

編號：(94) 040.210

# 運用領先指標預測景氣變化之研究

(本報告內容純係作者個人觀點，不應引申為行政院經濟建設委員會之意見)

計劃主持人：徐之強

協同主持人：黃裕烈

委託單位：行政院經濟建設委員會

行政院經濟建設委員會

民國 94 年 12 月

## 摘要

領先指標常作為判斷未來經濟活動走勢的重要依據。本計畫從預測能力的角度出發，在不同的計量模型中，考慮領先指標變數，希望透過此訊息，及早預知未來景氣變化與高峰谷底日期。本計畫首先探討領先指標與基準循環彼此關連度，並比較不同線性與非線性計量模型預測景氣衰退機率的表現，找出最佳的轉折點預測模型，提升對景氣循環轉折點預測之精確性。實證結果發現 PROBIT-LAG5 與 MSLEAD-AR-LAG2 模型在樣本內、外預測績效表現上，明顯優於其他模型。本計畫亦估計 2004 年以後景氣發生衰退的機率，發現台灣第十一次景氣循環的高峰大約位於 2004 年 6 月，故此次景氣循環的擴張期總共持續 33 個月，而 2004 年 7 月至目前仍為第十一次景氣循環的收縮期，此實證結果可提供政府執行穩定政策之參考。

**關鍵詞：**景氣循環，轉折點，領先指標，馬可夫轉換

**JEL分類：** C53, E32

# A Study of Forecasting Business Cycle with Leading Indicators

## Abstract

Leading indicators have long been used to gauge the direction of future economic activity. In this project, we provide a rigorous analysis of predictive ability of the leading index in forecasting business cycle peaks and troughs. Comparing the predictive performances of different linear and non-linear models, the best model is chosen to improve accuracy of the turning point forecasts. Based on the in- and out-of-sample analyses, we conclude that the PROBIT-LAG5 and MSLEAD-AR-LAG2 models outperform the others at predicting the CEPD business cycle schedule. We also estimate the predicting probabilities of recession in 2004. It suggests that the peak of the 11th business cycle was in June, 2004. These empirical results are very informative for implementing stabilization policy.

**Keywords:** Business Cycle, Turning Point, Leading Indicator, Markov-Switching Regime

**JEL Classification:** C53, E32

## 1 前言

預測景氣循環轉折點 (turning points) 一直是各國經濟決策者關注的焦點所在。然而目前行政院經濟建設委員會 (以下簡稱經建會, CEPD) 主要從事後觀點來判定我國景氣循環高峰 (peak) 與谷底 (trough) 日期, 其方法為利用美國國家經濟研究局 (NBER) 的判定準則與電腦程式, 針對經建會自行建構的基準循環 (reference cycle) 歷史數列, 找出景氣循環的轉折點, 並進一步區分台灣景氣之擴張與收縮期間。從 1954 年 11 月至 2001 年 9 月為止, 經建會依此方法所認定的台灣景氣循環共十次, 詳細高峰谷底日期請參見表 1。其中擴張期平均持續 41 個月 (中位數為 38 個月), 而縮收期平均持續 16 個月 (中位數為 14 個月)。

為了掌握景氣變化的轉折, 各國政府與學術機構均編製不同的經濟指標, 例如景氣動向指標、景氣對策信號或消費者 (廠商) 信心指數等, 期望能及早瞭解未來景氣變動方向, 並採行適當的經濟決策。然而現行指標當中又以領先指標 (composite leading index, CLI) 最受各方所重視, 根據經建會選擇領先指標的標準: 領先指標轉折日期必須較基準循環日期平均領先 3 至 5 個月, 故領先指標具有領先景氣波動的性質。目前經建會所公布的領先指標是由製造業新接訂單指數變動率、製造業員工平均每月工作時數、海關出口值變動率、貨幣供給 M1B 變動率、躉售物價指數變動率、股價指數變動率及臺灣地區房屋建築申請面積等七項指標構成, 並固定在每月 27 日與同時指標一起發布。圖 1 顯示領先指標與基準循環的歷史數列, 並將各循環的收縮期以陰影表示。從圖 1 我們可知, 在每個景氣循環中, 領先指標的高峰谷底日期大致上均領先於基準循環的轉折日期, 因此在實務上, 政府或民間機構常將領先指標作為判斷未來景氣復甦或衰退的重要依據。

傳統以領先指標預測未來景氣變動, 通常只是依照過去的經驗法則, 若領先指標由高峰開始下滑, 則認定景氣可能在未來 3 至 5 個月內發生轉折。此種作法可能過於粗糙, 且並無任何統計方法加以檢驗; 另一方面, 領先指標在樣本內圖形顯示上, 對基準循環數列具領先性質, 但此並不隱含在樣本外預測轉折點的表現會很好。因此, 本計畫主要目的則從事前預測的角度出發, 在不同的計量模型中, 考慮將領先指標當作解釋變數, 希望藉由領先指標所透露出的事前訊息, 探討是否領先指標有助於預測景氣循環的轉折點, 期能及早判定景氣循環的高峰與谷底日期, 此不僅可提供政府或民間企業擬定經濟決策的參考, 亦可瞭解領先指標或其組成份子對景氣波動的預測能力。

針對領先指標是否有助於預測景氣變化，國外有許多文獻得到不同的結論，Diebold and Rudebusch (1991a) 與 Estrella and Mishkin (1998) 分別利用線型自我迴歸 (vector autoregression, VAR) 模型與 probit 模型發現：領先指標並無助於景氣循環轉折點之樣本外預測表現。但 Hamilton and Pérez-Quiros (1996), Filardo (1994) 與 Camacho and Pérez-Quiros (2002) 則發現若將領先指標資料運用在馬可夫轉換 (Markov switching regime) 模型時，將有助於景氣循環轉折點預測。且 Camacho and Pérez-Quiros (2002) 的實證進一步指出：將馬可夫轉換與無母數 (non-parametric) 模型所形成的結合預測 (combining forecasts)，能得到最佳的轉折點樣本外預測表現。Birchenhall et al. (1999) 運用 logistic classification method 與領先指標資訊亦能正確預測景氣循環轉折。因此，領先指標對未來景氣變動的預測能力與模型設定有密切關係。而就作者所知，國內既有文獻在此方面的探討並不多見。

由於預測轉折點的計量模型眾多，這些模型均可將領先指標的訊息考慮在內，因此本計畫同時考慮不同的預測模型 (包括線型與非線型模型)，加入領先指標變數後，找出最佳的預測模型，並檢驗領先指標是否有助於預測景氣循環轉折點。本計畫主要研究步驟為：先針對領先指標與基準循環數列進行初步的資料分析，並就文獻上不同的轉折點預測模型加以探討，主要包括 probit 模型，Markov switching vector autoregression 模型 (MSVAR; Krolzig, 1997)，與 Hamilton and Pérez-Quiros (1996) 考慮了領先狀態性質的馬可夫轉換模型 (MSLEAD) 等。利用最大似估計法對此三類模型及其延伸變化，分別估計其模型參數，進而可估計每一期景氣衰退的機率，再與經建會所認定之景氣循環期間互相比較。本計畫亦利用統計方法，比較各預測模型樣本內、外表現，找出最佳的轉折點預測模型，以增進對未來景氣變化預測的正確性。

由於本計畫主要是對不同時點景氣發生衰退的機率進行估計，因此在比較不同模型的預測績效時，我們不以傳統預測誤差均方誤 (MSE) 來評估各模型，而是利用轉折點誤差 (turning point error, TPE)、熵測度 (entropy-based measure) 與正確認定比率 (share of correct identification) 等指標進行模型選擇。另外，我們也利用 Diebold and Mariano (1995) 的檢定，以統計方法分析不同轉折點模型的樣本內、外預測表現，提升領先指標對景氣變化預測之精確性。根據以上實證結果，找出最適的預測模型後，我們可以計算未來一期 (one-step-ahead) 景氣發生衰退的機率。當此機率上升開始超過 50%，即表示景氣將由高峰轉為衰退；

反之，若此機率下降而低於 50%，則表示景氣將由谷底轉為復甦。從而能提早預測轉折點，作為政府擬定穩定政策之參考。

本計畫資料來源為經建會，領先指標與基準循環數列均為月資料，資料期間為 1961 年 1 月至 2004 年 12 月，共 528 個觀察值，所有資料均經過季節調整。實證結果發現：隨著景氣狀態處於擴張或收縮，領先指標變動對基準循環變動的預測能力有所不同。而就不同的預測模型互相比較，以 probit (PROBIT-LAG5) 模型及考慮基準循環落後期資訊的 Hamilton and Pérez-Quiros (MSLEAD-AR-LAG2) 模型在樣本內外的表現較佳，而 MSVAR 的表現則普遍較不理想。但 probit 模型的缺點，在於必須事先假設（或已知）目前景氣所處的狀態為擴張或衰退，以便更新其模型估計；反之，Markov switching 模型則不需此假設，故在實際預測上，仍以考慮了領先狀態性質及自我迴歸項的 MSLEAD-AR-LAG2 模型表現較佳。Diebold and Mariano (1995) 檢定亦顯示：此 PROBIT-LAG5 模型與 MSLEAD-AR-LAG2 模型的預測績效並無顯著差異。

本計畫另一項目的是當我們已知本期領先指標的變動率，如何預測下一期景氣發生衰退或轉折點的機率。由於許多文獻發現台灣經濟在 90 年代以後發生結構性改變，因此我們以 1990 年 1 月至 2003 年 12 月的資料，利用遞迴 (recursive) 估計方法，針對 PROBIT-LAG5 與 MSLEAD-AR-LAG2 模型重新估計，並對 2004 年以後景氣發生衰退的機率進行 one-step-ahead 預測。發現台灣第十一次景氣循環的高峰大約位於 2004 年 6 月（因 7 月景氣衰退機率超過 50%），故此次景氣循環的擴張期總共持續了 33 個月，而 2004 年 7 月截至目前仍為第十一次景氣循環的收縮期。

