

藉由分期 MS 模型分析台灣 經濟景氣狀態

饒秀華、林修葳、黎明淵*

摘 要

本研究應用馬可夫轉換模型 (Markov-switching models, 以下簡稱 MS 模型), 分析 1970-1998 年台灣工業生產總指數與實質國內生產毛額 (GDP) 年增率。國內外應用 MS 模型研究經濟變數與景氣循環變動文獻, 通常忽略一個國家在不同經濟發展階段, 經濟 (產業) 結構可能不同, 導致景氣循環產生結構性變化問題。有鑑於此, 本文採用分期 MS 模型, 將 MS 模型的高、低年增率期望值與變異數設定為兩組或兩組以上, 以描述開發中國家在不同經濟發展階段, 總體變數之景氣循環波動情形。

實證結果發現: 一、台灣在經濟結構改變後 (1987 年後), 經濟景氣循環結構明顯改變; 二、對影響 GDP 重要總體變數, 包括實質投資、民間消費與出口波動之分析, 顯示 1987 年來出口漸呈穩定, 民間消費穩定性增強, 惟投資波動仍居高不下。換言之, 投資已成為影響經濟波動主要因素之一。三、屬成熟經濟體的日本, 藉由傳統 MS 模型分析即可認定景氣波動。惟對於屬開發中國家的台灣與南韓, 以其面對相近的經濟結構轉變過程, 須採本文所建構分期 MS 模型。

關鍵詞: 分期 MS 模型、MS 模型、景氣循環、經濟結構、實質國內生產毛額、工業生產指數

* 三位作者依序為國立政治大學國貿系副教授、台灣大學國企系教授與國立暨南國際大學財務金融學系助理教授, 作者並感謝 Professor James D. Hamilton、蔡瑞胸、林金龍與兩位匿名評審提供建議; 惟本文若有任何謬誤, 當屬作者之責。

1. 前 言

本研究應用馬可夫轉換模型 (Markov-switching model, 以下簡稱 MS 模型), 分析台灣經濟景氣循環指標 (工業生產指數與實質 GDP 年增率)。有關經濟變數景氣循環的研究, 國內有: 林向愷、黃裕烈與管中閔 (1998) 以台灣實質 GNP 年增率為研究對象, 採用兩重狀態 MS 模型, 認定台灣景氣循環轉折點; Huang (1999) 則以三重狀態 MS 模型分析台灣景氣狀態; Lin and Chen (1999) 則分析與比較各類型 MS 模型對台灣景氣狀態劃分效果, 該研究結果指出, 三重狀態與雙變數 (實質 GDP、消費年增率) 設定, 對台灣景氣循環可提供較佳描述。

惟上述研究未考慮台灣並非如美國為一成熟經濟體, 在台灣經濟發展過程中, 具有高成長轉入中度成長的經濟 (產業) 結構更易 (structural shift) (註 1)。分析實質 GDP 與工業生產指數年增率, 在 1990 年代之前平均值分別達到 9.7% 與 6.8%, 1990 年代以後則為 6.0% 與 4.4%; 雖然後者明顯小於前者, 然而這並不意味後者的景氣繁榮程度一定會小於前者, 因為在不同時段, 支持台灣經濟成長背後的產業與出口結構, 已由過去的低資本、低技術、低科技密集度產品為主, 朝向高資本、高技術、高科技密集度產品為主。換言之, 在產業結構明顯改變情境下, 過去台灣經濟的高成長表現已不可能再發生, 若單純以全樣本估計出的年增率高、低標準, 判斷經濟景氣狀態, 是否能正確認定景氣繁榮或蕭條的抽象概念? 此外, 分析實質 GDP 與工業生產指數年增率標準差, 1990 年代前後分別為 4.8%、13.1% 與 1.0%、4.0%, 反映台灣景氣波動幅度明顯降低, 惟經濟景氣循環的結構變化為何? 上述研究的模型設定是否可以對此加以描述?

本文考慮這一點, 對 MS 模型加以修正, 允許 MS 模型的參數, 包括: 高、低年增率期望值與變異數可以改變, 如此可以產生兩組或兩組以上高、低期望值或變異數, 描述不同經濟發展階段經濟變數景氣循環波動情形, 解決轉換機率固定、可變及馬可夫轉換-VAR 等一般 MS 模型無法區分台灣近期景氣狀態問題。

同一時期, 管中閔 (2000) 亦採與本文相同觀點, 將資料區分成二段, 分別利用不同時段資料估計模型, 並利用 Gibbs Sampling 方法加以估計, 解決資料數過少所產生的自由度不足問題。惟兩個衍生性的問題是, 第一、台灣由開發中國家轉

換為已開發國家，造成不同經濟發展階段，台灣景氣循環過程發生變化，但台灣經濟景氣循環結構變化的內涵，與造成改變的主要原因為何？第二、傳統馬可夫模型的設定在不同的國家是否一致適用？換言之，開發程度較早的美國與日本，開發程度較晚的南韓與台灣，景氣波動過程是否一致？若否，差異性為何？為解答上述問題，本文進一步分析暨比較實質 GDP 主要構成項目，探討造成台灣景氣波動結構改變的主因，同時研究與比較日、韓、台等國經濟景氣循環過程差異。

本研究共分五節；第二節為模型設定。第三節為台灣景氣狀態分析，比較一般 MS 模型與本文建構分期 MS 模型，對經濟變數景氣狀態劃分效果。研究對象包括：台灣工業生產總指數與實質 GDP 年增率。第四節為台灣經濟景氣循環結構變化分析，包括高、低成長狀態劃分，與分析台灣實質 GDP 主要構成項目：實質投資、實質民間消費與實質出口波動過程，探討造成台灣不同經濟發展階段，經濟景氣波動過程改變原因；第五節為模型敏感性檢定，藉由分析日、韓等國景氣循環過程，為本文論點提供另一輔證；第六節為結論。

2. 模型設定與解析

2.1 模型設定

2.1.1 MS 模型

設 y_t 為描述景氣循環之總體經濟變數年增率，Hamilton (1989) MS(Y) 模型設定如下：

$$(y_t - u_{s_t}) = \phi_1(y_{t-1} - u_{s_{t-1}}) + \phi_2(y_{t-2} - u_{s_{t-2}}) + \cdots + \phi_q(y_{t-q} - u_{s_{t-q}}) + e_t$$

其中 e_t 為殘差項， $e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$ ， q 為年增率 y_t 自我迴歸式落後階次， s_t 為不可觀察到的狀態變數，該數值為：1、2、3...K，若僅討論狀態個數為 2 的情境， $s_t = 1$ 時代表經濟處於低成長狀態， y_t 期望值為 u_1 ；反之， $s_t = 2$ 時代表經濟處於高成長狀態， y_t 期望值為 u_2 ；此時狀態轉換機率可簡化如下：

$$p(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11}, \quad p(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = p_{12}$$

$$p(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = p_{22}, \quad p(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = p_{21}$$

其中 $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$ ，動態過程 s_t 屬於恆定 (strictly stationary) 過程的條件為： $0 < p_{11}$ 與 $p_{22} < 1$ 。

