

領先指標對台灣景氣趨勢預測能力的探討：
非線性因果關係檢定的應用

陳仕偉

東海大學經濟系

台中市台中港路三段 181 號

TEL: 886-4-23590121 ext. 2922

FAX: 886-4-23590702

Email:schen@mail.thu.edu.tw

劉曜竹

東海大學經濟系

摘要

景氣未來波動的趨勢向來是政府及投資大眾所關注的目標,而台灣地區行政院經建會所編製的「景氣動向指標」(包括領先指標與同時指標)與「景氣對策信號」指數,是政府政策施行和社會大眾投資參考的主要根據。因此,經建會所編製的各種經濟景氣指標,是否能夠準確地預測台灣未來的景氣動向,成為經濟學者、政府機關和一般大眾所關注的焦點。本文的目的就是針對經建會所編製的領先指標之各個總體或金融變數,評估其對於台灣景氣波動的預測能力。我們首先利用 Granger 所提出的傳統線性因果關係檢定方法進行實證探討,發現大部份的領先指標變數和台灣的景氣波動過程的確存在線性的因果關係,但是過去的文獻都指出景氣波動具有不對稱或非線性的特性,這部份的因果關係是線性檢定方法所無法檢驗出來的。為解決上述的問題,我們進一步利用 Hiemstra and Jones 所提出的非線性因果關係檢定方法進行探討,本文的實證結果也發現部分的領先指標變數同時存在非線性的因果關係,這個結果隱含對未來景氣趨勢進行預測時,非線性行為所代表的訊息是決策單位所不能忽視的一項重要因素。而本文實證結果所粹取出的資料非線性訊息,應有助於社會大眾預測未來景氣的趨勢。

關鍵詞: 領先指標、景氣循環、BDS 檢定、非線性因果關係

JEL 分類代號: C12, E32

1 前言

無論是一般民衆的消費、儲蓄計畫,或是廠商的投資決策和政府政策的規劃與施行,均深受景氣變動的影響,因此準確地預測台灣未來的景氣動向及對景氣循環的轉折點、景氣擴張期、收縮期的認定,已成為經濟學者、政府機關和一般大眾所關注的焦點。而早在 1930 年左右,美國國家經濟研究局(National Bureau of Economic Research, NBER)就已經建立了一套標準與程序編製各種景氣指標,用以認定美國的景氣循環轉折點的日期,經濟專家學者也根據 NBER 的所編製的景氣指標建構較嚴謹的經濟理論和計量方法,希望能夠準確地認定景氣的轉折點、循環的來源和波動發生的背景因素。

而在台灣地區,目前是以行政院經濟建設委員會(簡稱經建會)定期地公佈「景氣動向指標」(包括領先指標與同時指標)與「景氣對策信號」指數,提供政府政策施行和社會大眾投資作為決策參考和判斷的主要依據,根據經建會編製的「景氣動向指標」與「景氣對策信號」,大致上可分為金融性和實質性指標,並且將物價上漲率和經濟成長率列為參考資料,另外在認定景氣動向的領先指標,包含了「製造業新接訂單指數變動率」、「製造業每人每月平均工時」、「海關出口值變動率」、和「台灣地區核發建照面積」等四個實質面變數,及金融面變數「貨幣供給 M1b 變動率」、「股價指數變動率」和「躉售物價指數變動率」。因此,我們可以相信經建會在編製經濟指標時,已經考量到金融指標與實質面指標可能反應不同的經濟訊息,但是不可否認的是,此一編製方法卻缺乏經濟理論和計量方法的基礎(林向愷、黃朝熙, 1993)。

於是近年在國內外許多研究景氣循環特色的文獻,嘗試利用各種線性和非線性模型探討景氣循環的關聯性,認定景氣循環的轉折點,或是研究遭受到外在衝擊的反應。在景氣聯結的實證研究方面,Aoki (1992) 便利用誤差修正模型分析美、日、德三國間的景氣循環關聯性,而發現主要工業國家景氣間未必有同步的現象。de Brouwer and Romalis (1996) 以國民所得帳產業資料分析美、澳產業景氣的關聯程度,而有澳洲三分之二產業與美國景氣走勢有密切的關聯。因此,單易、高志祥、管中閔(2002) 利用誤差修正模型,分析國內每人產出與美、日兩國間的長期均衡與短期動態調

整行爲, 並延伸 Pesaran and Shin (1998) 提出的衝擊反應函數 (impulse response function), 分析不同衝擊來源對台灣產出的相關程度。Stock and Watson (1989,1991) 提出的動態單因子模型 (dynamic factor model), 用以掌握景氣循環中變數間的共同波動 (co-movement),¹ 而國內的林向愷和黃朝熙 (1993) 便利用該方法探討台灣的同時和領先指標對台灣景氣預測的表現。

在非線性模型分析的文獻中, Hamilton (1989) 提出的馬可夫轉換模型 (Markov switching model), 利用模型中的移轉機率 (transition probability), 捕捉景氣循環理論中所強調的非對稱性 (asymmetry) 特色, 其認定出的景氣轉折點亦與美國 NBER 公佈的景氣循環日期非常相近。繼此之後, 許多學者, 如 Durland and McCurdy (1994), Ghysels (1994), Lahiri and Wang (1994), Filardo (1994) 及 Layton (1998) 前仆後繼地利用放寬馬可夫轉換模型中的移轉機率為固定的假設, 使其隨時間而變異 (time-varying), 藉此助於預測美國的景氣轉折點。Kim and Yoo (1995), Chauvet (1998) 及 Kim and Nelson (1998) 結合 Stock and Watson (1989,1991) 提出的動態單因子模型和 Hamilton (1989) 的馬可夫轉換模型, 建構馬可夫轉換單因子模型 (Markov switching factor model), 除了可以同時掌握景氣循環中非對稱和共同波動行爲, 更成功地認定與預測美國景氣循環的轉折點。而在國內利用馬可夫轉換相關模型探討台灣景氣循環的文獻中, 可以參考林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998), Huang (1999), Chen and Lin (2000a,b), 徐士勛、管中閔 (2001), Chen (2001) 和陳仕偉與沈中華 (2003) 等。