本計畫內容主要分為以下幾部分：第二節針對考慮領先指標變數的不同預測模型加以介紹；第三節是資料的描述與不同預測模型的參數估計結果；第四節利用不同的檢定方法進行樣本內外預測結果的比較；第五節嘗試估計下一期是景氣循環轉折點的機率；第六節將總結我們的研究論點。

## 2 不同預測模型

既有文獻上有許多預測景氣變化的計量模型，即使簡單線性模型透過一些經驗法則，仍可對非

線性事件(如轉折點) 進行預測, 如 Stock and Watson (1993)。但本文僅就 probit, Hamilton and Pérez-Quiros (1996), 與 Krolzig (1997) 等模型作一簡介。

## 2.1 Probit 模型

由於每一期景氣狀態不是衰退就是復甦, 因此 Estrella and Mishkin (1998) 主張以 probit 模型來預測未來景氣變化。令  $R_t$  為某無法觀察到的隨機變數, 其決定經濟在第  $t$  期是否會產生衰退。而第  $t$  期的景氣狀態  $R_t$  由下式決定:

$$R_t = \beta' z_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中  $z_t$  代表影響景氣狀態的解釋變數, 通常為基準循環或領先指標變動率的落後期變數, 且假設  $\varepsilon_t$  服從常態分配。令  $D_t$  為經建會認定第  $t$  期實際的景氣狀況, 當  $D_t = 1$  代表景氣收縮, 且

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{若 } R_t > 0 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

故  $D_t = 1$  發生的機率受到  $R_t$  影響, 即

$$\mathbb{P}(D_t = 1) = \mathbb{P}(R_t > 0) = \Phi(\beta' z_t), \quad (2)$$

其中  $\Phi(\cdot)$  為累加常態分配。此 probit 模型的概似函數可表示為:

$$\mathcal{L}(\beta) = \sum_{t=1}^T \{D_t \ln[\Phi(\beta' z_t)] + (1 - D_t) \ln[1 - \Phi(\beta' z_t)]\}, \quad (3)$$

利用最大概似估計法, 我們可以得到  $\beta$  的估計值, 並以 Newey-West 方法估計其共變異矩陣與計算  $t$  值。

至於  $z_t$  應該包含多少基準循環或領先指標變動率的落後項, 我們採用 Estrella (1998) 修正 McFadden 的 pseudo  $R^2$  來判斷。即

$$\text{pseudo } R^2 = 1 - \left(\frac{\mathcal{L}_u}{\mathcal{L}_c}\right)^{-(2/T)\mathcal{L}_c}, \quad (4)$$

其中  $\mathcal{L}_u$  代表未受限制的最大概似估計值, 而  $\mathcal{L}_c$  代表除常數項外, 所有參數為零之受限制的最大概似估計值。透過對 (1) – (3) 式的估計, 我們可計算出每一期景氣衰退之機率, 並利用此模型預測未來景氣衰退機率與轉折點。

## 2.2 馬可夫轉換模型 I

Hamilton (1989) 首先提出馬可夫轉換模型, 用來描述經濟體系在不同狀態間的動態行爲, 即不同的時點的平均數會受到無法觀察到的隱藏變數影響。Layton (1996) 與 Chauvet and Piger (2003) 則將此模型應用於預測景氣變化與認定景氣轉折點。Krolzig (1997) 修正 Hamilton (1989) 的模型, 假設不同狀態間平均數的轉換相對較平滑, 提出 Markov switching vector autoregression (MSVAR) 模型, 並將此模型運用於景氣循環分析。令  $s_t$  為不可觀察之隱藏變數, 若  $s_t = 1$  代表景氣擴張,  $s_t = 2$  代表景氣收縮。假設同一時期的基準循環與領先指標均受相同的景氣狀態所影響, 則雙變量的 MSVAR 模型可表示為:

$$\begin{aligned} \mathbf{Y}_t &= \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{y,s_t} \\ c_{x,s_t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{s_t}(L) & b_{s_t}(L) \\ c_{s_t}(L) & d_{s_t}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ &= \mathbf{C}_{s_t} + \mathbf{A}_{s_t}(L) \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $y_t$  為基準循環變動率,  $x_t$  為領先指標變動率,  $L$  為落後運算元 (lag operator),  $a_{s_t}(L)$ ,  $b_{s_t}(L)$ ,  $c_{s_t}(L)$ ,  $d_{s_t}(L)$  為  $L$  的多項式函數。而誤差項  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  滿足 i.i.d. 雙變量常態分配,

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right], \quad (6)$$

我們定義  $s_t$  為一 Markov chain, 其轉換矩陣 (transition matrix) 為:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix},$$

其中  $p_{ij} = p(s_t = j | s_{t-1} = i)$  為轉換機率 (transition probability)。以 (5) 式為基礎, 我們可以考慮不同類型的 MSVAR 模型。若景氣波動只影響基準循環與領先指標變動率的截距項<sup>1</sup>, 但並不影響自我迴歸係數, 即落後期的領先指標對基準循環的影響並不會受到景氣狀態的不同而有所差異, 則 MSVAR 模型退化為 MSI-AR 模型:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{C}_{s_t} + \mathbf{A}(L) \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (7)$$

<sup>1</sup>若自我迴歸係數不受景氣狀態影響, 由於截距項與  $\mathbf{Y}_t$  平均數彼此間存在一定的關係, 此模型隱含基準循環與領先指標變動率的平均水準會受到景氣狀態的影響。



若在 MSVAR 模型下, 進一步假設誤差項  $\varepsilon_t$  的共變異矩陣亦會受到  $s_t$  影響, 即

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N} \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11,s_t} & \sigma_{12,s_t} \\ \sigma_{21,s_t} & \sigma_{22,s_t} \end{pmatrix} \right], \quad (8)$$

則 MSVAR 模型轉變為 MSVAR-TV 模型。本文將考慮此三類模型, 利用最大概似估計法, 我們可以得到所有參數估計值<sup>2</sup>, 並以概似值與 SIC 等模型選擇標準, 決定的最適落後期數。利用模型估計結果, 我們能計算不同狀態的 smoothed probabilities, filtered probabilities, 與 prediction probabilities, 再與其他模型互相比較。

### 2.3 馬可夫轉換模型 II

Hamilton and Pérez-Quiros (1996) 認為所謂領先指標必須在景氣循環中領先基準循環  $q$  期, 即  $x_t$  的條件平均數會受到  $s_{t+q}$  的影響, 而非  $s_t$ , 但  $y_t$  的條件平均數仍受到  $s_t$  的影響, Hamilton and Pérez-Quiros (1996) 主張如此設定才真正考慮到領先指標在景氣循環中所代表的意義。因此加入領先狀態特性的自我迴歸馬可夫轉換模型 (MSLEAD-AR) 可表示成

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{y,s_t} + a(L)(y_{t-1} - \mu_{y,s_{t-1}}) + b(L)(x_{t-1} - \mu_{x,s_{t+q-1}}) + \varepsilon_{1t} \\ x_t &= \mu_{x,s_{t+q}} + c(L)(y_{t-1} - \mu_{y,s_{t-1}}) + d(L)(x_{t-1} - \mu_{x,s_{t+q-1}}) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

其中  $\varepsilon_{1t}$  與  $\varepsilon_{2t}$  滿足 (6) 式常態分配假設。  $a(L)$ ,  $b(L)$ ,  $c(L)$ ,  $d(L)$  為  $L$  的  $p$  階多項式函數。

定義  $s_t^*$  為一 Markov chain, 描述從  $s_{t-p}$  到  $s_{t+q}$  所有可能值的狀態變數。例如, 若  $p = q = 1$ , 則  $s_t^*$  就有 8 種可能情況, 即

$$s_t^* = \begin{cases} 1 & s_{t+1} = 1, s_t = 1, s_{t-1} = 1 \\ 2 & s_{t+1} = 2, s_t = 1, s_{t-1} = 1 \\ 3 & s_{t+1} = 1, s_t = 2, s_{t-1} = 1 \\ \vdots & \\ 8 & s_{t+1} = 2, s_t = 2, s_{t-1} = 2 \end{cases}$$

<sup>2</sup>詳細的估計過程請參考 Hamilton (1994)。

其轉換矩陣為:

$$\mathbf{P}^* = \begin{bmatrix} p_{11} & 0 & 0 & 0 & p_{11} & 0 & 0 & 0 \\ p_{12} & 0 & 0 & 0 & p_{12} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & p_{21} & 0 & 0 & 0 & p_{21} & 0 & 0 \\ 0 & p_{22} & 0 & 0 & 0 & p_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{11} & 0 & 0 & 0 & p_{11} & 0 \\ 0 & 0 & p_{12} & 0 & 0 & 0 & p_{12} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_{21} & 0 & 0 & 0 & p_{21} \\ 0 & 0 & 0 & p_{22} & 0 & 0 & 0 & p_{22} \end{bmatrix}$$

因此在一般情形之下,  $s_t^*$  可能的狀態共有  $N = 2^{p+q+1}$  種。

利用最大概似估計法, 我們可以估計出一  $(N \times 1)$  向量的條件機率  $\hat{\xi}_{t|t}$ , 其中第  $i$  項為給定第  $t$  期訊息集合之下, 發生狀態  $i$  之條件機率。而在第  $t$  期訊息集合之下, 第  $t+1$  期各狀態的條件機率將可由  $\hat{\xi}_{t+1|t} = \hat{\mathbf{P}}^* \hat{\xi}_{t|t}$  計算出。此外, 我們亦可從  $\hat{\xi}_{t|t}$  中算出第  $t$  期景氣衰退 ( $s_t = 2$ ) 之機率。例如, 當  $p = q = 1$ ,

$$\mathbb{P}(s_t = 2|I_t) = \mathbb{P}(s_t^* = 3|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 4|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 7|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 8|I_t),$$

