

歐肯法則與台灣之景氣循環-雙變量馬可夫轉換模型與 Gibbs Sampling 之應用

陳育仁

張瑞真

南華大學財務管理研究所碩士生

南華大學財務金融系副教授

摘要

本文根據歐肯法則(Okun's Law)，利用雙變量馬可夫轉換模型(Markov Switching Model)與 Gibbs Sampling 來捕捉台灣之景氣循環並加以檢視歐肯法則(Okun's Law)在台灣是否成立。實證結果顯示，考量台灣經濟有結構性的轉變之後，以雙變量馬可夫模型結合 Gibbs Sampling 可充份掌握景氣循環的特徵，歐肯法則在台灣是成立的。政府當局可針對產出與失業之抵換關係，衡量其間的相對成本，作為經濟發展政策之參考點。

關鍵詞：歐肯法則、景氣循環、馬可夫轉換模型、Gibbs Sampling

壹、前言

經濟大環境的繁榮與衰退與我們的生活息息相關，而景氣循環向來是經濟學家、政府單位以及社會大眾所關心的議題。一般將經濟擴張和衰退間的波動現象稱為景氣循環，也就是景氣擴張與收縮交替出現的週期性循環變動過程。而 Diebold and Rudebusch (1996) 依照 Burns and Mitchell 的定義解釋景氣循環，其認為景氣循環模型應該要同時將總體經濟變數間的共同波動與各種狀態的依存關係表現出來，反應了整個經濟體的運作現象，如產業之興盛及衰退、勞動人口雇用、儲蓄及投資、進出口、政府投資...等。也因為人們的經濟以及投資行為和景氣循環有密切的關係，所以在學術界之中，景氣循環之轉折點和擴張期、衰退期的認定便成為其致力研究的議題。

我國行政院經建會依循美國國家經濟研究局(National Bureau of Economic Research; NBER)所制定的方法與程序來認定台灣的景氣循環期間，自 1960 年以來，至今已公佈了十次景氣循環。然而 NBER 的判定方法並不是客觀地由特定之模型來決定，而是以主觀的一套標準與程序來認定，選取所得、交易、就業及生產等四大經濟部門之代表性指標，綜合代表該國總體經濟之波動，但指標編制缺乏經濟理論且未對於共同波動有所定義。雖然經建會所公佈的每一次循環對於廠商以及政府部門都具有一定的參考價值，但在學術上，仍然傾向使用計量模型對景氣循環加以描述與認定。

經濟學家歐肯(Oken, 1962)在研究美國經濟時發現，發現失業率每上升 1%，實質 GDP 會下降 3%，即失業率與經濟成長率間具有抵換關係(trade-off)，這一經濟成長與失業間的動能關聯性稱之為歐肯法則(Okun's Law)。其可衡量因景氣循環所造成之失業和產出變動間的關係，長久以來被經濟學者視為具一貫性的經濟關係，其有助於政府當局衡量產出與失業間的相對成本，作為政策評估與預測。然而，因為經濟結構、制度面

與文化的差異造成了此種抵換關係並非適用於世界各國，經濟的發展與社會的進步可能會破壞此規律，而研究歐肯法則在台灣是否成立，將是本文要探討之重點。

過去探討歐肯法則的文獻(Prachowny, 1993和Adams and Coe, 1990)大多著眼於歐美等國的經濟情況，著墨於台灣的相關文獻則是付之闕如，因此本文根據歐肯法則(Okun's Law)，利用近來相當熱門的雙變量馬可夫轉換模型(Markov Switching Model)與Gibbs Sampling來捕捉台灣之景氣循環狀況並加以檢視歐肯法則(Okun's Law)在台灣是否成立，期能更加了解台灣景氣循環的特性，作為政府當局政策制定之參考。

貳、相關理論文獻探討

Diebold and Rudebusch(1996)定義解釋景氣循環，其認為景氣循環模型應該要同時將總體經濟變數間的共同波動與各種狀態的依存關係描繪出來 Sims(1980)採多變量自我回歸模型將總體變數間的相互影響放入模型中刻劃景氣循環象。雖然 VAR 可以很清楚的表現總體變數間的相互波動，但是為了達到這個目的，所付出的代價就是必須增加許多參數，使自由度過少將缺乏可信度。傳統計量上的混合模型已經可以描述不同狀態，但是此模型假設各期資料之間相互獨立卻不符合時間序列資料的特性。直到Hamilton(1989)以單變量馬可夫轉換模型利用GNP的成長率來捕捉美國景氣循環在經濟高成長和低成長之間的非線性轉換後，馬可夫轉換模型就成了描述景氣循環中多狀態現象的熱門模型。其不僅描繪出不同狀態之持續性且清晰地說明了前後期的波動是相關的。

