

編號：(101) 044.212

臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進

計畫主持人：黃裕烈

協同主持人：陳淑玲

研究人員：曾麗玲、賴昭安、王敏如

委託單位：行政院經濟建設委員會

研究單位：國立清華大學

本報告內容係研究單位之觀點，不代表委託機關之意見

行政院經濟建設委員會

民國 101 年 10 月

摘要

本計畫主要是利用 Stock and Watson (2002) 與 Bai and Ng (2002) 所發展出的擴散指數模型，嘗試從眾多總體變數中選取一些代表性的指標構成項目，並依據綜合指數法將各項構成項目合成一項新基準循環以提升基準循環指標編製的精確性。實證結果發現，「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」、「製造業銷售量指數」、「批發零售暨餐飲業營業額」、「工業及服務業加班工時」與「實質海關出口值」等變數均是一些值得考量的指標構成項目選項。此外，相較於既有的基準循環數列，利用上述指標構成項目所新編的數列，其所認定的峰谷時點會比較接近於經建會公布的峰谷時點。這結果顯示，新編的指標數列確實可以幫助我們了解台灣的景氣狀況。

Abstract

The primary interest of this study is to evaluate the composite variables from the existing reference series and construct an alternative series which can better present economic situation in Taiwan. Specifically, we applied the diffusion index model developed by Stock and Watson (2002) and Bai and Ng (2003) to select key variables among numerous macroeconomic variables for constructing the reference series. Our empirical evidences indicate that some variables, including Real Gross Domestic Product, Industrial Production Index, Index of Producer's Shipment for Manufacturing, Sales of Wholesale, Retail and Food Services, Average Monthly Overtime in Industry and Services (Hours) and Real Customs-Cleared Exports, are good candidate variables for constructing the reference series. Also, compared with the peak and trough points in the business cycle suggested by the existing reference series, the peak and trough points in the business cycle identified from our alternative reference series are more consistent with those suggested by the Council for Economic Planning and Development in Taiwan. This implies that our alternative reference series is indeed a better business indicator of Taiwan economic situation.

目錄

1. 前言	1
2. 基準循環數列	3
2.1 主要國家景氣相關數列	3
2.2 經建會基準循環數列之構成項目	4
3. 研究方法	6
4. 資料內容	10
5. 實證分析	13
5.1 主要因子數列	14
5.2 總體變數之篩選結果	17
5.3 構成項目之建議	22
5.4 新、舊基準循環數列之比較	25
6. 結論	31
參考文獻	33
附錄 I	36
I.1 傳統的分析結果	36
I.2 近期的分析結果	37
I.3 估算因子個數	40
I.4 一般化主成分分析	41
I.5 動態因子模型	43
I.6 Bry and Boschan (1971) 轉折點判定規則	44
附錄 II: 所有實證資料結果	45
附錄 III: 審查會議紀錄與回覆	51
附錄 IV: 程式使用手冊	60

1. 前言

依據行政院經濟建設委員會（以下簡稱經建會）的定義，基準循環數列（reference series）係用來刻劃景氣循環變化的重要經濟指標。該數列的主要功能除了用來做為判斷景氣循環（business cycles）轉折時點（即高峰/谷底）之重要依據外，亦是篩選指標構成項目的重要判斷標準。在國外（如經濟合作暨發展組織 OECD），常以單一數列來做為基準循環數列，但依據 Burns and Mitchell (1946) 的定義，景氣循環是指不同經濟變數間的「共移」（co-movement）現象。既然景氣循環強調個別經濟變數之間的共移性，那麼就不適宜只用單一經濟變數來做為景氣的代理變數。據此，目前經建會是以多項數列（包括「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」、「製造業銷售量指數」、「批發零售暨餐飲業營業額指數」及「非農業部門就業人數」等）綜合而成基準循環數列。

由於基準循環數列對了解台灣經濟狀況有其重要性，因此如何建構該數列便是一個重要的研究課題，也是學者相當關心的議題。此外，近年國內、外經濟環境已歷經相當大的變動（如 2008 年金融危機），產業結構已與過去有所不同（如服務業占國內生產毛額比重愈來愈大），因此重新檢討基準循環數列的構成項目確實有其必要性。基於上述理由，本計畫主要目的為重新檢討台灣的基準循環數列。從計量經濟的角度來看，建構基準循環數列可分成二個方向來討論：首先是如何在眾多的數列中篩選出重要的經濟變數，以利後續建構基準循環數列。其次，便是將這些篩選出的經濟變數加權綜合而成單一數列。本計畫主要著重在第一個部份：即如何在眾多的數列中篩選出重要的經濟變數。至於第二部份，為了方便與過去基準循環數列進行比較，本計畫還是會依循經建會現行的綜合指數法進行編制。

文獻上用來篩選重要經濟變數的方法很多，例如美國國家經濟研究

局（簡稱 NBER）在景氣指標篩選變數的過程中，主要是依據兩個重要的認定準則來篩選變數：一為經濟重要性（economic significance）、二為統計充足性（statistical adequacy）。而經建會景氣指標構成項目的選取方式則以經濟重要性、統計充足性、循環對應性（conformity）、資料及時性（prompt availability）、時間一致性（consistency of timing）以及曲線平滑性（smoothness）六大標準來選取變數；詳見徐志宏（2010）以及許秀珊（2008）。除上述準則外，也有一些文獻是利用計量方法來選取變數，如 Miller（2002）的 subset selection 方式，Tibshirani（1996）所提出的 least absolute shrinkage and selection operator 方法與 Efron et al.（2004）所提出的 least angle regression 等方法均是常用的選取變數方式。然而，上述這些計量方法都不適用於本計畫內容，主要是因為利用上述計量方式來選取變數時，均需要某一基礎數列來相對照；即利用此基礎數列來選取變數，使該變數與基礎數列的相關性較大。但從本計畫的內容可知，我們並無任何基礎數列可以對照，因為我們的目的就是要估算出該基礎數列（即基準循環數列）。

為解決上述計量問題，本計畫嘗試以 Stock and Watson（2002）、Bai and Ng（2002）、Bai（2003）、Stock and Watson（2005）以及 Bai and Ng（2008）所發展出的擴散指數（diffusion index）模型，將選取變數視為維度縮減（dimension reduction）的問題，嘗試利用因子分析方法（factor analysis）找出代表性因子（factors），並利用代表性因子來篩選重要經濟變數。由於模型的設定方式，我們所估算出的代表性因子具有某些經濟意涵：即這些因子可以刻畫出經濟變數之間的共移性現象，而這共移性特徵恰可用來做為景氣的代理變數；換言之，這些因子便是我們的基礎數列。當我們估算出因子後便可利用計量方法找出適當的變數，最後再依據綜合指數法將各項變數合成一新的基準循環數列，並與既有的基準

循環數列互相比較，以驗證兩者所反應的景氣變化與轉折時點差異。由於本計畫所提出的選擇變數方法較偏重其統計基礎，而經建會的篩選方式則強調其經濟意涵，兩者在變數篩選方式形成互補，這也是本計畫的另一項目的。¹

本計畫的內容安排如下：第 2 節先簡介現行基準循環的變數選取與編制方式。第 3 節則介紹本計畫所採用的選取變數方法。我們會介紹 Stock and Watson (2002) 的擴散指數模型及其特點，並利用 Bai and Ng (2002) 所提出的準則來選擇適當的主要因子。第 4 節則介紹本計畫所使用的資料，並與過去計畫內容做一比較。第 5 節是實證分析，而第 6 節將總結我們的研究論點。附錄 I 則為擴散指數模型的簡介，而附錄 II 為所有實證結果，附錄 III 為審查報告的記錄以及回覆，附錄 IV 為 R 程式的使用手冊。

2. 基準循環數列

在此節當中，我們先簡介一下目前主要國家（美國、經濟合作暨發展組織、日本以及大陸）與景氣相關的數列，然後再說明歷年來台灣基準循環數列的構成項目。

2.1 主要國家景氣相關數列

如前言所述，國外常以單一數列來做為基準循環數列以判定景氣循環的轉折時點。例如，經濟合作暨發展組織，OECD，是利用「工業生產指數」或是「國內生產毛額」來當做基準循環數列。也有一些國家是利用

¹ 本計畫之變數篩選主要是依據統計結果，並不是從經濟意涵的角度出發。為補強這方面的訊息，在計畫的過程中我們也常跟經濟會同仁請益，以了解計畫所篩選出的變數是否符合經濟意涵；我們所得到的結果都相當正面，再此感謝與會討論的經濟會同仁。

表 1. 主要國家/機構之景氣相關數列

國家/機構	主要的景氣指標	轉折時點之發布單位	資料來源
美國	同時指標	美國國家經濟研究局	http://www.nber.org/cycles.html
中國大陸	一致指數	中國經濟景氣監測中心	http://www.cemac.org.cn/Azhdt.html
日本	同時擴散指標	ESRI	http://www.esri.go.jp/index-e.html
OECD	國內生產毛額月推估值	OECD	http://www.oecd.org/

註: OECD 指經濟合作暨發展組織, ESRI 指 Economic and Social Research Institute。

擴散指標或是合成指標 (composite index) 方式來建構景氣循環指標。²例如日本是以同時擴散指標 (coincident diffusion index) 來做為基礎, 並由 ESRI (Economic and Social Research Institute) 決定景氣循環的轉折時點。而在美國則是由 NBER 利用同時指標 (coincident index) 決定景氣的轉折時點; 表 1 列出主要國家的基準循環數列相關資料。然而我們認為, 景氣循環是指不同經濟變數間的共移現象, 因此在建構基準循環數列時, 必須要考量此一特性。

2.2 經建會基準循環數列之構成項目

台灣的基準循環數列之建構由來已久, 自民國 67 年起, 經建會在編制指標時曾選用 19 筆數列來認定基準循環, 並依此決定出第一至第四次景氣循環的高峰與谷底日期; 詳見表 2。直到民國 72 年認定第五次景氣循環時, 經建會改變選取方式, 改由生產、所得、交易、外貿與就業等層面中選擇 8 項能適當反映當時景氣的變數, 經過適當的統計處理 (如去除趨勢與季節調整) 後, 利用綜合指數法合併成基準循環數列, 據此找出景氣循環的轉折點, 再參酌這 8 筆個別數列轉折點出現日期, 以決定初步基準日

² 此處的擴散指標與本文的擴散指標模型只是名詞相同, 但指標編制方式差異很大。

表 2. 歷年台灣基準循環數列之構成項目

民國 67 年至民國 72 年		民國 72 年至民國 96 年
工業生產指數	製造業生產指數	實質國內生產毛額
房屋建築生產指數	工業用電量	製造業實質銷售
結匯進口值	機械結匯進口值	非農就業人數
總出口結匯值	海關出口值	海關進口量指數
海關出進口值差額	退票率	工業生產指數
貨幣供給 M1	實質票據交換金額	實質票據交換金額
重要工業原料躉售物價指數	總出口單價指數	失業率 (倒數)
躉售物價指數	製造業員工平均每月工時	海關出口量指數
國內貨運量	台北市房屋申請延面積	
失業率 (倒數)		
民國 96 年至民國 99 年	目前變數名稱	
實質國內生產毛額	實質國內生產毛額	
工業生產指數	工業生產指數	
實質製造業銷售值	製造業銷售量指數	
批發零售及餐飲業營業額指數	批發零售及餐飲業營業額指數	
非農業部門就業人數	非農業部門就業人數	

註：民國 96 年 7 月至民國 99 年 1 月，經建會原以「實質製造業銷售值」來描述國內銷售面情況，因行政院主計處於 99 年 1 月起停編平減製造業銷售值之「製造業產出躉售物價指數」，故改以「製造業銷售量指數」取代「實質製造業銷售值」。

期。最後，依據以往經濟文獻的記載並與學者專家共同討論，以認定最終之轉折點。³目前，經建會只參酌「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」、「製造業銷售量指數」、「批發零售暨餐飲業營業額指數」及「部門就業人數」等 5 筆數列合成基準循環數列。

從上述說明中可發現，經建會歷年所選取變數都相當符合經濟重要性、統計充足性等準則，而所選之變數也有其專業性的考量及參考的價值。舉例來說，在現行的 5 項變數中，「實質國內生產毛額」與「工業生產指數」主要是用來描述國內生產面的情況，而「製造業銷售量指數」則是用來描

³更詳細的基準循環介紹與轉折點的認定過程，請參考蕭峰雄、洪慧燕 (1992)，林向愷、黃裕烈、與管中閔 (1998)。

述交易面的情形。除此之外，「非農業部門就業人數」主要是說明國內就業的狀況，而「批發零售暨餐飲業營業額指數」則是用來刻劃日漸重要的服務業經濟狀況。雖然上述變數有其代表性，但若能再增加一些具統計性質的準則來篩選變數，應該會更加客觀、且更具說服力；而本研究計畫的目的之一即是提供計量方法，與目前經濟會的篩選作法形成互補。

3. 研究方法

擴散指數模型主要是由 Stock and Watson (2002) 參酌 NBER 的擴散指標概念所提出的一種預測方法。Stock and Watson (2002) 主要是利用統計方法中的主成分分析 (principal component analysis)，透過因子分析模型的設定，自大量的總體資料中萃取出主要因子當作指標變數，然後再利用這些指標變數建立一個簡單的線性預測模型，以預測美國景氣的走勢。由於不需設計龐大的模型便能客觀地運用各項總體變數所蘊含的資訊來預測景氣走勢，因此該模型已廣受學者的青睞；詳見 Stock and Watson (2002) 或是黃裕烈、徐之強、陳惠薇 (2005)。

為簡介擴散指數模型，首先我們令 x_{it} 為第 i 個經濟變數在時間 t 的觀察值，其中 $i=1, \dots, N$ 而 $t=1, \dots, T$ 。我們也假設以下的靜態因子分析模型 (static factor model)：

$$\underbrace{\begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1T} & \cdots & x_{NT} \end{bmatrix}}_X \quad T \times N = \underbrace{\begin{bmatrix} f_{11} & \cdots & f_{r1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{1T} & \cdots & f_{rT} \end{bmatrix}}_F \quad T \times r \times \underbrace{\begin{bmatrix} l_{11} & \cdots & l_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{1r} & \cdots & l_{Nr} \end{bmatrix}}_\Lambda \quad r \times N + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & \cdots & \varepsilon_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{1T} & \cdots & \varepsilon_{NT} \end{bmatrix}}_\varepsilon \quad T \times N,$$

其中 f_{jt} 代表第 j 個主要因子在時間 t 的數值， $j=1, 2, \dots, r$ ； r 為真正因子個數且 $r < N$ ； l_{ij} 稱為因子負載 (factor loading)，表示第 j 個主要因子對第 i 個經濟變數的影響力；而 ε_{it} 則為干擾項。為簡化符號，我們

可以利用矩陣的方式來表示上述的因素分析模型：

$$x_{it} = \lambda_i' \underline{f}_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中 $\lambda_i = (\ell_{i1}, \dots, \ell_{ir})'$ 代表第 i 個變數的因子負載向量， $\underline{f}_t = (f_{t1}, \dots, f_{tr})'$ 為 $r \times 1$ 的向量。上式也可表示成

$$\underline{x}_t = \Lambda \underline{f}_t + \underline{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

其中 $\underline{x}_t = (x_{t1}, \dots, x_{tN})'$ 為 $N \times 1$ 的向量， $\Lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_N)'$ 為 $N \times r$ 的矩陣， $\underline{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{t1}, \dots, \varepsilon_{tN})'$ 為 $N \times 1$ 的干擾向量。式 (1) 也可寫成

$$x_i = F \lambda_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

其中 $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$ 為 $T \times 1$ 的向量， $F = (\underline{f}_1, \dots, \underline{f}_T) = (f_1, \dots, f_r)$ 為 $T \times r$ 的矩陣， $f_j = (f_{j1}, \dots, f_{jT})'$ 為 $T \times 1$ 的向量，而 $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})'$ 亦為 $T \times 1$ 的向量。若將所有變數以及主要因子之間的關係綜合起來，上式亦可表示成：

$$X = F\Lambda' + \varepsilon, \quad (4)$$

其中 $X = (\underline{x}_1, \dots, \underline{x}_T)$ 為 $T \times N$ 的矩陣， $\varepsilon = (\underline{\varepsilon}_1, \dots, \underline{\varepsilon}_N)$ 為 $T \times N$ 的矩陣。

由式 (3) 可知， N 個變數的變動行為可分成二個部份，其中 ε_i 代表每一個變數特有的變動 (specific variation)，而 F 則為這 N 個變數共通的特性 (common characteristics)，即這 N 個變數的共移性現象，而 F 也就是 Stock and Watson (2002) 所稱的擴散指標。⁴

從式 (4) 中我們可以發現，模型參數 F 以及 Λ 在估計上有認定的問題產生。例如，對任何一個 $r \times r$ 的可逆矩陣 (invertible matrix) A 而言，

⁴從式 (4) 中可知，若要討論因子模型，可以從 (i) F 是否有動態調整過程 (ii) Λ 的個數 r 以及 (iii) ε 是否有異質變異或序列相關等三方向著手進行討論。我們會在附錄 I.5, I.3, I.4 中分別說明這些情況。

$$F\Lambda' = FAA^{-1}\Lambda' = \ddot{F}\ddot{\Lambda}',$$

其中 $\ddot{F} = FA$ 而 $\ddot{\Lambda}' = A^{-1}\Lambda'$ 。據此，模型 (4) 等同於 $X = \ddot{F}\ddot{\Lambda}' + \varepsilon$ 。因此在估計模型 (4) 時，必需要加一些參數限制以估算出固定的 F 以及 Λ 。對一個 $r \times r$ 的矩陣 A 而言，內有 r^2 個待估參數，因此我們必需要有 r^2 條限制式。若我們要求 F 正規化 (normalization)：

$$\frac{F'F}{T} = I_r,$$

此時我們便要求 $r(r+1)/2$ 條限制式。若我們再要求 $\Lambda'\Lambda$ 必需要是一個對角線矩陣 (diagonal matrix)，我們又限制了 $r(r-1)/2$ 個條件。若將這二個限制式加總起來，我們便有 r^2 條限制式。以下分析可知，在這樣的限制條件下，利用最小平方估計式估算模型參數時，恰好是主成分分析的結果。

