

金融領先指標 與實質領先指標訊息一致嗎？ 台灣領先指標的實證分析

陳仕偉¹

東海大學經濟系助理教授

沈中華

政治大學金融系教授

在經建會所編制的領先指標中同時包含了金融面及實質面指標，金融面變數與實質面變數的動態行為雖然大部份時期相同，但是有可能即使在相同的景氣狀態下兩者依然可能會有不同走勢。因此若我們不區分金融面指標及實質面指標可能有不同走勢的可能性，而將所有的變數混合在一起以傳統的單因子模型進行估計並預測景氣轉折點，有可能得到不理想的結果。本文的目的之一就是驗證上述推論的正確性，且將實證結果與台灣經濟發展的歷程作一對比，我們更嘗試修正實證模型，希望能夠改善上述單因子模型之缺失。實證結果顯示除了印證若把所有的金融及實質指標置於馬可夫轉換單因子模型中進行推估，的確會產生景氣狀態預測失誤的情況。金融變數在認定台灣景氣轉折點的日期與經建會所公告的日期較為一致；而實質變數所認定出的景氣轉折點日期與經建會所公告的日期則較不相同。根據樣本外的預測結果，本文中所嘗試的修正模型能夠改善台灣景氣轉折點的預測。

關鍵詞：景氣循環、領先指標、馬可夫轉換模型

1 作者要感謝本刊編輯委員及兩位匿名審查人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：91年11月28日；接受刊登日期：92年6月9日

1. 前言

景氣循環轉折點以及擴張期、收縮期的認定向來是經濟學家、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 年左右就建立一套認定的標準與程序, 並定期地公告美國的景氣循環轉折點日期。在學術界中, 對於如何準確地認定出景氣轉折點、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非對稱性 (asymmetry) 特色, 模型所認定出的景氣轉折點與美國 NBER 所公佈的基準循環日期也非常接近, 因而受到經濟學者們的重視。² 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,³ 模型所認定出的景氣轉折點與美國 NBER 所公佈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, 並有助於認定美國的景氣轉折點。

景氣循環理論中除了非對稱性的特色外, Lucas (1977) 特別強調景氣循環的另一個特點: 「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

2 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對稱性特色的有效工具。

3 Hamilton (1989) 所使用的實證資料只包括 1952 至 1984 年的 GNP 成長率季資料。

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 (co-movement)。而上述文獻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，雖然可以捕捉非對稱性的特徵，但卻無法刻劃變數之間共同波動行為。Kim and Yoo (1995)、Chauvet (1998) 及 Kim and Nelson (1998) 等學者於是嘗試結合 Stock and Watson (1989, 1991) 的動態單因子模型 (dynamic factor model) 以及 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型，建構出一個可以同時掌握景氣循環兩個特徵的馬可夫轉換單因子模型 (Markov switching factor model)，而且這些學者也成功地應用這個模型來認定與預測美國景氣循環之轉折點。

目前在台灣地區是由行政院經濟建設委員會 (簡稱為經建會) 定期地公佈景氣動向指標、景氣對策信號以及台灣景氣循環基準日期，提供給決策者和投資大眾作為決策的參考和判斷的依據，然而根據經建會的景氣對策信號和景氣動向指標的編製說明，我們可以發現到每一組指標中均包含兩類不同的經濟變數，以領先指標為例，其包括四個實質變數 (製造業新接定單指數變動率，製造業平均每人每月工時，海關出口值變動率及台灣地區房屋建築申請面積) 及三個金融變數 (貨幣供給 M1B 變動率，股票指數變動率及躉售物價指數變動率)。

馬可夫轉換單因子模型雖然可以同時捕捉景氣循環的非對稱性及共同波動特徵，但是這個模型其實也隱含了一個重要的假設 (限制)：這些變數在景氣不同狀態中所提供的訊息或行為過程應該是一致的。而在經建會所編制的領先指標中，金融變數與實質變數的動態行為雖然大部份時期可能相同，但在有些時候兩者卻有很不一樣的表現。⁴ 因此若我們不區分金融面指標及實質面指標可能有不同走勢的可能性，而將所有的變數混合在一起預測景氣轉折點，有可能得到不理想的結果。

若上述的推論是正確的，則可以預期馬可夫轉換單因子模型所預測出之景氣轉折點與經建會所公佈的基準循環日期可能發生不一致的結果，本文的目的之一就是要驗證這個推論的正確性。同時在本文中我們運用 Kim and

4 請參閱本文第二節的說明。

Piger (2001) 及 Kim and Murray (2002) 所提出之馬可夫轉換雙因子模型 (two-factor Markov switching model) 的概念，修正傳統的馬可夫轉換單因子模型，希望能夠改善上述單因子模型無法準確預測台灣景氣轉折點之缺失。

就作者所知，目前尚無相關文獻探討本文之議題。而在國內利用馬可轉換相關模型探討台灣景氣循環特性的文獻中，如林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998)，Huang (1999)，周濟、管中閔 (1999)，徐士勛、管中閔 (2001)，Chen and Lin (2000a, b) 及 Chen (2001) 等，也大都著重於單變量或雙變量馬可夫轉換模型之應用。本文對上述問題的探討，應該可以為學者或政府機關相關人員對於編制景氣動向指標以監控台灣景氣循環轉折點之過程中，提供另一個思考方向。

本文的內容安排如下：第二節利用簡易的圖形分析以及配合相關歷史資料提供佐證，說明台灣的領先指標中因為同時包括金融面及實質面變數，而兩類變數的走勢即使在相同的景氣狀態下依然可能相異，造成其在預測台灣景氣轉折點的過程中，產生不理想的結果。第三節介紹本文所採用的實證模型：單因子馬可夫轉換模型及雙因子馬可夫轉換模型，詳細的模型推導及估計程序置於附錄，有興趣的讀者可以參考。第四節的實證結果我們首先比較個別以單因子模型估計金融面指標及實質面指標於預測景氣轉折點的表現，接著混合兩類指標同樣以單因子馬可夫模型進行估計的預測結果是否與本文第二節的說明一致？最後我們嘗試修正實證模型，希望能夠改善單因子模型預測不良的缺失。第五節為結論。

2. 台灣的領先指標

雖然本文中以台灣的領先指標作為探討對象，但事實上本文的想法可以應用在同時指標或其他國家類似的資料上。在前言中我們曾經提及台灣的領先指標包括四個實質變數：製造業新接定單指數變動率 (Order)，海關出口值變動率 (Export)，台灣地區房屋建築申請面積 (Build) 及製造業平均每人每月工時；三個金融變數：貨幣供給 M1B 變動率 (M1B)，股票指數變動

率 (SP) 及躉售物價指數變動率 (WPI)。在後面的實證分析中,我們並未考慮製造業平均每人每月工時這個實質變數,但我們相信這並不影響最後的實證結論。

圖 1 中我們劃出這六個實證變數成長率的時間趨勢圖。為易於分類,我們稱實質變數為 real variable (於圖 1 左方),金融變數為 financial variable (於圖 1 右方),所有的實證資料取自於經建會所編制的《台灣景氣指標》月刊,資料期間從 1982 年 1 月至 2000 年 4 月,共 220 筆觀察值。陰影的區域是經濟會所公佈的景氣循環中的收縮期間,資料同樣取自《台灣景氣指標》。由圖中可以發現這些變數的往下波動趨勢有些與陰影處非常接近,但有些又偏離很多,不過仍具有一定程度的一致性。

圖 2 上方我們畫出這兩類變數的簡單加權平均趨勢圖,實線與虛線分別為金融及實質變數,我們約略可以看出兩者在某些時期有一致的波動行為,但在某些時刻又各自有不同的走勢。圖 2 下方畫出兩者的離差 (deviation),我們可以很清楚地看出兩者至少有三個時期存在明顯的矛盾差異:1987-1988,1991 年及 1994 年。若我們回顧台灣經濟發展的歷程,可以得知為何這三個時期金融與實質變數會有不同的行為表現。

在 1987-1988 年期間,金融指標表現出台灣的經濟情勢是處於過熱的情況,這段期間由於台灣鉅額的外貿出超,加上央行採取新台幣緩慢升值的外匯政策,使得大量的外資及「熱錢」湧入國內,國內貨幣供給因而高度成長,市場資金寬鬆,國內的股票市場及房地產市場價格飆漲,各種金融指標都顯示經濟呈現過度膨脹而有泡沫經濟的狀況。但實質指標卻顯示這段期間經濟情勢持平甚至稍有萎縮,兩者因而有非常不同走勢。

而在 1990 年年底由於股市過熱,政府決定戳破這個「泡沫」,因而採取一些政策,如宣佈課征證券交易所稅以及採取更為緊縮的貨幣政策等,使得當時的股價指數無量下跌 19 天,從 9,800 點降到 5,400 點左右。房地產市場也由於 80 年代末期建商大量興建新屋而造成供過於求,市場價格也在 1991 年左右開始下跌,各種金融指標都顯示這段期間經濟呈現下跌的趨勢,但實質指標並沒有受到太大的影響,因而又造成兩者出現不同的波動行為。

