

東海大學經濟學系碩士論文

指導教授: 陳仕偉博士

如何準確地認定台灣景氣循環轉折點:
馬可夫轉換模型的應用

研究生: 蔡兆龍

中華民國九十一年六月

目錄

1	前言	1
2	實證文獻回顧	5
3	實證模型	13
3.1	馬可夫轉換模型	13
3.2	時序變動馬可夫轉換模型	20
4	實證結果分析	23
4.1	資料的說明及檢定	24
4.2	標準化後 GDP 之模型估計結果	25
4.3	與過去文獻的對比	30
4.4	模型的預測表現	34
4.5	亞洲四小龍景氣循環特性之比較	35
5	結論與建議	39
5.1	結論	39
5.2	建議	41
	參考文獻	43

圖目錄

5.1	實證變數的原始趨勢圖及其成長率。	58
5.2	Hamilton 模型的全期機率圖形。	59
5.3	標準化後 Hamilton 模型的全期機率圖形。	60
5.4	標準化後 Filardo 模型的全期機率圖形。	61
5.5	分段估計 (1962~1987) Hamilton 模型的全期機率圖形。	62
5.6	分段估計 (1988~2001) Hamilton 模型的全期機率圖形。	63
5.7	分段估計 (1962~1987) Filardo 模型的全期機率圖形。	64
5.8	分段估計 (1988~2001) Filardo 模型的全期機率圖形。	65
5.9	以投資為替代變數 Hamilton 模型的全期機率圖形。	66
5.10	以投資為替代變數 Filardo 模型的全期機率圖形。	67
5.11	樣本外預測之比較。	68
5.12	南韓、新加坡、香港 GDP 年成長率的原始趨勢圖。	69
5.13	香港 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。	70
5.14	南韓 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。	71
5.15	新加坡 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。	72
5.16	標準化後香港 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。	73
5.17	標準化後南韓 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。	74

表目錄

5.1	季節性單根檢定結果	49
5.2	Hamilton 模型的實證結果	50
5.3	模型之假設檢定	51
5.4	Filardo 模型的實證結果	52
5.5	台灣景氣循環年表	53
5.6	台灣景氣循環年表 (續)	54
5.7	樣本外的預測值	55
5.8	亞洲四小龍 Hamilton 模型的實證結果	56
5.9	香港、南韓景氣循環年表	57

第 1 章

前言

景氣循環是指一個國家長期經濟發展的過程中，經濟活動擴張狀態與收縮狀態交互出現的經濟現象。當我們觀察一個國家經濟發展的過程，我們常會發現到在某一些時期經濟活動十分地熱絡，而某一些時期經濟活動則是相當地冷清，然而這兩種情況卻又是成對地交互出現。也就是說經濟活動的擴張會在到達高峰後逐漸趨於緩和甚至於負成長，一直到經濟活動的萎縮碰觸到谷底後就算是完成了一次完整的循環。而讓我們感興趣的是，若我們可以知道或預測景氣循環的高峰和谷底形成的所在位置，則這個訊息就可以提供給決策者和投資大眾一個相當重要的參考指標，那就是當經濟活動到達高峰時提供決策者和投資大眾目前景氣過熱的訊息，未來經濟活動將趨於緩和，決策者和投資大眾應該減少生產和投資以避免存貨過度的累積和投資的損失；反之，若景氣達到谷底時則是提供決策者和投資大眾經濟活動將趨於擴張的訊息，決策者和投資大眾未來可以增加生產和投資以因應未來消費的持續擴張和獲得最大報酬。

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數個不同的經濟變數,¹ 並利用事先預定的權數加權所產生。在其編製說明中並沒有對整個編製的方法做詳細的介紹, 最令人質疑的是 (1) 每一項指標之組成內容的決定, (2) 組成內容之各經濟變數的權數如何給定以致於此項資料並不容易令人信服。林向愷、黃朝熙 (1993) 的文章中也指出經建會的編製方法缺乏經濟理論以及計量方法的基礎, 因此他們嘗試以動態因子模型 (dynamic factor model) 來捕捉變數共同波動的部分, 建構出具有統計基礎的指標並與經建會的指標相互對照與檢討。然而景氣循環的狀態是一個不可觀察到的變數, 所以我們很難由經建會所提供的指標或林向愷、黃朝熙 (1993) 所提供的指標中去劃分出高低成長期與景氣循環的狀態。² 近年來國內的學者則是藉由 Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型 (Markov switching model) 來劃分出高低成長期的不同, 並使用當期機率 (filtered probability) 與全期機率 (smoothed probability) 來認定台灣景氣高峰和谷底發生的時點, 例如林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998), Huang (1999), 管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000), Chen and Lin (2000a, b), Chen (2001b) 等。

上述學者們的研究結果充分地顯示馬可夫轉換模型的確適合用來劃分景氣循環高低成長期的不同, 並且能夠準確地認定出景氣循環轉折點發生的時點, 甚至由他們的實證結果所認定出來的景氣循環轉折點位置,

¹其每一組指標的組成內容在周濟、管中閔 (1999) 的文章中表 2-2 有十分詳細的整理。

²本文並不質疑經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期, 在此我們強調的是缺乏一個計量模型來描繪景氣循環的現象與特色。

大致上都能夠與經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期吻合。美中不足的是馬可夫轉換模型在 1990 年代之前都能夠相當準確地認定出台灣景氣循環的狀態,但是在 1990 年代後期卻失去其應有的表現,經過學者們一再的探究的結果發現,問題的癥結點可能不在於模型本身,而是在資料的結構上出現了問題。由資料上來看我們可以發現 1990 年代之前台灣 GDP 平均年成長率都是兩位數字在成長,而 1990 年代之後經濟成長的脚步趨緩,平均年成長率為 6.23% 以計量經濟學的觀點來看即是說明了資料的結構在 1990 年代附近出現了明顯的結構性改變,以致於馬可夫轉換模型無法認定出台灣在 1990 年代後期的景氣循環轉折點。

管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000), Chen and Lin (2000a, b), Chen (2001b) 的文章就針對這個現象提出不同的處理方式,而本文也同樣是針對這個問題提出與前面幾篇文章不同的方法來解決 1990 年代後期無法認定的窘境,並且將實證的結果與他們所認定出來的結果和經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期之間作一個相互的對照。在此我們則先不詳細地介紹他們的處理方式與比較的結果,而在以下的篇幅會針對每一種不同的處理方式與實證的結果作更詳盡的探討與比較。除此之外,我們並進一步探討南韓、香港以及新加坡的景氣循環特性。南韓、香港以及新加坡與台灣並列亞洲四小龍之一,皆屬於開發中的新興工業國家,其經濟發展過程或經濟特色就某些程度而言有相類似的,我們除了想了解這些國家 GDP 年成長率的資料中是否也同樣存在結構性改變的現象之外,更進一步的藉由景氣循環轉折點的認定來探討亞洲四小龍之間景氣循環

是否有著某種程度上的關聯, 也就是說除了各自內生性的循環特色之外, 彼此之間是否存在共同波動的現象。

本文的內容安排如下: 第二節回顧過去實證文獻的探討, 並由文獻的探討中去了解學者們為什麼會選擇使用馬可夫轉換模型去捕捉景氣循環的現象, 以及馬可夫轉換模型的優點和其發展與延伸性的應用。第三節介紹本文的實證模型: 馬可夫轉換模型與時序變動馬可夫轉換模型 (time-varying Markov switching model)。第四節則是針對資料結構的問題提出我們的解決方法, 並藉由馬可夫轉換模型與時序變動馬可夫轉換模型進行實證研究, 並進一步將本文所得到的結果與過去文獻上的處理方式所得到的結果進行互相比對。此外我們並探討南韓、香港、新加坡與台灣這四個不同的國家間景氣循環的特色, 以及其景氣循環之間是否有著某種程度上的關聯性。第五節彙整本文的研究結果並提出一些建議與未來可以發展的方向。

第 2 章

實證文獻回顧

本文探討的主要議題是景氣循環的現象，由過去文獻的整理我們可以得知有不少的國內外學者對這個議題一直深感興趣，也因此不管是在方法論上或者是實證結果上都提供了相當豐富的質與量可供參考。本節內容之安排如下：2.1 節我們回顧過去的學者在景氣循環這個議題上所提出的方法與實證上的結果，¹ 2.2 節及 2.3 節分別介紹馬可夫轉換模型以及時序變動馬可夫轉換模型。

一般而言，當我們蒐集到一筆時間序列資料，一個直覺的作法是以傳統的線性時間序列模型去進行配適，² 這些線性時間序列模型幾乎成爲時下的標準方法，用以作爲面對時序資料處理時的一個憑藉，再加上爲數衆多的統計套裝軟體上都附有這項工具，使用上更爲便利，是故更加深了研究者在面對時序資料處理時對它的依賴。然而應用在景氣循環的探討上，文獻上例如 Blanchard (1981) 利用自迴歸過程 (autoregressive process) 再加上一個線性的時間趨勢去配適美國實質 GDP 的資料，因爲 Blanchard 認爲景氣循環的波動是圍繞在這個時間趨勢線上。這樣的觀點主要是來

¹有關景氣循環理論則在 Smith (2000) 中有十分詳盡的介紹，故在此我們不多加贅述。

²我們將 Box 及 Jenkins 所發展出來的時間序列模型統稱爲傳統的線性時間序列模型。

自於新古典學派,若我們將這條時間趨勢線視為整個經濟體系的長期成長趨勢,則自迴歸過程的部分反應的就是一些暫時性的短期干擾,所以新古典學派描繪景氣循環波動的現象就好像是一個圍繞在時間趨勢線上的穩定過程,也就是說新古典學派強調的是,存在經濟體系內的一些隨機性的干擾都是一些暫時性的干擾。Nelson and Plosser (1982), Campbell and Mankiw (1987a) 則是採用 ARIMA 的方式去捕捉景氣循環的現象,因為 Nelson and Plosser (1982) 以十四種總體資料進行單根檢定,結果得到這些資料大都無法拒絕虛無假設,也就是說這些總體資料都有著單根的特性,所以他們建議採用差分的方式來轉換原始資料,並使用 ARMA 過程去捕捉景氣循環的現象。這些學者強調的是實質景氣循環學派所提出的觀點,因為他們認為存在經濟體系內的隨機性的干擾都是一些恆久性的干擾。

然而上述這些傳統的線性時間序列模型並不適合用來捕捉景氣循環的特性,因為景氣循環有著強烈的非對稱性波動的現象。例如 Delong and Summer (1986) 利用失業率的資料描繪出景氣循環斜度 (steepness) 的特徵,他指出失業率上升階段時的斜率大於下降階段時的斜率,也就是說失業率的特徵是快速上升但緩慢的下降。又如 Sichel (1993) 也提出兩個有關景氣循環不對稱波動的特徵,深度 (deepness) 及斜度,在其文中指出:

深度主要是描繪景氣循環在趨勢值上下波動時,當景氣循環在谷底的時候會比在高峰的時候脫離趨勢值的距離還要遠。而

斜度主要是描繪景氣循環在谷底的時候會比在高峰的時候的斜率還要陡峭，也就是說當景氣循環在谷底的時候會以比較快的速度反彈回到趨勢值上。

同樣的 Sichel (1994) 利用美國戰後的資料，說明景氣循環波動的模式可能是依循一個三階段的模式，他指出景氣循環在復甦的階段可能是先有一段急劇的高速成長，當高速成長趨緩後接著而來的是一段穩健溫和的成長，最後經由這一段穩健的成長走向這一波循環的高峰。在其文中所提及的三個階段的型式如下所示：

衰退期階段 → 高速成長的復甦階段 → 穩健成長的階段

而非我們一般在模型上所設計的兩個狀態的型式。一個最典型的例子則是 Smith (2000) 的應用，他應用 Sichel (1994) 所提出來的三個階段的想法，利用美國的實質 GDP 的資料，以 Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型進行估計，其結果證實使用三個狀態變數的確比 Hamilton (1989) 使用兩個狀態變數更能夠準確地捕捉到美國景氣循環的轉折點。Huang (1999) 也利用三個狀態的馬可夫轉換模型探討 Friedman (1969,1993) 的 plucking model 是否為台灣景氣循環特性所接受。由於以上的文獻都提出明確的證據證明景氣循環的確存在不對稱性的波動現象，而傳統的線性時間序列模型，並不適合用以捕捉上述所提及的非線性動態的特性，如果冒然的以傳統線性時間序列模型想去捕捉景氣循環非對稱性波動的特徵，則肯定不會是一個描繪景氣循環現象最好的模型。

由於傳統的線性時間序列模型無法捕捉到景氣循環非對稱性波動的特質，所以學者們也紛紛地將其研究的重心指向非線性模型以及不對稱性現象的探討上，其中一個非常受到矚目的模型是 Hamilton (1989) 提出馬可夫轉換模型。其模型主要的想法來自於 Goldfeld and Quandt (1973) 以馬可夫轉換迴歸去描繪參數變動的自迴歸過程，Hamilton (1989) 的模型為兩個狀態變數 (擴張期與衰退期) 落後期數為四期的自迴歸模型，在這個模型中有兩個主要的特色：(i) 狀態變數的變動主要是依循一個一階的馬可夫過程，這樣的設定允許前一期的訊息會直接的影響下一期狀態變數的變動，而不是像隨機轉換模型一樣必須要求狀態變數前後期之間彼此獨立如此嚴格限制，³ (ii) 模型中狀態的轉換是藉由模型的估計由移轉機率所決定，而不需要像門檻模型 (threshold model) 還需要額外的去決定出門檻變數以及門檻值的位置。⁴ Hamilton (1989) 利用這個模型成功地描繪美國實質 GNP (1952Q2 到 1984Q4) 的不對稱性波動的動態，並利用當期機率和全期機率去認定出美國景氣循環轉折點的位置與時點，其結果大致上都能夠和美國經濟研究局 (National Bureau of Economic Research 簡稱 NBER) 所公佈的美國景氣循環轉折點的時點互相吻合，也由於 Hamilton (1989) 成功地應用馬可夫轉換模型去描繪出美國景氣循環的動態，所以也掀起了一連串的馬可夫轉換模型的發展與實證上的應

³在一個時間序列的資料中要求變數前後期之間彼此獨立通常是一個無法達到的設定，而且這樣的模型設定更符合實際資料高低成長期持續一段期間的情況。

⁴門檻值的決定雖然也經由模型的估計過程中所決定出來，但是真實的門檻值位置事實上仍然存在著爭議，關於這一點讀者可以參閱 管中閔 (2001) 的文章，在其文中會有較詳盡的介紹。

用。

例如 Filardo (1994), Durland and McCurdy (1994) 和 Peersman and Smets (2001) 延伸 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型並在其移轉機率 (transition probability) 的部分將其由固定機率轉換成爲一個隨時間而變異的型式。Filardo (1994) 透過一個或數個外生的經濟變數來影響狀態變數跳動的機率值, 也就是讓 Hamilton (1989) 固定移轉機率的設定 $P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1})$ 擴展爲 $P(S_t = s_t | S_{t-1} = s_{t-1}, X_{t-1})$, 其中, X_{t-1} 爲外生的經濟變數, 並利用 logistic 函數來規範機率值在 $[0, 1]$ 之間做跳動。同樣是藉由外生的經濟變數來影響狀態變數跳動的機率值, 有興趣的讀者可以參考 Durland and McCurdy (1994) 和 Peersman and Smets (2001)。由於這些模型設定允許移轉機率值隨時間而變異因此更能夠符合實際的情況, 所以擁有比 Hamilton (1989) 的模型更豐富的訊息來掌握景氣循環的波動, 並且能夠更精確地掌握景氣循環轉折點的位置。