文獻上有三種方法求算出式 (1) 中的參數估計值。其中一種是利用光譜分解 (spectral decomposition) 的方式來求算出；另一種是以最大似法來計算模型的參數值；最後是以最小平方方法來估算出模型的參數估計值。由於這些方式均可以一致地估算因子所形成的空間 (the space spanned by factors)，因此在本計畫中僅介紹最小平方方法所估算出 F 以及 Λ 。假設真實的 r 已知，則令目標函數為

$$Q(F, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \lambda_i' \underline{f}_t)^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N (x_i - F \lambda_i)' (x_i - F \lambda_i), \quad (5)$$

s. t. $\frac{F'F}{T} = I_r,$

給定 F 之下， λ_i 必需滿足以下的一階條件：

$$\frac{\partial Q}{\partial \lambda_i} = \frac{2}{NT} [F'x_i - (F'F)\lambda_i] = \mathbf{0}.$$

故 λ_i 為 F 的函數，即 $\lambda_i^* = (F'F)^{-1}F'x_i$ 。將 λ_i^* 代回目標函數 (5) 我們可得到

$$Q(F, \Lambda(F)) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N (x_i' x_i - x_i' F (F' F)^{-1} F' x_i). \quad (6)$$

由於擴散指標矩陣 F^* 須滿足限制 $F' F / T = I_r$ 並且能使 (6) 式極小化，

因此 F^* 也會使下式極大：

$$\text{tr} \left[F' \left(\sum_{i=1}^N x_i x_i' \right) F \right] = \text{tr} [F' (XX') F],$$

其中 tr 代表矩陣對角線相加的運算 (即 trace)。所以，從基本的線性代數理論可知， F^* 的最小平方估計式 \tilde{F}^* 為 \sqrt{T} 乘上 $T \times T$ 矩陣 XX' 中最大 r 個特徵值 (eigenvalue) 所對應的特徵向量 (eigenvector) 形成之集合：

$$\tilde{F}^* = \sqrt{T} [\tilde{\xi}_1, \dots, \tilde{\xi}_r],$$

其中 $\tilde{\xi}_i$ 為第 i 個特徵值所對應的特徵向量。在 $F' F / T = I_r$ 的限制條件

下，將 \tilde{F}^* 代入 $\lambda_i^* = (F' F)^{-1} F' x_i$ ，則 Λ' 的最小平方估計式為

$$\tilde{\Lambda}^* = \frac{\tilde{F}^{*'} X}{T}, \quad \text{i.e., } \lambda_i^* = \tilde{F}^{*'} x_i, \quad \forall i.$$

這個方法也就是一般文獻上所熟悉的主成分分析方法，更詳細內容請參考

Connor and Korajczyk (1986)。另一種解法是計算 \sqrt{N} 乘上 $N \times N$ 矩

陣 XX 中，最大 r 個特徵值所對應的特徵向量形成之集合：

$$\bar{\Lambda}^* = \sqrt{N} [\bar{\xi}_1, \dots, \bar{\xi}_r],$$

其中 $\bar{\xi}_i$ 為第 i 個特徵值所對應的特徵向量。在 $\Lambda' \Lambda / N = I_r$ 的限制條件

下， F 的最小平方估計式為

$$\bar{F}^* = \frac{X \bar{\Lambda}^*}{N};$$

更詳細的證明請參考附錄 I.2 以及附錄 I.4。此外，我們也利用 Bai and

Ng (2002) 所提出的選取準則來計算主要因子個數 r^* ，請參考附錄 I.3。

最後，我們可以再利用最小平方估計式：

$$x_i = \alpha + \beta F^* + u_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (7)$$

篩選出與主要因子相關性高的總體變數，並利用綜合指數法來合成最後的基準循環。在實證分析中，我們主要是依據式 (7) 中的 R^2 準則來選取適當的總體變數。

4. 資料內容

在實證分析中，我們先借重經建會同仁的經驗找出 106 筆總體變數來當成我們初步的研究目標；資料期間為民國 71 年 1 月至民國 100 年 11 月，表 3 列舉出這些總體變數的名稱。由於擴散指數模型要求資料形態必須為定態數列 (stationary process)，因此我們採用經建會目前處理資料的方式，利用二階段 Hodrick-Prescott (HP) 過濾方法平滑資料內容並去除長期趨勢，再予以標準化以滿足模型的要求。⁵由於各筆資料的長度不一，並且考量國內景氣的特性，因此我們將資料分成四部分 (參見表 4)：第一部份的變數較少 (共 49 筆數列) 但資料長度最長，資料期間從民國 71 年 1 月至民國 100 年 11 月 (即所有樣本點，共 358 個樣本點)。而第二部份則因應國內景氣的特性，將資料長度縮短為民國 85 年 1 月至 100 年 11 月 (共 191 個樣本點)，因此這部份的變數比第一部份的數列多 (共 73 筆數列)。將第二部份的資料納入考量，主要是因為許多學者 (如徐之強, 2001) 皆認為台灣的經濟狀況在民國 80 年前後有一結構性改變點，因此將資料長度縮短可避免結構性改變所造成的影響。⁶第三部份資料從民國 88 年 1 月至 100 年 11 月 (共 155 個樣本點，94 筆數列)；此部份包括現

⁵ 黃裕烈與徐之強 (2005) 與黃裕烈、徐之強、陳惠薇 (2005) 也利用同樣的擴散指數模型探討基準循環數列，但這些文獻所採用的資料以及對資料的處理方式均不同於本計畫；例如黃裕烈與徐之強 (2005) 將資料以簡單迴歸方式去除時間趨勢 (time trend)，並且大多數的變數均以年增率表示。

⁶ 我們也嘗試利用 CUSUM 檢定來檢試「實質國內生產毛額」數列的結構性改變點，我們

表 3. 資料變數名稱

編號	變數名稱	編號	變數名稱
1	核發建照執照面積	31	海關出口值 (美元)
2	核發建築物使用執照總樓地板面積	32	出口量指數
3	製造業銷售值	33	海關進口 (新台幣) (含復進口)
4	製造業內銷值	34	海關進口 (美元)
5	製造業直接外銷值	35	進口量指數
6	製造業銷售量指數	36	純貿易條件指數
7	製造業銷售價值指數	37	所得貿易條件指數
8	租賃業營業額	38	M1B 日平均
9	租賃業營業額指數	39	準貨幣
10	專業技術服務業營業額	40	存款貨幣
11	專業技術服務業營業額指數	41	M2 日平均
12	批發零售暨餐飲業營業額	42	實質 M1B (以消費者物價平減)
13	批發業營業額	43	消費者貸款
14	零售業營業額	44	全體貨幣機構放款與投資
15	餐飲業營業額	45	五大銀行新承作新增放款
16	綜合商品零售業營業額	46	五大銀行新承做新增放款利率
17	批發零售暨餐飲營業額指數	47	商業本票 31-90 天利率
18	批發業營業額指數	48	金融業隔夜拆款利率
19	零售業營業額指數	49	十年期中央政府公債次級市場利率
20	餐飲業營業額指數	50	長短期利差(10 年期公債殖利率-31 到 90 商業本票利率)
21	消費者信心指數	51	長短期利差(10 年期公債利率-金融業隔夜拆款利率)
22	消費者物價指數	52	股價指數 (月平均)
23	核心物價-不含新鮮蔬果漁介及能源	53	金融機構自動櫃員機交易金額
24	躉售物價指數	54	短期票券市場 - 月底發行餘額
25	進口物價指數	55	短期票券市場 - 當期交易金額 (買入+賣出)
26	出口物價指數	56	信用卡預借現金金額
27	外銷訂單總數 (新台幣)	57	信用卡簽帳金額
28	外銷訂單總數 (美元)	58	股票市場成交總值
29	外銷訂單指數	59	直間接金融
30	海關出口值 (新台幣) (含復出口)	60	工業生產指數

發現，該數列在民國 80 年左右 (民國 80 年 11 月) 有一個結構性改變。

表 3. (續) 資料變數名稱

編號	變數名稱	編號	變數名稱
61	製造業生產指數	91	工業及服務業加班費
62	製造業生產價值指數	92	總工時 (受雇員工人數×平均工時)
63	製造業存貨量指數 (倒數)	93	鐵路貨運量 (噸數)
64	製造業存貨價值指數 (倒數)	94	鐵路貨運量 (千噸公里)
65	電力 (企業) 總用電量	95	台鐵貨運收入
66	商業動態- 現有登記家數	96	公路汽車貨運噸數
67	公司動態- 現有登記家數	97	車輛登記數
68	公司動態- 新設立家數	98	營業稅 (12 個月移動平均)
69	公司動態- 新設立資本額	99	娛樂稅稅收
70	勞動力	100	貨物稅
71	勞參率	101	波羅的海指數 (BDI 月平均)
72	就業人數	102	北美半導體接單出貨比
73	非農業部門就業人數	103	實質海關出口值
74	失業率 (倒數)	104	實質機械及電機設備進口值
75	工業及服務業經常性受雇員工人數	105	製造業存貨率
76	工業及服務業受雇人數	106	實質國內生產毛額 (月)
77	製造業單位產出勞動成本指數		
78	工業及服務業受雇員工每人每月平均工時		
79	工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)		
80	工業部門勞動生產力指數		
81	工業及服務業經常性平均薪資		
82	工業及服務業加班工時		
83	平均失業週數 (倒數)		
84	就業服務-求供倍數/新登記		
85	就業服務-求供倍數/有效		
86	就業服務-有效求職就業率		
87	就業服務-有效求才利用率		
88	就業保險-失業給付-受理件數		
89	就業保險-失業給付-核付件數		
90	就業保險-失業給付-核付金額		

註：資料來源，經建會；陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

行經建會基準循環數列的所有構成項目。第四部份則考慮所有的變數（共 106 筆數列），但資料時間也是最短，從民國 90 年 1 月至 100 年 11 月（共 131 個樣本點）。隨後，我們會利用這四部份的資料，以第 3 節所述的擴散指數模型為基礎進行分析，透過主成分分析法找出適當的變數以解釋主要因子，最後再利用經建會的綜合指數法將這些適當的變數合成一項綜合指標，以比較新、舊基準循環的差異。

5. 實證分析

我們以表 3 中的資料為分析對象，並透過擴散指數模型嘗試從資料中找出最主要的因子，再經由 Bai and Ng (2002) 的選取準則，選出適當的因子個數；更詳細的選取準則請見附錄 I.3。表 5 列出不同資料期間下，不同選取準則所選出的最適因子個數。從表 5 中我們可以發現，第一部份以及第四部份的資料，不論那一個選取準則，其最適因子個數均為 1。此外，若以 Bai and Ng (2002) 建議的 $g_4(N, T)$ 為選取準則為基礎，不論是 PC(.) 還是 IC(.) 準則，也不論那一部份的資料，其最適因子個數也均為 1；此結果隱含我們只需少數的共同因子便可描述大部份的資料形態，此論述與 Bai and Ng (2002) 的結果相一致。表中我們也發現，不同的選取準則所得到的因子個數結果會不太一樣。以第二部份的資料為例， $g_i(N, T)$, $i=1, 2, 3$ 選取的因子個數為 3，但 $g_4(N, T)$ 選出的因子個數為 1。同樣的情況也發生在第三部份的資料， $g_i(N, T)$, $i=1, 2, 3$ 選取的因子個數為 5，但 $g_4(N, T)$ 選出的因子個數亦為 1。為方便分析以及圖形解釋，最後我們採納 $g_4(N, T)$ 的選取準則結果，即不論那一部份的資料，其最適因子個數均為 1，並將

表 4. 不同分析期間的樣本資訊

資料	資料期間	包含數列	樣本點
第一部份	民國 71 年 1 月至民國 100 年 11 月	49	358
第二部份	民國 85 年 1 月至民國 100 年 11 月	73	194
第三部份	民國 88 年 1 月至民國 100 年 11 月	94	155
第四部份	民國 90 年 1 月至民國 100 年 11 月	106	131

這一個因子數列稱為主要因子。⁷

5.1 主要因子數列

決定最適因子個數後，我們即可將各分析期間的因子以圖形表示，並分別與既有的基準循環與「實質國內生產毛額」相互比較。圖 1 顯示不同分析期間下，主要因子的數列圖形，圖中陰影部份為經建會認定的收縮期間（第 5 次至第 12 次循環）。從圖中可以發現，各主要因子數列的走勢與經建會認定的景氣循環期間大致相同。舉例來說，在經建會認定的收縮期間，各主要因子數列均呈現向下走勢，特別是 2008 年金融危機的那一段時間，各因子數列的降幅相當大，也相當陡峭。這些結果均表示，由擴散因子模型所建構出的主要因子確實可以代表各變數之間的共移現象，也可以刻劃台灣的景氣循環現象。此外，各主要因子數列的走勢也相當一致，並且相關性也相當高。舉例來說，第一部份與第二部份主要因子數列的相關係數 (correlation coefficient) 高達 0.996；第一部份與第三部份主要因子數列的相關係數高達 0.993；第一部份與第四部份主要因子數列的相關係數亦高達 0.994。這些結果顯示出目前所建構出的主要因子數列並不會因

⁷ 以下分析中，我們也嘗試利用 $g_i(N, T)$, $i=1, 2, 3$ 所選出的因子個數進行分析，其結果差異不大。為方便起見，我們最後還是依據 $g_4(N, T)$ 的選取準則結果為主。

表 5. 不同分析期間、不同選取準則下的最適因子個數

資料	PC(g_1)	PC(g_2)	PC(g_3)	PC(g_4)	IC(g_1)	IC(g_2)	IC(g_3)	IC(g_4)
第一部份	1	1	1	1	1	1	1	1
第二部份	3	3	3	1	3	3	3	1
第三部份	5	5	5	1	5	5	5	1
第四部份	1	1	1	1	1	1	1	1

註：PC(.)、IC(.)、 $g_i = g_i(N, T)$, $i = 1, \dots, 4$ 均代表不同選取準則，詳見附錄 I.3。

為分析時間的不同，而產生太大的波動情況。這樣的特性表示我們可以只利用第一部份資料所建構出樣本數較多的主要因子數列，來做為其它主要因子數列的代理變數，並依此來探討主要因子數列與基準循環以及「實質國內生產毛額」之間的關係。

為能更進一步地比較主要因子數列與景氣循環之關係，我們將既有的基準循環數列與第一部份資料所建構出的主要因子數列畫在圖 2。從圖中我們看到，主要因子數列與既有的基準循環數列除了刻度大小不一外，其走勢相當一致，二數列的相關係數高達 0.967。這表示 (i) 利用擴散因子模型所建構出的主要因子確實可以描述台灣的景氣循環現象，而這景氣循環的現象恰如 Burns and Mitchell (1946) 所定義的情況一樣，是一種眾多變數之間的共移現象。(ii) 目前經建會所編制的基準循環數列雖然只是利用 5 筆數列綜合成一指標，但此一基準循環數列確實可以用來刻劃台灣的景氣狀況。雖然主要因子數列與既有的基準循環數列走勢相同，但也有一些差異值得提出來說明。例如在 1983 年 2 月的谷底時點，基準循環數列的相對低點在 1982 年 11 月（提早 3 個月），但主要因子的相對低點落在 1983 年 1 月（提早 2 個月）；又如 1998 年 12 月的谷底時點，基準循環數列的相對低點落在 1998 年 10 月（提早二個月），而主要因子的

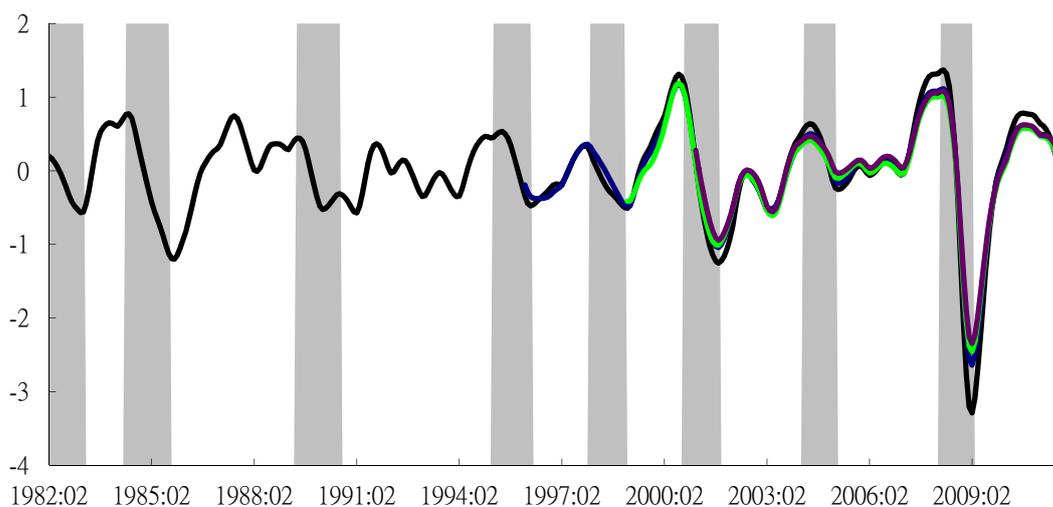


圖 1. 各分析期間的主要因子數列（共 4 條數列），陰影部份為經建會認定的收縮期間。

相對低點落在 1999 年 1 月（落後一個月）。當然，也有某些時候主要因子數列的相對低點並非是經建會所認定的谷底時點。例如在 1990 年 8 月的谷底，當時主要因子數列位於相對高點。

雖然基準循環數列可以刻劃台灣的景氣狀況，但此數列終就是一筆合成指標，與台灣的實際產出還是有些落差。因此，我們將主要因子數列與「實質國內生產毛額」畫在圖 3，以比較二者之間的差異。我們發現，相較於既有的基準循環數列，主要因子數列與「實質國內生產毛額」之間的相關性較低，二數列的相關係數為 0.925。此外，我們也發現「實質國內生產毛額」在某些谷底時點下其值並非位於相對低點，例如 1996 年 3 月、1998 年 12 月以及 2005 年 2 月等；但這些時點主要因子數列都位於相對低點附近。為了分析的完整性，除了主要因子數列外，我們也於圖 4 中畫出第二以及第三因子等次要數列與「實質國內生產毛額」之間的關係。從圖中不難發現，第二以及第三因子數列的波動情況與景氣循環之間的關

