

建構景氣指標方法之研析*

黃月盈**

壹、前言	肆、實證結果
貳、文獻回顧	伍、結論與建議
參、研究方法	

摘要

本研究參考 Stock & Watson(1998、2002)利用主成分分析法(Principal Component Regression, PCR)建立可預測景氣變化的擴散指標做法，嘗試由另一種方法建構景氣指標。進行實證時，首先將本會的領先指標(CLI)構成項目以主成分分析法建立新的綜合指標，觀察新指標預測景氣波峰谷底之表現，並建立靜態預測迴歸模型。此外，本研究另以 LARS 統計方法篩選出具領先性質的數列，同樣以 PCR 合成新指標，並建立動態預測迴歸模型。實證結果顯示：

1. 以主成分分析法將領先指標構成項目建立新綜合指標時，PCR 與 CLI 在歷次景氣循環的領先期數均相同，但 PCR 的靜態迴歸模型預測績效優於 CLI。
2. 以 PCR 結合 LARS 建立綜合指標時，在 1982~2011.06 樣本區間中，PCR 與 CLI 在高峰谷底的平均領先期數均相同。在 1995~2011.06 及 1998~2011.06 樣本區間中，CLI 在高峰領先期數優於 PCR，而在谷底部分，PCR 表現則優於 CLI。
3. 若將 PCR 結合 LARS 合成之綜合指標與 CLI 分別建立動態迴歸預測模型時，兩者均以 3 個月前的預測表現較佳。三個樣本區間中，CLI 的預測績效表現優於 PCR。

* 本文參加經建會 2011 年研究發展作品評選，榮獲經濟政策類佳作獎。

** 作者為經濟研究處科員。本文撰寫期間承蒙洪處長瑞彬、朱副處長麗慧、林專門委員麗貞等費心指導與詳實審閱，至為感謝；審查委員提供寶貴意見，黃專員惠芬在本文撰寫過程中精神支持，徐專員志宏以豐富的景氣指標編製經驗及紮實理論背景，提供許多實務建議，亦一併致謝。本文內容如有謬誤疏漏，當屬筆者之責。

A Study on the Method of Compiling Business Indicators

Yueh-Ying Huang

Analyst

Economic Research Department, CEPD

Abstract

This study tests the application of the diffusion index method of Stock and Watson (1998, 2002), who employed principal component regression (PCR) for macroeconomic forecasting, as an alternative method of constructing Taiwan's business index. In the first part of the study, PCR is applied to construct a new composite index from components of the CEPD's Composite Leading Index (CLI). This is followed by observation of the new index's performance in predicting business cycle turning points, and construction of a static regression forecasting model. Also in the study, the least angle regression (LARS) method is applied to select series with leading characteristics, which are likewise compiled into a new index using PCR, with the construction of a dynamic regression forecasting model. The empirical results are as follows:

1. When the PCR method was used to construct a new composite index from the components of the CLI, it was found that it led the turning points of all of Taiwan's business cycles by the same number of months as the CLI, but that its static regression model forecasted more effectively than the CLI's.
2. When PCR was combined with LARS to construct a new composite index, it led the turning points of business cycles by the same number of months as the CLI during the sample period from 1982 to June 2011; but CLI performed better for the peaks during 1995 to June 2011 and 1998 to June 2011, whereas PCR performed better for the troughs in those two sample periods.
3. When dynamic regression forecasting models were constructed respectively for the LARS-PCR index and the CLI, both had relatively good forecasting performances three months ahead. In the three sample periods, the CLI had the better forecasting performance.



壹、前言

一、研究背景

在一國經濟發展過程中，景氣指標為分析當前總體經濟變化的一項重要衡量指標，其中，領先指標具有提前預知景氣高峰與谷底發生的重要功能，協助分析者提前預知總體經濟景氣變化，並有助於政府研擬相關因應政策。台灣的景氣指標由行政院經建會自 1977 年起按月公布，先後歷經 4 次修訂，最近一次為 2007 年 7 月，並於 2010 年 8 月更新長期趨勢與平滑化之計算程序。經建會編製景氣指標的方法主要歷經兩個階段：

(一) 參考美國 NBER 方法

1978 年起台灣景氣指標係參考美國 NBER(National Bureau of Economic Research)之方法編製，此方法為 1930 年代中期由 Mitchell 與 Burns(1946)所創立，主要概念為將具有循環性質的經濟指標依時間性(timing)分為領先、同時及落後三種類別，再分別合成為景氣領先、同時及落後指標以觀察景氣循環。(許秀珊, 2008)

NBER 方法的編製過程係將構成項目進行季節調整後，計算變動率，再將變動率以標準化因子調整，最後加權平均為景氣指標綜合指數。由於 NBER 方法是基於古典循環¹(classical cycle)的概念編製指數，而我國經濟成長趨勢明顯，適合採用成長循環(growth cycle)的概念，故編製時會多一步驟，即去除構成項目數列的長期趨勢。

¹ 古典循環(classical cycles)係衡量經濟活動「絕對數值」(水準值)的上升或下降，常用於經濟負成長非屬罕見的經濟體，而成長循環(growth cycle)係衡量經濟活動去除長期趨勢後之變化情形，特別適用於經濟總是呈現正成長而罕見負成長的經濟體。(徐志宏、周大森，2009)

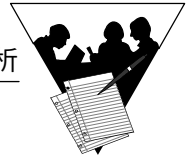
上述 NBER 方法存在部分問題，詳細內容可見許秀珊於 2008 年之「新編台灣景氣同時指標之研究」，其主要缺點包括：

1. 轉換年增率，易受基期影響。
2. 指標未進行平滑化處理，綜合指數波動有時過於頻繁。增加對景氣走勢判斷之困難度。
3. 構成項目權數不符當前經濟結構：由於構成項目加權時之權數係採用美國早期評分制度(scoring system)，分數愈高表示反映景氣代表性愈大，給予較大的權數。而自 1987 年起該權數已沿用 20 年，內涵已不符合當前經濟結構。

(二) 參考 OECD 方法

OECD 自 1987 年發展出一套編製景氣指標的方法，主要採用成長循環的概念，與我國經濟循環概念較為相符，而我國自 1978 年起參考 NBER 的方法編製景氣指標，歷經近 30 年，由於上述 NBER 方法存在部分問題，故經建會自 2007 年 7 月起改採 OECD 方法²編製，並於 2010 年 8 月依照 OECD 之修正，對於去除長期趨勢與平滑化之步驟，使用二階段 HP(Hodrick-Prescott,1997)方法：第一階段透過 Hodrick-Prescott (HP) 過濾器，搭配適當參數計算長期趨勢，第二階段再透過 HP 過濾器，搭配數值較低的適當參數，對去除長期趨勢的數列予以平滑化。將去除長期趨勢與平滑化的景氣指標構成項目進行標準化後，以相同權重(equal weight) 給予平均，最後進行振幅調整與趨勢還原。