狀態變數 s_t 雖為不可觀察，但仍可推論在任意時點 t ，各狀態的機率值（註 2）。若用以推論的資訊是從期初至時點 t 時，稱為過濾機率 (filtering probability): $p(s_t | y_t, y_{t-1}, \dots)$ ；另外也可用全部資料來推論時點 t 的狀態： $p(s_t | y_T, y_{T-1}, \dots)$ ，稱為平滑機率 (smoothing probability)。就事前而言，只以期初至 $(t-1)$ 期的資訊來推論時，則稱為預測機率 (predicting probability): $p(s_t | y_{t-1}, y_{t-2})$ 。

為比較各模型景氣狀態認定表現，本文以行政院經濟建設委員會（以下簡稱經建會）公佈景氣收縮期間為基準，計算各模型認定轉折點誤差 (turning point error, 以下簡稱 TPE)；藉由事前與事後觀念，又可區分為 *predicting-TPE* 與 *smoothing-TPE*：

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

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

其中， $d_t = 0$ 或 1 。 $d_t = 1$ 代表經建會公佈時點 t 屬景氣收縮期間；反之， $d_t = 0$ 為景氣擴張期間。

年增率 y_t 自我迴歸式落後階次 (q) 的選擇，本文曾就 $q = 0, 1, 2, \dots, 6$ 設定分別加以估計，惟就景氣狀態劃分效果，以 $q = 0$ 與 $q = 1$ 的 *Smoothing-TPE* 與 *Predicting-TPE* 最小（參見表 1）。

在年增率 y_t 自我迴歸式落後階次 $q = 0$ 的設定下，模型簡化如下：

$$y_t = u_{s_t} + e_t$$

其中年增率資料，係將資料取對數後，再以對上年同期差分計算。工業生產指數為月資料，年增率計算是以前、後相距 12 期資料取對數後相減而得，公式表示如下：

表 1 MS(Y) 模型落後階次選擇

(A) 實質 GDP 年增率							
落後階次	0	1	2	3	4	5	6
<i>Predicting-TPE</i>	0.362*	0.374	0.513	0.444	0.454	0.432	0.446
<i>Smoothing-TPE</i>	0.344*	0.417	0.549	0.449	0.469	0.494	0.513
(B) 工業生產指數 (Industrial Production Index) 年增率							
落後階次	0	1	2	3	4	5	6
<i>Predicting-TPE</i>	0.353*	0.367	0.563	0.558	0.475	0.518	0.512
<i>Smoothing-TPE</i>	0.345*	0.396	0.567	0.560	0.502	0.533	0.529

說明：* 表列中最小值。

$$y_t = \log Y_t - \log Y_{t-12}$$

至於實質 GDP 為季資料，年增率計算是以前、後相距 4 期資料取對數後相減而得，公式表示如下：

$$y_t = \log Y_t - \log Y_{t-4}$$

針對本文所採用較簡化模型，未納入落後階次的考慮，對台灣景氣認定表現反而較佳，我們認為應與資料性質與資料期間有關。第一、分析國外相關文獻，多採與上一期計算的成長率，惟本文分析年增率資料，係將資料取對數後，再以上年同期計算年成長率，此舉可大幅減低資料中的動態過程。第二、本文所用資料起迄期間為 1970 年初至 1998 年底，分析台灣工業生產指數與實質 GDP 年增率，1970 年後的時間序列動態過程較 1970 年前簡易許多，可採 AR 落後階次較小的設定加以掌握。此外，減低模型中的落後階次，也可部分解決在分割資料期間時，第二階段 GDP 季資料時點不足，而衍生的模型過度參數化問題 (over parameterize the model)。

分析表 1 結果，除了納入落後階次的考量，似無法增加景氣狀態判定外，我們也可發現在落後階次 (q) 等於 1、2、4、5 與 6 的情形下，運用事後觀點 (即全

樣本) 所估計出的平滑機率在景氣狀態的判定上, 反較運用事前觀點 (即部分樣本) 所估計出的預測機率為差, 換言之, *Smoothing-TPE* 反大於 *Predicting-TPE*, 此結果與直覺相悖, 亦反映 Hamilton (1989) 模型在落後階次設定, 應不適用於分析台灣的景氣狀態資料 (包括實質 GDP 年增率與工業生產指數年增率)。

惟在 q 等於 0 時, *Smoothing-TPE* 小於 *Predicting-TPE*, 反映 $q = 0$ 時的設定仍是符合直覺 (註 3), 就資料顯示, $q = 0$ 的設定對台灣景氣狀態的判定, 亦可表現較佳。對應國內部分學者分析台灣景氣狀態所採用的模型設定, 與 Hamilton (1989) 的模型並不相同, 其模型設定為僅在截距項具有相異狀態設定。惟根據本文估計結果, 在未納入落後階次的設定下, 其實已可充分掌握 1987 年前的台灣景氣狀態, 而解決 1987 年後台灣的景氣狀態判定, 也不在落後階次的設定問題, 因此在顧及第二階段 GDP 季資料時點不足的情形下, 本文最終採用的模型並未加入落後階次設定。

2.1.2 分期 MS 模型

為掌握開發中國家由高成長轉入中度成長經濟結構更易的發生, 本文將 MS(Y) 模型加以修正, 我們將之稱為分期 MS(Y) 模型:

$$y_t = u_{s_t} + e_t, \text{ for } 0 < t \leq tw$$

$$y_t = u_{s_t}^* + e_t^*, \text{ for } tw < t \leq T$$

上式中, $e_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$ 、 $e_t^* \sim i.i.d.N(0, \sigma^{*2})$ 。藉由分期 MS 模型特性, 可以產生兩組或兩組以上高、低期望值或變異數, 描述不同經濟發展階段經濟變數景氣循環波動情形, 據以分析台灣景氣波動的動態過程。

為判斷經濟結構改變時點, 一個合理的先驗認知是, 台灣由高成長轉入中度成長的經濟結構更易, 應發生在一般馬可夫轉換模型無法界定景氣交替波動時點的附近。因此, 本文在一般馬可夫轉換模型無法區分台灣景氣交替波動的 1987 年前後, 各取一年可能發生結構更易的時點, 分別估計最大概似函數值, 取其中最大值, 並選用所對應之結構更易時點。至於為何自 1990 年代起台灣經濟成長與波動呈現趨緩, 我們認為可能原因有匯率變動因素、生產方式的改變 (註 4)、網路

與上下游產業分工的成熟、原料價格與產品市場的穩定等。惟不可否認的，台灣經濟成長的趨緩，也許有其它更深層的理由。

2.2 模型解析

2.2.1 狀態轉換機率是否不變？

本文將分期 MS 模型又分成狀態轉換機率固定與狀態轉換機率亦發生結構改變兩種設定，我們將前者稱為分期 MS(1) 模型，後者則稱為分期 MS(2) 模型。兩者差異在於分期 MS(2) 模型是將資料區分成不同時段，再分別利用不同時段的資料加以估計，其缺點為在季資料實質 GDP 的分析中，受限於第二段資料過少，將面臨過度參數化問題，惟就月資料工業生產指數年增率分析中，由於樣本點較多，上述問題不會發生。