由以上兩個實際的例子可以得知,金融面指標與實質面指標在景氣循環

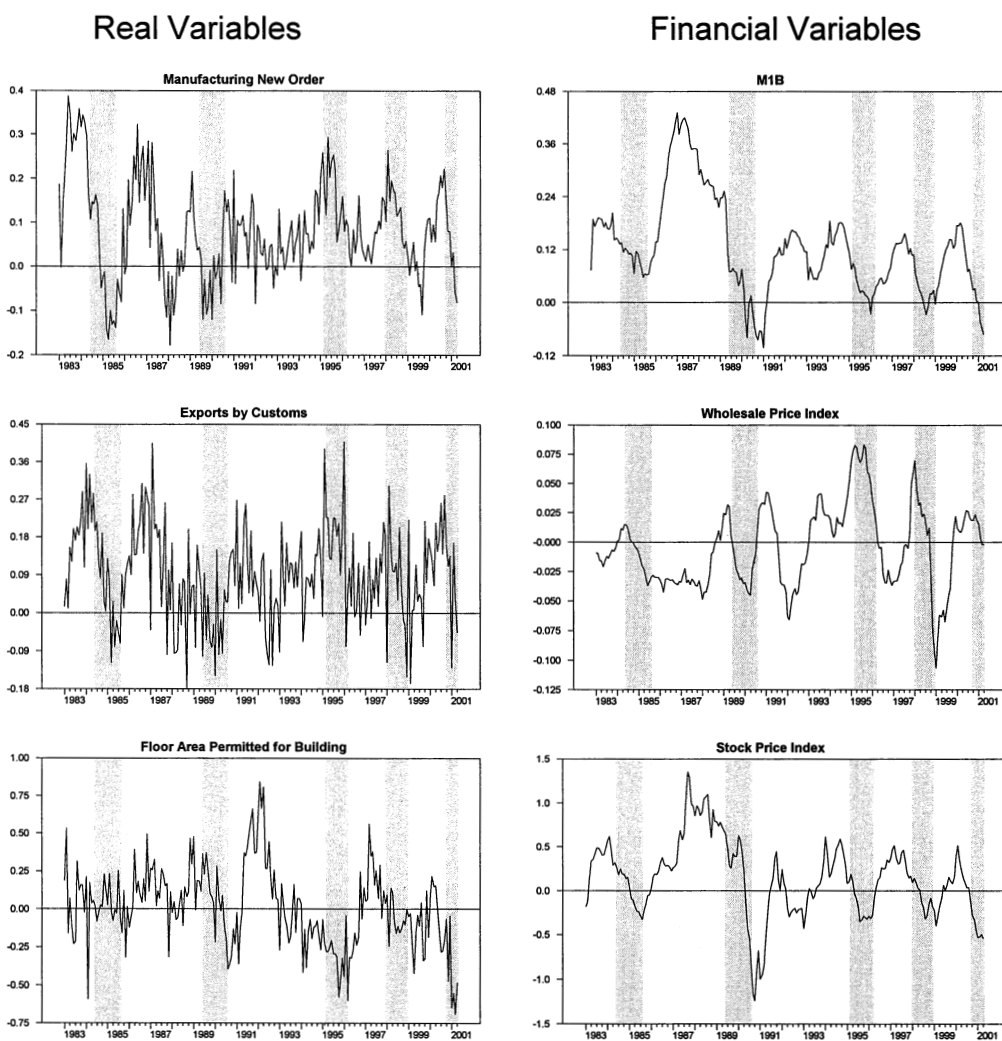


圖 1：實證變數成長率的時間趨勢圖。為易於分類，我們稱實質變數為 real variable（於圖一左方），金融變數為 financial variable（於圖一右方）。

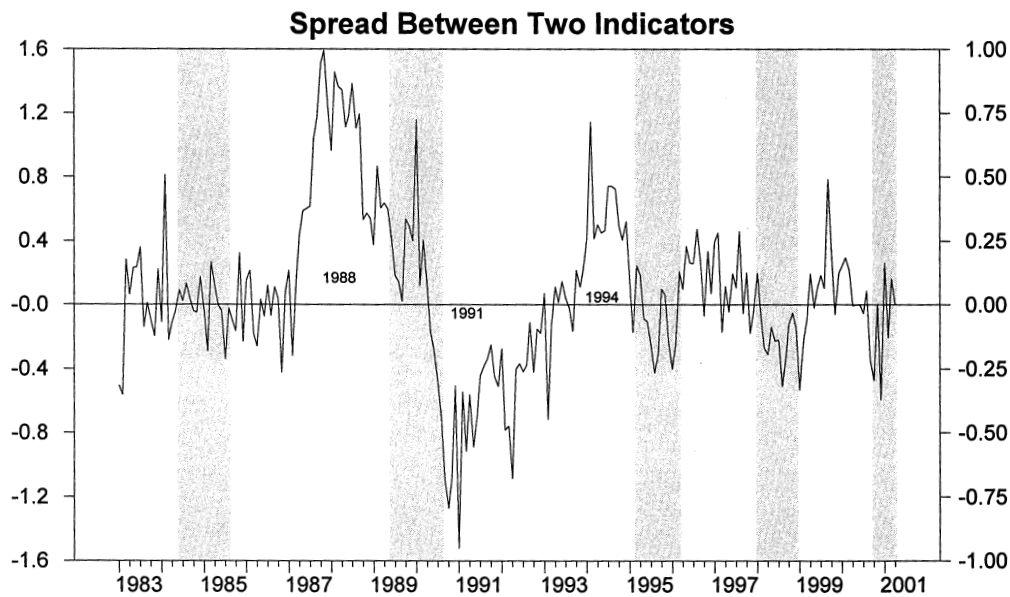
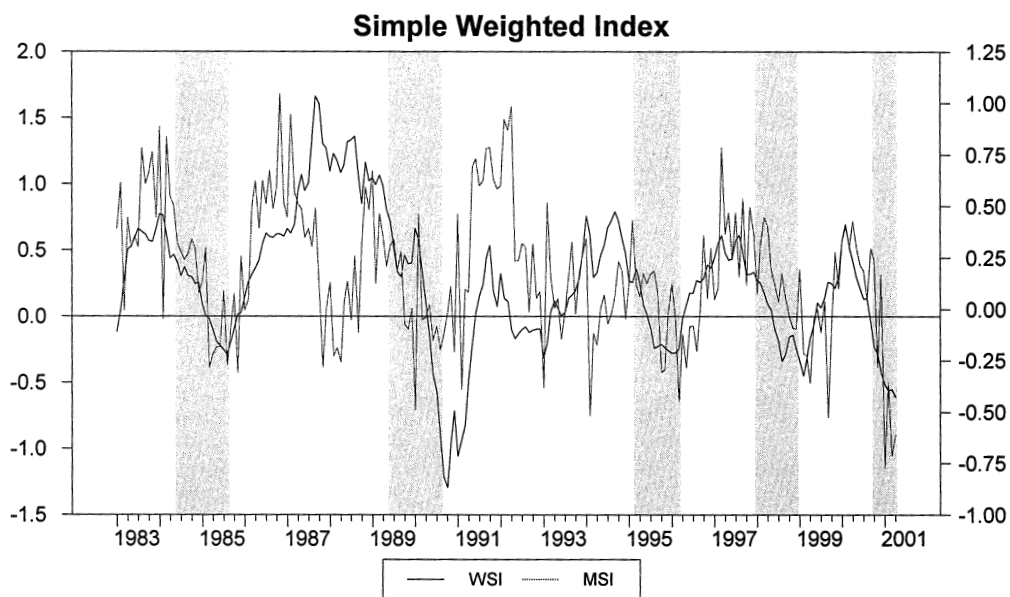


圖 2：兩類變數的簡單加權平均趨勢圖，實線與虛線分別為金融及實質變數，圖二下方為兩者的離差。

的不同階段是有可能出現不同的走勢，而各自反映出對經濟行爲的不同訊息。我們相信經建會在編制各種不同的經濟指標時，應該有考量到金融指標與實質指標有可能反映出不同經濟訊息，但不可否認的一點，經建會的景氣動向指標編制方法讓人批評的一點是缺乏經濟理論及計量方法的基礎（林向愷、黃朝熙，1993）。誠如作者在前言中所說明，目前用來認定及預測景氣循環轉折點的馬可夫轉換單因子模型，雖然彌補了經建會的景氣動向指標編制方法缺乏統計模型基礎的缺失，但藉此模型所找出的景氣轉折點可能與實際的數據有很大的出入。

