

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

徐士勛

台灣大學經濟系

管中閔

中央研究院經濟研究所

由於近年許多研究都無法辨認 1990 年以後台灣的景氣循環狀態，本文主要的目的就是希望能藉由適當的計量方法來克服此一困難。我們首先考慮了經濟變數可能的結構性轉變，並以最小平方法估計轉變的時點，然後利用雙變量馬可夫轉換模型來分析結構性轉變時點後的資料。為了避免估計結果的抽樣變動程度過大，我們採用紀卜斯抽樣法做為模型的估計方法。藉由上述的方法，我們可以認定台灣在 1990 年後已經歷了兩次完整的景氣循環，其中第一個循環和經建會所公佈的第八波景氣循環相去不遠，而第二個循環則和經建會所公佈的第九波景氣循環完全一致。我們的研究也顯示，雙變量模型的確較單變量模型更能捕捉景氣循環的特性，而 1990 年之後台灣的景氣循環現象也和過去大不相同。

關鍵詞：景氣循環、紀卜斯抽樣法、馬可夫轉換模型、結構性轉變

1 前言

景氣循環的認定一直都是經濟學研究中重要的研究課題，而景氣循環中

* 徐士勛為台灣大學經濟系博士班學生，管中閔為中央研究院經濟研究所研究員。作者們感謝黃裕烈對本研究的協助，以及兩位匿名評審所提供的寶貴意見。

收稿日期：89 年 12 月 30 日；接受刊登日期：90 年 10 月 15 日

的轉折點更是政府及民間部門在作經濟相關決策時的重要依據。我國行政院經濟建設委員會（以下簡稱經建會）依循美國 NBER 所制訂的方法和程序來認定台灣的景氣波動，並定期公布其認定的結果以供各界參考。根據經建會所做的認定，台灣自從 1960 以來業已經歷了 9 次完整的景氣循環。另一方面，學術界通常採用計量方法與模型來辨認景氣循環狀態，其中常用的計量模型為 Stock and Watson (1989, 1991) 的動態因子模型 (dynamic factor model) 和 Hamilton (1989, 1994) 的馬可夫轉換模型 (Markov switching model)；請參見林向愷和黃朝熙 (1993)，林向愷、黃裕烈和管中閔 (1998)，Huang (1999)，Chen and Lin (2000a, b)，和饒秀華、林修葳和黎明淵 (2001)。這些研究所採用的模型多能適當的描述台灣在 1990 年以前的景氣循環，而所認定的結果也和經建會所公布者相去不遠，然而這些模型卻似乎對認定 1990 年以後的景氣循環束手無策。

我們這篇論文最主要的目的就是希望能藉由適當的計量方法來認定 1990 年以後台灣的景氣循環狀態。根據 Diebold and Rudebusch (1996) 的討論，一個能適當描述景氣循環的模型，必須能捕捉景氣循環中的兩個重要特徵：總體變數的共同波動和各種波動狀態（如擴張期或衰退期）的持續性。但是，動態因子模型只考慮了變數的共同波動，而單變量馬可夫轉換模型則只適合區分不同狀態，並捕捉狀態的持續性，故兩者均不符合 Diebold and Rudebusch (1996) 的要求。Diebold and Rudebusch (1996) 於是設計了一種方式綜合這兩類模型，以同時捕捉共同波動和持續性，但這種方式卻產生了估計上的困難；參見 Kim (1994) 和 Kim and Nelson (1998)。除此之外，另一種符合上述要求的模型是多變量馬可夫轉換模型。

從過去的資料觀察，台灣經濟在 1990 年前後的成長速度有相當大的差異；例如，GDP 的平均成長率在 1960 年代，1970 年代和 1980 年代分別為 9.82%，10.27%，和 8.16%，但在 1990 年以後卻降為 6.19%。換言之，台灣經濟的成長速度在 1990 年以後明顯趨緩，至多只能維持溫和成長。此時我們若採用馬可夫轉換模型來分析樣本中所有的資料，則模型即可能將 1990 年以後的經濟成長率都歸類為同一種成長狀態，以致無法認定這段期間的循環現象。在這篇論文中，我們首先考慮了經濟變數可能的結構性轉變 (structural

change)，並以最小平方法估計轉變的時點（也就是 change point），然後利用雙變量馬可夫轉換模型來分析結構性轉變時點後的資料。爲了避免因資料過少而造成估計結果的抽樣變動程度（sampling variation）過大，我們採用了紀卜斯抽樣法（Gibbs sampling）做爲模型的估計方法。據我們所知，此一方法在國內的經濟研究中雖然已有一些應用，但尚未被用來估計馬可夫轉換模型。藉由上述的方法，我們可以清楚認定台灣在 1990 年後已經經歷了兩次完整的景氣循環，其中我們所認定的第一個循環和經建會所公佈的第八波景氣循環相去不遠，而第二個循環則和經建會所公佈的第九波景氣循環完全一致。因此，我們的作法應有相當的參考價值。我們的研究也顯示，雙變量模型的確較單變量模型更能捕捉總體變數資料的特性，而 1990 年之後台灣的景氣循環現象也和過去大不相同，平均循環期間大爲縮短，而擴張期和收縮期的不對稱現象也較不顯著。

本文的章節編排如下。我們首先在第二章介紹實證上所採用的馬可夫轉換模型，並於第三章簡單說明模型的估計方式，以及參數的先驗分配和事後分配。本文的實證結果和討論列於第四章；結論則爲第五章。本文的附錄爲執行紀卜斯抽樣法的參數先驗和事後分配。

2 馬可夫轉換模型

Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型，主要是利用一不可觀察的狀態變數（state variable）來區分時間序列資料在不同狀態下的行爲，而狀態變數本身則依循馬可夫鏈（Markov chain）而變動。相較於傳統的時間序列或計量模型，馬可夫轉換模型能捕捉更複雜的動態行爲，故早已成爲分析總體經濟變數和財務變數的一項重要工具；Hamilton (1994) 和 Kim and Nelson (1999) 對這個模型和其各種變化有更詳細的討論。由林向愷、黃裕烈和管中閔 (1998)，Huang (1999)，Chen and Lin (2000a, b)，和饒秀華、林修葳和黎明淵 (2001) 等研究亦可發現，馬可夫轉換模型非常適合用來辨認台灣的景氣循環現象。

對於一組時間序列資料 y_t ，雙狀態的馬可夫轉換模型可以表示爲

$$y_t = \alpha_{s_t} + \sum_{j=1}^m \beta_j y_{t-j} + \epsilon_t,$$

其中 $\{\epsilon_t\}$ 是期望值為0，變異數為 σ^2 的數列， s_t 為不可觀察的狀態變數，其實現值為0或1， α_{s_t} 代表模型截距項的係數，其值隨狀態變數的實現值而改變（分別為 α_0 和 α_1 ）， β_j 則是和狀態無關的係數。這個模型在文獻上已有更一般化的設定；例如我們可允許 β_j 也隨狀態而變動，或者設定 s_t 有兩個以上的實現值，以捕捉變數在多狀態下的行為。

