆顯著異於零，但是 α_0 估計值只有日本是顯著的，其他各國的 α_0 估計值皆不顯著異於零。進一步觀察各國的模型誤設檢定結果發現，每個國家都無法完全通過殘差的自我相關檢定及 ARCH 效果檢定，其中以英國最為嚴重，各狀態的殘差自我相關檢定及 ARCH 效果檢定皆呈現顯著的結果，表示估模型 I 的設定並沒有完全捕捉到實質產出成長率的波動特性，因此模型 I 可能仍有改善的空間。另外由表 4 中模型 I 的移轉機率的估計值可知，除了日本之外，各國

14 QPS 的公式如下所示：

$$QPS = K^{-1} \sum_{t=1}^K \{\text{prob}(S_t = 0 | \Psi_T) - d_t\}^2,$$

其中 $d_t = 1$ 代表各國 (如美國的 NBER 或台灣的經建會) 所公告之基準循環日期為收縮期的日期，QPS 越接近零，表示模型的預測表現越好。

15 要特別說明的是所謂「模型的表現是最好」的推論是根據「其所認定或預測出的景氣轉折點日期與官方所公告的基準循環日期越接近」及模型「精簡原則」而得。眾所皆知我們所認定出的模型都只是一個近似模型 (approximate model)，而不是真正的模型 (true model)。

表 3：ERCI 所公佈的高峰及谷底之基本循環日期

Period	高峰(P)及谷底(T)	美國	加拿大	英國	義大利	日本	台灣
1948-1950	P	11/48					
	T	10/49					
1951-1952	P						
	T			8/52			
1953-1955	P	7/53	5/53				
	T	5/54	6/54			12/54	
1956-1959	P	8/57	10/56				
	T	4/58	2/58				
1960-1961	P	4/60					
	T	2/61					
1962-1966	P				1/64		
	T				3/65		
1967-1968	P						
	T						
1969-1973	P	12/69			10/70		
	T	11/70			8/71		
1973-1975	P	11/73		9/74	4/74	11/73	12/73
	T	3/75		8/75	4/75	2/75	1/75
1976-1978	P						
	T						
1979-1980	P	1/80		6/79	5/80		
	T	7/80					
1981-1983	P	7/81	4/81				
	T	11/82	11/82	5/81	5/83		
1984-1986	P						
	T						
1986-1989	P						
	T						
1990-1991	P	7/90	3/90		5/90		
	T	3/91					
1992-1994	P				2/92	4/92	
	T		3/92	3/92	10/93	2/94	
1994-1997	P						
	T						
1997-1999	P					3/97	
	T					7/99	
2000-2001	P	3/01				8/00	8/00
	T	11/01					9/01

表 4：模型 I 的估計結果

估計模型： $y_t = \alpha(S_t) + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ $\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t$, $S_t = 0, 1$

國家	α_1	α_0	σ	ρ_{11}	ρ_{00}
美國	1.155** (0.091)	-0.169 (0.218)	0.838** (0.047)	0.919** (0.031)	0.743** (0.088)
加拿大	1.058** (0.073)	-0.322 (0.311)	0.779** (0.044)	0.981** (0.014)	0.839** (0.104)
英國	3.103** (0.336)	-0.711 (1.587)	1.653** (0.089)	0.973** (0.019)	0.865** (0.105)
義大利	0.801** (0.324)	-0.167 (0.744)	0.699** (0.069)	0.844** (0.139)	0.707** (0.340)
日本	5.743** (0.333)	1.092** (0.151)	1.690** (0.098)	0.884** (0.060)	0.967** (0.016)
台灣	6.918** (0.243)	-1.205 (1.303)	2.281** (0.169)	0.989** (0.010)	0.804** (0.179)
模型誤設檢定	自我相關(0)	自我相關(1)	ARCH(0)	ARCH(1)	
美國	0.878 [0.35]	9.082** [0.00]	3.879** [0.05]	0.044 [0.83]	
加拿大	3.449 [0.07]	2.493 [0.12]	3.504 [0.06]	3.989** [0.05]	
英國	7.540** [0.01]	43.766** [0.00]	6.356** [0.01]	7.567** [0.01]	
義大利	0.901 [0.34]	5.398** [0.02]	0.381 [0.54]	1.673 [0.20]	
日本	10.546** [0.00]	0.015 [0.90]	3.59 [0.06]	4.037** [0.05]	
台灣	0.377 [0.54]	46.006** [0.00]	14.436** [0.00]	1.601 [0.21]	

圓括弧內的數字為估計標準差。方括弧內的數字為 p -value。

**代表該數據在 5% 顯著水準下顯著。

自我相關 (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的自我相關檢定。ARCH (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的 ARCH 效果檢定。

表 5：模型 II 的估計結果

估計模型： $y_t = \alpha + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t))$

$$\alpha^2(S_t) = \alpha_0^2(1 - S_t) + \alpha_1^2 S_t, S_t = 0, 1$$

國家	α	σ_1	σ_0	ρ_{11}	ρ_{00}
美 國	0.837** (0.064)	1.187** (0.180)	0.459** (0.078)	0.977** (0.020)	0.956** (0.041)
加拿大	0.875** (0.060)	1.105** (0.116)	0.531** (0.064)	0.946** (0.037)	0.955** (0.041)
英 國	2.555** (0.128)	3.416** (0.378)	1.029** (0.121)	0.937** (0.028)	0.878** (0.048)
義大利	0.485** (0.068)	1.262** (0.189)	0.624** (0.051)	0.982** (0.025)	0.990** (0.011)
日 本	1.636** (0.128)	3.458** (0.288)	1.206** (0.095)	0.981** (0.015)	0.987** (0.014)
台 灣	6.750** (0.149)	4.154** (0.478)	0.829** (0.126)	0.911** (0.045)	0.922** (0.049)
模型誤設檢定	自我相關(0)	自我相關(1)	ARCH(0)	ARCH(1)	
美 國	0.879 [0.35]	1.260 [0.26]	0.011 [0.91]	0.792 [0.37]	
加拿大	3.450 [0.07]	4.037** [0.05]	0.005 [0.94]	0.381 [0.54]	
英 國	3.095 [0.08]	0.011 [0.91]	0.137 [0.71]	4.253** [0.04]	
義大利	0.210 [0.65]	0.204 [0.65]	0.057 [0.81]	0.499 [0.48]	
日 本	0.956 [0.33]	0.857 [0.36]	0.764 [0.38]	1.652 [0.60]	
台 灣	0.133 [0.72]	0.243 [0.62]	4.142** [0.04]	1.724 [0.19]	

圓括弧內的數字為估計標準差。方括弧內的數字為 p -value。

**代表該數據在 5% 顯著水準下顯著。

自我相關 (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的自我相關檢定。ARCH (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的 ARCH 效果檢定。

表 6：模型 III 的估計結果

估計模型： $y_t = \alpha(S_t) + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

$$\alpha(S_t) = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, \sigma^2(S_t) = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t, S_t = 0, 1$$