² 當時去除長期趨勢做法以階段平均趨勢法(Phase Average Trend, PAT)估計長期趨勢後予以剔除，再依季節調整後數列的 MCD 值大小將剔除長期趨勢後的「循環波動(cycle)」做不同項數移動平均，以便消除短期不規則(irregular)變動，以達平滑化效果。(徐志宏，2010，台灣景氣指標長期趨勢估計法之研析)



將構成項目去除長期趨勢後，可改善 NBER 使用年增率易受上年同期影響的問題，另數列經過平滑化處理後，亦可解決指數波動過於頻繁的情形。且 OECD 的構成項目以相同權重進入綜合指數，亦可避免構成項目權數不符當前經濟結構的問題。

景氣指標歷經上述修訂後已更能正確反映景氣動向，但考量經濟結構不斷變化，經建會定期約 5 年檢討景氣編製方法，並依照經濟重要性、循環對應性、統計充足性、時間一致性、曲線平滑性及資料即時性等 6 項標準檢討景氣指標構成項目，以避免部分構成項目因環境變遷而影響其景氣循環特性。由於上次修訂時間為 2007 年 7 月，經建會預定於 2012 年再次進行景氣指標檢討及修正，爰此，本文就文獻上其他景氣指標編製方法進行研究，以作為修正工作之參考。

二、研究目的

Stock and Watson 曾於 1998 與 2002 年利用統計學中的主成分分析法(Principal Component Regression, PCR)編製可預測景氣變化的擴散指標，本研究將參考 Stock & Watson 做法，嘗試採行另一種方法建構景氣指標，並與本會現有方式作一比較，藉此探討景氣編製方法是否尚有精進空間，期能對目前景氣指標編製提供若干助益。

本文研究流程如下：壹、前言：首先介紹過去經建會編製景氣指標的背景、主要變革，以及研究目的；貳、文獻回顧：探討過去有關以主成分分析法應用於景氣預測之研究；參、研究方法：介紹 Stock and Watson 擴散指標模型，以及本研究的模型設定方式與資料來源；肆、實證結果：應用主成分分析法建構新景氣指標，並驗證其預測績效；伍、結論與建議：總結本文研究結果，並提出相關建議。

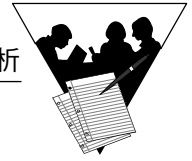
貳、文獻回顧

Stock and Watson (1998,2002) 以美國國家經濟研究局(NBER)的「擴散指標」(diffusion index) 的概念為基礎，利用統計方法中的主成分分析(principal component analysis)方法，自 130~170 個總體經濟變數中萃取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。此方法雖不需設計龐大的模型，卻仍能充分運用各種總體變數所蘊含的資訊。NBER 在合成景氣指標時將各經濟變數的變動情形主觀給予權數，然後合成可判定景氣循環現象的指標，但 Stock and Watson 則是以較客觀的方式給定各經濟變數之權數。

徐世勛、管中閔及羅雅惠(2005)以 Stock and Watson 的方法為基礎，以主成分分析法建立一個兩步驟的「擴散指標」預測模型，並應用於經濟成長率的預測。作者將 81 個總體經濟變數依其特性區分為商品市場變數，貨幣市場變數與勞動市場變數，再分別針對各市場變數估計其擴散指標，然後根據這些擴散指標進行預測。該研究的實證結果顯示，「擴散指標」預測模型具有相當好的預測績效，也優於國內一些經濟單位所作的預測。

黃裕烈、徐之強(2005)則利用 Stock and Watson 與 Bai and Ng(2002)所發展之擴散指數模型，從 99 條總體變數找出最主要的因子(factor)以描述總體經濟活動，再從資料中找出與主要因子相關性高的變數來建構基準循環數列。實證結果顯示：以「實質國內生產毛額」、「工業生產指數」、「實質製造業銷售」與「非農業就業人數」等 4 條數列來建構的基準數列，即可捕捉我國景氣走勢。

有鑑於上述研究基礎，本研究將嘗試以主成分分析法建構國內景氣指標，並與現行經建會領先指標進行比較。



參、研究方法

本節簡單介紹 Stock and Watson 建構擴散指標³之兩步驟預測方法，第一步驟是先利用主成分分析法建立擴散指標，第二步驟則是利用步驟一之擴散指標建立一個簡單的線性迴歸模型，以對於目標變數 y 的未來 h 期進行預測。兩步驟方程式分別表示如下：

$$\text{步驟一：} \quad f_t = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \cdots + \gamma_N x_{Nt} \quad (1)$$

其中， X_{it} 為第 i 個經濟變數在 t 期之觀察值； N 為經濟變數個數； γ 為估計參數，係由使 f_t 變異數極大化求得，在所有變數均須標準化的限制下，滿足 $\sum_{i=1}^N \gamma^2 = 1$ 。而 f_t 稱為第一主成分，係指最近似所有解釋變數的單一指標，亦即可使下列第(2)式極小化之過程：

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-h} (x_{it} - \delta_i f_t)^2, \quad (2)$$

步驟二：

在此步驟中，本研究假設擴散指標與目標變數關係為線性，可分別以靜態與動態模型來進行估計，方程式分別表示如下：

— 靜態迴歸模型：

$$\hat{y}_{t+h,t} = \alpha + \beta f_t \quad (3)$$

— 動態迴歸模型：即考慮綜合指數 f_t 落後期與目標變數 y_t 落後期的影響

$$\hat{y}_{t+h,t} = \alpha + \sum_{j=0}^q \beta_{1j} f_{t-j} + \sum_{j=0}^r \beta_{2j} y_{t-j} \quad (4)$$

³ Stock and Watson 的擴散指標定義不同於傳統用來認定景氣循環之擴散指標。有關詳細的說明可參考 Stock and Watson (1998,2002)。

(3)與(4)式中， y_t 為欲預測之目標變數，在本研究中以同時指標做為目標變數； h 為預測期數； α 、 β 則為估計參數，係由最小平方估計式求得，亦即使第(5)式極小化：

$$\sum_{t=1}^{T-h} (y_{t+h} - \alpha - \beta f_t)^2 \quad (5)$$

而(4)式中的 q 及 r 分別為綜合指數 f_t 與目標變數 y_t 的最遠落後期數，在 Stock and Watson(2002a, 2006)的論文中曾以貝氏訊息準則⁴(Bayes Information Criterion, BIC) 來決定最適 q 及 r ，即以(4)式中配適線性預測模型的能力來決定，因此，本文亦仿照上述方式進行 q 及 r 之篩選。此外，為避免估計參數過多而造成自由度不足的問題，在此限制 f_t 的最遠落後期數為 2(亦即 $0 \leq q \leq 2$)， y_t 的最遠落後期數為 5(亦即 $q \leq 5$)。