近年來也有許多學者研究台灣的景氣循環，例如林向愷、黃裕烈和管中閔(1998)，Huang(1999)及饒秀華、林修葳和黎明淵(2000)採用了單變量馬可夫模型，雖然能刻畫各種狀態的相互關係，但是對於變數間的波動資訊卻受限於單變量而無法掌握。Chen and Lin(1999a)採用多變量動態因子模型來認定台灣的景氣循環，他們所使用的實質面總體變數為國內生產毛額、私人消費、固定資本形成毛額及出口，估計方法則使用Kim(1994)近似的最大概似估計法。但他們的研究卻顯示，使用多變量動態因子對於1990年以後台灣景氣循環的認定並無明顯助益，和經建會所公佈的景氣循環有很大的差異。Chen and Lin(1999b)則以實質國內生產毛額及實質私人消費為變數，資料期間為1961年第一季到1998年第四季，分別使用兩狀態及三狀態下雙變量馬可夫轉換模型，以Expectation Maximization algorithm為估計方法分析台灣景氣現象。其結果顯示以兩狀態雙變量馬可夫轉換模型仍無法區分1990年以後的台灣景氣情況，若採用三狀態的模型，其估計結果顯示出1990年代低成長狀態的時點大致符合經建會所公佈的第七次和第八次的衰退期，而1990年其餘時點則屬於中成長狀態，經濟呈現高成長狀態已不復見。然而，也因為允許景氣呈現了三種成長狀態，導致在1983年至1986年長時期處於中成長狀態，而無法認定經建會所公佈的第六次景氣循環。因此，採用三狀態模型雖然可以描述1990年以後的景氣現象，但也因為狀態增加混淆了部分1990年以前的景氣循環現象。

在探討歐肯法則的文獻方面，Prachowny(1993)擴展了 Adams and Coe(1990)與Gordon(1984)的季資料來探討歐肯法則在美國的情形。實證說明了美國呈現較弱的抵換關係。Attfield and Silverstone(1997)以 Stock and Watson(1993)之最小動態平方法也說明了歐肯關係在美國是成立的。Lee(2002)使用了三種分離趨勢之方法(HP Filter, Kalman

Filter 和 Beveridge-Nelson 分解法)估計了 16 個 OECD 國發現大部分的國家中歐肯關係是穩健的。由上述可知，過去探討歐肯法則的文獻大多著眼於歐美等國的經濟情況，著墨於台灣的相關文獻則是付之闕如，因此，希望藉由本研究之實證結果能使我們更加了解台灣景氣循環的特性。

再者，由於模型漸漸地複雜化，估計參數或狀態變數就必須使用較有技巧的估計方法。Kim and Nelson (1998) 以 Gibbs sampling 作為估計 Diebold and Rudebusch(1996)模型的方法，由於使用 Gibbs sampling 估計出來的結果將不再只是趨近真實參數，而可視為由真實母體獲得的參數，再加上執行上的便利，使得 Gibbs sampling 成為近年來相當受重視的估計方法。Gibbs sampling 利用模擬方法避免了複雜的運算，且有良好的收斂性質，此外，Gibbs sampling 估計方法較不受限資料的多寡，對於資料較少時仍能捕捉到一定程度參數的母體特性。因此本文採用此法來作為模型中參數的估計方法。

綜合言之，一些學者(Friedman, 1988和Altig and Rupert, 1997)相信失業與產出之關係已發生了結構性轉變(structural change)，若忽略此屬性，不易捕捉到景氣循環的衰退與成長狀態，徐世勛和管中閔(2002)針對此種情形，加入了結構轉變的檢定，並使用雙變量馬可夫模型，以及GDP與就業人數為替代變數，針對1990年後捕捉其景氣循環，但是為何選取此兩種變數則是立論未深。因此，本文於理論上根據歐肯法則(Okun, 1962)，選定GDP與失業率做為我們的雙變量馬可夫的變數，考慮了結構性轉變後，再利用Gibbs sampling之抽樣法，可將估計出來的結果視為由真實母體獲得的參數，期能更準確刻畫出台灣之景氣循環，藉由歐肯法則運用到景氣循環之估計時，可作為政府衡量產出與失業間相對成本的參考依據。

參、研究方法

3.1 資料範圍及來源

本研究為了捕捉景氣循環及歐肯法則在台灣的穩健性，首先以ADF單根檢定檢驗資料是否為穩定序列，再來採用雙變量馬可夫模型分析資料，並使用Gibbs sampling估計馬可夫模型的參數。在變數選擇方面，根據歐肯法則與上述選取了未經季節調整的實質GDP與失業率，實質GDP與失業率的資料是以1979年第一季到2001年第四季，共有92筆資料，之後取對數對季節做差分即為年成長率，最後以實質GDP與失業率的年成長率作為雙變量馬可夫模型的變數。

未經季節調整的實質GDP與失業率的資料來源是取自教育部電子計算中心的AREMOS的「台灣地區國民所得資料庫」(NIAQ)及「台灣地區人力資源統計資料庫」(MAN)與行政院主計處網站所公佈的統計資料。