3. 實證模型

3.1 單因子模型

本文馬可夫轉換單因子模型的設定是根據 Kim and Yoo (1995)，Kim and Nelson (1998) 及 Chauvet (1998) 而改寫。令 $\mathbf{y}_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{6t}]'$ 代表領先指標中的六個經濟變數，前三個為實質變數 [Order, Export, Build]，後三個為金融性變數 [SP, M1B, WPI]。假設 F_t 代表這六個變數共同因子部分，用來刻劃變數之間共同波動的行爲，而 $\mathbf{z}_t = [z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{6t}]'$ 則分別代表這六個變數各自的波動行爲 (individual idiosyncratic term)。換言之，每一個經濟變數是由 F_t 及 \mathbf{z}_t 所共同組合而成。則馬可夫轉換單因子模型可以寫成：

$$\mathbf{y}_t = \gamma(L)F_t + \mathbf{z}_t, \quad (1)$$

$$\phi(L)F_t = \beta(S_t) + \eta_t, \quad \eta_t \sim \text{i.i.d.}\mathbf{N}(0, \sigma_{\eta}^2(s_t)), \quad (2)$$

$$\beta(S_t) = \beta_0(1 - S_t) + \beta_1 S_t, \quad S_t = 0, 1, \quad (3)$$

$$\theta(L)\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}). \quad (4)$$

其中 $\mathbf{z}_t = [z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{6t}]'$ 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 $\boldsymbol{\Sigma}$ ，而 $\phi(L) = (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_k L^k)$ 為一常數多項式， $\gamma(L)$ 和 $\theta(L)$ 則為向量多項式，兩者定義如下： $\gamma(L) = (\gamma_0 + \gamma_1 L + \dots + \gamma_q L^q)$ ， $\theta(L) = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_r L^r)$ ，且 L 代表遞延操作因子。

值得注意的是：共同因子部分 F_t 受到一個看不見的狀態變數 S_t 之影響，其數值若為 1(0) 時則代表景氣狀態是處於擴張期（收縮期）。進一步假設狀態變數 S_t 受到一個一階的馬可夫鏈所影響，其移轉機率矩陣如下所示：

$$\begin{aligned} Pr[S_t=0|S_{t-1}=0] &= p_{00}, & Pr[S_t=1|S_{t-1}=1] &= p_{11}, \\ Pr[S_t=1|S_{t-1}=0] &= 1-p_{00}, & Pr[S_t=0|S_{t-1}=1] &= 1-p_{11}. \end{aligned} \quad (5)$$

當我們刪除馬可夫轉換機制，則馬可夫轉換單因子模型就會回到 Stock and Watson (1989, 1993) 所建立的動態因子模型。若多變量模型只用一單變量表示時，則又回到 Hamilton 的馬可夫轉換模型。⁵

在此單因子模型中，我們估計三個模型。第一個是傳統思考的單因子模型，是將六個變數同時放入模型中。第二個單因子模型依我們前言所說的觀察，將變數分成二組，一組是由金融面的變數所組成，包括 [SP, M1B, WPI]；另一組是由實質面的變數所構成，包括 [Order, Export, Build]。這三個單因子模型分別簡稱為「全部變數單因子模型」、「金融面單因子模型」及「實質面單因子模型」。⁶

3.2 修正的雙因子模型

雖然在單因子模型中，依變數的選取可再區分為金融面與實質面單因子模型，但這種區分方法是外生地決定變數所反映的訊息。若將所有變數同時納入模型，雖然同時掌握了兩種變數的訊息，但是以單因子模型進行推估則可能混合或抵消兩類變數所反映的訊息，造成預測不準確的結果。本節所修正之實證模型也是將所有變數同時納入模型中，同時仍然事先區分金融面與實質面變數，但與單因子模型不同的是，我們假設這六個變數是由二個因子

5 Chen (2001) 曾經證明 Hamilton 的馬可夫轉換模型只是馬可夫轉換單因子模型的特例。

6 我們亦對六個實證變數進行單根檢定，以判斷這些變數是否具有單根性質。我們發現實質變數皆拒絕單根的虛無假設，但金融變數則可能具有單根性質。雖然如此，我們仍舊進行馬可夫轉換模型的估計，因為根據 Yang (2000) 的說明，若變數的產生過程是來自兩個以上不同的母體，亦即其可能是在不同的狀態中轉換，則其走勢可能像是非恆定 (nonstationary) 數列，因而在成傳統的單根檢定的檢定力 (power) 偏低而得到無法拒絕單根結果，這個現象與 Perron (1989) 所提出的結構性改變會降低單根檢定力的結果類似。

F_t 及 F_t^* 決定，而非單獨由一個因子決定。我們冀望這二個因子將能分別適當地反映金融面與實質面的訊息。我們稱此修正後的模型為馬可夫轉換雙因子模型，如下所示：

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_t^* \end{bmatrix} = \Gamma(L) \begin{bmatrix} F_t \\ F_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{z}_t^* \end{bmatrix}, \quad (6)$$

$$\Phi(L) \begin{bmatrix} F_t \\ F_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0(1-S_t) + \beta_1 S_t \\ \beta_0^*(1-S_t^*) + \beta_1^* S_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} G_t \\ G_t^* \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$\Theta(L) \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{z}_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_t \\ \mathbf{e}_t^* \end{bmatrix}. \quad (8)$$

令

$$\mathbf{F}_t = \begin{bmatrix} F_t \\ F_t^* \end{bmatrix}, \mathbf{Z}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{z}_t \\ \mathbf{z}_t^* \end{bmatrix}, \mathbf{N}_t = \begin{bmatrix} G_t \\ G_t^* \end{bmatrix}, \mathbf{E}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{e}_t \\ \mathbf{e}_t^* \end{bmatrix},$$

則

$$\mathbf{N}_t \sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \Omega_{S_t, S_t^*}), \mathbf{E}_t \sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \Xi), S_t, S_t^* = 0, 1$$

其中

$$\Omega_{S_t, S_t^*} = E(\mathbf{N}_t \mathbf{N}_t') = E([\eta_t \eta_t^*]' [\eta_t \eta_t^*]) = \begin{bmatrix} \sigma_{\eta, S_t}^2 & \cdot \\ \sigma_{1, 2}^2 & \sigma_{\eta^*, S_t^*}^2 \end{bmatrix},$$

而且

$$\Xi = \begin{bmatrix} \Sigma & \cdot \\ \Sigma_{12} & \Sigma^* \end{bmatrix}.$$

上述模型當中有幾點須要說明：首先： $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{y}_t \mathbf{y}_t^*]' = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{N_1 t}, y_{1t}^*, y_{2t}^*, \dots, y_{N_2 t}^*]'$ 是一個 $N \times 1$ 的變數向量，前面 N_1 個變數是實質變數，後面 N_2 個變數是金融變數。式(6)表示變數向量 \mathbf{Y}_t 包括領先指標中的實質指標與金融指標，各自擁有不同的共同波動因子 F_t 及 F_t^* ，以及各自的波動行為項 \mathbf{z}_t 及 \mathbf{z}_t^* 。共同波動因子 F_t 及 F_t^* 透過向量多項式 Γ 來影響領先指標，如下所示：

$$\Gamma(L) = \begin{bmatrix} \gamma(L) & \cdot \\ \gamma_{12}(L) & \gamma^*(L) \end{bmatrix}$$

在本文中 Γ 為一 6×6 的矩陣，包括 $\gamma(L)$ 及 $\gamma^*(L)$ 各為 3×3 的向量多項式，兩個向量多項式的關係又透過 $\gamma_{12}(L)$ 來聯繫。

式(7)表示金融面及實質面變數的共同波動因子 F_t 及 F_t^* 各自受到一個看不到的狀態變數 S_t 及 S_t^* 的影響，而且我們仍舊假設 S_t 及 S_t^* 服從兩狀態的一階馬可夫鍊，其移轉機率矩陣分別為 $p_{ij} = \text{Prob}(S_t = j | S_{t-1} = i)$ 及 $p_{ij}^* = \text{Prob}(S_t^* = j | S_{t-1}^* = i)$ ，且 $\sum_{j=0}^1 p_{ij} = \sum_{j=0}^1 p_{ij}^* = 1$ ， $i, j = 0, 1$ 。在修正的雙因子模型的實證過程中，我們同時考慮 $S_t \neq S_t^*$ ，以及 $S_t = S_t^*$ 兩種假設下的實證結果。

式(8)則描述所有變數各自的動態波動過程，在本文的實證過程中，因考慮程式的收斂問題，將假設

$$\gamma_{12} = \sigma_{12} = \sum_{12} = 0$$

這個假設可以簡化模型所需要估計的未知參數個數，換言之，金融面變數與實質面變數的互動關係是透過移轉機率來進行。

3.3 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本文的附錄或 Kim (1994) 的文章。首先把式(1)至(5)改寫成狀態空間模型，而在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，計算出ergodic機率值當成初始值，然後利用 Kim (1994) 所提出的估計方法同時結合 Kalman filter 及 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 (smoothed probability)，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。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：

$$\log L = \ln f(\mathbf{y}_T, \mathbf{y}_{T-1}, \dots | \Psi_0) = \sum_{t=1}^T \ln f(\mathbf{y}_t | \Psi_{t-1}). \quad (9)$$

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，在本文中我們是使用 GAUSS 3.0 的計量軟體，配合其所提供的 OPTMUM 模組進行估計。

3.4 景氣狀態的評定準則

在實證過程中，本文採用以下兩個簡易的準則來判斷模型在認定景氣狀態的表現。第一個是「該響而未響」(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。另一個是「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。我們以經建會所公告的「台灣景氣循環基準日期」作為參考依據，要特別說明的是：若某模型認定的轉折點日期與經建會所定義的日期非常接近但不完全相同，並不表示該模型所認定的景氣轉折點是錯誤的，而且我們可以保守地宣稱該模型於景氣轉折點的認定表現應不離譜；當然如果該模型所認定的日期與經建會的日期差異甚大，則顯示該模型於預測景氣循環的表現可能並不理想，有進一步修正改善的空間。