馬可夫轉換模型最重要的特點就是狀態變數 s_t 遵循馬可夫鏈而變動；亦即只有前一期狀態變數 s_{t-1} 會影響當期狀態變數 s_t 的行為，而影響的方式則由狀態轉換機率矩陣所規範。狀態轉換機率矩陣表示如下：

$$\begin{bmatrix} P(s_t=0|s_{t-1}=0) & P(s_t=0|s_{t-1}=1) \\ P(s_t=1|s_{t-1}=0) & P(s_t=1|s_{t-1}=1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix}.$$

也就是說，給定前一期的狀態，當期仍停留在同一狀態的機率為 p （或 q ），而轉換為另一狀態的機率則為 $1-p$ （或 $1-q$ ）。這種馬可夫結構可以表現狀態的持續性，而統計文獻上已有之混合模型（mixture model）的前後期狀態為隨機變動，故不具持續型。因此，兩者所能刻劃的動態行為並不相同。

Diebold and Rudebusch (1996) 認為，一個能刻劃景氣循環的模型必須能同時掌握景氣循環現象中總體變數的共同波動和波動狀態的持續性。由於單變量的馬可夫轉換模型只能分析單一變數，並無法掌握不同變數間的共同波動，因此本文中我們考慮多變量的馬可夫轉換模型：

$$y_t = \alpha_{s_t} + \sum_{j=1}^m A_j y_{t-j} + \epsilon_t, \quad (1)$$

其中 y_t 是由 k 個變數所組成的向量： $y_t = (y_{1,t} \ y_{2,t} \ \dots \ y_{k,t})'$ ， A_j 是由未知參數所組成的 $k \times k$ 矩陣， α_{s_t} 是隨狀態變數 s_t 所改變的 k 維向量， $\{\epsilon_t\}$ 則是期望值為0，共變異數矩陣為 Σ 的數列。如前所述，狀態變數 s_t 的行為由狀態轉換機率所決定：

$$\begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix}.$$

式中 $p = \mathbf{P}(s_t = 0 | s_{t-1} = 0)$ 且 $q = \mathbf{P}(s_t = 1 | s_{t-1} = 1)$ 。

關於景氣循環的討論，Lucas (1977) 強調景氣循環為重要總體變數如產出、消費、投資及就業人數的共同波動。而 Blanchard and Quah (1989) 也指出，只分析 GDP 並不足以解釋供給面和需求面的衝擊對產出波動的影響。Chen and Lin (2000b) 選擇 GDP 和私人消費作為雙變量馬可夫轉換模型中的總體變數。這種選擇的缺點在於，消費為 GDP 中主要的構成要素之一，其資料中所隱含的資訊也都存在於 GDP 之中。若以 GDP 與私人消費作為雙變量模型的基礎，這和以單變量模型分析 GDP 所得的結果可能相去不遠。準此，我們在實證分析時將考慮 GDP 和就業人數兩種變數。

有關馬可夫轉換模型中狀態變數的部分，Huang (1999) 和 Chen and Lin (2000b) 都採用了三狀態的模型。Huang (1999) 的研究指出，在分析 1990 年以前的資料時，兩狀態的模型仍然優於三狀態的模型。Chen and Lin (2000b) 的三狀態模型雖能捕捉 1990 年以後的一些景氣循環現象，但卻無法掌握 1990 年以前的一些重要循環。我們也嘗試估計三狀態的馬可夫轉換模型，結果發現狀態之間變動太過頻繁，以及同一狀態缺乏持續性等實證上不易解釋的情況。這些似乎都顯示，當馬可夫轉換模型中有超過兩個以上的狀態時，模型反而由於太過複雜而無法恰當的區分資料特性。由最近 40 年的資料看來，台灣的經濟成長強勁而且具有相當的持續性，其中有超過四分之一的時期經濟成長率高於 10%；即使經濟處於衰退的時候，經濟成長率仍多為正值，只有在一些特殊時期（如第一次石油危機）才出現負的成長率。因此，將台灣過去的經濟成長區分為高速和溫和成長兩種狀態應屬合理，其中高速成長期代表景氣中的擴張期，而溫和成長期代表衰退期。根據以上的討論，我們隨後的實證分析就採用雙變量，雙狀態的馬可夫轉換模型(1)作為實證分析的模型，而以 GDP 和就業人數作為分析的變數。

3 模型估計

文獻上多採用最大概似法來估計馬可夫轉換模型，如 Hamilton (1989, 1990, 1994) 和 Lam (1990)；紀卜斯抽樣法則提供了另一種估計方法，參見 Albert and Chib (1993) 和 McCulloch and Tsay (1994)。紀卜斯抽樣法是 Geman and Geman (1984) 所發展出來的一種馬可夫鏈蒙地卡羅 (Markov Chain Monte Carlo) 模擬方法。這個方法最先是為影像處理 (image processing) 所設計的，但現在已被廣泛的應用到各個領域中。國內已有少數計量分析採用此法，但並不多見；據我們所知，還沒有研究採用過這個方法來估計馬可夫轉換模型。

在執行紀卜斯抽樣法前，我們先將模型(1)的參數依據相近的性質分為四組：截距項係數 α_{s_t} ，斜率項係數 $A' = [A_1, \dots, A_m]$ ，共變異矩陣 Σ ，以及狀態轉換機率 p 和 q 。另外，每一期不可觀察的狀態變數 s_t ， $t=1, \dots, T$ ，則被視為第五組參數。在紀卜斯抽樣法中，參數都被視為隨機變數。為了使符號簡潔，令

$$\theta = \{\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5\}$$

為所有待估參數的集合，其中 θ_1 到 θ_5 依序表示截距項，斜率項，共變異矩陣，狀態轉換機率，及每一期狀態變數 s_t 等參數。

給定所能觀察到的資料 Y^T ，令

$$\pi(\theta_i | Y^T, \{\theta_j, j \neq i\}), \quad i=1, \dots, 5,$$

表示 θ_i 的完全條件分配 (full conditional distribution)，而此一分配是執行紀卜斯抽樣法時所必須先確定的。由於完全條件分配也就是貝氏定理中的條件事後分配 (conditional posterior distribution)，因此在後文中皆以條件事後分配稱之。值得注意的是，除了每一期狀態變數 s_t 外，我們均需先設定先驗分配 (prior distribution)，並結合概似函數，始能推導出條件事後分配。有關先驗分配的設定以及推導出來的條件事後分配請參見附錄。

一旦得到這 5 組參數的條件事後分配後，就可隨機產生所有欲估參數的起始值：

$$\theta^{(0)} = \{\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_5^{(0)}\}.$$

而後，我們可經由下列步驟反覆抽取而得到 θ 的第 i 次實現值。

1. 從條件事後分配 $\pi(\theta_1 | Y^T, \theta_2^{(i-1)}, \dots, \theta_5^{(i-1)})$ 中抽取一個 θ_1 的實現值，記為 $\theta_1^{(i)}$ 。
2. 從條件事後分配 $\pi(\theta_2 | Y^T, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_5^{(i-1)})$ 中抽取一個 θ_2 的實現值， $\theta_2^{(i)}$ 。
3. 以相同的方式產生 $\theta_3^{(i)}, \theta_4^{(i)}, \theta_5^{(i)}$ 。