國家	α_1	α_0	σ_1	σ_0	ρ_{11}	ρ_{00}
美 國	0.877** (0.097)	0.754** (0.063)	1.179** (0.070)	0.525** (0.045)	0.992** (0.011)	0.994** (0.007)
加拿大	0.972** (0.123)	0.829** (0.075)	1.099** (0.107)	0.527** (0.058)	0.950** (0.035)	0.958** (0.036)
英 國	3.217** (0.162)	-0.220 (0.439)	1.611** (0.096)	1.801** (0.206)	0.900** (0.050)	0.969** (0.015)
義大利	0.905** (0.257)	0.050 (0.368)	0.645** (0.088)	0.774** (0.107)	0.809** (0.202)	0.850** (0.099)
日 本	3.872** (0.455)	1.111** (0.145)	3.095** (0.315)	1.486** (0.107)	0.994** (0.007)	0.991** (0.011)
台 灣	6.985** (0.244)	0.316 (1.609)	2.247** (0.170)	3.253** (0.892)	0.940** (0.117)	0.989** (0.010)
模型誤設檢定	自我相關(0)	自我相關(1)	ARCH(0)	ARCH(1)		
美 國	0.648 [0.42]	8.772** [0.00]	0.522 [0.47]	2.673 [0.10]		
加拿大	4.063** [0.05]	3.192 [0.08]	2.718 [0.10]	2.993 [0.09]		
英 國	15.354** [0.00]	42.846** [0.00]	2.415 [0.12]	5.697** [0.02]		
義大利	0.308 [0.58]	8.905** [0.00]	5.238** [0.02]	2.435 [0.12]		
日 本	26.177** [0.00]	12.978** [0.00]	4.606** [0.03]	1.190 [0.28]		
台 灣	3.274 [0.07]	4.043** [0.00]	0.131 [0.72]	17.104** [0.00]		

圓括弧內的數字為估計標準差。方括弧內的數字為 p -value。

**代表該數據在 5% 顯著水準下顯著。

自我相關 (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的自我相關檢定。ARCH (i), $i=0, 1$, 表示在狀態 i 的 ARCH 效果檢定。

在景氣擴張期的持續期間 (duration period) 皆比景氣衰退的持續期間來得長，例如美國景氣擴張期及衰退期的持續期間分別約為 $(1 - p_{11})^{-1} = 12$ 季及 $(1 - p_{00})^{-1} = 4$ 季。

模型 II 的估計結果整理於表 5，由表 5 的估計結果可知各國的高、低波動變異及移轉機率之估計值皆顯著地異於零，而且由移轉機率的估計值可得知各國高、低波動變異的持續期間也相當長。進一步觀察各國的模型誤設檢定結果發現，每個國家幾乎完全通過殘差的自我相關檢定及 ARCH 效果檢定，顯示實質產出成長率的變異行為的確具備時序變動的特性，因此在描述實質產出成長率的波動特性時也應該要考慮這個特性。

模型 III 的估計結果整合於表 6，這個模型同時讓平均數及變異數部份具備馬可夫轉換機制，但受到相同的未知狀態變數影響，我們發現與模型 I 類似， α_1 , σ , p_{00} 及 p_{11} 估計值皆顯著異於零，但是 α_0 的估計值只有美國、加拿大及日本是顯著的，其他各國的 α_0 估計值皆不顯著異於零。進一步觀察各國的模型誤設檢定結果發現，每個國家也都無法完全通過殘差的自我相關檢定及 ARCH 效果檢定，顯示估計模型 III 的設定雖然考慮到實質產出成長率的平均數及變異數可能改變的事實，但仍然無法完全捕捉到實質產出成長率的波動特性。

馬可夫轉換模型的優點是可以利用當期機率或全期機率來幫助我們分辨過去的某個時點的景氣狀態到底是屬於那一階段，我們以 Hamilton (1989) 建議的 1/2 法則，以 0.5 為臨界值。假設我們預測的是收縮期，1/2 法則表示只要在某一時點的當期或全期機率值大於 0.5，我們就認定該時點是屬於收縮期。

模型 I-III 所估計的日本及台灣處於收縮期之全期機率圖形分別整理於圖 4 的左半部及右半部之(a)–(c)圖，陰影的部份是相關當局（例如台灣的經建會）公告的過去景氣狀態處於衰退的期間。觀察日本的結果可以發現，日本在 1974 年之後被模型 I 認定為收縮期，其認定的景氣高峰及谷底與 ECRI 所公佈的日期並不一致；模型 II 則認定日本在 1962–1974 及 1998–2002 為高波動變異的期間，這個結果與 Bhar and Hamori (2003) 所得到的結果非常接近；模型 III 則是認為 1962–1974 為高成長期對應高波動變異期間。

由圖 4 右半部可知，模型 I 認定的台灣景氣高峰及谷底日期若與 ECRI 所公佈的日期進行對比，可以發現其正確捕捉到 2000-2001 的收縮期，但是沒有捕捉到 1974-1975 的收縮期；但是若與經建會所公佈的景氣基準循環日期進行對比，則可以發現模型 I 出現了五次「遺漏」誤差 (missed signal failure) ——也就是說現實的經濟狀態如果是處於收縮期，但模型卻未能正確地預測出來。為何會有如此的差異？這是由於台灣經濟成長率由過去的資料可知幾乎都是呈現正成長的現象，只有在 1974 年及 2000 年發生負成長率的狀況，因此若依據「經濟循環研究機構」(ECRI) 之定義，台灣只發生過兩次的「景氣循環」，期間為 1973 年 12 月至 1975 年 1 月以及 2000 年 8 月至 2001 年 9 月 (參閱表 3)，其他經建會所定義的「台灣景氣循環基準日期」應為所謂的「成長循環」(Growth Rate Cycle)。模型 II 則認定台灣在 1981-1987, 1990 及 1998-2002 期間為高波動變異的期間，而模型 III 則是認為 2000-2001 為低成長期對應高波動變異期間，這段期間剛好是台灣最近一次景氣嚴重衰退的期間。

為節省篇幅及避免因圖形太多而使得本文顯得混亂，以下我們將根據模型 I 至模型 III 所估計出的全期機率圖形，描述其餘國家的實證結果，讀者若對其他國家的圖形有興趣可向作者索取。我們發現美國的實質 GDP 成長率資料只要簡單的馬可夫轉換模型 (模型 I) 可成功地捕捉到每一次的收縮期，雖然其 α_0 的參數估計值並不顯著。¹⁶ 美國在 1984:Q1 之前皆被模型 II 認定為景氣高波動變異期間，此結果與 Kim and Nelson (1999a) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 所得到的結果相同；模型 III 所得到的結果為景氣「高成長期對應景氣高波動變異期間」和「低成長期對應景氣低波動變異期間」，且由全期機率圖形可知在 1984:Q1 之前，景氣皆處於「高成長期對應景氣高波動變異期間」，但對於預測景氣轉折點上毫無助益。

觀察加拿大的實證結果發現，模型 I 認定出的景氣收縮日期與 ECRI 所公佈的日期完全一致 (1981:Q2-1982:Q4 及 1990:Q1-1992:Q1)；模型 II 則認