其中  $I_t$  代表第  $t$  期所有訊息之集合。因此我們可以計算每一期景氣衰退的機率, 並與其他模型互相比較。而第  $t+1$  期景氣衰退的機率為

$$\mathbb{P}(s_{t+1} = 2|I_t) = \mathbb{P}(s_t^* = 2|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 4|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 6|I_t) + \mathbb{P}(s_t^* = 8|I_t),$$

詳細的說明與估計過程請參考 Hamilton and Pérez-Quiros (1996)。從預測的角度而言, 由於基準循環數列中實質 GDP 資料統計較耗時, 造成基準循環數列更新的速度較領先指標為慢。因此, 本文特別考慮當基準循環變動只受落後期領先指標變動影響的特例, 即  $a(L) = c(L) = 0$  的 MSLEAD 模型。

### 3 資料分析與模型估計結果

領先指標與基準循環數列的資料期間從 1961 年 1 月至 2004 年 12 月, 共 528 組觀察值。首先, 經建會利用 NBER 判斷基準循環高峰谷底的方法, 同樣針對領先指標進行高峰谷底日期

的認定，我們將其結果與基準日期互相比較，列於表 2。基本上，除了第二次與第九次景氣循環谷底較領先指標的谷底日期先發生外，大部分領先指標的轉折點均領先於基準循環的轉折點<sup>3</sup>。透過兩數列峰谷對應分析，我們亦瞭解領先指標轉折點平均領先基準循環轉折點四至五個月。比較極端的情形為第五次景氣循環，無論領先指標的高峰谷底日期均較基準日期領先超過一年之久。此外，領先指標與基準循環高峰間的持續期間 (Duration)，相較於谷底間的持續時期，具有不對稱現象。即領先指標高峰領先基準循環高峰平均為六個月 (中位數為五個月)，但領先指標谷底領先基準循環谷底平均只有 3.3 個月 (中位數為三個月)。因此，若以是否有充份時間來判定領先指標的高峰與谷底，進而推論基準循環之高峰谷底是否來臨的標準評斷，領先指標在預測景氣高峰的表現，可能優於預測景氣谷底的能力。

另一方面，我們也計算每次景氣循環中，當領先指標從高峰 (谷底) 滑落 (回升) 後，到底下滑 (上升) 多少百分比，基準循環才會達到其高峰 (谷底)，此類似景氣循環理論中所謂的深度 (Depth)，持續期間與深度彼此的關係請參考圖 2。從表 2 我們可以得知：當領先指標從高峰反轉後，平均要下降將近 4%，經濟景氣才會步入衰退。但領先指標只要從谷底反轉上升平均約 1%，經濟景氣就呈現復甦的趨勢，因此領先指標在高峰與谷底平均領先景氣的深度亦呈現不對稱的現象<sup>4</sup>。這些結果均建議：選擇領先指標對未來景氣變化的預測模型時，必須考慮此不對稱性，因此單純的線性模型可能不符合此需求。

除了以上針對領先指標與基準循環兩者關係的探討，我們也分別檢定領先指標與基準循環及領先指標與經濟成長之間是否存在領先-落後關係。根據單根檢定結果，領先指標與基準循環數列均具有單根，故對其取自然對數再差分。表 3 為不同落後期下 Granger 因果檢定的結果。我們發現不論對基準循環變動率或實質 GDP 成長率，Granger 因果檢定均拒絕領先指標變動率為前兩者變數的落後數列，即領先指標的落後項將有助於預測基準循環或實質 GDP 成長率。反之，Granger 因果檢定並不支持基準循環變動率或實質 GDP 成長率有助於預測領先指標變動率，即此二數列不是領先指標變動率的領先變數。表 3 Granger 因果檢定只是作為支持領先指標能預測未來景氣變化的初步統計結果。

<sup>3</sup>其中領先指標有三次高峰谷底日期與基準循環轉折點相同，故共有五次領先指標的轉折點資訊無助於預測景氣變化

<sup>4</sup>除了持續期間與深度外，各國景氣預測機構亦計算與六個月前相比，領先指標構成項目中，上升指標佔總項目的比例，並編制成廣度 (Diffusion) 指數。若其超過 50，代表景氣將復甦；若低於 50，代表景氣將衰退。持續期間、深度與廣度並稱為景氣預測的 3D 法則，而廣度分析可作為未來研究方向之一。

針對 probit, MSVAR, MSI-AR, MSVAR-TV, MSLEAD, MSLEAD-AR 等模型, 我們均嘗試各種不同的落後期數設定, 並以 McFadden pseudo  $R^2$ , SIC, 或最大概似估計值等模型選擇標準決定最適落後期數, 進而得到最終的模型參數估計結果。我們選擇 7 個最適模型, 包括 PROBIT-LAG5, MSI-AR-LAG2, MSVAR-LAG1, MSVAR-TV-LAG1, MSVAR-TV-LAG3, MSLEAD-LAG1, MSLEAD-AR-LAG2 等, 其估計結果列於表 4、表 5 與表 6。由這些不同模型的參數估計可知: 領先指標落後期變數在每一個模型中均扮演顯著的角色, 因此領先指標變動將有助於預測未來基準循環變化, 但反方向則並不明顯。此外在 MSVAR-TV 模型估計中, 我們發現景氣收縮時, 領先指標及基準循環的變異性均較景氣擴張時要大, 且兩者間的相關性在景氣收縮時亦較高。

## 4 樣本內外預測結果比較

本節就以上不同的機率預測模型分別進行樣本內配適程度與樣本外預測表現分析, 我們除考慮不同模型選擇的準則外, 亦利用統計檢定方法, 探討不同模型預測能力的正確性。其中樣本內配適期間從 1961 年 1 月至 2004 年 12 月, 根據此期間所估計的景氣衰退機率與經建會所認定的景氣循環日期相互比較, 以判斷何種機率模型表現較佳。而樣本外預測績效分析則利用遞迴估計方法, 即最初估計期間為 1961 年 1 月至 1995 年 12 月, 以估計後的模型對 1996 年 1 月景氣衰退機率進行預測。再將估計期間從 1961 年 1 月延伸至 1996 年 1 月, 並對 1996 年 2 月之景氣衰退機率進行預測, 以此類推。因此, 樣本外機率預測值從 1996 年 1 月至 2001 年 12 月, 共 72 個。再將此機率值與經建會認定的基準日期互相比較, 以判斷何種轉折點預測模型的樣本外表現較佳。

### 4.1 不同模型選擇結果比較

針對不同預測模型, 我們以 TPE, 熵測度與正確認定比率等準則來選擇最佳模型。令  $D_t$  為經建會在第  $t$  期所認定的實際景氣狀態, 當  $D_t = 1$  代表景氣衰退, 而  $\hat{D}_{it}$  為第  $i$  模型預測第  $t$  期景氣是否衰退的機率, 則我們定義 TPE 準則為:

$$\text{TPE}(i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (D_t - \hat{D}_{it})^2, \quad (10)$$

若  $TPE(i)$  越小, 代表模型  $i$  預測景氣變化的表現越好。文獻上常用來評估模型轉折點預測表現的 quadratic probability score (QPS; Diebold and Rudebusch 1989, 1991b), 即與 TPE 準則相類似。熵測度亦是常用的模型選擇標準, 其定義為:

$$L(i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[ D_t \log(\hat{D}_{it}) + (1 - D_t) \log(1 - \hat{D}_{it}) \right], \quad (11)$$

熵測度  $L(i)$  介於 0 與  $-\infty$  之間, 當  $L(i)$  越趨近於 0, 代表模型  $i$  預測景氣變化的能力越強。

假設當模型  $i$  預測第  $t$  期景氣衰退的機率超過 50%, 則我們就認定第  $t$  期的景氣為衰退。即令  $D_{it}^P$  為

$$D_{it}^P = \begin{cases} 1 & \text{若 } \hat{D}_{it} > 0.5 \\ 0 & \text{若 } \hat{D}_{it} < 0.5 \end{cases}$$

定義模型  $i$  正確認定各期景氣狀態的平均比率為

$$S(i) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| D_{it}^P + D_t - 1 \right|, \quad (12)$$

當  $S(i)$  愈大, 代表模型  $i$  正確判定景氣狀態的能力愈強。

表 7 為不同機率預測模型樣本內、外轉折點誤差之比較。首先就樣本內模型配適情況而言, 在全部樣本資料中, 以 MSLEAD-AR-LAG2 模型表現最佳, TPE 僅 0.13 為所有模型中最小; PROBIT-LAG5 模型則為次佳, TPE 為 0.14。而樣本內景氣衰退機率預測最糟者為 MSVAR-TV-LAG1 模型, TPE 為 0.30。其次我們區分景氣擴張與收縮期間, 比較不同模型的轉折點誤差表現, 發現所有模型在景氣擴張時期的 TPE 均相對較小, 而在景氣收縮時期的 TPE 則相對較大。其中景氣擴張時期以 MSVAR-LAG1 與 MSLEAD-LAG1 模型的 TPE 較小, 但在景氣衰退時期以 PROBIT-LAG5 模型的 TPE 表現最佳, 而 MSLEAD-AR-LAG2 次之。就不同模型樣本外轉折點預測表現來看, 以全體樣本而言, 以 PROBIT-LAG5 模型的 TPE 最小, 僅 0.11; MSLEAD-AR-LAG2 模型則為次佳者, TPE 為 0.14。再分別針對擴張與收縮期間來看, 其結果與各模型在樣本內表現大致相同, MSLEAD-AR-LAG2 與 PROBIT-LAG5 模型的表現不分軒輊。

表 8 我們分析各機率預測模型的熵指數與正確認定比例。其中熵指數無論在樣本內或樣本外, 均以 PROBIT-LAG5 模型最接近於 0, 其預測表現最佳, MSLEAD-AR-LAG2 模型