至於分期 MS(1) 模型，在狀態轉換機率相同設定下，將全樣本資料同時估計，可用以避免在季資料分析中，後段資料點過少衍生的自由度過低問題（註 5），惟在分期 MS(1) 模型中，從 tw 期到 $tw + 1$ 期， S_{tw} 變到 S_{tw+1} 期時， $u_{1-} > u_1^*$ 的機率依然設成 p_{11} ，與 $t < tw$ 時 $u_{1-} > u_1$ 及 $t > tw$ 時， $u_{1-}^* > u_1^*$ 相同。同理 $u_{1-} > u_2^*$ ， $u_{2-}^* > u_1^*$ ， $u_{2-}^* > u_2^*$ 的機率分別為 p_{12} 、 p_{21} 、 p_{22} 且 $t < tw$ 及 $t > tw$ 相同，當 $u_2^* \leq u_1$ 時，可能會有矛盾產出（註 6）。如果能考慮切割時點的狀態轉換機率，會使模型更加完整且周詳，但如此一來，勢必增加估計參數的數目，使最大概似估計的收斂問題困難度提高。

2.2.2 四重狀態亦或雙重狀態設定？

根據本文建構之分期 MS 模型，在開發中國家經濟發展初期將高、低年增率期望值設定為 u_2 與 u_1 ，在經濟結構改變為中度成長之後，則設定為 u_2^* 與 u_1^* 。直覺上，與四重狀態年增率期望值設定有雷同之處，惟兩者差異為何？值得進一步探討。

在四重狀態設定中，我們將年增率期望值設定為： u_1 、 u_2 、 u_3 與 u_4 四種不同數值，雖可用以掌握較多類型狀態切換過程，惟該類模型最大缺點為，無法描述資料中所隱函經濟結構改變的性質。換言之，在技術水準互異情境下，四重狀態年增率背後的景氣繁榮程度，是否可用單純的年增率數值大、小加以判定？本文建構分期 MS 模型，透過相異階段的兩組高、低期望值設定，則能適切掌握上

述經濟結構改變性質。

為描述四重狀態模型各狀態切換過程，須採用 4X4 狀態機率矩陣，共計 12 個轉換機率參數：

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} & p_{41} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} & p_{42} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} & p_{43} \\ p_{14} & p_{24} & p_{34} & p_{44} \end{bmatrix}$$

本文建構分期 MS(Y) 模型在雙重狀態設定下，狀態機率矩陣為 2X2，僅需 2 個參數。造成兩者如此大的差異在於，分期 MS(Y) 模型的設定，在某方面等於我們對四重狀態設定的狀態轉換過程作了些許先驗限制。該限制為： u_1 、 u_2 間可相互轉換， u_3 、 u_4 也可相互轉換，惟 u_1 、 u_2 與 u_3 、 u_4 間卻無法相互切換；即：除 P_{11} 、 P_{12} 、 P_{21} 、 P_{22} 、 P_{33} 、 P_{34} 、 P_{43} 與 P_{44} 不為 0 外， P_{13} 、 P_{14} 、 P_{23} 、 P_{24} 、 P_{31} 、 P_{32} 、 P_{41} 與 P_{42} 皆為 0，為適切描述開發中國家經濟結構的轉變，上述限制當屬合理假設。綜上所述，本文建構分期 MS(Y) 模型較四重狀態模型，雖然在概念上有些許類似，惟參數設定較為精簡，並可較充分掌握台灣景氣狀態特質。

3. 台灣景氣狀態分析

3.1 台灣工業生產指數年增率分析

本節選用資料為台灣工業生產指數月資料年增率 (IP)，資料起迄期間為 1970 年 1 月至 1999 年 1 月。資料來源為台灣經濟新報資料庫。

經濟結構更易時點判定是以 1987 年 8 月為中心（自 1987 年 8 月以後，一般馬可夫轉換模型無法再對工業生產指數年增率高、低狀態加以劃分），前後各取 12 個月結構變動可能發生時點，其中以 1987 年 7 月結構變動時點的設定，所對應之最大概似函數估計值最大（為 -1,068.5），因此我們採用該時點為結構性變動時點（參見表 2）。

表 2 結構更易時點決定

結構變動時點	最大概似函數值	結構變動時點	最大概似函數值
1986 年 8 月	-1,092.0	1987 年 8 月	-1,068.6
1986 年 9 月	-1,091.7	1987 年 9 月	-1,069.9
1986 年 10 月	-1,091.7	1987 年 10 月	-1,072.8
1986 年 11 月	-1,085.6	1987 年 11 月	-1,075.0
1986 年 12 月	-1,082.7	1987 年 12 月	-1,076.0
1987 年 1 月	-1,080.1	1988 年 1 月	-1,076.4
1987 年 2 月	-1,079.3	1988 年 2 月	-1,073.6
1987 年 3 月	-1,079.4	1988 年 3 月	-1,074.2
1987 年 4 月	-1,073.6	1988 年 4 月	-1,075.1
1987 年 5 月	-1,072.1	1987 年 5 月	-1,075.9
1987 年 6 月	1,069.5	1987 年 6 月	-1,076.5
1987 年 7 月	-1,068.5*	1987 年 7 月	-1,977.3

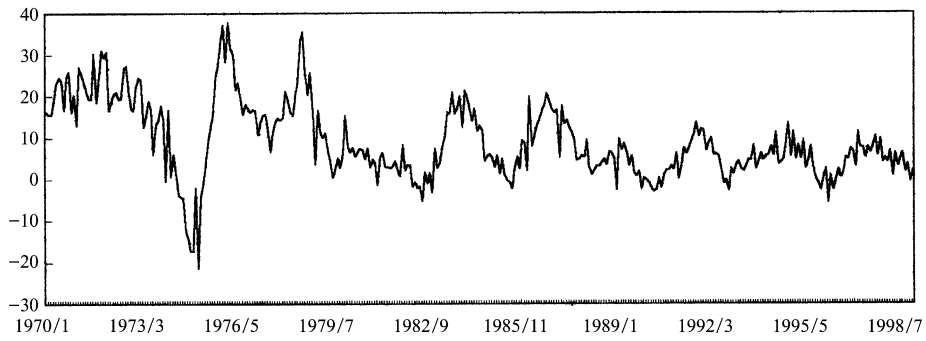
說明：* 為表中最大值。

MS(IP) 模型最大概似法的估計結果與相關統計量列示於表 3 第 1 行（註 7），研究結果顯示各母體參數均具統計顯著性，惟單純採用 MS(IP) 模型所劃分之景氣狀態並不理想。由圖 1(b) MS(IP) 模型低成長狀態平滑機率圖形可看出，自 1987 年 8 月以後，MS(IP) 模型無法對台灣經濟景氣的波動再加以劃分。表 3 第 2、3 行為分期 MS(1)(IP) 與分期 MS(2)(IP) 模型估計結果。比較 MS(IP) 與分期 MS(1)(IP)、分期 MS(2)(IP) 模型，就 LR 檢定量、AIC、Schwarz value，以及 *predicting-TPE*、*smoothing-TPE* 而言，後兩者皆具有顯著優勢。至於分期 MS(1)(IP) 與分期 MS(2)(IP) 模型比較；就 LR 檢定量、AIC 與 Schwarz value 準則，前者表現較佳，惟就本文所關注景氣狀態判定指標 (*predicting-TPE*、*smoothing-TPE*)，則後者較具優勢，惟差距不太。綜上所述，第一與第二時段之高、低年增率期望值與標準差有顯著差異，顯示台灣經濟由以往高成長轉入中度成長局面，然而，狀態轉換機率的變化相對上較不明顯。