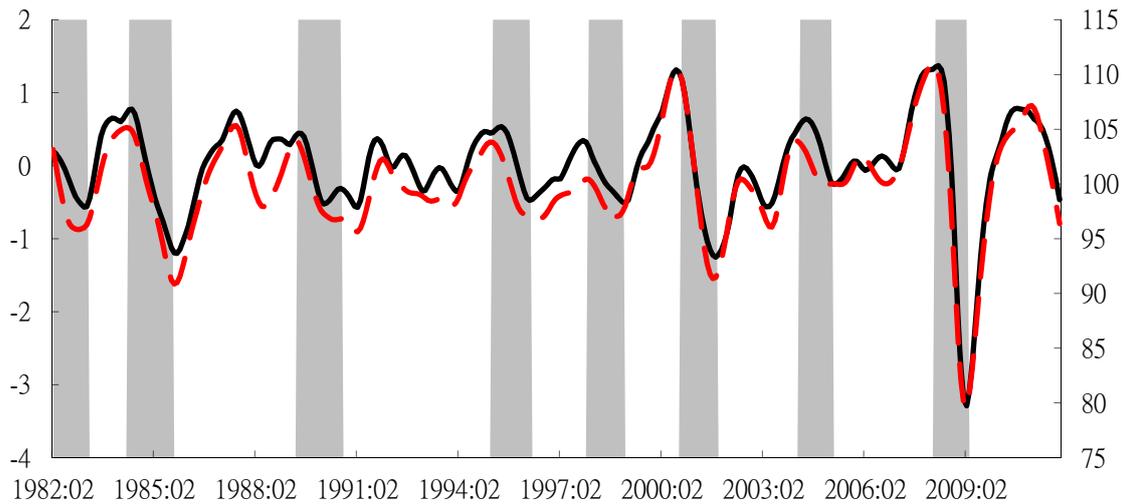


圖 2. 第一部份資料的主要因子數列（實線）與既有基準循環數列（虛線）之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

連性相對較低，其峰谷情況常常落後經建會公布的日期，因此實在很難從這些次要因子數列的波動情況來了解台灣的景氣狀況。

5.2 總體變數之篩選結果

接下來我們依循第 3 節的方式，利用最小平方估計式篩選出與主要因子相關性高的總體變數，並以迴歸模型的 R^2 值做為排序之依據。從 R^2 值的大小來排序總體變數與主要因子之間的關係有其優缺點：優點是利用此方式相對簡單方便，但缺點是若二個 R^2 值太過於接近（如 0.90 vs. 0.89），我們無法斷然地認定那一種情況較好（但依據個人的實證經驗，定態模型的 R^2 值若高於 0.85 以上，其配適度的表現都已相當不錯）。

由於每一個分析期間的變數個數都相當多，為了閱讀的方便，我們將這些實證結果均列於附錄 II 中的附錄表 1 至附錄表 4。但為了方便比較，表 6 摘錄了附錄表 1 至附錄表 4 的排序結果，並將排序前 16 名的變數

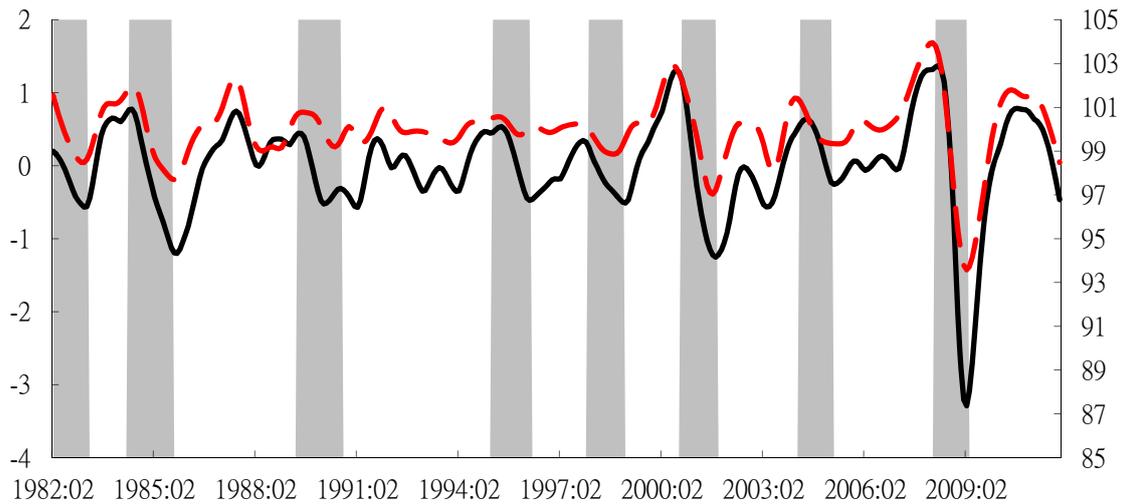


圖 3. 第一部份資料的主要因子數列（實線）與「實質國內生產毛額」（虛線）之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

名稱列於同一個表中。例如在表 6 的第一部份中，「工業生產指數」的 R^2 為 0.906，是這一部份 R^2 值中的第 2 高，因此排序為 2。為方便比較，表中也利用陰影來表示目前經建會基準循環數列之構成項目。從表中可以發現，大部份的構成項目 R^2 值均很高，並且排序都很前面。例如「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」與「製造業銷售量指數」等三變數，

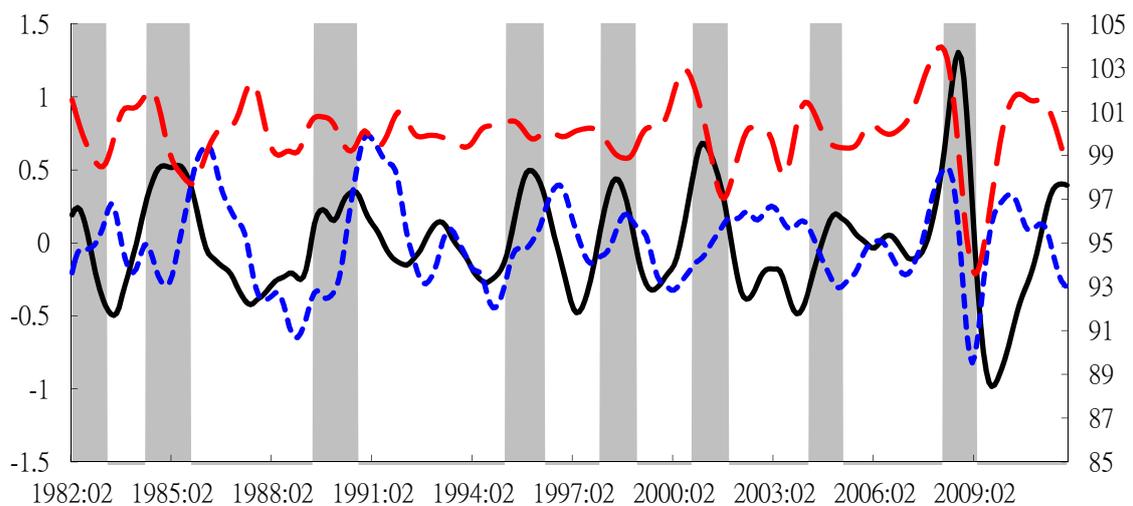


圖 4. 第一部份資料的第二因子數列（實線）、第三因子數列（短折線）與「實質國內生產毛額」（長折線）之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

表 6. 不同分析期間的變數篩選結果 (摘錄於附錄 II)

排序	第一部份資料	R^2	第二部份資料	R^2
1	製造業生產指數	0.907	製造業銷售值	0.954
2	工業生產指數	0.906	製造業內銷值	0.942
3	製造業銷售值	0.901	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.915
4	製造業生產價值指數	0.896	製造業生產指數	0.905
5	製造業銷售量指數	0.893	製造業直接外銷值	0.904
6	製造業內銷值	0.890	製造業銷售量指數	0.903
7	製造業銷售價值指數	0.877	工業生產指數	0.902
8	實質海關出口值	0.869	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.900
9	實質國內生產毛額 (月)	0.857	製造業生產價值指數	0.898
10	海關出口值 (美元)	0.843	實質國內生產毛額 (月)	0.894
11	製造業直接外銷值	0.827	製造業銷售價值指數	0.886
12	電力 (企業) 總用電量	0.806	實質海關出口值	0.886
13	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.798	電力 (企業) 總用電量	0.874
14	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.785	工業及服務業加班工時	0.874
15	海關進口 (美元)	0.764	工業及服務業加班費	0.872
16	工業及服務業加班工時	0.728	海關進口 (美元)	0.872

排序	第三部份資料	R^2	第四部份資料	R^2
1	製造業銷售值	0.964	製造業銷售值	0.973
2	實質海關出口值	0.951	製造業內銷值	0.957
3	製造業內銷值	0.943	製造業直接外銷值	0.953
4	批發零售暨餐飲業營業額	0.939	批發零售暨餐飲業營業額	0.944
5	製造業直接外銷值	0.937	實質海關出口值	0.944
6	海關出口值 (美元)	0.929	海關出口值 (美元)	0.943
7	實質國內生產毛額 (月)	0.922	工業及服務業加班費	0.935
8	外銷訂單總數 (美元)	0.921	外銷訂單總數 (美元)	0.930
9	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.916	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.929
10	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.913	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.928
11	批發業營業額	0.913	製造業銷售價值指數	0.925
12	製造業銷售量指數	0.912	工業及服務業加班工時	0.923
13	製造業銷售價值指數	0.912	製造業生產價值指數	0.922
14	製造業生產指數	0.909	工業生產指數	0.918
15	製造業生產價值指數	0.908	實質國內生產毛額 (月)	0.917
16	工業生產指數	0.906	批發業營業額	0.916

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

表 7. 不同分析期間基準循環構成項目之 R^2 值與排序結果

變數名稱	第一部份	第二部份	第三部份	第四部份
實質國內生產毛額	0.857 (9)	0.894 (10)	0.922 (7)	0.917 (15)
製造業銷售量指數	0.893 (5)	0.903 (6)	0.912 (12)	0.899 (19)
工業生產指數	0.906 (2)	0.902 (7)	0.906 (16)	0.918 (14)
非農業部門就業人數	0.489 (20)	0.497 (31)	0.506 (42)	0.473 (46)
批發零售暨餐飲業營業額指數	--	--	0.614 (32)	0.540 (38)

註：表內數值為 R^2 值，表中括弧內的數值為排序值。

在不同的分析期間的表現都相當優異。這結果顯示，雖然經建會在當初篩選變數時較注重其經濟意涵，但從本計畫的研究過程中發現經建會所考量的部份變數不僅有其代表性，其背後亦有完整的統計理論為基礎。因此在過去景氣循環的分析中，經建會所建構出的基準循環均能適時地反應當時的經濟狀況。

從表 6 中也可以發現，「批發零售暨餐飲業營業額指數」及「非農業部門就業人數」這二筆數列並沒有出現在表中，因此這二筆數列的表現可能不如預期。為進一步了解這些變數的排序情況，表 7 列出基準循環構成項目的 R^2 值與排序結果。舉例而言，表 7 中的「批發零售暨餐飲業營業額指數」欄位因為數列較短，所以只出現在第三以及第四部份的資料，而該數列的 R^2 值在這兩部份分別是 0.614 以及 0.540，其排序結果分別為第 32 名以及第 38 名。表 7 中不難發現，「非農業部門就業人數」在這些構成項目中的排序結果最差， R^2 值也相對低很多。為了解此一情況，我們將「非農業部門就業人數」與「實質國內生產毛額」這二筆數列畫於圖 5，圖中的陰影部份代表經建會認定的收縮期間。⁸從圖 5 中可以發現，在 2000 年以前，「非農業部門就業人數」或許可以用來描述台灣的景氣狀況。但 2000 年以後（特別是 2008 年金融危機），此一數列的反應常常

⁸ 我們不拿基準循環數列來當作比較基礎，主要是因為「非農業部門就業人數」是基準循環數列的構成項目之一。

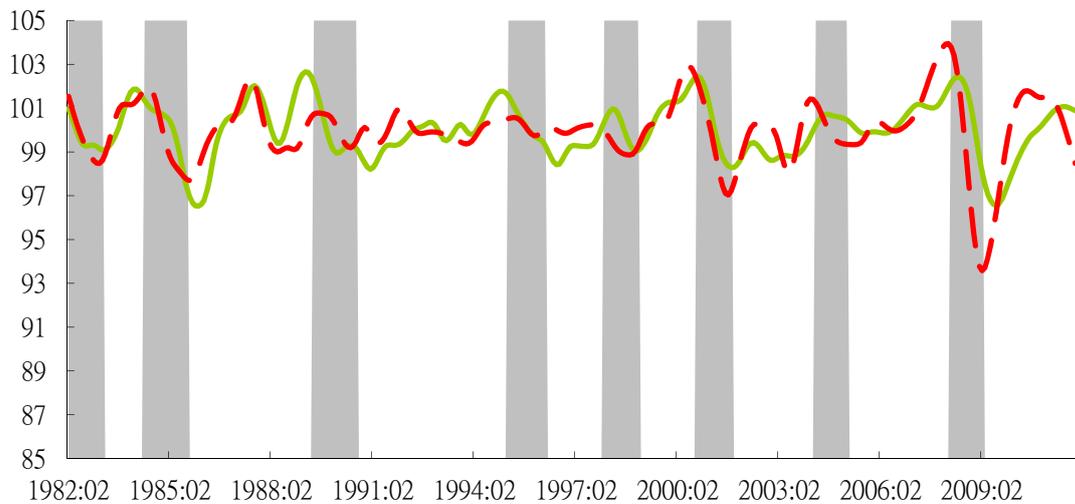


圖 5. 「非農業部門就業人數」(實線)與「實質國內生產毛額」(虛線)之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

落後「實質國內生產毛額」的變化，這也導致該變數的排序結果都比其它變數來得差。

為了解「批發零售暨餐飲業營業額指數」的情況，我們也將此數列與「實質國內生產毛額」數列畫於圖 6。從圖 6 中可以看到，「批發零售暨餐飲業營業額指數」走勢與「實質國內生產毛額」略有不同，從目視的結果來看，「批發零售暨餐飲業營業額指數」領先「實質國內生產毛額」數列；特別是 2003 年 SARS 事件以後特別明顯。這結果顯示，服務業對景氣波動的情況確實有異於一般總體景氣指標；而這些結果也與財團法人商業發展研究院對商業服務業景氣指標的看法一致，這些原因也導致該變數的排序結果都比其它變數來得差。⁹

⁹ 財團法人商業發展研究院的研究報告指出，在 SARS 期間、2004 年總統大選、2008 年金融危機以及 2011 年底這些期間，商業服務業景氣與一般總體景氣指標或工業數列的走勢並不相同。

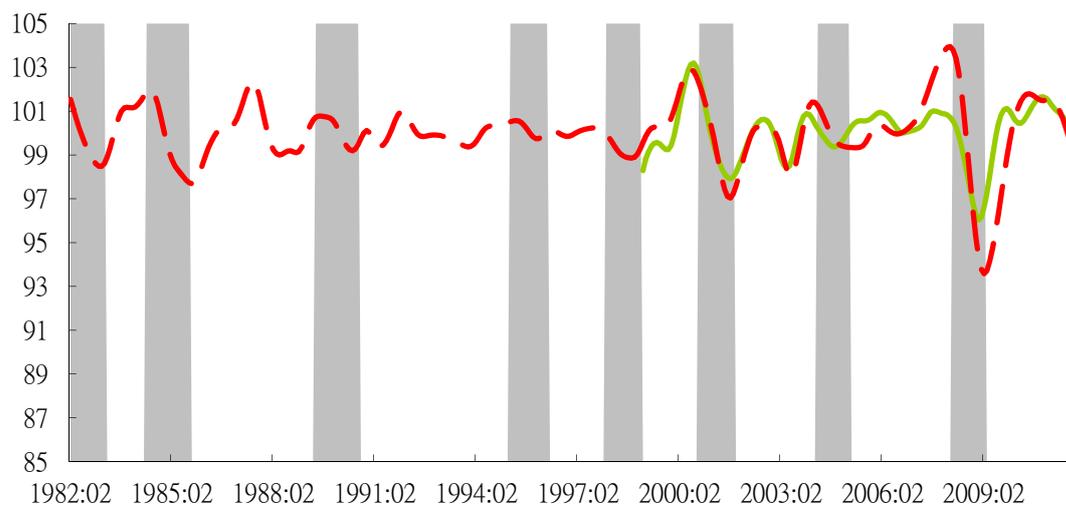


圖 6. 「批發零售暨餐飲業營業額指數」(實線)與「實質國內生產毛額」(虛線)之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

5.3 構成項目之建議

從表 6 以及附錄表 1 至附錄表 4 的結果來看，「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」與「製造業銷售量指數」這三變數的 R^2 值很高，並且排序都很前面，在考量經濟重要性以及新、舊基準循環數列可以相互比較等因素後，我們建議保留這三項變數。至於「批發零售暨餐飲業營業額指數」，我們建議改採「批發零售暨餐飲業營業額」，主要是因為「批發零售暨餐飲業營業額」的表現，從 R^2 值的大小來看，遠優於「批發零售暨餐飲業營業額指數」。雖然這二個變數的目的均是想呈現日漸重要的服務業經濟活動情況，但二者的差異在於「批發零售暨餐飲業營業額」是營業金額，可以直接反應景氣狀況，而「批發零售暨餐飲業營業額指數」則是以民國 95 年工商及服務業普查平均各月商業營業額為 100，扣除物價變動因素後所計算出的實質結果，因此有一個比較基期可以對照。雖然目前基準循環數列的主要構成項目都以實質變數來計算，但「批發零售暨

餐飲業營業額」卻為名目變數，若利用名目變數來取代實質指數以編制指數，這不免會令人對此產生質疑。然編制指數時其構成項目不一定需要從實質變數中去篩選；例如 OECD 在編制各國的 CLI (composite leading indicators) 指標時，就常以名目變數來當指標的構成項目。舉例來說，美國的 CLI 指數中就包含以美元計價的「耐久財新接訂單」，而印度的 CLI 指數中，也包含以印度盧比計價的「MIB」變數。¹⁰這些例子都告訴我們，以名目變數來當做指標構成項目並無不妥。

至於「非農業部門就業人數」我們會建議以「工業及服務業加班工時」取代或是繼續保留此變數。建議以「工業及服務業加班工時」取代的原因是不論從 R^2 值的大小還是從黃裕烈 (2011) 的經建會研究報告中均可以發現，「工業及服務業加班工時」不應是領先指標，反而是一項重要的同時指標，可以描述台灣的景氣，並顯示勞動市場的狀況。而建議保留的原因主要是從我們的結果中無法找到其它優於「非農業部門就業人數」的替代變數。我們將上述結論整理於表 8，並將這些變數的 R^2 值與排序值列於表中。為方便比較，我們也將「工業及服務業加班工時」以及「批發零售暨餐飲業營業額」加入圖 7 以及圖 8 中，並與「實質國內生產毛額」、「非農業部門就業人數」以及「批發零售暨餐飲業營業額指數」相互比較。不論是從圖 7 或是圖 8 中均不難看到，「工業及服務業加班工時」以及「批發零售暨餐飲業營業額」對台灣景氣狀況的描述均優於「非農業部門就業人數」以及「批發零售暨餐飲業營業額指數」。

由於台灣是一個出口導向的國家，因此在建構基準循環數列時，也可以加入相關變數以反應國外部門對台灣景氣的影響。從表 6 中我們也不難發現，「實質海關出口值」不論在那一部份的資料，並排序值都相當前面。

¹⁰ 更詳細的內容，可參考 OECD 的網頁：

<http://www.oecd.org/std/leadingindicatorsandtendencysurveys/oecdcompositeleadingindicatorsreferenceturningpointsandcomponentsseries.htm>.