諸如過去的文獻都指出景氣波動具有不對稱或非線性的特性, 而這部份的特性是線性模型所無法捕捉出來的, 因此才有愈來愈多的非線性模型經由不同的觀察角度或是計量方法, 藉以分析總體時間序列的不對稱性。而不同於過去的文獻針對景氣循環的關聯性或是景氣循環的轉折點認定等議題的探討, 本文針對景氣趨勢預測能力來作為切入的重點, 探討領先指標變數對台灣景氣趨勢的預測能力。我們首先利用傳統的線性 Granger 因果關係檢定方法, 檢定各領先指標變數是否是具備領先台灣景氣趨勢的能力, 但是景氣波動行爲多具有非線性的特質, 這部分的行爲是線性模型所無法刻劃的, 因此我們接著利用 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的非線性因果關係檢定法進行實證分

¹這是 Lucas (1977) 強調的:「景氣循環中的重要總體變數偏離時趨勢的波動, 與 GNP 波動共同變動的現象」。

析。倘若確實存在顯著的非線性行爲，則間接支持了馬可夫轉換模型，門檻自我迴歸模型 (threshold autoregressive model)，平滑轉換自我迴歸模型 (smooth transition autoregression model) 等非線性模型在於景氣波動特性探討上的正確性。本文的實證結果所粹取出的線性或非線性因果關係訊息，應有助於經濟學者、政府機關和一般大眾預測未來景氣的趨勢。

本文的內容安排如下：第二節利用簡易的圖形分析，配合相關的歷史資料提供佐證，說明台灣領先指標因為同時包含金融面與實質面變數，而其在相同的景氣狀態下可能有相異走勢，而諸多領先變數除了工時變數表現不明確外，其餘的各變數應該為順景氣循環變數 (pro-cyclical)，² 但是圖形中表現出相異的走勢，卻可能造成認定台灣景氣轉折點的預測，產生不良的影響。第三節介紹本文所採用的實證模型及檢定方法：包括利用自我迴歸矩陣模型 (vector autoregressive model, VAR)，線性的 Granger 因果關係，BDS 檢定及非線性的因果關係檢定。第四節為實證結果，第五節為本文結論。

2 台灣領先指標與文獻回顧

2.1 領先指標的編製與功用

「景氣動向指標」中的領先指標是經建會經由行政院經建會、行政院主計處、財政部統計處、中央銀行經研處、台灣證券交易所及內政部營建署等相關編製機關提供彙編而成，包括「製造業新接訂單指數變動率」、「製造業每人每月平均工時」、「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」和「台灣地區核發建照面積」等七項實質與金融變數，其抽樣與編製的資料來源是根據經建會產業景氣調查、就業與薪資統計速報、進出口貿易統計月報、金融統計月報、上市證券概況和營建月業務指標等調查與月刊，先將所蒐集到的各個項目分別作季節性的調整，再計算個別序列的觀察值與上個月比較之變動率，若資料中所有觀察值大於零採對稱變動率，若出現

²順景氣循環代表變數 (如就業) 與實質經濟成長率間有著正向的亦步亦趨的共同波動趨勢。

負值或是零則採簡單變動。³

在包括領先指標與同時指標一系列的相關經濟指標群所構成的「景氣動向指標」中，領先指標通常領先經濟成長率變化，因此經常用來測試整體經濟的轉換情形，是預測未來的經濟走向上最有效的統計指標，亦稱為先行指標。在應用上，常將領先指標連續上升（下降）三個月視為景氣復甦（下降）的標竿，近年來的研究顯示，當領先指標下降 1~2 個百分比，且半年內至少有一半的構成項目下降時，表示景氣趨緩。我們將已事先經過自然對數轉換所有資料繪製時間序列圖形（參閱圖 1），觀察各個變數時間趨勢圖可以發現，同時包含金融面與實質面變數的領先指標，在相同的景氣狀態下大多數的指標均有向上的走勢，而與國內生產毛額有著正向的關係，因而有前言中所提到的順景氣循環現象發生，但平均工時變數和台灣地區核發建照面積變動率與國內生產毛額之間，在圖形上卻無明顯的關聯性。

接下來在圖 2 中，我們繪製出各種領先指標變數的成長率和變動率的時間趨勢圖，利用圖 2 的 (a) 國內生產毛額成長率代表實質經濟成長率的替代變數，圖 2 中的 (b)~(h) 則代表各領先指標變數的變動率，以各個項目作概括性的圖型分析，例如在 1973 和 1979 年所爆發的兩次石油危機，不難發現在圖 2 的 (a) 國內生產毛額成長率與 (c) 海關出口值變動率、(e) 每人每月平均工時變動率、(f) 躉售物價指數變動率、(g) 股價指數變動率等變數，在第一次石油危機中，均有大幅度的衰退，而大多數的領先指標也反映了景氣收縮的事實，並且在 3~6 個月的領先期，先後發生急速的緊縮現象，相同的，在第二次石油危機發生之前，領先指標亦有衰退的向下走勢，並且早在 3~6 個月前就已經反映了景氣衰退的事實。而在 1987 ~ 1988 年間，金融性指標表現出台灣景氣過熱的現象，又由於台灣巨額外貿出超，加上央行採取台幣緩慢升值的外匯政策，使得大量外資與「熱錢」湧入國內，國內貨幣供給大幅成長，市場資金的寬鬆使得國內股市與房地產市場價格飆漲，而顯示經濟呈現過度膨脹而有泡沫化的狀況，反觀，實質面的變數在這段時間表面持平而且稍有萎縮，因此，在這段期間內，金融與實質變數卻與經濟成長率間，有不一致的訊息表現行為。⁴