而在 Kim (1993,1994), Kim and Yoo (1995), Debold and Rudebush (1996), Kim and Nelson (1998), Chauvet (1998) 的文章中主要是強調 Burns and Mitchell (1946) 所提出來的景氣循環的兩個特徵: (1) 強調經濟變數在不同部門間共同波動的現象, (2) 及強調非線性的應用在景氣循環的非對稱性。他們利用 Stock and Watson (1991) 的動態因子模型和 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型結合而成的所謂的馬可夫轉換因子模型來描繪景氣循環波動的現象。他們將模型以狀態空間的型式 (state-space form) 來表示, 並利用 Kim (1994) 結合 Hamilton's filter 和 Kalman filter 的演算

方式來進行模型中未知參數的估計與相關的演算。

比較上述所提及的模型可以歸納出一點，時序變動馬可夫轉換模型以及馬可夫轉換因子模型，在設計上的概念和想法雖然並不相同，但是它們都比原始的馬可夫轉換模型擁有更為豐富的訊息並能描繪出模型中所強調的持續依存 (duration dependence) 特性，並且都能較原始的馬可夫轉換模型較能更精確地描繪出景氣循環的特徵以及其轉折點的時點。

此外還有學者例如 Turner, Startz, Nelson (1989), Hamilton and Susmel (1994), Cai (1994), Kim (1993) 則是結合 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型和 Engle (1982) 的自我迴歸異質變異數模型 (autoregressive conditional heteroscedasticity model)。這樣的模型設定主要是為了改進自我迴歸異質變異數模型通常得到高持續性 (high persistence) 但預測能力不佳的矛盾結果，而這個矛盾結果可能肇因於變數的二階動差部分可能發生結構改變所造成。因此他們結合馬可夫轉換模型中狀態轉換的特性和自我迴歸異質變異數模型波動聚集性 (volatility clustering) 的特質，如此我們就可以同時捕捉到來自第一階以及第二階動差所造成的變異，但是相對而言則必須確定時間序列資料中同時存在這兩個特質，因此其可以應用的範圍自然受到更強烈的限制。

其他實證上的應用包括 Engle and Hamilton (1990) 及 Engle (1994) 利用馬可夫轉換模型用以捕捉匯率動態；Wu, Chen and Lee (2001) 利用 Kim (1993) 的模型，將通貨膨脹不確定性的來源區分成兩種變異，一種是來自於參數的變換，另一種則是來自於干擾項的異質性，並討論兩種

不同的變異對美國實質 GDP 的影響。Chen (2001a) 則是用以探討太平洋盆地國家通貨膨脹的動態行爲。由上述的實證文獻我們知道國內外有不少學者以 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型爲核心, 並依照不同的資料型態與特徵, 將其延伸並應用在不同的領域或者是研究議題上, 由他們努力的成果也證實了非線性時間序列模型的確能夠比以前的估計方式更能夠對資料提出最佳的配適與更合理的解釋。

本文主要是延伸管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000), Chen and Lin (2000a, b), Chen (2001b) 的文章, 探討以台灣實質 GDP 的資料對台灣景氣循環轉折點的認定, 並提出與前者不同的方式用以解決 1990 年代後期無法認定的窘境, 而且由實證的結果也能夠支持本文所提供的方式是可採用的並且能夠更準確的認定出台灣景氣循環轉折點的位置。

第 3 章

實證模型

3.1 馬可夫轉換模型

本節將簡潔地介紹馬可夫轉換模型的設定過程, 詳細的說明讀者可以參考 Hamilton (1989, 1994)。首先將一筆時間序列資料分解成兩個部分:

$$\tilde{Y}_t = N_t + \tilde{Z}_t \quad (3.1)$$

N_t 服從一個具有漂浮項的隨機漫步過程的特性, 用以描繪資料隨時間趨勢而變動的情況, 可以下式表示:

$$N_t = a_0 + a_1 S_t + N_{t-1} \quad (3.2)$$

其中 S_t 為一個不可觀察到的狀態變數, 而且狀態變數跳動是服從一個一階的馬可夫鏈 (first-order Markov chain)。假若我們有 N 個狀態變數則可以將 S_t 的移轉矩陣表示為:

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2N} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ P_{N1} & P_{N2} & \dots & P_{NN} \end{pmatrix} \quad (3.3)$$

其中 $P_{ij} = P(S_t = j | S_{t-1} = i)$ 且 $\sum_{j=1}^N P_{ij} = 1, i = 1, \dots, N$ 。 \tilde{Z}_t 假設為一個自迴歸過程, 用以描繪資料在時間趨勢上下波動的情況, 可以下式表示:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1^* \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2^* \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_k^* \tilde{Z}_{t-k} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim \text{iidN}(0, \sigma^2) \quad (3.4)$$

若我們令 $Y_t = \tilde{Y}_t - \tilde{Y}_{t-1}$, $Z_t = \tilde{Z}_t - \tilde{Z}_{t-1}$, 且 $\phi^*(B) = (1-L)\phi(L)$, $\phi(L)$ 的所有根都落在單位圓之外, 由第 (1), (2) 式和第 (4) 式, 則第 (1) 式可以改寫成

$$Y_t = \mu_{S_t} + \sum_{i=1}^k \phi_k(Y_{t-i} - \mu_{S_{t-i}}) + \epsilon_t, \epsilon_t \sim \text{iidN}(0, \sigma^2) \quad (3.5)$$

其中 k 表示落後期數。黃裕烈 (1996) 和 Smith (2000) 則是簡化 Hamilton (1989) 的模型只讓截距項受狀態變數 S_t 所控制:

$$Y_t = a_0 + a_1 S_t + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_k Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (3.6)$$

因此若模型只有兩個狀態, $S_t = 0, 1$ 若 $S_t = 0$ 代表 Y_t 處於景氣循環之衰退期則可以下式表示:

$$Y_t = a_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_k Y_{t-k} + \epsilon_t$$

若 $S_t = 1$ 代表 Y_t 處於景氣循環之擴張期則可以下式表示:

$$Y_t = a_0 + a_1 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_k Y_{t-k} + \epsilon_t$$

第 (5) 式此種表示方式和第 (6) 式的表示方式最大的不同在於, (i) 若只以兩個狀態變數來比較而且落後期數的選擇為 k 期, 則前者會有 2^{k+1} 種狀況需要被考慮, 但是後者則只有 2 種狀況需要被考慮, (ii) 前者強調

的是平均數上的變化而後者強調的是截距項的改變, (iii) 前者的 Y_t 受落後 k 期的狀態變數的影響, 但後者則是只受前一期狀態變數的影響。因此我們可以歸納出一點, 此兩種模型的基本精神和想法是相同的, 但是前者所考慮的細節比較周詳並且在估計上也會比後者更為複雜許多。¹

Hamilton (1989) 主要是藉由 Cosslett and Lee (1985) 所提出的方法遞迴地去估計出最大概似函數, 並利用最大概似函數估計法來求解未知參數的估計, 因此在進行演算前我們必須先說明當期機率和全期機率的意義。令 $Y^t = \{Y_1, Y_2, \dots, Y_t\}$ 表示所獲得的訊息集合, 期間由第 1 期到第 t 期, 則當期機率是指 $P(S_t|Y^t)$ 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 $P(S_t|Y^T)$ 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 Y^t , 更利用第 t 期以後的訊息的集合 Y^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。

在常態分配假設的前提下, Hamilton (1989) 的模型如下式:

$$Y_t = \mu_{S_t} + \sum_{i=1}^k \phi_k(Y_{t-i} - \mu_{S_{t-i}}) + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{iidN}(0, \sigma^2) \quad (3.7)$$

由前面的討論, 若只考慮兩種狀態的情況下落後期數為 k 期, 則可以知道在這個模型下會有 2^{k+1} 種狀況需要被考慮。例如當落後期數為兩期時則會有 8 種情況必須被考慮,

¹本文估計的方式則是採用 Hamilton (1989) 所提出的模型來進行實證分析。

$$\begin{array}{cccc}
S_{t,1}^* & ; & S_t = 0, & S_{t-1} = 0, & S_{t-2} = 0 \\
S_{t,2}^* & ; & S_t = 1, & S_{t-1} = 0, & S_{t-2} = 0 \\
\vdots & & \vdots & & \vdots \\
S_{t,8}^* & ; & S_t = 1, & S_{t-1} = 1, & S_{t-2} = 1
\end{array}$$

此時我們考慮 2^{k+1} 種狀況，定義 $\delta = (1, -\phi_1, \dots, -\phi_k)$, $\zeta_{t,i} = (Y_t - \mu_{S_t}, Y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}, \dots, Y_{t-k} - \mu_{S_{t-k}})$, 其中 $(S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-k})$ 為 $S_{t,i}^*$ 第 i 列的元素, 有了以上的定義則可以得到:

$$\delta \zeta'_{t,i} = (Y_t - \mu_{S_t}) - \phi_1(Y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) - \dots - \phi_k(Y_{t-k} - \mu_{S_{t-k}})$$

由上式我們可以得到 2^{k+1} 個條件機率密度函數, 並令其組合為 η_t 如下列所示:

$$\begin{aligned}
\eta_t &= F(Y_t | S_t^* = i, Y^{t-1}; \theta) \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\epsilon^2}} \exp \left\{ -\frac{(\delta \zeta'_{t,i})^2}{2\sigma_\epsilon^2} \right\}, \quad i = 1, 2, \dots, 2^{k+1}
\end{aligned} \tag{3.8}$$

若將其寫成一個矩陣的型態則 η_t 為一個 $(2^{k+1} \times 1)$ 階次的矩陣, 給定預期機率 (prediction probability) $P(S_t^* = i | Y^{t-1}; \theta)$, $i = 1, 2, \dots, 2^{k+1}$ 也可以將其表示成矩陣的型式並令其等於 $\xi_{t|t-1}$, 為一個 $(2^{k+1} \times 1)$ 階次的矩陣, 表示研究者根據只到第 $t-1$ 期資訊集合和對母體參數 θ 的認知, 預期第 t 期狀態變數所有可能的集合。則 $F(Y_t | Y^{t-1}; \theta) = \sum_{i=1}^{2^{k+1}} P(S_t^* = i | Y^{t-1}; \theta) \times F(Y_t | S_t^* = i, Y^{t-1}; \theta)$, 以矩陣表示可以寫成:

$$1'(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t) \tag{3.9}$$

其中 $\mathbf{1}$ 為 $(2^{k+1} \times 1)$ 階次的矩陣, 而且其元素都為 1, \odot 表示矩陣內元素對元素相乘 (element by element multiplication), 故由第 (9) 式可以知道 $\xi_{t|t-1} \odot \eta_t$ 表示為 $F(Y_t, S_t^* = i | Y^{t-1}; \theta) = P(S_t^* = i | Y^{t-1}; \theta) \times F(Y_t | S_t^* = i, Y^{t-1}; \theta)$, $i = 1, 2, \dots, 2^{k+1}$, $\mathbf{1}'(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)$ 則是 $i = 1, 2, \dots, 2^{k+1}$ 種狀況的加總。所以我們定義當期機率等於:

$$\begin{aligned} \xi_{t|t} &= P(S_t^* = i | Y^t; \theta) \\ &= \frac{P(S_t^* = i | Y^{t-1}; \theta) \times F(Y_t | S_t^* = i, Y^{t-1}; \theta)}{F(Y_t | Y^{t-1}; \theta)} \\ &= \frac{(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)}{\mathbf{1}'(\xi_{t|t-1} \odot \eta_t)} \end{aligned} \quad (3.10)$$

第 (10) 式表示為對 2^{k+1} 種狀況所有可能的資訊集合只有到第 t 期, 並預期第 t 期狀態變數所有可能的集合。由移轉矩陣 $P_{ij} = P(S_{t+1}^* = j | S_t^* = i)$ 去乘上當期機率 $\xi_{t|t}$, 並且以 $\xi_{t+1|t}$ 來表示, 如下式:

$$\xi_{t+1|t} = P \xi_{t|t} \quad (3.11)$$

第 (11) 式表示對 2^{k+1} 種狀況所有可能的資訊集合只有到第 t 期, 並預期第 $t+1$ 期狀態變數所有可能的集合。由第 (10) 式和第 (11) 式則組成了一個遞迴系統, 因此只要給定 $\xi_{1|0}$ 這個起始值則第 (9) 式就成為這個遞迴系統下的副產品, 由第 (9) 式我們就可以得到概似函數 (log-likelihood function) 如下列所示:

$$\log L(\theta) = \sum_{t=1}^{2^{k+1}} \log \mathbf{1}'(\xi_{t|t} \odot \eta_t) \quad (3.12)$$

有了第 (12) 式則可以用最大概似估計法來進行模型中未知參數的估計。

關於起始值的給定 Hamilton (1994) 建議使用 ergodic 機率值

$$\pi = (A'A)^{-1}e_{N+1} \quad (3.13)$$

其中 $A = \begin{pmatrix} I_{N \times N} - P \\ 1' \end{pmatrix}$, e_{N+1} 定義為 $I_{(N+1) \times (N+1)}$ 的第 $N+1$ 行, $I_{N \times N}$ 和 $I_{(N+1) \times (N+1)}$ 則是為一個單位矩陣 (identity matrix), 而 P 則是移轉矩陣。

接著我們討論全期機率的計算過程 Hamilton (1994) 採用 Kim (1994) 所提出的方法, 利用 Kim (1994) 文章中的第 2.20 式和第 2.21 式

$$\begin{aligned} P(S_t^* = i, S_{t+1}^* = j | Y^T) &= P(S_{t+1}^* = j | Y^T) \times P(S_t^* = i | S_{t+1}^* = j, Y^T) \\ &\approx P(S_{t+1}^* = j | Y^T) \times P(S_t^* = i | S_{t+1}^* = j, Y^t) \\ &= \frac{P(S_{t+1}^* = j | Y^T) \times P(S_t^* = i, S_{t+1}^* = j, Y^t)}{P(S_{t+1}^* = j | Y^t)} \\ &= \frac{P(S_{t+1}^* = j | Y^T) \times P(S_t^* = i | Y^t) \times P(S_{t+1}^* = j | S_t^* = i)}{P(S_{t+1}^* = j | Y^t)} \dots (2.20) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} P(S_t^* = i | Y^T) &= \sum_{j=1}^N P(S_t^* = i, S_{t+1}^* = j | Y^T) \\ &= P(S_t^* = i | Y^t) \times \sum_{j=1}^N \frac{P(S_{t+1}^* = j | Y^T) \times P(S_{t+1}^* = j | S_t^* = i)}{P(S_{t+1}^* = j | Y^t)} \dots (2.21) \end{aligned}$$

由 (2.20) 式可以將 $P(S_{t+1}^* = j | S_t^* = i)$ 看成移轉機率, 而 $P(S_t^* = i | Y^t)$ 則可以 $\xi_{t|t}$ 來表示, 相當於第 (10) 式的當期機率, 而 $P(S_{t+1}^* = j | Y^T)$ 則可