3.2 研究模型

3.2.1 馬可夫轉換模型

馬可夫轉換模型係由 Hamilton 首先提出，Hamilton 設計出一階馬可夫轉換模型，模型中假設狀態有不同分配，序列資料依照本身的特性，自行決定所在區間的分配狀態，相較於給定狀態變換時間或變換水準的模型，更能依照資料特性來做狀態之間的轉換，以充份解釋利率的動態行為。當我們懷疑樣本是來自不同狀態下的母體時，我們會利用混和模型的方法來表現一組樣本可能選自不同狀態下的母體特性。但是傳統混合模型中假設各期的狀態間是獨立的變數。當我們認為資料的各期間具有持續性的情況時，此時傳統混合模型就無法適用。而馬可夫轉換模型就是延伸自混合模型的概念，且可以表現出資料期間具有持續性的情況。

假設 S_t 為 t 期狀態，若有 N 種不同狀態，轉換機率為：

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}$$

此轉換機率代表由 $t-1$ 期的狀態 i 變成 t 期的狀態 j 的機率值，僅與 $t-1$ 期的狀態 i 有關，而與在 $t-1$ 期之前的狀態並無關係。我們將具有此種特性的隨機過程稱為馬可夫過程或馬可夫性質，可區分出景氣循環中多狀態的現象。若此隨機狀態變數不但具有馬可夫過程的特性，而且狀態變數為有限且可數的數值，則將此隨機過程稱為一階馬可夫鏈。即當期狀態 S_t 出現的機率取決於上一期 S_{t-1} 所處的狀態狀態。同理若轉換機率由 $t-1$ 期的狀態 i 變成 t 期的狀態 j 的機率值，與前面 $t-1$ 到 $t-N$ 期的狀態有關，則稱為 N 階馬可夫鏈。而包含所有狀態轉換機率的矩陣，我們稱之為轉換機率矩陣：

$$H = \begin{bmatrix} P_{11}P_{21} \cdots P_{N1} \\ P_{12}P_{22} \cdots P_{N2} \\ \vdots \\ P_{1N}P_{2N} \cdots P_{NN} \end{bmatrix}$$

共有 $N \times N$ 各參數在移轉機率矩陣裡。給定上一期的狀態，下一期所有可能的狀態機率和為 1。亦即，矩陣 H 中的每一行加總和為 1，即：

$$P_{11} + P_{12} + \cdots + P_{1N} = 1$$

本文假設狀態變數 S_t 為兩種狀態且一階馬可夫過程，當 S_t 等於 1 表示經濟狀態處於低成長期， S_t 等於 0 表示處於高成長期，且假設狀態轉換機率矩陣中的機率為固定，已固定參數加以估計。本研究依據歐肯法則，選擇了實質 GDP 與失業率的年成長率作為雙變量馬可夫轉換模型中的變數。

3.2.2 Gibbs Sampling

由於模型漸漸地複雜化，估計參數或狀態變數就必須使用較有技巧的估計方法。Kim and Nelson (1998) 以 Gibbs sampling 作為估計 Diebold and Rudebusch (1996) 模型的方法，由於使用 Gibbs Sampling 估計出來的結果將不再只是趨近真實參數，而可視為由真實母體獲得的參數，再加上執行上的便利，使得 Gibbs Sampling 成為近年來相當受重視的估

計方法，所以本文採用 Gibbs Sampling 作為本研究的模型參數估計方法。如果將一個模型中的所有參數假設為隨機變數，我們自然希望了解這些參數的聯合分配。我們若能掌握這些聯合分配的特性，就可以將期望值當作模型中的參數值，以反映參數的母體特性。然而，這個真實的聯合分配形勢可能是未知的或是相當複雜的。

Gibbs Sampling 是馬可夫鍊蒙地卡羅模擬法的一種，不管是否掌握真實母體分配的確切形式，它都可以產生一連串參數分配實現值，而這些實現值可視為從母體分配中所抽取的樣本，我們可藉這些樣本來描述真實母體分配的特性。

首先任意給定所有欲估參數的起始值 $\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_k^{(0)})$ 。令 $i=1$ ，並依下列所示的 k 個步驟反覆執行 T 次：

1. 從完全條件分配 $\pi(\theta_1 | Y, \theta_2^{(i-1)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)})$ 中抽取一個樣本值，記為 $\theta_1^{(i)}$ ，並更新後續

步驟中的所有 $\theta_1^{(i-1)}$ 為 $\theta_1^{(i)}$ 。

2. 從完全條件分配 $\pi(\theta_2 | Y, \theta_1^{(i-1)}, \theta_3^{(i-1)}, \dots, \theta_k^{(i-1)})$ 中抽取一個樣本值，記為 $\theta_2^{(i)}$ ，並更新後續