表 8. 基準循環構成項目之建議

變數名稱	第一部份	第二部份	第三部份	第四部份	建議
實質國內生產毛額 (月)	0.857 (9)	0.894 (10)	0.922 (7)	0.917 (15)	保留
製造業銷售量指數	0.893 (5)	0.903 (6)	0.912 (12)	0.899 (19)	保留
工業生產指數	0.906 (2)	0.902 (7)	0.906 (16)	0.918 (14)	保留
非農業部門就業人數	0.489 (20)	0.497 (31)	0.506 (42)	0.473 (46)	取代或保留
批發零售暨餐飲業營業額指數	-	-	0.614 (32)	0.540 (38)	取代
工業及服務業加班工時	0.728 (16)	0.874 (14)	0.886 (22)	0.923 (12)	建議變數
批發零售暨餐飲業營業額	-	-	0.939 (4)	0.944 (4)	建議變數
實質海關出口值	0.869 (8)	0.886 (12)	0.951 (2)	0.944 (5)	建議變數

註：表內數值為 R^2 值，表中括弧內的數值為排序值。我們建議以「工業及服務業加班工時」取代「非農業部門就業人數」，「批發零售暨餐飲業營業額」取代「批發零售暨餐飲業營業額指數」。

例如在第一部份的資料中，「實質海關出口值」的 R^2 值為 0.869，排序結果為第 8，而在第四部份的資料中，其 R^2 值更高達 0.944，排序結果為第 5。因此若需考量國外部門的影響，將「實質海關出口值」加入基準循環數列的構成項目也是一個值得考量的選項。

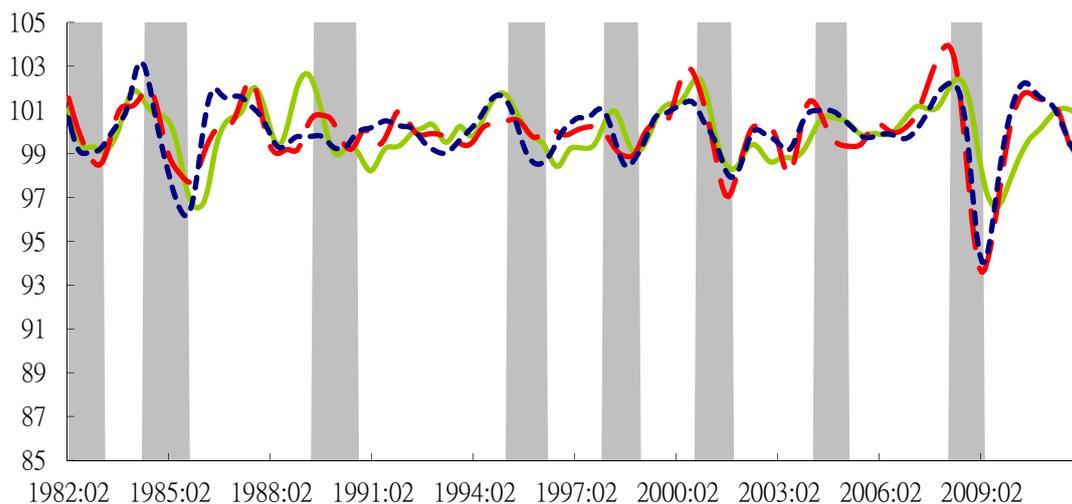


圖 7. 「非農業部門就業人數」(實線)、「實質國內生產毛額」(長折線)與「工業及服務業加班工時」(短折線)之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

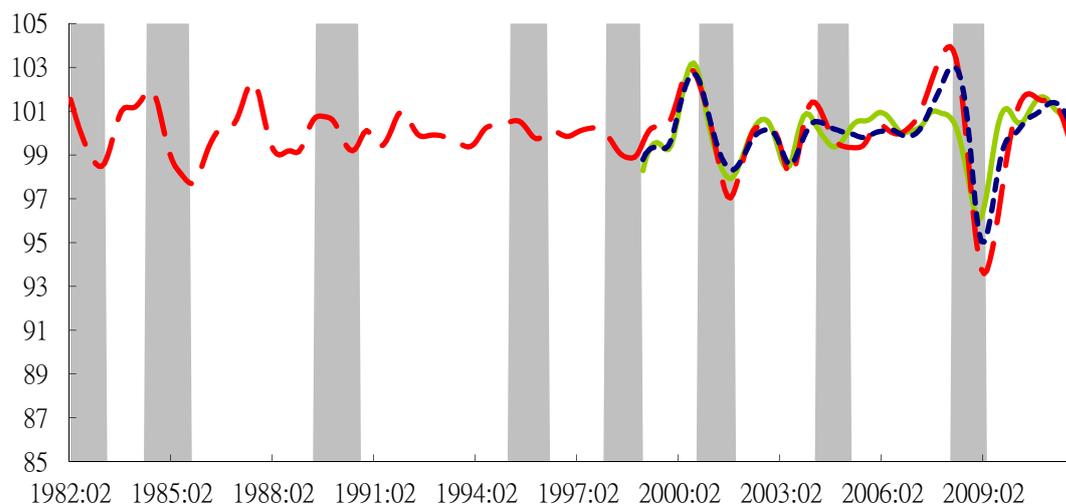


圖 8. 「批發零售暨餐飲業營業額指數」(實線)、「實質國內生產毛額」(長折線)與「批發零售暨餐飲業營業額指數」(短折線)之比較，陰影部份為經建會認定的收縮期間。

5.4 新、舊基準循環數列之比較

依循表 8 所建議的變數以及經建會的綜合指數法，我們選取不同的變數組合以建構新的基準循環數列；表 9 列出各新編基準循環數列的構成項目。從表中我們可以看到，新編基準循環數列的構成項目基本上可以分成 A、B 兩個群體，其中 A 群數列是以「實質國內生產毛額」、「製造業銷售量指數」與「工業生產指數」三變數為基本，再搭配不同變數的組合以新編基準循環數列。而 B 群數列則是以「實質國內生產毛額」、「製造業銷售量指數」、「工業生產指數」外加「非農業部門就業人數」等四變數為基礎，配合不同的變數組合以編制新的指標。圖 9 畫出既有的基準循環數列（紅色）以及 A.1、A.2、A.3 與 A.4 四筆新編指數之圖形。從圖中我們可以看到，新編指數與既有基準循環數列的走勢相當一致。若計算 A 群數列與既有基準循環數列的相關係數，則既有基準循環數列與指數 A.1 的相關係數為 0.972，與指數 A.2 的係數值為 0.984，與指數 A.3 的係數為 0.983

表 9. 新編基準循環數列之構成項目

指數 A. 1	實質國內生產毛額 製造業銷售量指數 工業生產指數
指數 A. 2	A. 1 + 批發零售暨餐飲業營業額
指數 A. 3	A. 1 + 批發零售暨餐飲業營業額 + 實質海關出口值
指數 A. 4	A. 1 + 批發零售暨餐飲業營業額 + 實質海關出口值 + 工業及服務業加班工時
指數 B. 1	實質國內生產毛額 製造業銷售量指數 工業生產指數 非農業部門就業人數
指數 B. 2	B. 1 + 批發零售暨餐飲業營業額
指數 B. 3	B. 1 + 批發零售暨餐飲業營業額 + 實質海關出口值

與指數 A. 4 的相關係數為 0.978。我們也在圖 10 中分別畫出既有的基準循環數列（紅色）與 B. 1、B. 2 以及 B. 3 四筆新編指數之圖形。從目視的角度來看，若相較於 A 群數列，B 群指數與既有基準循環數列的走勢更是一致的。若計算彼此之間的相關係數，我們也可以發現同樣的情況；其中既有基準循環數列與指數 B. 1 的相關係數為 0.989，與指數 B. 2 的係數值為 0.995，與指數 B. 3 的係數則為 0.993，都比 A 群數列的指數來得高。但雖如此，我們還是很難從圖或是相關係數中了解到底是那一個新編指數的走勢比較能夠用來描述台灣的景氣情況。

為能比較新編指數與既有基準循環之差異，我們擬訂一個準則以茲比較。我們先利用 Bry and Boschan (1971) 所提出的峰谷時點認定規則，將既有的基準循環數列、新編的 A 群指數與 B 群指數、以及 5.1 節所建構出的主要因子等 9 筆數列的峰谷時點一一認定出來。¹¹然後，我們再以經建會公布的峰谷時期為比較基準，嘗試去比較各數列的峰谷時點與經建會公布的峰谷時期之差異。峰谷認定的規則很多種，例如 Hamilton (1989) 的馬可夫鏈轉換 (Markov switching) 模型即為常用的峰谷時點認定模型之一，但這類模型常常需要以非線性求最適解的方式來估算參數，因此受到起始值的影響相當大，並且在參數估算時也不易收斂。所以在本計畫中，

¹¹ Bry and Boschan (1971) 轉折點判定規則，可參考附錄 I. 6。

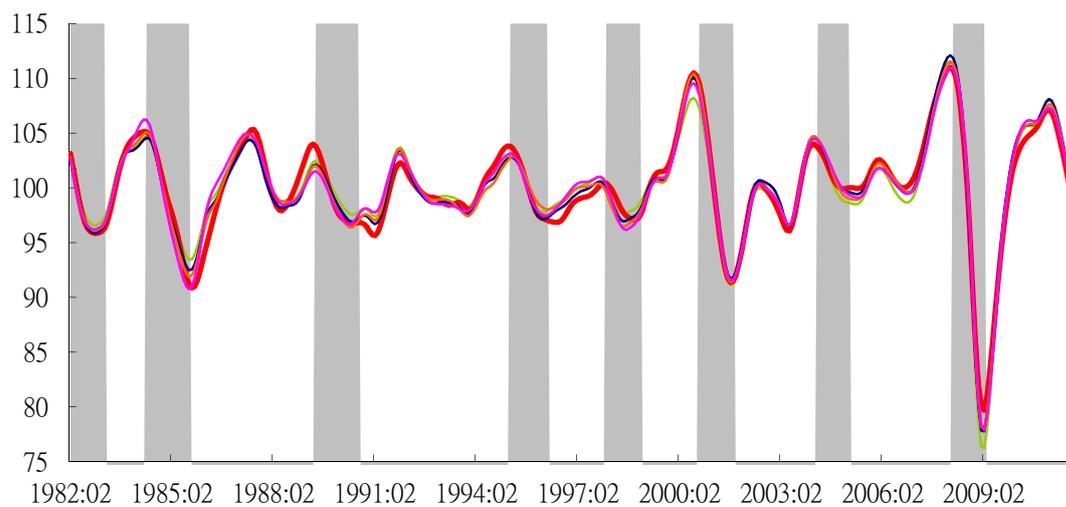


圖 9. 新編基準循環數列與既有基準循環數列（紅色）之比較，其中指數 A.1 為綠色線，指數 A.2 為藍色線，A.3 為橙色線，A.4 為粉紅色線。

我們並不以此方式來認定峰谷時點，而改採傳統的 Bry and Boschan (1971) 峰谷認定規則。以 Bry and Boschan (1971) 的峰谷認定規則雖有計算簡單的好處，但因該認定方式有固定的準則，故常常會認定出許多小的循環時點，這也是此認定準則的缺點。此外，我們是以經建會公布的峰谷時期為比較基準，主要是因為經建會所公布的峰谷時期是經過一定的認定程序

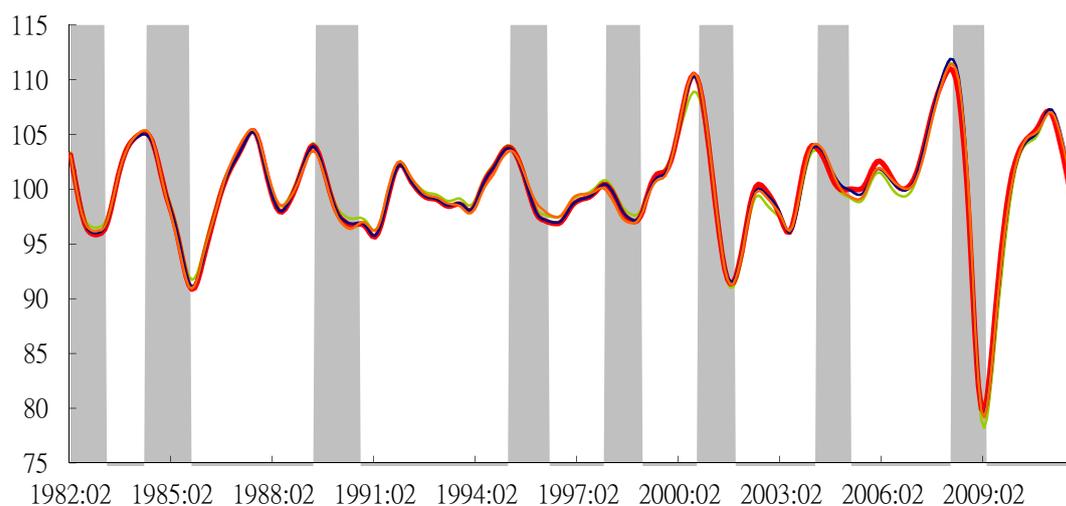


圖 10. 新編基準循環數列與既有基準循環數列（紅色）之比較，其中指數 B.1 為綠色線，指數 B.2 為藍色線，指數 B.3 為橙色線。

表 10. 經建會公布的峰谷時點與 Bry-Boschan 認定各數列的時點比較

公布時點	基準循環	指數 A. 1	指數 A. 2	指數 A. 3	指數 A. 4	指數 B. 1	指數 B. 2	指數 B. 3	主要因子
谷 1983M02	1982M11	1982M11	1982M11	1982M11	1982M11	1982M10	1982M11	1982M11	1983M01
峰 1984M05	1984M04	1984M05	1984M04	1984M05	1984M05	1984M04	1984M04	1984M04	1984M06
谷 1985M08	1985M09	1985M08	1985M09	1985M08	1985M08	1985M08	1985M09	1985M09	1985M10
峰	1987M07	1987M06	1987M07	1987M06	1987M05	1987M05	1987M07	1987M06	1987M07
谷	1988M05	1988M05	1988M05	1988M05	1988M07	1988M06	1988M05	1988M05	1988M03
峰 1989M05	1989M04	1989M05	1989M04	1989M05	1989M05	1989M05	1989M04	1989M04	1989M05
谷 1990M08	1991M02	1991M02	1991M02	1991M02	1990M05	1990M05	1991M02	1991M02	1991M02
峰	1991M11	1991M09							
谷	1993M11	1993M11	1993M11	1993M11	1993M11	1993M10	1993M11	1993M11	1994M01
峰 1995M02	1995M01	1995M02	1995M01	1995M02	1995M03	1995M02	1995M01	1995M02	1995M05
谷 1996M03	1996M06	1996M02	1996M06	1996M02	1996M03	1996M03	1996M06	1996M07	1996M03
峰 1997M12	1997M11	1997M10	1997M11	1997M10	1997M09	1997M09	1997M11	1997M10	1997M10
谷 1998M12	1998M10	1998M06	1998M10	1998M06	1998M06	1998M07	1998M10	1998M10	1999M01
峰 2000M09	2000M07								
谷 2001M09	2001M08	2001M09							
峰	2002M06	2002M06	2002M06	2002M07	2002M06	2002M06	2002M06	2002M06	2002M07
谷	2003M05	2003M03							
峰 2004M03	2004M01	2004M01	2004M02	2004M01	2004M02	2004M02	2004M02	2004M02	2004M05
谷 2005M02	2004M12	2005M04	2005M05	2005M05	2005M04	2005M05	2005M06	2005M05	2005M03
峰	2006M01	--							
谷	2006M09	2006M11	2006M09	2006M11	2006M11	2006M11	2006M10	2006M10	--
峰 2008M03	2008M02	2008M04							
谷 2009M02	2009M02								

註：表內數值為認定出的峰谷月份，第二行的基準循環指既有的基準循環數列，最後一行的主要因子為 5.1 節第一部份資料所建構出的因子數列。

以及參考專家學者意見所訂出來的峰谷時點。依據我們的實證經驗，經建會所公布的峰谷時期確實可以刻劃台灣景氣循環的變動情況，對台灣經濟狀況的描述有一定的代表性。因此，各數列的比較對象就以經建會公布的峰谷時期為基準。