在進行實證時，為比較以主成分分析法(PCR)與原經建會編製領先指標方式之差異，本研究將先利用經建會的領先指標構成項目，以主成分分析法來合成 f_t ，並建立靜態迴歸模型。而考量主成分分析法具有捕捉眾多變數資訊的優點，因此本研究參考 Stock and Watson做法，先蒐集 105 條總體經濟變數，再以統計方法 LARS 篩選出具領先性質的數列，以主成分分析法來合成 f_t ，兩種實證方式的資料來源詳細說明如下：

一、以主成分分析法將領先指標構成項目建立新綜合指標

本研究首先利用經建會發布之同時指標為目標變數，並以經建會的領先指標構成項目(如表 1)來合成綜合指標 f_t ，再分別以 f_t

⁴ Bai and Ng(2002) 的研究發現，以傳統 AIC 及 BIC 方法篩選主要因子個數並不能找到正確的主要因子個數，因此該論文(Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models)發展出一套新的選取準則。惟本文係以第一主要因子進行目標變數之預測，並以 BIC 決定最適落後期數，與上述篩選主要因子個數之目的不同。



及經建會的領先指標(CLI)為解釋變數，建立預測同時指標之靜態迴歸模型。最後比較 CLI 與 PCR 的預測績效。其中，領先指標的各構成項目已透過二階段 HP-filter 去除長期趨勢、平滑化及標準化。

值得注意的是，本研究採取的主成分分析法僅限於均衡資料(balanced data)，也就是所有的數列均具有相同的資料期間。若資料期間不同而形成非均衡資料(unbalanced data)，則必須以較複雜的模型進行估計，如 EM algorithm 或其他方法等。由於領先指標構成項目中的 SEMI 半導體接單出貨比資料起始期間為 1995 年 1 月，受限於主成分分析法所需資料必須為均衡資料，故此方式的資料起始時間均為 1995 年。

表 1 領先指標各構成項目

變數	資料名稱	時間
目標變數 y_t	經建會之同時指標(不含趨勢)	1982.01~2011.06
解釋變數 f_t	1.經建會之領先指標(不含趨勢) 2.PCR 建立之綜合指標	1982.01~2011.06 1995.01~2011.06
領先指標構成項目 x_{it}	外銷訂單指數	1984.01~2011.06
	實質貨幣總計數 M1B	1982.01~2011.06
	股價指數	1982.01~2011.06
	製造業存貨量指數	1982.01~2011.06
	工業及服務業加班工時	1982.01~2011.06
	核發建照面積(住宅、商辦、工業倉儲)	1982.01~2011.06
	SEMI 半導體接單出貨比	1995.01~2011.06

註：1.各數列已透過二階段 HP-filter 去除長期趨勢、平滑化及標準化。

2.實質貨幣總計數 M1B 以消費者物價平減、製造業存貨量指數則取倒數計算。
資料來源：經建會。

二、以 LARS 方法篩選出具領先性質數列，並以主成分分析法建立綜合指標

由於主成分分析法具有捕捉眾多變數資訊的優點，Stock and Watson(1998, 2002)曾以 130~170 條總體經濟變數估計擴散指標，因此本研究參考前述做法，先蒐集 105 條總體經濟變數，此 105 條數列的名稱及起始時間表列於附件。本研究所採取的 105 條數列係初選 105 筆與景氣循環相關性較高的總體經濟變數，並且利用二階段 HP-filter 去除長期趨勢、平滑化及標準化。

與 Stock and Watson 不同的是，考量這些變數分別具有領先、同時及落後性質，本研究將先從 105 條總體經濟變數篩選出具領先性質的數列。本文參考黃裕烈於 2011 年利用 LARS⁵方法所篩選出的領先指標構成項目進行估計，其所選取之構成項目詳見表 2。由於 LARS 無法處理資料不完備的問題(incomplete data; mission values)，因此該研究將篩選出的領先群組分為三個不同的樣本期間，表 2 列出 1982~2010.10、1995~2010.10 及 1998~2010.10 三個期間的篩選結果。本研究參考上述結果，分別以 1982~2011.06、1995~2011.06、1998~2011.06 三個區間分別進行實證。

值得注意的是，由於本會認定之領先、同時及落後的數列部分與黃裕烈之研究結果不同(如 LARS 將「外銷訂單指數」認定為同時群組，但本會認定為領先群組)，因此，該研究進一步將這些認定結果不同的數列，依本會的認定準則再放入各群組中。本研究係以另加入本會認定之領先群組變數來建立綜合指標，詳細結果可參考黃裕烈之研究。

⁵ 該研究以統計方法 LARS 選取適當的景氣指標構成項目來建構經濟指標，其以二階段方式來篩選適當變數，第一階段是以基準循環數列為基礎，將上述總體數列概分成領先、同時與落後變數三個群組。而第二階段則是在個別群組當中，依序篩選出與基準循環數列相關的總體變數。詳細內容可參考黃裕烈(2011)，運用模型選擇方法檢討景氣指標構成項目之研究。

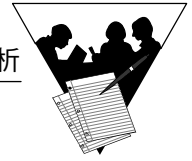


表 2 以 LARS 方法篩選出的領先指標構成項目

實證期間	數列名稱
1982~2010.10 (10 條數列)	製造業存貨量指數 (取倒數) 工業及服務業加班工時 實質貨幣總計數 M1B 核發建照執照面積 股價指數 金融業隔夜拆款利率 製造業存貨價值指數 準貨幣 M1B 日平均 存款貨幣
1995~2010.10 (15 條數列)	實質貨幣總計數 M1B 外銷訂單指數 股價指數 製造業存貨量指數(取倒數) M2 日平均 金融業隔夜拆款利率 準貨幣 長短期利差 (10 年期公債 -31 到 90 天商業本票) SEMI 半導體接單出貨比 核發建照執照面積 存款貨幣 製造業存貨價值指數 長短期利差 (10 年期公債 - 金融業隔夜拆款利率) 工業及服務業加班工時 M1B 日平均

表 2 以 LARS 方法篩選出的領先指標構成項目 (續)

實證期間	數列名稱
1998~2010.10 (17 條數列)	股價指數
	實質貨幣總計數 M1B
	外銷訂單指數
	製造業存貨量指數 (取倒數)
	純貿易條件指數
	M1B 日平均
	M2 日平均
	準貨幣
	股票市場成交總值
	核發建照執照面積
	長短期利差 (10 年期公債 - 金融業隔夜拆款利率)
	金融業隔夜拆款利率
	SEMI 半導體接單出貨比
	長短期利差 (10 年期公債 -31 到 90 天商業本票)
	製造業存貨價值指數
	存款貨幣
	工業及服務業加班工時