步驟中的所有 $\theta_2^{(i-1)}$ 為 $\theta_2^{(i)}$ 。

:

k. 最後從完全條件分配 $\pi(\theta_k | Y, \theta_1^{(i)}, \theta_2^{(i)}, \dots, \theta_{k-1}^{(i)})$ 中抽取一個樣本值，記為 $\theta_k^{(i)}$ 。如此我們

就得到一組參數值 $\theta^{(i)} = (\theta_1^{(i)}, \theta_2^{(i)}, \dots, \theta_k^{(i)})$ 。

重複上述的循環 T 次後，可得到 T 組參數分配的實現值 $\theta^{(1)}, \theta^{(2)}, \dots, \theta^{(T)}$ ，這些實現值稱為 Gibbs 數列。將這 T 組數值依序帶入每一個部分參數的完全條件分配中，也可以得到每一個部分參數的 T 個完全條件分配，如 θ_2 的 T 個完全條件分配為 $\pi(\theta_2 | Y, \theta_1^{(i)}, \theta_3^{(i)}, \dots, \theta_k^{(i)}), i=1, \dots, T$ 。有了這些結果，就可依據 Gibbs Sampling 的性質，對參數分配本身或參數分配的各階動差進行估計。Gibbs Sampling 不斷的更新和代謝各組參數的完全條件分配，最後得到 Gibbs 數列作為估計時的主要依據。這些計算結果不但避開了繁複的計算，且都具有母體的特性，在執行的過程中，仍有一些細節值得提出來討論。

首先，為了使收斂速度加快，可將模型參數依照相近性質分為 k 組，再進行分析，以迴歸模型為例，我們可以將關於變異數的參數列為一組，而斜率項的係數分為另一組。

其次，這 k 組參數的完全條件分配必須為已知的，這是保證其聯合分配是唯一所必

須滿足的條件，也是執行 Gibbs Sampling 所不可缺少的。當然，在實證上完全條件分配的獲得已經比聯合分配要容易的多，Gelfand and Smith(1990)更提及某一參數的完全條件分配通常都假設只和鄰近的部分參數有關，更精確的說，對於 k 組參數 $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$ ，其完全條件分配可定義為：

$$\pi(\theta_i | Y, \theta_j; j \neq i) \equiv \pi(\theta_i | Y, \theta_j; j \in S_i), i = 1, \dots, k$$

其中 S_i 是指 $\{1, 2, \dots, k\}$ 中 i 的鄰近子集合。才能將 $\theta^{(i)}, i > N$ 之後所抽取出的數值視為從真實分配中所抽取的樣本點，也就是我們所關心的話題。一般來說，通常 N 值取 1000 或 2000 即可。

有了各組參數的事後條件分配後，任意給定起始值之後即可執行 Gibbs Sampling。在每一次的執行循環當中，由均勻分配隨機抽取之數值若其條件機率大於 0.5 就歸為低成長狀態，當每一次循環的狀態能夠認定之後就可得到其他組參數之條件事後分配。再經由隨機抽取樣本點後可得到 Gibbs 數列，即可估計各組參數事後分配的期望值來作為本研究模型中參數之估計值。

肆、實證分析

本研究分析的資料是未經季節調整的實質 GDP 與失業率，實質 GDP 與失業率的資料是以 1979 年第一季度到 2001 年第四季的資料，取對數對季節做差分即為年成長率，以實質 GDP 與失業率的年成長率作為分析的變數。

我們將實質 GDP 與失業率的年成長率的樣本平均數、樣本標準差和其相關係數列於表一。

表一 GDP 與就業人數的基本統計量

| 期間 | GDP 年成長率 | | 失業率年成長率 | | 相關係數 |
|---------------|----------|-------|---------|-------|-------|
| | 平均數 | 標準差 | 平均數 | 標準差 | |
| 1979Q1~2001Q4 | 7.049 | 2.284 | 2.55 | 1.304 | 0.285 |
| 1979Q1~1989Q4 | 7.810 | 2.737 | 3.73 | 1.356 | 0.383 |
| 1990Q1~2001Q4 | 6.191 | 1.166 | 7.44 | 0.842 | 0.527 |

資料來源：本研究整理

若未判斷迴歸誤差變數是否為定態序列，就進行迴歸模型估計分析，可能產生假性迴歸的情形，使得我們藉由計量模型所配適出的結果將不具有任何實質的經濟意義。為避免此一問題發生造成實證錯誤，所以我們必須先探討變數是否恆為定態，也就是檢驗資料中的各項經濟變數是否存在單根的現象。目前實證上常用的單根檢定為

Augment-Dicky-Fuller(ADF)檢定、Phillips-Perron(PP)檢定，因此本研究採用 ADF 檢定與 PP 檢定檢驗變數是否具有單根。接著利用 ADF 檢定實質 GDP 與失業率的年成長率是否具有單根，然後再根據 Ljung-Box Q 統計量決定適當的 ADF 迴歸，利用不同階次的 Q 統計量檢查各個 ADF 迴歸是否具有白噪音，在殘差具有白噪音的迴歸中選擇最精簡的單根檢定模型。從表二 ADF 檢定中，實質 GDP 與失業率分別在 5% 的顯著水準及 1% 顯著水準下拒絕其為單根的虛無假設。而在 PP 檢定中，實質 GDP 與失業率在 5% 及 1% 的顯著水準下拒絕其為單根的虛無假設，因此實質 GDP 和失業率皆可被視為定態數列，可用於馬可夫轉換模型。