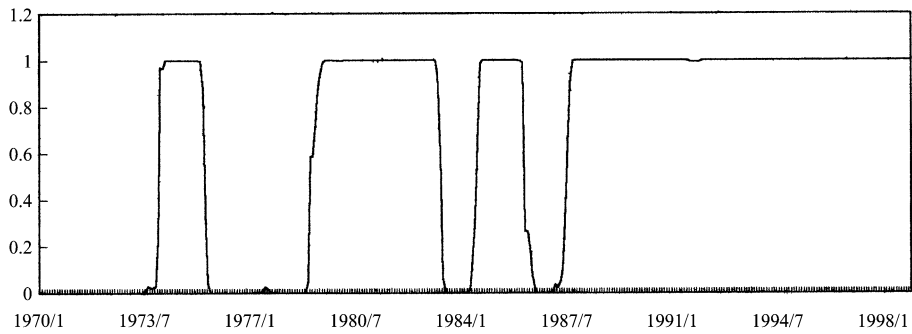
表 3 MS 與分期 MS 模型估計結果與比較：工業生產指數年增率

母體參數	MS(IP)	分期 MS(1)(IP)	分期 MS(2)(IP)
p_{22}	0.971 (0.015)	0.966 (0.014)	0.978 (0.013)
p_{11}	0.984 (0.008)	0.945 (0.021)	0.960 (0.021)
u_1	3.799 (0.394)	2.521 (0.789)	2.526 (0.781)
u_2	19.074 (0.560)	18.820 (0.623)	18.820 (0.623)
σ	5.607 (0.216)	6.467 (0.323)	6.470 (0.323)
p_{22}^*			0.937 (0.033)
p_{11}^*			0.895 (0.049)
u_1^*		0.757 (0.573)	0.919 (0.559)
u_2^*		6.247 (0.396)	6.450 (0.437)
σ^*		2.761 (0.188)	2.686 (0.198)
<i>Log Likelihood</i>	-1,123.0000000	-1,068.5000000	-1,067.6000000
<i>AIC</i>	-1,128.0000000	-1,076.5000000	-1,077.6000000
<i>Schwarz value</i>	-1,137.6000000	-1,099.4000000	-1,096.9000000
<i>Predicting-TPE</i>	00.353	000.200*	000.195**
<i>Smoothing-TPE</i>	00.345	000.187*	000.185**
<i>Number of parameters</i>	500)	800)	100000)

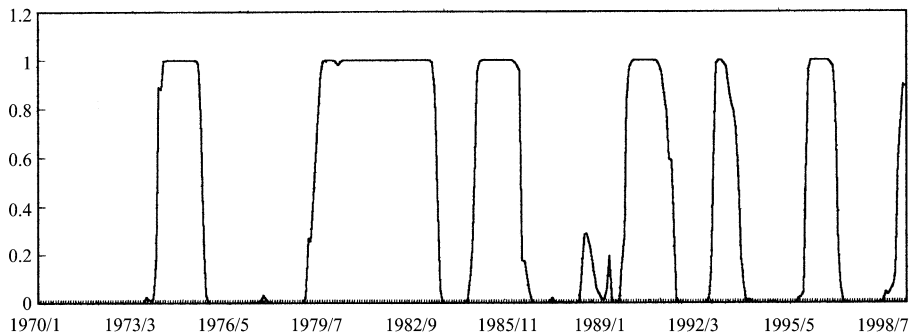
說明： $u_2, u_1, \sigma, p_{22}, p_{11}$ 與 $u_2^*, u_1^*, \sigma^*, p_{22}^*, p_{11}^*$ 分別表分期 MS(2)(Y) 模型定義之第一與第二階段高、低成長率期望值、標準差與狀態轉換機率。



(a) 台灣工業生產指數 (IP) 年增率



(b) MS(IP) 模型低成長狀態平滑機率值



(c) 分期 MS(2)(IP) 模型低成長狀態平滑機率值

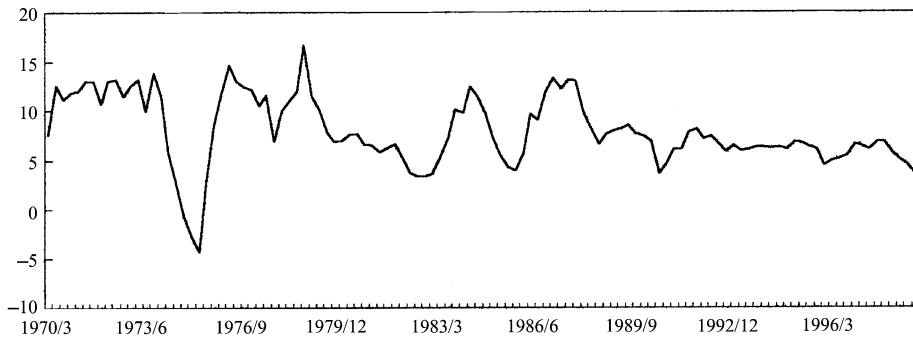
圖 1 台灣工業生產指數年增率與低成長狀態平滑機率。估計期間為 1970 年 1 月至 1999 年 1 月。