16 我們也同時發現 Hamilton (1989) 所使用的 MS(2)-AR(4)模型的確無法捕捉到美國 1990 年之後的景氣轉折點。

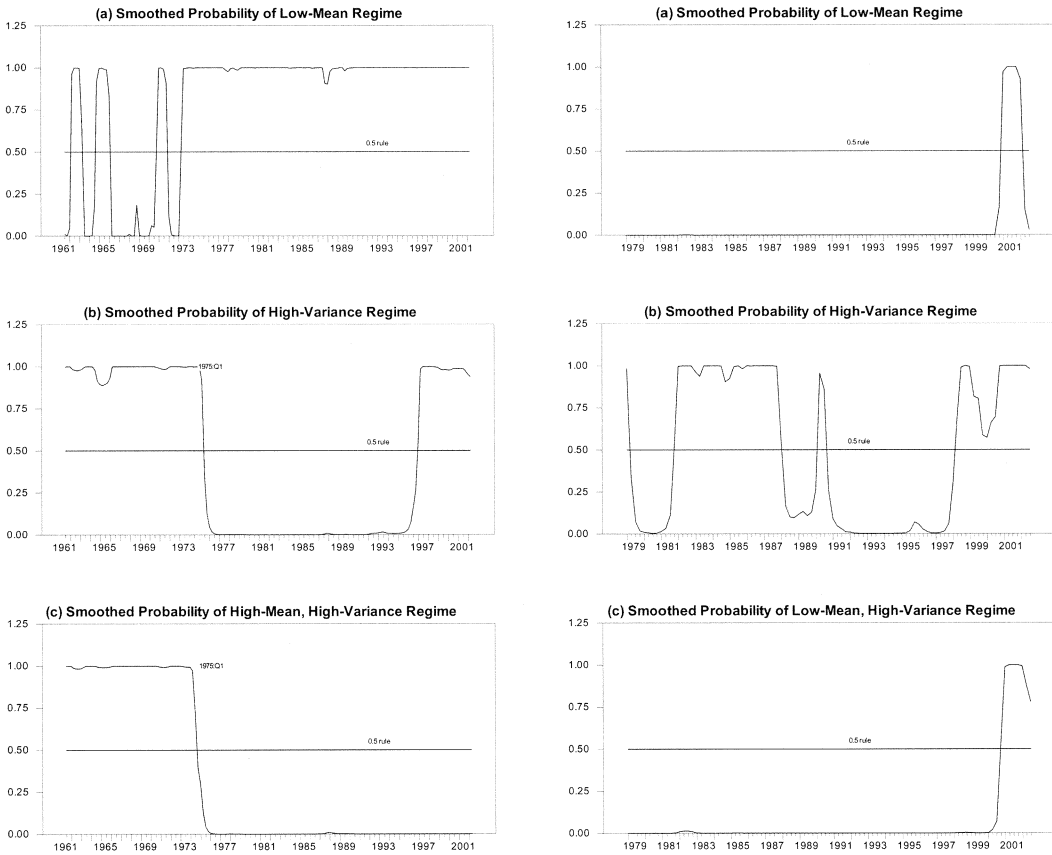


圖 4：左半部圖形(a)是以模型 I 所認定出之日本低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 II 所估計出之日本成長率高變異的全期機率圖。圖形(c)是以模型 III 所估計出之日本高成長期且高變異的全期機率圖。右半部圖形(a)是以模型 I 所認定出之台灣低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 II 所估計出之台灣成長率高變異的全期機率圖。圖形(c)是以模型 III 所估計出之台灣低成長期且高變異的全期機率圖。

定出加拿大在 1961-1972 及 1981-1992 期間為高波動變異期，而模型 III 進一步認為，在 1961-1972 及 1981-1992 期間為「高成長期對應景氣高波動變異期間」。

觀察英國的全期機率圖形可知，模型 I 認定出的英國景氣收縮日期與 ECRI 所公佈的日期完全一致（1974:Q3-1975:Q3, 1979:Q3-1981:Q2 及 1990:

Q2-1992:Q1)，只有在 1958 出現一次「誤認」誤差 (false signal failure)——表示事實上景氣狀態並未處於收縮期，但模型卻錯誤地認定該時期為收縮期。模型二所認定出的高波動變異期間包括 (1958-1960, 1963-1964, 1973-1975, 1980-1981, 1987-1988 及 1990-1992)，部分日期後也與 ECRI 所公佈的收縮期日期也相同，這個結果與 Bhar and Hamori (2003) 所得到的結果相似。模型 III 所認定的日期與模型 I 幾乎完全相同，模型 III 進一步認為 1974:Q3-1975:Q3, 1979:Q3-1981:Q2 及 1990:Q2-1992:Q1 這些期間為「低成長期對應景氣高波動變異期間」。

最後在義大利方面，模型 I 認定出的景氣收縮日期與 ECRI 所公佈的日期完全一致 (1974:Q2-1975:Q2, 1980:Q2-1983:Q2 及 1992:Q4-1993:Q4)，但是在 1977 及 1996 出現兩次的「誤認」誤差；模型二認定出在 1981 年之前義大利是處於高波動變異期間；模型 III 所認定的日期與模型 I 幾乎完全相同，模型 III 進一步認為 (1974:Q2-1975:Q2, 1980:Q2-1983:Q2 及 1992:Q4-1993:Q4) 這些期間為「低成長期對應景氣高波動變異期間」。

由上述模型 I 至模型 III 的實證結果印證了我們的疑慮：景氣波動的變異的改變果然會影響到景氣轉折點的認定，由於一般民眾的消費、儲蓄計畫、廠商的投資決策以及政府重要經濟及金融政策的規劃與施行，都深受景氣變動影響，若錯誤的預測景氣改變的時點，可能會造成廠商獲利的損失，甚至影響經濟政策對於經濟發展的影響。McConnell, Mosser and Perez-Quiros (1999) 認為造成景氣波動變異改變的可能的解釋為「結構改變的假說」，這個假說認為造成美國景氣波動變異下降的現象可能源於技術創新或法律規章的改變，使得經濟各部門間的差異縮小，最後造成景氣成長的波動更加平滑。他們的想法與 Perron (1989) 及 Diebold (1986) 有異曲同工之處，Perron (1989) 認為若我們忽略了結構性改變的影響，則傾向得到無法拒絕單根之結果，Diebold (1986) 則是認為傳統 GARCH 模型易得到高持續性 (high persistent) 的結果也是因為忽略了二皆動差 (變異數) 亦具有結構改變的問題，Lamoureux and Lastrapes (1990) 以模擬的方結果印證了 Diebold (1986) 的猜測，而我們的實證結果也證實了景氣波動變異存在結構改變的現象。