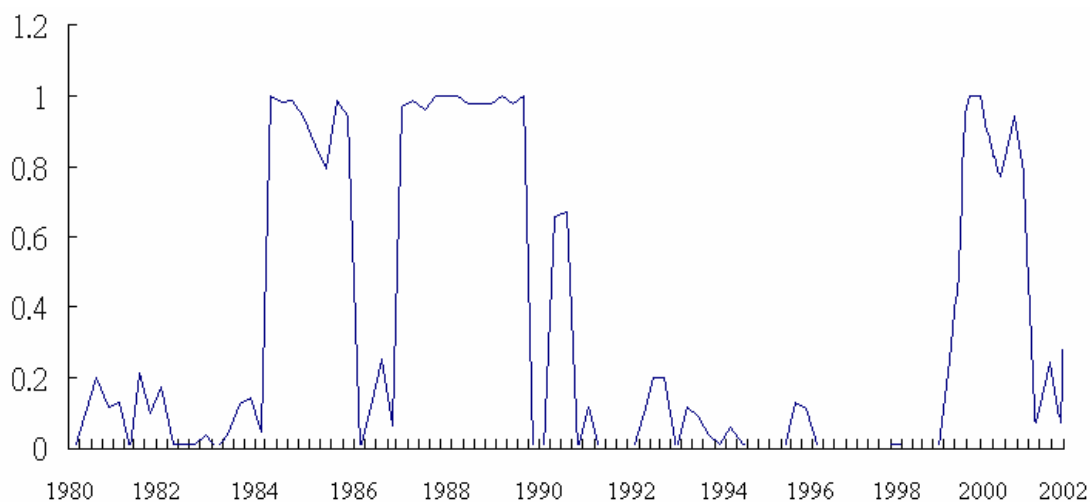
表二 實質 GDP 與失業率單根檢定表

| 變數 | 落後期數 | ADF 統計量 | 落後期數 | PP 統計量 |
|--------|------|-----------|------|-----------|
| 實質 GDP | 3 | -3.043** | 3 | -3.151** |
| 失業率 | 1 | -3.788*** | 3 | -3.906*** |

註：表格內為統計 t-value。***則表示 1% 統計的顯著水準，**表示 5% 統計的顯著水準。

資料來源：本研究整理

再來利用雙變量馬可夫轉換模型做進一步之分析，且將 Gibbs 數列中每一期之高成長狀態的條件事後機率加總平均，得到 S^i 屬於高成長狀態的事後機率，結果於圖一所示。



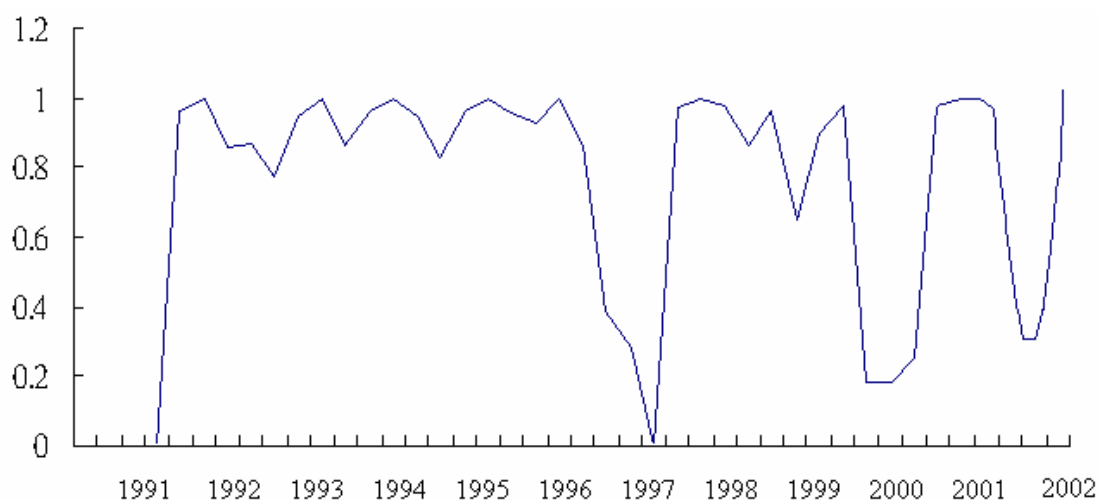
資料來源：本研究整理

圖一 1979 年第一季到 2001 年第四季雙變量的全期事後機率

利用 Gibbs sampling 估計可直接得到狀態變數的事後機率。此事後機率與全期機率相同，我們實證分析中大多是以事後機率為主。以圖一所表示的 1990 年以後至 1999 年台灣景氣循環處於低成長狀態，而有十年的低成長期是不合常理的，因此，在 1990 年