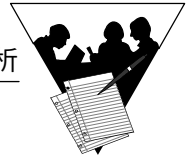
資料來源：黃裕烈(2011)、本研究整理。

肆、實證結果

一、以主成分分析法將領先指標構成項目建立新綜合指標

(一) 循環對應轉折點分析

由於領先指標具有提前預知景氣轉折點變化的功能，因此實證結果首先觀察以主成分分析法合成的領先指標，循環對應轉折



點是否與原經建會編製之領先指標具有差異。首先，本研究先將原經建會領先指標各構成項目以二階段 HP-filter 去除長期趨勢、平滑化及標準化，再以主成分分析法合成新的領先指標(PCR)，各項目的權重係由使 f 變異數極大化求得。

其次，在進行比較前，因經建會領先指標有轉化計算 6 個月平滑化年變動率⁶，故本研究亦將主成分分析法結果做相同處理。受限於主成分分析法僅能處理均衡資料，實證的樣本時間從 1995 年開始(領先指標中的半導體接單出貨比資料自 1995 年起)，故自第 9 次高峰起進行比較。

就兩種指標與歷次景氣循環日期的比較結果(詳見圖 1)，兩者在各循環的領先期數均相同(因各次領先期數相同，故不詳加表列)，由圖形亦可觀察出兩者波動幅度大致相同。

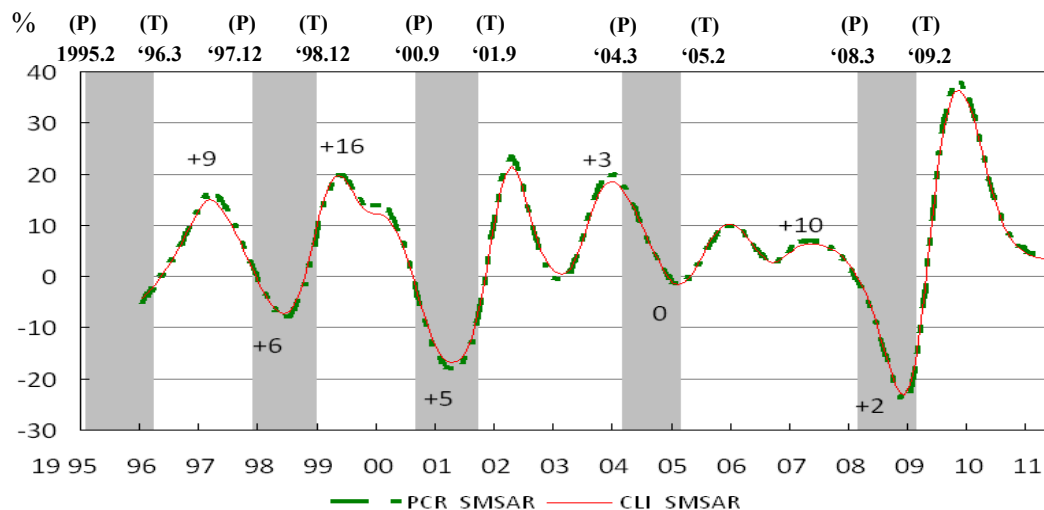
(二) 相關分析

若將兩種指標與同時指標進行相關分析，由表 3 可知兩者均以 3 個月前與當期同時指標的相關性最高，相關係數均達 0.87，隨著指標時間向前增加，與同時指標的相關係數隨之遞減。此外，若觀察兩者與同時指標在各期的相關係數，PCR 在同期及 3 個月前的相關係數高於 CLI，CLI 在 6 個月及 12 個月前相關係數高於 PCR。

⁶ 計算領先指標 6 個月平滑化年變動率除可進一步消除指數不規則變動外，更可做為提早預知轉折點之發生之重要指標。公式為：

$$\left[\left(\mathbf{x}_t / \left(\frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \mathbf{x}_{t-i} \right) \right)^{12/6.5} - 1 \right] \times 100\%$$

圖 1 CLI 與 PCR 的景氣循環對應性



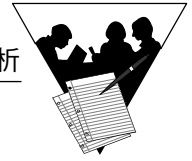
註：陰影區代表景氣循環收縮期。+表領先月份數，0 表同時。P 表高峰，T 表谷底。
資料來源：經建會、本研究。

表 3 CLI 及 PCR 的與同時指標相關性分析

預測期間	h 個月前	CLI	PCR
1995.01~2011.06	同期	0.7926	0.7984
	3	0.8751	0.8758
	6	0.6529	0.6512
	12	-0.0320	-0.0392

(三) 預測績效衡量

為更精確比較兩種指標的預測結果，本研究採用三種學術界以及實務上常用的預測績效指標，均方根誤(root mean square error, RMSE)、絕對誤差平均值(mean absolute error, MAE) 及絕對誤差均率(mean ratio of absolute error, MRAE)，三者均以數值愈小代表績效愈佳，其公式分別如下：



$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (6)$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |y_t - \hat{y}_t| \quad (7)$$

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (8)$$

其中 \hat{y}_t 為對同時指標第 t 期的預測值， y_t 則為同時指標第 t 期的實際值。由表 4 可知，兩者均以在 3 個月前的預測表現較佳，而就各期的表現觀察，PCR 的預測績效優於 CLI。

表 4 CLI 及 PCR 的預測績效比較—靜態模型

預測期間	h 個月前預測	預測績效指標	CLI	PCR
1995.01-2011.06	3	RMSE	2.5155	2.5091*
		MAE	1.8888	1.8557*
		MAPE	1.9161	1.8863*
	6	RMSE	3.9571*	3.9651
		MAE	2.8182	2.8164*
		MAPE	2.9024	2.9018*
	12	RMSE	5.3006	5.2993*
		MAE	3.5836	3.5825*
		MAPE	3.6806	3.6791*

註：*表在該績效指標表現較佳者。

二、以 LARS 方法篩選出具領先性質數列，並以主成分分析法建立綜合指標

(一) 循環對應轉折點分析

在進行此部分實證時，本研究參考黃裕烈(2011)利用 LARS 篩選出的領先指標構成項目，同樣以二階段 HP-filter 去除長期趨勢、平滑化及標準化，再以主成分分析法合成新的領先指標(PCR)，再將第一主成分與經建會領先指標進行比較。配合資料數列起始期間不同，本研究分別就 1982~2011.06、1995~2011.06 及 1998~2011.06 三個期間進行實證。