次之，而以 MSLEAD-LAG1 模型的預測表現最差。若比較各模型正確認定景氣高峰與谷底的比例，在樣本內以 MSLEAD-AR-LAG2 模型正確認定基準日期的比例最高；在樣本外則以 PROBIT-LAG5 模型正確認定轉折點的比例最高。此外值得注意的是：無論以哪一種指標，MSVAR-TV-LAG1 模型在樣本內的表現並不理想，但在樣本外表現似乎均為第三佳模型。反之，MSVAR-TV-LAG3 模型雖然樣本內表現尚可，但在樣本外轉折點預測表現則不理想。因此，我們也將 MSVAR-TV-LAG1 模型的實證結果列於本文中。

## 4.2 預測準確性檢定

由於不同模型的 TPE 測度為一隨機變數，不適合只比較不同模型間的 TPE 大小，就認定哪一模型的預測能力較佳，比較好的方式應從預測正確性檢定來判斷那一模型具有較佳的預測能力。文獻上常用的預測正確性檢定為 Diebold and Mariano (1995)，本節我們將以此檢定判斷那一模型預測表現較佳。

令  $E_t = (D_t - \hat{D}_{it})^2 - (D_t - \hat{D}_{jt})^2$ ，其中  $i, j$  分別代表不同的預測模型，則 Diebold and Mariano (1995) 檢定可表示為

$$DM = \frac{\sqrt{T}\bar{E}}{\sqrt{2\pi\hat{f}_E(0)}} \quad (13)$$

其中

$$2\pi\hat{f}_E(0) = \sum_{\tau=-(T-1)}^{T-1} \mathbf{1}\left(\frac{\tau}{W(T)}\right) \hat{r}_E(\tau),$$

$$\hat{r}_E(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=|\tau|+1}^T (E_t - \bar{E})(E_{t-|\tau|} - \bar{E}),$$

$$\mathbf{1}\left(\frac{\tau}{W(T)}\right) = \begin{cases} 1 & \text{當 } \left|\frac{\tau}{W(T)}\right| \leq 1 \\ 0 & \text{其他,} \end{cases} \quad \bar{E} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E_t$$

$\mathbf{1}(\cdot)$  代表不同的加權函數，例如，Bartlett window。若  $\bar{E}$  趨近於零，代表模型  $i$  與  $j$  的預測準確度相近。Diebold and Mariano (1995) 證明：當  $T$  趨近於無窮大，其統計量具漸進常態，即  $DM \xrightarrow{D} \mathcal{N}(0, 1)$ 。因此，我們可以檢定不同模型在景氣衰退機率預測方面何者較優，並與前小節以模型選擇準則的分析相互驗證。

表 9 為 Diebold and Mariano (1995) 的檢定結果。從樣本內檢定結果得知: PROBIT-LAG5 模型與 MSLEAD-AR-LAG2 模型的配適表現, 並無統計上顯著差異。但這兩個模型在估計景氣衰退機率的配適度顯著地優於其他模型。而就樣本外預測檢定結果而言: Diebold and Mariano (1995) 檢定並無法拒絕 PROBIT-LAG5、MSLEAD-AR-LAG2 與 MSVAR-TV-LAG1 等模型預測績效相同的虛無假設。因此, 從以上樣本內外檢定結果我們可以歸納得到: PROBIT-LAG5 與 MSLEAD-AR-LAG2 模型在估計或預測台灣景氣衰退機率明顯優於其他模型。若我們以景氣衰退機率是否大於 0.5 作為判定轉折點的依據, 則此二模型亦可作為我們預測台灣未來景氣轉折變化的最佳模型。

## 5 轉折點機率預測

根據以上實證結果, 若我們已知本期領先指標與基準循環變動率, 即可估計下一期景氣發生衰退或轉折點的機率。我們先檢視各模型在不同時點景氣衰退機率的估計表現, 其結果顯示於圖 3、圖 4 與圖 5, 圖中陰影部分為經建會認定的景氣衰退時期。我們發現 PROBIT-LAG5 模型與 MSLEAD-AR-LAG2 模型大致上均能捕捉到每一次高峰谷底日期, 因而能掌握景氣轉折變化。但 PROBIT-LAG5 模型對衰退機率估計的波動性較 MSLEAD-AR-LAG2 模型為大, 顯示其雖能掌握每一次景氣循環的變化, 但誤判景氣狀況的可能性亦相對提高。此外, 90 年代以後, MSLEAD-AR-LAG2 模型更能掌握台灣每一次景氣循環波動。至於其他模型的衰退機率估計表現則不甚理想, 其中以 MSVAR-TV-LAG3 模型衰退機率估計的波動性最大, MSLEAD-LAG1 模型衰退機率估計的波動性最小, 表示此二模型捕捉景氣變化的能力為過與不及。

為了進一步顯示 MSLEAD-AR-LAG2 模型在近幾次景氣循環中預測轉折點的能力, 我們將第四次至第十次循環中高峰谷底前後六個月的衰退機率估計值, 分別列於表 10 與表 11。首先針對景氣高峰認定能力而言, 除了第五次與第七次的轉折點判定外, MSLEAD-AR-LAG2 模型所估計的衰退機率均提前預告景氣將步入衰退, 即景氣衰退機率在經建會公布日期之前就超過 50%, 故其認定的高峰日期均較經建會認定的日期為早。另一方面, 就景氣谷底認定能力而言, 除了第五次轉折點外, MSLEAD-AR-LAG2 模型估計之衰退機率亦較經建會的谷底日期提前低於 50%, 即事先預告景氣將逐漸復甦, 故其認定的谷底日期也比經建會所認定

日期為早。值得注意的是：MSLEAD-AR-LAG2 模型在預測第五次景氣循環高峰谷底的表现較差。此次循環衰退期大約位於第二次能源危機附近，且第五次景氣循環具有大循環中存在小循環的景氣波動性質，整個景氣循環期長達 96 個月，造成 MSLEAD-AR-LAG2 模型認定能力較差。然而，第十一次景氣循環與第五次景氣循環的性質接近，由於 SARS 事件影響，使得第十一次景氣循環中亦存在小循環波動，但 MSLEAD-AR-LAG2 模型對此事件的反應則較具頑強性，請參考圖 5。故不同於 PROBIT-LAG5 模型，MSLEAD-AR-LAG2 模型所估計的衰退機率對 SARS 事件之短暫外生衝擊並不敏感。

由於國內實證文獻發現<sup>5</sup>：台灣經濟在 90 年代以後產生結構性改變。因此我們只利用 1990 年 1 月至 2003 年 12 月的資料，重新估計 PROBIT-LAG5 模型與 MSLEAD-AR-LAG2 模型，並利用此模型估計結果對 2004 年 1 月至 2005 年 5 月的景氣衰退機率進行 one-step-ahead 預測，同時判定第十一次景氣循環的高峰日期。針對 MSLEAD-AR-LAG2 模型而言，每一次 one-step-ahead 機率預測均是將最新一期資料代入，以 recursive 方法重新估計模型係數，再進行一期景氣衰退機率預測。而就 probit 模型，亦以最新一期領先指標變動率資料反覆代入所估計的模型中，更新其景氣衰退機率的預測值。

圖 6 與表 12 為兩模型景氣衰退機率預測結果。其中 MSLEAD-AR-LAG2 模型預測景氣衰退的機率於 2004 年 7 月超過 0.5，其預測值 (0.57) 亦較前一個月 (0.01) 大幅上升，且 MSLEAD-AR-LAG2 模型預測往後各月的景氣衰退機率均大於 0.5，並持續上升至 0.99。此模型預測顯示：台灣第十一次景氣循環可能在 2004 年 6 月達到高峰，而於 2004 年 7 月開始進入景氣收縮期間，故此次景氣循環的擴張期總共持續了 33 個月。雖然本計畫認為第十一次景氣循環的擴張期較前兩次循環擴張期為長，但仍低於歷年景氣循環擴張期的平均值 (或中位數)。且此次擴張期中包含 SARS 事件的短暫外生衝擊影響，不宜過早認定第十一次景氣循環擴張期已提前結束。

另一方面，PROBIT-LAG5 模型預測的景氣衰退機率則於 2004 年 10 月超過 0.5，並於往後各月繼續上升，顯示 PROBIT-LAG5 模型認定台灣第十一次景氣循環的高峰位於 2004 年 9 月，景氣擴張期共持續了 36 個月。因此，MSLEAD-AR-LAG2 模型所認定景氣衰退期較早發生，其在第十一次景氣循環轉折點預測上，較 PROBIT-LAG5 模型能提前掌握未來景

<sup>5</sup>如徐之強 (2001)，饒秀華、林修葳、黎明淵 (2001) 等。



氣變化方向,且不易受到短暫外生衝擊的影響(如 SARS 事件),故發生景氣狀態誤判的機率較小,此部分可提供政府擬定經濟穩定政策之參考。

## 6 結論

本計畫從預測能力的角度出發,在不同的機率模型中,考慮領先指標落後項變數,希望透過這些訊息,及早掌握未來景氣變化與高峰谷底日期。我們首先探討領先指標與基準循環間的相關性,並比較不同模型預測景氣衰退機率的表現,找出最佳的轉折點預測模型,以提升對景氣循環轉折點預測之精確性。實證結果發現 PROBIT-LAG5 與 MSLEAD-AR-LAG2 模型在樣本內與樣本外預測績效表現上,明顯優於其他模型。本計畫亦估計 2004 年以後景氣發生衰退的機率,發現台灣第十一次景氣循環的高峰大約位於 2004 年 6 月,而 2004 年 7 月到目前為第十一次景氣循環的收縮期,此實證結果可提供政府執行穩定政策之參考。本計畫未來的延伸方向可著重於景氣循環中不對稱性質,強調隨著景氣狀態處於擴張或收縮時期,領先指標變動對基準循環變動的預測能力亦有所不同,因而影響轉折點的機率預測,結合門檻變數與馬可夫轉換模型似乎可以作為未來研究的方向。