表 10 列出經建會公布的峰谷時點以及利用 Bry and Boschan (1971) 規則所認定出的各數列峰谷時點。從表中不難看到，相較於經建會公布的

表 11. 經建會公布的峰谷時點與 Bry-Boschan 認定各數列的時點之差異

公布時點	基準循環	指數 A.1	指數 A.2	指數 A.3	指數 A.4	指數 B.1	指數 B.2	指數 B.3	主要因子
谷 1983M02	+3	+3	+3	+3	+4	+3	+3	+3	+1
峰 1984M05	+1	0	0	0	+1	+1	+1	+1	-1
谷 1985M08	-1	0	0	0	0	-1	-1	-1	-2
峰	--	--	--	--	--	--	--	--	--
谷	--	--	--	--	--	--	--	--	--
峰 1989M05	+1	0	0	0	0	+1	+1	+1	0
谷 1990M08	-6	-6	-6	+3	+3	-6	-6	-6	-6
峰	--	--	--	--	--	--	--	--	--
谷	--	--	--	--	--	--	--	--	--
峰 1995M02	+1	0	0	-1	0	+1	+1	0	-3
谷 1996M03	-3	+1	+1	0	0	-3	-3	-4	0
峰 1997M12	+1	+2	+2	+3	+3	+1	+1	+2	+2
谷 1998M12	+2	+6	+6	+6	+5	+2	+2	+2	-1
峰 2000M09	+2	+2	+2	+2	+2	+2	+2	+2	+2
谷 2001M09	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	0
峰	--	--	--	--	--	--	--	--	--
谷	--	--	--	--	--	--	--	--	--
峰 2004M03	+2	+2	+2	+1	+1	+1	+1	+1	-2
谷 2005M02	+2	-2	-3	-2	-3	-3	-4	-3	-1
峰	--	--	--	--	--	--	--	--	--
谷	--	--	--	--	--	--	--	--	--
峰 2008M03	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	-1
谷 2009M02	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MSE	5.13	6.67	7.00	5.00	5.07	5.27	5.73	5.87	4.40
MEAN	0.47	0.67	0.60	1.13	1.20	0.07	0.00	0.00	-0.80

註：表內數值中，+ 代表領先經建會公布的峰谷月份數，- 代表落後月份數；而 MSE 為均方差 (mean square error)，MEAN 為平均數。

峰谷時點，利用 Bry and Boschan (1971) 規則常會認定出一些小的循環。以表中第二行的既有基準循環數列為例，其所認定的峰谷時點就比經建會公布的時點還多出 1987M07、1988M05...等 8 個月份 (四個小循環)。從表中我們也可以看到，利用 5.1 節第一部份資料所建構出的主要因子 (表中

最後一行) 也比經建會公布的時點多出 6 個時點。

為方便比較，表 11 列出各數列所認定出的峰谷時點與經建會公布的時點之差。表中符號「+」代表領先經建會公布的峰谷月份，而符號「-」代表落後經建會公布的峰谷月份。以表 11 第二行第二列為例子，經建會公布的谷底時點為 1983M02，而既有的基準循環所認定的時點是 1982M11 (見表 10)，因此領先經建會 3 個月，故計為「+3」。而表中的最後一行為表內各數值的均方差 (MSE, mean square error)，當均方差的數值愈大時，代表平均而言該數列的峰谷時點離經建會公布的時點愈遠。¹²從表中可以看到，新編的數列中有許多峰谷時點正好與經建會公布的時點相同 (即表內 0 值的時點)。此外，若從均方差的角度來看，既有的基準循環其均方差值為 5.13，比新編的指數 A.1、A.2 以及 B 群體的數列都來的好。主要是因為 1990M08 以及 1998M12 的那二個谷底時點，新編指數 (特別是 A 群組數列) 的谷底時點與經建會公布的谷底差異太大所導致。¹³但即使如此，新編指數 A.3 以及指數 A.4 其均方差值卻比既有的基準循環的數值來的小，分別為 5.00 以及 5.07。這結果顯示，我們在表 8 所建議的變數確實有其參考價值，若以表 9 中 A.3 以及 A.4 的構成項目來編制新指數時，其表現會比現有的基準循環來的好。換言之，如同我們在第 5.3 節中所建議的，若將「批發零售暨餐飲業營業額」取代「批發零售暨餐飲業營業額指數」，或是加入「實質海關出口值」以突顯台灣的貿易特性，這些新的構成項目都可以改善目前基準循環數列對景氣的描述狀況。值得一提的是，在表 11 中的主要因子數列，其均方差是表中各數列最小的，其值為 4.40，遠低於其它數列。這一結果也呼應本計畫 5.1 節中，以圖形方式呈現因子

¹² 我們在表 11 中也計算各數列的平均結果，但因在求算平均數的過程中，正負值會相消而使該值失去一些統計意思，因此呈現的數據只僅供參考。

¹³ 1990 的景氣收縮主要是因為波斯灣戰爭的爆發，國際油價大幅波動，股市由 12600 點狂瀉到 2485 點，房地產業也一蹶不振所引起；而 1998M12 的景氣收縮主要是因為亞洲金融風暴所引發，其後併發本土性金融危機所致。這些事件均讓台灣的景氣狀況產生相當大的變化，也可能因此導致谷底的認定時點產生相當大的差異。

數列與既有基準循環數列的比較結果。

6. 結論

Burns 與 Mitchell (1946) 所定義的景氣循環有兩個主要特徵：第一、其強調個別經濟變數間的共移性；第二、其將景氣循環區分成不同的階段 (phases)，以表示不同的經濟情況。因此傳統上衡量一國之景氣循環並認定其不同階段的轉折點時，均以此定義為基準。既然景氣循環是指不同經濟變數間的共移特性，就不適宜只利用單一經濟變數（如「國內生產毛額」或「工業生產指數」等）作為景氣的代理變數。據此，選擇那些經濟指標以用來描述景氣狀況，以及所採用的指標間是否具有相同的重要特性等一直是研究景氣波動的重要課題。¹⁴ 本計畫利用 Stock and Watson (2002) 與 Bai and Ng (2002) 所發展出的擴散指數模型，嘗試從眾多總體變數中選取一些代表性變數，並依據綜合指數法將各項變數合成一項新基準循環以提升基準循環指標編製的精確性。

經由主成分因子分析估計方法，我們從 106 筆數列中萃取出主要因子數列，並以 Bai and Ng (2002) 的選取準則篩選出適當的因子個數。若將這些主要因子數列與既有基準循環數列以及「實質國內生產毛額」相互比較，我們發現主要因子數列確實可以描述歷年台灣的景氣狀況。若利用主要因子數列來篩選總體變數時，我們發現「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」與「製造業銷售量指數」這三變數可以用來描述台灣景氣狀況，因此建議保留這三項數列。對於「批發零售暨餐飲業營業額指數」這一個變數，我們會建議改採「批發零售暨餐飲業營業額」；至於「非農業部門就業人數」我們會建議以「工業及服務業加班工時」取代或是繼續保留

¹⁴ Burn and Mitchell (1946) 為了衡量景氣循環，將經濟數列分成產出、所得、物價、利率、金融交易與運輸服務等幾個層面，並由這些個別數列的轉折點集合，認定出整體景氣循環的轉折點。

此一變數。此外，若考量國外部門對台灣景氣的影響，「實質海關出口值」這一個變數是值得考量的選項。

依循上述的建議，我們以經建會的綜合指數法編制新的基準循環數列，並與既有的數列相互比較。由圖中看到，所編制的新指數與既有的數列走勢相當一致，相關係數也相當高，因此很難從這些訊息中了解之間的差異。為解決此一困難，我們先利用 Bry and Boschan (1971) 所提出的峰谷時點認定規則，將既有的基準循環以及新編制數列的峰谷時點一一認定出來，然後，再以經建會公布的峰谷時期為基準，比較各數列峰谷時點的差異。從比較的結果發現，新編的數列中有許多峰谷時點正好與經建會公布的時點相同。除此之外，若比較各數列的均方差結果，我們也發現新編的某些數列（如 A.3 以及 A.4）其均方差值比既有基準循環數列的值來的小。這結果顯示表 9 中 A.3 以及 A.4 的構成項目組合，應可做為往後新編基準循環數列的參考項目。再者，若不從篩選指標構成項目的角度來看，利用 5.2 節所建構出的主要因子數列，其不論在均方差上的表現，還是在景氣循環現象中所代表的意涵都有一定的參考價值。最後，從本計畫的實證結果來看（如表 6 或是附錄 II），近年來引導台灣經濟的主要產業還是著重在製造業，服務業雖然占國內生產毛額的比重很高，但對景氣循環的影響性還是相對低。由於台灣是出口導向的國家，而製造業又常受國外經濟的影響，因此如何提升服務業以平衡製造業對台灣景氣的衝擊，是值得政府相關部門深思的。

參考文獻

1. 林向愷、黃裕烈與管中閔 (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. 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。
3. 徐志宏 (2010)，台灣景氣落後指標初探。《經濟研究》，**10**，35-70。
4. 許秀珊 (2008)，新編台灣景氣同時指標之研究。《經濟研究》，**8**，51-87。
5. 黃裕烈 (2011)，運用模型選擇方法檢討景氣指標構成項目之研究，行政院經濟建設委員會委託研究計畫。
6. 黃裕烈與徐之強 (2005)，景氣基準循環指數之檢討與修訂，行政院經濟建設委員會委託研究計畫。
7. 黃裕烈、徐之強與陳惠薇 (2005)，景氣基準循環指數之檢討與修訂，《經濟論文叢刊》，**33**，295-319。
8. 蕭峰雄與洪慧燕 (1992)，《景氣分析與對策》，遠東經濟研究顧問社。
9. Anderson, T.W. (1984), *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, Wiley, New York.
10. Bai, J. (2003), "Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions." *Econometrica*, **71**, 135-171.
11. Bai, J. and S. Ng (2002), "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models." *Econometrica*, **70**, 191-221.
12. Bai, J. and S. Ng (2008), *Large Dimensional Factor Analysis*. Foundations and Trends in Econometrics, New York.

13. Boivin, J. and S. Ng (2006), "Are More Data Always Better for Factor Analysis?" *Journal of Econometrics*, **132**, 169-194.
14. Bry, G. and C. Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Program*, New York, NBER.
15. Burns, A.F. and W.C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.
16. Chamberlain, G. and M. Rothschild (1983), "Arbitrage, Factor Structure, and Mean-Variance Analysis in Large Asset Markets." *Econometrica*, **51**, 1281-1304.
17. Connor, G. and R.A. Korajczyk (1986), "Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A New Framework for Analysis." *Journal of Financial Economics*, **15**, 373-394.
18. Efron, B., Hastie, T., Johnstone, I. and Tibshirani, R. (2004), "Least Angle Regression." *Annals of Statistics*, **32**, 407-451.
19. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2000), "The Generalized Dynamic-Factor Model: Identification and Estimation." *Review of Economics and Statistics*, **82**, 540-554.
20. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2004), "The Generalized Dynamic Factor Model Consistency and Rates." *Journal of Econometrics*, **119**, 231-255.
21. Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2005), "The Generalized Dynamic Factor Model." *Journal of the American Statistical Association*, **100**, 830-840.

22. Hamilton, J. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica*, **57**, 357-384.
23. Kapetanios, G. (2010), "A Testing Procedure for Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models with Large Datasets." *Journal of Business & Economic Statistics*, **28**, 397-409.
24. Lawley, D.N. and A.E. Maxwell (1971), *Factor Analysis as a Statistical Method*, Butterworths, London.
25. Miller, A. J. (2002). *Subset Selection in Rregression*, CRC Press, New York.
26. Onatski, A. (2010), Determining the Number of Factors from Empirical Distribution of Eigenvalues." *The Review of Economics and Statistics*, **92**, 1004-1016.
27. Stock, J.H. and M.W. Watson (2002), "Macroeconomic Forecasting using Diffusion Indexes." *Journal of Business & Economic Statistics*, **20**, 147-162.
28. Stock, J.H. and M.W. Watson (2005), "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis." National Bureau of Economic Research. Working Paper.
29. Stock, J.H. and M. Watson (2010), "Dynamic Factor Models." *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, 35-60.
30. Tibshirani, R. (1996), "Regression Shrinkage and Selection via the LASSO." *Journal of the Royal Statistical Society Series B-Methodological*, **58**, 267-288.

附錄 I

由於資訊的發達，研究者可收集到的經濟數據是愈來愈多；如何有效地運用這些資料本來就是學者關心的議題。近期，學者常利用因子分析方式來分析大量資訊，期望可以藉此方式萃取出有用的資料。從計量經濟理論的角度來看，早期學者主要是利用因子分析來縮減資料的維度，近期則關心因子分析的大樣本理論 (large sample theory with the size of both dimensions of a panel data to increase)。這些研究均讓後續學者更了解因子分析的估計與檢定特性。若從應用的角度來看，目前學者則著重在萃取出因子是否可以對經濟預測有一定的幫助、因子分析的政策應用以及迴歸分析的變數相關 (cross-sectionally correlated errors) 與內生偏誤 (endogeneity bias) 上。

I.1 傳統的分析結果

為了解因子分析，首先我們令 x_{it} 為第 i 個經濟變數在時間 t 的觀察值，其中 $i=1, \dots, N$ 而 $t=1, \dots, T$ 。我們也假設以下的靜態因子分析模型：

$$\underbrace{\begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1T} & \cdots & x_{NT} \end{bmatrix}}_{\mathbf{X}}_{T \times N} = \underbrace{\begin{bmatrix} f_{11} & \cdots & f_{r1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{1T} & \cdots & f_{rT} \end{bmatrix}}_{\mathbf{F}}_{T \times r} \times \underbrace{\begin{bmatrix} l_{11} & \cdots & l_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{1r} & \cdots & l_{Nr} \end{bmatrix}}_{\mathbf{\Lambda}}_{r \times N} + \underbrace{\begin{bmatrix} \varepsilon_{11} & \cdots & \varepsilon_{N1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{1T} & \cdots & \varepsilon_{NT} \end{bmatrix}}_{\boldsymbol{\varepsilon}}_{T \times N},$$

其中 f_{jt} 代表第 j 個主要因子在時間 t 的數值， $j=1, 2, \dots, r$ ； r 為真正因子個數且 $r < N$ ； l_{ij} 稱為因子負載，表示第 j 個主要因子對第 i 個經濟變數的影響力；而 ε_{it} 則為干擾項。在此模型中，研究者只能觀察到經濟變數 \mathbf{X} ，因子 \mathbf{F} 、因子負載 $\mathbf{\Lambda}$ 以及干擾項 $\boldsymbol{\varepsilon}$ 均無法被觀察到。

為估算 F 以及 Λ ，傳統的因子分析大多假設 F 與 ε 沒有相關。更具體來說，傳統上假設：(A. i) $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ 為 i. i. d. 隨機變數；(A. ii) N 固定但 $T \rightarrow \infty$ (或 T 固定但 $N \rightarrow \infty$)；(A. iii) ε_t 與 $f_t = (f_{1t}, \dots, f_{rt})'$ 具常態分配。若再假設正規化條件 $E(\underline{f}_t \underline{f}_t') = I_r$ ，則我們可以估算出 F 以及 Λ 的結果；詳見 Lawley and Maxwell (1971) 以及 Anderson (1984)。但值得一提的是，當 $N \rightarrow \infty$ 時，在這些假設下所得到的估計結果均是偏誤的，主要是因為假設 (A. ii) 的原因，讓估算 $\text{var}(X) = \Sigma_x$ 產生偏誤；詳見 Bai and Ng (2008)。¹⁵ 由於傳統上的假設，因此因子分析方式一直無法適用於經濟資料。直到近期，學者才將這些假設放寬，以探討當 $N \rightarrow \infty$ 以及 $T \rightarrow \infty$ 之下的估計情況。

在探討近期文獻結果之前，我們先定義一些模型設定。假設 $\text{var}(\varepsilon) = \Sigma_\varepsilon$ 。只有對角線有值，其餘數值為 0，則上述模型即為 Chamberlain and Rothschild (1983) 所稱的精確因子模型 (strict factor model)。若我們允許 ε_{it} 彼此相關 (weakly correlated across i and t)，則上述模型便稱為近似因子模型 (approximate factor model)。

I.2 近期的分析結果

在此小節中，我們先討論另一種模型參數的估計方式，然後再討論估計式的特性。我們已知模型參數 F 以及 Λ 在估計上有認定的問題：

$$F\Lambda' = FAA^{-1}\Lambda' = \ddot{F}\ddot{\Lambda}',$$

其中 $\ddot{F} = FA$ ， $\ddot{\Lambda}' = A^{-1}\Lambda'$ 而 A 為 $r \times r$ 的可逆矩陣。我們必需有 r^2 條限制式才足以認定這些參數。一種方式是要求 F 正規化 $F'F/T = I_r$ ，再

¹⁵ 更具體來說，當 $N \rightarrow \infty$ 時， Σ_x 所對應的最大 r 個特徵值也會隨之變大，這讓傳統分析結果不具一致性。

要求 $\Lambda'\Lambda$ 必需要是一個對角線矩陣（如正文所述）。另一種方式是要求 Λ 符合正規化條件 $\Lambda'\Lambda/N = \mathbf{I}_r$ ，此時我們便有 $r(r+1)/2$ 條限制式；再要求 $F'F$ 必需要是一個對角線矩陣，則我們便要求 r^2 條限制式。Stock and Watson (2002) 證明，在此條件下， Λ 必需為對角線矩陣，其對角線元素為 ± 1 。這結果表示我們所認定的因子以及因子負載之正負符號是無法認定的 (we identify the factors up to a change of sign)。因此，我們的目標函數為

$$Q(\mathbf{F}, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \lambda_i' \underline{f}_t)^2 = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (\underline{\mathbf{x}}_t - \Lambda \underline{f}_t)' (\underline{\mathbf{x}}_t - \Lambda \underline{f}_t), \quad (\text{A.1})$$

$$\text{s. t. } \frac{\Lambda' \Lambda}{N} = \mathbf{I}_r.$$

給定 ΛF 之下， \underline{f}_t 必定滿足以下的一階條件：

$$\frac{\partial Q}{\partial \underline{f}_t} = \frac{2}{NT} [\Lambda' \underline{\mathbf{x}}_t - (\Lambda' \Lambda) \underline{f}_t] = \mathbf{0}.$$

故 \underline{f}_t 為 Λ 的函數，即 $\underline{f}_t^* = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' \underline{\mathbf{x}}_t$ 。將 \underline{f}_t^* 代回目標函數可得到

$$Q(\mathbf{F}(\Lambda), \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (\underline{\mathbf{x}}_t' \underline{\mathbf{x}}_t - \underline{\mathbf{x}}_t' \Lambda (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' \underline{\mathbf{x}}_t).$$

由於矩陣 Λ^* 須滿足限制 $\Lambda' \Lambda / N = \mathbf{I}_r$ 並且能使上式極小化，因此 Λ^* 也會使下式極大：

$$\text{tr} \left[\Lambda' \left(\sum_{t=1}^T \underline{\mathbf{x}}_t \underline{\mathbf{x}}_t' \right) \Lambda \right] = \text{tr} [\Lambda' (\mathbf{X}' \mathbf{X}) \Lambda].$$