經由這些步驟， θ 的第 i 次實現值為

$$\theta^{(i)} = \{\theta_1^{(i)}, \theta_2^{(i)}, \dots, \theta_5^{(i)}\}.$$

重複上述步驟 N 次即可得到「紀卜斯數列」(Gibbs sequence) $\{\theta^{(1)}, \theta^{(2)}, \dots, \theta^{(N)}\}$ 。根據紀卜斯數列，我們可以計算出 θ_i 的 N 個條件事後分配。舉例而言， θ_1 的條件事後分配為

$$\pi(\theta_1 | Y^T, \theta_2^{(i)}, \theta_3^{(i)}, \dots, \theta_5^{(i)}), \quad i=1, \dots, N.$$

為了避免起始值的不同所造成的影響，傳統上的作法是丟棄紀卜斯數列的前 N_1 次的抽樣結果，而僅以其後 N_2 次的抽樣結果作為估計的依據，其中 $N_1 + N_2 = N$ 。在後面的實證分析中，我們參照文獻上常用的設定，令 $N_1 = 1000$ ， $N_2 = 5000$ 。

Geman and Geman (1984) 已證明了當 N 趨近無窮大，紀卜斯數列以指數的速度收斂到 θ 的聯合事後分配，即

$$\theta^{(N)} \xrightarrow{D} \pi(\theta | Y^T),$$

並且其中的元素 $\theta_i^{(N)}$ 也以指數的速度收斂到 θ_i 的邊際事後分配。再者，對於任何可測度函數 (measurable function) g ，

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g(\theta^{(i)}) \xrightarrow{a.s.} \mathbf{E}[g(\theta)],$$

其中 $\xrightarrow{a.s.}$ 表示 almost sure convergence。Gelfand and Smith (1990), Casella and George (1992) 和 Chib and Greenberg (1996) 對於紀卜斯抽樣法的性質均有更詳盡的討論，可以作為參考。

根據上述的收斂性質，我們即可利用紀卜斯數列 $\{\theta^{(1)}, \theta^{(2)}, \dots, \theta^{(N)}\}$ ，對參數事後分配或是事後分配的各階動差直接進行估計，而不須仰仗多重積分來計算事後分配的動差（這種積分通常正是貝氏分析中極為困難的工作）。在本文中，我們想知道的是模型中的參數，因此合理的作法是以紀卜斯數列來估計參數事後分配的期望值，並以此估計值作為模型中待估參數的估計值。例如，截距項係數 θ_1 的估計值為

$$\frac{1}{N_2} \sum_{i=N_1+1}^N \theta_1^{(i)};$$

其餘估計值可依此類推。

4 實證分析

本文實證分析的資料是未經季節調整的 GDP 和就業人數，資料來源是教育部電子計算機中心 AREMOS 的「台灣地區國民所得資料庫」(NIAQ) 及「台灣地區人力資源統計資料庫」(MAN)。台灣的實質 GDP 資料從 1962 年第一季至 1999 年第三季共 151 筆季資料，而就業人數則是從 1978 年第一季至 1999 年第三季共 87 筆季資料。我們所分析的是這些資料的年成長率。根據林向愷、黃裕烈和管中閔 (1998) 的作法，我們對 GDP 和就業人數先取對數後再取其季節差分，所得的結果即為年成長率。我們綜合這些年成長率的樣本平均數，樣本標準差，和相關係數於表 1 第一列。

我們利用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定來檢查 GDP 與就業人數的年成長率是否具有單根，並根據 Ljung-Box Q 統計量來決定適當的

表 1 GDP 與就業人數年成長率的基本統計量

期間	GDP 年成長率		就業人數年成長率		相關係數
	平均數	標準差	平均數	標準差	
1979 Q1—1999 Q3	7.049	2.284	1.958	1.308	0.704
1979 Q1—1989 Q4	7.810	2.737	2.561	1.358	0.683
1990 Q1—1999 Q3	6.191	1.166	1.278	0.843	0.520

ADF 迴歸。我們先用不同階次的 Q 統計量檢查各個 ADF 迴歸的殘差是否為白噪音 (white noise)，然後在殘差為白噪音的迴歸中選擇最精簡者作為單根檢定的模型。根據此一方式，我們選擇 GDP 年成長率的 ADF 迴歸落後期數為 3，就業人數年成長率的落後期數為 1。¹ 前者 ADF 統計量為 -4.501，後者 ADF 統計量為 -3.899，均小於 1% 顯著水準下的臨界值 -3.43。由於 ADF 單根檢定為左尾檢定，故我們在 1% 的顯著水準下拒絕這兩個年成長率數列具有單根的假設。² 我們也用 Schwarz Information Criterion (SIC) 決定 ADF 迴歸。此時兩個變數的 ADF 迴歸落後期數均為 1，而單根檢定也分別在 5% 和 1% 的顯著水準下拒絕單根的假設。換言之，GDP 和就業人數的年成長率均可被視作定態數列，故適用於馬可夫轉換模型。為了應用雙變量模型，我們限制 GDP 和就業人數成長率的資料期相同 (1979 年第一季至 1999 年第三季)；圖 1 和圖 2 分別為這兩個變數的走勢圖。

我們首先以雙變量馬可夫轉換模型來分析 GDP 和就業人數年成長率的全期資料 (1979 年第一季到 1999 年第三季)。在馬可夫轉換模型的估計結果中，除了參數估計值外，還可以計算全期機率 (smoothing probability) 和

1 當 GDP 年成長率的 ADF 迴歸落後期數為 3 時，落後四期與八期的 Q 統計量為 $Q(4)=2.13(0.711)$ 和 $Q(8)=6.34(0.609)$ ，括號中的數字為 p -value。當就業人數年成長率的 ADF 迴歸落後期數為 1 時，落後四期與八期的 Q 統計量為 $Q(4)=4.06(0.398)$ 和 $Q(8)=8.30(0.404)$ 。故對於這些模型，我們均無法拒絕其殘差為白噪音的虛無假設。

2 我們隨後的分析發現，這些成長率資料均有結構改變的現象。結構改變的存在會使單根檢定的檢定力下降，而無法拒絕虛無假設。因此一旦發現無法拒絕虛無假設，我們可在模型中納入結構改變的設計，然後才執行單根檢定；參見 Perron (1989) 與 Zivot and Andrews (1992)。然而我們此處的檢定結果均已拒絕單根的虛無假設，故無須修正模型和重作單根檢定。