表 4 MS 與分期 MS 模型估計結果與比較：實質 GDP 年增率

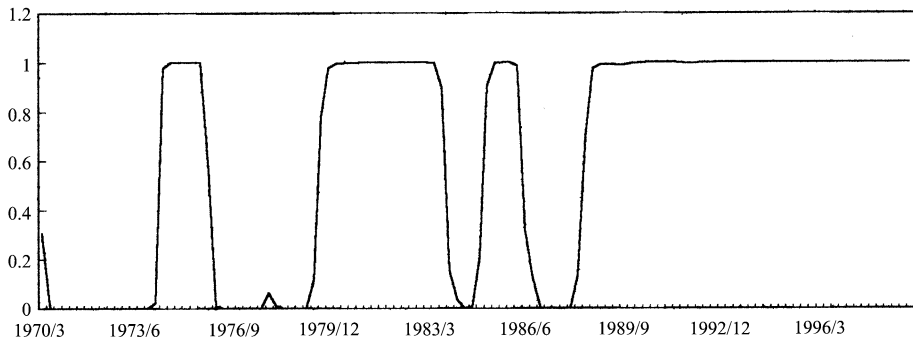
母體參數	MS(GDP)	分期 MS(1)(GDP)	分期 MS(2)(GDP)
p_{22}	0.911 (0.045)	0.923 (0.031)	0.934 (0.038)
p_{11}	0.948 (0.026)	0.850 (0.061)	0.874 (0.063)
u_1	5.745 (0.260)	4.639 (0.536)	4.856 (0.552)
u_2	11.571 (0.354)	11.435 (0.405)	12.252 (0.420)
σ	2.120 (0.147)	2.424 (0.217)	2.586 (0.231)
p_{22}^*			0.884 (0.090)
p_{11}^*			0.944 (0.040)
u_1^*		4.770 (0.301)	5.733 (0.147)
u_2^*		6.804 (0.138)	7.965 (0.243)
σ^*		0.771 (0.088)	0.792 (0.089)
<i>Log Likelihood</i>	-273.1.0000	-244.2.00000	-248.0.00000
<i>AIC</i>	-278.1.0000	-252.2.00000	-258.0.00000
<i>Schwarz value</i>	-285.0.0000	-263.2.00000	-271.8.00000
<i>Predicting-TPE</i>	00.362	000.170**	00.306*
<i>Smoothing-TPE</i>	00.344	000.151**	00.298*
<i>Number of parameters</i>	500)	8.00)	100000)

說明：同表 3。

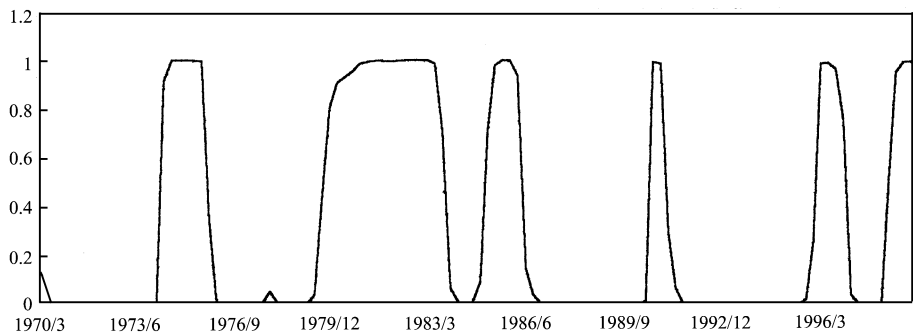
圖 1(a)、(b)、(c) 分別繪出台灣工業生產年增率、MS(IP)、分期 MS(2)(IP) 模型低成長狀態平滑機率。比較發現，分期 MS(2)(IP) 模型除認定出 1987 年前的 3 段低成長期間，在 1987 年後，亦可認定出 3 段完整的低成長期間，景氣狀態判定指標：*predicting-TPE* 與 *smoothing-TPE*) 也分別由 0.350 與 0.345 驟降為 0.195 與 0.185。



(a) 台灣實質 GDP 年增率



(b) MS(GDP) 模型低成長狀態平滑機率值



(c) 分期 MS(1)(GDP) 模型低成長狀態平滑機率值

圖 2 台灣實質 GDP 年增率與低成長狀態平滑機率。估計期間為 1970 年第 I 季至 1998 年第 IV 季。

3.2 台灣實質 GDP 年增率分析

本節選用資料為台灣實質 GDP 年增率季資料，資料起迄期間為 1970 年 I 季至 1998 年 IV 季。資料來源為台灣經濟新報資料庫。表 4 列出模型參數估計結果與相關統計量。MS 模型仍只能掌握 1987 年以前的 3 段低成長期間。比較 MS(GDP) 模型與分期 MS(1)(GDP) 及分期 MS(2)(GDP) (註 8)，在 LR 檢定量、AIC、Schwarz value、*predicting-TPE* 與 *smoothing-TPE* 各類模型判斷指標，皆以後兩者表現較佳。惟值得注意的是，分期 MS(2)(GDP) 模型表現不若分期 MS(1)(GDP) 模型，我們認為這是因為第二階段有效樣本數太少，造成分期 MS(2)(GDP) 模型有過度參數化問題。

圖 2(a)、(b)、(c) 分別繪出台灣實質 GNP 年增率、MS(GDP)、分期 MS(1)(GDP) 模型低成長狀態平滑機率。比較發現，分期 MS(1)(GDP) 模型除認定出 1987 年前的 3 段低成長期間，在 1987 年後，亦可認定出 2 段完整的低成長期間，景氣狀態判定指標：*predicting-TPE* 與 *smoothing-TPE*) 也分別由 0.362 與 0.344 驟降為 0.170 與 0.151。

4. 台灣經濟景氣循環結構變化分析

根據台灣工業總產值年增率分期 MS(IP) 模型的估計結果：第一階段高、低年增率期望值與標準差為： $u_2 = 18.820$ 、 $u_1 = 2.521$ 與 $\sigma = 6.467$ ；第二階段高、低年增率期望值與標準差則分別為： $u_2^* = 6.247$ 、 $u_1^* = 0.757$ 與 $\sigma^* = 2.761$ 。台灣實質 GDP 年增率分期 MS(1)(GDP) 模型的估計結果：第一階段高、低年增率期望值與標準差分別為： $u_2 = 11.435$ 、 $u_1 = 4.639$ 與 $\sigma = 2.424$ ；第二階段高、低年增率期望值、與標準差則分別為： $u_2^* = 6.804$ 、 $u_1^* = 4.770$ 與 $\sigma^* = 0.771$ 。比較兩相異階段估計值，第一階段年增率高成長狀態期望值顯著大於第二階段同屬高成長狀態的期望值，反映了開發中國家經濟發展初期的高成長表現；第二階段年增率標準差明顯小於第一階段標準差，顯示台灣景氣波動幅度的縮小趨勢。

根據上述討論，不同經濟發展階段，台灣景氣循環過程發生變化，惟造成台灣景氣波動過程改變的主要因為何？值得進一步探討。底下我們就實質 GDP 構成項目加以分析，包括：實質民間消費 (PC)、實質民間投資 (IV)、實質出口

(EX) 與政府消費 (GC)。其中實質民間消費及實質出口與實質 GDP 相同，MS 模型皆無法認定該兩類變數近期的高、低成長狀態，惟實質民間投資與政府消費卻無類似問題，亦即採用 MS 模型即可認定出全樣本期間實質民間投資與政府消費的高、低成長狀態，換言之，實質民間投資與政府消費在經濟結構轉變後其波動並無類似實質 GDP 有「明顯」縮小現象。

為明確比較 1987 年前、後，實質 GDP 主要構成項目（包括：實質民間消費、投資、出口與政府消費）的結構變化，我們採用分期 MS 模型估計民間實質消費、實質出口、實質民間投資與政府消費，估計結果與相關統計量列示於表 5，研究結果顯示民間消費與出口在經濟結構轉變後波動明顯縮小，呈現結構性變化，相對而言實質民間投資與政府消費在第一、二階段波動過程雖有下降，惟下降比例遠不若民間消費與出口，波動性居高不下。由於 Lin and Chen (1999) 與管中閔 (2000) 已就消費與景氣循環關係加以討論，而政府消費概屬外生的政策變數，因此本文將焦點放在實質出口與民間投資的比較。