從 Anderson (1984) 的證明可知， Λ^* 的最小平方估計式 $\bar{\Lambda}^*$ 為 \sqrt{N} 乘上 $N \times N$ 矩陣 $\mathbf{X}' \mathbf{X}$ 中最大 r 個特徵值所對應的特徵向量形成之集合：

$$\bar{\Lambda}^* = \sqrt{N} [\bar{\xi}_1, \dots, \bar{\xi}_r], \quad (\text{A.2})$$

其中 $\bar{\xi}_i$ 為第 i 個特徵值所對應的特徵向量。在 $\Lambda' \Lambda / N = \mathbf{I}_r$ 的限制條件下，將 Λ^* 代入 $\underline{f}_t^* = (\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' \underline{\mathbf{x}}_t$ ，則 F 的最小平方估計式為

$$\bar{\mathbf{F}}^* = \frac{\mathbf{X}\bar{\boldsymbol{\Lambda}}^*}{N}, \text{ i. e., } \underline{\hat{\mathbf{f}}}_t^* = \bar{\boldsymbol{\Lambda}}^* \underline{\mathbf{x}}_t, \forall t. \quad (\text{A.3})$$

令 $\tilde{\mathbf{V}}^r$ 為對角矩陣其對角線元素為 $\mathbf{X}\mathbf{X}'/(TN)$ 所對應的最大 r 個特徵值，則我們可以證明：

$$\tilde{\mathbf{V}}^r = \frac{\tilde{\boldsymbol{\Lambda}}^r \tilde{\boldsymbol{\Lambda}}}{T} = \frac{\bar{\mathbf{F}}^r \bar{\mathbf{F}}^r}{N}, \quad \bar{\mathbf{F}}^r = \tilde{\mathbf{F}}^r (\tilde{\mathbf{V}}^r)^{1/2}, \quad \tilde{\boldsymbol{\Lambda}}^r = \bar{\boldsymbol{\Lambda}}^r (\tilde{\mathbf{V}}^r)^{1/2}.$$

估計式 $\bar{\mathbf{F}}^r$ 與 $\tilde{\mathbf{F}}^r$ 之間有一對應關係。換言之，利用目前的估計方法可以一致地估算因子所形成的空間，但不能估算出真正的因子。

如前所述，近期的研究方向之一著重於放寬傳統的假設條件，以期得到一致性的參數估計結果。其中，模型設定允許 ε_{it} 彼此相關 (i. e., cross-sectionally and serially correlated; heteroskedasticity is allowed)，因此我們所討論的設定為近似因子模型。此外，模型設定也允許 \mathbf{F} 與 $\boldsymbol{\varepsilon}$ 具某些相關性；因此這些模型可以用來分析經濟數據。更詳細的說明，請參考 Bai and Ng (2008)。在上述的假設下，Bai and Ng (2002) 證明利用主成分分析方法所得到的估計式可以正確地估算出因子所形成的空間 (the space spanned by factors)：

$$C_{NT}^2 \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\| \underline{\hat{\mathbf{f}}}_t^k - \bar{\mathbf{H}}^k \underline{\mathbf{f}}_t^0 \right\|^2 \right) = O_p(1),$$

其中 $C_{NT} = \min(\sqrt{N}, \sqrt{T})$ ； k 與 r 可以不必相等；若令 \mathbf{F}^0 與 $\boldsymbol{\Lambda}^0$ 為真正的因子與因子負載， $\tilde{\mathbf{V}}^k$ 為對角矩陣其對角線元素為 $\mathbf{X}\mathbf{X}'/(TN)$ 所對應的最大 k 個特徵值， $\tilde{\mathbf{F}}$ 為式 (6) 中的解，則 $\hat{\mathbf{F}}^k = \tilde{\mathbf{F}}^k \tilde{\mathbf{V}}^k$ 而 $\bar{\mathbf{H}}^k = (\tilde{\mathbf{F}}^k \mathbf{F}^0 / T)(\boldsymbol{\Lambda}^0 \boldsymbol{\Lambda}^0 / N)$ ； $\underline{\hat{\mathbf{f}}}_t^k$ 與 $\underline{\mathbf{f}}_t^0$ 為對應 $\hat{\mathbf{F}}^k$ 與 \mathbf{F}^0 的列向量 (row vector)。式 (A.1) 的結果可以用來判別因子的個數 (number of factors)。此外，Bai (2003) 也證明在 $N \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty$ 的情況下，若 $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ ，

則

$$\sqrt{N}(\tilde{\mathbf{f}}_t - \mathbf{H}' \mathbf{f}_t^0)$$

會收斂到常態分配；若 $\sqrt{T}/N \rightarrow 0$ ，則

$$\sqrt{T}(\tilde{\boldsymbol{\lambda}}_i - \mathbf{H}^{-1} \boldsymbol{\lambda}_i^0)$$

也會收斂到常態分配，其中 $\mathbf{H}^k = \tilde{\mathbf{V}}^{-1}(\tilde{\mathbf{F}}^{k'} \mathbf{F}^0 / T)(\boldsymbol{\Lambda}^0' \boldsymbol{\Lambda}^0 / N)$ 。這些結果可以讓我們知道 $\tilde{\mathbf{F}}$ 與 $\tilde{\boldsymbol{\Lambda}}$ 的大樣本性質。

I.3 估算因子個數

了解因子個數值 r 是一個重要的議題。Bai and Ng (2002) 利用上述 (A.2) 結果建構一些選取準則 (information criterion) 以利研究者正確估算因子個數。令殘差值平方

$$Q(k) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \tilde{\boldsymbol{\lambda}}_i^{k'} \mathbf{f}_t^k)^2,$$

再假設選取準則的懲罰項 (penalty term) 有以下四種形式：

$$g_1(N, T) = \frac{N+T}{NT} \ln\left(\frac{NT}{N+T}\right), \quad g_2(N, T) = \frac{N+T}{NT} \ln(C_{NT}^2),$$

$$g_3(N, T) = \frac{\ln(C_{NT}^2)}{C_{NT}^2}, \quad g_4(N, T) = (N+T-k) \frac{\ln(NT)}{NT},$$

選取準則可以有以下二種情況：

$$PC(k) = Q(k) + k\hat{\sigma}^2 g(N, T), \quad IC(k) = \ln(Q(k)) + kg(N, T),$$

其中 $\hat{\sigma}^2 = Q(\max k)$ 為 $\text{var}(\boldsymbol{\varepsilon})$ 的一致估計式，在實證分析中，我們假設 $\max k = 10$ 。配合上述四種不同的懲罰項，故共有八種選取準則。Bai and Ng (2002) 證明，

$$P(\hat{k}_{PC} = r) \rightarrow 1, \quad \hat{k}_{PC} = \arg \min_{0 \leq k \leq \max k} PC(k),$$

$$P(\hat{k}_{IC} = r) \rightarrow 1, \quad \hat{k}_{IC} = \arg \min_{0 \leq k \leq \max k} IC(k).$$

經過模擬的實驗，Bai and Ng (2002) 認為 $g_2(N,T)$ 以及 $g_4(N,T)$ 都是不錯的懲罰項選擇。有別於上述的選取準則，文獻上還有一些方法來檢定因子個數；更詳細的說明可參考 Kapetanios (2010) 以及 Onatski (2010)。此外，在 Bai and Ng (2002) 的文章中特別提到，傳統的 AIC/SIC 選取準則，因為懲罰項的錯誤設定關係，導致 AIC/SIC 是一個偏誤選取準則。

I.4 一般化主成分分析

利用一般化主成分分析 (generalized principal components) 方式估計模型就好比是利用一般化最小平方法 (generalized least squares) 估算線性模型一樣。從式 (A.1) (或是式 (5)) 中我們可以發現，我們假設 $\Sigma_\varepsilon = \mathbf{I}_N$ ，其中 Σ_ε 為 $N \times N$ 矩陣，因此我們的目標函數才會寫成

$$Q(F, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t - \Lambda \mathbf{f}_t)' (\mathbf{x}_t - \Lambda \mathbf{f}_t).$$

也因此，在估算主成分分析之前，我們必需先將 \mathbf{x}_t 標準化。若放寬此條件，則我們的目標函數需改成

$$Q(F, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t - \Lambda \mathbf{f}_t)' \Sigma_\varepsilon^{-1} (\mathbf{x}_t - \Lambda \mathbf{f}_t),$$

而 $\mathbf{f}_t^* = (\Lambda' \Sigma_\varepsilon^{-1} \Lambda)^{-1} \Lambda' \Sigma_\varepsilon^{-1} \mathbf{x}_t$ ，此即為 GLS 的公式。將 \mathbf{f}_t^* 代回目標函數可得

$$Q(F(\Lambda), \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t' \Sigma_\varepsilon^{-1} \mathbf{x}_t - \mathbf{x}_t' \Sigma_\varepsilon^{-1} \Lambda (\Lambda' \Sigma_\varepsilon^{-1} \Lambda)^{-1} \Lambda' \Sigma_\varepsilon^{-1} \mathbf{x}_t).$$

令 $\bar{\mathbf{x}}_t = \Sigma_\varepsilon^{-1/2} \mathbf{x}_t$ ， $\bar{\Lambda} = \Sigma_\varepsilon^{-1/2} \Lambda$ ，則上式可改寫成

$$Q(F(\Lambda), \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{t=1}^T [(\bar{\mathbf{x}}_t' \bar{\mathbf{x}}_t - \bar{\mathbf{x}}_t' \bar{\Lambda} (\bar{\Lambda}' \bar{\Lambda})^{-1} \bar{\Lambda}' \bar{\mathbf{x}}_t)],$$

若假設矩陣 $\bar{\Lambda}^*$ 須滿足限制 $\bar{\Lambda}' \bar{\Lambda} / N = \mathbf{I}_r$ 並且能使上式極小化，因此 $\bar{\Lambda}^*$ 也會使下式極大：

$$\text{tr} \left[\bar{\Lambda}' \left(\sum_{t=1}^T \bar{\mathbf{x}}_t \bar{\mathbf{x}}_t' \right) \bar{\Lambda} \right] = \text{tr} \left[\bar{\Lambda}' \left(\sum_{t=1}^T \Sigma_\varepsilon^{-1/2} \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' \Sigma_\varepsilon^{-1/2'} \right) \bar{\Lambda} \right] = \text{tr} \left[\bar{\Lambda}' \left(\Sigma_\varepsilon^{-1/2} \mathbf{X}' \mathbf{X} \Sigma_\varepsilon^{-1/2'} \right) \bar{\Lambda} \right].$$

因此 $\bar{\Lambda}^*$ 為 \sqrt{N} 乘上 $N \times N$ 矩陣 $\Sigma_\varepsilon^{-1/2} \mathbf{X}' \mathbf{X} \Sigma_\varepsilon^{-1/2'}$ 中最大 r 個特徵值所對應的特徵向量形成之集合：

$$\bar{\Lambda}^* = \sqrt{N} [\bar{\xi}_1, \dots, \bar{\xi}_r], \quad (\text{A. 4})$$

其中 $\bar{\xi}_i$ 為第 i 個特徵值所對應的特徵向量。在 $\bar{\Lambda}' \bar{\Lambda} / N = \mathbf{I}_r$ 的限制條件下，將 $\bar{\Lambda}^*$ 代入 $\bar{\mathbf{f}}_t^* = (\Lambda \Sigma_\varepsilon^{-1} \Lambda)^{-1} \Lambda \Sigma_\varepsilon^{-1} \mathbf{x}_t$ ，則 F 的最小平方估計式為

$$\bar{\mathbf{F}}^* = \frac{\bar{\mathbf{X}} \bar{\Lambda}^*}{N}. \quad (\text{A. 5})$$

從上述可知，只要我們可以估計出 Σ_ε ，我們即可以套用上述的公式計算出結果。然而， Σ_ε 中有 $N(N+1)/2$ 個元素，當 N 很大時，估計式 $\bar{\Sigma}_\varepsilon$ 的表現會相當差。為解決這一個問題，Boivin and Ng (2006) 假設 Σ_ε 只有對角元素有值，非對角線元素均為 0；即假設 $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$ 有異質變異數 (heteroskedasticity) 的情況，但沒有序列相關 (serial correlation)，而這一個假設讓 Σ_ε 的待估參數個數變為 N 。在估計上 Boivin and Ng (2006) 建議以下的二階段估計方式來計算模型參數：首先，以主成分分析法估算出 (A. 2) 以及 (A. 3) 的 $\bar{\Lambda}^*$ 與 $\bar{\mathbf{f}}_t^*$ ，再令 $\bar{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \mathbf{x}_t - \bar{\Lambda}^* \bar{\mathbf{f}}_t^*$ 並依此計算樣本變異數 $\bar{\Sigma}_\varepsilon$ ，其中 $\bar{\Sigma}_\varepsilon$ 只有對角線元素有值。最後，再利用 (A. 4) 以及 (A. 5) 計算 $\bar{\Lambda}^*$ 以及 $\bar{\mathbf{F}}^*$ ，其中 Boivin and Ng (2006) 利用 SIC 方式估算 $\bar{\Lambda}^*$ 的個數 r 。

I.5 動態因子模型

除了靜態因子分析模型以外，我們也可以將模型設定成動態情況，文獻上稱為動態因子分析模型 (dynamic factor model)：

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{Nt} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} \ell_{11}^0 & \ell_{12}^0 & \cdots & \ell_{1r}^0 \\ \ell_{21}^0 & \ell_{22}^0 & \cdots & \ell_{2r}^0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \ell_{N1}^0 & \ell_{N2}^0 & \cdots & \ell_{Nr}^0 \end{bmatrix}}_{\mathbf{\Lambda}^0} \underbrace{\begin{bmatrix} f_{1t} \\ f_{2t} \\ \vdots \\ f_{rt} \end{bmatrix}}_{\mathbf{f}_t} + \cdots + \underbrace{\begin{bmatrix} \ell_{11}^m & \ell_{12}^m & \cdots & \ell_{1r}^m \\ \ell_{21}^m & \ell_{22}^m & \cdots & \ell_{2r}^m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \ell_{N1}^m & \ell_{N2}^m & \cdots & \ell_{Nr}^m \end{bmatrix}}_{\mathbf{\Lambda}^m} \underbrace{\begin{bmatrix} f_{1t-m} \\ f_{2t-m} \\ \vdots \\ f_{rt-m} \end{bmatrix}}_{\mathbf{f}_{t-m}} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix},$$

$\vec{f}_t = \Psi(B)\vec{f}_{t-1} + \eta_t$ ，其中 B 為落後指令 (back-shift operator)， $Bz_t = z_{t-1}$ ，

$\Psi(B)$ 為 $r \times r$ 矩陣， η_t 為 $r \times 1$ 向量。模型中，我們也可以假設 ε_{it} 與 η_t 也具有某些動態過程；詳見 Forni et al. (2000, 2004, 2005) 與 Stock and Watson (2010)。

我們可以將動態因子模型改寫成靜態因子模型；我們可以將一些向量與矩陣重新排列。從上式可知，

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{Nt} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} \ell_{11}^0 & \ell_{12}^0 & \cdots & \ell_{1r}^0 & \ell_{11}^m & \ell_{12}^m & \cdots & \ell_{1r}^m \\ \ell_{21}^0 & \ell_{22}^0 & \cdots & \ell_{2r}^0 & \ell_{21}^m & \ell_{22}^m & \cdots & \ell_{2r}^m \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \ell_{N1}^0 & \ell_{N2}^0 & \cdots & \ell_{Nr}^0 & \ell_{N1}^m & \ell_{N2}^m & \cdots & \ell_{Nr}^m \end{bmatrix}}_{\mathbf{\Lambda}} \underbrace{\begin{bmatrix} f_{1t} \\ \vdots \\ f_{rt} \\ f_{1t-1} \\ \vdots \\ f_{1t-m} \\ \vdots \\ f_{rt-m} \end{bmatrix}}_{\mathbf{f}_t} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix},$$

因此我們又回到式 (2) 的模型設定： $\mathbf{x}_t = \mathbf{\Lambda} \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$ ，只是模型中的 \mathbf{f}_t 向量維度變成 $r(m+1)$ ，而 $\mathbf{\Lambda} = (\mathbf{\Lambda}^0 \cdots \mathbf{\Lambda}^m)$ 。值得一提的是，在動態因子模型中

我們還需要設定 \vec{f}_t 的動態過程 $\vec{f}_t = \Psi(B)\vec{f}_{t-1} + \eta_t$ 。

估算動態因子模型的方式很多，其中之一為將此模型改寫成狀態空間模型 (state space model) 以利用 Kalman filter 方式估算最大概似函數，以求得模型的最大概似估計值。另一種方式是利用無母數方式來估算動態因子模型；由於這是無母數方式，所以我們並不需要考量 \bar{f}_t 的動態過程 $\bar{f}_t = \Psi(B)\bar{f}_{t-1} + \eta_t$ (即我們不需設定 \bar{f}_t 的模型)。因此，利用無母數方式來估算動態因子模型就如同利用主成分分析估算靜態因子模型的結果。此外，Forni et al. (2000, 2004) 也提出另一種方式估算動態因子模型；他們主要是利用動態主成分分析 (dynamic principal components) 方式估計模型。然而，利用 Forni et al. (2000, 2004) 的估計方式無法估算出一些最近樣本點的因子 (estimates of \bar{f}_t at the end of the sample are not available)，因此我們無法有效地利用這些因子特性；詳見 Stock and Watson (2010)。

I.6 Bry and Boschan (1971) 轉折點判定規則

Bry and Boschan (1971) 轉折點判定規則為：

1. 轉折點不能出現數列起始。 個月內與結束前 6 個月內。
2. 全循環週期不得少於 15 個月。
3. 擴張期或收縮期不得少於 5 個月。
4. 若相近區域出現兩個以上轉折點，選擇時間較晚之轉折點。
5. 第一個高峰(谷底)值不得低於(高於)其至數列起始間之任何值；最後一個高峰(谷底)值不得低於(高於)其至數列結束間之任何值。
6. 不考慮突發性且影響期間甚短之極端值。