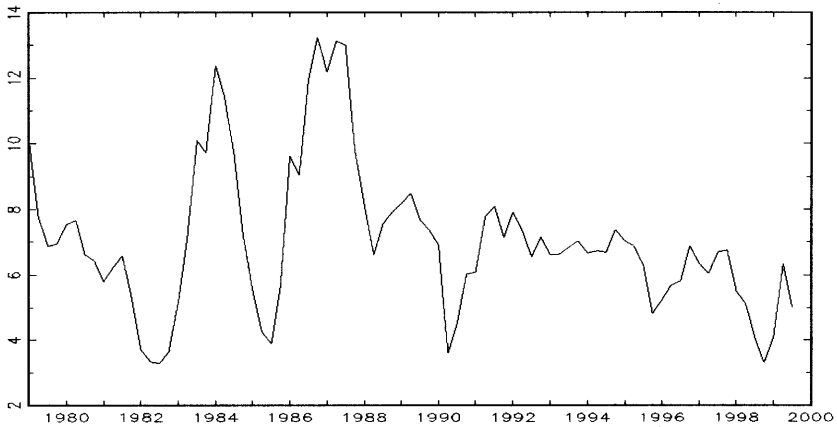


圖 1 實質 GDP 的年成長率：1979 年第一季至 1999 年第三季。

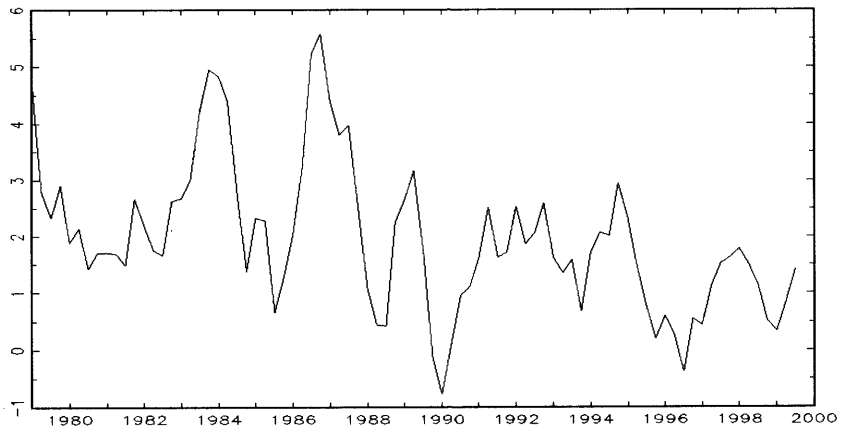


圖 2 就業人數年成長率：1979 年第一季至 1999 年第三季。

當期機率 (filtering probability) 。令 $Y^t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ 代表到 t 期為止的樣本訊息，故 Y^T 為所有的樣本訊息。 $s_t = i (i=0, 1)$ 在第 t 期的全期機率為 $P(s_t = i | Y^T)$ ，也就是在給定所有的樣本訊息之下，某一狀態發生的可能性。而當期機率 $P(s_t = i | Y^t)$ ， $i=0, 1$ ，表示在給定過去到目前（但不包含未來）的樣本訊息下，某一狀態發生的可能性。由於事後分配是以全期資料 Y^T 為基礎計算而得，我們在採用紀卜斯抽樣法時就已利用到所有的樣本訊息。故 s_t 的事後機率 (posterior probability) 也就是全期機率。既然我們已使用了

全期資料進行估計，此時就不適合再計算當期機率了。我們將全期機率 $P(s_t = 1 | Y^T)$ 的結果以圖 3 表示；圖中的實線及虛線分別為經建會所決定的高峰和谷底時點。由圖中可看出，近 10 年來 $s_t = 1$ 機率幾乎都等於 0。也就是說台灣在最近 10 年極不可能出現 $s_t = 1$ （即高速成長狀態）的情形。

根據模型的估計結果計算，GDP 年成長率在兩種成長狀態下的均數分別為 13.18% 和 5.12%，而就業人數年成長率的均數則分別為 2.07% 和 1.84%。由表 1 第二和第三列的數字可看出，GDP 的平均年成長率在 1990 年前後分別為 7.81% 和 6.19%，就業人數的平均年成長率在 1990 年前後則分別為 2.56% 和 1.28%。這表示一旦使用全期資料，馬可夫轉換模型有極高的機率將 1990 年以後的 GDP 和就業人數年成長率都歸類為溫和成長階段（衰退期），因此使模型無法區分出任何的景氣循環。這些結論和過去其他的研究結果互相吻合，也說明了為什麼會出現圖 3 的現象。

但是如圖 1 和圖 2 所示，台灣經濟在 1990 年以後仍有明顯的波動。經建會也認定台灣在 1990 年以後經歷了兩次完整的循環，其衰退期分別是 1995 年第一季到 1996 年第一季，以及 1997 年第四季到 1998 年第四季。以前述 1990 年前後的平均成長率數字互相比較，我們可以看到 GDP 和就業人數的平均年成長率分別下降了 21% 和 50%。我們可以將這種大幅度的變動視為 GDP 和就業人數的結構性轉變。我們於是利用 Andrews (1993) 的 max-

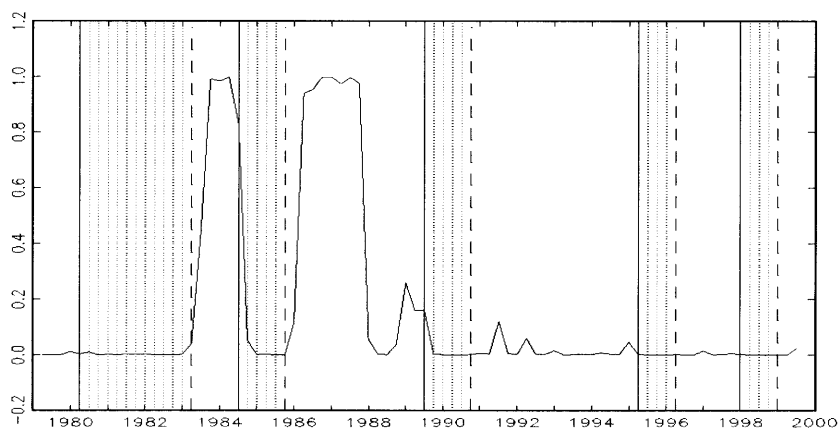


圖 3 雙變量模型中 $s_t = 1$ 的全期機率：1979 年第一季至 1999 年第三季。

imal-Wald 檢定，來檢驗變數資料是否在某一未知時點發生了均數的變動，而均數的變動正是結構性轉變的一種。

由於 maximal-Wald 檢定並未預設結構轉變的時點，我們首先必須根據每一個可能的結構改變點 n ，去計算其前後資料的樣本平均數：

$$\bar{y}_1(n) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t, \quad \bar{y}_2(n) = \frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T y_t.$$

根據 Andrews (1993)，我們必須將 n 限制於一個閉區間之內： $[TC_1] \leq n \leq [TC_2]$ ，其中 c_1, c_2 為介於 0 和 1 之間的實數， $[a]$ 表示 a 的整數部分。對每一個可能的結構改變點 n ，我們也可以計算出對應的樣本變異數：

$$s(n)^2 = \frac{1}{[TC_2] - [TC_1]} \left(\sum_{t=[TC_1]+1}^n \{y_t - \bar{y}_1(n)\}^2 + \sum_{t=n+1}^{[TC_2]} \{y_t - \bar{y}_2(n)\}^2 \right). \quad (2)$$