以 $\xi_{t+1|T}$ 來表示, $P(S_t^* = i|Y^T)$ 則可以 $\xi_{t|T}$ 來表示, 相當於我們所要求得的全期機率, $P(S_{t+1}^* = j|Y^t)$ 則可以 $\xi_{t+1|t}$ 來表示, 相當於第 (11) 式, 則 (2.21) 式可以重新表示為

$$\xi_{t|T} = \xi_{t|t} \odot \left\{ P \left[\xi_{t+1|T} (\div) \xi_{t+1|t} \right] \right\} \quad (3.14)$$

其中 (\div) 表示矩陣內元素對元素相除 (element by element division) 其整個推導過程也就是, 當 $t = T$ 時, 利用第 (10) 式所求出來的求得的當期機率 $\xi_{t|t}$ 來做為 $\xi_{t+1|T}$ 的起始值, 並且 $\xi_{t|t}$ 和 $\xi_{t+1|t}$ 則分別可以由第 (10) 式和第 (11) 式得到, 透過第 (12) 式遞迴的過程讓 $t = T - 1, T - 2, \dots, 1$ 則可以得到所有的全期機率值, 是故 $\xi_{t|T}$ 就如同我們在前面對全期機率所做的定義, 也就是站在事後的觀點來看過去發生的歷史一樣。

當模型建構完成, 最後則必須考慮如何做預測的問題, Hamilton (1994) 則在其第 694 ~ 695 頁提供了非常詳盡的描述, 如下所示

$$\begin{aligned} E(Y_{t+1}|Y^t; \theta) &= \int Y_{t+1} \cdot F(Y_{t+1}|Y^t; \theta) dY_{t+1} \\ &= \int Y_{t+1} \left\{ \sum_{j=1}^N P(Y_{t+1}, S_{t+1}^* = j|Y^t; \theta) \right\} dY_{t+1} \\ &= \int Y_{t+1} \left\{ \sum_{j=1}^N \left[F(Y_{t+1}|S_{t+1}^* = j, Y^t; \theta) \times P(S_{t+1}^* = j|Y^t; \theta) \right] \right\} dY_{t+1} \\ &= \sum_{j=1}^N P(S_{t+1}^* = j|Y^t; \theta) \int Y_{t+1} \cdot F(Y_{t+1}|S_{t+1}^* = j, Y^t; \theta) dY_{t+1} \\ &= \sum_{j=1}^N P(S_{t+1}^* = j|Y^t; \theta) E(Y_{t+1}|S_{t+1}^* = j; \theta) \end{aligned}$$

經由上述的演算就可以得到 Y_{t+1} 的預測值了。

3.2 時序變動馬可夫轉換模型

本小節主要是介紹 Filardo (1994) 所提出的移轉機率隨時間而變異 (time-varying transition probability) 的馬可夫轉換模型, Filardo (1994) 和 Hamilton (1989) 原始的模型最大的不同在於移轉矩陣, 如果假設模型只有兩個狀態, 則 Hamilton (1989) 的模型其移轉矩陣可以表示為 P_H 而 Filardo (1994) 的模型其移轉矩陣可以表示為 P_F

$$P_H = \begin{bmatrix} P_{00} & 1 - P_{11} \\ 1 - P_{00} & P_{11} \end{bmatrix} \quad P_F = \begin{bmatrix} P_{00}(X_t) & 1 - P_{11}(X_t) \\ 1 - P_{00}(X_t) & P_{11}(X_t) \end{bmatrix}$$

其中

$$P_{00}(X_t) = P(S_t = 0 | S_{t-1} = 0, X_t)$$

$$1 - P_{00}(X_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 0, X_t)$$

$$1 - P_{11}(X_t) = P(S_t = 0 | S_{t-1} = 1, X_t)$$

$$P_{11}(X_t) = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1, X_t)$$

而且

$$P_{00}(X_t) = \frac{\exp(\theta_{p0} + \sum_{j=1}^{J_1} \theta_{pj} X_{t-j})}{1 + \exp(\theta_{p0} + \sum_{j=1}^{J_1} \theta_{pj} X_{t-j})}$$

$$P_{11}(X_t) = \frac{\exp(\theta_{q0} + \sum_{j=1}^{J_2} \theta_{qj} X_{t-j})}{1 + \exp(\theta_{q0} + \sum_{j=1}^{J_2} \theta_{qj} X_{t-j})}$$

J_1, J_2 表示落後期數, X_t 表示外生的經濟變數, 落後期數的決定則可以利用 AIC 和 SIC 來幫助我們選擇一個最適當的落後期數, $P_{00}(X_t)$ 和

$P_{11}(X_t)$ 則是由一個 logistic 函數所控制, 目的是爲了規範機率值在 $[0, 1]$ 之間作跳動。² Filardo (1994) 指出 X_t 不僅透過 logistic 函數直接影響移轉矩陣中機率值的跳動外, 更間接的透過過去的狀態變數來影響最大概似函數, 是故 Filardo (1994) 所使用的時序變動馬可夫轉換模型和 Hamilton (1989) 所使用的固定機率馬可夫轉換模型相較之下有下列幾項優點:

1. 時序變動馬可夫轉換模型允許移轉機率在收縮期和擴張期開始之前就可以改變其機率值, 而馬可夫轉換模型則是固定機率。
2. 時序變動馬可夫轉換模型比馬可夫轉換模型更能夠捕捉到暫時性的持續效果。
3. 時序變動馬可夫轉換模型本質上是將持續期間隨時間而變異的想法應用在馬可夫轉換模型的架構上。

²Filardo (1994) 提到除了 logistic 函數外也可以使用 probit function, cauchy integral and piecewise continuously differentiable functions 都是可以使用的其他選擇。

第 4 章

實證結果分析

文獻上利用馬可夫轉換模型來認定台灣景氣循環的文章相當多，例如林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998)，管中閔、周濟 (1999)，Haung (1999)，管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000)，Chen and Lin (2000a, b)，Chen (2001b) 等。然而，過去相關的研究顯示台灣 GDP 的資料在 1990 年代附近有一個明顯的結構性改變的現象，以致於在估計時，馬可夫轉換模型會將 1990 年代以後都認定為低成長期。這個令人困擾的問題也並非沒有一個解決的辦法。例如管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 建議將資料以分段的方式進行估計，而且為了避開資料點太少所產生的自由度不足的問題，在方法上他們則是採用貝氏估計法 (Gibbs sampling) 來取代傳統的最大概似估計法來進行估計，而 Chen (2001b) 則是採用尋求替代變數的方式來認定台灣景氣循環的轉折點，這個方式的優點是不用武斷地對資料進行分割，也不需要再考慮自由度不足的問題，也能夠準確地認定出台灣景氣循環的轉折點。

不同於過去文獻的作法，本文嘗試提供一個簡便的方法來認定台灣景氣循環的轉折點。本文方法的關鍵是先對 GDP 的年成長率資料作轉換，再套入 Hamilton (1989) 的單變量馬可夫轉換模型中，即可得到相當不錯

的結果。同時我們更進一步考慮國外經濟環境的變化 (以美國 GDP 的成長率資料為代表), 利用 Filardo (1994) 所提出的時序變動馬可夫轉換模型, 探討其是否有助於台灣景氣循環的轉折點之認定, 這也是過去文獻所忽略的。

本節內容之安排如下: 4.1 節針對台灣 GDP 和投資的資料進行分析及基本的檢定。4.2 節估計標準化後 GDP 的單變量及時序變動馬可夫轉換模型並進一步評估其對台灣景氣循環轉折點認定之能力, 4.3 節我們概略地將管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 以及 Chen (2001b) 所提出來的方法再進行估計, 並將估計後結果和 4.2 節所估計出來的結果進行比對。4.4 節則是對 4.2 節所使用的模型之預測能力進行檢驗。4.5 節則是探討亞洲四小龍在景氣循環的特徵上之異同。

4.1 資料的說明及檢定

我們首先由教育部 AREMOS 資料庫取得台灣實質 GDP、投資、以及美國 GDP 成長率的資料, 資料期間由 1962 第一季到 2001 第一季, 並由經濟部外銷訂單統計速報取得各國對台灣之訂單金額, 資料期間包括 1986 年一月到 2001 年八月的月資料。由於資料型態若為非恆定 (nonstationary) 的數列, 則此資料便不適合在馬可夫轉換模型下來討論, 而且台灣總體經濟資料都有一個特性, 即資料都是未經過季節性調整。圖 5.1 則是呈現原始數列的原貌以及轉換成年成長率後的風貌, 由圖 5.1 可以看出不管是 GDP 或是投資的資料都有明顯時間趨勢, 並且存在很強烈的季節

性循環的現象，基於這個理由，我們首先對取得的資料進行一般的單根檢定以及季節性單根檢定，檢定資料中是否有單根的存在，在方法上則是使用 Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (1990) 所提出的 HEGY 季節單根的檢定方法。

首先執行下列迴歸式：

$$\varphi^*(B)Y_{4t} = \pi_1 Y_{1t-1} + \pi_2 Y_{2t-1} + \pi_3 Y_{3t-2} + \pi_4 Y_{3t-1} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

其中 $\varphi^*(B) = 1 - a_1 B - a_2 B^2 - \dots - a_p B^p$ ，而且取落後期數為 $P = 4$ ， $Y_{1t} = (1 + B + B^2 + B^3)X_t$ ， $Y_{2t} = -(1 - B + B^2 - B^3)X_t$ ， $Y_{3t} = -(1 - B^2)X_t$ ， $Y_{4t} = (1 - B^4)X_t$ ， X_t 表示對原始數列取自然對數後的結果，當我們檢定 $\pi_1 = 0$ 即是在檢定一般的單根，檢定 $\pi_2 = 0$ 即是檢定負單根，而 π_3, π_4 為共軛複數根的部分，若同時檢定 $\pi_3 \cap \pi_4 = 0$ 也即是在檢定有無季節性單根的存在。表 5.1 整理了利用 HEGY 季節性單根檢定方法檢定 GDP 和投資的結果，由表 5.1 可以發現在 5% 的顯著水準之下，我們都無法拒絕虛無假設，也就是說 GDP 和投資都存在季節性單根，表示原始資料並不適合置於馬可夫轉換模型下來討論，因此我們對原始資料取四階差分計算年成長率以消除其時間趨勢及季節性循環的現象。

4.2 標準化後 GDP 之模型估計結果

由於 4.1 節的檢定證明了我們的資料的確存在季節性單根，基於這個理由，故我們對資料取自然對數後再做季節差分轉換成年成長率的資料以

消除時間趨勢及季節性循環的現象，確保資料可以在馬可夫轉換模型的架構下來討論。然而事實上並非如此單純，除了考慮單根的存在，文獻上如管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000)，Chen and Lin (2000a, b)，Chen (2001b) 都指出台灣 GDP 年成長率在 1990 年代以前高成長期約為 11% 低成長期約為 7%，1990 年代以後高成長期約為 7% 低成長期約為 5%，也就是說 GDP 年成長率在 1990 年代附近有一個十分明顯的結構性改變的現象，以致於如果以 Hamilton (1989) 的單變量馬可夫轉換模型去進行估計時皆會把 1990 以後都認定為低成長期，而產生 1990 年代後期資料無法認定的窘境。Chen and Lin (2000a, b) 首先試圖以時序變動馬可夫轉換模型和馬可夫轉換單因子模型，考慮讓移轉機率隨時間而變異以及考慮變數共同波動的現象的想法來解決這個問題，但幫助似乎仍是十分地有限。

圖 5.2 是利用 Hamilton (1989) 的單變量馬可夫轉換模型對 GDP 的成長率資料進行估計所得到之全期機率之圖形，由圖中可以發現 1990 年代以後的資料在認定上都將其認定為低成長期，表 5.2 HM(1) 則是以 GDP 年成長率，期間由 1962 年第一季到 2001 年第一季所估計出來的對應結果，其中高成長期為 11.86% 而低成長期為 7.33%。¹

為了解決 1990 年代後期無法認定的情況，首先我們仍舊依照管中閔、

¹文中所有模型的估計結果包括 AR(4)，Hamilton (1989) 馬可夫轉換模型，Filardo (1994) 時序變動馬可夫轉換模型，都是使用 Chang-Jin Kim 所提供的程式，並利用 Gauss 3.2 軟體來進行未知參數的估計。由概似函數求得未知參數的過程，則是利用 Gauss 3.2 軟體中內定的 (BFGS) 數值演算方法來求得極值。

黃裕烈、徐士勛 (2000) 的做法將資料切成兩段, 由於事前並不知道真正的結構性改變點的位置, 所以我們使用遞迴的方式在 1987 至 1990 間做切割並將其分段, 以尋找一個最合適的切割點然後再把分段後的資料個別標準化後將兩段數列併在一起做估計。估計的結果顯示不管將資料切割在哪一點, 對模型中未知參數的影響都不致造成太大的變化, 而我們選定的方式是取 $-2(\log L_R(\varphi) - \log L_U(\varphi))$ 為最大者,² 也就是將切割點選定為 1987 年第四季,³ 表 5.2 HM(2) 則是將切割點選定為 1987 年第四季, 再分段標準化後所估計出來的單變量馬可夫轉換模型之估計結果, 如表 5.2 HM(2) 所列其中高成長期為 0.37 低成長期為 -0.71。

圖 5.3 刻劃出將資料經過標準化的轉換後並使用 Hamilton (1989) 的模型所估計之衰退期的全期機率圖形, 陰影部分則是經建會所公佈的台灣景氣循環衰退期之基準日期。由圖 5.3 中可以發現我們將資料經過這樣的轉換, 所捕捉到的台灣景氣循環轉折點的日期和經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期時點大致上都不會有太大的出入, 除了第二和第三循環之外, 但由圖 5.1 中我們不難理解事實上 1962 到 1970 年間的波動性較小, 然而標準化的動作則是由 1962 年第一季到 1987 年第四季, 是故無法捕捉到前面兩次循環的理由是可想而知的。為了彌補這個缺憾, 我們知道台灣是一個海島型經濟體系, 有著高度的外貿依存度所以台灣景氣

² $\log L_R(\varphi)$ 為馬可夫轉換模型所估計出來的概似函數值, $\log L_U(\varphi)$ 為 AR(4) 所估計出來的概似函數值。

³分段平均數和變異數分別為 1962 ~ 1987 : $\mu_1 = 9.49, \sigma_1^2 = 14.83$; 1988 ~ 2001 : $\mu_2 = 6.94, \sigma_2^2 = 4.93$ 。

循環也應該會受到國際經濟變動的影響才是, 所以我們再考慮以 Filardo (1994) 的時序變動馬可夫轉換模型並且以美國的 GDP 年成長率當成外生變數 (Z_t) 來影響移轉機率的跳動,⁴ 其估計結果如表 5.4 FM (2) 所列, 圖 5.4 刻劃出將資料經過標準化的轉換後並使用 Filardo (1994) 的模型所估計之衰退期的全期機率圖形, 由表 5.4 FM (2) 和圖 5.4 可知我們可以成功地捕捉到台灣景氣循環的轉折點。⁵ 有了這麼一個令人振奮的結果後當然最重要的工作是進行模型的假設檢定。管中閔 (2001) 指出有關於馬可夫轉換模型的檢定必須考慮下列兩項:

1. 截距項平均數的改變是否相同,
2. 狀態變數各期之間彼此是否獨立。

也就是說我們必須檢定 (1) $H_0 : \mu_0 = \mu_1$, (2) $H_0 : P_{00} = P_{11}$, 其中第一個假設檢定即是檢定有無狀態轉換 (regime switching) 的現象, 若可以拒絕虛無假設則表示我們的資料的確適合用馬可夫轉換模型來捕捉 mean switching 的現象, 若無法拒絕虛無假設馬可夫轉換模型則會退化為 AR(P) 模型, 也就是說資料並不適合用馬可夫轉換模型來表現。第二個假設檢定則是有關於移轉機率的變動服從馬可夫過程的設定, 若無法拒絕虛無假設則隱含了狀態變數前後期間的關係為獨立跳動, 這種機率

⁴由於台灣經濟早期是以出口為主要發展的目標, 而美國又為台灣之最大出口貿易國所以我們相信以美國的 GDP 年成長率當成外生變數應該有助於台灣景氣循環轉折點之認定。

⁵關於每一次循環發生的原因之探討文獻上有相當完整的探究和整理, 在此我們不擬對此再做探討。

值前後期間獨立跳動的的情況一個最典型的例子就是 Bernoulli 分配, 以致於先前的設定爲了用以捕捉持續依存特性的馬可夫過程機制失去其功能一般。是故我們必須尋求一個最有利的證明來驗證當初爲了的捕捉到的現象而設定的機制這個想法是正確的, 然而資料的特性是否支持我們做這麼樣的一個設定。

文獻上有關馬可夫轉換模型的檢定相當的有限, 最典型的如 Kuan (2001) 所提及的 Hansen (1992, 1996a) 和 Garcia (1998) 兩篇。Hansen (1992) 提出概似比檢定統計量, 但其顯著水準值則必須視模型不同的情況由模擬的方式來產生, 其過程相當的繁複而且費時, 因此採用者並不多。而 Garcia (1998) 所提出的檢定方法根據 管中閔 (2001) 的說明則是可能無法令人信服, 所以在假設檢定上, 我們仍舊依循 Engle and Hamilton (1990) 所使用的傳統檢定方式 Wald test 和 LR test 其檢定方式如下:

$$\frac{(\mu_1 - \mu_2)^2}{[Var(\mu_1) + Var(\mu_2) - 2COV(\mu_1, \mu_2)]} \approx \chi^2(1)$$

$$\frac{[P_{11} - (1 - P_{22})]^2}{[Var(P_{11}) + Var(P_{22}) + 2COV(P_{11}, P_{22})]} \approx \chi^2(1)$$

檢定結果如表 5.3 所列, 在 5% 的顯著水準下不管是第一個假設檢定或是第二個假設檢定, 我們都能夠拒絕虛無假設, 表示有足夠的證據證明當初模型的設定是可以被接受的, 同時也爲本文後續的研究打了一劑強心針。

4.3 與過去文獻的對比

本小節我們則是以 GDP 和投資這兩個變數，概略地重現管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000)，和 Chen (2001b) 的做法來和上一小節我們提出的做法做一個相互的比對，並以當期機率和全期機率來檢視三種做法以及經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期時點之間，是否存在明顯的不同。管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 是將 GDP 的資料切割在 1989 第四季，然而為了和前一小節的做法做一個一致性的比較，是故我們再重現其做法將資料切割在 1987 第四季，而在參數的估計上管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 則是使用貝氏估計法，而本文則是使用傳統的最大概似估計法，所以充其量我們只能夠說是在方法上概略的近似，但不表示全然相同。同樣的為了形成對比，我們也是再以美國的 GDP 年成長率當成外生變數 (X_t) 來影響移轉機率的跳動，將其在分段的模型考慮並以 Filardo (1994) 的時序變動馬可夫轉換模型進行估計。

表 5.2 HM(3) 和 HM(4) 是以 Hamilton (1989) 的模型進行估計，而估計期間分別由 1962 年第一季到 1987 第四季與 1988 年第一季到 2001 第一季所估計出來的結果，圖 5.5 和圖 5.6 則是刻劃出將資料經過分段後的全期機率圖形，表 5.4 FM(3) 和 FM(4) 則是分別以美國的經濟成長率和外銷訂單成長率為外生變數並使用 Filardo (1994) 的模型進行估計，⁶ 而

⁶在分段模型中對外生變數 X_t 的考量，由於美國的經濟成長率在 1990 年代後期美國幾乎是一連串的高成長期，所以在 1990 年代後期我們則是採用外銷訂單總額取代原本的美國的 GDP 年成長率，外銷訂單總額的處理則是，將其由月資料轉換成季資料後再求其年成長率。

估計期間分別由 1962 年第一季到 1987 第四季與 1988 年第一季到 2001 第一季所估計出來的結果, 而圖 5.7 和圖 5.8 是將資料經過分段後的全期機率圖形, 由這兩個結果似乎顯示我們在模型內加入外生變數 X_t 似乎沒有帶來認定上的幫助。並且由表 5.2 HM(3) 和 HM(4) 也可再一次的為 1990 年代以後台灣景氣循環無法認定的情況提出最有利的證明, 由表 5.2 HM(3) 和 HM(4) 可以發現 1990 年代以前低成長率約為 8.39%, 1990 年代以後高成長期約為 7.05%, 所以我們若不採用分段模型進行估計, 則 1990 年代以後台灣景氣循環勢必都將被認定為一連續的低成長期, 這是一個必然的結果。

我們利用公式 $(1 - P_{00})^{-1}$ 和 $(1 - P_{11})^{-1}$ 來觀察分段模型在高成長期與低成長期持續期間的變化, 其中我們可以很明顯地發現一點, 在 1990 年代以前 GDP 年成長率停留在高成長期的時間明顯比停留在低成長期的時間還要長, 這一點和 Sichel (1993) 所提出來的不對稱現象不謀而合。然而 1990 年代以後台灣景氣循環則是出現了 GDP 年成長率停留在高成長期的時間和停留在低成長期的時間幾乎一樣長的情況, 這一點倒是值得我們去思考的一個問題, 是否台灣的經濟結構在 1990 年代附近發生了轉變, 以致於對外生衝擊的反應出現了和以往不同的一個結果, 這一點須由分段模型中所獲得而非是整段一起估計的模型所能獲得的訊息, 這個訊息可以提供給有興趣的學者未來一個研究的方向。

同樣的我們以投資當成替代變數來當作是 Chen (2001b) 的一個近似, 而其間最大的不同是 Chen (2001b) 在模型的選擇上使用單變量馬可夫

轉換因子模型，而本文則是使用最原始的 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型，是故不同的模型選擇也必然會產生些微的差異這是可以被理解的。這裡我們的處理方式和前面相同，其估計結果如表 5.2 HM(5) 所列，表 5.2 HM(5) 則是以投資當成替代變數並使用 Hamilton (1989) 的模型進行估計所估計出來的結果，而圖 5.9 則是刻劃出以投資當成替代變數並使用 Hamilton (1989) 的模型所估計之衰退期的全期機率圖形，表 5.4 FM(5) 則是以美國的經濟成長率為外生變數並使用 Filardo (1994) 的模型進行估計所估計出來的結果，而圖 5.10 是刻劃出以投資當成替代變數並使用 Filardo (1994) 的模型所估計之衰退期的全期機率圖形，由這兩個結果顯示在模型內加入外生變數 X_t 則有助於我們用於認定台灣景氣循環的轉折點，但其效果仍舊是很有限。由這些初步的結果似乎可以發現一點，在模型內加入美國的 GDP 年成長率當成外生變數 X_t 來影響移轉機率的跳動，並以 Filardo (1994) 的模型做估計對於我們在台灣景氣循環轉折點的認定上似乎不會產生很大的貢獻，這一點的確出乎於我們的意料之外。

最後我們將這三種方式所估計出來的結果做一個歸納與整理。如第二節所提及的全期機率如同站在事後的觀點來看過去發生過的歷史一般，所以我們選擇使用全期機率來找出三種不同的模型所認定出來的高峰和谷底發生的時點，以及經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期之間是否存在明顯的不同。文獻上對於轉折點的認定大抵上有兩種方式，一是找出全期機率值改變點的位置，一是找出全期機率最低和最高值的機率，這

兩種方式之間的不同點在於，全期機率值改變點的位置相當於反曲點的概念，而全期機率最低和最高值的機率則相當於極大值和極小值的概念，所以若我們主要的目的在於找出台灣景氣循環的高峰和谷底的時點則採用後者會比較符合我們主要的議題，其結果歸納於表 5.5。

由表 5.5 可以看出，若我們主要的目的在於找出台灣景氣循環的高峰和谷底的時點，則以找出全期機率最低和最高值的機率的方法和經建會所公佈的結果會有較相近的結果。而表 5.6 則是以找出全期機率最低和最高值的機率的方式彙整出經建會所公佈的台灣景氣循環高峰和谷底的時點和三種不同的處理方式所認定出來的台灣景氣循環高峰和谷底的時點之結果。事實上由表 5.5 和表 5.6 可以發現三種不同的處理方式和經建會所公佈的結果仍是存在些微的的差異。其差異的原因可能在於經建會在編制景氣對策訊號以及其綜合分數時同時考慮到領先指標，同時指標以及落後指標，而我們在估計時則是單以 GDP 年成長率來做代表，但事實上 GDP 已經擁有非常豐富的訊息，在經濟理論上它是一個總額的概念所以在 GDP 的組成分子裡事實上早已包含了領先指標，同時指標以及落後指標的成分，所以我們有理由相信 GDP 是絕對具有足夠代表性的指標。

由上述三種方法可知，本文所採用的方式所認定出來的結果幾乎與管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 的方式所估計出來的結果相似，⁷ 而與 Chen

⁷前面兩個循環的認定是因為在 1962 到 1970 年之間其波動性明顯較之後的期間小，以致於在認定上無法找到合適的時點。

(2001b) 的方法所估計出來的結果有比較大的不同, 其原因在於變數選擇上的差異所造成, 然而實際上本文早已強調我們做的只是概略上的近似, Chen (2001b) 則是以馬可夫轉換因子模型並考慮多個變數共同波動的現象, 所以在其文章中所認定的結果和本文所做的概略上的近似而得出的結果也有所不同, 這一點是可想而知的。最後我們則是想要了解本文所提出的方式在預測能力上的表現, 是否有助於幫助我們對未來經濟走勢的預測, 關於這一點將於下一小節中探討。

4.4 模型的預測表現

一個模型的優劣除了能夠刻劃出所想要解釋的經濟現象之外, 更希望藉由模型的設計來幫助我們預知不確定的未來。本小節主要是比較馬可夫轉換模型以及時序變動馬可夫轉換模型之間在預測能力上的表現是否有顯著的不同。

首先我們選擇預測期間由 1991 第一季到 2001 年第一季, 並且利用遞迴的估計方式去估計出樣本期間下一期的預期值 (one-period-ahead forecast), 也就是利用第 $t - 1$ 期以及其過去的訊息, 去估計第 t 期的預期值, 而且每一次的估計只做領先一期的預測。以這種方式依序求得此兩種模型的預期值, 其次利用每一期的預期值和實際值去計算預測期間均方差 (mean square error, 簡寫成 MSE), 來比較出模型之間的預測效力, 其方

法如下：

$$MSE = T^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{Y}_{t|t-1})^2 \quad (4.2)$$

其中 Y_t 表示為第 t 期的實際值, $\hat{Y}_{t|t-1}$ 為當訊息只有到第 $t-1$ 期並計算第 t 期的預期值, 其估計的結果如表 5.7 所列。由表 5.7 可以得到馬可夫轉換模型以及時序變動馬可夫轉換模型的 MSE 分別為 0.180 以及 0.259, 而圖 5.11 則是表現出預期值與實際值之間的差異, 由圖中可以看出此兩種模型的預期值與實際值幾乎是很相近, 而讓我們最感到驚訝的是時序變動馬可夫轉換模型在預測上的表現並沒有當初預期般的那麼理想, 其原因可能是在前一小節所提到的, 因為在時序變動馬可夫轉換模型中我們使用的外生經濟變數為美國的經濟成長率的資料, 然而美國的經濟成長率在 1990 年代後期則是出現一連串的高成長期, 以致於時序變動馬可夫轉換模型可以額外捕捉到 1960 ~ 1970 年代間的兩次循環, 但是在 1990 年代以後的預期反而失去了其應有的效力,⁸ 所以我們相信馬可夫轉換模型以及時序變動馬可夫轉換模型能夠精確地捕捉到景氣循環的特性與動態。

4.5 亞洲四小龍景氣循環特性之比較

本節的目地主要探討亞洲四小龍在於景氣循環的特徵上是否著某種程度

⁸雖然在前一小節提到可以使用外銷訂單的數額來替代美國的經濟成長率, 但由於可以得到的資料期間只有自 1986 一月到 2001 年八月, 因為資料長度的限制以致於在預測的時候我們無法使用這項資料。

的關聯，由於本章節中指出台灣 GDP 的資料中在 1990 年代附近出現了明顯的結構改變現象，我們將它視為是經濟結構上的一個改變，為了映證這個想法，我們由台灣經濟新報的總體經濟指標資料庫中取得南韓、新加坡、香港的 GDP 年成長率的季資料，由於這三個國家與台灣並稱為亞洲四小龍所以在經濟發展的脚步上有著極為相似的過程，所以我們大膽的推斷這三個國家應該也會出現與台灣的資料相近的結構性改變現象，在景氣循環轉折點的認定上也可能會面臨到與使用台灣的資料時的窘境，而本文所提出的處理方式應該能夠為這些國家景氣循環的認定上提供助益。

圖 5.12 描繪出南韓、新加坡、香港的 GDP 年成長率之原始數列趨勢圖，而陰影的部分則是經建會所公佈的基準循環轉折點的日期，由圖 5.12 可以看出陰影部分與這三個國家成長率下降時候重疊，此四個國家間景氣循環的概況似乎存在著共同波動的現象，而這個現象的原因可能是受到相同的外生國際經濟事件的衝擊所產生。由於這四個國家有著極為近似的經濟體質，所以在面對相同的外生衝擊會有著極為相似的反應，而在景氣循環的層面上也是如此，不同的是在於面對相同的外生衝擊反應的速度與受影響時間長短的不同而已，而景氣循環非共同波動的部分則是受各個國家間各自內生的經濟結構的影響。

我們的目地在於探討這些國家間是否存在與台灣相似的結構性改變的現象，首先我們分別針對這三個國家的 GDP 年成長率的資料以 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型先對資料作一個概略性的測度，表 5.8 彙整

出以馬可夫轉換模型進行配適所得到的結果。而圖 5.13 到圖 5.15 則分別是香港、南韓、新加坡的 Hamilton 模型之全期機率圖形，陰影的部分則是經建會所公佈的基準循環轉折點的日期。由圖 5.13 和圖 5.14 我們可以發現香港和南韓的 GDP 年成長率的資料在 1990 年代左右也同樣出現與台灣相同的結構性改變的現象，饒秀華、林修葳、黎明淵 (2001) 以南韓的工業生產指數的資料並以馬可夫轉換模型進行資料配適的結果發現南韓的工業生產指數的確存在結構性改變的現象，這一點與我們使用 GDP 的年成長率所得到的結果不謀而合。