之前我們曾經指出可以利用當期機率或全期機率值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，在此本文參考 Birchenhall et al. (1999) 的建議，同時考慮「1/2 法則」(0.5 rule) 及「樣本法則」(sample rule)，其中 1/2 法則以 0.5 為臨界值，而樣本法則以過去計算的平均樣本機率值 \hat{p} 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。而樣本法則的標準是只要在某一時點的當期或全期機率值大於樣本機率值 \hat{p} ，就認定該時點是屬於收縮期。

4. 實證結果

我們的實證過程將依序討論下列三個狀況。首先我們估計「金融面單因子模型」以及「實質面單因子模型」，這個過程的優點是可以讓我們了解金融性變數以及實質變數在認定或預測台灣景氣循環轉折點的各別表現為何。接著我們再估計「全部變數單因子模型」，驗證上述的推論是否正確。最後我們估計雙因子馬可夫轉換模型將領先指標所有的變數一起納入進行推估。除了樣本內的景氣轉折點的認定表現比較外，我們進一步計算樣本外之預測值，比較修正後的模型是否在樣本外預測也有較好的表現。

4.1 金融面及實質面單因子模型

所有的變數都先經過標準化的動作之後（亦即事先減去各自的平均數再除以變數之標準差）再進行推估，而且所選取估計的最後模型是根據 BIC 準則。表 1 整理了以單因子馬可夫轉換模型估計領先指標各自的金融與實質變數之實證結果，我們只有列出共同因子項之常數項及變異數同時隨狀態轉換之實證結果，若共同因子項之變異數部分並不隨狀態改變而轉換，兩者所得之結果仍差異不大。⁷

實證結果顯示實質變數之共同因子項在收縮期及擴張期兩個不同狀態所估計出的數值各為 $\beta_0 = -5.029$ 及 $\beta_1 = 7.438$ ，金融變數則為 $\beta_0 = -3.154$ 及 $\beta_1 = 4.084$ ，而且都是顯著地異於零，表示單因子馬可夫轉換模型是可以被接受的。我們首先對 $H_0: \sigma_{\eta_0} = \sigma_{\eta_1}$ 這個條件進行假設檢定，而概似比檢定統計量 $-2 \times (-32.32 + 32.20) = 0.24$ 顯示上述條件是可以被接受的，因此 σ_{η}^2 並

7 以實質變數的馬可夫轉換單因子模型估計結果為例，讓常數項隨狀態轉換之概似函數值為 -32.32 ，讓常數項及變異數同時隨狀態轉換之概似函數值為 -32.20 ，若以金融變數進行估計，則前者與後者之概似函數值分別為 531.799 及 533.837 。讀者若對這部分之實證結果有興趣可向作者索取。另外實質變數中捨棄了構成領先指標之一的「製造業平均每人每月工作時數」，其原因是因為加入了這個變數後，並不會改善正文中的實證結果，反而會得到更差的景氣預測結果。

不隨狀態變數的不同而改變。爲了進一步驗證馬可夫轉換模型是否成立的推論，接著我們檢定下列條件： $H_0: \beta_0 = \beta_1$ ，若此虛無假設條件能成立，則單因子馬可夫轉換模型將回到 Stock and Watson (1993) 所建構的動態因子模型。我們先估計實質變數的動態因子模型，其概似函數爲 -53.604 ，因此，概似比檢定統計量爲 $-2 \times (-53.604 + 32.20) = 42.808$ ，我們依然得到拒絕虛無假設的結果。Ang and Bekaert (1998) 利用模擬，發現雖然真正的分配並

表 1：兩個馬可夫轉換單因子模型的估計結果

參數	實質變數		金融變數	
	係數	標準差	係數	標準差
ϕ_1	0.658	0.062	1.527	0.047
ϕ_2	0.251	0.060	-0.583	0.036
θ_{11}	0.683	0.051	0.959	0.018
θ_{21}	0.893	0.047	0.955	0.017
θ_{31}	0.734	0.056	0.939	0.022
σ_1	0.668	0.032	0.215	0.011
σ_2	0.298	0.041	0.182	0.024
σ_3	0.484	0.024	0.299	0.014
γ_{10}	0.011	0.022	0.051	0.017
γ_{20}	0.222	0.037	-0.071	0.019
γ_{30}	-0.012	0.015	0.016	0.007
γ_{11}	-0.079	0.028	-0.084	0.026
γ_{12}	0.082	0.024	0.052	0.016
γ_{21}	-0.529	0.084	-0.080	0.037
γ_{22}	0.332	0.054	0.151	0.037
γ_{31}	-0.002	0.017	—	—
γ_{32}	-0.016	0.015	—	—
β_0	-5.029	1.024	-3.154	0.962
β_1	7.438	1.413	4.084	0.929
ρ_{11}	0.920	0.030	0.942	0.027
ρ_{00}	0.954	0.019	0.972	0.013
σ_{η^1}	1.094	0.200	0.523	0.217
σ_{η^0}	1		1	
LogL	-32.200		533.837	

非 χ^2 分配，但是在調整自由度後所得到的 $\chi^2(q)$ 分配之臨界值 (q = 擾攘參數 (nuisance parameter) 的個數)，仍舊可以得到非常接近真正分配的結果。由於 H_0 被拒絕的結果，表示馬可夫轉換模型是可以被接受的。⁸

以單因子馬可夫轉換模型對金融變數進行估計，也可得到非常類似的結果。所有的參數估計值皆顯著地異於零，而 H_0 及 H'_0 之檢定結果分別為 $2 \times (533.837 - 531.380) = 4.014$ 及 $2 \times (533.837 - 502.341) = 62.992$ ，得到接受 H_0 但拒絕 H'_0 的結果。

圖 3 的第一及第二個圖形分別為以單因子馬可夫轉換模型對實質變數及金融變數進行估計，所認定之收縮期的全期機率圖形，圖中兩條水平線分別代表「1/2 準則」及「樣本準則」，陰影部份為經建會所公佈之收縮期的基準循環日期。由圖中可以發現實質變數指標所認定出得的景氣轉折點日期與經建會所公佈之收縮期的基準循環日期差異甚大；金融指標雖然遺漏了 1984:m5 - 1985:m8 那次的景氣循環以及錯認 1991 年為收縮期，所認定出其他的景氣循環轉折點日期則與經建會所公佈之收縮期的基準循環日期非常接近，並且具有領先景氣的作用（可由模型的全期機率值出現地比陰影部份來得早看出）。反觀實質變數，若與經建會所公佈之收縮期的基準循環日期相對比，除了同樣遺漏 1984:m5 - 1985:m8 那次的景氣循環，而且還將 1987, 1988 年、1991-1994 年錯認為收縮期。

其實上述的結果相當合理，前述第二節中我們曾對台灣經濟發展的歷程的回顧（參見圖 2），我們曾經提及在 1987-1988 年期間，金融指標大幅上揚，反映出台灣的經濟情勢是處於過熱的情況，這段期間由於台灣鉅額的外貿出超，加上央行採取新台幣緩慢升值的外匯政策，使得大量的外資及「熱錢」湧入國內，國內貨幣供給因而高度成長，市場資金寬鬆，國內的股票市場及

8 值得注意的是，上述的檢定結果並不完全正確，因為在虛無假設的條件下，有些參數如 ρ_{00} ， ρ_{11} 及 β_1 是無法被認定的，換言之，傳統的概似比檢定統計量的分配會受到擾攘參數的影響而無法使用其臨界值，Hansen (1992, 1996) 曾針對上述問題提出解決方法，但是他的檢定方法非常耗時麻煩，因此並沒有被學者廣為採用。本文中雖然仍採用概似比檢定，但因檢定統計量遠高於傳統的臨界值，因此我們相信檢定結果應該具有一定之可信度。