而對固定的 n ，Wald 檢定統計量為

$$W_T(n) = \left(\frac{1}{n - [TC_1]} + \frac{1}{[TC_2] - n} \right) \left(\frac{\{\bar{y}_1(n) - \bar{y}_2(n)\}^2}{s(n)^2} \right), \quad (3)$$

而 maximal-Wald 檢定則將所有的 $W_T(n)$ 合併考慮，並取其極大值作為統計量：

$$\max\text{-}W_T = \max_{[TC_1]+1, \dots, [TC_2]} W_T(n).$$

我們選擇 $c_1 = 0.1$ 和 $c_2 = 0.9$ 。值得注意的是只要真實的結構性轉變時點不太靠近資料的始點和終點， c_1 和 c_2 的選擇對於檢定結果的影響不大。GDP 和就業人數年成長率的 maximal-Wald 統計量之值分別為 12.306 和 40.360，都超過了 5% 的臨界值 9.31。因此對這兩組資料，我們都拒絕了均數沒有發生結構性轉變的虛無假設。

由有關結構性轉變的文獻可以得知，使式(3)中 $W_T(n)$ 極大的 n^* 會使式(2)中 $s(n^*)^2$ 極小。因此，在計算 maximal-Wald 檢定時，我們也同時得到估計的結構性轉變時點 n^* 。這個 n^* 也就是某一未知的結構性轉變時點 n_0 的

最小平方估計式，而且 n^*/T 是 n_0/T 的一致估計式；參見 Krishnaiah and Miao (1988)。我們估計的結果指出，1989 年第四季是實質 GDP 年成長率發生結構性轉變的時點，而就業人數的年成長率發生結構性轉變的時點則為 1987 年第四季。為了後續的雙變量分析，我們再次限制這兩個變數在結構性轉變後的資料長度必須一致。因此，後續分析中所使用的資料為 1990 年第一季到 1999 年第三季共 39 筆資料。

接著我們再以雙變量馬可夫轉換模型分析結構性轉變發生後的資料。在文獻上，雖然饒秀華、林修葳和黎明淵 (2001) 也考慮了結構性轉變，不過他們僅僅利用兩年 (1986 到 1988) 的資料來估計結構性轉變的時點，而且在分析景氣循環時使用的仍為單變量模型。相對的，我們使用最小平方估計 20 年 (1979 到 1999) 之間可能產生結構性轉變的時點，並且採用雙變量模型以捕捉景氣循環狀態。如同傳統上對於季資料的處理，我們選擇式(1)中的落後項期數為 $4(m=4)$ 。由於模型的設定相當複雜，而且結構性轉變後的資料也不多，故此時無可避免的有參數較多，自由度相對較低的情形。即使自由度較低，我們採用紀卜斯抽樣法來作模型估計，則可避免抽樣變動太大而導致參數估計結果不可靠的困難。由於紀卜斯抽樣法所得出的紀卜斯數列可以視為參數事後分配的實現值，故紀卜斯數列的平均即為真實參數分配期望值的估計值；細節請參見附錄。

我們將估計的結果列於表 2，其中「先驗分配」那一欄是我們事先設定的參數先驗分配的期望值和標準差，而「事後分配」那一欄是參數事後分配的期望值和標準差的估計值。由模型的估計結果我們可計算出 GDP 年成長率在高速成長和溫和成長階段的均數分別為 7.35% 和 3.26%；就業人數年成長率則為 1.46% 和 1.15%。此一結果和利用全期資料 (1979 年第一季到 1999 年第三季) 估計所得的結果相去極遠，也顯示將資料先行分期再估計的重要性。Huang (1999) 的研究發現，台灣景氣循環狀態在 1990 年之前有很顯著的不對稱性，溫和成長與高速成長狀態的平均持續期分別為 5 季和 13 季。此一結果亦和實際現象 (較長期的擴張與較短暫的衰退) 相吻合。從表 2 中我們可看到，根據 1990 年之後資料所估計的狀態轉換機率為： $p=0.56$ (前一期為溫和成長而下一期仍為溫和成長的機率) 和 $q=0.69$ (前一期為高速成長而下一

表 2 雙變量模型的估計結果

參數	先驗分配		事後分配	
	期望值	標準差	期望值	標準差
α_{01}	2	1	1.1073	0.9113
α_{02}	2	1	0.8738	0.8332
α_{11}	2	1	2.3538	1.1602
α_{12}	2	1	1.4057	1.0251
a_1	0	1	0.8753	0.2600
a_2	0	1	-0.2166	0.2590
a_3	0	1	0.0172	0.3204
a_4	0	1	0.6703	0.3119
a_5	0	1	-0.1205	0.3136
a_6	0	1	0.2590	0.3122
a_7	0	1	-0.2654	0.3743
a_8	0	1	0.0434	0.3655
a_9	0	1	0.1176	0.3004
a_{10}	0	1	0.0029	0.2891
a_{11}	0	1	0.3936	0.3964
a_{12}	0	1	0.2330	0.3422
a_{13}	0	1	-0.1672	0.2075
a_{14}	0	1	-0.1363	0.2073
a_{15}	0	1	-0.2740	0.3192
a_{16}	0	1	-0.4507	0.2823
σ_{11}	1	.	0.9781	4.1622
σ_{12}	0	.	-0.1305	8.1463
σ_{22}	1	.	2.1819	35.936
p	0.5	0.0012	0.5619	0.1725
q	0.5	0.0012	0.6918	0.1488

Note: $\alpha_j = \begin{bmatrix} \alpha_{j1} \\ \alpha_{j2} \end{bmatrix}$, $A_i = \begin{bmatrix} a_i & a_{i+2} \\ a_{i+1} & a_{i+3} \end{bmatrix}$, $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$,
 $j=0, 1, i=1, 2, 3, 4$.

期仍為高速成長的機率)。此表示同一狀態持續發生的可能性並不高。根據 $1/(1-p)$ 和 $1/(1-q)$ 來估計兩種狀態的持續期，我們得到和 Huang (1999) 迥然不同的結果：溫和成長和高速成長狀態的平均持續期分別僅為 2.3 季和

3.2 季。這個數字似乎略顯低估，但從數字的特性來看，1990 年之後景氣循環狀態的不對稱性較不顯著，而且由於兩種狀態的平均持續期均較短，景氣循環期亦較 1990 年之前的循環期為短。

至於 $s_t=1$ 的全期機率（事後機率）則如表 3 和圖 4 所示。與使用全期資料所估計出的結果（圖 3）相比，兩者的全期機率結果明顯不同。在圖 4 中，我們可以清楚看到這些機率波動的情況；而在圖 3 中， $s_t=1$ 在 1990 年以後的全期機率幾乎全部非常接近於零。我們接著利用這些全期機率值來決定景氣循環狀態。一種簡單的區分方法是以 0.5 做為判定 $s_t=0$ 或 1 的分界點。當 $s_t=1$ 的全期機率大（小）於 0.5 時，這時期的經濟較有可能處於高速（溫和）成長時期。但是我們必須說明，全期機率只是機率論述，而非確定性的結果。