然而就圖形分析，經建會編製的各項領先指標似乎確實具備反映景氣趨勢的領先功能，但是缺乏

³詳細指數編製方法請讀者參閱由經建會經濟研究會所編印的台灣景氣指標月刊。

⁴在金融領先指標與實質領先指標訊息是否一致的討論，讀者可參閱陳仕偉與沈中華 (2003) 的論著。

強而有力的科學方法支持各個領先指標是否確實領先於實質經濟成長率,因此,本文接著先就國內外研究領先指標與景氣循環間關聯性的相關文獻,先作簡單的回顧與整理,而後再提供較為嚴謹的統計方法的作為驗證。

2.2 相關文獻回顧

自從三零年左右,美國國家經濟研究局編製各種景氣指標,用以認定美國景氣循環的來源和波動發生的背景之後,在六零年左右,台灣地區景氣動向指標的編製也由經建會為因應當時台灣的經濟發展而開始有資料的蒐集與整理,自此之後,便有相當多的學者藉此開始研究景氣擴張或是衰退的原因、景氣循環的轉折點或是研究遭受外來衝擊的反應,而本文在本小節中,就景氣循環中的實質經濟成長與景氣動向指標關聯性的研究議題,逐一作國內外文獻討論與整理。

過去以線性模型研究總體經濟變數的文獻相當的豐富,研究領域或是總體變數的選取更是五花八門, McGough and Tsoacos (1995) 將總體資料作去趨勢的處理後,經由橫斷面的資料結構中得到實質經濟成長率對工業廠房與房地產具領先效果。Kunfong and Yong-Yil (1997) 分析韓國在 1970 至 1991 年間的各項總體指標的關聯性,而得到進出口值與貨幣供給為領先指標,物價水準屬於落後指標,其中淨出口值領先於經濟成長率約三季。Hayo (1998) 利用 Granger 因果關係檢定探討歐盟 14 個國家,各國貨幣供給對產出的確實存在領先關係,而部份國家也具備貨幣與產出的反饋效果。Martinez (1999) 利用主成份分析法,先萃取出對股市報酬較具影響的三個變數,進而納入迴歸模型中進行統計推論,意外的發現增加消費者物價指數變動率以及國民所得成長率之後,整體解釋能力也提高許多。

在非線性模型分析的文獻中,Hiemstra and Kramer (1993) 利用非線性 Granger 因果關係探討總股票報酬率 (aggregate stock returns) 與總體要素 (macroeconomic factors),發現具領先指標功能的總股市報酬率與經濟成長率間,除了線性 Granger 因果關係外,尚有線性模型所無法補抓到的非線性特色。Jaditz and Jones (1992) 亦發現躉售物價指數及消費者物價指數間同樣具有非線性因果關係,同時更具備非線性的反饋效果,這也顯示此兩變數在線性模型或許只觀察的出

某變數對另一變數可能具領先的特色,但是在雙向的因果關係檢定,線性模型便無法完全刻畫變數間的資料特性。另外,在綜合領先指標 (composite leading index, CLI) 與實質經濟成長率間的關聯性的文獻,⁵ Camacho and Perez-Quiros (2002) 首先使用 VAR 模型研究美國景氣中的 CLI 與 GDP 之間的關聯性,之後比較向量平滑轉變迴歸模型 (vector smooth transition regression, VSTR), 結構轉換模型 (switching regimes model) 和 Probit 等模型,同樣也得到美國的 CLI 確實具有領先景氣榮衰的指標性意義。

至於以領先指標研究國內研究景氣循環的文獻中,劉茂亮 (2002) 針對股市、貨幣市場、債券市場、匯市四個金融市場,使用 Granger 因果檢定、衝擊反應函數、交叉相關係數分析等方法,來探討以上四個金融變數與經濟成長之間的因果關係、領先落後關係,檢定結果顯示四個金融變數對經濟成長皆具有領先的 Granger 因果觀念。林大超 (2003) 利用共整合分析、與線性 Granger 因果關係檢定針對台灣股價指數、台灣及美國領先指標、與台灣及美國同時指標彼此間,領先或落後情形進行關聯性研究,得到領先指標中之製造業新接訂單指數、房地產建築申請面積、與製造業員工每月工作數,經 Granger 因果檢定發現未具領先關係,已失去其領先指標之經濟意涵,應自領先指標內容中剔除,然而,該文獻僅就線性 Granger 因果關係部份作探討,往往可能忽略了資料的非線性特性。

3 實證方法

在本節裡,將簡潔地介紹 Granger (1969) 線性因果關係檢定, Brock, Scheinkman, Dechert and LeBaron (1996) BDS 檢定,和 Baek and Brock (1992) 及 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定。

⁵綜合領先指標大多先將各個指標先作標準化,再依各國時情的狀況給予不同的權重而編制出綜合領先指標,各國編制景氣循環指標的組成項目不盡相同,例如美國的領先指標項目為 Average workweek in manufacturing, Initial claims for unemployment insurance, New orders for consumer goods, Vendor performance, New orders for capital goods, New private housing units authorized by issuance if building permits, Changes in unfilled order for durable goods, Prices of raw materials, Index of stock prices for 500 common stocks, M2 Money stock, Index of consumer expectations 等 11 個項目。

3.1 線性因果關係檢定

Granger 提出以預測能力是否增加的觀點來定義變數間的因果關係, 定義為:

$$F(X_t|I_{t-1}) = F(X_t|(I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y})), \quad t = 1, 2, \dots, \quad (1)$$

在 (1) 式中, $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 為雙變量線性隨機過程 (bivariate linear stochastic process) 所產生之恆定數列, $\{I_{t-1}\}$ 為其 $t-1$ 期間的訊息集合, 因此我們可視 $F(X_t|I_{t-1})$ 為 X_t 變數給定 $\{I_{t-1}\}$ 訊息集合下的條件機率分配, 而 $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 可稱為擁有 L_y 空間長度的 Y_t 變數之訊息集合, 與 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 共同組成 $\{I_{t-1}\}$ 訊息集合。若 (1) 式不成立, 我們可說過去的 Y 歷史資料有助於預測現在或未來的 X 變數, 亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係。