由表 5 可知，在 1982~2011.06 樣本區間中，經建會領先指標六個月平滑化年變動率領先景氣高峰月份平均值為 8.43 個月，谷底為 3.14 個月，主成分分析法的結果與領先指標幾乎相同。而在 1995~2011.06 樣本區間中，經建會領先指標六個月平滑化年變動率領先景氣高峰月份平均值為 9.5 個月，PCR 為 9 個月，CLI 在高峰領先期數優於 PCR；而在谷底部分，CLI 領先景氣谷底月份平均值為 3.25 個月，但 PCR 為 4 個月，PCR 表現優於 CLI。

在 1998~2011.06 樣本區間中，經建會領先指標六個月平滑化年變動率領先景氣高峰月份平均值為 9.67 個月，PCR 為 8.67 個月，CLI 在高峰領先期數優於 PCR；而在谷底部分，CLI 領先景氣谷底月份平均值為 2.33 個月，但 PCR 為 3 個月，PCR 表現優於 CLI。

值得注意的是，在圖 2~4 中可知，台灣景氣在第 10 次谷底(民國 90 年 9 月)及第 12 次谷底(民國 98 年 2 月)為波動較為劇烈的兩個時期，若觀察當時兩種指標的領先期數，三個樣本區間的 PCR 表現均優於 CLI。

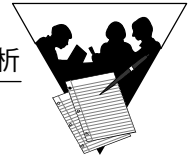


表 5 CLI 及 PCR 的景氣循環對應性

	平均數			標準差		
	全部	高峰	谷底	全部	高峰	谷底
1982.01~2011.06						
CLI	+5.79	+8.43	+3.14	+4.37	+4.28	+2.61
PCR	+5.79	+8.43	+3.14	+4.21	+3.51	+3.13
1995.01~2011.06						
CLI	+6.38	+9.5	+3.25	+5.15	+5.32	+2.75
PCR	+6.5	+9	+4	+4.6	+4.97	+2.83
1998.01~2011.06						
CLI	+6	+9.67	+2.33	+5.97	+6.51	+2.52
PCR	+5.83	+8.67	+3	+5.27	+6.03	+3