分析實質出口之波動，第一階段高、低年增率期望值差距與標準差分別為 23.8 與 12.9，第二階段的高、低年增率期望值差距與標準差則為 7.2 與 3.5，分別下降 70% 與 73%，反映台灣經濟轉型後，實質出口波動明顯減少。出口波動的下降，可能與我國出口產品結構的明顯轉變攸關。自 1980 年代中期以來，隨著我國產業的快速升級，主要出口產品已由過去低技術、低資本、低科技密集度的產品，轉向高技術、高資本、高科技密集度的產品。台灣資本密集、技術密集以及高科技產業競爭力強勁，出口呈現穩定成長，波動因而大幅降低。

分析民間投資波動過程，在台灣經濟轉型後階段，波動變化遠不若實質出口，投資波動持續居高不下。民間投資在第一階段高、低年增率期望值差距與標準差分別為 26.99 與 11.61，第二階段的高、低年增率期望值差距與標準差則為 17.35 與 7.15，分別下降 36% 與 38%。就投資與出口波動比較，民間投資波動的下降比例約僅達實質出口的一半。此外，台灣經濟結構轉變前，實質出口之高、低年增率期望值差距與標準差大小分為 23.8 與 12.9，與民間投資的 26.99 與 11.61 相差不大，惟台灣經濟結構轉變後，實質出口的高、低年增率期望值差距與標準差大幅驟減為 7.2 與 3.5，民間投資則僅降為 17.35 與 7.15，分別為實質出口的 2.4 倍與 2.0 倍，波動幅度遠大於實質出口，換言之，實質民間投資已成為影響經濟

表 5 台灣實質民間消費、出口與投資年增率分析與比較

分析變數	u_1	u_2	σ	u_1^*	u_2^*	σ^*	$u_2 - u_1$	$u_2^* - u_1^*$
消費	6.22 (0.40)	11.01 (0.33)	1.60 (0.14)	5.97 (0.19)	8.38 (0.17)	0.68 (0.09)	24.79	22.41
出口	5.97 (3.2)	29.72 (3.09)	12.89 (1.31)	4.53 (0.79)	11.72 (1.44)	3.50 (0.46)	23.75	27.19
投資	2.52 (2.14)	29.51 (3.12)	11.61 (1.19)	3.66 (1.84)	21.01 (2.38)	7.15 (0.83)	26.99	17.35
政府消費	-8.33 (5.39)	7.42 (0.62)	4.31 (0.36)	1.06 (0.71)	8.96 (0.63)	2.71 (0.31)	15.75	27.9

說明：同表 3。

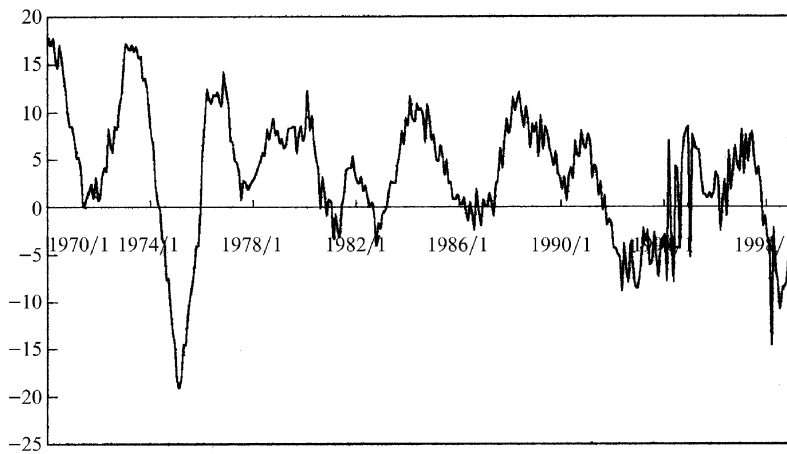
波動是否劇烈的主要因素之一。

5. 日、韓工業生產指數年增率分析

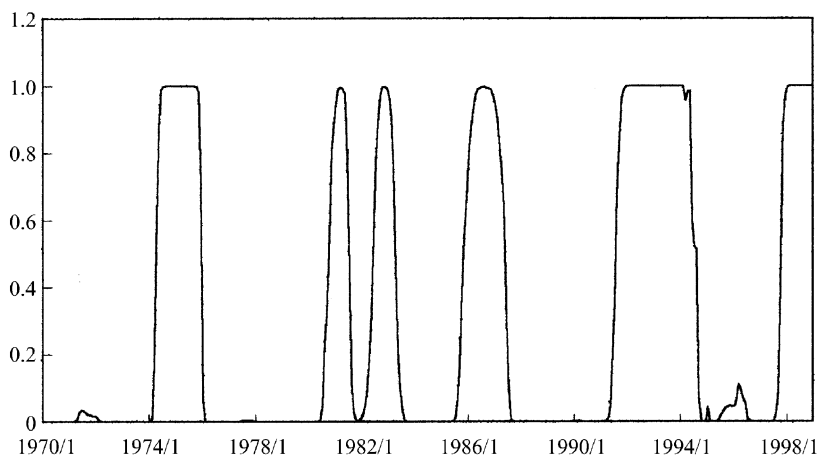
本文就 MS(Y) 模型加以修正，建立分期 MS(Y) 實證方法，解決傳統馬可夫轉換對台灣近期景氣狀態無解釋能力的問題。先驗上與台灣同屬開發中國家的南韓，將同樣面對經濟結構轉變的過程，須採分期 MS(Y) 模型認定景氣波動，惟成熟經濟體的日本，則應不需採分期 MS(Y) 模型。本節選用國外資料為日本與南韓工業生產指數年增率，為方便各國資料比較，我們選用相同樣本期間，資料來源為電子新報資料庫。

圖 3(a) 與 (b) 分別為日本工業生產指數年增率走勢圖與傳統 MS(Y) 模型估計日本工業生產總指數年增率低成長狀態平滑機率。研究發現，直至樣本終結，MS(Y) 模型仍可掌握日本景氣波動過程，換言之，分期 MS(Y) 模型無法對日本景氣狀態提供較佳劃分；我們認為這是因為在估計樣本期間內，日本並未發生開發中國家由高成長轉入中度成長的經濟結構轉變。

反觀圖 4(a) 南韓工業生產指數年增率與圖 4(b) 運用 MS(Y) 模型估計南韓工業生產總指數年增率低成長狀態平滑機率，自 1988 年 4 月起，MS(Y) 模型無法對南韓景氣波動加以劃分，因此我們導入分期 MS(2)(Y) 模型，結構更易時點為



(a) 日本工業生產指數 (IP) 年增率



(b) MS(IP) 模型低成長狀態平滑機率值

圖 3 日本工業生產指數年增率與低成長狀態平滑機率。估計期間為 1970 年 1 月至 1998 年 12 月

1988 年 3 月 (註 9)。圖 4(c) 繪出分期 MS(2)(Y) 模型所估計出的南韓工業生產指數年增率低成長狀態平滑機率。比較圖 4(b) 與 (c)，可明顯發現後者對南韓近期景氣狀態波動過程仍能有效掌握。