相同的, 考慮下式:

$$F(Y_t|I_{t-1}) = F(Y_t|(I_{t-1} - X_{t-L_x}^{L_x})), \quad t = 1, 2, \dots, \quad (2)$$

若 (2) 式不成立, 我們可說 X 對 Y 有 Granger 因果關係, 也就是 X 歷史資料有助於預測現在或未來的 Y 變數。而當 (1) 和 (2) 式均不成立, 而有雙向因果關係 (two-way causation) 的現象, 亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係且 X 對 Y 有 Granger 因果關係, Y 和 X 的歷史資料有助於預測現在或未來的 X 和 Y , 在文獻上稱為反饋關係 (feedback)。

以 Granger (1969) 定義的兩變數間的因果關係, Sim (1980) 提供了簡易測定因果關係的方法, 考慮一個二元的向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR):

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \mu_t, \quad (3)$$

$$Y_t = \sum_{k=1}^r \gamma_k X_{t-k} + \sum_{l=1}^s \delta_l Y_{t-l} + \nu_t, \quad (4)$$

式 (3) 和 式 (4) 中, μ_t 、 ν_t 為兩相互獨立之干擾項, 其機率分配分別為 $\mu_t \sim \text{iidN}(0, \sigma_{\mu_t}^2)$ 和 $\nu_t \sim \text{iidN}(0, \sigma_{\nu_t}^2)$, 今欲檢定 Y 對 X 有 Granger 因果關係的虛無假設和對立假設可表示為:

1. $H_0^A: \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$
2. $H_1^A: \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$ ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j$, 至少有一不為零)

若拒絕 H_0^A 的虛無假設, 則可得到 Y 的過去歷史訊息對現在的 X 有顯著的線性預測能力, 即 Y 對 X 有 Granger 因果關係。同理, 在 $H_0^B: \gamma_k = 0$ 的虛無假設下, 若得到拒絕 H_0 的結果, 則可得到 X 的過去歷史訊息對現在的 Y 有顯著的線性預測能力的推論, 亦即 X 對 Y 有 Granger 因果關係; 在 H_0^A 和 H_0^B 下, 若拒絕其虛無假設, 我們可說雙向因果關係 (bidirectional causality) 存在。

3.2 BDS 檢定

在本節裡, 我們將 2.1 小節的自我迴歸矩陣模型 (VAR model) 中的所有資料間的線性關係移除, 然後將所得的殘差使用 BDS 檢定進行非線性關係檢定, 藉以檢定序列相關性及是否具有非線性的結構。通常渾沌系統的分析由計算其相關維度開始, 因為它具有計算容易及採樣理論支持的特性, 而 BDS 檢定亦是以此技巧為基礎, 設計為捕捉隨機時間序列所隱藏的型態。⁶

Brock, Scheinkman, Dechert and LeBaron (1996) 提出的 BDS 檢定是利用無母數法 (non-parametric statistical) 來分析相互獨立並及均一分配 (i.i.d) 的時間序列資料, 利用 Anderson, Arrow and Pines (1988) 及 Brock (1988) 的構想, 再搭配 Brock, Dechert and Scheinkman (1987) 設計出的無母數法, 更進一步改良而成 BDS 檢定, 以檢定時間序列資料的非線性動態模式。之後利用 Gressberger and Procaccia (1983) 所發展出的相關積分 (correlation integral) 的概念, 定義 x_t 為機率密度函數 f 所隨機產生出的時間序列為一定數量, 所形成 m 維矩陣 (m -histories) 為 $x_t^m = (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1})$, 則給定一特定 m 維的相關積分之計算如下:

$$C_{m,t}(\varepsilon) = 2 \sum_{t=1}^{T_{m-1}} \sum_{s=t+1}^{T_m} I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) / (T_m(T_m - 1)) \quad (5)$$

⁶Huang (1991) 利用非線性動態關係探討金融市場的文獻中提到:「低緯度渾沌系統可產生出類似白噪音的隨機數據型態, 因而隱藏資料真實的本質, 故往往在被誤認為隨機的情況下, 其非線性型態的事實被隱藏而不自覺, 尤其高頻的總體變數 (如股票報酬率) 可能產生類似低維度的渾沌系統。」

其中, $T_m = T - m + 1$, $I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m)$ 為指標函數 (indicator function)。

$$I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \|x_t^m - x_s^m\| \leq \varepsilon, \\ 0 & \text{其他情況.} \end{cases}$$

$$\|x_t^m - x_s^m\| = \max_{i=0,1,\dots,m-1} |x_{t+i} - x_{s+i}| < \varepsilon \quad (6)$$

因此, 相關積分是測量在特定 m 維下, 資料間的差在小於 ε 佔所有組合的比率, 則 T 期時間序列的 BDS 統計量可定義如下:

$$BDS_{m,T}(\varepsilon) = T^{\frac{1}{2}} [C_{m,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)] / \sigma_{m,T}(\varepsilon) \quad (7)$$

在 (7) 式中, T 是樣本數, ε 是任意選定的代理參數, $\sigma_{m,T}(\varepsilon)$ 則為對應特定 m 維下的樣本標準差, 因此 BDS 檢定為利用 m 期間的資料中, 成對資料之差小於特定 ε 範圍內具有群聚的特性, 藉以捕捉出資料所隱藏之非隨機的型態。⁷