## 參考文獻

- 徐之強 (2001), 多次結構變動下趨勢穩定與差分穩定之認定—台灣總體資料實證研究, 《經濟論文》, **29**, 321–339。
- 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, 《經濟論文》, **29**, 297–320。
- Birchenhall, C. R., H. Jessen, D. R. Osborn, and P. Simpson (1999). Predicting US business-cycle regimes, *Journal of Business and Economic Statistics*, **17**, 313–323.
- Camacho, M. and G. Pérez-Quiros (2002). This is what the leading indicators lead, *Journal of Applied Econometrics*, **17**, 61–80.
- Chauvet, M. and J. M. Piger (2003). Identifying business cycle turning points in real time, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March/April, 47–61.
- Diebold, F. X. and R. Mariano (1995). Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, **13**, 253–263.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1989). Scoring the leading indicators, *Journal of Business*, **62**, 369–391.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1991a). Forecasting output with the composite leading index: A real-time analysis, *Journal of the American Statistical Association*, **86**, 603–610.
- Diebold, F. X. and G. D. Rudebusch (1991b). Turning point prediction with the composite leading index: An ex ante analysis, in *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, K. Lahiri and G. H. Moore, eds., 231–256, Cambridge University Press.
- Estrella, A. (1998). A new measure of fit for equations with dichotomous dependent

- variables, *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**, 198–205.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1998). Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 45–61.
- Filardo, A. J. (1994). Business cycle phases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 279–288.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, **57**, 357–384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. and G. Pérez-Quiros (1996). What do the leading indicators lead? *Journal of Business* **69**, 27–49.
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, **454**, Berlin: Springer
- Layton, A. P. (1996). Dating and predicting phase changes in the U.S. business cycle, *International Journal of Forecasting*, **12**, 417–28.
- Stock, J. and M. Watson (1993). A procedure for predicting recessions with leading indicators: Econometric issues and recent experience, in *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, J. Stock and M. Watson, eds., University of Chicago Press.

表 1: 台灣歷次景氣循環高峰谷底日期

循環順序	谷底	高峰	谷底	擴張期 (月)	收縮期 (月)
1	1954:11	1955:11	1956: 9	12	10
2	1956: 9	1964: 9	1966: 1	96	16
3	1966: 1	1968: 8	1969:10	31	14
4	1969:10	1974: 2	1975: 2	52	12
5	1975: 2	1980: 1	1983: 2	59	37
6	1983: 2	1984: 5	1985: 8	15	15
7	1985: 8	1989: 5	1990: 8	45	15
8	1990: 8	1995: 2	1996: 3	54	13
9	1996: 3	1997:12	1998:12	21	12
10	1998:12	2000: 9	2001: 9	21	12
平均擴張、收縮月數 (中位數)				40.6 (38)	15.6 (13.5)

資料來源: 行政院經濟建設委員會

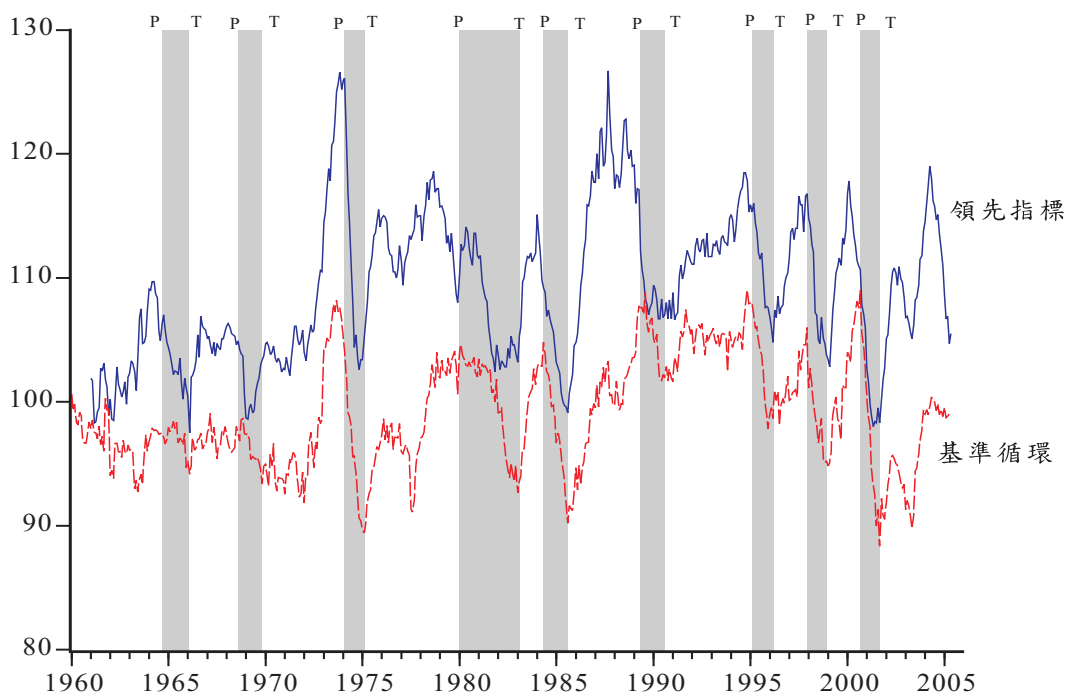


圖 1: 領先指標與基準循環

表 2: 領先指標與基準循環高峰谷底之比較

循環順序	基準循環	領先指標	領先(-)落後(+)月份數	領先景氣深度 (%)	
2	高峰	1964: 9	1964: 4	-5	-3.15
	谷底	1966: 1	1966: 2	+1	-3.03
3	高峰	1968: 8	1968: 2	-6	-1.33
	谷底	1969:10	1969: 2	-8	+4.37
4	高峰	1974: 2	1973:11	-3	-0.40
	谷底	1975: 2	1974:11	-3	+2.50
5	高峰	1980: 1	1978: 9	-16	-7.26
	谷底	1983: 2	1981:11	-15	+2.79
6	高峰	1984: 5	1984: 1	-4	-5.26
	谷底	1985: 8	1985: 8	0	0.00
7	高峰	1989: 5	1988: 8	-9	-9.12
	谷底	1990: 8	1990: 5	-3	+0.28
8	高峰	1995: 2	1994:10	-4	-2.74
	谷底	1996: 3	1996: 3	0	0.00
9	高峰	1997:12	1997:12	0	0.00
	谷底	1998:12	1999: 2	+2	-0.97
10	高峰	2000: 9	2000: 2	-7	-6.22
	谷底	2001: 9	2001: 5	-4	+3.06
平均落後月份數 (中位數)			-4.7 (-4)		
高峰 (谷底) 領先景氣平均深度				-3.9 (+1.0)	

資料來源: 行政院經濟建設委員會與作者自行整理。

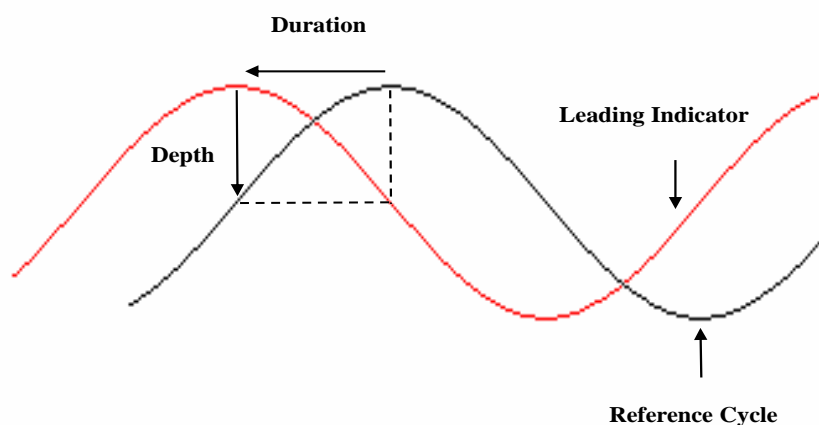


圖 2: 景氣循環深度與持續期間

表 3: Granger 因果關係檢定

$H_0$	$F$ 統計量 ( $p$ 值)			
	$\ell = 1$	$\ell = 2$	$\ell = 3$	$\ell = 4$
領先指標 $\nrightarrow$ 基準循環	7.07 (0.01)	3.21 (0.04)	5.68 (0.00)	5.12 (0.00)
基準循環 $\nrightarrow$ 領先指標	0.91 (0.34)	0.61 (0.54)	0.59 (0.62)	0.39 (0.82)
領先指標 $\nrightarrow$ 經濟成長	18.06 (0.00)	8.47 (0.00)	6.06 (0.00)	3.50 (0.01)
經濟成長 $\nrightarrow$ 領先指標	0.04 (0.85)	0.27 (0.76)	0.91 (0.44)	0.26 (0.91)

註：檢定領先指標與基準循環間因果關係的資料期間為 1961 年 1 月至 2004 年 12 月，共 528 個觀察值。檢定領先指標與經濟成長間因果關係的資料期間為 1961 年第 1 季至 2004 年第 4 季，共 176 個觀察值。 $\ell$  代表所設定之落後期數。