表 6 日、韓、台工業生產指數年增率估計結果與相關統計量

(A) 日本工業生產指數年增率實證結果

	p_{22}	p_{11}	u_1	u_2	σ	$u_2 - u_1$
日本	0.974	0.947	-3.976	6.577	4.513	10.053
	(0.011)	(0.022)	(0.606)	(0.358)	(0.176)	

(B) 南韓與台灣工業生產指數年增率實證結果

(1) 高度成長階段 (High-growth Stage)

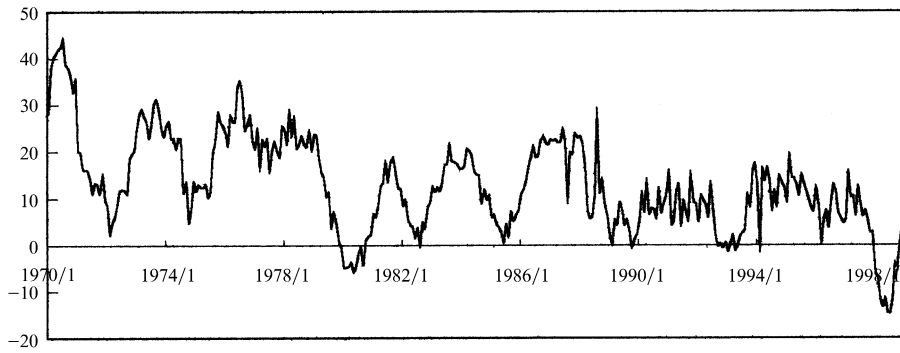
	p_{22}	p_{11}	u_1	u_2	σ	$u_2 - u_1$
台灣	0.978	0.960	2.526	18.820	6.470	16.294
	(0.013)	(0.021)	(0.781)	(0.623)	(0.323)	
南韓	0.968	0.955	8.017	23.931	6.220	15.914
	(0.016)	(0.021)	(0.694)	(0.627)	(0.307)	

(2) 中度成長階段 (Middle-growth Stage)

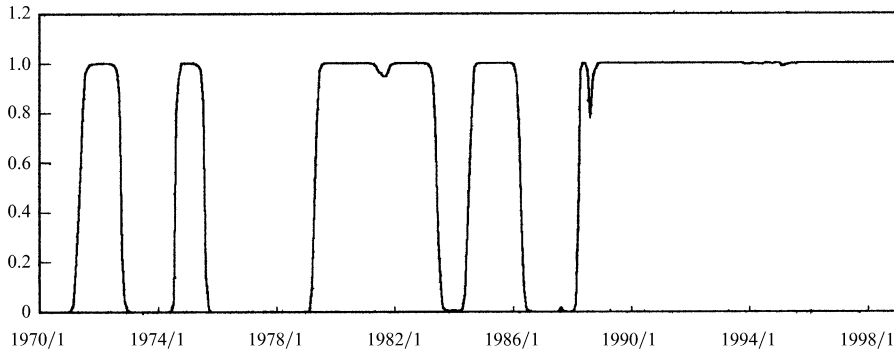
	p_{22}^*	p_{11}^*	u_1^*	u_2^*	σ^*	$u_2^* - u_1^*$
台灣	0.937	0.895	0.919	6.450	2.686	5.531
	(0.033)	(0.049)	(0.559)	(0.437)	(0.198)	
南韓	0.982	0.932	-3.614	8.937	5.809	12.551
	(0.013)	(0.057)	(1.264)	(0.527)	(0.323)	

說明： $u_2, u_1, \sigma, p_{22}, p_{11}$ 與 $u_2^*, u_1^*, \sigma^*, p_{22}^*, p_{11}^*$ 分別表分期 MS(2) 模型定義之第一與第二階段高、低成長率期望值、標準差與狀態轉換機率。

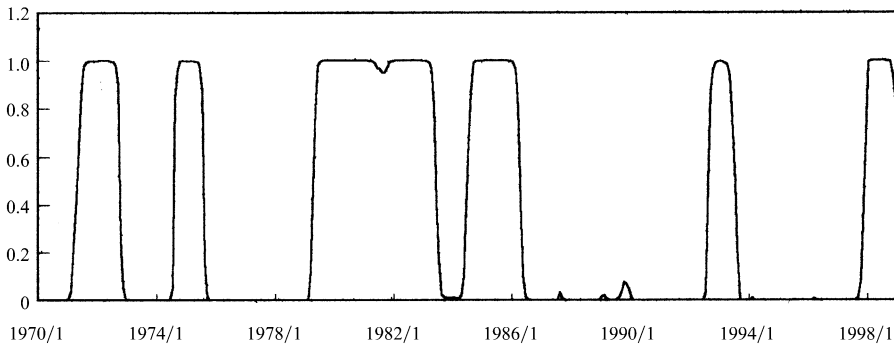
為分析與比較日、韓、台各國景氣波動過程差異，表 6 與表 7 分為各國模型相關統計量與低成長狀態劃分。實證結果顯示：第一、比較南韓在兩相異階段估計值，第一階段年增率高成長狀態期望值 (23.93) 顯著大於第二階段同屬高成長狀態的期望值 (18.94)，反映了開發中國家經濟發展初期的高成長表現；第二階段年增率標準差 (5.81) 略小於第一階段標準差 (6.22)，顯示景氣波動幅度的縮小趨勢，惟與台灣相較，變化較小（註 10）。綜上所述，在不同經濟發展階段，南韓與台灣景氣循環過程發生變化，應採分期 MS(Y) 模型較能掌握該兩國景氣循環過程。第二、比較最近一次低成長期間，日本與南韓分於 1997 年 10 月與 11 月即因東南亞金融風暴影響，進入另一波低成長期間，惟台灣直至 1998 年 10 月才進入低成長期間，反映台灣於金融風暴初期的優異表現。



(a) 南韓工業生產指數 (IP) 年增率



(b) MS(IP) 模型低成長狀態平滑機率值



(c) 分期 MS(2)(IP) 模型低成長狀態平滑機率值

圖 4 南韓工業生產指數年增率與低成長狀態平滑機率。估計期間為 1970 年 1 月至 1998 年 12 月

表 7 日、韓、台低成長期間分析與比較

日本	台灣	南韓
1974:04-1975:12	1974:01-1975:06	1974:04-1975:12
1980:10-1981:06	1979:04-1983:04	1980:10-1981:06
1982:06-1983:03		1982:06-1983:03
1985:11-1987:05	1984:09-1986:02	1985:11-1987:05
1991:08-1994:08	1989:09-1991:03	1991:08-1994:08
	1992:09-1993:05	
1997:11-1998:12	1995:10-1996:09	
	1998:10-1998:12	1997:11-1998:12