左右，台灣可能經歷了一次結構性轉變，由高速成長階段轉變成了低度成長階段。因此，若只以全期資料做分析，溫和成長階段被歸類為低成長階段的情形就會發生，導致在溫和成長階段景氣波動無法被區分。徐士勛（2000）一文也指出台灣經濟在 1989 年第四季產生了結構性的轉變，因此本文以 1990 年為分割，把樣本區分為兩個子期間來做探討。

首先我們以雙變量馬可夫模型來分析 1990 年以後實質 GDP 和失業率的年成長率，關於參數先驗分配中的期望值和標準差的設定，則是採用了 Kim and Nelson(1998)的設定，處於高成長時期的狀態變數事後機率以圖二和表三所示。由圖二可看出，1990 年以後台灣景氣循環多半仍處於高成長狀態，不像未考慮結構性轉變前所顯示的為低成長狀態。且 1990 年後台灣有三個期間處於低成長狀態，分別是 1996 年第四季、1998 年第四季到 1999 年第三季與 2001 年第 3 季。而經建會所公佈的第八波谷底為 1996 年第一季、第九波谷底為 1998 年第四季、第十波谷底為 2001 年第三季。在高成長方面，本研究的估計為 1995 年第二季、1997 年第四季與 2001 年第二季，與經建會的公佈相去不遠(第八波高峰為 1995 年第一季、第九波高峰為 1997 年第四季、第十波高峰為 2000 年第三季)。此外，由表三可觀察參數先驗分配及估計的事後分配期望值與標準差。



資料來源：本研究整理

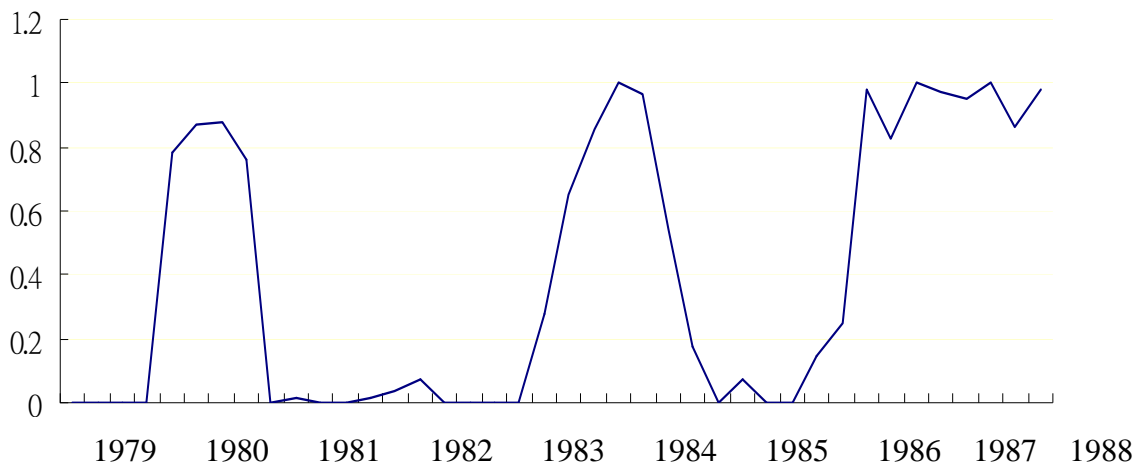
圖二 1990 年後雙變量的全期事後機率

表三 1990 年後雙變量模型狀態變數事後機率

| 時間 | 事後機率 | 時間 | 事後機率 |
|--------|--------|--------|--------|
| 1991Q1 | 0.9816 | 1997Q1 | 0.3866 |
| Q2 | 0.9977 | Q2 | 0.2556 |
| Q3 | 0.9778 | Q3 | 0.6825 |
| Q4 | 0.9903 | Q4 | 0.9943 |
| 1992Q1 | 0.9940 | 1998Q1 | 0.7973 |
| Q2 | 0.9842 | Q2 | 0.9918 |
| Q3 | 0.9875 | Q3 | 0.9902 |
| Q4 | 0.9957 | Q4 | 0.9793 |
| 1993Q1 | 0.9930 | 1999Q1 | 0.9683 |
| Q2 | 0.9980 | Q2 | 0.9418 |
| Q3 | 0.9921 | Q3 | 0.0081 |
| Q4 | 0.9904 | Q4 | 0.3053 |
| 1994Q1 | 0.9162 | 2000Q1 | 0.3618 |
| Q2 | 0.4977 | Q2 | 0.9887 |
| Q3 | 0.9067 | Q3 | 0.3543 |
| Q4 | 0.9454 | Q4 | 0.7542 |
| 1995Q1 | 0.8704 | 2001Q1 | 0.9885 |
| Q2 | 0.9924 | Q2 | 0.7831 |
| Q3 | 0.9513 | Q3 | 0.3282 |
| Q4 | 0.9723 | Q4 | NA |
| 1996Q1 | 0.9962 | Q3 | 0.9062 |
| Q2 | 0.9905 | Q4 | 0.8273 |