表 4: 不同轉折點預測模型參數估計值

模型	模型估計	似然函數值	SIC
PROBIT-LAG5	$P(D_t = 1) = \Phi(-0.70 - 0.28 x_{t-1} - 0.26 x_{t-2} - 0.30 x_{t-3} - 0.32 x_{t-4} - 0.29 x_{t-5})$ <p style="text-align: center;">(0.12) (0.05) (0.05) (0.06) (0.06)</p> <p>McFadden <math>R^2 = 0.30</math></p>	$\mathcal{L} = -222.6$	0.92
MSI-AR-LAG2	$\hat{y}_t = \hat{c}_{y,s_t} - 0.17 y_{t-1} + 0.06 y_{t-2} + 0.09 x_{t-1} + 0.09 x_{t-2}$ <p style="text-align: center;">(0.04) (0.05) (0.05) (0.05)</p> $\hat{x}_t = \hat{c}_{x,s_t} + 0.02 y_{t-1} - 0.03 y_{t-2} + 0.11 x_{t-1} + 0.15 x_{t-2}$ <p style="text-align: center;">(0.05) (0.04) (0.05) (0.05)</p> $\hat{c}_{y,1} = 0.03, \hat{c}_{y,2} = -0.12, \hat{c}_{x,1} = 0.06, \hat{c}_{x,2} = -0.15, p_{11} = 0.95, p_{22} = 0.81$ <p style="text-align: center;">(0.07) (0.26) (0.06) (0.23) (0.03) (0.01)</p>	$\mathcal{L} = -1685$	6.65
MSVAR-LAG1	$s_t = 1$ $\hat{y}_t = 0.20 - 0.24 y_{t-1} + 0.06 x_{t-1}, \hat{x}_t = 0.13 - 0.04 y_{t-1} + 0.09 x_{t-1}$ <p style="text-align: center;">(0.08) (0.06) (0.06) (0.07) (0.05)</p> $s_t = 2$ $\hat{y}_t = -1.74 - 0.45 y_{t-1} + 0.06 x_{t-1}, \hat{x}_t = -0.93 - 0.11 y_{t-1} + 0.20 x_{t-1}$ <p style="text-align: center;">(0.38) (0.16) (0.13) (0.35) (0.15) (0.17)</p> $p_{11} = 0.98, p_{22} = 0.84$ <p style="text-align: center;">(0.0001) (0.005)</p>	$\mathcal{L} = -657.6$	2.89

註: 括號內數值為標準誤。



表 5: 不同轉折點預測模型參數估計值

模型	模型估計	似然函數值	SIC
MSVAR-TV-LAG1	$s_t = 1$ $\hat{y}_t = 0.02 - 0.16 y_{t-1} + 0.11 x_{t-1}, \hat{x}_t = 0.06 - 0.06 y_{t-1} + 0.22 x_{t-1}$ (0.15) (0.06) (0.07) (0.08) (0.05) (0.06) $s_t = 2$ $\hat{y}_t = -0.08 - 0.23 y_{t-1} + 0.14 x_{t-1}, \hat{x}_t = -0.34 + 0.23 y_{t-1} - 0.05 x_{t-1}$ (0.50) (0.15) (0.10) (0.56) (0.18) (0.16) $p_{11} = 0.98, p_{22} = 0.88, \sigma_{11,1} < \sigma_{11,2}, \sigma_{12,1} < \sigma_{12,2}, \sigma_{22,1} < \sigma_{22,2}$ (0.0002) (0.01)	$\mathcal{L} = -653.5$	2.91
MSVAR-TV-LAG3	$s_t = 1$ $\hat{y}_t = 0.08 - 0.19 y_{t-1} + 0.07 x_{t-1} + 0.05 y_{t-2} + 0.13 x_{t-2} + 0.01 y_{t-3} + 0.04 x_{t-3}$ (0.08) (0.07) (0.08) (0.07) (0.07) (0.13) (0.08) $\hat{x}_t = 0.08 - 0.06 y_{t-1} + 0.16 x_{t-1} - 0.14 y_{t-2} + 0.25 x_{t-2} - 0.02 y_{t-3} + 0.17 x_{t-3}$ (0.07) (0.06) (0.07) (0.06) (0.07) (0.08) (0.09) $s_t = 2$ $\hat{y}_t = -0.19 - 0.07 y_{t-1} - 0.05 x_{t-1} + 0.35 y_{t-2} - 0.25 x_{t-2} + 0.38 y_{t-3} + 0.36 x_{t-3}$ (0.16) (0.13) (0.15) (0.20) (0.24) (0.12) (0.19) $\hat{x}_t = -0.22 + 0.33 y_{t-1} - 0.26 x_{t-1} + 0.60 y_{t-2} - 0.31 x_{t-2} + 0.32 y_{t-3} - 0.31 x_{t-3}$ (0.21) (0.18) (0.28) (0.39) (0.24) (0.23) (0.15) $p_{11} = 0.90, p_{22} = 0.68, \sigma_{11,1} < \sigma_{11,2}, \sigma_{12,1} < \sigma_{12,2}, \sigma_{22,1} < \sigma_{22,2}$ (0.004) (0.01)	$\mathcal{L} = -669.0$	3.17

註: 括號內數值為標準誤。

表 6: 不同轉折點預測模型參數估計值

模型	模型估計	概似函數值	SIC
MSLEAD-LAG1	$\hat{y}_t = \hat{\mu}_{y,s_t} - 0.03 (x_{t-1} - \hat{\mu}_{x,s_t}), \hat{x}_t = \hat{\mu}_{x,s_{t+1}} + 0.07 (x_{t-1} - \hat{\mu}_{x,s_t})$ $(0.05)$ $\hat{\mu}_{y,1} = 0.07, \hat{\mu}_{y,2} = -1.59, \hat{\mu}_{x,1} = 0.11, \hat{\mu}_{x,2} = -2.14$ $(0.06) \quad (0.37) \quad (0.06) \quad (0.46)$ $p_{11} = 0.99, p_{22} = 0.73$ $(0.01) \quad (0.14)$	$\mathcal{L} = -746.3$	2.96
MSLEAD-AR-LAG2	$\hat{y}_t = \hat{\mu}_{y,s_t} - 0.30 (y_{t-1} - \hat{\mu}_{y,s_{t-1}}) + 0.07 (x_{t-1} - \hat{\mu}_{x,s_{t+1}}) - 0.02 (x_{t-2} - \hat{\mu}_{x,s_t})$ $(0.05) \quad (0.05)$ $\hat{x}_t = \hat{\mu}_{x,s_{t+2}} + 0.04 (x_{t-1} - \hat{\mu}_{x,s_{t+1}}) + 0.08 (x_{t-2} - \hat{\mu}_{x,s_t})$ $(0.05) \quad (0.05)$ $\hat{\mu}_{y,1} = 0.22, \hat{\mu}_{y,2} = -0.90, \hat{\mu}_{x,1} = 0.24, \hat{\mu}_{x,2} = -0.91$ $(0.06) \quad (0.15) \quad (0.08) \quad (0.18)$ $p_{11} = 0.97, p_{22} = 0.86$ $(0.01) \quad (0.05)$	$\mathcal{L} = -727.3$	2.92

註: 刮號內數值為標準誤。

表 7: 不同模型樣本內外轉折點預測誤差比較

	全樣本		擴張期		收縮期	
	樣本內	樣本外	樣本內	樣本外	樣本內	樣本外
PROBIT-LAG5	0.14	0.11	0.07	0.08	0.30	0.15
MSI-AR-LAG2	0.28	0.22	0.11	0.05	0.70	0.50
MSVAR-LAG1	0.19	0.25	0.01	0.01	0.61	0.66
MSVAR-TV-LAG1	0.30	0.18	0.10	0.11	0.74	0.29
MSVAR-TV-LAG3	0.23	0.33	0.10	0.004	0.53	0.88
MSLEAD-LAG1	0.26	0.25	0.01	0.01	0.86	0.65
MSLEAD-AR-LAG2	0.13	0.14	0.02	0.07	0.39	0.26

註: 樣本內期間為 1961 年 1 月至 2004 年 12 月, 共 528 個觀察值; 樣本外預測期間為 1996 年 1 月至 2001 年 12 月, 共 72 個觀察值。

表 8: 不同轉折點模型預測正確性之比較

	熵指數		正確認定比例	
	樣本內	樣本外	樣本內	樣本外
PROBIT-LAG5	-0.43	-0.33	0.79	0.86
MSI-AR-LAG2	-0.95	-0.64	0.69	0.64
MSVAR-LAG1	-0.87	-1.05	0.78	0.72
MSVAR-TV-LAG1	-1.11	-0.54	0.64	0.78
MSVAR-TV-LAG3	-0.99	-1.41	0.71	0.63
MSLEAD-LAG1	-1.79	-1.42	0.72	0.71
MSLEAD-AR-LAG2	-0.52	-0.50	0.83	0.81

註: 樣本內期間為 1961 年 1 月至 2004 年 12 月, 共 528 個觀察值; 樣本外預測期間為 1996 年 1 月至 2001 年 12 月, 共 72 個觀察值。

表 9: 預測景氣衰退機率績效檢定

	PROBIT- LAG5	MSI-AR- LAG2	MSVAR- LAG1	MSVAR- TV-LAG1	MSVAR- TV-LAG3	MSLEAD- LAG1	MSLEAD- LAG1	MSLEAD- AR-LAG2
樣本內								
PROBIT-LAG5	0.00							
MSI-AR-LAG2	-5.69*	0.00						
MSVAR-LAG1	-2.67*	4.20*	0.00					
MSVAR-TV-LAG1	-6.20*	-2.26*	-4.33*	0.00				
MSVAR-TV-LAG3	-4.37*	1.77*	-1.77*	2.93*	0.00			
MSLEAD-LAG1	-4.98*	0.29	-4.17*	1.68*	-1.31	0.00		
MSLEAD-AR-LAG2	0.35	6.36*	4.35*	6.48*	4.38*	5.80*		0.00
樣本外								
PROBIT-LAG5	0.00							
MSI-AR-LAG2	-2.60*	0.00						
MSVAR-LAG1	-2.47*	-0.66	0.00					
MSVAR-TV-LAG1	-1.51	1.26	1.24	0.00				
MSVAR-TV-LAG3	-3.06*	-2.52*	-1.87*	-2.14*	0.00			
MSLEAD-LAG1	-2.20*	-0.59	0.00	-0.98	1.64	0.00		
MSLEAD-AR-LAG2	-0.86	1.93*	1.65*	0.65	2.55*	1.97*		0.00