4.3 模型 IV 的實證結果

模型 IV 的估計結果整合於表 7，所估計出之美國、日本及台灣景氣高波動變異期間的全期機率圖形則整理於圖 5 至圖 7。¹⁷ 首先觀察美國的實證結果可以發現，未知參數 α_{11} , α_{01} , α_{10} , α_{00} 的估計值分別為 1.258, -0.265, 0.899, 0.053，雖然 α_{01} 及 α_{00} 的估計值並不顯著，¹⁸ 但由圖 5 可知模型 IV 能夠非常成功地預測美國每一次的景氣轉折點，而且景氣波動變異的時點亦發生在 1984:Q1，與模型 II 所捕捉到的時點相同。由移轉機率的估計值得知美國景氣擴張期及衰退期的持續期間分別約為 $(1-p_{11}^a)^{-1}=13.5$ 季及 $(1-p_{00}^a)^{-1}=4$ 季，與模型 I 的結果亦相近。變異數的移轉機率的估計值亦顯示景氣高低波動變異的持續期間都相當地長，此結果與 McConnell and Perez-Quiros (2000) 類似。

在日本方面，模型 IV 所有的參數估計值皆顯著異於零，而且模型 IV 在預測日本的景氣轉折點的表現也有非常大的改善，模型 I 在 1974 年之後無法區分出景氣狀態，但模型 IV 已可以認定出景氣轉折點，雖然其仍有一次的「遺漏」誤差及四次的「誤認」誤差（圖 6）；而景氣波動的變異估計結果則與模型 III 相同，在 1975:Q1 年之後景氣波動的變異就屬於低波動期間，顯示這個模型能準確認定景氣轉折點而且同時能夠掌握景氣波動變異的特色。

模型 IV 在台灣的景氣轉折點的預測表現，同樣也有非常大的改善，所有的參數估計值皆顯著異於零，而 α_{11} , α_{01} , α_{10} , α_{00} 的估計值分別為 12.984, -6.650, 6.370, 4.484，由圖 7 之(b)圖可以看出高波動變異的期間除了 2001 年外，尚包括 1983-1984 及 1986-1987 兩個期間。我們從台灣經濟發展的歷程可知 1983-1984 及 1986-1987 兩個期間是台灣經濟高度成長的期間，其經濟成長率甚至高達 10% 以上；而 2001 年則是台灣最近所經歷最嚴重的一次經濟衰退，該年所得成長甚至為負，因此模型 IV 將此三個期間認定為景氣高

17 模型 IV 由於包括兩個不同的狀態變數 S_t 及 V_t ，即使模型為 AR(2)，仍會受到 S_t , V_t , S_{t-1} , V_{t-1} , S_{t-2} , V_{t-2} 的影響，這使得於計算概似函數值時變得非常繁複，因此我們採用 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的建議令其為 AR(1)。

18 McConnell and Perez-Quiros (2000) 同樣得到 α_{01} 及 α_{00} 的估計值並不顯著的結果。

表 7：模型 IV 的估計結果

估計模型： $y_t = \alpha(S_t, V_t) + \phi(y_{t-1} - \alpha(S_{t-1}, V_{t-1})) + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(V_t))$

$$\alpha(S_t, V_t) = \alpha_{00}(1 - S_t)(1 - V_t) + \alpha_{01}S_t(1 - V_t) + \alpha_{10}(1 - S_t)V_t$$

$$+ \alpha_{11}S_tV_t, S_t, V_t = 0, 1,$$

$$\sigma^2(V_t) = \sigma_0^2(1 - V_t) + \sigma_1^2V_t, V_t = 0, 1$$

參數	美國		加拿大		英國	
	V=1	V=0	V=1	V=0	V=1	V=0
α_{1V}	1.258** (0.169)	0.899** (0.068)	1.207** (0.152)	0.773** (0.080)	4.292** (0.383)	3.221** (0.891)
α_{0V}	-0.265 (0.293)	0.053 (0.219)	-0.552 (0.659)	-0.787** (0.269)	-3.139** (1.325)	2.530** (0.296)
σ_V^2	0.928** (0.152)	0.171** (0.034)	0.865** (0.163)	0.498** (0.060)	2.554** (0.591)	0.339** (0.072)
ϕ	0.127 (0.102)		0.283** (0.010)		0.730** (0.035)	
$\rho_{\alpha_1}^{\alpha}$	0.926** (0.031)		0.980** (0.014)		0.966** (0.019)	
$\rho_{\alpha_0}^{\alpha}$	0.733** (0.098)		0.725** (0.154)		0.865** (0.070)	
$\rho_{\alpha_1}^{\sigma^2}$	0.995** (0.005)		0.975** (0.020)		0.874** (0.071)	
$\rho_{\alpha_0}^{\sigma^2}$	0.994** (0.008)		0.978** (0.020)		0.939** (0.031)	
參數	義大利		日本		台灣	
	V=1	V=0	V=1	V=0	V=1	V=0
α_{1V}	1.547** (0.122)	0.680** (0.096)	4.123** (0.752)	3.115** (0.352)	12.984** (1.000)	6.370** (0.229)
α_{0V}	-0.393 (0.229)	0.119 (0.216)	-1.448 (1.433)	0.889** (0.241)	-6.650** (1.906)	4.484** (0.891)
σ_V^2	0.262** (0.044)	0.244** (0.077)	4.350** (1.031)	0.564** (0.116)	1.241** (0.491)	0.438** (0.095)
ϕ	-0.059 (0.115)		0.618** (0.059)		0.613** (0.046)	
$\rho_{\alpha_1}^{\alpha}$	0.869** (0.062)		0.917** (0.038)		0.903** (0.040)	
$\rho_{\alpha_0}^{\alpha}$	0.673** (0.134)		0.710** (0.097)		0.701** (0.106)	
$\rho_{\alpha_1}^{\sigma^2}$	0.988** (0.021)		0.971** (0.021)		0.767** (0.115)	
$\rho_{\alpha_0}^{\sigma^2}$	0.992** (0.009)		0.983** (0.015)		0.960** (0.022)	