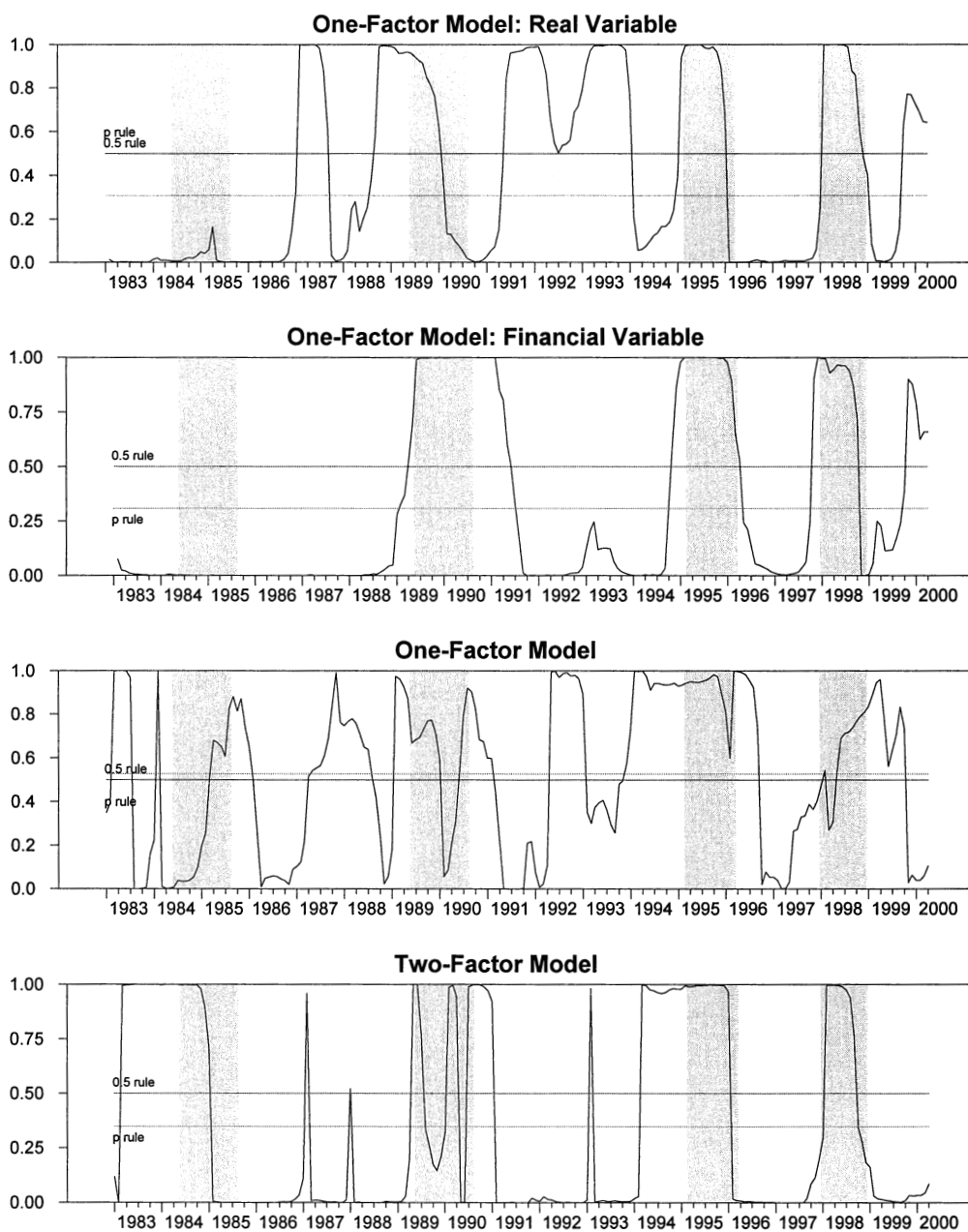


圖 3：各種模型認定收縮期狀態的全期機率圖形，陰影部份為經建會所公佈的收縮期基準循環日期。

房地產市場價格飆漲，各種金融指標都顯示經濟呈現過度膨脹而有泡沫經濟的狀況。反之，實質指標卻顯示這段期間經濟情勢持平甚至稍有萎縮，兩者因而有非常不同走勢，但是金融指標的結果較符合直覺，我們的實證結果也印證了上述現象。

而在 1990 年年底政府決定戳破這個「泡沫」因而採取一些政策，如宣佈課征證券交易所得稅以及採取更為緊縮的貨幣政策等，使得當時的股價指數在 1991 年間曾經無量下跌 19 天，從 9,800 點降到 5,400 點左右。各種金融指標都顯示這段期間經濟呈現下跌的趨勢，但實質指標並沒有受到太大的影響，因而造成兩者又出現不同的波動行為，但實際上經濟成長率呈現停頓，我們的實證結果也再一次印證了上述現象。

4.2 全部變數單因子模型

由上述的實證結果可知金融變數與實質變數雖然大部份時期會有相同的走勢，但有時也有可能會有不同的波動行為，接著我們就來觀察若將領先指標中所有變數放在一起，同樣利用單因子馬可夫轉換模型進行估計會得到甚麼樣的結果，參數的估計結果整理於表 2。實證結果發現雖然大部份的參數估計值仍顯著地異於零，但是我們所關心的係數 $\beta_0 = -1.638$ 及 $\beta_1 = 2.118$ ，前者卻不顯著異於零。我們猜測造成單因子馬可夫轉換模型不被接受的可能原因是因為兩類不同的變數各自所擁有的資訊互相抵消所造成，即使如此，我們依舊觀察其所認定之收縮期的全期機率圖形之表現如何。

由圖 3 第三個圖形可知，以單因子馬可夫轉換模型對所有變數進行估計所認定之收縮期的全期機率圖形與經建會所公告之基準循環日期有很大的出入，除了 1984 年及 1990 年兩次遺漏外，也將 1987-1988, 1992, 1994 及 1999 年認定為收縮期，這個結果同樣印證了本文一開始的推測：金融變數與實質變數的動態行為雖然大部份時期可能相同，但在有些時候兩者卻有很不一樣的表現。因此若我們不區分兩種不同指標的特性，而將所有的變數放在一起預測景氣轉折點，有可能得到不理想的結果。

表 2：馬可夫模型的估計結果

參數	單因子模型	標準差
ϕ_1	-0.312	0.063
ϕ_2	0.143	0.601
θ_{11}	1.103	0.072
θ_{12}	-0.137	0.072
θ_{21}	1.435	0.046
θ_{22}	-0.514	0.033
θ_{31}	1.292	0.064
θ_{32}	-0.359	0.064
θ_{41}	0.116	0.065
θ_{42}	0.377	0.064
θ_{51}	0.452	0.065
θ_{52}	0.357	0.065
θ_{61}	1.648	0.090
θ_{62}	-0.679	0.074
σ_1	0.229	0.011
σ_2	0.260	0.012
σ_3	0.283	0.013
σ_4	0.896	0.044
σ_5	0.652	0.032
σ_6	0.119	0.034
γ_{10}	0.010	0.006
γ_{20}	0.011	0.005
γ_{30}	0.003	0.006
γ_{40}	0.060	0.037
γ_{50}	0.018	0.024
γ_{60}	0.362	0.036
β_0	-1.638	1.009
β_1	2.118	1.028
p_{11}	0.848	0.077
p_{00}	0.843	0.059
LogL	404.541	

4.3 全部變數雙因子模型

最後我們利用修正後的雙因子馬可夫轉換模型對所有的變數進行推估，檢驗其是否能夠準確地認定出台灣景氣轉折點，首先，我們觀察在 $S_t = S_t^*$ 假設下之雙因子模型的估計結果，整理於表 3。由表 3 可以發現：雖然 β_i^* 之估計值並不顯著異於零，但是相對於「全部變數單因子模型」的概似函數值 404.541，修正的雙因子模型之概似函數值上升至 436.51，以簡單的概似比檢定可知 $-2 \times (404.541 - 436.510) = 64.118$ ，其結果會顯著地高於 5% 的顯著水準值 $\chi_{0.05}^2(2) = 5.99$ ，表示雙因子模型是可以被接受的。⁹

所認定之收縮期的全期機率圖形則整理於圖 3 中的第四個圖形，由圖形中可以發現雙因子馬可夫轉換模型的確能夠避免單因子模型無法區分景氣狀態的窘境，雖然其仍然有兩次的預測（1983 年及 1994 年）與經建會不一致，但基本上其他所認定出台灣景氣循環轉折點與經建會日期一致，顯示雙因子模型確實能夠區分領先指標中兩類變數所反映的訊息。¹⁰

表 4 為雙因子模型在 $S_t \neq S_t^*$ 假設下的估計結果，圖 4 則為該模型所認定出收縮期狀態的全期機率圖形。在兩個狀態變數互為獨立且不等的假設下，雖然所有參數之估計值皆顯著地異於零，但不管是根據未知狀態變數 S_t 所認定出的轉折點或是 S_t^* 所認定的景氣轉折點，其所認定出的收縮期狀態的期間與經建會所公佈的日期都相差甚遠。上述結果之所以不理想的可能原因是因為：在雙因子模型中若假設 $S_t \neq S_t^*$ ，則表示實質變數及金融變數兩類狀態變數的走勢是完全獨立，但由正文中圖二及第二節的說明可以了解兩者之間並非完全不相關，只有在 1987-1988，1991 及 1994 三個時期中其趨勢不同，其他期間兩類變數的走勢是一致的。換言之， S_t 及 S_t^* 在某種程度上

9 值得注意的是，上述的檢定會有出現類似檢定 $\beta_0 = \beta_1$ 這個假設檢定相同的問題，也就是說在虛無假設的條件下，傳統的概似比檢定統計量的分配仍會受到擾攘參數的影響而無法使用其臨界值。但因檢定統計量遠高於傳統的臨界值，因此我們相信檢定結果應該具有一定之可信度。

10 從 $S_t = S_t^*$ 這個模型只能產生一個全期機率路徑的角度來看，其可以視為另一個同時包括六個變數的較複雜單因子模型，作者要感謝其中一位匿名評審的指正。

表 3：雙因子模型的估計結果 ($S_t = S_t^*$)