資料來源：本研究整理

再者，本文分析結構轉變前的實質 GDP 和失業率，為了避免溫和成長階段資料的干擾，我們資料選取的期間為 1979 年第一季到 1987 年第三季共三十五筆資料，得到的結果如圖三。圖三中，台灣的低成長期間有 1981 年第一季到 1983 年第一季及 1984 年第四季到 1985 年第四季，而經建會所公佈的谷底為 1980 年第二季到 1983 年第一季及 1984 年第四季到 1985 年第四季，幾乎捕捉到景氣循環的變化。



資料來源：本研究整理

圖三 1979 年第一季到 1988 年第三季雙變量的全期事後機率

伍、結論與建議

景氣循環向來是經濟學家、政府單位以及社會大眾所關心的議題。一般將經濟擴張和衰退間的波動現象稱為景氣循環，也就是景氣擴張與收縮交替出現的週期性循環變動過程。經建會採用 NBER 的認定程序和標準，每隔一段時間也都會公佈景氣循環的高峰和谷底時間，公佈結果雖然有一定的可信度，認定過程中也加入了不少人為主觀判斷，因而學術界傾向客觀地以計量模型來描繪景氣波動之現象。再者，過去探討歐肯法則的文獻大多著眼於歐美等國的經濟情況，著墨於台灣的相關文獻則是付之闕如，因此本文利用近來相當熱門的雙變量馬可夫轉換模型與 Gibbs Sampling 來探討台灣的經濟情況是否符合歐肯法則，依據歐肯法則選取 GDP 與失業率以雙變量馬可夫模型描繪出景氣循環的特徵。

實證發現，在全部樣本期間(1979 年第一季到 2001 年第四季)的全期事後機率分析中預測出的景氣波動在 1990 年以前的預測大致與經建會所公佈的景氣波動相符，但在 1990 年以後，對於景氣循環的捕捉效果並不好。

當考慮結構性的轉變後，再將資料區分為兩個子期間，分別為 1979 年第一季到 1990 年第四季與 1991 年第一季到 2001 年第四季。實證發現，台灣景氣循環在 1990 年後有低成長狀態，本文對於景氣高峰與谷底的估計與經建會的公佈相去不遠。而 1979 年第

一季到 1990 年第四季的景氣預測中，台灣景氣循環低成長期間有 1981 年第一季到 1983 年第一季及 1984 年第四季到 1985 年第四季，而經建會所公佈的谷底為 1980 年第二季到 1983 年第一季及 1984 年第四季到 1985 年第四季，本文在 1980 年的景氣預測中落後了約三季，而 1984 年的景氣谷底則在本文的預測之中。

考慮到了結構性的轉變，將研究期間分割之後，本文的實證結果與經建會的景氣循環公佈大致吻合，也顯示了以雙變量馬可夫模型結合 Gibbs Sampling 可充份掌握景氣循環的特徵，說明了歐肯法則在台灣是成立的，此種經濟特性符合台灣景氣循環的預測。藉由歐肯法則運用到景氣循環之估計時，可觀察到，當失業率增加時，社會上多了一些沒有收入可供消費的人們，因此企業及廠商會發生產品滯銷、服務業蕭條的情況，企業及廠商不得已只好解雇員工進行裁員，如此導致惡性循環，使經濟成長同步滑落。因此，政府當局可針對產出(GDP)與失業率之抵換關係，衡量其間的相對成本，作為經濟發展政策之參考點。

參考文獻

- 林向愷和黃朝熙 (1993)，臺灣同時與領先經濟指標的估計與認定：1968-1991, *經濟論文叢刊*, 21:2, 123-159.
- 林向愷、黃裕烈和管中閔 (1998)，景氣轉折點認定與經濟成長率預測, *經濟論文叢刊*, 26:4, 431-457.
- 徐士勛、管中閔 (2001)，九零年代台灣的景氣循環:馬可夫轉換模型兩季補斯抽樣法的應用，*人文及社會科學集刊*, 13: 515-540.
- 饒秀華、林修葳和黎明淵 (2000), 台灣經濟景氣狀態分析, *working paper*.
- Adams, C. and D. T. Coe (1990), "A System Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States," *IMF Staff Papers*, 37, 232-293.
- Altig, D., T. Fitzgerald, and P. Rupert (1997), "Okun's Law Revisited: Should We Worry about Low Unemployment?" *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, 15, 1-4.
- Albert, J. and S. Chib (1993), Bayesian inference via Gibbs sampling of autoregressive time series subject to Markov mean and variance shift, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 1-15.
- Andrews, Donald W.K. (1993), Tests for parameter instability and structural change with unknown change points, *Econometrica*, 61, 821-856.
- Attfield, C. L. F. and B. Silverstone (1997), "Okun's Coefficient: A Comment," *Review of Economics and Statistics*, 79, 326-329.
- Attfield, C. L. F. and B. Silverstone (1998), "Okun's Law, Cointegration and Gap Variables," *Journal of Macroeconomics*, 20, 625-637.
- Blanchard, O.J. and D. Quah (1989), The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbance, *American Economic Review*, 79, 655-673.