3.3 非線性因果關係檢定

Brock (1991) 認為變數間有非線性關係存在時, 傳統線性模型的預測能力將會降低, 若考慮一非線性模型:

$$X_t = \beta Y_{t-L} \cdot X_{t-M} + \mu_t, \quad (8)$$

其中, Y_t 和 μ_t 相互獨立且其機率分配分別為 $iidN(0, 1)$, β 為其待估參數, L 和 M 代表延遲寬度, 由於 X_t 取決於 Y_t 過去的值, 因而在線性的 Granger 因果關係檢定下, 將產生自我相關係數 (autocorrelation) 和交叉相關係數 (cross-correlation) 均為零的謬誤, 因而低估了變數間的關聯性。由於傳統的 VAR 模型侷限於線性的預測能力, 卻忽略了非線性的效果, 因此 Baek and Brock (1992) 利用無母數統計和相關積分的概念, 提出非線性 Granger 因果關係檢定。

⁷過去在進行 BDS 檢定時, 必須事先武斷的依統計理論決定部份參數, 然而這可能選用了不適當的參數值, 而影響了檢定力。因此 Kočenda (2003) 提出改良, 避免選定參數時武斷性地決定參數數值, 而是客觀地選擇一區間, 讓資料本身決定選用較佳的參數值, 將檢定能力提至最高的一個數值。

Baek and Brock (1992) 利用空間相依 (spatial dependence) 的概念, 在 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 恆定數列空間中, 時間 $t = 1, 2, \dots$, 定義 m 為 X 變數的領先期數, 而 X_t^m 代表由 m 個領先期間所組成的向量, $X_{t-L_x}^{L_x}$ 為 L_x 個落後期間所組成的向量, $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 為 L_y 個落後期間所組成的向量, 則可將式 (1) 改寫為:

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t+m-1}), \quad m = 1, 2, \dots, \quad t = 1, 2, \dots, \quad (9)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}), \quad X_{L_x} = 1, 2, \dots, \quad t = L_x+1, L_x+2, \dots \quad (10)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}), \quad Y_{L_y} = 1, 2, \dots, \quad t = L_y+1, L_y+2, \dots \quad (11)$$

若給定 m 值, L_x 和 $L_y \geq 1$, 且 $e > 0$, 則 Y 和 X 有非線性 Granger 因果關係, 且

$$\begin{aligned} \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) \\ = \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e) \end{aligned} \quad (12)$$

在 (12) 式中, $\Pr(\cdot)$ 代表機率, $\|\cdot\|$ 表示最大範數 (maximum norm), 所以等式左方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 間的最大距離, 及給定 $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 和 $Y_{s-L_y}^{L_y}$ 間的最大距離均小於 e 的訊息下, 來預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離小於 e 的訊息下所發生的機率, 而等式的右方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 間的最大距離, 來預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離小於 e 的訊息下所發生的機率。

隨後 Baek and Brock 為了方便 (12) 式的檢定, 將聯合條件機率的形式的改寫為非聯合條件機率的比值, 其形式為:

$$\frac{C_1(m + L_x, L_y, e)}{C_2(L_x, L_y, e)} = \frac{C_3(m + L_x, e)}{C_4(L_x, e)} \quad (13)$$

其中, $C_1(m + L_x, L_y, e)/C_2(L_x, L_y, e)$ 和 $C_3(m + L_x, e)/C_4(L_x, e)$ 分別代表 (13) 式的左右方

對應的聯合機率之比值, 每個部分的聯合機率定義如下:

$$C_1(m + L_x, L_y, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) \quad (14)$$

$$C_2(L_x, L_y, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) \quad (15)$$

$$C_3(m + L_x, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < e) \quad (16)$$

$$C_4(L_x, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e) \quad (17)$$

在給定 m 值, L_x 和 $L_y \geq 1$, 且 $e > 0$ 下, 若 (13) 式成立, 則 Y 和 X 不存在非線性 Granger 因果關係。再將相關積分估計量 (correlation-integral estimators) 替代 (14) ~ (17) 式可得:

$$C_1(m + L_x, L_y, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \quad (18)$$

$$C_2(L_x, L_y, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \quad (19)$$

$$C_3(m + L_x, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \quad (20)$$

$$C_4(L_x, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e) \quad (21)$$

$$t, s = \max(L_x, L_y) + 1, \dots, T - m + 1,$$

$$n = T + 1 - m - \max(L_x, L_y)$$

在 (18) ~ (21) 式中, $I(X, Y, e)$ 為指標函數 (indicator function), 如果 $\|X - Y\| < e$, 則 $I(X, Y, e) = 1$, 其他則為 0。

最後, 利用 (18) ~ (21) 式的聯合機率估計值, 我們將可進行 (12) 式的 Granger 因果關係檢定, 在給定特定維度空間 m 值, L_x 和 $L_y \geq 1$, 且 $e > 0$ 下, 且 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 兩數列符合 Denken and Keller (1983) 假設之定態, 弱相依性 (weakly dependent), 及偏歷性 (ergodicity), 其分配為下式所示:

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m + L_x, L_y, e, n)}{C_2(L_x, L_y, e, n)} - \frac{C_3(m + L_x, e, n)}{C_4(L_x, e, n)} \right] \stackrel{a}{\sim} N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, e)) \quad (22)$$

其中, $\sigma^2(m, L_x, L_y, e)$ 為變異數, 受到 m, L_x, L_y, e 之影響。

4 資料說明及實證結果分析

4.1 資料來源與說明

本文以經建會所編製的「景氣動向指標」中的綜合領先指標的七項領先指標數列為研究對象,⁸ 包括「製造業新接訂單指數變動率」、「製造業每人每月平均工時」、「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」和「台灣地區核發建照面積」等實質與金融變數, 各變數的原始時間趨勢圖及成長率圖形整理於圖 1 及圖 2。