參數	雙因子模型	標準差
ϕ_1^*	0.472	0.105
ϕ_1	-0.110	0.156
θ_{11}^*	1.769	0.045
θ_{12}^*	-0.782	0.04
θ_{21}^*	1.400	0.061
θ_{22}^*	-0.462	0.061
θ_{31}^*	1.288	0.064
θ_{32}^*	-0.355	0.064
θ_{11}	0.137	0.074
θ_{12}	0.388	0.075
θ_{21}	0.537	0.092
θ_{22}	0.287	0.086
θ_{31}	0.348	0.062
θ_{32}	0.425	0.064
σ_1	0.801	0.057
σ_2	0.538	0.053
σ_3	0.721	0.035
σ_1^*	0.074	0.012
σ_2^*	0.259	0.012
σ_3^*	0.282	0.013
γ_{10}	0.295	0.078
γ_{20}	0.255	0.069
γ_{30}	0.015	0.050
γ_{10}^*	0.105	0.010
γ_{20}^*	0.017	0.009
γ_{30}^*	0.014	0.010
β_0	-0.956	0.518
β_1	1.760	0.648
β_0^*	-3.484	1.833
β_1^*	1.548	1.783
p_{11}	0.922	0.026
p_{00}	0.862	0.047
LogL	436.51	

表 4：雙因子模型的估計結果 ($S_t \neq S_t^*$)

參數	雙因子模型	標準差
ϕ_1^*	0.850	0.055
ϕ_1	0.177	0.095
θ_{11}^*	0.238	0.076
θ_{12}^*	0.278	0.077
θ_{21}^*	-0.496	0.088
θ_{22}^*	-0.197	0.084
θ_{31}^*	0.547	0.064
θ_{32}^*	-0.363	0.064
θ_{11}	1.107	0.073
θ_{12}	-0.138	0.073
θ_{21}	1.691	0.078
θ_{22}	-0.748	0.077
θ_{31}	1.299	0.064
θ_{32}	-0.366	0.064
σ_1	0.549	0.036
σ_2	0.645	0.041
σ_3	0.466	0.022
σ_1^*	0.227	0.011
σ_2^*	0.139	0.022
σ_3^*	0.275	0.013
γ_{10}	-0.232	0.067
γ_{20}	-0.202	0.056
γ_{30}	0.008	0.036
γ_{10}^*	-0.017	0.007
γ_{20}^*	-0.081	0.020
γ_{30}^*	0.028	0.011
β_0	-0.807	0.325
β_1	0.572	0.286
β_0^*	-5.759	2.195
β_1^*	2.554	1.818
p_{00}	0.890	0.055
p_{11}	0.918	0.048
p_{00}^*	0.912	0.035
p_{11}^*	0.950	0.020
LogL	356.000	

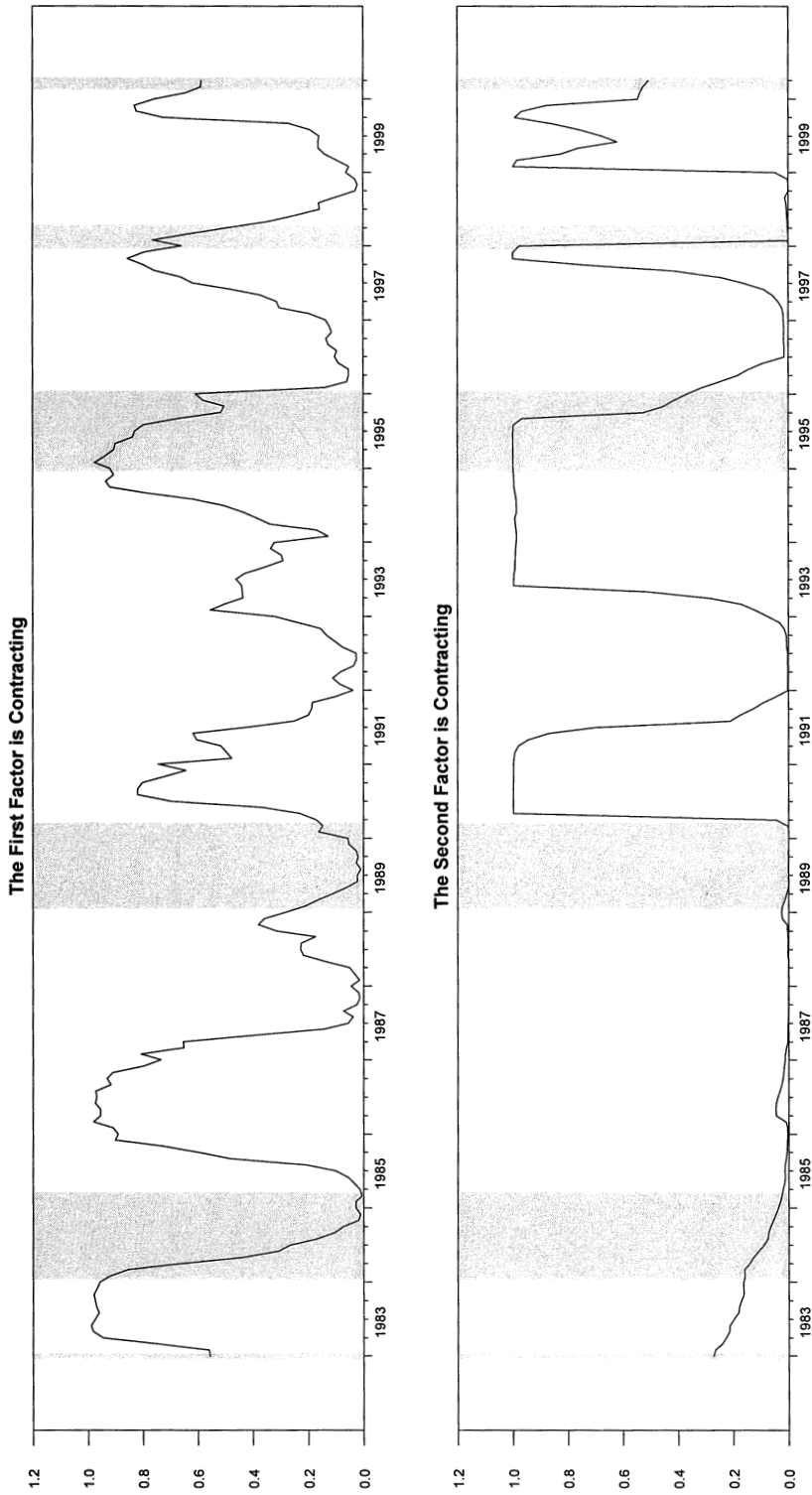


圖 4：雙因子模型 ($S_t \neq S_t^*$) 認定收縮期狀態的全期機率圖形，陰影部份為經建會所公佈的收縮期基準循環日期。

應該是相關的。在 $S_t = S_t^*$ 的假設下我們發現其的確可以改善部份全部變數單因子模型認定不理想的結果；而在 $S_t \neq S_t^*$ 的假設下，雙因子模型景氣認定表現不佳的結果是可以被理解的。¹¹

4.4 樣本外之預測表現比較

一個模型的優劣除了決定能否刻劃出我們所想要解釋的經濟現象之外，我們更希望藉由好的模型來幫助我們預知不確定的未來。本節利用 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)，來檢驗不同模型之間樣本外之預測表現。QPS 的公式如下所示：

$$QPS = K^{-1} \sum_{t=1}^K \{\text{prob}(S_t = 0 | \Psi_T) - d_t\}^2 \quad (10)$$

其中 $d_t = 1$ 代表經建會所公佈之基準循環日期為收縮期時，QPS 越接近零，表示模型的預測能力越好，我們同時檢查樣本內及樣本外之預測表現。

樣本外預測的計算程序如下：我們保留最後 36 筆觀察值（亦即 1997:m5—2000:m4）作為樣本外預測期間，首先估計各個模型樣本期間自 1982:m1 至 1997:m4，並以其估計結果預測下一期（1997:m5）之當期機率值。接著加入一期觀察值（1982:m1 至 1997:m5），重複上述估計及預測程序再預測下一期（1997:m6）之當期機率值，一直到 36 筆預測值估算出來為止，最後的結果整理於表 5，所對應的樣本外預測圖形整理於圖 4。

由表 5 及圖 5 可知，不管是樣本內及樣本外之預測，修正的雙因子馬可夫轉換模型 ($S_t = S_t^*$) 的預測表現與經建會的日期較為一致，其次是以「金融

11 若我們檢定虛無假設 $H_0: S_t = S_t^*$ (對立假設 $H_1: S_t \neq S_t^*$)，則概似比檢定為 $-2 \times (463.51 - 356) = -161.02$ ，遠小於 5% 的顯著水準值 $\chi_{0.05}^2(2) = 5.99$ ，因此我們得到無法拒絕 $S_t = S_t^*$ 的結果。須注意的是這個檢定也有註 8 所提到的檢定問題，但因檢定統計量遠低於傳統的臨界值，因此我們相信檢定結果應該具有一定之可信度。另外要進一步說明的是：從另一個角度來看，正文中設定 $S_t = S_t^*$ 假設僅係為了預測轉折點的可行性所作的妥協，並非基於估計結果優於 $S_t \neq S_t^*$ 之模型，我們要特別感謝其中一位匿名評審的指正。

表 5：樣本內及樣本外之預測表現

模型	樣本內預測	樣本外預測
全部變數單因子模型	0.337	0.276
實質面單因子模型	0.422	0.287
金融面單因子模型	0.223	0.180
馬可夫轉換雙因子模型	0.217	0.037