表 3 雙變量模型中 $s_t=1$ 的全期機率

	季	全期機率		季	全期機率
1990	Q1	N/A	1995	Q1	0.7158
	Q2	N/A		Q2	0.7349
	Q3	N/A		Q3	0.3133
	Q4	N/A		Q4	0.2622
1991	Q1	0.6792	1996	Q1	0.7680
	Q2	0.8206		Q2	0.7579
	Q3	0.7257		Q3	0.7185
	Q4	0.6235		Q4	0.7674
1992	Q1	0.8042	1997	Q1	0.4798
	Q2	0.7730		Q2	0.7135
	Q3	0.7647		Q3	0.7045
	Q4	0.8029		Q4	0.7534
1993	Q1	0.7638	1998	Q1	0.2484
	Q2	0.7856		Q2	0.2851
	Q3	0.7549		Q3	0.1952
	Q4	0.7864		Q4	0.2041
1994	Q1	0.7766	1999	Q1	0.6745
	Q2	0.7510		Q2	0.8483
	Q3	0.7957		Q3	N/A
	Q4	0.8218		Q4	N/A

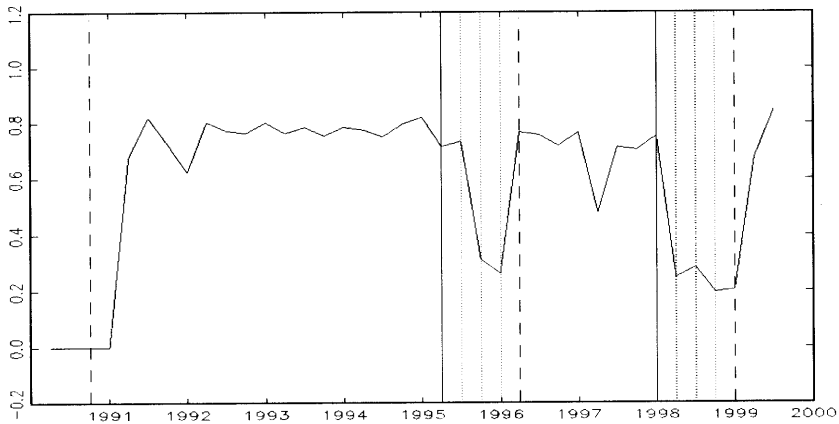


圖 4 雙變量模型中 $s_t=1$ 的全期機率：1990 年第一季至 1999 年第三季。

因此，如何區分景氣循環狀態並無一定的標準，本文中以 0.5 作分界點當然只是我們主觀（而且相當方便）的選擇。

判定景氣狀態後，我們還可進一步嘗試認定高峰和谷底的時點。從直觀上想，當經濟情形由盛而衰，景氣狀態由高速成長轉為溫和成長的時點可視為高峰；相反的，當經濟情形否極泰來，景氣狀態由溫和成長轉為高速成長的時點可視為谷底。根據這個想法，一個簡單的判定高峰和谷底的準則為，在某段 $s_t=1$ 的全期機率皆大於 0.5 的期間中，最後一個時點即被視為高峰；而在某段 $s_t=1$ 的全期機率皆小於 0.5 的期間，最後一個發生的時點則被視作谷底。根據這個準則，我們可以立即分辨出 1990 年以後兩個完整的循環：一個高峰時點為 1995 年第二季，谷底為 1995 年第四季；另一個高峰為 1997 年第四季，谷底為 1998 年第四季。前一個循環和經建會所公布第八波景氣循環（高峰為 1995 年第一季，谷底為 1996 年第一季）相當接近，但我們所認定之衰退期較短（僅兩季）。第二個循環則和經建會所公布的第九波循環完全相同，衰退期為四季。由我們所認定的第一個循環來看，我國經濟第八波景氣循環的擴張期，在 1995 年因中共的軍事演習與對台第一次飛彈試射而終止，並快速的於同年最後一季達到谷底。由我們認定的第二個循環來看，第九波循環的擴張期則由 1996 年開始歷經兩年，在亞洲金融風暴開始蔓延後劃上句點，然後經過長達一年的衰退期，景氣才在金融風暴大致結束時達到

谷底。

我們也測試前述估計結果的穩健性 (robustness)。當我們將紀卜斯抽樣法的執行次數由 6000 增加至 9000 次，然後拋棄前 4000 次的抽樣結果，而只利用最後 5000 次的結果加以平均。此時所計算出的全期機率幾乎和上述結果完全一樣，所認定的景氣循環也並無二致。這說明了模型的估計結果應已收斂。我們也改變 p , q 和 α_0 , α_1 先驗分配中的參數，所得到的全期機率也幾乎不受影響。這些都顯示我們所獲得的結果具有相當的穩健性。

除此之外，我們也仿效 Kim and Nelson (1998) 的作法：利用與雙變量模型相同的先驗分配，分別根據 GDP 和就業人數以單變量馬可夫轉換模型加以估計。單變量模型估計所得到的全期機率如圖 5 及圖 6 所示。從這兩個圖中我們可以看出，單變量模型所估計出的全期機率都劇烈波動，無法清楚的區分景氣循環狀態，也無法顯示兩種狀態的持續性。這說明了雙變量模型確實比單變量模型更能掌握資料特性。