6. 結 論

MS 模型和以往研究最大不同之處在於對所利用資料本身的特性，可估計出各個時點處於不同狀態的機率，並藉以客觀區分高、低成長期間，較具有計量上的意義，所估計的模型可提供景氣未來預測的基礎。Hamilton (1989) 與 Filardo (1994) 應用 MS 模型，對美國的經濟循環提供了良好的劃分，惟一般 MS 模型對台灣與南韓近期的經濟景氣循環，缺乏解釋上的能力，這是肇因於台灣與南韓並非為成熟的經濟體（舉如：美國、日本），在台灣與南韓經濟發展過程中，具有開發中國家轉入已開發國家經濟結構改變。分析台灣實質 GDP 與工業生產指數年增率，在 1990 年代之前平均值分別達到 9.7% 與 6.8%，1990 年代以後則降為 6.0% 與 4.4%，年增率標準差，也由 1990 年代前的 4.8% 與 13.1%，驟降為 1.0% 與 4.0%。本文考慮這一點，對 MS 模型加以修正，將 MS 模型的高、低年增率期望值與變異數設定為兩組或兩組以上，以描述開發中國家在不同經濟發展階段，經濟變數景氣循環波動情形。

本研究實證結果為：第一、分期 MS 模型可以解決一般 MS 模型無法劃分近期台灣（與南韓）經濟景氣狀態問題，對經濟景氣狀態之界定，提供一輔助性指標。第二、分析影響 GDP 之重要經濟變數，舉如：實質投資、民間消費與出口之波動。實證結果顯示 1987 年以來出口漸呈穩定，民間消費穩定性增強，惟投資波

動仍居高不下。換言之，投資已成為影響經濟波動的主要因素之一。第三、分析暨比較日、韓、台等國經濟景氣循環，探討相異發展程度國家的景氣循環動態過程差異，實證結果顯示，傳統 MS 模型無法充分掌握南韓與台灣等由開發中轉變為已開發經濟體的景氣循環過程，肇因於該類國家在成長過程中產生經濟結構轉變，惟已屬成熟經濟體的日本，則無類似問題。

附 註

1. Kuznets, Simon (1979), "Growth and Structural Shifts," in Walter Galenson (ed.), *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*. Cornell University Press.
2. $p(s_t|y_{t+r}, y_{t+r-1}, \dots)$ ，當 $r = 0$ ：過濾機率， $r < 0$ ：預測機率， $r > 0$ ：平滑機率。
3. $q = 3$ 時，*Smoothing-TPE* 與 *Predicting-TPE* 的差異也不顯著。
4. 檢視該時段經濟情勢，其中之一即是美國取消授我之「普遍化優惠關稅」待遇 (General System of Preference, 以下簡稱 GSP)，對台灣以出口為主的經濟造成極大衝擊，可能改變台灣產業生產結構，惟 GSP 的取消並非台灣經濟結構改變的唯一因素。
5. 管中閔 (2000) 採用 Gibbs Sampling 估計方法，解決分期 MS(2) 模型自由度不足問題。惟本文實證結果指出，在狀態轉換機率無明顯改變的情境下，採用全樣本估計的分期 MS(1) 模型亦可有效認定實質 GDP 季資料高、低成長期間。
6. 作者感謝評審的指正。
7. 一般在估計馬可夫轉換模型時，大多都採近似 (準) 最大概似法 (approximate (quasi) maximum likelihood estimation) 來估計模型參數。其作法不外是利用 EM-algorithm 或是數值方法來求得讓概似函數極大的估計值；本文採用後者 (數值方法) 來估計參數，並應用 GAUSS 的套裝程式 OPTIMUM，選用該程式內建立的 BFGS 代數法來求取各模型負的樣本概似函數極小值。
8. MS(GDP) 模型自 1988 年 I 季以後，無法再對台灣實質 GDP 年增率高、低狀態加以劃分，以 1988 年 I 季為中心，前後各取 1 年結構變動可能發生時點，其中以 1987 年 IV 季結構變動時點的設定，所對應之最大概似函數估計值最

大。

- 9.南韓經濟結構更易時點的決定是以 1988 年 4 月為中心（自 1988 年 4 月以後，一般 MS 模型無法再對南韓景氣高、低狀態加以劃分），前後各取 6 個月結構變動可能發生時點，其中以 1988 年 3 月結構變動時點的設定，所對應之最大概似函數估計值最大。
- 10.台灣工業生產值年增率標準差由第一階段的 6.47 驟降為第二階段的 2.69。

參考文獻

- 林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998)，「景氣循環轉折點認定與經濟年增率預測」，經濟論文叢刊，26(4)，頁 431-457。
- 管中閔 (2000)，「新一波景氣循環的認定與景氣對策訊號的改進」，行政院經濟建設委員會經濟研究處期中研究報告。
- Filardo, A.J. (1994), "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- Hamilton, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, 357-384.
- Huang, C.H. (1999), "Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov Switching Analysis," *Taiwan Economic Review*, 27, 185-214.
- 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.
- Kim C.J. and S. Yoo (1995), "New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Regime-Shift Approach," *Journal of Monetary Economics*, 36, 607-630.
- Kuznets, Simon (1979), "Growth and Structural Shifts," in Walter Galenson (ed.), *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*. Cornell University Press.
- Lin, J.L. and S.W. Chen (1999), "Searching for the Markov Switching Model for Business Cycle in Taiwan," *1999 NBER/NSF Time Series Conference*.
- Lucas, R.E. (1977), "Understanding Business Cycles, Stabilization of the Domestic and International Economy," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 5, 7-29.
- Luenberger, D.G. (1984), *Linear and Nonlinear Programming*. Reading, MA: Addison-Wesley.

EXAMINING TAIWAN'S BUSINESS CYCLE VIA TWO-PERIOD MS MODELS

Hsiu-Hua Rau, Hsiou-Wei William Lin and Ming-Yuan Leon Li *

ABSTRACT

This study adopts Markov-switching models (hereafter MS models) to examine the annual growth of Taiwan's industrial product index (hereafter IP) and real gross domestic products (hereafter real GDP) from 1970 to 1998. Among the contemporary papers exploring business cycles via MS models, few, if any, aim at coping with the diminishing business cycle patterns due to economic structural changes. In contrast, we adopt two-period MS models, which incorporate a specific set of mean and variance parameters for each period, to control the structural changes in Taiwan's and South Korea's economies.

Our empirical findings are consistent with the following notions. First, Taiwan's business cycle patterns changed significantly after 1987. Second, Taiwan's real exports and consumptions appear to be less volatile after 1987, whereas real investments replaced real exports as the primary factor for post-1987 economic movements. Third, for Taiwan and South Korea, which both experienced substantial economic growth, our two-period MS settings appear to outperform the conventional settings in modeling the business cycles. The volatilities for the two nations' IP and real GDP were significantly lower in the second period. The result is in contrast with our finding with respect to Japan's more developed economy. For Japanese business cycles, conventional single MS models appear to be descriptive.

Keywords: Markov-switching models, Two-period MS models, Business cycles, Economic structure, Real GDP, Industrial product index

* Rau is Associate Professor in the Department of International Trade at National Cheng Chi University; Lin is Professor in the Department of International Business at National Taiwan University; Li is Assistant Professor in the Department of Banking and Finance at National Chi Nan University.