面單因子模型」進行推估所得到的預測值，而以「全部變數單因子模型」預測的日期與經建會差距最多。上述結果說明了修正後的雙因子馬可夫模型應該的確能夠解決單因子馬可夫模型無法區分台灣景氣狀態的問題。

4.5 討論

由本文中的初步探討（正文第二節及圖 2），金融變數及實質變數的走勢於 1987-1988，1991 及 1994 年曾經出現三次不一致，此不一致的情況似乎顯示金融變數對於市場狀況的反應較實質變數敏感，因此較能提前反映市場對未來預期等的改變。因此一個有趣的問題是：若領先指標純由金融變數所構成，是否較佳？會有何缺點？¹²

而由本文的實證結果發現，金融指標對於景氣波動的預測表現較實質指標為佳，因此經建會似乎有必要重新檢討領先指標中的變數選取，例如目前所考慮的實質變數是否恰當？甚至其編制領先指標的過程是否合理等？若領先指標單純由金融變數所構成，其優點是其能夠迅速反應資產價格的變化（如股價指數、貨幣供給量），反應出投資大眾對未來經濟情勢的態度，因此於某種程度上可以正確地表現出景氣未來的走勢；但價格的變動有時會過度反應，如投資人不理性的一窩蜂行為，因而形成泡沫經濟或價格過度下跌（如美國 1987 年 10 月 19 日的黑色星期一），造成金融指標無法真正反應出經濟狀況的基本面（fundamentals）。

另外由圖 1 中可以明顯的觀察到實質面變數較金融面變數有更明顯的噪

12 作者要感謝其中一位匿名評審指出這個問題。

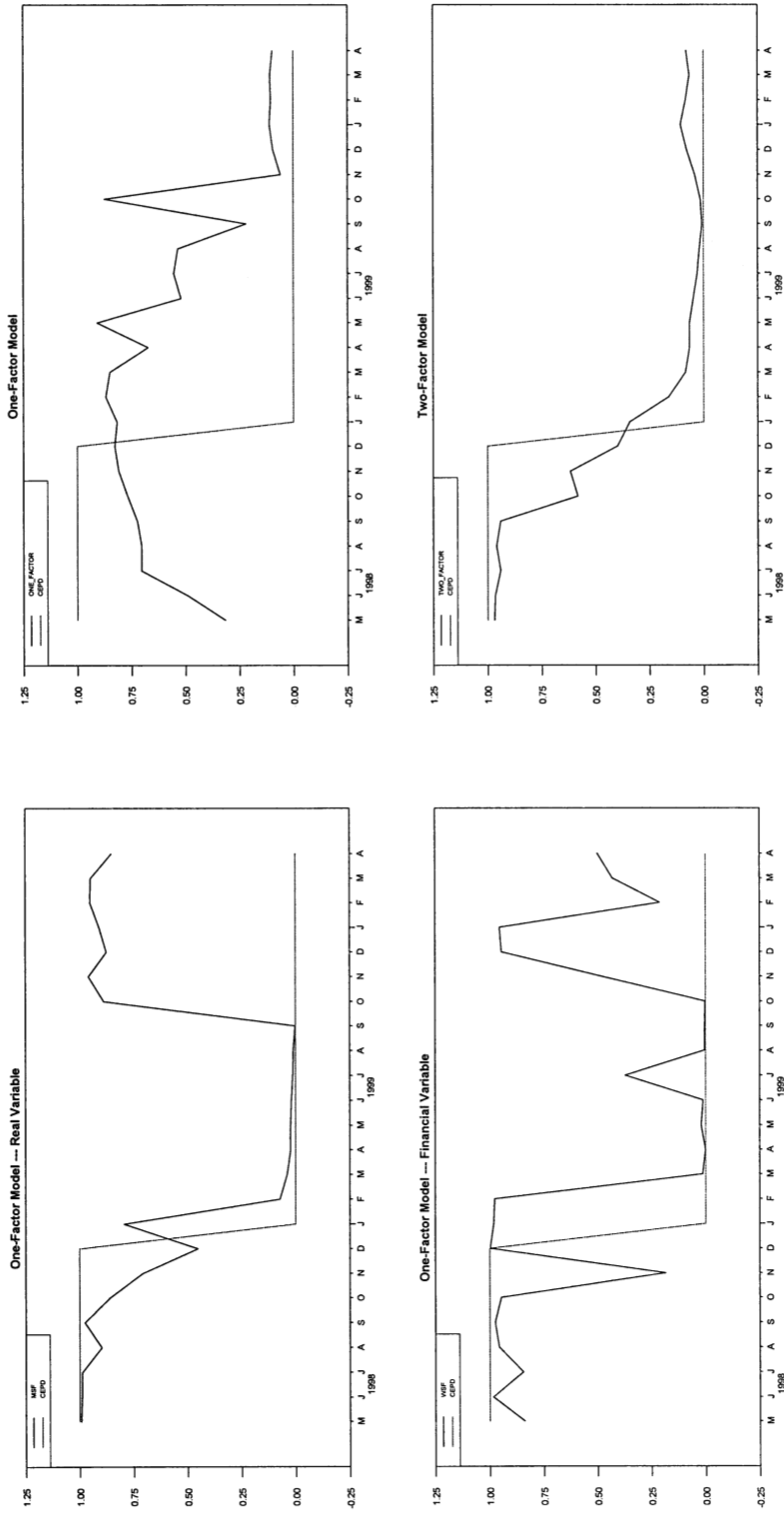


圖 5：各種模型之樣本外預測表現。圖中 MSF 及 WSF 分別代表實質變數及金融變數；CEPD 為經建會之縮寫。

音 (noise)，這個差別是否能被馬可夫因子模型適當的解釋？這可以由表 1 的單因子模型或表 3-4 的雙因子模型的 $\sigma_i, i=1, \dots, 6$ 的估計結果看出。 σ_1 至 σ_3 為實質變數各別序列的變異項的估計值，可以明顯的看出其大於金融變數各別序列 σ_4 至 σ_6 的估計值。¹³

5. 結論

本文重新檢驗經建會所編制的領先指標在預測台灣景氣轉折點的表現為何，我們更進一步主張：若將領先指標中的金融及實質變數放在一起，會因為將不同的訊息置於一起，而造成無法準確地認定或預測景氣循環轉折點的後果。其原因是因為金融變數與實質變數在經濟不同階段中所表現出的動態行為雖然大部份時期可能相同，但是有可能即使在相同的景氣狀態下兩者可能有不同走勢。因此若我們不區分金融面指標及實質面指標可能有不同走勢的可能性，而將所有的變數混合在一起以傳統的單因子模型進行估計並預測景氣轉折點，有可能得到不理想的結果。當我們考慮二種不同訊息，再重新估計模型，若以經建會所公佈的轉折點日期為參考依據，則金融變數所認定的日期較全部變數更為接近經建會的日期（參見圖 3）。

接著我們利用 Kim and Piger (2001) 及 Kim and Murray (2002) 所提出之馬可夫轉換雙因子模型的概念，修正傳統的馬可夫轉換單因子模型，希望能夠解決上述單因子模型無法準確預測台灣景氣轉折點之缺點。實證結果顯示：修正後的雙因子馬可夫模型在狀態變數為 $S_t \neq S_t^*$ 的假設下，並不能夠解決單因子模型認定的問題，其原因是實質變數及金融變數兩類狀態變數的走勢是並非完全獨立，由正文中圖二及第二節的說明可以了解兩者之間並非完全不相關，只有在 1987-1988, 1991 及 1994 三個時期中其趨勢不同，其他期間兩類變數的走勢是一致的。換言之， S_t 及 S_t^* 在某種程度上應該是相關的。但是在狀態變數為 $S_t = S_t^*$ 的假設下，不管是樣本內的認定表現或是樣本外之預測結果，修正後的雙因子馬可夫模型都有比較理想的表現。

13 作者要感謝另一位匿名評審指出這個問題。

$$\begin{aligned} \xi_t &= [F_t \ z_{1,t} \ z_{1,t-1} \ z_{2,t} \ z_{2,t-1} \ z_{3,t} \ z_{3,t-1} \ F_t^* \ z_{1,t}^* \ z_{1,t-1}^* \ z_{2,t}^* \ z_{2,t-1}^* \ z_{3,t}^* \\ &\quad z_{3,t-1}^*], \\ \beta_{S_t} &= [\beta(S_t) \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ \beta^*(S_t^*) \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0], \\ \mathbf{u}_t &= [\eta_t \ \varepsilon_{1t} \ 0 \ \varepsilon_{2t} \ 0 \ \varepsilon_{3t} \ 0 \ \eta_t^* \ \varepsilon_{1t}^* \ 0 \ \varepsilon_{2t}^* \ 0 \ \varepsilon_{3t}^* \ 0], \\ \mathbf{Q}_t &= \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon_1}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_2}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_3}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\eta^*}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_1^*}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_2^*}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{\varepsilon_3^*}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