香港的部分則是無法找到相關的文獻以提供佐證，但不管是由圖 5.12 或全期機率的圖形上來看都足以證明香港的確存在明顯的結構性改變的跡象。而新加坡方面則是十分令人意外，由圖 5.15 來看我們幾乎無法找出資料中存在結構性改變的跡象，並且圖 5.12 中可以發現新加坡由 1981 年第一季到 2001 年第一季高成長期都大約維持有 10% 的成長率，而低成長期則是大約維持 6% 的成長率，似乎沒有出現任何結構性改變的現象，對於新加坡如此耀眼的表現本文不擬對此背後之原因做更深入的探究，但由實證的結果我們相信新加坡會是一個很好的研究題材與開發中國家經濟發展的重要參考依據。

由以上的說明我們針對南韓與香港的資料再做進一步的探討，首先我們仍舊是依循 4.2 節的方法來找出一個最合適的資料切割點，並將資料分段標準化處理後再使用馬可夫轉換模型進行資料的配適，配適的結果如表 5.8 所示，而圖 5.16 和圖 5.17 則分別為標準化處理後香港與南韓的

全期機率的圖形, 由圖形上來看可以發現經過分段標準化處理後我們除了克服結構性改變對於資料配適的影響外更能夠較以往更精確的掌握景氣循環的動態。

表 5.9 彙整了 Kim (1996) 的實證結果與南韓當局所公佈的景氣循環轉折點日期, 並與本文所得到的結果互相對比, 而香港的部分由於無法搜集到有關的文獻與當局所提供的資料與本文結果相互比對, 故在此僅提供本文所實證出來的結果以供參考。由表 5.9 的彙整結果顯示, 事實上本文所認定出來的景氣循環轉折點日期與南韓當局 (National Statistical Office 簡寫成 NSO) 以及 Kim (1996) 所實證的結果十分的接近, 這一點足以證明我們對資料進行轉換的結果的確可以為南韓與香港當局的景氣循環轉折點的認定上提供助益。

第 5 章

結論與建議

5.1 結論

本文的目地在探討台灣景氣循環轉折點的認定，由於 GDP 的資料在 1990 年代附近有一個結構性改變的現象，以致於過去的文獻在於 1990 年代後期景氣循環的認定上都把這一段時期的資料，認定為一段持續期間相當長的低成長期。關於這一點相信研究者不管是使用哪一個國家的資料都會碰觸到這個令人困擾的問題，因為從經濟成長理論的觀點來看，任何一個國家經濟發展的歷程，從未開發國家到開發中國家甚至於已開發國家，在每一個經濟發展的階段中其經濟成長率的變化都會有顯著的不同，這是可以被充分的理解與驗證的結果。

然而對於一個實證研究者而言，在於景氣循環這個議題上，我們必須將每一個經濟發展歷程下的資料置於同一個衡量的基準下來做分析，才能夠同時捕捉到每一個經濟發展的階段下景氣循環的情況。管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 的做法是將每一個經濟發展的階段切開來，並個別的找出經濟發展的階段下景氣循環的情況。而 Chen (2001b) 的做法則是藉由尋找其他的相關替代變數來取代 GDP 的資料，並同時捕捉每一個

經濟發展的階段下景氣循環的情況。由於 GDP 是一個總額的資料，在它的組成分子裡面同時包含了領先指標，同時指標與落後指標的性質，故 GDP 是所有的資料中最具有代表性的資料，用以衡量景氣循環的情況，所以本文的做法是傾向於將 GDP 的資料置於同一個衡量的基準下來討論。

首先我們找出結構性改變點的可能位置來代表一個經濟發展階段的轉變，並且個別的求算每一個經濟發展階段的平均數與變異數，再利用標準化這個純量的觀念，將每一個經濟發展階段下的資料個別標準化後，再合併在一起做估計。而在模型的選擇上我們則是採用 Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型，由於馬可夫轉換模型是一種混合模型的再延伸，並且充分地刻畫出來自於第一階動差的變異情形，也正符合了景氣循環高低成長期的跳動。

由實證的結果可以發現將資料經過上述的轉換後，再將它套入馬可夫轉換模型中做估計所認定出來的景氣循環轉折點，除了在 1960 ~ 1970 年間的兩次循環無法經由模型認定出來之外，大致上都能夠和經建會所公佈的台灣景氣循環轉折點的時點吻合。而為了彌補這項缺憾，我們則是有兩個選擇的方向。(i) 是對 1960 ~ 1970 年代的資料再分段標準化後重新估計，(ii) 則是考慮以其他的外生經濟變數來影響移轉機率的跳動，使得模型更能夠捕捉到短暫的持續期間的變化。雖然事實上第一個方式的確可以幫助我們順利地認定出這兩次的景氣循環，但是並沒有明顯的證據可以支持我們能夠將這段期間視為另一個發展的階段，所以本文選擇

了第二個方式, 因為我們有足夠的理由相信一個小型開放經濟體系其內部的景氣循環情況必然會受到國外經濟體系的變化所影響, 而實證的結果事實上也支持我們這個想法, 加入美國經濟成長率的資料為外生變數 X_t 來影響移轉機率的跳動, 的確可以幫助我們順利地將每一個經濟發展階段景氣循環的情況給刻劃出來, 並且比以前文獻上的實證結果更能夠準確地認定出景氣循環轉折點發生的日期。

5.2 建議

在整個實證與文獻回顧的過程中可以歸納出以下幾點提供給讀者分享: 首先從文獻的回顧上我們發現, 馬可夫轉換模型可以視研究資料的性質在其他的方面做更細微的延伸與調整, 並應用在其他不同的領域上。例如 Filardo (1994) 所提出的時序變動馬可夫轉換模型, Kim (1994) 所提出的馬可夫轉換因子模型, 以及 Hamilton and Susmel (1994) 所提出的馬可夫轉換自我迴歸異質變異數模型等。

其次由管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000) 的分段馬可夫轉換模型中可以發現台灣景氣循環在 1990 年代以前高成長期的持續期間明顯的比低成長期的持續期間來的長, 但是在 1990 年代後期反而出現高低成長期的持續期間幾乎是一樣長的情況, 其中是否有隱含了台灣這個經濟體系在於面對外生衝擊的反應與其內生的內部調整機制在這兩個階段有了顯著性的改變。

最後由實證的結果我們可以進一步發現, 對於景氣循環的認定如果僅

是以單一國家的資料來捕捉是不夠精確的，因為全球經濟體系有著相生相息的關係，所以我們認為如果以多個主要國家的經濟成長率的資料，並利用 Kim (1995) 所提出來的馬可夫轉換因子模型，來強調多個國家間景氣循環共同波動的情況並認定台灣景氣循環轉折點的時點，則可能會有比較精確與令人為之振奮的結果。

參考文獻

- [1] 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。
- [2] 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。
- [3] 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。
- [4] 黃裕烈 (1996), Markov Switching Model: 台灣實質 GNP 的應用, 台大經濟系碩士論文。
- [5] 管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000), 新一波景氣循環的認定與景氣對策信號的改進, 行政院經濟建設委員會經濟研究處委託研究報告, 委託單位: 行政院經濟建設委員。
- [6] 管中閔 (2001), 馬可夫轉換模型, 非線性時間數列分析講習會資料。
- [7] 饒秀華、林修葳、黎明淵 (2001), 藉由分期 MS 模型分析台灣經濟景氣狀態, *中研院經濟論文*, **29**, 297–319。
- [8] Blandchard, O. J. (1981), What is left of the multiplier-accelerator?, *American Economic Association Papers and Proceedings*, **71**, 150–154.
- [9] Burns, A. F. and W. C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, New York: National Bureau of Economic Research.
- [10] Cai, J. (1994), A Markov model of switching-regime ARCH, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 309–317.
- [11] Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1987a), Are output fluctuations transitory, *Quarterly Journal of Economics*, **102**, 857–880.

-
- [12] Chauvet, M. (1998), An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching, *International Economic Review*, **39**, 969–996.
- [13] Chen, S.-W. (2001a), A state-space approach to characterizing Taiwan's unemployment rate and its ability to date business cycles, working paper.
- [14] Chen, S.-W. (2001b), A note on Taiwan's business chronologies in terms of the Markov-switching factor model, *Taiwan Economic Review*, **29**, 153–176.
- [15] 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.
- [16] Chen, S.-W. and J.-L. Lin (2000b), Identifying turning points and business cycles in Taiwan: A multivariate dynamic Markov-switching factor model approach, *Academia Economic Papers*, **28**, 289–321.
- [17] Cosslett, S. R. and L. F. Lee (1985), Serial correlation in latent discrete variable models, *Journal of Econometrics*, **27**, 79–97.
- [18] 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.
- [19] Engel, C. (1994), Can the Markov switching model forecast exchange rate?, *Journal of International Economics*, **36**, 151–165.
- [20] Engel, C. and J. D. Hamilton (1991), Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it?, *American Economic Review*, **80**, 689–713.
- [21] Filardo, A. J. (1994), Business-cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 299–308.

-
- [22] Friedman, M. (1969), *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, ch. 12, 261–284. Chicago: Aldine.
- [23] Friedman, M. (1993), The plucking model of business fluctuations revised, *Economic Inquiry*, **31**, 171–177.
- [24] Garcia, R. (1998), Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching model, *International Economic Review*, **39**, 763–788.
- [25] Ghysels, E. (1994), On the periodic structure of the business cycle Markov-switching model, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 289–298.
- [26] Ghysels, E., H. S. Lee and J. Noh (1994), Testing for unit roots in seasonal time series: Some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation, *Journal of Econometrics*, **62**, 415–442.
- [27] Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt (1973), A Markov model for switching regressions, *Journal of Econometrics*, **1**, 3–16.
- [28] Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, **57**, 357–384.
- [29] Hamilton, J. D. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics*, **45**, 39–70.
- [30] Hamilton, J. D. (1994), *Time series Analysis*, Princeton: Princeton university press
- [31] Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime, *Journal of Econometrics*, **64**, 307–333.

- [32] Hamilton, J. D. (1996), Specification testing in Markov-switching time-series models, *Journal of Econometrics*, **70**, 127–157.
- [33] 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.
- [34] Hansen, B. E. (1996), Erratum: The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov switching model of GNP, *Journal of Applied Econometrics*, **11**, 195–198.
- [35] Huang, C.-H. (1999), Phases and characteristics of Taiwan business cycles: A Markov switching analysis, *Taiwan Economic Review*, **27**, 185–213.
- [36] Hylleberg, S., R. F. Engel and C. W. J. Granger, B. S. Yoo (1990), Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, **44**, 215–238.
- [37] Kim, C.-J. (1993), Unobserved-component time series models with Markov-switching heteroscedasticity: Changes in regime and the link between inflation rates and inflation uncertainty, *Journal of Business and Economic Statistics*, **11**, 341–350.
- [38] Kim, C.-J. (1993), Sources of monetary growth uncertainty and economic activity: The time-varying-parameter model with heteroskedastic disturbances, *The Review of Economics and Statistics*, **25**, 483–492.
- [39] Kim, C.-J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching, *Journal of Econometrics*, **60**, 1–22.
- [40] 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.

-
- [41] Kim, C.-J. and C. R. Nelson (1999), Friedman's plucking model of business fluctuations: Tests and estimates of permanent and transitory components, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **31**, 317–334.
- [42] 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.
- [43] Kim, M.-J. (1996), Duration Dependence in Korean Business Cycle: Evidence and Its Implication Based on Gibbs Sampling Approach to Regime-Switching Model, *Seoul Journal of Economics*, **9**, 123–144.
- [44] Lam, P. S. (1990), The Hamilton model with a general autoregressive component, *Journal of Monetary Economics*, **26**, 409–432.
- [45] Mitchell, W. A. (1927), *Business Cycles: The Problem and Its Setting*, New York: NBER.
- [46] Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, **10**, 62–139.
- [47] Peersman, G. and F. Smets (2001), Are the effects of monetary policy in the Euro area greater in recessions than in booms!, European central bank working paper (52).
- [48] Sichel, D. E. (1993), Business cycle asymmetry: A deeper look, *Economic Inquiry*, **31**, 224–236.
- [49] Sichel, D. E. (1994), Inventories and the three-phases of the business cycle, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 269–277.
- [50] Smith, J. H. (2000), *Essays on persistence in the stock market and the business cycle*, Queensland University of Technology, Australia.

-
- [51] Stock, J. H. and M. W. Watson (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.
- [52] Turner, C. M., R. Startz and C. R. Nelson (1989), A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market, *Journal of Financial Economics*, **25**, 3–22.
- [53] Wu, J.-L., S.-L. Chen and H.-Y. Lee (2001), A revisit to inflation uncertainty and real economic activity, working paper.

表 5.1: 季節性單根檢定結果

GDP	$\Pi_1 = 0$	$\pi_2 = 0$	$\Pi_3 = 0$	$\Pi_4 = 0$	$\cap_{34} = 0$	$\cap_{234} = 0$	$\cap_{1234} = 0$
None	4.24	-2.15	-1.65	-2.02	3.39	3.80	7.82
I only	-3.78	-2.09	-1.71	-1.80	3.09	3.51	6.62
I,SD	-3.73	-2.20	-1.53	-2.40	4.06	4.34	7.28
I,Tr	0.05	-2.09	-1.70	-1.81	3.09	3.50	2.63
I,SD,Tr	0.05	-2.20	-1.52	-2.40	4.05	4.33	3.25
Investment	$\Pi_1 = 0$	$\pi_2 = 0$	$\Pi_3 = 0$	$\Pi_4 = 0$	$\cap_{34} = 0$	$\cap_{234} = 0$	$\cap_{1234} = 0$
None	2.93	-1.01	-0.93	-1.20	1.19	1.15	3.16
I only	-3.25	-0.96	-0.81	-1.21	1.08	1.05	3.54
I,SD	-2.99	-4.26	-1.48	-1.76	2.73	8.49	9.48
I,Tr	-1.81	-0.94	-0.81	-1.17	1.04	1.01	1.63
I,SD,Tr	-1.77	-4.25	-1.51	-1.71	2.69	8.41	7.30
Critical Value(5%)	$\Pi_1 = 0$	$\pi_2 = 0$	$\Pi_3 = 0$	$\Pi_4 = 0$	$\cap_{34} = 0$	$\cap_{234} = 0$	$\cap_{1234} = 0$
None	-1.94	-1.95	-1.92	-1.65	3.16	2.72	2.53
I only	-42.87	-1.92	-1.90	-1.66	3.12	2.74	3.38
I,SD	-2.91	-2.89	-3.38	-1.96	6.61	6.04	5.69
I,Tr	-3.44	-1.95	-1.92	-1.66	3.07	2.75	4.13
I,SD,Tr	-3.49	-2.91	-3.41	-1.92	6.57	5.91	6.33

註: I=Intercept, SD=Seasonal Dummy, Tr=trend, 落後期數為四期, 其中 $\Pi_1 = 0$,

$\pi_2 = 0$, $\Pi_3 = 0$, $\Pi_4 = 0$ 為 t 檢定, $\cap_{34} = 0$, $\cap_{234} = 0$, $\cap_{1234} = 0$ 為 F 檢定。