資料來源為經建會官方網頁 (<http://www.cepd.gov.tw/index.jsp>) 及每月定期出版的「台灣景氣指標」期刊, 資料的頻率為月資料。在應用上, 常將領先指標連續上升 (下降) 三個月視為景氣復甦 (下降) 的標竿, 近年來的研究顯示, 當領先指標下降 1~2 個百分比, 且半年內至少有一半的構成項目下降時, 表示景氣趨緩。我們將已事先經過自然對數轉換所有資料繪製時間序列圖形 (參閱圖 1) 為配合季資料型態的實質國內生產毛額成長率, 之後把各領先指標變數轉換成季資料 (每三個月取平均數), 作為配適模型的樣本, 樣本期間由於各變數的編製起始時間的不一致而有所不同, 有些從 1960 第一季起, 有些從 1982 第一季起, 但截止期間皆為 2003 年第二季。我們將各領先指標變數的詳細樣本期間整理於表 1。

4.2 資料處理與分析

過去很多的文獻皆指出 (如 Nelson and Plosser, 1982), 總體變數及金融變數經常存在非恆定性的特性, 若直接進行實證分析而不考慮變數特性時, 可能會產生 Granger and Newbold (1974) 所提

⁸ 景氣動向指標包含綜合領先與同時指標, 其中, 領先指標係行政院經濟委員會為因應一國當時經濟發展階段之政策目標所編選出之對策信號, 而各指標之資料來源由行政院經建會、行政院主計處、財政部統計處、中央銀行經研處、台灣證券交易所及內政部營建署等相關編製機關提供。

出的「虛假迴歸」的問題，因此在進行因果關係檢定的統計推論前，我們先對個別變數進行單根檢定。⁹ 觀察各個變數時間序列圖形（參閱圖 1 和圖 2），可以發現各變數存在明顯的時間趨勢，因此我們以含時間趨勢的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 的單根檢定進行變數恆定性的檢定，其檢定結果整理於表 2。¹⁰

ADF 單根檢定結果顯示，各領先指標變數均無法拒絕具單根的虛無假設，亦即各序列呈現非恆定特性，因此在進行各領先指標序列與經濟成長率間的因果關係檢定之前，我們亦對變數間進行共整合檢定，因為若變數間具有共整合關係，則各領先指標數列若以經過差分處理後的資料進行迴歸分析，雖然避免了虛假迴歸的問題，但是又引發另一個問題——沒有考慮到變數間可能具有長期均衡關係。若變數間存在共整合關係時，則我們利用誤差修正模型進行因果關係檢定；若變數間不具共整合關係，則我們以差分的 VAR 模型進行因果關係檢定。本文中我們將利用 Engle and Granger (1987) 所提出的二階段檢定法進行共整合檢定，第一階段先估計共整合迴歸式 (co-integrated regression)，第二階段檢定其殘差項是否為 I(1) 序列，若無法拒絕 I(1) 的虛無假設，則表示變數間不具有共整合關係，反之則代表變數間具備共整合關係。我們以 ADF 檢定法進行第二階段檢定，輔以 Philips-Ouliaris 的檢定作為判斷是否存在線性共整合關係的依據，其檢定結果整理於表 3。

由表 3 中可知，除了「製造業每人每月平均工時」外，其餘各領先指標變數都傾向接受 I(1) 的虛無假設，亦即接受無共整合關係的虛無假設。我們得到各領先指標變數與實質國內生產毛額間不具備長期均衡關係的結果並不意外，因為事實上領先指標是功能在於預測經濟活動中的短期變化，而在 Harvey (1993) 的文章也提到，並無強烈的經濟因素可以支持領先指標與國內生產毛額間存在長期均衡關係。因此經由共整合關係檢定的結果，我們只有在討論「每人每月平均工時」與實質經濟成長率的線性因果關係檢定時，使用誤差修正模型進行估計，利用誤差修正項將變數間的長期均衡關係調整回模型中，以避免遺漏重要訊息，而其餘各領先指標變數與經濟成長率的因果關係，則利用雙變量的向量自我迴歸模型 (bivariate vector autoregressive model, BVAR) 進行探討。

⁹所有資料已先經過自然對數轉換。

¹⁰單根檢定請參閱 Dickey and Fuller (1979, 1981)。

4.3 線性因果關係檢定結果

令 Y_t 為模型中可觀察到的被解釋隨機變數的變動率，再經由前一小節共整合關係檢定結果，我們將「實質經濟成長率」及「每人每月平均工時」，以誤差修正模型進行估計，如下式所示：

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{bmatrix} Z_{t-1} + \sum_{k=1}^p \begin{bmatrix} a_{11}^{(k)} & a_{12}^{(k)} \\ a_{21}^{(k)} & a_{22}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-k} \\ Y_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_t \\ \nu_t \end{bmatrix}$$

其餘與實質經濟成長率無長期均衡關係的各領先指標變動率及實質經濟成長率，則代入前一節所介紹的二元的向量自我迴歸模型（不含誤差修正項 Z_{t-1} ）中，其檢定結果整理於表 4。

在表 4 中發現，在實質領先指標變數方面，除海關出口值變動率外，製造業新接訂單指數變動率、製造業每人每月平均工時、台灣地區核發建照面積等代表實質面的領先指標變數均傾向拒絕無 Granger 因果關係的虛無假設，這也意味著這些實質領先指標變數領先於實質經濟成長率，符合經建會選取的景氣動向指標有助於景氣成長的預測，因而在國內經濟發展的政策目標有著強而有力的指標性意含。我們推論海關出口值對經濟成長不具因果關係的理由有二：第一，可能是因為台灣在整個國際經濟中，向來扮演著小型開放的經濟特性，面對整個國際政經動向的影響，出口值易受他國的左右，因而在整個國內實質面的預測能力的表現，容易受其他經濟大國所牽絆，而無法充分反映國內景氣波動的變化。第二，海關出口值對台灣經濟成長率具有非線性的因果關係，而這部分的關係無法藉由線性的因果關係檢定方法檢測出來。