註：“+”代表指標高峰谷底領先景氣高峰谷底月數。

圖 2 1982~2011.06 CLI 及 PCR 的景氣循環對應性

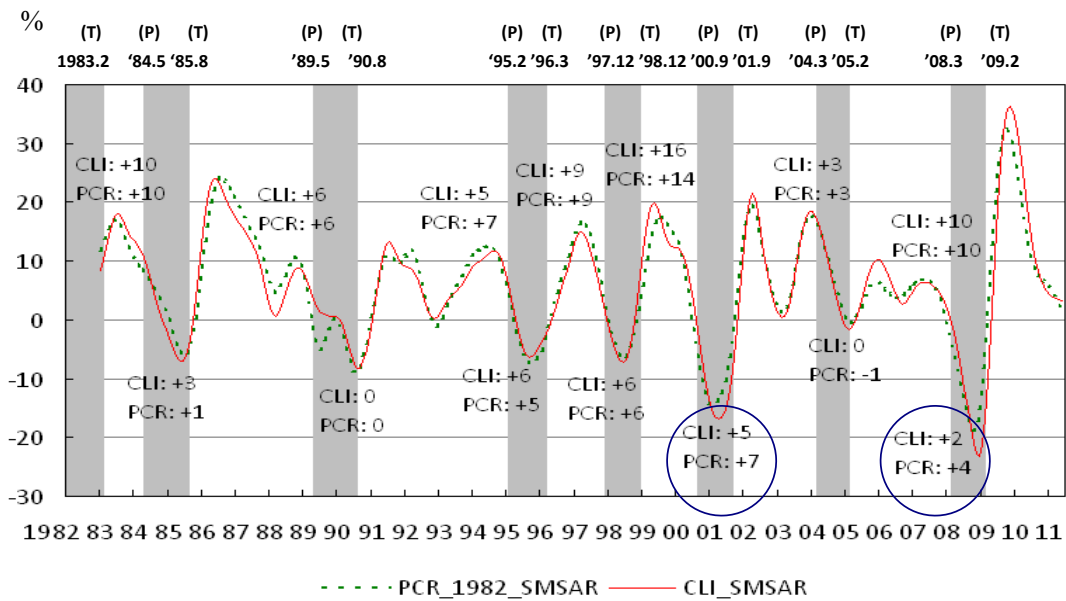


圖3 1995~2011.06 CLI及PCR的景氣循環對應性

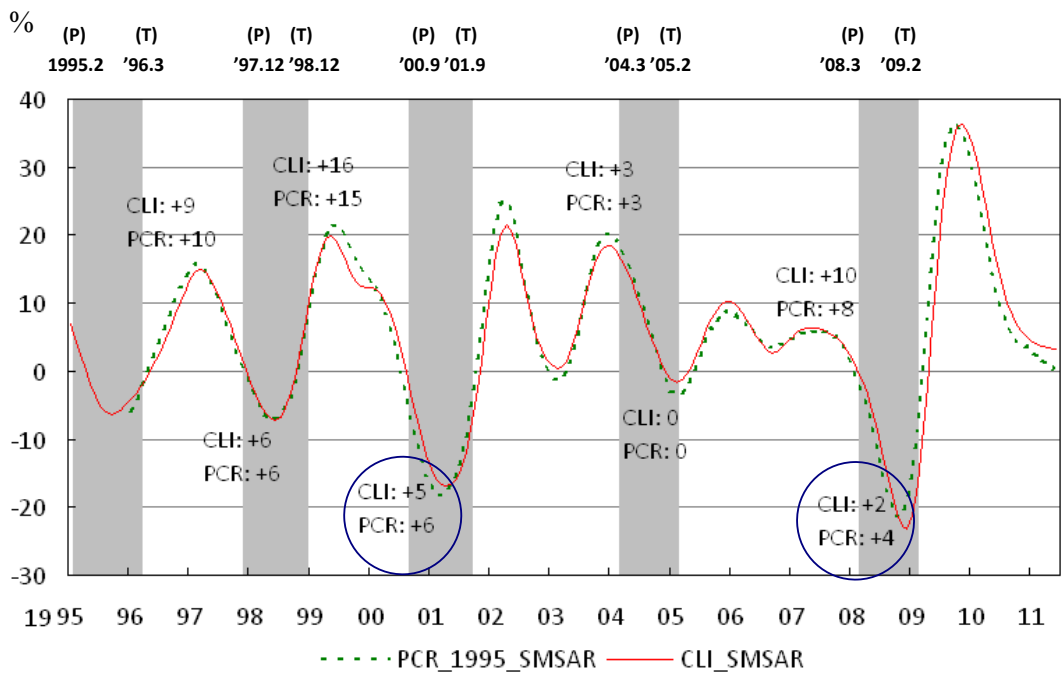
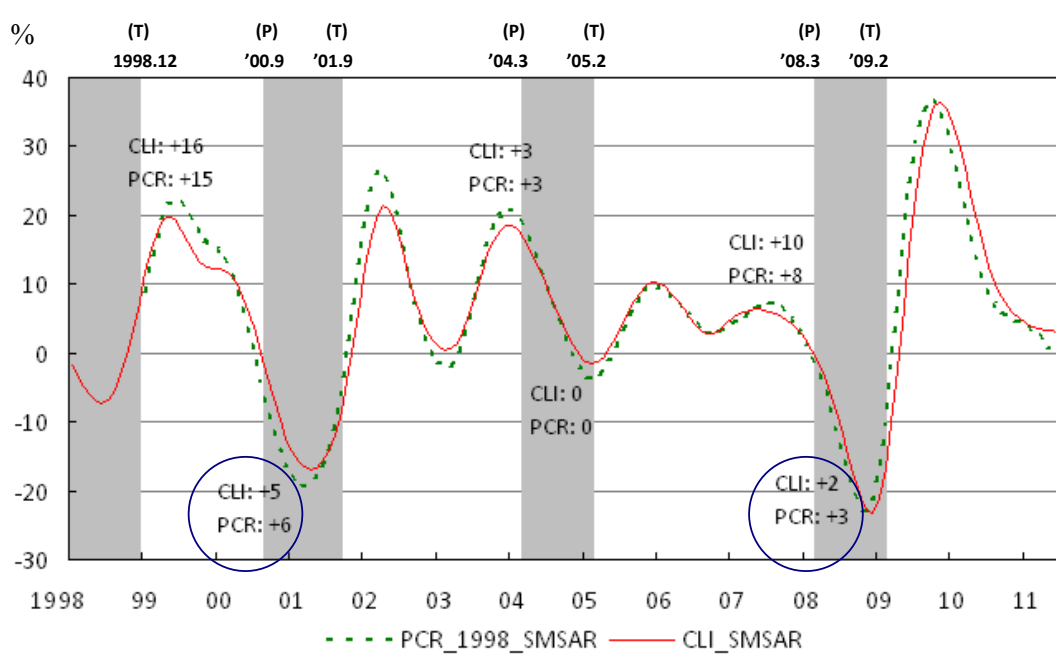


圖4 1998~2011.06 CLI及PCR的景氣循環對應性





(二) 相關分析

觀察表 6 可知，三個樣本區間中，經建會領先指標與同時指標相關係數均以 2 個月前為最高，PCR 則均以 3 個月前為最高。隨時間向前推移，兩者與同時指標的相關係數隨之減少。

表 6 CLI 及 PCR 與同時指標相關性分析

h 個月前 預測	1982.01~2011.06		1995.01~2011.06		1998.01~2011.06	
	CLI	PCR	CLI	PCR	CLI	PCR
同期	0.80	0.66	0.79	0.64	0.81	0.68
1	0.85	0.73	0.86	0.74	0.88	0.78
2	0.87	0.77	0.89	0.81	0.90	0.84
3	0.85	0.78	0.88	0.84	0.89	0.86
4	0.80	0.76	0.83	0.82	0.841	0.843
5	0.73	0.72	0.75	0.78	0.76	0.79
6	0.63	0.65	0.65	0.71	0.66	0.71
7	0.52	0.56	0.54	0.62	0.55	0.62
8	0.40	0.47	0.42	0.51	0.42	0.50
9	0.28	0.36	0.30	0.40	0.30	0.39
10	0.16	0.25	0.18	0.29	0.18	0.27
11	0.05	0.14	0.07	0.18	0.07	0.15
12	-0.05	0.03	-0.03	0.07	-0.03	0.05
平均	0.53	0.53	0.55	0.57	0.56	0.57

此外，三個樣本區間的 CLI 與同時指標最高相關係數均大於 PCR，其中，在 1982~2011 樣本區間中，CLI 在第 0~5 期前與同時指標的相關係數大於 PCR，但在第 6~12 期則低於 PCR。在 1995~2011 樣本區間中，CLI 在第 0~4 期前與同時指標的相關係數

大於 PCR，但在第 5~12 期則低於 PCR。而在 1998~2011 樣本區間中，CLI 第 0~3 期前與同時指標的相關係數大於 PCR，但在第 4~12 期則低於 PCR。

平均而言，在 1982~2011 樣本區間中，兩者與同時指標相關係數相近(平均為 0.53)，但在 1995~2011 樣本區間中，PCR 為 0.57，高於 CLI 之 0.55。在 1998~2011 樣本區間中，PCR 為 0.57，亦高於 CLI 之 0.56。

(三) 預測績效衡量

表 7~9 為動態模型的預測績效結果，兩者均以 3 個月前的預測表現較佳，可呼應前述相關分析中，與同時指標相關係數最高者落在前 2~3 個月之結果。整體而言，三個樣本區間中，CLI 的預測績效優於 PCR。

表 7 1982~2011.06 的預測績效比較—動態模型

預測期間	h 個月前預測	預測績效指標	CLI	PCR
1982.01-2011.06	3	RMSE	0.6424	0.6141*
		MAE	0.4588	0.4395*
		MAPE	0.4652	0.4455*
	6	RMSE	1.8191*	1.8665
		MAE	1.3187*	1.3318
		MAPE	1.3373*	1.3492
	12	RMSE	3.4058*	3.492
		MAE	2.5196*	2.5303
		MAPE	2.5363*	2.5516

註：*表在該績效指標表現較佳者。



表 8 1995~2011.06 的預測績效比較—動態模型

預測期間	h 個月前預測	預測績效指標	CLI	PCR
1995.01-2011.06	3	RMSE	0.6527	0.6474*
		MAE	0.4779*	0.4787
		MAPE	0.4879	0.4879
	6	RMSE	2.0352	2.0330*
		MAE	1.5207*	1.5574
		MAPE	1.5523*	1.5833
	12	RMSE	3.8049*	3.8730
		MAE	2.8635*	2.9503
		MAPE	2.8850*	2.9687

註：*表在該績效指標表現較佳者。

表 9 1998~2011.06 的預測績效比較—動態模型

預測期間	h 個月前預測	預測績效指標	CLI	PCR
1998.01-2011.06	3	RMSE	0.6764*	0.6852
		MAE	0.4951*	0.5011
		MAPE	0.5059*	0.5114
	6	RMSE	2.1157*	2.2147
		MAE	1.5712*	1.7092
		MAPE	1.6065*	1.7425
	12	RMSE	3.8704*	4.2588
		MAE	3.0489*	3.3208
		MAPE	3.0684*	3.3525