其中 $\mathbf{Q} = E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t')$ 。在 $S_t = S_t^*$ 的限制條件之下，令狀態變數在第 t 期以及第 $t-1$ 期時的實現值分別為 $S_t = j$ 及 $S_{t-1} = i$ ，其中 $i, j = 0$ or 1 ，且 $Z_{t|t-1}^{(i,j)}$ 代表變數 Z 根據 $t-1$ 期之前的所有訊息以及狀態分別為 j 及 i 下的預期值，則 Kalman filter 的推估過程如下所示：

$$\xi_{t|t-1}^{(i,j)} = \mathbf{T}_t \xi_{t-1|t-1}^{(i)} + \beta_{S_t}^{(j)} \tag{13}$$

$$\mathbf{P}_{t|t-1}^{(i,j)} = \mathbf{T}_t \mathbf{P}_{t-1|t-1}^{(i)} \mathbf{T}_t' + \mathbf{Q}_t \tag{14}$$

$$\xi_{t|t}^{(i,j)} = \xi_{t|t-1}^{(i,j)} + \mathbf{K}_t^{(i,j)} \eta_{t|t-1}^{(i,j)} \tag{15}$$

$$\mathbf{P}_{t|t}^{(i,j)} = (\mathbf{I} - \mathbf{K}_t^{(i,j)} \mathbf{H}_t) \mathbf{P}_{t|t-1}^{(i,j)} \tag{16}$$

$$\eta_{t|t-1}^{(i,j)} = \mathbf{Y}_t - \mathbf{H}_t \xi_{t|t-1}^{(i,j)} \tag{17}$$

$$\mathbf{W}_{t|t-1}^{(i,j)} = \mathbf{H}_t \mathbf{P}_{t|t-1}^{(i,j)} \mathbf{H}_t' \tag{18}$$

$$\mathbf{K}_t^{(i,j)} = \mathbf{P}_{t|t-1}^{(i,j)} \mathbf{H}_t' (\mathbf{W}_{t|t-1}^{(i,j)})^{-1}, \tag{19}$$

其中式(13)及(14)為預測公式 (prediction formula)，而式(15)及(16)為更新公式 (updating formula)，式(19)則代表 Kalman gain。\$\boldsymbol{\eta}_{i|t-1}^{(i,j)}\$ 代表 \$\mathbf{Y}_t\$ 的條件預測誤差，而 \$\mathbf{W}_{i|t-1}^{(i,j)}\$ 則為條件預測誤差項 \$\boldsymbol{\eta}_{i|t-1}^{(i,j)}\$ 的條件變異數。

要特別注意的是：Harrison and Stevens (1976) 曾提到在每次的演算過程中都會產生兩個不同的狀態，假設即使我們只有 100 個觀察值，仍舊需要考慮 \$2^{100}\$ 種不同的可能性，這將使演算變得相當複雜而不可行。Kim (1994) 就特別針對上述問題提供一個解決辦法，他的想法就是將 \$(2 \times 2)\$ 維度的機率矩陣 \$\boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(j)}\$ 及 \$\mathbf{P}_{i|t}^{(i,j)}\$，在每一次演算過程中作加權平均，使其變成簡單的 \$\boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(j)}\$ 及 \$\mathbf{P}_{i|t}^{(j)}\$。如下列公式所示：

$$\boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(j)} = \frac{\sum_{S_{t-1}=0}^1 Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_t] \times \boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(i,j)}}{Pr[S_t=j | \boldsymbol{\Psi}_t]} \quad (20)$$

$$\mathbf{P}_{i|t}^{(j)} = \frac{\sum_{S_{t-1}=0}^1 Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_t] \times \{\mathbf{P}_{i|t}^{(i,j)} + (\boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(j)} - \boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(i,j)}) (\boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(j)} - \boldsymbol{\xi}_{i|t}^{(i,j)})\}}{Pr[S_t=j | \boldsymbol{\Psi}_t]} \quad (21)$$

其中，\$\boldsymbol{\Psi}_t\$ 代表到第 \$t\$ 期時的訊息集合。接著利用簡易的貝氏原理 (Bayes's theorem) 可以求出當期機率

$$\begin{aligned} Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_t] &= \frac{Pr[\mathbf{Y}_t, S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_{t-1}]}{Pr[\mathbf{Y}_t | \boldsymbol{\Psi}_{t-1}]} \\ &= \frac{f[\mathbf{Y}_t | S_t=j, S_{t-1}=i, \boldsymbol{\Psi}_{t-1}] \times Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_{t-1}]}{Pr[\mathbf{Y}_t | \boldsymbol{\Psi}_{t-1}]} \end{aligned} \quad (22)$$

其中

$$\begin{aligned} f[\mathbf{Y}_t | S_t=j, S_{t-1}=i | \boldsymbol{\Psi}_{t-1}] &= (2\pi)^{-N/2} |\mathbf{W}_{i|t-1}^{(i,j)}|^{-1/2} \\ &\quad \times \exp\left\{-\frac{1}{2} \boldsymbol{\eta}_{i|t-1}^{(i,j)'} (\mathbf{W}_{i|t-1}^{(i,j)})^{-1} \boldsymbol{\eta}_{i|t-1}^{(i,j)}\right\} \end{aligned} \quad (23)$$

而全期機率值 \$p(S_t | \boldsymbol{\Psi}_T)\$ 可以利用下列公式計算而得：

$$\begin{aligned} Pr[S_{t+1}=k, S_t=j | \boldsymbol{\Psi}_T] &\approx \\ \frac{Pr[S_{t+1}=k | \boldsymbol{\Psi}_T] \times Pr[S_t=j | \boldsymbol{\Psi}_t] \times Pr[S_{t+1}=k | S_t=j]}{Pr[S_{t+1}=k | \boldsymbol{\Psi}_t]} \end{aligned} \quad (24)$$

$$Pr[S_t = j | \Psi_T] = \sum_{S_{t+1}=0}^1 Pr[S_{t+1} = k, S_t = j | \Psi_T] \quad (25)$$

我們可以進一步寫出樣本的概似函數

$$\log L = \ln f(\mathbf{Y}_T, \mathbf{Y}_{T-1}, \dots | \Psi_0) = \sum_{t=1}^T \ln f(\mathbf{Y}_t | \Psi_{t-1}) \quad (26)$$

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。

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。

林向愷、黃朝熙

1993 「台灣同時與領先指標的估計與認定：1968~1991」，《經濟論文叢刊》，21, 123-159。

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》(192)，台北：中華經濟研究院。

徐士勛、管中閔

2001 「九〇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。

Ang, A., and G. Bekaert

1998 "Regime Switches in Interest Rates," Research paper 1486, Stanford University.

Birchenhall, C. R., H. Jessen, D. R. Osborn and P. Simpson

1999 "Predicting U.S. Business Cycle Regime," *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, 313-323.

Chauvet, M.

1998 "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switching," *International Economic Review*, 39, 969-996.

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. and G. D. Rudebusch
1989 "Scoring the Leading Indicator," *Journal of Business*, 62, 369-391.
- 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.
- Filardo, A. J.
1994 "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- Garcia, R.
1998 "Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Model," *International Economic Review*, 39, 763-788.
- Ghysels, E.
1994 "On The Periodic Structure of the Business Cycle Markov-Switching Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 289-298.
- 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 "The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP," *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82.
1996 "Erratum: The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 195-198.
- Harrison, P. J. and C. F. Stevens
1976 "Bayesian Forecasting," *Journal of the Royal Statistical Society B*, 38, 205-247.
- Huang, C.-H.
1999 "Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov Switching Analysis," *Taiwan Economic Review*, 27, 185-213.
- Kim, C.-J.
1994 "Dynamic Linear Models with Markov-Switching," *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Kim, C.-J. and C. J. Murray
2002 "Permanent and Transitory Components of Recessions," *Empirical Economics*, 27, 163-183.

- 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 J. Piger
2001 "Common Stochastic Trends, Common Cycles, and Asymmetry in Economic Fluctuations," *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.
- 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.
- 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.
- 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.
- Lucas, R. E.
1977 "Understanding Business Cycle," in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy 5, 7-29.
- 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*, Cambridge, MA: 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*, Cambridge, Cambridge University Press.
1993 "A Procedure for Predicting Regressions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience," in J. H. Stock and M. W. Watson (eds.), *Business Cycle, Indicators and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 255-284.
- Terasvirta, 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.

Yang, M.

2000 "Some Properties of Vector Autoregressive Processes with Markov-Switching Coefficients," *Econometric Theory*, 16, 23-43.

Is Information of Financial Variables Consistent with That of Real Variables? Evidence from Taiwan's Leading Indicators

Shyh-wei Chen

Assistant Professor
Department of Economics
Tunghai University

Chung-hua Shen*

Professor
Department of Money and Finance
National Chengchi University

ABSTRACT

The composite leading indicator, compiled by the Council for Economic Planning and Development, consists of two sets of indicators: the real and financial leading indicators. This paper argues that the use of all leading indicators simultaneously may mix two different sets of information and thus provide a less accurate prediction of a future recession. We divide Taiwan's six leading indicators into two different sectors, real and financial sectors, and show that the two sectors may reveal different information. We use the Markov switching factor model to extract the common factor for each sector and find that the predicted recessions based on the two sectors are different in three periods. Finally, using financial variables seems to outperform the real variables in predicting a future recession.

Key Words: business cycle, leading indicator, Markov-switching model

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