括弧內的數字為估計標準差。

**代表該數據在 5% 顯著水準下顯著。

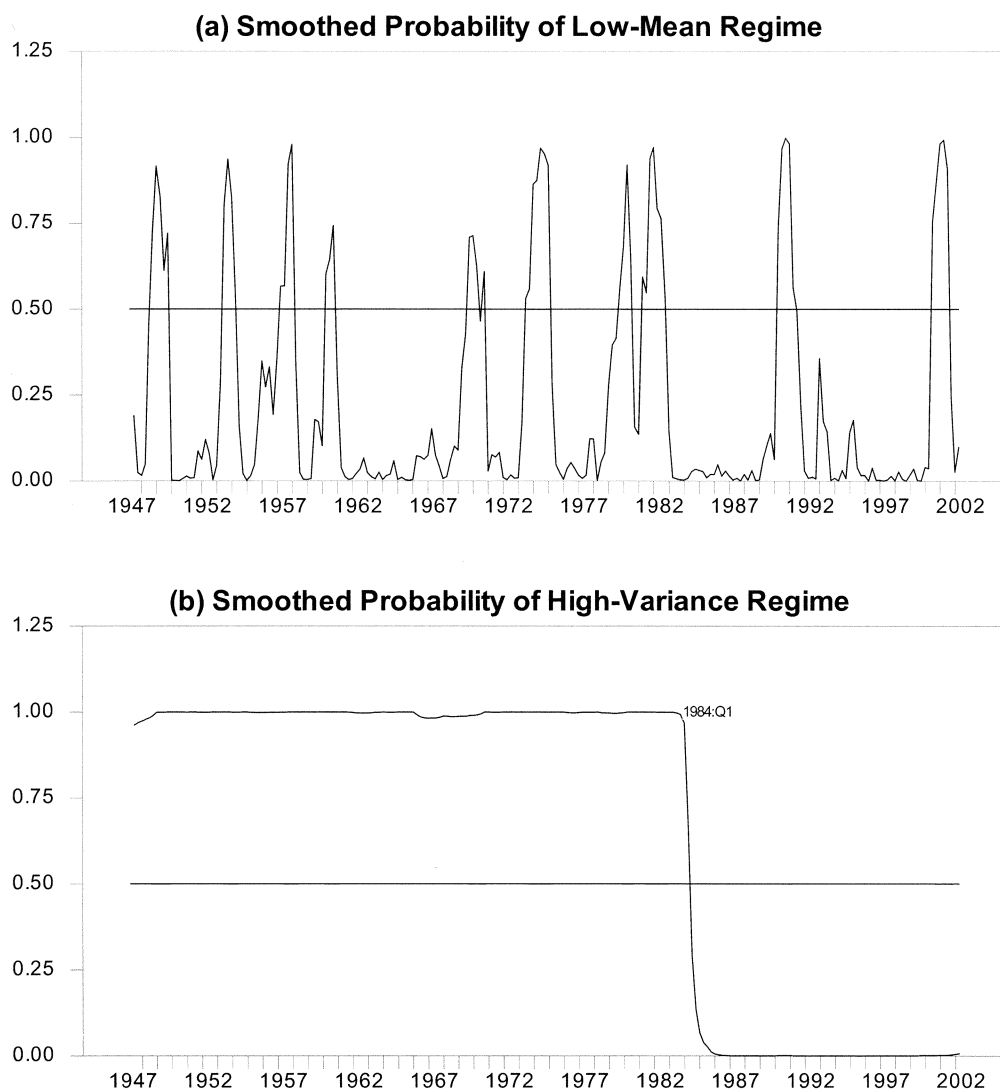


圖 5：圖形(a)是以模型 IV 所認定出之美國低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 IV 所估計出之美國成長率高變異的全期機率圖。

波動變異的期間與現實狀況頗為一致。由圖 7 之(a)圖更可察覺模型 IV 只發生了兩次的「遺漏」誤差，分別在 1980-1981 及 1995 年兩段期間，相較於模型 I 的預測表現已有非常大的改善。

我們省略模型 IV 在英國、加拿大及義大利的實證說明，有興趣的讀者可以向作者索取。進一步根據模型 I 至模型 IV 的實證結果，歸納出一些重要結

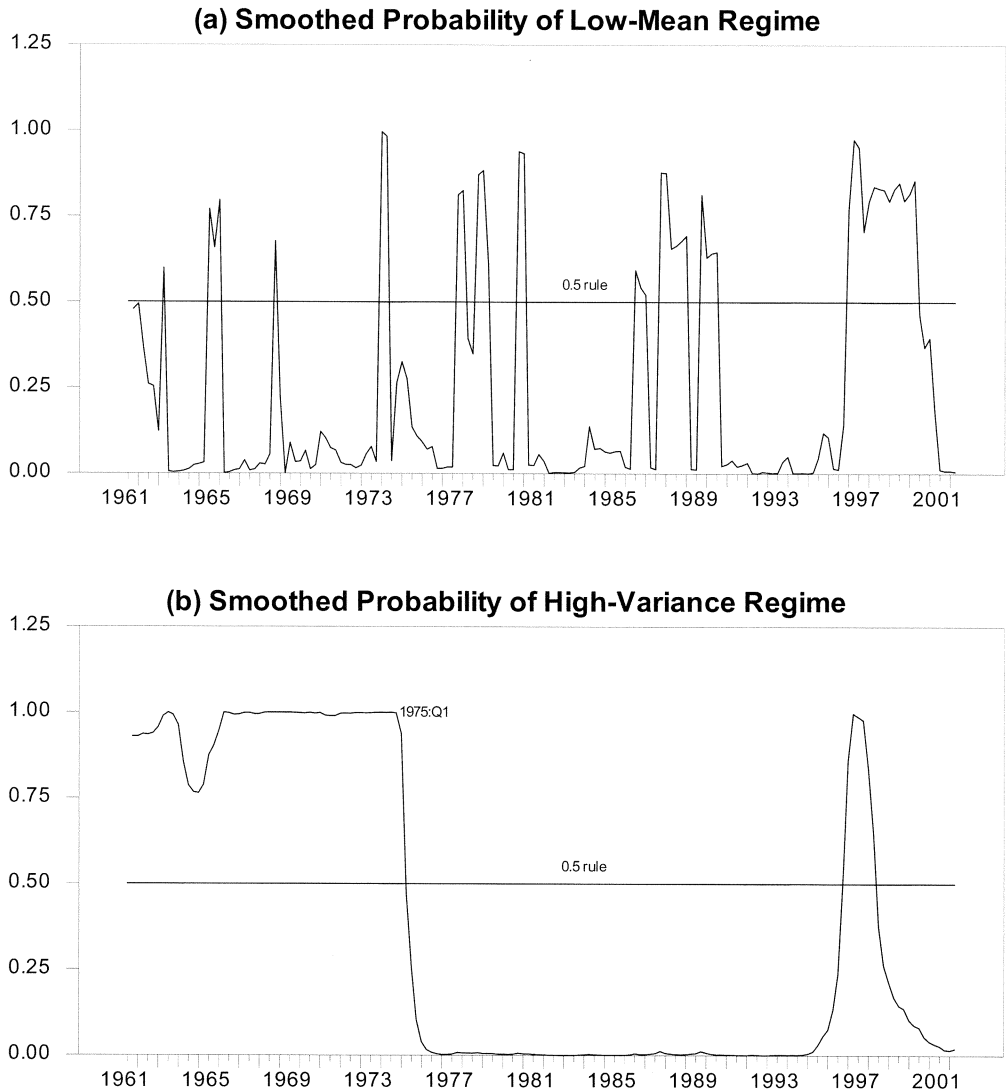


圖 6：圖形(a)是以模型 IV 所認定出之日本低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 IV 所估計出之日本成長率高變異的全期機率圖。

果並整理於表 8 供讀者參考。本文所關心的一個問題：景氣波動變異下降的現象是否為共同的趨勢？我們發現各國的景氣波動變異下降的現象的確存在；而且景氣的波動變異改變是影響景氣轉折點無法準確認定的可能原因之一。此外，McConnell and Perez-Quiros (2000) 所提出的修正模型（模型 IV）能夠有效捕捉景氣波動變改變的時點，同時也能夠兼顧某些國家的景氣