註: 其中 DM 統計量是以行之誤差平方減去列之誤差平方加以計算得出。\* 代表 10% 顯著水準下, 雙尾檢定拒絕模型預測績效無差異之虛無假設。若正顯著代表列模型優於行模型, 若負顯著代表行模型優於列模型。

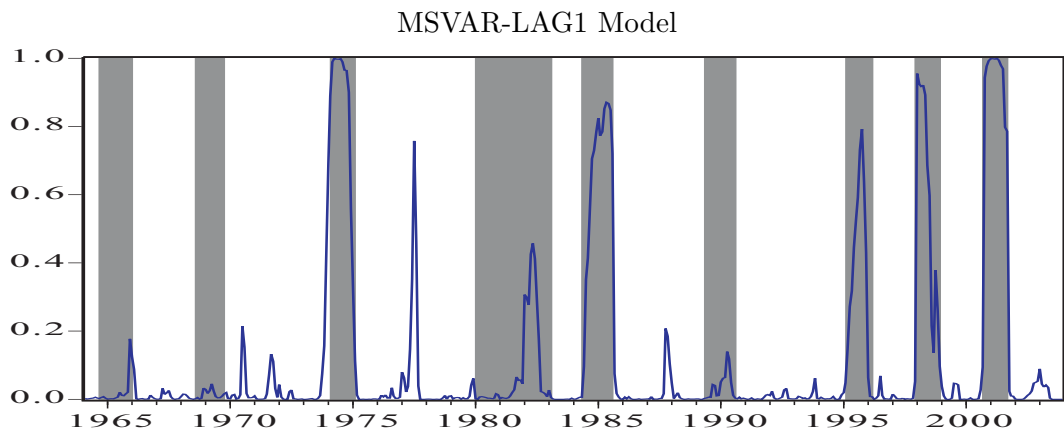
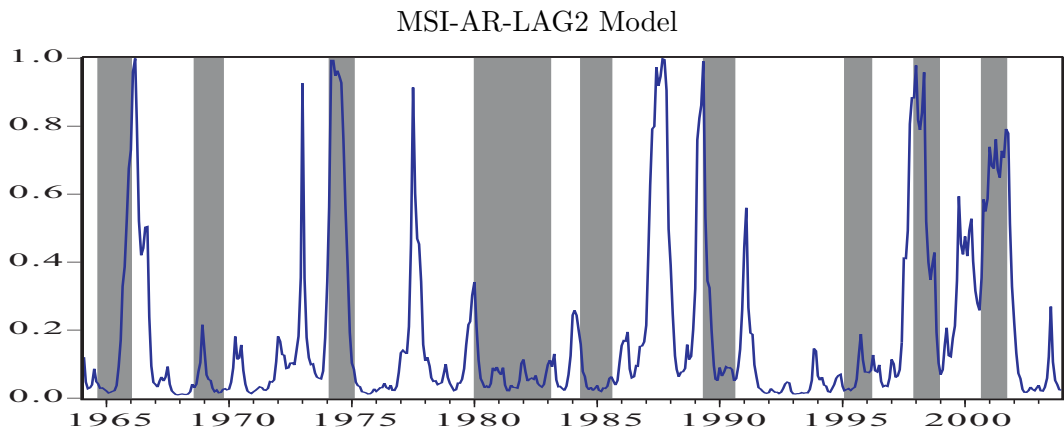
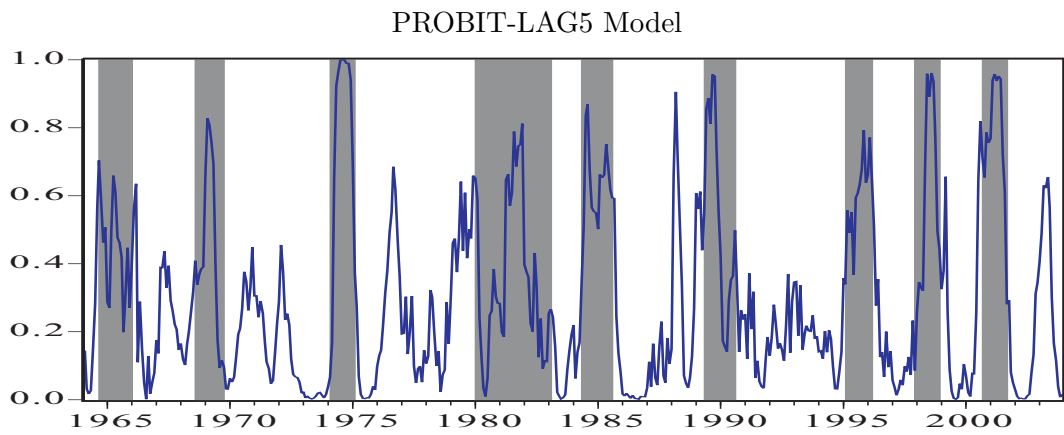


圖 3: 不同模型景氣衰退機率與 CEPD 基準日期之比較

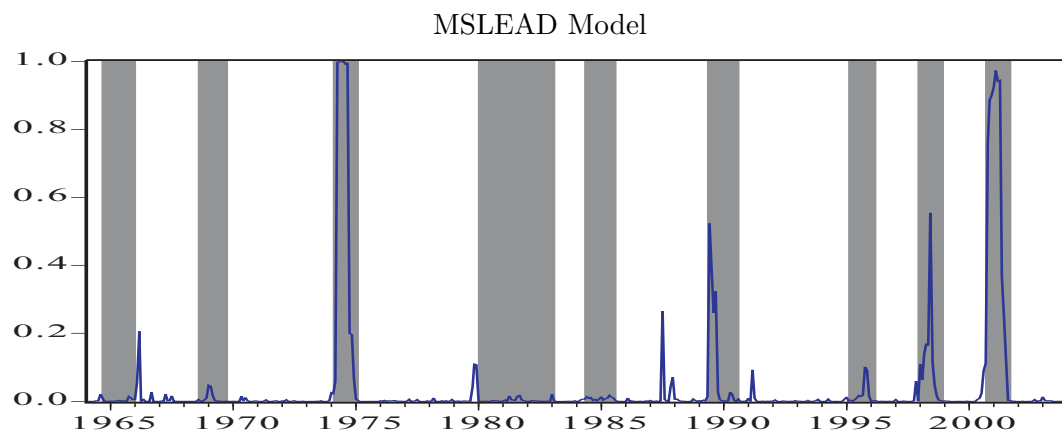
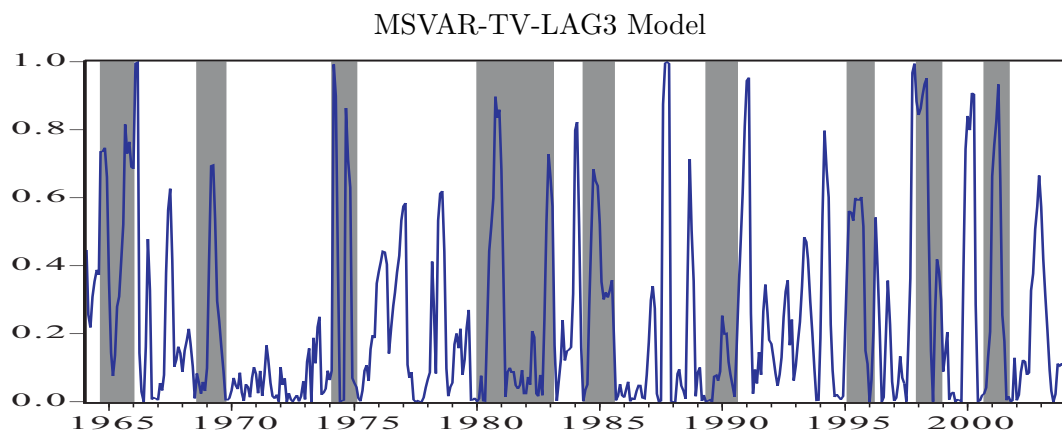
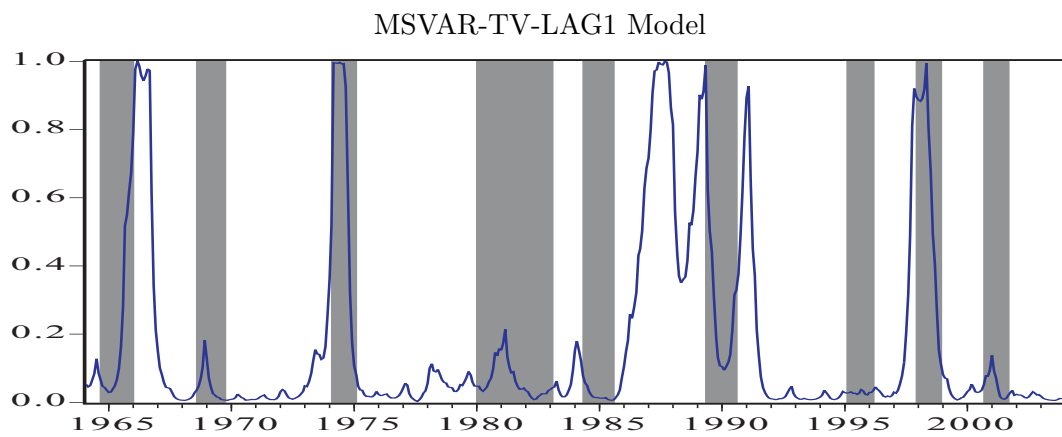