5 結論

在這篇論文中，我們發現一旦考慮資料中結構性轉變的特性，並採用雙

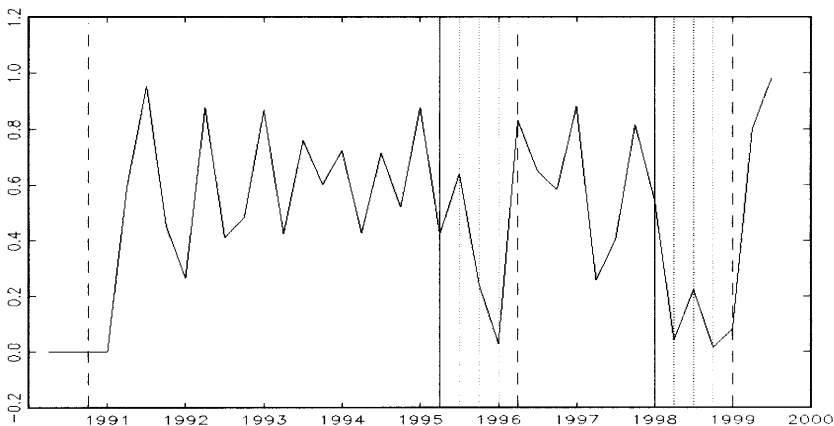


圖 5 GDP 年成長率在單變量模型中 $s_t = 1$ 的全期機率：1990 年第一季至 1999 年第三季。

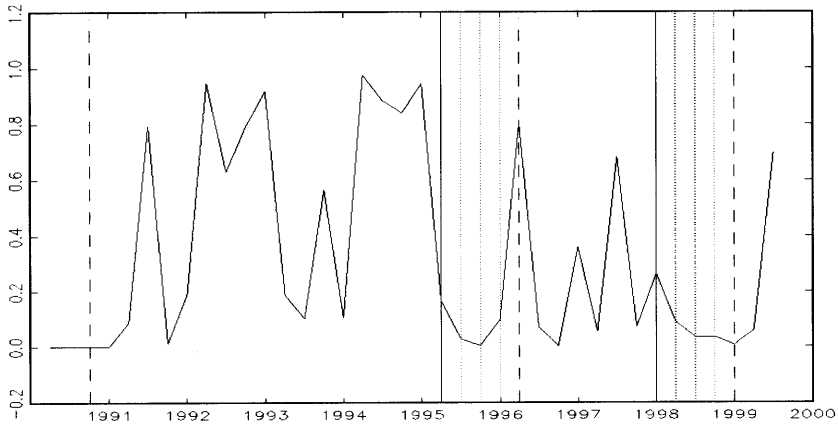


圖 6 就業人數年成長率在單變量模型中 $s_t=1$ 的全期機率：1990 年第一季至 1999 年第三季。

變量馬可夫轉換模型，我們即能捕捉台灣在 1990 年以後的兩次景氣循環。從方法的角度觀之，過去的研究並未同時採用上述兩種方法，因此往往無法認定 1990 年之後台灣的景氣循環。我們的實證分析傳達了兩項有關分析台灣景氣循環的重要訊息。第一，若不考慮結構性轉變，雙變量馬可夫轉換模型並無法區分 1990 年以後的景氣循環狀態。第二，即使考慮結構性轉變，單變量馬可夫轉換模型仍然無法認定 1990 年以後的景氣循環狀態。因此，若要捕捉台灣的景氣循環現象，我們應同時考量資料特性（可能的結構性轉變）以及雙變量（甚至是多變量）模型。我們的研究也顯示，台灣在 1990 年前後的景氣循環狀態有很大的差異。相較於 1990 年之前，現在的景氣循環狀態平均年成長率較低，循環期也大為縮短，擴張期與衰退期的不對稱性也較不顯著。我們的研究也有缺憾：由於 1990 年之後的資料較少，而我們所採用的模型相對複雜，故實證結果有自由度偏低的問題。必須待未來資料隨時間增加後，才能真正解決此一資料不足的問題。

附錄：參數的條件事後分配

正文中已提到，欲推導模型中截距項，斜率項，共變異矩陣，以及狀態轉換機率等參數的條件事後分配，我們必須先設定參數的先驗分配。我們根據文獻上常用的設定，將這些參數先驗分配設為共軛先驗分配 (conjugate prior distribution)：

$$\begin{aligned} \alpha_{s_t} &\sim N(\mu_{\alpha_{s_t}}^*, V_{\alpha_{s_t}}^*), & \Sigma^{-1} &\sim W(\delta^*, \Lambda^*), \\ p &\sim \text{Beta}(p_{00}^*, p_{01}^*), & q &\sim \text{Beta}(q_{11}^*, q_{10}^*), \\ \check{A} &\sim N(\mu_{\check{A}}^*, V_{\check{A}}^*), \end{aligned}$$

其中 $\check{A} \equiv \text{vec}(A)$ ， vec 代表將矩陣的行向量上下相疊的運算方式。另外 $\text{Beta}(\cdot, \cdot)$ 表示貝塔分配， $W(\cdot, \cdot)$ 表示 Wishart 分配。至於先驗分配中的參數值可依照研究者對各個待估參數的主觀認知而加以設定。根據貝氏定理，透過這些先驗分配和概似函數，我們可以得到這些參數的條件事後分配。

我們隨後將列出這些參數的條件事後分配，詳細的推導過程請參見徐士助 (2000)。令 τ_{s_t} 表示所有歸屬於某一特定狀態期數的集合，而 T_{s_t} 為歸屬於此一狀態的期數個數。舉例而言，所有期數中如果只有第 1, 13, 26 和 38 期是屬於低成長狀態，則 $\tau_{s_0} = \{1, 13, 26, 38\}$ ，而 $T_{s_0} = 4$ 。經過適當的轉換，我們可得到 α_{s_t} 的條件事後分配：

$$\pi(\alpha_{s_t} | \cdot) \sim N(\mu_{\alpha_{s_t}}^\dagger, V_{\alpha_{s_t}}^\dagger),$$

其中

$$\begin{aligned} V_{\alpha_{s_t}}^\dagger &= [(V_{\alpha_{s_t}}^*)^{-1} + T_{s_t} \Sigma^{-1}]^{-1}, \\ \mu_{\alpha_{s_t}}^\dagger &= V_{\alpha_{s_t}}^\dagger \cdot \left[(V_{\alpha_{s_t}}^*)^{-1} \alpha_{s_t}^* + \sum_{t \in \tau_{s_t}} \Sigma^{-1} (y_t - A' X_t) \right]. \end{aligned}$$

爲了符號的簡潔，設

$$\begin{aligned}\tilde{y}_t &\equiv \sum^{-\frac{1}{2}}(y_t - \alpha_{St}), \\ \tilde{X}_t &\equiv (\sum^{-\frac{1}{2}}y_{t-1}, \sum^{-\frac{1}{2}}y_{t-2}, \dots, \sum^{-\frac{1}{2}}y_{t-l})'.\end{aligned}$$

A 的條件事後分配為

$$\pi(\tilde{A}_j | \cdot) \sim N(\mu_A^\dagger, V_A^\dagger),$$

其中

$$\begin{aligned}V_A^\dagger &= \left[(V_A^*)^{-1} + \sum_{t=1}^T (I_k \otimes \tilde{X}_t \tilde{X}_t') \right]^{-1}, \\ \mu_A^\dagger &= V_A^\dagger \cdot \left[(V_A^*)^{-1} \mu_A^* + \sum_{t=1}^T (\tilde{y}_t \otimes \tilde{X}_t) \right].\end{aligned}$$

假設 p 和 q 是互相獨立的，則 p 和 q 的聯合先驗分配為

$$\pi(p, q) \propto p^{p_{00}^* - 1} (1-p)^{p_{01}^* - 1} q^{q_{11}^* - 1} (1-q)^{q_{10}^* - 1}.$$

結合概似函數

$$\begin{aligned}L(p, q | Y^T, \cdot) &= L(p, q | S^T) \\ &= p^{n_{00}} (1-p)^{n_{01}} q^{n_{11}} (1-q)^{n_{10}},\end{aligned}$$

其中 n_{ij} 表示由狀態 i 轉換到狀態 j 的次數，我們可以得到聯合條件事後分配：

$$\begin{aligned}\pi(p, q | \cdot) &= \pi(p, q) L(p, q | S^T) \\ &= p^{p_{00}^* - 1} (1-p)^{p_{01}^* - 1} q^{q_{11}^* - 1} (1-q)^{q_{10}^* - 1} \\ &= \pi(p | \cdot) \pi(q | \cdot),\end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned}p_{00}^\dagger &= p_{00}^* + n_{00}, & p_{01}^\dagger &= p_{01}^* + n_{01}, \\ q_{11}^\dagger &= q_{11}^* + n_{11}, & q_{10}^\dagger &= q_{10}^* + n_{10}.\end{aligned}$$

由此可知， p 和 q 的條件事後分配分別為

$$\begin{aligned}\pi(p|\cdot) &= \text{Beta}(p_{00}^\dagger, p_{01}^\dagger), \\ \pi(q|\cdot) &= \text{Beta}(q_{11}^\dagger, q_{10}^\dagger).\end{aligned}$$