- Boldin, M.D. (1994), Dating turning points in the business cycle, *Journal of Business*, 67 , 97-131.
- Casella, G. and E. George (1992), Explaining the Gibbs sampler, *American Statistician*, 46, 167-174.
- Chib, S. and E. Greenberg (1996), Markov chain Monte Carlo simulation methods in Econometrics, *Econometric Theory* , 12 , 409-431.
- Burns, A.F. and W.C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Chen, S.W. and J.L. Lin (1999a), Identifying the turning points and business cycles in Taiwan: A multivariate dynamic Markov- switching factor model approach, *working paper*.
- Chen, S.W. and J.L. Lin (1999b), Econometric modeling business cycle in Taiwan with Markov-switching vector autoregressions, *working paper*.
- Diebold, F.X. and G.D. Rudebusch (1996), Measuring business cycles: A modern perspective, *Review of Economics and Statistics*, 78, 67-77.
- Friedman, B. M. (1988), "Lessons on Monetary Policy from the 1980s," *Journal of Economic Perspectives*, 2, 21-72.
- Freeman, D. G. (2001), "Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries" *Economic Inquiry*, 39, 511-523.
- Gelfand, A.E. and A.F.M. Smith (1990), Sampling-based approaches to calculating marginal densities, *Journal of the American Statistical Association*, 85, 398-409.
- Geman, S. and D. Geman (1984), Stochastic relaxation, Gibbs distribution and the Bayesian restoration of images, *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 12, 609-628.
- Gordon, R. J. (1984), "Unemployment and Potential Output in the 1980s," *Brookings Papers on Economic Activity*, 15, 537-564.
- Gordon, R. J. (1998), *Macroeconomics*, New York: Addison Wesley Longman.
- 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. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Huang, C.H. (1999), Phases and characteristics of Taiwan business cycles: A Markov switching analysis, *Taiwan Economic Review*, 27 , 185-214.
- Kim, C.J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching, *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Kim, C.J and C.R. Nelson (1998), Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching, *Review of Economics and Statistics*, 80, 188-201.
- Kim, C.J. and C.R. Nelson (1999), *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-sampling Approaches with Applications*, Cambridge: MIT Press.
- Krishnaiah, P.R. and B.Q. Miao (1988), Review about estimation of change points, in P.R.

- Krishnaiah and C.R. Rao (eds.), *Handbook of Statistics*, 7 , 375-402, Elsevier Science Publishers B.V. Lucas, R.E. (1977), Understanding business cycles, in K. Brunner and A. Metzler (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy, Carnegie--Rochester series on Public Policy* 5,7-29.
- Lee, J. (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries," *Journal of Macroeconomics*, 22, 331–356.
- Lee, J. and M. C. Strazicich (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Tests with Two Structural Breaks," *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.
- McCulloch, R.E. and R.S. Tsay (1994), Statistical analysis of economic time series via Markov switching models, *Journal of Time Series Analysis*, 15, 523--539.
- Okun, Arthur M., (1962) "Potential GNP: Its Measurement and Significance." In *Proceedings, Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, 89–104.
- Prachowny, M. F. J. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revisited Estimates", *Review of Economics and Statistics*, 55, 331–336.
- Sims, C.A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Stock, J.H and M.W. Watson (1989), New indexes of coincident and leading economic indicators, in O. Blanchard and S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, 351-394, Cambridge, MA: MIT Press.
- 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, 63-89.
- Stock, J.H and M.W. Watson (1993), A procedure for predicting regressions with leading indicators: econometric issues and recent experience, in J.H. Stock and M.W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 255--284.

Identifying Okun's Law and Business Cycles in Taiwan: Applications of the Bivariate Markov Switching Model and Gibbs Sampling

Yu-Jen Chen

Graduate Student Institute of
Financial Management Nan Hua University

Jui-Chen Chang

Associate Professor Department of
Finance Nan Hua University

Abstract

According to Okun's law, this study uses a bivariate Markov switching model that estimate via Gibbs sampling to describe the business cycles in Taiwan. After taking structural changes into consideration, we find that this approach is suitable for describing the business cycles in Taiwan. Therefore, Okun's law is valid in Taiwan. The government may use the trade-off of GDP and unemployment rate to estimate the relative cost as the reference point for developing the economic policy.

Keywords: Okun's Law, Business Cycles, Markov Switching Model, Gibbs Sampling