附錄 II

附錄表 1. 第一部份資料 (民國 71 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R^2	排序	變數名稱	R^2
1	製造業生產指數	0.907	26	準貨幣	0.334
2	工業生產指數	0.906	27	工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)	0.327
3	製造業銷售值	0.901	28	M1B 日平均	0.317
4	製造業生產價值指數	0.896	29	股價指數 (月平均)	0.314
5	製造業銷售量指數	0.893	30	存款貨幣	0.303
6	製造業內銷值	0.890	31	工業及服務業經常性受僱員工人數	0.297
7	製造業銷售價值指數	0.877	32	實質 M1B (以消費者物價平減)	0.279
8	實質海關出口值	0.869	33	貨物稅	0.270
9	實質國內生產毛額 (月)	0.857	34	工業及服務業受僱員工每人每月平均工時	0.238
10	海關出口值 (美元)	0.843	35	躉售物價指數	0.236
11	製造業直接外銷值	0.827	36	勞動力	0.227
12	電力 (企業) 總用電量	0.806	37	勞參率	0.202
13	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.798	38	工業及服務業經常性平均薪資	0.128
14	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.785	39	營業稅 (12 個月移動平均)	0.121
15	海關進口 (美元)	0.764	40	製造業存貨量指數 (倒數)	0.077
16	工業及服務業加班工時	0.728	41	出口物價指數	0.069
17	製造業存貨率	0.557	42	製造業存貨價值指數 (倒數)	0.052
18	製造業單位產出勞動成本指數	0.552	43	短期票券市場 - 月底發行餘額	0.014
19	就業人數	0.492	44	消費者物價指數	0.012
20	非農業部門就業人數	0.489	45	商業本票 31-90 天利率	0.008
21	總工時 (受僱員工人數x平均工時)	0.488	46	核心物價-不含新鮮蔬果漁介及能源	0.005
22	工業部門勞動生產力指數	0.478	47	金融業隔夜拆款利率	0.003
23	失業率 (倒數)	0.476	48	全體貨幣機構放款與投資	0.002
24	核發建照執照面積	0.420	49	娛樂稅稅收	0.002
25	工業及服務業受僱人數	0.359			

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

附錄表 2. 第二部份資料 (民國 85 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R ²	排序	變數名稱	R ²
1	製造業銷售值	0.954	38	工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)	0.408
2	製造業內銷值	0.942	39	躉售物價指數	0.395
3	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.915	40	工業及服務業經常性受僱員工人數	0.392
4	製造業生產指數	0.905	41	十年期中央政府公債次級市場利率	0.368
5	製造業直接外銷值	0.904	42	M1B 日平均	0.317
6	製造業銷售量指數	0.903	43	工業及服務業受僱員工每人每月平均工時	0.315
7	工業生產指數	0.902	44	公司動態- 現有登記家數	0.306
8	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.900	45	存款貨幣	0.304
9	製造業生產價值指數	0.898	46	勞動力	0.283
10	實質國內生產毛額 (月)	0.894	47	勞參率	0.265
11	製造業銷售價值指數	0.886	48	北美半導體接單出貨比	0.256
12	實質海關出口值	0.886	49	實質 M1B (以消費者物價平減)	0.250
13	電力 (企業) 總用電量	0.874	50	就業服務-有效求職就業率	0.240
14	工業及服務業加班工時	0.874	51	出口物價指數	0.231
15	工業及服務業加班費	0.872	52	公司動態- 新設立資本額	0.225
16	海關進口 (美元)	0.872	53	金融業隔夜拆款利率	0.193
17	海關出口值. 美元.	0.871	54	五大銀行新承作新增放款	0.173
18	海關出口值 (美元)	0.855	55	商業本票 31-90 天利率	0.164
19	實質機械及電機設備進口值	0.842	56	公司動態- 新設立家數	0.144
20	外銷訂單總數 (新台幣)	0.731	57	營業稅 (12 個月移動平均)	0.103
21	外銷訂單指數	0.704	58	五大銀行新承做新增放款利率	0.081
22	股價指數 (月平均)	0.699	59	就業服務-有效求才利用率	0.069
23	製造業單位產出勞動成本指數	0.612	60	消費者貸款	0.056
24	工業部門勞動生產力指數	0.588	61	製造業存貨量指數 (倒數)	0.056
25	製造業存貨率	0.580	62	直間接金融	0.048
26	總工時 (受雇員工人數×平均工時)	0.559	63	製造業存貨價值指數 (倒數)	0.037
27	就業人數	0.538	64	消費者物價指數	0.026
28	核發建照執照面積	0.528	65	核心物價- 不含新鮮蔬果漁介及能源	0.026
29	失業率 (倒數)	0.511	66	M2 日平均	0.025
30	工業及服務業經常性平均薪資	0.504	67	娛樂稅稅收	0.019
31	非農業部門就業人數	0.497	68	商業動態- 現有登記家數	0.015
32	工業及服務業受僱人數	0.486	69	全體貨幣機構放款與投資	0.010
33	準貨幣	0.457	70	平均失業週數 (倒數)	0.006
34	就業服務-求供倍數/有效	0.432	71	短期票券市場 - 月底發行餘額	0.005
35	貨物稅	0.428	72	長短期利差 (10 年期公債殖利率-商業本票利率)	0.001
36	進口物價指數	0.424	73	長短期利差 (10 年期公債利率-隔夜拆款利率)	0.000
37	就業服務-求供倍數/新登記	0.413			

附錄表 3. 第三部份資料 (民國 88 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R ²	排序	變數名稱	R ²
1	製造業銷售值	0.964	31	工業部門勞動生產力指數	0.617
2	實質海關出口值	0.951	32	批發零售暨餐飲營業額指數	0.614
3	製造業內銷值	0.943	33	核發建照執照面積	0.613
4	批發零售暨餐飲業營業額	0.939	34	總工時 (受雇員工人數×平均工時)	0.586
5	製造業直接外銷值	0.937	35	製造業存貨率	0.572
6	海關出口值 (美元)	0.929	36	就業人數	0.554
7	實質國內生產毛額 (月)	0.922	37	就業服務. 求供倍數.. 新登記	0.538
8	外銷訂單總數 (美元)	0.921	38	批發業營業額指數	0.536
9	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.916	39	失業率 (倒數)	0.534
10	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.913	40	就業服務-求供倍數/有效	0.524
11	批發業營業額	0.913	41	工業及服務業經常性平均薪資	0.510
12	製造業銷售量指數	0.912	42	非農業部門就業人數	0.506
13	製造業銷售價值指數	0.912	43	工業及服務業受僱人數	0.500
14	製造業生產指數	0.909	44	準貨幣	0.470
15	製造業生產價值指數	0.908	45	信用卡簽帳金額	0.461
16	工業生產指數	0.906	46	貨物稅	0.452
17	出口量指數	0.892	47	進口物價指數	0.434
18	實質機械及電機設備進口值	0.891	48	工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)	0.430
19	海關出口值 (美元)	0.890	49	純貿易條件指數	0.421
20	工業及服務業加班工時	0.890	50	金融機構自動櫃員機交易金額	0.418
21	電力 (企業) 總用電量	0.887	51	躉售物價指數	0.415
22	工業及服務業加班費	0.886	52	工業及服務業經常性受僱員工人數	0.399
23	進口量指數	0.880	53	十年期中央政府公債次級市場利率	0.370
24	零售業營業額	0.785	54	工業及服務業受僱員工每人每月平均工時	0.365
25	外銷訂單總數 (新台幣)	0.782	55	就業保險-失業給付-受理件數	0.343
26	外銷訂單指數	0.766	56	公司動態- 現有登記家數	0.339
27	股價指數 (月平均)	0.740	57	餐飲業營業額	0.329
28	所得貿易條件指數	0.692	58	餐飲業營業額指數	0.321
29	零售業營業額指數	0.667	59	M1B 日平均	0.305
30	製造業單位產出勞動成本指數	0.640	60	存款貨幣	0.295

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

附錄表 3. (續) 第三部份資料 (民國 88 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R^2	排序	變數名稱	R^2
61	出口物價指數	0.291	91	長短期利差 (10 年期公債殖利率-本票利率)	0.007
62	勞動力	0.284	92	平均失業週數 (倒數)	0.007
63	就業服務-有效求職就業率	0.284	93	長短期利差 (10 年期公債利率-隔夜拆款利率)	0.005
64	短期票券市場 - 當期交易金額	0.283	94	短期票券市場 - 期末發行餘額	0.002
65	股票市場成交總值	0.281			
66	勞參率	0.275			
67	北美半導體接單出貨比	0.274			
68	公司動態- 新設立資本額	0.257			
69	金融業隔夜拆款利率	0.242			
70	實質 M1B (以消費者物價平減)	0.231			
71	商業本票 31-90 天利率	0.214			
72	就業保險-失業給付-核付件數	0.205			
73	公司動態- 新設立家數	0.173			
74	五大銀行新承作新增放款	0.159			
75	就業保險-失業給付-核付金額	0.122			
76	營業稅 (12 個月移動平均)	0.114			
77	信用卡預借現金金額	0.106			
78	直間接金融	0.101			
79	綜合商品零售業營業額	0.101			
80	五大銀行新承做新增放款利率	0.088			
81	就業服務-有效求才利用率	0.063			
82	消費者貸款	0.062			
83	消費者物價指數	0.055			
84	製造業存貨量指數 (倒數)	0.045			
85	娛樂稅稅收	0.033			
86	M2 日平均	0.022			
87	商業動態- 現有登記家數	0.020			
88	製造業存貨價值指數 (倒數)	0.018			
89	全體貨幣機構放款與投資	0.018			
90	核心物價-不含新鮮蔬果漁介及能源	0.010			

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

附錄表 4. 第四部份資料 (民國 90 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R ²	排序	變數名稱	R ²
1	製造業銷售值	0.973	31	消費者信心指數	0.674
2	製造業內銷值	0.957	32	製造業單位產出勞動成本指數	0.639
3	製造業直接外銷值	0.953	33	就業保險-失業給付-受理件數	0.629
4	批發零售暨餐飲業營業額	0.944	34	零售業營業額指數	0.619
5	實質海關出口值	0.944	35	就業保險-失業給付-核付件數	0.574
6	海關出口值 (美元)	0.943	36	總工時 (受雇員工人數×平均工時)	0.559
7	工業及服務業加班費	0.935	37	製造業存貨率	0.553
8	外銷訂單總數 (美元)	0.930	38	批發零售暨餐飲業營業額指數	0.540
9	海關出口值 (新台幣)(含復出口)	0.929	39	就業保險-失業給付-核付金額	0.534
10	海關進口 (新台幣)(含復進口)	0.928	40	工業及服務業經常性平均薪資	0.532
11	製造業銷售價值指數	0.925	41	波羅的海指數 (BDI 月平均)	0.531
12	工業及服務業加班工時	0.923	42	就業人數	0.524
13	製造業生產價值指數	0.922	43	就業服務-求供倍數/新登記	0.510
14	工業生產指數	0.918	44	失業率 (倒數)	0.501
15	實質國內生產毛額 (月)	0.917	45	就業服務-求供倍數/有效	0.499
16	批發業營業額	0.916	46	非農業部門就業人數	0.473
17	電力 (企業) 總用電量	0.914	47	躉售物價指數	0.469
18	製造業生產指數	0.913	48	進口物價指數	0.467
19	製造業銷售量指數	0.899	49	準貨幣	0.464
20	海關進口 (美元)	0.899	50	工業及服務業受僱人數	0.464
21	進口量指數	0.885	51	貨物稅	0.463
22	實質機械及電機設備進口值	0.879	52	工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)	0.461
23	出口量指數	0.876	53	信用卡簽帳金額	0.450
24	核發建照執照面積	0.794	54	批發業營業額指數	0.450
25	外銷訂單總數 (新台幣)	0.792	55	出口物價指數	0.449
26	零售業營業額	0.746	56	金融機構自動櫃員機交易金額	0.403
27	股價指數 (月平均)	0.746	57	純貿易條件指數	0.365
28	所得貿易條件指數	0.732	58	公路汽車貨運噸數	0.347
29	外銷訂單指數	0.716	59	工業及服務業經常性受僱員工人數	0.341
30	工業部門勞動生產力指數	0.704	60	鐵路貨運量 (千噸公里)	0.340

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

附錄表 4. (續) 第四部份資料 (民國 90 年 1 月起) 之結果

排序	變數名稱	R ²	排序	變數名稱	R ²
61	公司動態- 現有登記家數	0.338	91	消費者貸款	0.073
62	租賃業營業額指數	0.337	92	M2 日平均	0.053
63	十年期中央政府公債次級市場利率	0.326	93	就業服務-有效求才利用率	0.045
64	工業及服務業受僱員工每人每月工時	0.319	94	製造業存貨量指數 (倒數)	0.038
65	就業服務-有效求職就業率	0.315	95	消費者物價指數	0.037
66	專業技術服務業營業額	0.309	96	商業動態- 現有登記家數	0.032
67	租賃業營業額	0.295	97	核發建築物使用執照總樓地板面積	0.021
68	金融業隔夜拆款利率	0.288	98	娛樂稅稅收	0.016
69	台鐵貨運收入	0.287	99	核心物價-不含新鮮蔬果漁介及能源	0.013
70	勞參率	0.273	100	短期票券市場 - 月底發行餘額	0.011
71	專業技術服務業營業額指數	0.270	101	製造業存貨價值指數 (倒數)	0.008
72	股票市場成交總值	0.260	102	車輛登記數	0.007
73	商業本票 31-90 天利率	0.258	103	全體貨幣機構放款與投資	0.006
74	短期票券市場 - 當期交易金額	0.248	104	長短期利差 (10 年期公債殖利率-商業本票利率)	0.001
75	勞動力	0.240	105	長短期利差 (10 年期公債利率-隔夜拆款利率)	0.000
76	M1B 日平均	0.237	106	平均失業週數 (倒數)	0.000
77	存款貨幣	0.237			
78	餐飲業營業額	0.236			
79	營業稅 (12 個月移動平均)	0.226			
80	餐飲業營業額指數	0.220			
81	北美半導體接單出貨比	0.202			
82	公司動態- 新設立資本額	0.199			
83	公司動態- 新設立家數	0.179			
84	實質 M1B (以消費者物價平減)	0.174			
85	信用卡預借現金金額	0.116			
86	鐵路貨運量 (噸數)	0.115			
87	五大銀行新承作新增放款	0.098			
88	五大銀行新承做新增放款利率	0.094			
89	直間接金融	0.094			
90	綜合商品零售業營業額	0.083			

註：陰影部份為目前經建會基準循環數列之構成項目。

附錄 III

「臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進」委託研究計畫

期中報告審查會議紀錄：

-意見回覆-

時間：民國 101 年 07 月 19 日 上午 10:00

地點：經建會 B137 會議室

主席致詞：先請受委託研究團隊進行期中報告簡報，簡報完畢，再請評審委員和相關部會提出建議。

建議彙整與回覆：

評審委員意見	意見回覆	期末報告回應
財團法人寶華綜合經濟研究院梁國源院長		
<p>1. 本計畫提出的計量方法合理且正確，且此模型的好處在於操作成本較低，但缺點是缺乏經濟意涵。建議不應只從計量模型進行資料分析，應與經建會選取構成項目之準則（經濟重要性、統計充足性、循環對應性等）互補。</p> <p>2. 文中建議某些變數可以予以替換，這部分建議可再與經建會同仁討論，因為經建會同仁對於資料的經濟意涵可能較為瞭解。</p> <p>3. 本研究主要參考 R^2 大</p>	<p>1. 分析過程確實不應只從計量或統計角度著手，因為統計結果只是輔助工具之一，這也是為什麼事前已與經建會同仁討論，並請教實證結果的合理性與變數選取的正當性。</p> <p>2. 關於數列經濟意涵部分，將與經建會同仁密切配合。</p> <p>3. 不選擇「製造業銷售值」主要是因為指標構成項目中已包括「製造業銷售量指數」，而此二者為同種類的統計資料。</p>	<p>1. 報告中有許多地方是依據計量與統計的角度著手，但我們也加入經建會同仁的建議整合成一份報告，見第 3 頁 footnote 1 的說明。</p> <p>2. 同 1。</p> <p>3. 已於期中報告中回答。</p>

<p>小選取建議變數，但為何有些變數 R^2 很高，卻未選取？例如「製造業銷售值」相關係數 R^2 很高，但並未入選。</p>		
<p>世新大學周教授濟：</p>		
<ol style="list-style-type: none"> 1. 本計畫內容相當有趣、具說服力，研究方法與研究方向也相當正確。但在選擇共同因子個數 (number of factors) 時，利用 R^2 選取是否合理，是否可利用 AIC/SIC 選取？ 2. 本研究認為「批發零售暨餐飲業營業額」走勢比「批發零售暨餐飲業營業額指數」走勢更能描述臺灣景氣狀況，可能因為相對於「批發零售暨餐飲業營業額指數」，「批發零售暨餐飲業營業額」多考量價格的部分。 3. 實證結果顯示「非農業部門就業人數」表現，並未比「工業及服務業加班工時」來得好。 4. 本研究建議的基準數列構成項目，製造業部 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 選取 number of factors 利用 Bai and Ng (2002, 2008) 方式選取，根據 Bai and Ng (2002) 的證明，AIC/SIC 有時不是一種 consistent 選取準則，所以本研究不採用 AIC/SIC 的選取標準。 2. 同意周教授的看法，確實「批發零售暨餐飲業營業額指數」對於臺灣景氣的描述不見得比較好，因為「批發零售暨餐飲業營業額」多考量價格的部分。至於名目變數是否可以變成指標構成項目，確實有一些 OECD 國家會納入名目變數當成指標構成項目，這部分未來將加強論述。 3. 有關服務業指標比重偏低部分，亦會寫入研究報告結論中，當成研 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 已於期中報告中回答。 2. 已在期末報告中加入，詳見第 22-23 頁。 3. 已在結論中加入計畫建議的部份，詳見第 32 頁。