表 5.2: Hamilton 模型的實證結果

Parameters	AR(4)-MLE	HM(1)	HM(2)	HM(3)	HM(4)	HM(5)
μ_1	-0.004 (0.052)	11.864 (0.642)	0.375 (0.127)	12.312 (0.981)	7.051 (0.156)	15.603 (1.244)
μ_0		7.331 (0.470)	-0.709 (0.179)	8.386 (0.925)	5.227 (0.248)	3.661 (1.531)
σ^2	0.407 (0.047)	1.518 (0.117)	0.561 (0.041)	1.803 (0.233)	0.816 (0.088)	5.113 (0.438)
ϕ_1	0.744 (0.078)	0.873 (0.083)	0.620 (0.083)	0.841 (0.131)	0.565 (0.120)	0.485 (0.095)
ϕ_2	0.061 (0.097)	0.008 (0.084)	0.077 (0.105)	0.066 (0.178)	-0.060 (0.140)	0.276 (0.119)
ϕ_3	0.154 (0.099)	0.090 (0.117)	0.153 (0.097)	0.044 (0.173)	0.283 (0.143)	-0.210 (0.104)
ϕ_4	-0.374 (0.080)	-0.325 (0.094)	-0.477 (0.086)	-0.345 (0.121)	-0.746 (0.125)	-0.114 (0.102)
P_{00}		0.812 (0.074)	0.957 (0.030)	0.747 (0.187)	0.981 (0.022)	0.920 (0.041)
P_{11}		0.939 (0.028)	0.928 (0.046)	0.902 (0.060)	0.972 (0.038)	0.907 (0.046)
$\log L$	-148.331	-318.223	-145.059	-244.643	-64.671	-495.070

註: 以上實證的結果是以 Hamilton (1989) 的模型所估計出來的結果, 其中 HM(1) 則是將 GDP 年成長率的資料未經過任何的處理所估計的結果, HM(2) 表示將 GDP 年成長率的資料經過標準化後所估計的結果, HM(3)、HM(4) 則是將 GDP 年成長率的資料採分段估計所得到的結果, 而估計期間分別由 1961Q1~1987Q4 和 1988Q1~2001Q1, HM(5) 則是以投資為替代變數所估計的結果。

表 5.3: 模型之假設檢定

	$H_0 : P_{00} = 1 - P_{11}$	$H_0 : \mu_0 = \mu_1$	
	Wald Test	Wald Test	LR Test
Standardize GDP	194.45	39.68	6.54

註: $\chi^2_{0.05}(1)$ 的顯著水準為 3.841。

表 5.4: Filardo 模型的實證結果

Parameters	FM(2)	FM(3)	FM(4)	FM(5)
μ_1	0.410 (0.105)	12.234 (1.525)	7.138 (0.141)	15.752 (1.442)
μ_0	-0.633 (0.129)	8.476 (1.238)	5.242 (0.192)	3.796 (1.792)
σ^2	0.562 (0.036)	1.739 (0.193)	0.735 (0.076)	5.092 (0.408)
ϕ_1	0.634 (0.079)	0.872 (0.202)	0.551 (0.117)	0.490 (0.094)
ϕ_2	0.043 (0.100)	0.033 (0.264)	0.010 (0.13)	0.295 (0.118)
ϕ_3	0.145 (0.096)	0.038 (0.252)	0.292 (0.141)	-0.194 (0.110)
ϕ_4	-0.499 (0.082)	-0.337 (0.143)	-0.805 (0.122)	-0.111 (0.104)
θ_{p0}	4.438 (1.442)	1.043 (2.385)	6.767 (3.423)	2.440 (0.575)
θ_{q0}	2.955 (0.945)	2.007 (0.738)	2.859 (1.174)	2.282 (0.548)
θ_{p1}	-1.061 (0.534)	-0.495 (0.502)	0.764 (0.410)	-0.223 (0.244)
θ_{q1}	-0.377 (0.479)	-0.104 (0.233)	0.043 (0.141)	-0.021 (0.311)
$\log L$	-142.835	-223.044	-60.271	-494.624

註: 以上實證的結果是以 Filardo (1994) 的模型所估計出來的結果, 其中 FM(2) 表示將 GDP 年成長率的資料經過標準化後所估計的結果, FM(3)、FM(4) 則是將 GDP 年成長率的資料採分段估計所得到的結果, 而估計期間分別由 1961Q1~1987Q4 和 1988Q1~2001Q1, FM(5) 則是以投資為替代變數所估計的結果。

表 5.5: 台灣景氣循環年表

經建會 高峰/谷底	FM(2-1) 高峰/谷底	FM(2-2) 高峰/谷底
1964:Q3/1966:Q1	1965:Q4/1966:Q2	1964:Q3/1966:Q1
1968:Q3/1969:Q4	1969:Q3/1970:Q1	1968:Q3/1970:Q1
1974:Q1/1975:Q1	1973:Q4/1975:Q4	1974:Q4/1975:Q2
1980:Q1/1983:Q1	1979:Q1/1983:Q4	1978:Q3/1983:Q2
1984:Q2/1985:Q3	1984:Q3/1986:Q2	1984:Q1/1985:Q3
1989:Q2/1990:Q3	1990:Q1/1991:Q1	1989:Q2/1990:Q3
1995:Q1/1996:Q1	1995:Q3/1996:Q3	1994:Q4/1996:Q3
1998:Q1/1999:Q4	1998:Q1/1999:Q4	1997:Q4/1999:Q3

註: FM(2-1) 則是使用標準化後的模型並且尋找全期機率在兩個階段間變換的時點, FM(2-2) 則是使用標準化後的模型並且尋找全期機率的最高值 (最低值) 來表示谷底 (高峰) 的時點, NA 則表示找不到合適的時點。

表 5.6: 台灣景氣循環年表 (續)

經建會 高峰/谷底	FM(3) 高峰/谷底	FM(4) 高峰/谷底	FM(5) 高峰/谷底
1964:Q3/1966:Q1	NA/NA		NA/NA
1968:Q3/1969:Q4	NA/1970:Q1		NA/1970:Q2
1974:Q1/1975:Q1	1973:Q4/1975:Q3		1973:Q3/1974:Q3
	1977:Q2/1977:Q4		1976:Q2/1977:Q2
1980:Q1/1983:Q1	1979:Q1/1983:Q4		1981:Q1/1983:Q4
1984:Q2/1985:Q3	1984:Q3/1986:Q2		1984:Q3/1986:Q2
1989:Q2/1990:Q3		1990:Q1/1991:Q1	1990:Q1/1991:Q4
1995:Q1/1996:Q1		1995:Q3/1996:Q3	1993:Q4/1997:Q3
1998:Q1/1999:Q4		1998:Q1/1999:Q4	1998:Q3/1999:Q4

註: 表五則是對應表四的模型並以全期機率來尋找出每一次景氣循環高峰和谷底的時點, NA

表示找不到合適的時點。

表 5.7: 樣本外的預測值

日期	原始值	M-S	TV-MS
199101	-0.147	-0.150	-0.230
199102	1.043	0.522	0.793
199103	1.259	1.065	1.359
199104	0.583	0.958	1.192
199201	1.135	0.861	0.840
199202	0.721	0.697	0.687
199203	0.175	0.368	0.342
199204	0.596	0.336	0.265
199301	0.215	0.249	0.236
199302	0.234	0.235	0.161
199303	0.379	0.424	0.384
199304	0.504	0.345	0.289
199401	0.254	0.561	0.528
199402	0.294	0.440	0.380
199403	0.267	0.370	0.330
199404	0.753	0.331	0.260
199501	0.510	0.696	0.658
199502	0.405	0.611	0.529
199503	-0.009	0.440	0.476
199504	-1.033	-0.476	-0.039
199601	-0.738	-0.787	-0.631
199602	-0.429	-0.630	-0.489
199603	-0.331	-0.317	-0.176
199604	0.405	0.213	0.341
199701	0.037	0.363	0.650
199702	-0.180	0.061	0.318
199703	0.267	0.036	0.213
199704	0.307	0.115	0.209
199801	-0.547	-0.042	0.223
199802	-0.830	-0.467	-0.367
199803	-1.546	-0.993	-0.953
199804	-2.065	-1.588	-1.607
199901	-1.546	-1.681	-1.707
199902	-0.061	-0.461	-1.014
199903	-1.204	-0.695	-0.080
199904	-0.048	-0.371	-0.351
200001	0.931	0.486	0.325
200002	-0.705	0.076	0.068
200003	0.083	-0.025	-0.132
200004	-1.592	-0.411	-0.374
200101	-3.576	-1.980	-1.999
MSE		0.180	0.259

表 5.8: 亞洲四小龍 Hamilton 模型的實證結果

參數	香港	香港 (標準化)	南韓	南韓 (標準化)	新加坡
μ_1	4.001 (0.654)	0.308 (0.275)	12.511 (1.456)	1.274 (0.302)	7.866 (0.512)
μ_0	-0.456 (0.394)	-0.526 (0.335)	6.310 (1.303)	-0.225 (0.238)	3.042 (0.695)
σ^2	1.178 (0.111)	0.543 (0.051)	2.202 (0.223)	0.511 (0.047)	1.371 (0.114)
ϕ_1	0.884 (0.133)	0.771 (0.139)	0.990 (0.125)	0.975 (0.107)	0.715 (0.106)
ϕ_2	0.059 (0.177)	0.077 (0.158)	0.019 (0.193)	0.031 (0.141)	0.201 (0.145)
ϕ_3	-0.177 (0.163)	-0.100 (0.151)	-0.241 (0.189)	-0.248 (0.150)	0.305 (0.128)
ϕ_4	-0.200 (0.106)	-0.227 (0.128)	-0.020 (0.123)	-0.016 (0.110)	-0.543 (0.098)
P_{00}	0.934 (0.056)	0.969 (0.042)	0.696 (0.253)	0.641 (0.245)	0.943 (0.028)
P_{11}	0.978 (0.023)	0.967 (0.043)	0.922 (0.045)	0.933 (0.035)	0.732 (0.131)
$\log L$	-118.230	-59.161	-289.628	-117.467	-154.315

註: 以上實證的結果是以 Hamilton (1989) 的模型所估計出來的結果, 其中香港 (標準化) 和南韓 (標準化) 表示將香港和南韓的資料以 1987 年第四季為切割點再經過分段標準化的處理後所估計出來的結果。

表 5.9: 香港、南韓景氣循環年表

NSO 高峰/谷底	Kim (1996) 高峰/谷底	南韓 (標準化) 高峰/谷底	香港 (標準化) 高峰/谷底
		1973:Q3/1975:Q1	
		1976:Q2/1977:Q1	
1979:Q1/1980:Q3	1979:Q1/1980:Q3	1978:Q1/1980:Q4	
NA/NA	1981:Q3/1982:Q2	NA/NA	
1984:Q1/1985:Q3	1984:Q2/1985:Q2	1983:Q3/1985:Q1	1984:Q1/1985:Q3
1988:Q1/1989:Q3	1988:Q1/1989:Q2	1988:Q1/1989:Q3	1988:Q4/1990:Q1
1991:Q1/1993:Q1	1991:Q4/1993:Q1	1991:Q2/1992:Q4	1995:Q1/1996:Q3
		1995:Q2/1998:Q4	1997:Q3/1998:Q4
		1999:Q4/	