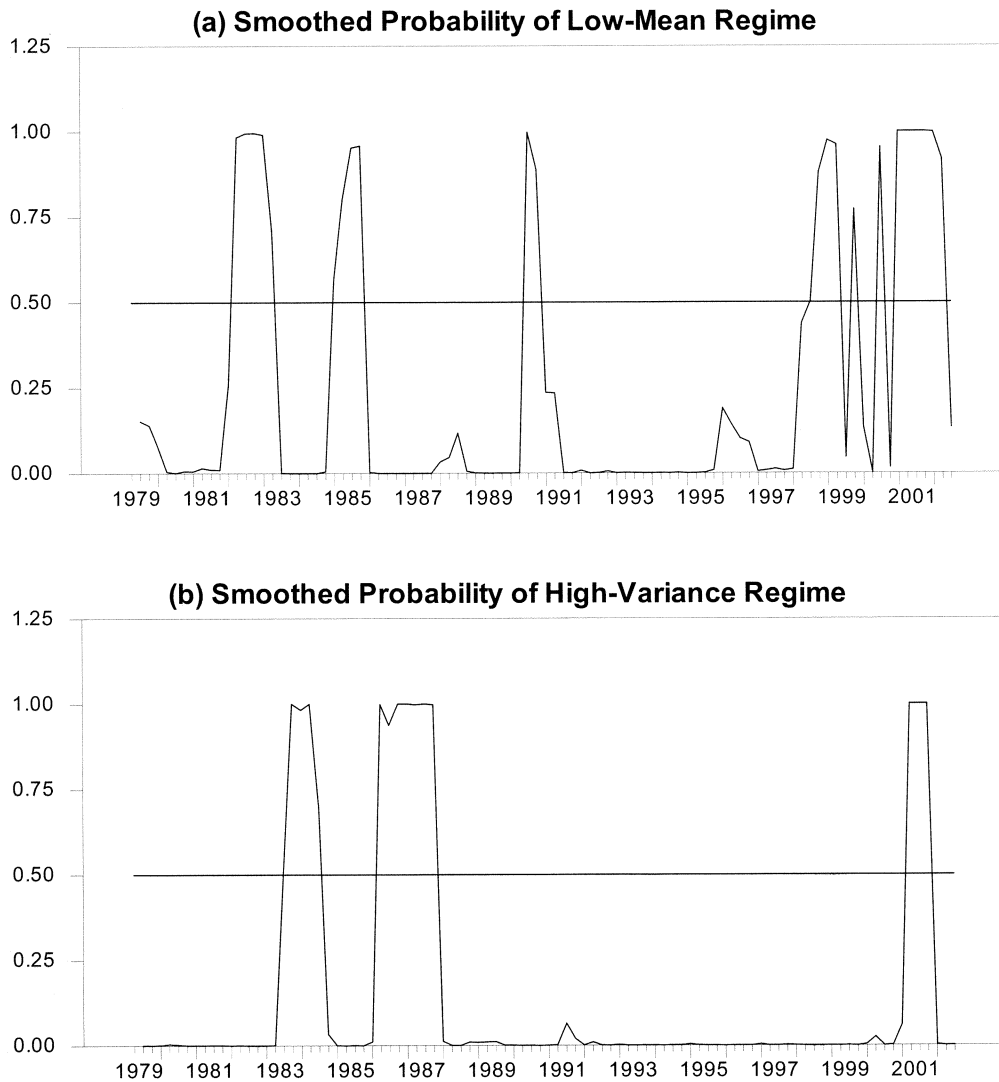


圖 7：圖形(a)是以模型 IV 所認定出之台灣低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 IV 所估計出之台灣成長率高變異的全期機率圖。

轉折點由於景氣波動變異的改變而無法準確認定的困擾，如義大利、日本及台灣等。

4.4 多變量馬可夫轉換模型分析

景氣循環理論中除了非線性的特色外，Lucas (1977) 特別強調景氣循環

表 8：綜合整理

國家	景氣認定表現	景氣波動變異是否改變	模型改善表現	
	Model I	Model II	Model III	Model IV
美國	優 (無任何誤認)	是 (1984:Q1)	不佳	優
加拿大	優 (四次 MISS)	是 (1987:Q3)	不佳	優
英國	優 (四次 MISS)	是 (1992:Q4)	不佳	優
義大利	尚可 (一次 FALSE)	是 (1981:Q1)	不佳	優
日本	差 (見圖 3)	是 (見圖 6)	不佳	優
台灣	差 (見圖 3)	是 (見圖 7)	不佳	優

MISS 代表「遺漏」。

FALSE 代表「誤認」。

的另一個特點：「重要的總體經濟變數如消費、投資以及就業人數偏離時間趨勢的波動與 GNP 波動共同變動的現象」。換言之，在建構實證模型的過程中，應該要能夠掌握景氣循環的另一重要關鍵因素：變數之間共同波動，Diebold and Rudebusch (1996) 的文章也特別強調這個特點。而上述模型的共同缺點就是其模型設定皆為單變量的馬可夫轉換模型，雖然可以捕捉非線性的特徵，但卻無法刻劃變數之間共同波動行為。為了同時刻劃景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵，我們將 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型設計與 Kim and Yoo (1995), Chauvet (1998) 及 Kim and Nelson (1998) 等學者所提出的馬可夫轉換因子模型相結合，¹⁹ 我們稱此模型為模型 V，如下所示：

19 馬可夫轉換因子模型是結合 Stock and Watson (1989, 1991) 的動態因子模型 (dynamic factor model) 以及 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型綜合而成。

$$y_t = \gamma_i c_t + z_t, t = 1, \dots, T, \quad (16)$$

$$\phi(B)c_t = \alpha(S_t, V_t) + \eta_t, \eta_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma_c^2(V_t)), \quad (17)$$

$$\alpha(S_t, V_t) = \alpha_{00}(1 - S_t)(1 - V_t) + \alpha_{01}S_t(1 - V_t) \quad (18)$$

$$+ \alpha_{10}(1 - S_t)V_t + \alpha_{11}S_tV_t, S_t = 0, 1,$$

$$\theta(B)z_t = \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{MVN}(0, \Sigma). \quad (19)$$

其中 $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}]'$ 為代表景氣波動的 n 個重要總體經濟變數，假設每一個變數皆由共同因子 (common component) 部份及個別波動部份 (idiosyncratic component) 所組成，共同因子部份 c_t 同時受到看不見的狀態變數 S_t, V_t 之影響， S_t, V_t 之定義如前所述；個別波動部份 $z_t = [z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt}]'$ 的所有變數必須是恆定的 (stationary) 且其分配之平均數為 0，變異數為對角矩陣 Σ ，表示變數之間互不相關 (uncorrelated)。而 $\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_k B^k)$ 為一常數多項式， $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_r B^r)$ 則為向量多項式， B 代表遞延操作因子。