對於 Σ^{-1} ，Wishart 分配的機率密度函數為

$$\pi(\Sigma^{-1}) \propto |\Sigma^{-1}|^{\frac{\delta^* + k - 1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \text{tr}(\Lambda^{*-1} \Sigma^{-1})\right],$$

其中 δ^* 是自由度， Λ^* 是 $k \times k$ 的矩陣， tr 代表 trace 運算子。再令 e_t 代表 $y_t - a_{st} - A'X_t$ ，概似函數可以整理成以下的形式：

$$\begin{aligned}L(\Sigma^{-1} | Y^T, \cdot) &= (2\pi)^{-\frac{kT}{2}} |\Sigma^{-1}|^{\frac{T}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{t \in T} e_t' \Sigma^{-1} e_t\right] \\ &= (2\pi)^{-\frac{kT}{2}} |\Sigma^{-1}|^{\frac{T}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \text{tr}\left(\sum_{t \in T} e_t e_t' \Sigma^{-1}\right)\right].\end{aligned}$$

所以，條件事後分配為

$$\begin{aligned}\pi(\Sigma^{-1} | \cdot) &\propto |\Sigma^{-1}|^{\frac{\delta^* + T - k - 1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}\left[\left((\Lambda^*)^{-1} + \sum_{t \in T} e_t e_t'\right) \Sigma^{-1}\right]\right\} \\ &\sim W(\delta^\dagger, \Lambda^\dagger),\end{aligned}$$

其中

$$\begin{aligned}\delta^\dagger &= \delta^* + T, \\ \Lambda^\dagger &= \left[(\Lambda^*)^{-1} + \sum_{t \in T} e_t e_t'\right]^{-1}.\end{aligned}$$

依據 s_t 的馬可夫鍊性質，我們可以推導出每一期狀態變數 s_t 之條件事後分配：

$$\pi(s_t | \cdot) \propto \pi(s_t | s_{t-1}, p, q) \pi(y_t | s_t, \cdot) \pi(s_{t+1} | s_t, p, q), \quad t=1, 2, \dots, T.$$

其中 $\pi(s_t|s_{t-1}, p, q)$ 和 $\pi(s_{t+1}|s_t, p, q)$ 為狀態轉換機率， $\pi(y_t|s_t, \cdot)$ 為概似函數。有關此部分詳細的推導過程可參考 Albert and Chib (1993) 和 Kim and Nelson (1999)。

參考資料

林向愷和黃朝熙

- 1993 〈臺灣同時與領先經濟指標的估計與認定：1968-1991〉，《經濟論文叢刊》21: 123-159。

林向愷、黃裕烈和管中閔

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

徐士勛

- 2000 「台灣景氣波動之計量分析」，台灣大學經濟研究所碩士論文。

饒秀華、林修葳和黎明淵

- 2001 〈藉由分期 MS 模型分析台灣經濟景氣狀態〉，《經濟論文》，將發表。

Albert, J. and S. Chib

- 1993 "Bayesian Inference via Gibbs sampling of Autoregressive Time Series Subject to Markov Mean and Variance Shift," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11: 1-15.

Andrews, Donald W.K.

- 1993 "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Points," *Econometrica*, 61: 821-856.

Blanchard, O.J. and D. Quah

- 1989 "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance," *American Economic Review*, 79: 655-673.

Casella, G. and E. George

- 1992 "Explaining the Gibbs Sampler," *American Statistician*, 46: 167-174.

Chib, S. and E. Greenberg

- 1996 "Markov Chain Monte Carlo Simulation Methods in Econometrics," *Econometric Theory*, 12: 409-431.

Chen, S.-W. and J.-L. Lin

- 2000a "Identifying Turning Points and Business Cycles in Taiwan: A Multivariate Dynamic Markov-Switching Factor Model Approach," *Academia Economic Papers*, 28: 289-320.

- 2000b "Econometric Modelling Business Cycle in Taiwan with Markov-Switching Vector Autoregressions," Working paper.

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

- 1996 "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective," *Review of Economics and Statistics*, 78: 67-77.

Gelfand, A.E. and A.F.M. Smith

- 1990 "Sampling-based Approaches to Calculating Marginal Densities," *Journal of the American Statistical Association*, 85: 398-409.

Geman, S. and D. Geman

- 1984 "Stochastic Relaxation, Gibbs Distribution and the Bayesian Restoration of Images," *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*,

12: 609-628.

Hamilton, J.D.

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

1990 "Analysis of Time Series subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.

1994 *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.

Huang, C.H.

1999 "Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov Switching Analysis," *Taiwan Economic Review*, 27: 185-214.

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," *Review of Economics and Statistics*, 80: 188-201.

1999 *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications*, Cambridge: MIT Press.

Krishnaiah, P.R. and B.Q. Miao

1988 "Review about Estimation of Change Points," in P.R. Krishnaiah and C.R. Rao (eds.), *Handbook of Statistics*, 7: 375-402. Elsevier Science Publishers B.V.

Lam, P.

1990 "The Hamilton Model with a General Autoregressive Component: Estimation and Comparison with Other Models of Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 26: 409-432.

Lucas, R.E.

1977 "Understanding Business Cycles," in K. Brunner and A. Metzler (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie-Rochester series on Public Policy 5:7-29.

McCulloch, R.E. and R.S. Tsay

1994 "Statistical Analysis of Economic Time Series via Markov Switching Models," *Journal of Time Series Analysis*, 15: 523-539.

Perron, P.

1989 "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57: 1361-1401.

Stock, J.H. and M.W. Watson

1989 "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," in O. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, 351-394, Cambridge: MIT Press.

1991 "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in K. Lahiri and G.H. Moore (eds.), *Leading Economics Indicators: New Approach and*

Forecasting Records, 63-89, Cambridge: Cambridge University Press.

Zivot, E. and D.W.K. Andrews

1992 "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.

Identifying Taiwan's Business Cycles in 90's: An Application of the Bivariate Markov Switching Model and Gibbs Sampling

Shih-Hsun Hsu

Department of Economics,
National Taiwan University

Chung-Ming Kuan

Institute of Economics,
Academia Sinica

ABSTRACT

In this paper Taiwan's business cycles in 1990's are jointly determined from GDP and employment growth rate data. We first test the existence of a structural change and estimate the change point using the least-squares method. A bivariate Markov switching model, estimated via Gibbs sampling, was then applied to the after-change data. In contrast with previous studies, we are now able to identify two complete cycles in 1990's. Our results also show that, comparing with the univariate model, the bivariate model is more suitable for describing business cycles. Moreover, the characteristics of the business cycles after 1990 are quite different from those of earlier cycles.

Key Words: business cycles, Gibbs sampling, Markov switching model, structural change

* Shih-Hsun Hsu is a Ph.D. student at the Department of Economics of National Taiwan University; Chung-Ming Kuan is a research fellow at the Institute of Economics of Academia Sinica. We thank Yue-Lieh Huang for very helpful suggestions.