註: 表十一是以全期機率來尋找出每一次景氣循環高峰和谷底的時點, NA 表示找不到合適的時點, 而空白之部分表示資料缺乏。

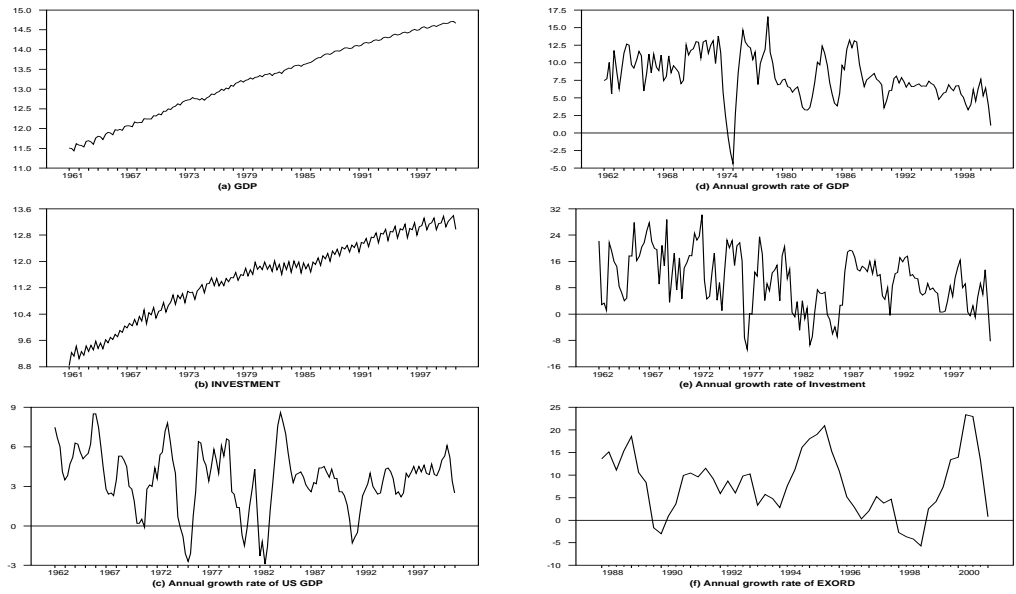


圖 5.1: 實證變數的原始趨勢圖及其成長率。

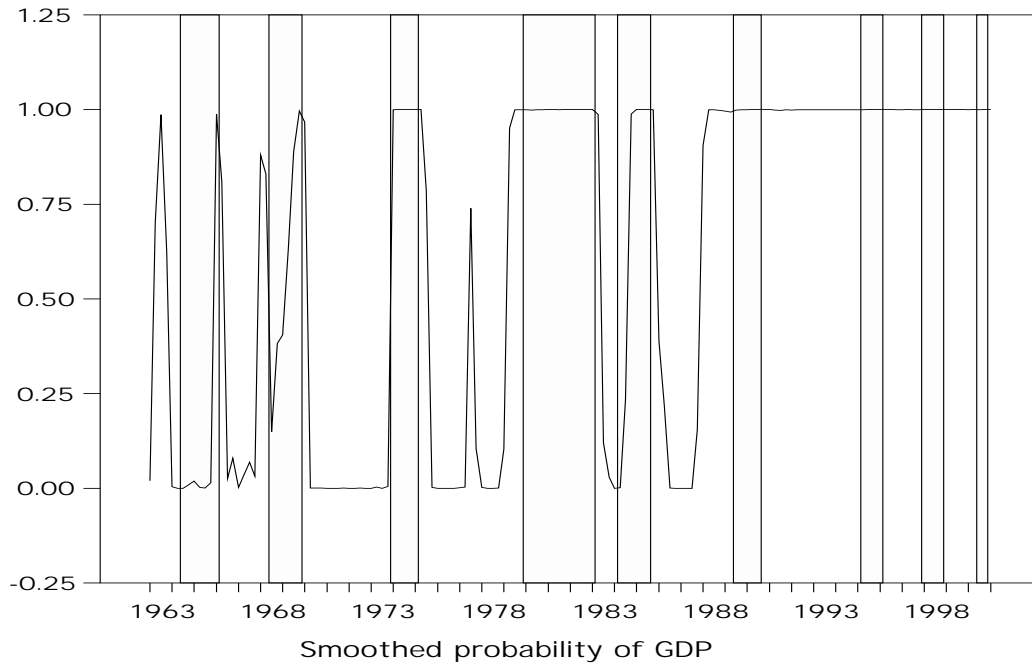


圖 5.2: Hamilton 模型的全期機率圖形。

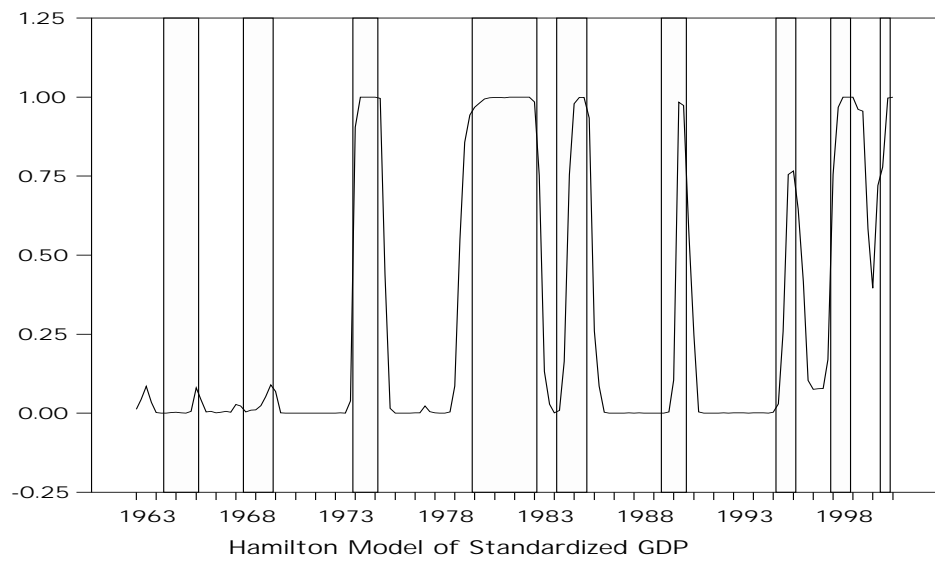


圖 5.3: 標準化後 Hamilton 模型的全期機率圖形。

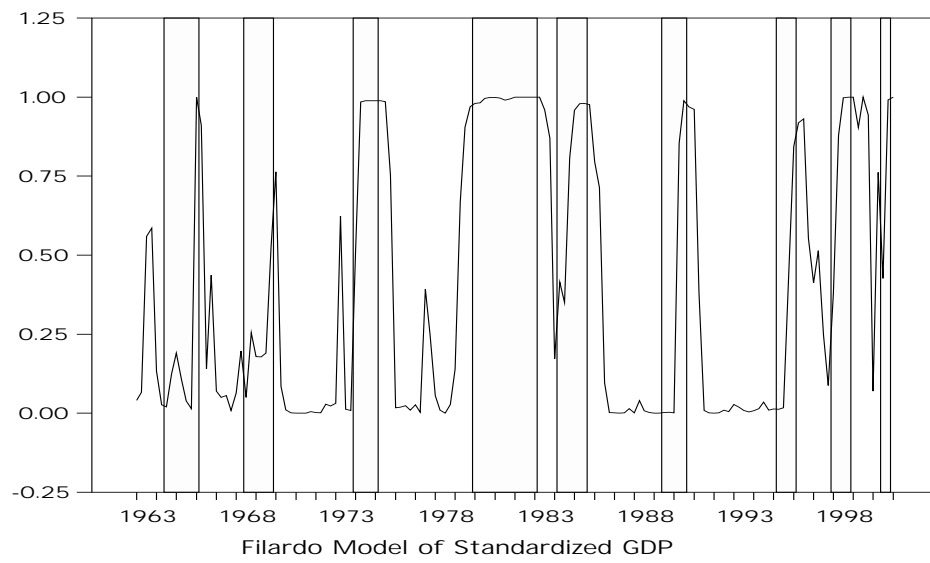


圖 5.4: 標準化後 Filardo 模型的全期機率圖形。

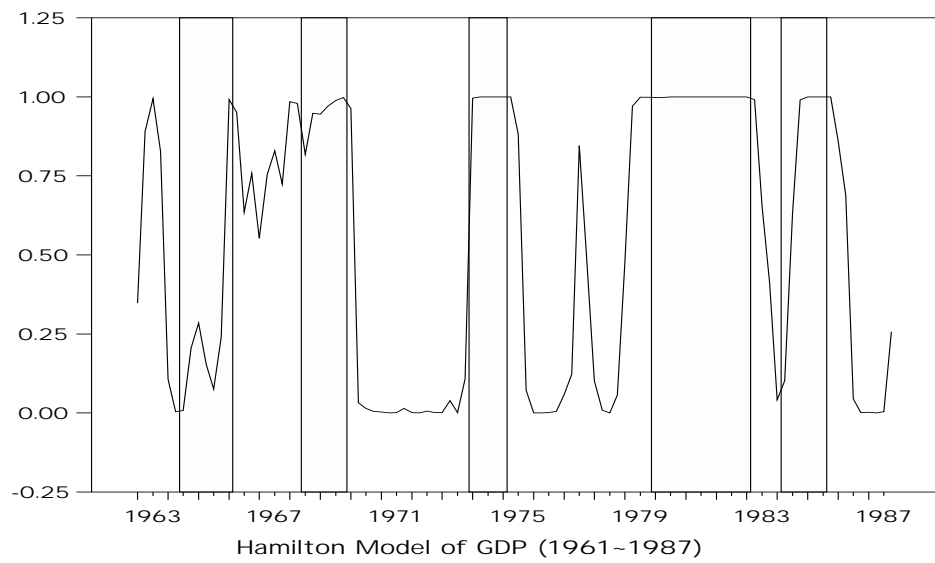


圖 5.5: 分段估計 (1962~1987) Hamilton 模型的全期機率圖形。

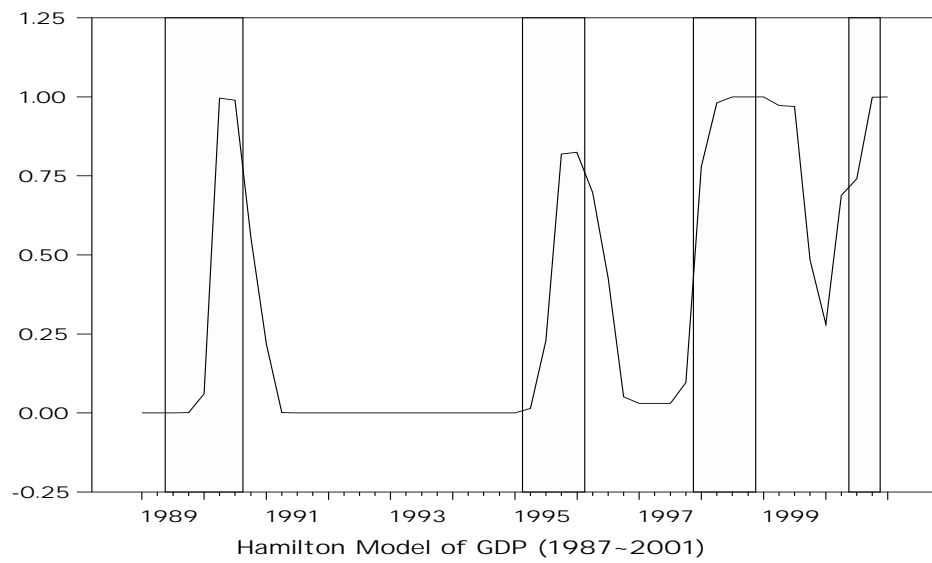


圖 5.6: 分段估計 (1988~2001) Hamilton 模型的全期機率圖形。

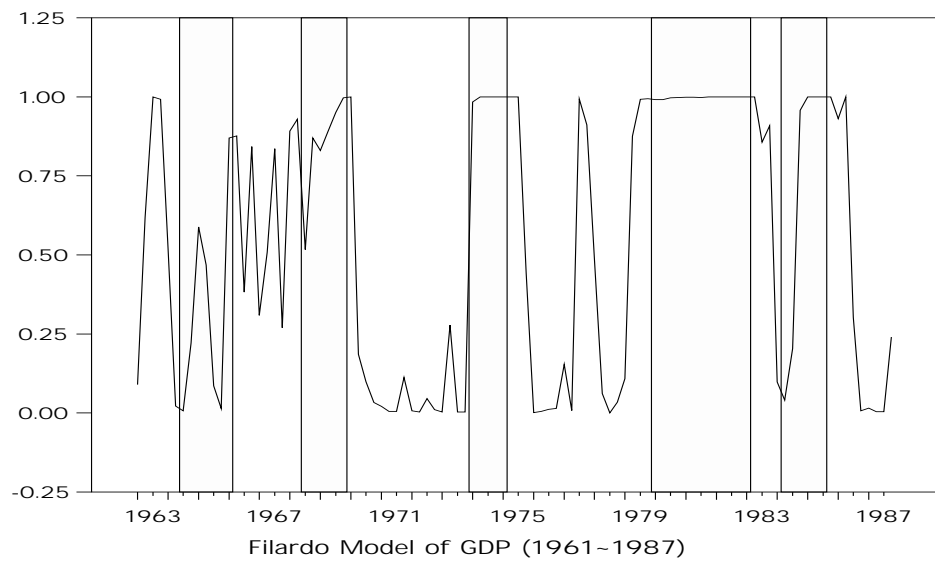


圖 5.7: 分段估計 (1962~1987) Filardo 模型的全期機率圖形。

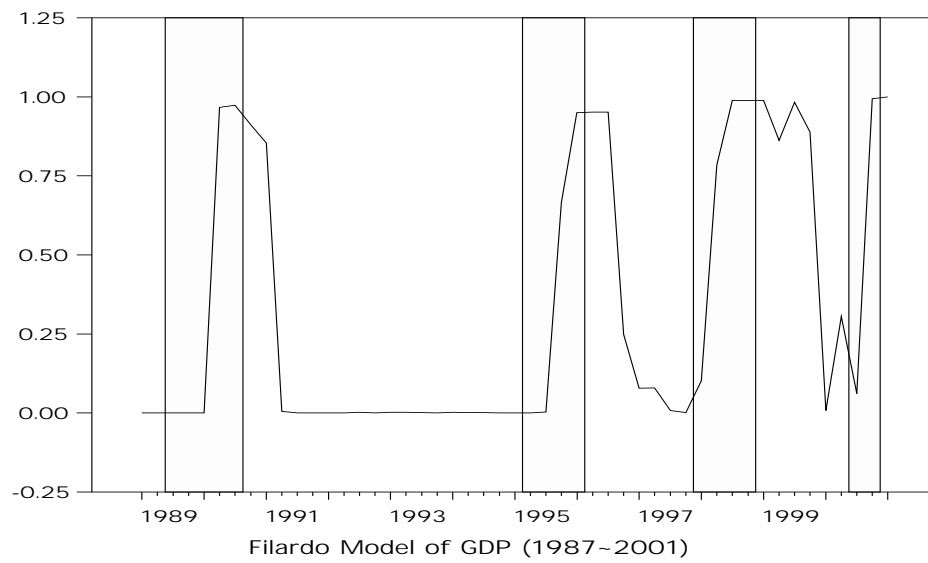


圖 5.8: 分段估計 (1988~2001) Filardo 模型的全期機率圖形。

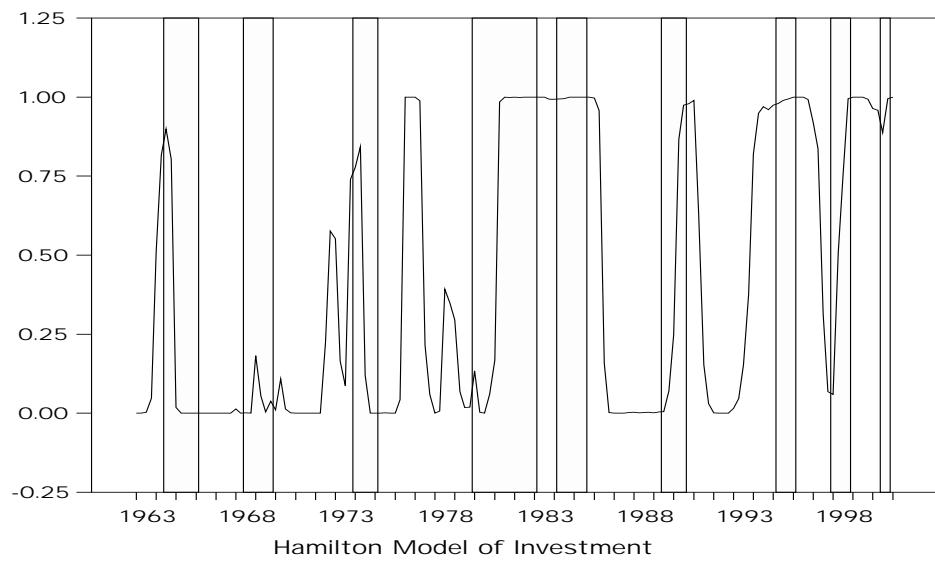


圖 5.9: 以投資為替代變數 Hamilton 模型的全期機率圖形。