另外有趣的是，製造業新接訂單指數變動率、台灣地區核發建照面積及海關出口值變動率等項目，亦受實質經濟成長率的影響，而製造業新接訂單指數變動率和台灣地區核發建照面積更與實質經濟成長率間，呈現相互影響的反饋關係，反映經濟的成長對於實質面亦具有強烈的聯動性。透過簡單的加速原理 (acceleration principle)，無論政府單位或是民間投資大眾，在面對景氣看好的預期心理，可能提供了製造業擴廠或是民間投資的誘因，致使經濟的成長帶動實質面成長的表現，而在出口值的變動率方面，經濟景氣的蓬勃發展可能使得許多仰賴外銷的產業，在國內景氣上揚的正面影響下，進而有順景氣循環的現象發生，因此在國內投資環境利多的大環境下，過去幾期的經濟成長，亦可能帶動外銷的產業在出口值的表現。

但相對的在平均工時方面, 經濟的成長使社會大眾的荷包變滿了, 會使人們更加勤奮的工作或是會多休閒? 在過去有關的實證研究裡並無一定的定論, 而在理論上的推論, 認為人們在較貧窮時, 會傾向於多工作 (替代效果大於財富效果), 而在較富有時, 則傾向於多休閒 (財富效果大於替代效果), 然而, 何時才算是擁有足夠的財富所得, 卻是難以衡量的, 是以, 在經濟成長率的有限訊息下, 實在難以對工作時間的長短提供有力的證明。因此, 經濟成長率在對製造業平均工時的預測, 得到了跟本文一致性的無線性因果關係的結論。

其次, 在金融面領先指標的因果關係表現中, 貨幣供給 M1b 變動率和股價指數變動率對實質經濟成長率, 均存在線性的 Granger 因果關係, 而股市價格的波動對國內景氣波動預測更擁有 p -value 為 0.008 的高顯著檢定結果, 反應了國內金融投資市場在對經濟成長率的變化有著愈來愈重要的領先預測能力。而在政府貨幣供給 M1b 變動率方面, 與實質經濟成長率亦呈接受線性的 Granger 因果關係, 也證明了貨幣數量是預測實質景氣的良好指標之一。在貨幣政策施行之後, 經濟成長率可能亦隨貨幣供給量的寬鬆、緊縮而搖擺起舞, 對於社會大眾而言, 可以預期政府在施行相關的貨幣政策時, 對自己投資理財規劃作出較有利的判斷, 而對政府而言, 面臨經濟波動的擴張或衰退, 亦可作出正確而有效的政策, 因應當前的國內環境。

最後, 在代表批發價格上漲率的躉售物價指數變動率, 與實質經濟成長率亦呈現線性的因果關係, 顯示成本的價格波動與實質經濟的成長有著亦步亦趨的變化關聯, 而在檢定中也有 0.001 的高顯著水準, 因此, 就物價波動的角度看來, 躉售物價指數變動率亦是預測未來經濟成長波動的領先指標變數。

4.4 非線性因果關係檢定結果

過去的文獻都指出景氣波動具有不對稱或非線性的特性, 例如 Hamilton (1989), Filardo (1994), Chauvet (1998), Kim and Yoo (1995), Kim and Nelson (1998), Kim and Murray (2002) 等,¹¹ 這部份的因果關係是線性檢定方法所無法檢驗出來的。為解決上述的問題, 我們進一步利用

¹¹有關台灣景氣特性探討的文獻, 讀者可以參考林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998), 周濟、管中閔 (1999), 徐士勛及管中

Baek and Brock (1992) 所提出的 BDS 檢定線性模型的殘差項是否拒絕「獨立且相同分配」(i.i.d.) 的虛無假設, 若拒絕虛無假設則表示變數間可能還存在一些非線性的特性, 而這部份的特性是傳統線性因果關係檢定法所無法捕捉到的。接著我們利用 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的非線性因果關係檢定方法, 嘗試是否能夠檢驗出台灣領先指標數列在預測景氣波動過程中是否存在非線性因果關係?

各線性自我迴歸模型的殘差 BDS 的檢定結果整理於表 5, 由表中的檢定結果可以觀察到, 在選定不同的記憶維度 ($m = 2, 4, \dots, 10$) 下, 大多數經由 VAR 模型去除掉線性解釋能力的各個殘差值, 皆傾向拒絕「獨立且相同分配」的虛無假設, 表示這些殘差項的確可能存在非線性的訊息。而在表 5 中, 低維度的記憶長度, 其檢定結果較傾向接受「獨立且相同分配」的虛無假設, 這和 Ioannis, Ayling and Mahmood (2000) 討論現貨報酬的文章中, 低維度 (m) 的記憶長度較易產生殘差項獨立且相同分配的線性資料特性的結論相仿, 因此, 若忽略高維度記憶空間的探討, 則可能會無法捕捉到資料非線性的特色。

而就各項目的殘差來看, 製造業新接訂單指數在選定維度為 4 期顯著於 1% 信賴水準和 6 期顯著於 5% 信賴水準, 變動率海關出口值在 4 至 10 期皆顯著於 1% 信賴水準, 貨幣供給 M1b 在 10 期顯著於 5% 信賴水準, 而台灣地區核發建照面積則是在 6 和 8 期時顯著於 5% 信賴水準, 因此這四個項目的殘差項皆拒絕獨立且分配相同的假設, 而我們從此四項變數殘差項可以觀察到, 並非在所有的維度空間長度中, 殘差項皆拒絕獨立且分配相同的假設, 但我們認為只要有一期訊息存在非線性的特色, 我們便不能排除該序列可能存在非線性的特性, 而在期數較高的殘差項, 可能相較於期數低的殘差項, 有著更強烈的非線性訊息, 因而在較高的維度空間中表現出其特性。

另外, 在製造業每人每月平均工時、躉售物價指數變動率和股價指數變動率的殘差值皆無法拒絕獨立且分配相同的性質, 可能由於季資料型態的序列的樣本數不足, 因而無法充分顯示其非線性的特性, 但我們依然進行 Baek and Brock (1992) 的非線性因果關係檢定, 來探究各領先指標的非線性因果關係。