我們以台灣為例，探討這個修正多變量馬可夫轉換模型是否能夠同時刻劃台灣景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵。除了實質 GDP 成長率資料外，我們另考慮了製造業實質銷售值 (real manufacturing sale) 及就業人數 (labor force employed)，這兩個經濟變數皆被認定為順循環 (pro-cyclical) 變數，且和實質 GDP 皆為景氣的同時指標 (參閱 Farmer, 2002)。模型 V 的實證結果整理於表 8，所估計出之景氣處於收縮期及高波動變異期間的全期機率圖形則整理於圖 8。²⁰

首先我們可以利用下列檢定來判斷所選取的變數是否為景氣共同波動的優良選擇。若各變數於共同因子部分 c_t 的估計係數不顯著異於零，亦即若虛無假設 $H_0: \gamma_i = 0, i = 1, \dots, n$ 無法被拒絕時，則表示接受該變數並不是一個優良的景氣循環同時指標。實證結果顯示虛無假設 $\gamma_i = 0, i = 2, 3$ 於 5% 的顯著水準下皆被拒絕，表示製造業實質銷售值及就業人數這兩個經濟變數的確為

20 要進行多變量馬可夫轉換因子模型的估計之前須先將其改寫成狀態空間模型 (state-space model)，再根據 Kim and Nelson (1999c) 的方法進行推估，所使用的推估軟體及收斂技巧如 3.2 節所介紹。

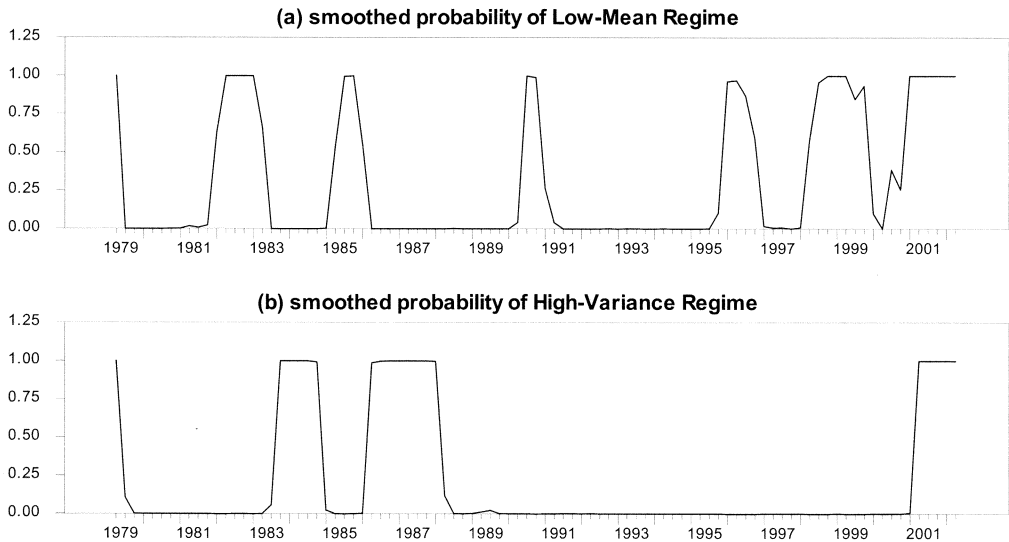


圖 8：圖形(a)是以模型 V 所認定出之台灣低成長期的全期機率圖。圖形(b)是以模型 V 所估計出之台灣成長率高變異的全期機率圖。

景氣循環的同時指標。

接著由模型 V 參數 α_{11} , α_{01} , α_{10} , α_{00} 的估計值可知，景氣「景氣高成長對應高波動變異期」及「景氣低成長對應高波動變異期」的成長率分別為 11.19%、-1.66%，而景氣「景氣高成長對應低波動變異期」及「景氣低成長對應低波動變異期」的成長率分別為 6.82%、4.46%；由移轉機率的估計值可知台灣於 1980 年之後景氣擴張期及衰退期的持續期間分別約為 $(1 - p_{11}^a)^{-1} = 11$ 季及 $(1 - p_{00}^a)^{-1} = 5$ 季。同時景氣波動低變異持續期間相較於景氣波動高變異持續期間要長，且由圖 8 之(b)圖可以看出其所認定出的高波動變異的期間與模型 IV 相同，同樣包括 1983-1984 及 1986-1987 及 2001 年三個期間。在台灣的景氣轉折點的預測表現則較模型 IV 有更進一步的改善。

其次，我們同樣觀察馬可夫轉換因子模型所估計出的當期機率所認定的景氣收縮期，與官方所公告的日期相對比，作為另一個評估的基準。模型 V 只在 1980-1981 發生了一次的「遺漏」誤差，顯示這個修正多變量馬可夫轉換模型能夠同時刻劃台灣景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵。

表 9：模型 V 的估計結果

估計模型： $y_t = \gamma_i C_t + z_t, t = 1, \dots, T$

$$\phi(B)C_t = \alpha(S_t, V_t) + \eta_t, \eta_t \sim \text{i.i.d.}N(0, \sigma_c^2(V_t)),$$

$$\theta(B)z_t = \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{MVN}(0, \Sigma)$$

參數	估計值	標準差	t -統計量
p_{00}^α	0.801	0.082	9.70
p_{11}^α	0.905	0.037	24.30
$p_{00}^{\sigma^2}$	0.958	0.023	40.30
$p_{11}^{\sigma^2}$	0.802	0.089	8.97
α_{00}	4.460	0.223	20.00
α_{10}	6.826	0.151	45.20
α_{01}	-1.663	0.824	2.02
α_{11}	11.199	0.536	20.90
γ_2	0.290	0.013	21.50
γ_3	1.503	0.117	12.90
$\sigma_c^2(0)$	0.200	0.382	0.52
$\sigma_c^2(1)$	2.710	1.130	2.39
σ_1	0.451	0.428	1.05
σ_2	0.800	0.124	6.45
σ_3	61.900	9.290	6.67

γ_1 已標準化爲一。

5 結論

有關景氣循環的非線性及共同波動特徵之研究非常多，但景氣波動變異行爲可能改變的事實多爲學者所忽略，我們首先利用簡單的模擬分析發現：景氣波動的變異若發生改變，的確可能影響景氣轉折點預測的準確度。本文延伸 Kim and Nelson (1999a) 及 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的研究，以五個先進國家及台灣爲實證對象，針對景氣波動變異的特性進行跨國的實證研究。

我們發現各國實質所得成長率的變異都有改變的現象，各國的景氣波動

的變異下降的現象的確存在；而且景氣的波動變異改變是影響景氣轉折點無法準確認定的可能原因之一。實證模型若不考慮這個特點，將使傳統的馬可夫轉換模型無法準確預測各國的景氣轉折點，其中以日本及台灣最為嚴重。

McConnell and Perez-Quiros (2000) 所提出的修正模型的確能夠改善某些國家的景氣轉折點由於景氣波動變異的改變而無法準確認定的困擾，如義大利、日本及台灣等。為了能夠同時刻劃景氣非線性、共同波動行為及景氣波動的變異行為等三個特徵，我們進一步將 McConnell and Perez-Quiros (2000) 的模型與馬可夫轉換因子模型相結合，並以台灣為實證對象，我們發現這個修正多變量馬可夫轉換模型能夠同時準確地捕捉台灣景氣轉折點及景氣波動的變異行為。

參考資料

林向愷、黃裕烈、管中閔

1998 〈景氣循環轉折點認定與經濟成長率預測〉，《經濟論文叢刊》26: 431-457。

周濟、管中閔

1999 〈我國第八波景氣循環谷底之認定及形成原因之探索〉，《經濟專論》，頁 192。台北：中華經濟研究院。

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〉，《人文及社會科學集刊》13: 515-540。

Albert, J. and S. Chib

1993 "Bayesian Analysis via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shifts," *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 1-5.