註：*表在該績效指標表現較佳者。

詳細觀察 1982~2011.06 樣本區間實證結果，由表 7 可知，3 個月前的預測績效以 PCR 表現較好，6 個月及 12 個月前預測則以 CLI 較佳。

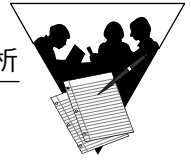
在 1995~2011.06 部分，兩者亦均以 3 個月前的預測表現較佳。而就各期的表現觀察，3 個月前的預測兩者互有高低，6 個月前預測結果若以 RMSE 衡量時，PCR 略低於 CLI，但其餘為 CLI 較佳。而 12 個月前預測以 CLI 較佳。

而在 1998~2011.06 區間，各期的預測結果 CLI 均略低於 PCR，亦即 CLI 的測績效優於 PCR。

伍、結論與建議

在一國經濟發展過程中，提前預知總體經濟景氣變化有助於政府研擬相關因應政策，而領先指標向來為一重要衡量指標，其重要功能在於預知景氣高峰與谷底之發生。本研究參考 Stock & Watson 於 1998 與 2002 年利用主成分分析法(Principal Component Regression, PCR)建立可預測景氣變化的擴散指標做法，在本會現行領先指標外，嘗試由另一種方法建構景氣指標，並與原領先指標作一比較，藉此探討景氣編製方法是否尚有精進空間，期能對目前景氣指標編製提供助益。

進行實證時，首先將領先指標(CLI)構成項目以主成分分析法(PCR)建立新的綜合指標 f_t ，觀察新指標預測景氣波峰谷底之表現，並建立靜態預測迴歸模型，藉以比較 CLI 與 PCR 的預測績效。此外，由於主成分分析法具有捕捉眾多變數資訊的優點，因此本研究參考 Stock & Watson 作法，另蒐集 105 條總體經濟變數進行預測，與 Stock and Watson 不同的是，考量 105 個變數分別具有領



先、同時及落後性質，本研究利用 LARS 統計方法篩選出具領先性質的數列，分別就 1982~2011.06、1995~2011.06 及 1998~2011.06 三個期間的篩選結果以 PCR 合成新指標，同樣再觀察其預測景氣波峰谷底之表現，並建立動態預測迴歸模型(即考慮落後期的影響)，衡量其預測績效。

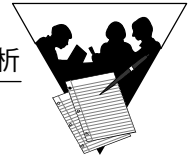
研究主要發現如下：

1. 以主成分分析法將領先指標構成項目建立新綜合指標：
 - 若比較 PCR 與 CLI 在歷次景氣循環的領先期數，兩者在各次循環的領先期數均相同，波動幅度亦大致相仿。
 - 若將兩種指標與同時指標進行相關分析，兩者均以 3 個月前與當期同時指標的相關性最高，相關係數均達 0.87，隨著指標時間向前增加，與同時指標的相關性隨之遞減。此外，若觀察兩者與同時指標在各期的相關係數，PCR 在同期及 3 個月前的相關係數高於 CLI，CLI 在 6 個月及 12 個月前相關係數高於 PCR。
 - 利用上述指標建立靜態迴歸預測模型時，本研究採用三種預測績效指標進行衡量：均方根誤(root mean square error, RMSE)、絕對誤差平均值(mean absolute error, MAE) 及絕對誤差均率(mean ratio of absolute error, MRAE)。靜態實證結果顯示，PCR 預測績效優於 CLI。
2. 以 LARS 方法篩選出具領先性質數列，並以主成分分析法建立綜合指標時，配合資料數列起始期間不同，本研究分別就 1982~2011.06、1995~2011.06 及 1998~2011.06 三個期間進行實證。

- 在 1982~2011.06 樣本區間中，PCR 六個月平滑化年變動率領先景氣高峰及谷底月份平均值的結果與 CLI 相同。在 1995~2011.06 及 1998~2011.06 樣本區間中，CLI 在高峰領先期數優於 PCR，而在谷底部分，PCR 表現則優於 CLI。值得注意的是，台灣景氣在第 10 次谷底(民國 90 年 9 月)及第 12 次谷底(民國 98 年 2 月)為波動較為劇烈的兩個時期，若觀察當時兩種指標的領先期數，三個樣本區間的 PCR 表現均優於 CLI。
- 三個樣本區間中，CLI 與同時指標相關係數均以 2 個月前為最高，PCR 則均以 3 個月前為最高。隨時間向前推移，兩者與同時指標的相關係數隨之減少。此外，三個樣本區間的 CLI 與同時指標最高相關係數均大於 PCR。
- 若將 CLI 與 PCR 分別建立動態迴歸預測模型，兩者均以 3 個月前的預測表現較佳。就 3 個月前的預測績效而言，1982~2011.06 以 PCR 優於 CLI，1995~2011.06 互有高低，1998~2011.06 則以 CLI 較佳。若就 6 個月及 12 個月前的預測績效而言，三個區間均以 CLI 優於 PCR。

綜合上述，現行經建會領先指標預測績效表現其實相當良好，但以 LARS 方法篩選出具領先性質數列，並以主成分分析法建立之綜合指標，在歷次景氣谷底的平均領先期數優於 CLI，有助於提前預知谷底之發生。故至少在本研究範圍內，可提供在現有編製景氣指標方法外，另一快速之參考做法。

本研究係以計量觀點探討景氣指標編製方法，但未全然考量變數的經濟意涵，且模型中僅以第一主成分變數作為綜合指標 f_1 ，若第一主成分解釋變異的貢獻率較低時，可能無法充分代表構成項目的整體變動情形。上述改進空間值得未來研究者投入心力，持續精進景氣指標編製方法。