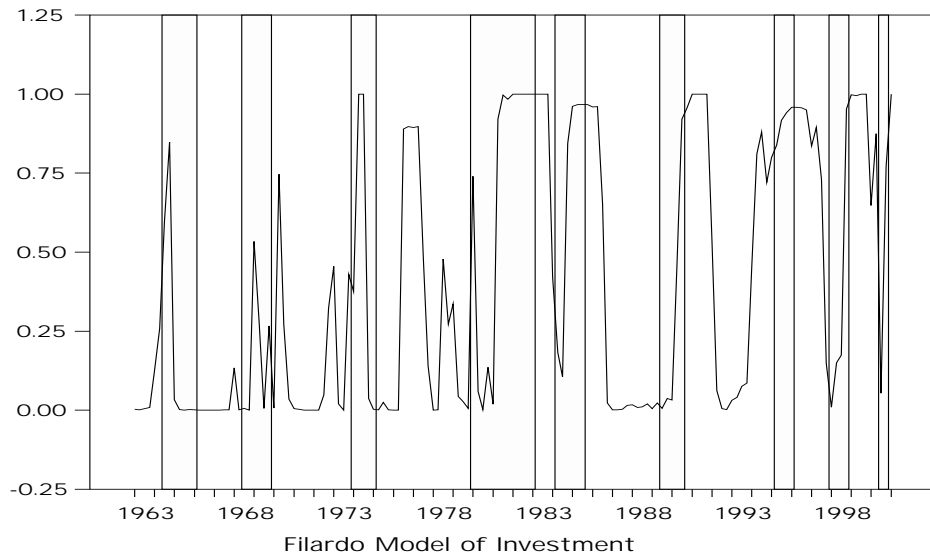


圖 5.10: 以投資為替代變數 Filardo 模型的全期機率圖形。

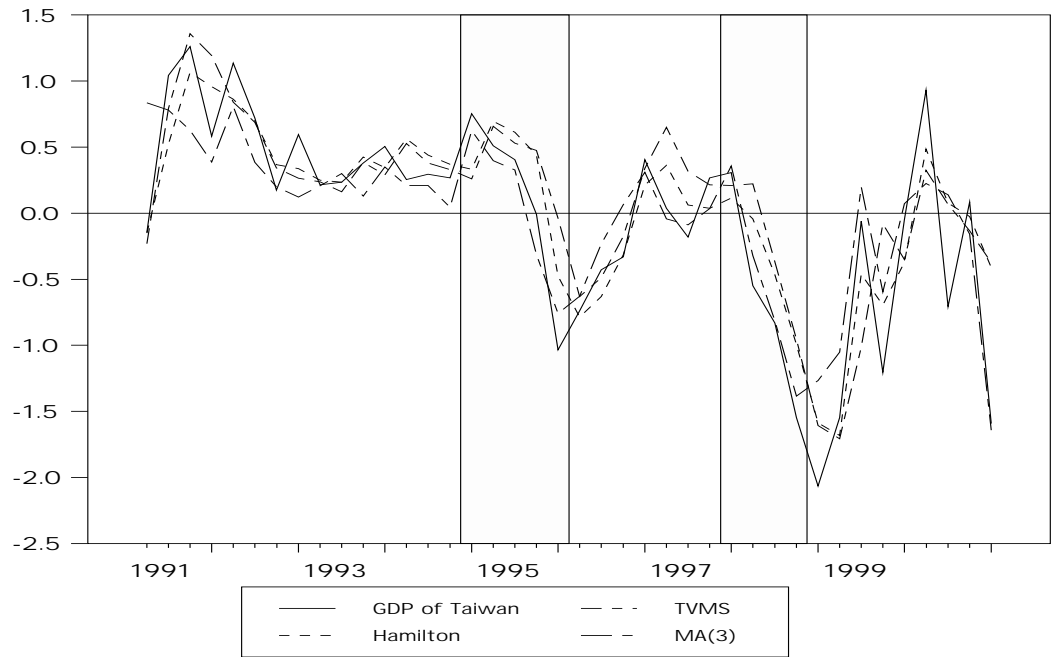


圖 5.11: 樣本外預測之比較。

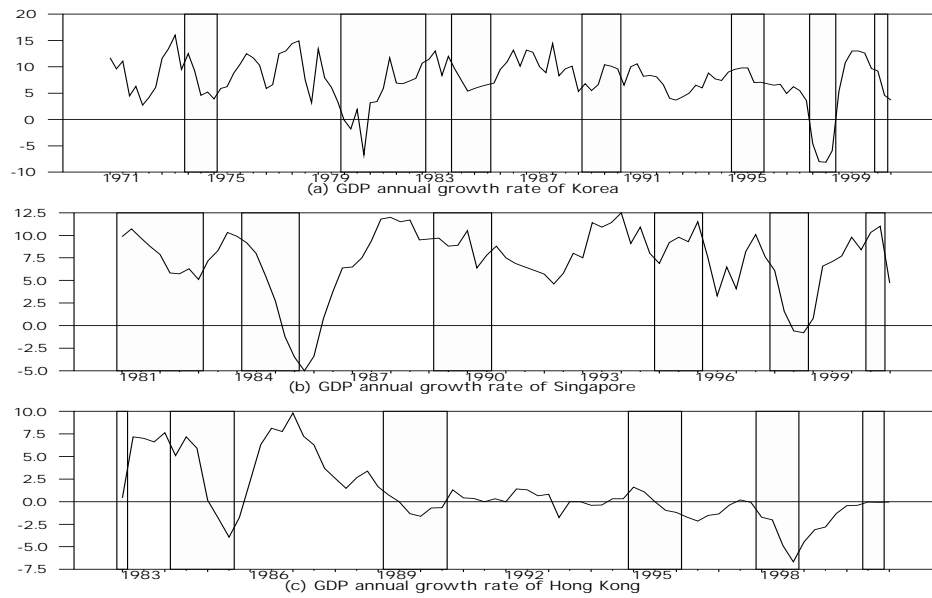


圖 5.12: 南韓、新加坡、香港 GDP 年成長率的原始趨勢圖。

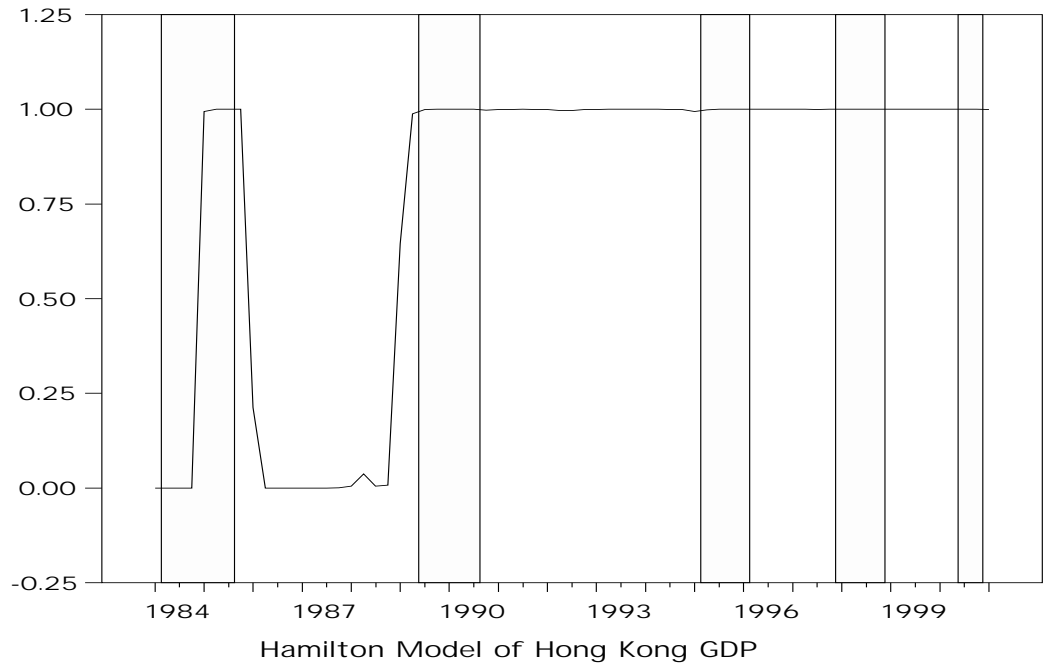


圖 5.13: 香港 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。

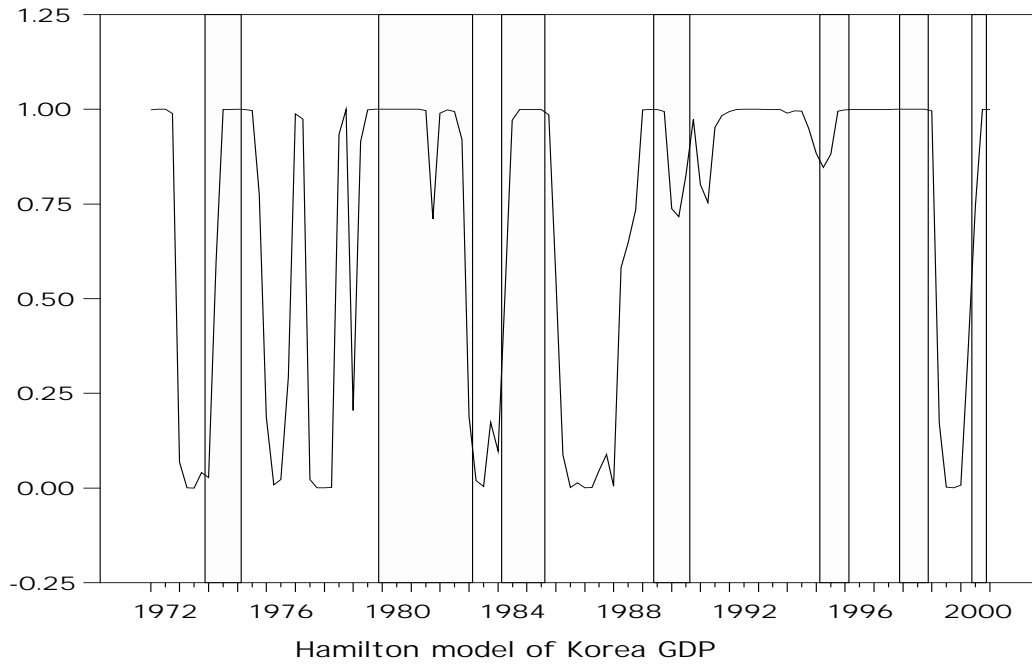


圖 5.14: 南韓 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。

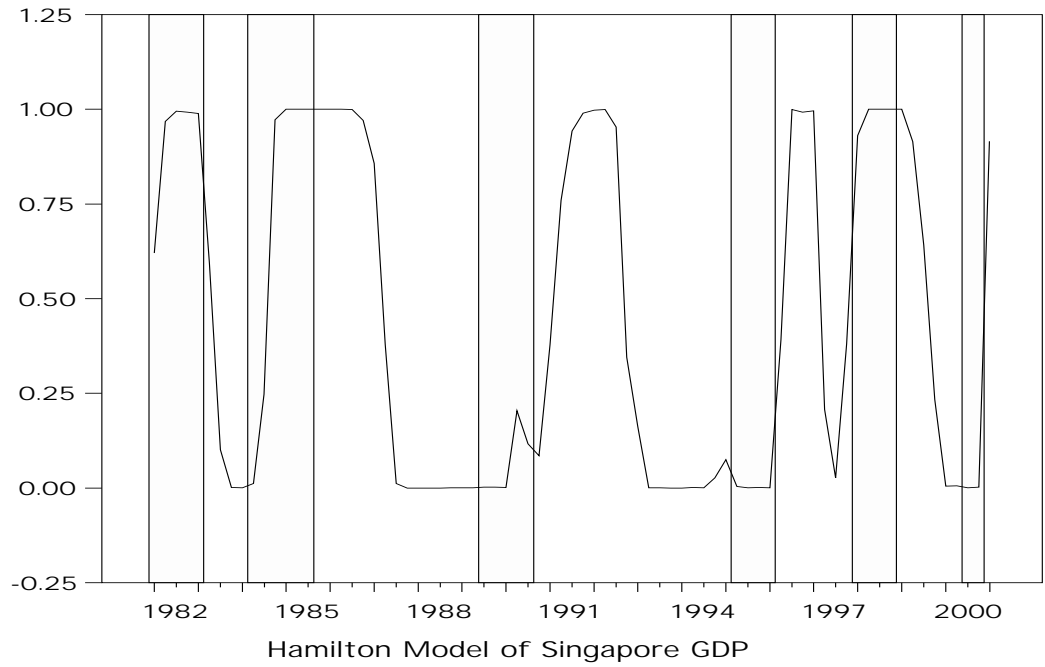


圖 5.15: 新加坡 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。

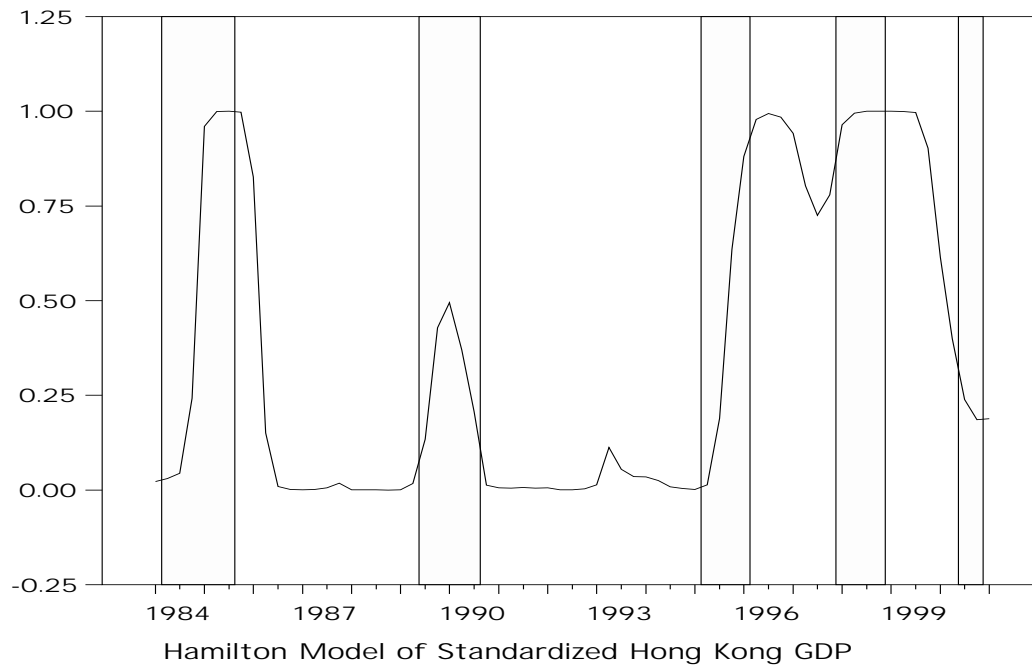


圖 5.16: 標準化後香港 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。

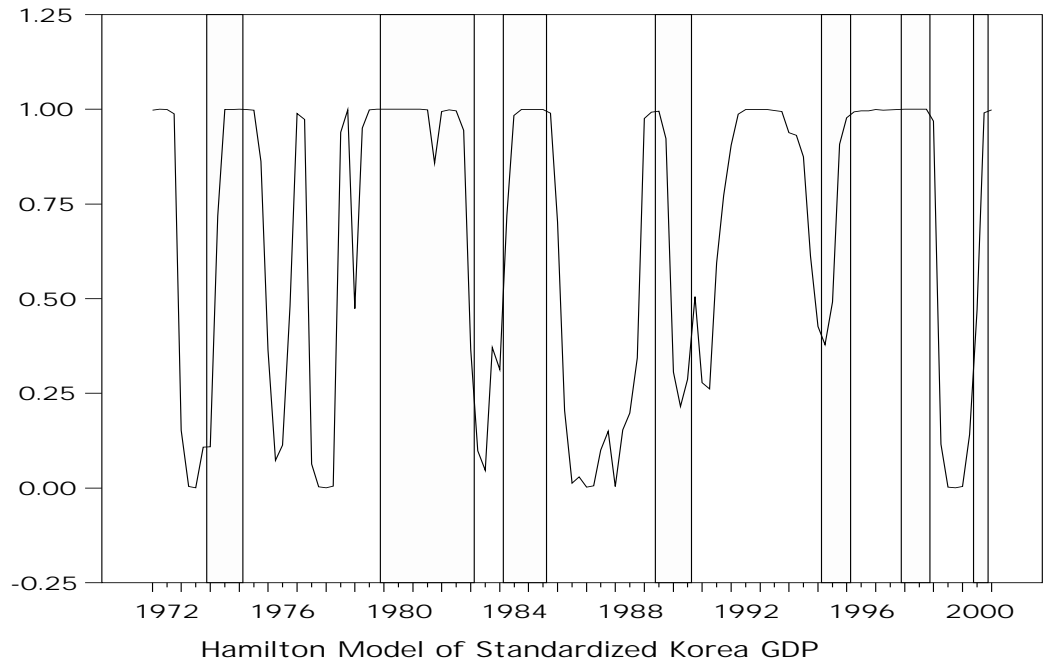


圖 5.17: 標準化後南韓 (GDP) Hamilton 模型的全期機率圖形。