Arias, A, G. D. Hansen and L. E. Ohanian

2004 "Why Have Business Cycle Fluctuations Become Less Volatile?" Working Paper.

Artis, M. J., Z. G. Kontolemis and D. R. Osborn

1997 "Business Cycles for G7 and European Countries," *Journal of Business* 70: 249-279.

Bhar, R. and S. Hamori

2003 "Alternative Characterization of the Volatility in the Growth Rate of Real GDP," *Japan and World Economy* 15: 223-231.

- Brock, W., W. D. Dechert, J. Scheinkman and B. LeBaron
1996 "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension," *Econometric Review* 15: 197-235.
- Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans
1975 "Technique for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of Royal Statistical Society Series B* 37: 149-163.
- Chauvet, M.
1998 "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching," *International Economic Review* 39: 969-996.
- Chauvet, M. and J. M. Piger
2003 "Identifying Business Cycle Turning Points in Real Time," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 85: 47-61.
- Chen, S.-W.
2001 "A Note on Taiwan's Business Chronologies in Terms of the Markov-Switching Factor Model," *Taiwan Economic Review* 29: 153-176.
- Chen, S.-W. and J.-L. Lin
2000a "Modelling Business Cycles in Taiwan with Time-varying Markov-Switching Models," *Academia Economic Papers* 28: 17-42.
2000b "Identifying Turning Points and Business Cycles in Taiwan: A Multivariate Dynamic Markov-Switching Factor Model Approach," *Academia Economic Papers* 28: 289-321.
- Diebold, F. X.
1986 "Modelling the Persistence of Conditional Variance: A Comment," *Econometric Review* 5: 51-56.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch
1989 "Scoring the Leading Indicator," *Journal of Business* 62: 369-391.
1996 "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective," *The Review of Economics and Statistics* 78: 67-77.
- Durland, J. M. and T. H. McCurdy
1994 "Duration-dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth," *Journal of Business and Economic Statistics* 12: 279-288.
- Farmer, R. E. A.
2002 *Macroeconomics*, 2nd Edition, South-Western.
- Filardo, A. J.
1994 "Business-cycle Phases and Their Transitional Dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics* 12: 299-308.
- Fountas, S., M. Karanasos and J. Kim
2002 "Inflation and Output Growth Uncertainty and Their Relationship with Inflation and Output Growth," *Economics Letters* 75: 293-301.
- Friedman, M.
1969 *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, ch. 12: 261-284. Chicago:

- Aldine.
1993 "The Plucking Model of Business Fluctuations Revised," *Economic Inquiry* 31: 171-177.
- Fritsche, U. and V. Kouzine
2002 "Delcine Output Volatility and Monetary Policy in Germany," working paper.
- Granger, G. W. J.
1993 "Strategies for Modelling Nonlinear Time-series Relationships," *The Economic Record* 69: 233-238.
- Ghysels, E.
1994 "On the Periodic Structure of the Business Cycle," *Journal of Business and Economic Statistics* 12: 289-298.
- Goodwin, T. H.
1993 "Business-Cycle Analysis with a Markov-switching Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 331-339.
- 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. and G. Perez-Quiros
1996 "What Do Leading Indicators Lead?" *Journal of Business* 69: 27-49.
- Hansen, B. E.
1992 "Testing for Parameter Instability Linear Models," *Journal of Policy Modeling* 14: 517-533.
- Hess, G. D. and S. Iwata
1997 "Measuring and Comparing Business Cycle Features," *Journal of Business and Economic Statistics* 15: 432-444.
- Kim, C.-J.
1994 "Dynamic Linear Models with Markov-Switching," *Journal of Econometrics* 60: 1-22.
- 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.
1999a "Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycles," *Review of Economics and Statistics* 81: 608-616.
1999b "Friedman's Plucking Model of Business Fluctuations: Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components," *Journal of Money, Credit, and Banking* 31: 317-334.
1999c *State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications*, Cambridge: The MIT Press.
- Kim, M.-J. and J.-S. Yoo
1995 "New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov-Switching

- Factor Model Approach," *Journal of Monetary Economics* 36: 607-630.
- Krämer, W., W. Ploberger and R. Alt
1988 "Testing for Structural Change in Dynamic Models," *Econometrica* 56: 1355-1369.
- Lahiri, K. and J. G. Wang
1994 "Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in a Markov-switching Model," *Journal of Forecasting* 13: 245-263.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes
1990 "Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 8: 225-234.
- Layton, A. P.
1998 "A Further Test of the Influence of Leading Indicators on the Probability of US Business Cycle Phase Shifts," *International Journal of Forecasting* 14: 63-70.
- McConnel, M. M., P. C. Mosser and G. Perez-Quiros
1999 "A Decomposition of the Increased Stability of GDP Growth," *Current Issues in Economics and Finance* 5: 1-6.
- McConnel, 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.
- Mills, T. C. and P. Wang
2002 "Plucking Models of Business Cycle Fluctuations: Evidence from the G-7 Countries," *Empirical Economics* 27: 255-276.
- Perron, P.
1989 "The Great Crash, the Oil Crisis and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica* 57: 1361-1401.
- Teräsvirta, T.
1994 "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association* 89: 208-218.
- Tong, H.
1990 *Non-Linear Time Series: A Dynamic System Approach*, Oxford: Oxford University Press.

An Analysis of the Effect of Output Volatility on Turning Points Identification: International Evidence

Shyh-wei Chen*

Associate Professor

Department of Economics, Tunghai University

ABSTRACT

Despite the abundance of studies on the feature of asymmetry and co-movement of the business cycle in the extant literature, rarely has this issue been investigated for the volatility behavior of the business cycle. This paper fills this gap and we investigate the volatility of the rates of output growth for the US, Canada, the UK, Italy, Japan and Taiwan. The empirical results show that there have been structural changes in the volatility of output growth for these countries. While the Markov Switching heteroscedasticity model can capture this feature very well for all six countries, the modified Markov Switching heteroscedasticity model introduced here not only performs extremely well in modeling the volatility behavior of the growth rate of real GDP, but, at the same time, also successfully identifies business cycle peak and trough dates.

Key Words: business cycle volatility, nonlinear, co-movement,
Markov Switching model

*I would like to thank the associate editor and two anonymous referees for helpful comments and suggestions. The usual disclaimer applies.