圖 4: 不同模型景氣衰退機率與 CEPD 基準日期之比較

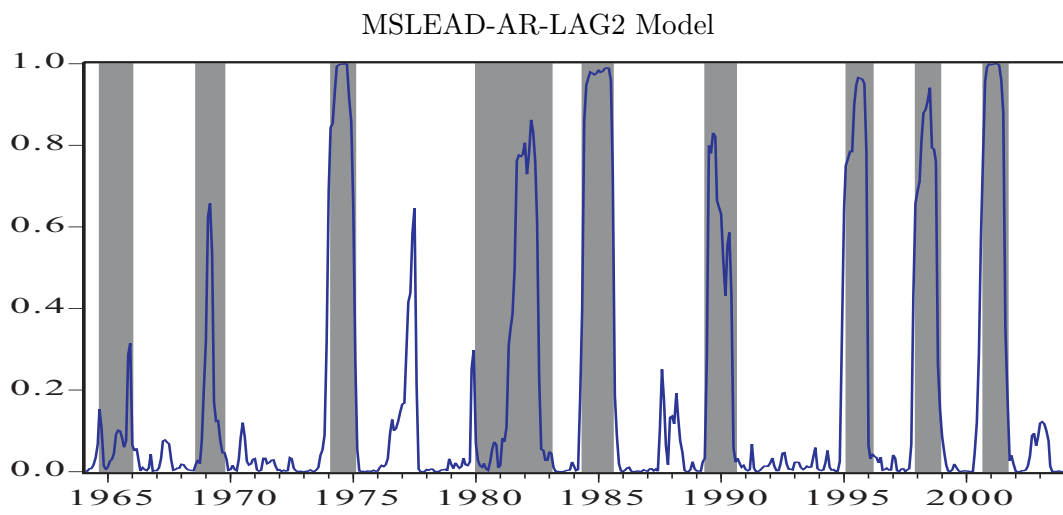


圖 5: 不同模型景氣衰退機率與 CEPR 基準日期之比較

表 10: 歷次景氣循環高峰附近之衰退機率

第四次		第五次		第六次		第七次		第八次		第九次		第十次	
日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率
1973:08	0.011	1979:07	0.033	1983:11	0.005	1988:11	0.024	1994:08	0.006	1997:06	0.008	2000:03	0.000
1973:09	0.040	1979:08	0.017	1983:12	0.024	1988:12	0.007	1994:09	0.001	1997:07	0.001	2000:04	0.001
1973:10	0.054	1979:09	0.015	1984:01	0.013	1989:01	0.002	1994:10	0.001	1997:08	0.005	2000:05	0.043
1973:11	0.090	1979:10	0.024	1984:02	0.003	1989:02	0.002	1994:11	0.025	1997:09	0.007	2000:06	0.121
1973:12	0.318	1979:11	0.252	1984:03	0.005	1989:03	0.002	1994:12	0.347	1997:10	0.067	2000:07	0.287
1974:01	0.689	1979:12	0.298	1984:04	0.178	1989:04	0.024	1995:01	0.644	1997:11	0.433	2000:08	0.576
<b>1974:02</b>	<b>0.843</b>	<b>1980:01</b>	<b>0.068</b>	<b>1984:05</b>	<b>0.399</b>	<b>1989:05</b>	<b>0.033</b>	<b>1995:02</b>	<b>0.750</b>	<b>1997:12</b>	<b>0.658</b>	<b>2000:09</b>	<b>0.772</b>
1974:03	0.853	1980:02	0.027	1984:06	0.860	1989:06	0.281	1995:03	0.766	1998:01	0.687	2000:10	0.955
1974:04	0.928	1980:03	0.015	1984:07	0.947	1989:07	0.799	1995:04	0.785	1998:02	0.711	2000:11	0.991
1974:05	0.993	1980:04	0.011	1984:08	0.964	1989:08	0.780	1995:05	0.785	1998:03	0.810	2000:12	0.999
1974:06	0.997	1980:05	0.020	1984:09	0.980	1989:09	0.831	1995:06	0.899	1998:04	0.880	2001:01	0.998
1974:07	0.999	1980:06	0.007	1984:10	0.977	1989:10	0.822	1995:07	0.948	1998:05	0.887	2001:02	0.998

註: 粗體字為經建會公佈之高峰日期。當第  $t$  期衰退機率上升超過 50%, 即表示第  $t$  期景氣轉為衰退, 而第  $t - 1$  期即為所預測之高峰。



表 11: 歷次景氣循環谷底附近之衰退機率

第四次		第五次		第六次		第七次		第八次		第九次		第十次	
日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率	日期	機率
1974:08	0.999	1982:08	0.227	1985:02	0.979	1990:02	0.515	1995:09	0.964	1998:06	0.908	2001:03	1.000
1974:09	1.000	1982:09	0.055	1985:03	0.981	1990:03	0.432	1995:10	0.962	1998:07	0.941	2001:04	1.000
1974:10	0.999	1982:10	0.053	1985:04	0.988	1990:04	0.557	1995:11	0.951	1998:08	0.794	2001:05	0.996
1974:11	0.914	1982:11	0.028	1985:05	0.990	1990:05	0.586	1995:12	0.781	1998:09	0.790	2001:06	0.960
1974:12	0.858	1982:12	0.028	1985:06	0.989	1990:06	0.431	1996:01	0.064	1998:10	0.759	2001:07	0.879
1975:01	0.648	1983:01	0.049	1985:07	0.958	1990:07	0.059	1996:02	0.032	1998:11	0.261	2001:08	0.352
<b>1975:02</b>	0.266	<b>1983:02</b>	0.044	<b>1985:08</b>	0.729	<b>1990:08</b>	0.023	<b>1996:03</b>	0.044	<b>1998:12</b>	0.151	<b>2001:09</b>	0.187
1975:03	0.056	1983:03	0.011	1985:09	0.187	1990:09	0.033	1996:04	0.037	1999:01	0.087	2001:10	0.027
1975:04	0.002	1983:04	0.001	1985:10	0.087	1990:10	0.020	1996:05	0.035	1999:02	0.049	2001:11	0.040
1975:05	0.001	1983:05	0.001	1985:11	0.019	1990:11	0.011	1996:06	0.021	1999:03	0.017	2001:12	0.020
1975:06	0.001	1983:06	0.000	1985:12	0.002	1990:12	0.016	1996:07	0.036	1999:04	0.002	2002:01	0.001
1975:07	0.000	1983:07	0.000	1986:01	0.001	1991:01	0.006	1996:08	0.004	1999:05	0.001	2002:02	0.000

註: 粗體字為經建會公佈之谷底日期。當第  $t$  期衰退機率降低於 50%, 即表示第  $t$  期景氣轉為復甦, 而第  $t - 1$  期即為所預測之谷底。

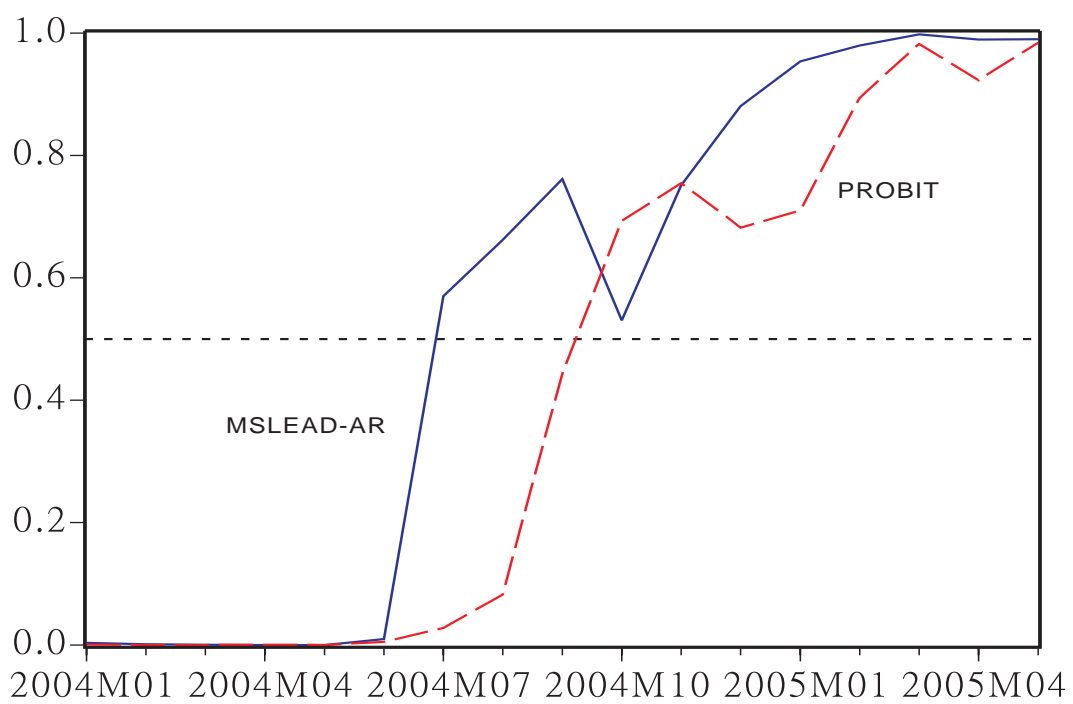


圖 6: 第十一次景氣循環的轉折點預測

表 12: 第十一次景氣循環的轉折點預測

日期	MSLEAD-AR-LAG2	PROBIT-LAG5
2004:01	0.004	0.001
2004:02	0.001	0.000
2004:03	0.001	0.000
2004:04	0.000	0.000
2004:05	0.000	0.000
<b>2004:06</b>	0.010	0.005
2004:07	<b>0.570</b>	0.028
2004:08	0.662	0.082
<b>2004:09</b>	0.761	0.443
2004:10	0.530	<b>0.693</b>
2004:11	0.751	0.755
2004:12	0.880	0.682
2005:01	0.954	0.710
2005:02	0.979	0.894
2005:03	0.998	0.982
2005:04	0.990	0.923
2005:05	0.990	0.984

註: 模型估計期間為 1990 年 1 月至 2003 年 12 月, 利用遞迴估計方法, 進行 one-step-ahead 預測。