參考文獻

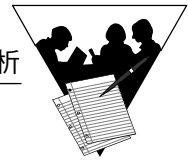
1. 利秀蘭、陳惠薇(2004),「台灣景氣領先及同時指標之探討」, 經濟研究, 第 5 期, 行政院經建會。
2. 徐士勛、管中閔、羅雅惠(2005),「以擴散指標為基礎之總體經濟預測」, 台灣經濟預測與政策, 36:1 (2005), 1-28, 中央研究院經濟研究所。
3. 徐志宏(2010),「台灣景氣指標長期趨勢估計法之研析」, 經濟研究, 第 11 期, 行政院經建會。
4. 徐志宏、周大森 (2009),「近來台灣景氣循環峰谷之認定」, 經濟研究, 第 10 期, 行政院經建會。
5. 許秀珊(2008),「新編台灣景氣同時指標之研究」, 經濟研究, 第 8 期, 行政院經建會。
6. 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報告。
7. 黃裕烈、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。
8. 董文泉、高鐵梅、姜詩章、陳磊(1998), 經濟週期波動的分析與預測方法, 吉林大學出版社。
9. 行政院經建會, 台灣景氣指標月刊。
10. Bai Jushan, and Serena Ng (2002),“Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, volume 70, issue 1, 191–221.
11. Bai Jushan, and Serena Ng (2008), “Forecasting Economic Time Series Using Targeted Predictors,” *Journal of Econometrics*, 146, 304–317.
12. Christiaan Heij, Dick van Dijk, Patrick J.F. Groenen(2011), “Forecasting with Leading Indicators by means of the Principal Covariate Index,” *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, Volume 2011/1, 73–91.
13. Efron, B., Hastie, T., Johnstone, I. and Tibshirani, R. (2004), “Least Angle Regression,” *Annals of Statistics*, 32, 407–451.
14. Stock, J. H. and Watson, M. W. (1998),“Diffusion Indexes,” NBER Working Paper 6702.
15. Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002),“Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147–162.
16. The Conference Board (2001), *Business Cycle Indicators - Handbook*.

附 錄

105 條總體變數名稱

變數名稱	起始月	變數名稱	起始月
核發建照面積	1982:01	海關出口值 (新台幣, 含復出口)	1982:01
核發建築物使用執照總樓地板面積	2001:01	海關出口值 (美元)	1982:01
製造業銷售值	1982:01	出口數量指數	1998:01
製造業內銷值	1982:01	海關進口 (新台幣, 含復進口)	1982:01
製造業直接外銷值	1982:01	海關進口 (美元)	1982:01
製造業銷售量指數	1982:01	進口數量指數	1998:01
製造業銷售價值指數	1982:01	純貿易條件指數	1998:01
租賃業營業額	2001:01	所得貿易條件指數	1998:01
租賃業營業額指數	2001:01	M1B 日平均	1982:01
專業技術服務業營業額	2001:01	準貨幣	1982:01
專業技術服務業營業額指數	2001:01	存款貨幣	1982:01
批發零售暨餐飲業營業額	1999:01	M2 日平均	1992:01
批發業營業額	1999:01	實質貨幣總計數 M1B	1982:01
零售業營業額	1999:01	消費者貸款	1988:06
餐飲業營業額	1999:01	主要金融機構放款與投資	1982:01
綜合商品零售業營業額	1999:01	五大銀行新承作新增放款	1994:06
批發零售暨餐飲營業額指數	1999:01	五大銀行新承做新增放款利率	1994:06
批發業營業額指數	1999:01	商業本票 31-90 天利率	1982:01
零售業營業額指數	1999:01	金融業隔夜拆款利率	1982:01
餐飲業營業額指數	1999:01	十年期中央政府公債次級市場利率	1995:01
消費者信心指數	2001:01	股價指數	1982:01
消費者物價指數	1982:01	金融機構自動櫃員機交易金額	1997:01
消費者物價指數 -- 不含新鮮蔬果	1982:01	短期票券市場 -- 月底發行餘額	1982:01
漁業及能源			
躉售物價指數	1982:01	短期票券市場 -- 當期交易金額	1998:01
進口物價指數	1983:01	信用卡預借現金金額	1997:01
出口物價指數	1982:01	信用卡簽帳金額	1997:01
外銷訂單總數 (新台幣)	1984:01	股票市場成交總值	1998:01
外銷訂單總數 (美元)	1984:01	直間接金融	1991:01
外銷訂單指數	1984:01	工業生產指數	1982:01
長短期利差 (10 年期公債殖利率 -- 31 到 90 天商業本票利率)	1995:01	製造業生產指數	1982:01

資料來源：各發布機構、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。



105 條總體變數名稱 (續)

變數名稱	起始月	變數名稱	起始月
躉售物價指數	1982:01	短期票券市場 -- 當期交易金額	1998:01
進口物價指數	1983:01	信用卡預借現金金額	1997:01
出口物價指數	1982:01	信用卡簽帳金額	1997:01
外銷訂單總數 (新台幣)	1984:01	股票市場成交總值	1998:01
外銷訂單總數 (美元)	1984:01	直間接金融	1991:01
外銷訂單指數	1984:01	工業生產指數	1982:01
長短期利差 (10 年期公債殖利率 -- 31 到 90 天商業本票利率)	1995:01	製造業生產指數	1982:01
長短期利差 (10 年期公債利率 -- 金融業隔夜拆款利率)	1995:01	製造業生產價值指數	1982:01
電力 (企業) 總用電量	1982:01	就業服務 -- 求供倍數 / 新登記	1996:01
商業動態 -- 現有登記家數	1993:01	就業服務 -- 求供倍數 / 有效	1996:01
公司動態 -- 現有登記家數	1994:01	就業服務 -- 有效求職就業率	1996:01
公司動態 -- 新設立家數	1987:01	就業服務 -- 有效求才利用率	1996:01
公司動態 -- 新設立資本額	1987:01	就業保險 -- 失業給付-受理件數	1999:01
勞動力	1982:01	就業保險 -- 失業給付-核付件數	1999:01
勞參率	1982:01	就業保險 -- 失業給付-核付金額	1999:01
就業人數	1982:01	加班費	1985:01
非農業部門就業人數	1982:01	總工時 (受雇員工人數 × 平均工時)	1982:01
失業率 (取倒數)	1982:01	鐵路貨運量 (噸數)	2001:01
工業及服務業經常性受雇員工人數	1982:01	鐵路貨運量	2001:01
工業及服務業受僱人數	1982:01	台鐵貨運收入	2001:01
製造業單位產出勞動成本指數	1982:01	公路汽車貨運噸數	2001:01
工業及服務業受雇員工每人每月平均工時	1982:01	車輛登記數	2001:01
工業及服務業淨進入率 (進入率-退出率)	1982:01	營業稅 (12 個月移動平均)	1982:01
工業部門勞動生產力指數	1982:01	娛樂稅稅收	1982:01
工業及服務業經常性平均薪資	1982:01	貨物稅	1982:01
工業及服務業加班工時	1982:01	波羅的海指數	1999:11
平均失業週數	1993:01	SEMI 半導體接單出貨比	1995:01
實質海關出口值	1982:01	實質機械及電機設備進口值	1991:01
製造業存貨率	1982:01	製造業存貨量指 (取倒數)	1982:01
製造業存貨價值指數	1982:01		

註：純貿易條件指 $I_{PE} / I_{PI} \times 100$ ；其中 I_{PE} 代表出口單位價值指數， I_{PI} 代表進口單位價值指數。

資料來源：各發布機構、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。