<p>門仍較多，服務業比重偏低，顯示目前影響臺灣經濟景氣仍以製造業為主。</p>	<p>究計畫的建議。</p>	
<p>花旗銀行鄭副總裁貞茂：</p>		
<p>1. 本研究計畫的方法，似乎只考慮長時間共同變動的變數(行星)，排除短期劇烈變動的變數(彗星)；但被排除的短期劇烈波動變數，往往也可能成為影響未來 GDP 走勢的關鍵。</p> <p>2. 共同因子個數選擇 1，是否可以將共同因子個數為 3 或 5 的結果一併呈現？</p> <p>3. 經建會依據經濟重要性、統計充足性、循環對應性等準則，選擇景氣指標變數，不知本研究依據何種標準選取？</p>	<p>1. 依據 Burns and Mitchell (1946) 定義，景氣循環是指不同經濟變數間的共移 (co-movement) 現象，所以只考量單一共同因子。但若有一些奇特的景氣現象，仍可以被其它因子(如第 2 或是第 3 因子)捕捉。</p> <p>2. 將在期末報告中，一併呈現共同因子個數為 3 或 5 的結果。</p> <p>3. 本研究透過試誤 (try and error) 方式，並與經建會同仁討論選取基準循環數列變數。</p>	<p>1. 已於期中報告中回答。</p> <p>2. 已在期末報告中加入，詳見第 16-17 頁。</p> <p>3. 於期中報告中回答。</p>
<p>徐志宏</p>		
<p>1. OECD 編製的各國領先指標中，有些國家構成項目實質變數與名目變數並存。</p> <p>2. 經建會選取景氣指標</p>		<p>1. 已在期末報告中加入，詳見第 22-23 頁。</p>

<p>構成項目時，會通盤考量所代表的經濟意涵，例如「製造業銷售值」與「製造業內銷值」為同一類的經濟指標，不會同時放入；此外，景氣指標也會考量服務業與製造業的平衡。</p> <p>3. 雖然「非農業部門就業人數」從 1990 年後有落後景氣峰谷現象，但它為勞動面重要經濟指標，報告中所建議用來取代的「工業及服務業加班工時」，其意義與勞動市場代表性明顯與「非農業部門就業人數」不同，經建會將在本研究計畫告一段落後，通盤、審慎考量是否替換。</p> <p>4. 本研究建議的「實質海關出口值」變數，在 2007 年景氣指標修正前，曾是基準循環構成項目之一，如測試結果良好，應可考慮將此數列再次納入。</p> <p>5. 報告中建議「批發零售暨餐飲業營業額指數」</p>		
---	--	--

<p>改用「批發零售暨餐飲業營業額」取代，應是可考慮的方案。</p>		
<p>其它書面建議</p>		
<ol style="list-style-type: none"> 1. 第 2.1 節「主要國家景氣相關數列」中，OECD 於今 (2012) 年 4 月起改用「國內生產毛額 (月推估值)」當成基準數列，建議報告內容與表 1 作修正。 2. 報告第 5 頁表 2 註，建議修正為「經建會」原以『實質製造業銷售值』用來描述國內銷售面情況，因行政院主計處於 99 年 1 月起停編平減製造業銷售值之『製造業產出躉售物價指數』，故用『製造業銷售量指數』取代『實質製造業銷售值』。 3. 建議未來可於第 4 章「實證分析」加入結構性轉變之測試，有助於支持資料分段設定。 4. 建議未來加準數列構成項目的經濟意涵，有助於讀者更深入解讀。 	<p>我們會依建議修正。</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 已修正，見第 4 頁。 2. 已修正，見第 5 頁。 3. 已加入，見第 10-11 頁，footnote 6。 4. 已於內文中許多不同的地方加入。

附錄

「臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進」委託研究計畫

期末報告審查會議紀錄：

-意見回覆-

時間：民國 101 年 10 月 8 日 上午 9:30

地點：經建會 B137 會議室

主席致詞：先請受委託研究團隊進行期末報告簡報，簡報完畢，再請評審委員和相關部會提出建議。

建議彙整與回覆：

評審委員意見	意見回覆	期末報告回應
世新大學周教授濟：		
1. 本計畫研究方法相當嚴謹，建議的基準數列構成項目，仍以工業部門較多，顯示決定臺灣景氣基準循環以製造業為主。 2. 臺灣係小型開放經濟體，貿易面對景氣的影響至為重要，因而除出口外，進口與景氣亦密切關連，建議將進口及臺灣的貿易總量(進口值加出口值)納入測試資料。 3. 表 11 中的數字的平均值，應該可以當成另一種篩選準則	1. 同意周教授的看法，本研究嘗試納入服務業相關指標進行測試，如消費者信心指數、批發零售暨餐飲營業額指數等，但大部份的服務業指標表現都不甚理想。 2. 附錄表 1 至表 4，已將海關進口變數納入考量，且從實證結果發現，海關進口也是重要的變數。 3. 對於表 11 的意見，會將平均值的結果一併納入考量。	1. 已於期末審查會議時回答，並已加入報告中；參考 32 頁。 2. 已於期末審查會議時回答。 3. 請參考第 29 頁以及 30 頁的註解 12。
花旗銀行鄭副總裁貞茂：		
1. 本計畫計量方法相當	1. 雖然以經建會公布的	1. 1990 的景氣收縮主

<p>嚴謹，結果亦明確，值得經建會參採。</p> <p>2. 研究中以經建會所公布的峰谷時點為基準循環構成項目組合表現優略的比較基準，但這些峰谷時點都是在過去某些時空背景下所認定的結果，即使目前計畫中新編數列的峰谷時點與經建會公布的結果相符，並不表示新數列與未來的情況也會一致。另外，表 11 有一些結果相當有趣，建議於報告中增加說明，例如，1990M08 那一段時間，為什麼經建會所公布的谷底時點領先 Bry-Boschan 所認定的時點達 6 個月之久？</p> <p>3. 建議後續研究，除可朝增加房地產相關的變數進行測試。另，勞動市場有關統計雖相當多，但這些數據對於描述臺灣景氣的幫助不大，未來應加強勞動統計資料的研</p>	<p>峰谷時點為基準循環組合表現優略的比較基準有其缺點，但此為本研究認為一個比較合理，也符合經濟直覺的篩選方式。另，亦將補充關於 1990 年那一段時間的背景說明。</p> <p>2. 實證結果亦發現，勞動市場相關變數對景氣狀況的描述均不太理想，此為建議保留「非農業部門就業人數」的原因。</p>	<p>要是因為波斯灣戰爭的爆發，國際油價大幅波動，股市由 12600 點狂瀉到 2485 點，房地產業也一蹶不振所引起；而 1998M12 的景氣收縮主要是因為亞洲金融風暴所引發，其後併發本土性金融危機所致。這些事件均讓臺灣的景氣狀況產生相當大的變化，也可能因此導致谷底的認定時點產生相當大的差異；請參考第 30 頁註解 13 說明。</p> <p>2. 已於期末審查會議時回答。</p>
--	--	--

究。		
台灣經濟研究院景氣預測中心孫主任明德：		
<p>1. 在計畫中對於因子個數的選取準則（如 $PC(g_3)$，$PC(g_4)$ 等）說明並不清楚；因這部分是本計畫第一個主要內容，建議多加說明，以讓讀者更加了解如何選取共同因子個數。</p> <p>2. 主成份分析主要用於橫斷面模型，而第二部份的迴歸分析以時間數列屬縱斷面分析，二者之間連接是否有問題？建議在報告中加以說明。</p> <p>3. 房地產面向指標的測試變數僅有「核發建照執照面積」、「核發建築物使用執照總樓地板面積」，但營建業相關連產業的產值約占 GDP 的 20%，可考慮加入民間調查，如國泰調查指數或是信義房屋指數等進行測試。</p> <p>4. 勞動市場的變數，如</p>	<p>1. 有關因子個數的選取準則，報告中將加強說明。</p> <p>2. Bai and Ng(2008) 以及附錄 I.5 中也有提到 dynamic factor model，就是時間數列的分析模型。但依據 Bai and Ng (2008) 的說明，認為 dynamic factor model 的表現並不會優於目前採用的主成份分析方式，故本研究以 static factor model 進行分析。</p> <p>3. 有關測試房地產市場相關指標方面，因本研究程式的設計，操作相當簡易，因此只要有資料，修改一些參數的設定，即可以得出結果。</p> <p>4. 同 3。</p>	<p>1. 請參考第 41 頁說明。</p> <p>2. 已於期末審查會議時回答。</p> <p>3. 已於期末審查會議時回答。</p> <p>4. 已於期末審查會議時回答。</p>

<p>求供倍數、失業週數、非農業部門就業人數等，實際上存在扭曲現象，未來可加強勞動統計資料的研究。</p>		

附錄 IV

R 是一個免費軟體，請先至

<http://www.r-project.org/>

網址中的[Download, Packages] 項下選擇 CRAN (網頁左邊)。

再選擇 Taiwan 中任一網址 (2 選 1)。

再選擇 Download R for Windows。

再選擇 base。

即可下載最新的 R 軟體 (目前版本是 R-2.15.1, 32-bit 版)，進行安裝。

建議還是安裝 32-bit 版。

因為需要讀取 EXCEL 檔，因此必須 install R library。安裝完 R 後，請開啟 R，在上方的選擇項目選擇 [程式套件 (Packages)] 項下的 [安裝程式套件 (Install Packages)]。

再選擇 Taiwan (2 選 1)。

再選擇 xlsReadWrite，即可自動安裝套件 xlsReadWrite。

IV.1 安裝其它撰寫的程式

「臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進」目錄下內有 2 個 .R 檔以及經建會所給的資料檔。請將此一目錄放在適當的硬碟中 (個人放在 C:\My ocuments\Projects\經建會計畫\)

內含的 4 個檔案，概述如下：

- (1) Remi2012.r 為其它次要的 R 程式
- (2) RS2012.xls 為 EXCEL 2003 資料檔，請放在同一目錄中
- (3) Diffusion.r 為主程式
- (4) RS2012.out 為結果輸出檔

IV.2 資料安排

- (1) 為方便使用者編排資料，我們的資料必需以 EXCEL 2003 檔案儲存。
- (2) 資料的空行（即一整行都是空格）必需要刪掉。
- (3) 資料可以是 unbalanced data（即某些時點是沒有資料）；見下圖。
- (4) 資料的第一個列（row）必需是資料的變數名稱，變數名稱可以是中文。
- (5) 資料的第二個列（row）必需是變數號碼（原始資料就有這一行）。
- (6) 資料第一行（column）則必需為日期變數，特別注意，2A 那一格必需是日期變數（可以 copy A3 past 在 A2）。
- (7) 資料最後一行必需是月 GDP 資料（因為月 GDP 在程式中會用到）。
- (8) 資料的排法，請參考實際 RS2012.xls 中 rawdata 工作表的內容。

原始資料的編排方式

1. 整行是空格 所以刪除

2. 整列 (第二列) 刪除

3. 整列 move 變成第二列 並修改 A2 那一格成時間

暫時編號	變數名稱	核發建照執照面積	核發建築物使用執照總樓地板面積	製造業銷售值	製造業內銷售值	製造業外銷售值
1	暫時編號	1	2	3	4	
2	類別	建築類		銷售類		
3						
4	Jan-82		99.7613		98.378705	98.69119
5	Feb-82		99.9997		99.149345	99.300253
6	Mar-82		100.297		99.841272	99.847602
7	Apr-82		100.6		100.30062	100.20817
8	May-82		100.841		100.49874	100.36853
9	Jun-82		100.902		100.45896	100.3603
10	Jul-82		100.699		100.2707	100.27355
11	Aug-82		100.373		99.993923	100.15101
12	Sep-82		100.066		99.705971	100.03197
13	Oct-82		99.866		99.448117	99.90022
14	Nov-82		99.8171		99.259015	99.753406

修正後的資料編排方式

	A	B	C	D	E	F
	變數名稱	核發建築執照面積	核發建築物使用執照總樓地板面積	製造業銷售值	製造業內銷值	製造業直接外銷值
1						
2	Dec-81	+	1	2	3	4
3	Jan-82	99.7613		98.378705	98.69119	98.09055
4	Feb-82	99.9997		99.149345	99.300253	99.01586
5	Mar-82	100.297		99.841272	99.847602	99.84591
6	Apr-82	100.6		100.30062	100.20817	100.4012
7	May-82	100.841		100.49874	100.36853	100.6359
8	Jun-82	100.902		100.45896	100.3603	100.5613
9	Jul-82	100.699		100.2707	100.27355	100.2598
10	Aug-82	100.373		99.993923	100.15101	99.80884
11	Sep-82	100.066		99.705971	100.03197	99.3284
12	Oct-82	99.866		99.448117	99.90022	98.93001

status bar: rawdata / Sheet2 / 工作表1 / 就緒 加總=59975.76129 NUM

IV.3 程式內容

IV.3.1 程式編輯與執行

R 程式中有自己本身的文字編輯器供使用者使用。可以透過 R 上方的選擇項目選擇 [檔案 (File)] 再選擇 [開啟命令稿 (Open script)] 開啟 .R 程式。

我們可以利用文字編輯器來執行 .R 程式。透過老鼠右鍵，可選擇 [執行全部 (Select all)] 以及 [執行 (Run line or selection)] 來執行 .R 程式。

IV.3.2 程式設定

將 Diffusion.r 利用 3.1 節中所述的文字編輯器打開，並且依序修改下列設定。

path = 輸入目錄，該目錄必需存有 EXCEL 資料以及 Remi2012.r 檔。

nobs = 輸入樣本個數 (number of observations);

原始 EXCEL 資料的列數 (包含變數名稱以及第二列編號)。

nvar = 變數個數 (number of variables);

原始 EXCEL 資料的行數 (包含日期，所以是編號 + 1)。

beginperiod = 分析資料的起始點：請依 EXCEL 資料的列數輸入。

例如 4 表示 Feb-82，因為月 GDP 第一筆沒資料，
所以請輸入 4 以上的值。

endperiod = 分析資料的終點：請依 EXCEL 資料的列數輸入。

例如 361 表示 Nov-11

(程式會自動將資料變成 balanced data，若所選擇的時點中，某筆資料沒有值，則程式計算時，並不會將此筆資料考慮進去)

file = 資料來源，必需為 EXCEL 2003 檔案

sheet= EXCEL 檔中，放置資料的分頁 (spread sheet) 名稱

output= 輸出結果之檔名，輸出檔為 ASCII 檔

criterion = 因子數目依據準則 (如 "IC(g2)");

可選 "PCP(g1)", "PCP(g2)", "PCP(g3)", "PCP(g4)", "IC(g1)",
"IC(g2)", "IC(g3)", "IC(g4)", "SIC"

maxk = 最大可能因子數目

IV.3 程式結果

所有的結果除了會呈現在 R 中，同樣的內容也會輸出至所設定的“output”檔案內。我們一一說明這些結果的意義。以下灰色的內容為根據以下的程式設定而得到的結果，

```
rm(list=ls())
path = "C:\\My Documents\\Projects\\經建會計畫\\"
nobs = 361
nvar = 107
beginperiod = 4
endperiod = 361
file = "RS2012.xls"
sheet= "rawdata"
output="RS2012.out"
criterion = "IC(g4)"
maxk = 10
```

經建會計畫:臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進

=====
資料名稱: RS2012.xls , 輸出檔案: RS2012.out

資料結果:

[[1]]

變數個數

49

[[2]]

樣本個數

358

因為設定 beginperiod = 4, endperiod = 361, 所以這一段期間、這一個 balanced data set 內包括了 49 個變數; 總共有 358 個樣本。

[[3]]

因子個數

1

因為設定 criterion = "IC(g4)", 該準則建議的因子個數為 1

[[4]]

[[4]]\$IC

	PCP(g1)	PCP(g2)	PCP(g3)	PCP(g4)	IC(g1)	IC(g2)
[1,]	0.01363115	0.01369339	0.01346604	0.01653512	-4.351914	-4.348937
[2,]	0.01625975	0.01638424	0.01592954	0.02204439	-4.198830	-4.192877
.....						

這一個部份為計畫中 8 個不同準則所算出來的值。其中 [1,] 代表當因子個數為 1 時的情況，[2,] 為當因子個數為 2 時的情況。舉例來說，當因子個數為 2 時，依據 PCP(g1) 所計算出的結果為 0.01625975。

[[4]]\$Rank

	PCP(g1)	PCP(g2)	PCP(g3)	PCP(g4)	IC(g1)	IC(g2)	IC(g3)	IC(g4)	SIC_r
[1,]	1	1	1	1	1	1	1	1	1
[2,]	2	2	2	2	2	2	2	2	2
.....									

這一個部份為上述 \$IC 的排序結果。表內 1 代表最小值；2 代表第 2 小的值…。舉例來說，根據上面 \$IC 的結果，我們已經知道當因子個數為 2 時，PCP(g1) 所計算出的結果為 0.01625975。這一個值在 PCP(g1) 那一行中的排序是第 2 小的，所以表示當因子個數為 2 時（即 [2,] 的情況），依據 PCP(g1) 所計算出的結果是第 2 小的。

[[4]]\$NoF

PCP(g1)	PCP(g2)	PCP(g3)	PCP(g4)	IC(g1)	IC(g2)	IC(g3)	IC(g4)	SIC
1	1	1	1	1	1	1	1	1

不同準則所建議的 number of factors。在此處，不論是那一種準則，都建議是 1

```
[[5]]
      [,1]
[1,] 0.197315206
[2,] 0.161314863
[3,] 0.111160851
[4,] 0.046502083
.....
```

因為 number of factor 是 1，所以列出主要因子的內容。

```
[[6]]
      Name      Rsquare
25  製造業生產指數 0.906956365
24  工業生產指數 0.905767064
2   製造業銷售值 0.900550943
26  製造業生產價值指數 0.896159217
5   製造業銷售量指數 0.893102190
3   製造業內銷值 0.889692168
6   製造業銷售價值指數 0.877303548
47  實質海關出口值 0.869106693
49  月.GDP 0.857255544
.....
```

最後一部份是以 R2 為排序（從大到小），所輸出的變數名稱。其中第一行的值不要去管它，第二行是變數名稱，第三行是 R2 值。舉例來說，工業生產指數它的 R2 值是 0.90576706，因為是由大排到小，所以它的排序是第 2。

註：第一行的值是指在 49 筆資料中，它的編號為何。以工業生產指數為例，在 49 筆資料中，它的編號是 24。

臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進/黃裕烈計畫
主持. —初版. —台北市：行政院經濟建設委員會，民 101
面：表，公分
編號：(101)044.212
委託單位：行政院經濟建設委員會
研究單位：國立清華大學

經濟循環
551.98

臺灣景氣基準循環指數之檢討與改進

計畫主持人：黃裕烈

委託單位：行政院經濟建設委員會

研究單位：國立清華大學

出版機關：行政院經濟建設委員會

電話：02-23165300

地址：臺北市寶慶路 3 號

網址：<http://www.cepd.gov.tw/>

出版年月：中華民國 101 年 10 月

版次：初版 刷次：第 1 刷

編號：(101) 044.212 (平裝)