閔 (2001), 陳仕偉及沈中華 (2003), Huang (1999), Chen and Lin (2000a, b) 等

在進行非線性因果關係檢定前, 我們需事先決定領先期數 (m), 在上一節線性的因果關係檢定中的 VAR 模型, 我們可以各種情報準則作為選取領先期數的依據, 但在利用無母數方法發展出的非線性模式裡, 在遞延期數 L_x 、 L_y 及尺度參數 e 選取上, 卻無文獻提供制式的選取方式, 因此我們依循傳統非線性 Granger 因果關係檢定的文獻, 參考 Hiemstra and Jones (1994) 的設定方式,¹² 並根據資料特性與檢定的完整性, 本文將領先期數 (m) 設定為 1, 遞延期數 $L_x = L_y$ 設定為 1, ..., 7, 而尺度參數 e 則設定為 0.5σ , 其中 $\sigma=1$, 而非線性因果關係檢定結果整理於表 5。

表 6 不同於之前的編排方式, 將非線性因果關係檢定的變數順序重新排列, 把領先指標區分為實質面變數與金融面變數, 在實質面變數的檢定結果方面, 新接訂單指數變動率在落後一期時對於實質 GDP 成長率存在非線性因果關係, 而在其他落後期則不顯著, 我們可以推論, 該領先指標雖對 GDP 成長率有非線性的解釋能力, 因此存在非線性的因果關係, 惟效果似乎並不強烈。在平均工時項的落後七期中, 除第六期不顯著外, 其餘各期皆與 GDP 成長率存在非線性的因果關係。另外在海關出口值變動率方面, 其 3 至 6 期亦與 GDP 成長率存在非線性的因果關係, 原先質疑海關出口值是否適合作為預測景氣動向的指標, 卻在非線性的因果關係檢定中, 成功的捕捉到其非線性因果關係特性。反觀台灣地區核發建照面積變動率的各期皆不顯著, 而對 GDP 成長率不存在非線性的解釋能力, 因此除了核發建照面積變動率項目外, 大多數的實質性的指標變數對於實質經濟成長率存在非線性的訊息。

另外, 實質 GDP 成長率對平均工時、海關出口值與台灣地區核發建照面積變動率亦有非線性的領先效果, 而與平均工時和海關出口值變動率更存在非線性的反饋效果, 這個結果與線性因果關係並無一致的關聯, 而且單看新接訂單指數變動率在線性模型中與實質經濟成長率有著線性的反饋效果來看, 該領先指標變數利用線性模型即可以將其資料訊息萃取完畢, 因此非線性模型並無剩餘之非線性訊息可供萃取。

接著我們觀察金融面的指標變數的表現, 躉售物價指數變動率的落後 6 和 7 期對實質 GDP 成長率在 10% 信賴水準下顯著存在非線性因果關係。股價指數變動率的落後 3 和 7 期與貨幣供給變

¹²Hiemstra and Jones (1994) 在討論股市價量的非線性因果關係是將領先期數 (m) 設定為 1, 遞延期數 $L_x = L_y$ 設定為 1, ..., 8, 而尺度參數 e 則設定為 1.5σ 。

動率的 1、3、5 期亦有相同的結果, 而實質 GDP 成長率與股價指數變動率間, 則呈現非線性的反饋現象。就金融貨幣面來看, 領先指標對於實質經濟成長率亦具有非線性的效果, 但無論就落後期數或是顯著性, 與實質面的各變數相比, 其非線性效果皆不如實質面變數的表現。因此就非線性因果關係的角度來看, 其非線性特質明顯不如實質面變數的表現來得強烈, 或許對於景氣非線性部分波動的預測, 實質面變數可能會是最佳的領先指標變數。

根據上述檢定結果, 我們可以大膽的推論, 經建會所編製的領先指標變數, 對於台灣景氣趨勢的預測效果的確存在非線性的特色, 突顯出傳統線性模型往往不能捕捉到資料的不對稱性的結構, 因為根據本文所得到的非線性因果關係檢定結果, 在檢定領先指標對實質經濟成長率的非線性預測能力方面, 說明了非線性特質的存在是相當地明顯的事實。所以, 適度地輔以非線性的角度去分析資料所隱藏的訊息, 應當是適切而且必要的。

5 結論與建議

過去, 無論經濟學者或政府機關乃至於一般大眾, 經常利用經建會所編製的景氣領先指標, 藉以用來預測台灣未來的景氣動向, 然而各指標變數是否真具有領先於實質經濟成長率的指標性意涵, 卻缺乏嚴謹的統計方法的驗證。而過去文獻在因果關係的討論時, 又礙於計量方法的限制, 因此大多以線性關係作探討, 但許多相關文獻卻指出景氣波動具有不對稱或非線性的特性, 這也意味著, 光就線性模型討論變數間的因果關係, 可能會遺漏掉相當多的資料訊息, 而得到偏誤的檢定結果。所幸 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定的提出, 變數間非線性部分的訊息能被更精確的萃取出來, 而我們將所有的實證結果彙編於表 7, 以方便讀者閱讀。

經由表 7 實證結果整理的發現, 在線性因果關係的部分, 絕大多數的領先指標變數, 皆傾向領先於實質經濟成長率, 換言之, 經建會所編製的景氣領先指標確實具備領先景氣動向的能力, 甚至在台灣地區核發建照面積及海關出口值變動率等項目, 亦受實質經濟成長率的影響, 而製造業新接訂單指數變動率和台灣地區核發建照面積更與實質經濟成長率間, 呈現相互影響的反饋關係, 反映經濟的成

長對於實質面亦具有強烈的聯動性。由此可見，領先指標除了可以反映景氣的變動，亦與經濟成長有著強烈的關聯性。因此，在線性因果關係的檢定中，除了領先指標確實不失為預測台灣景氣波動的重要參考之外，亦具有無論金融面或是實質面均深受景氣波動的影響。但是，在海關出口值變動率方面，其線性因果關係不顯著，是否代表此變數不適合作為領先指標？

在我們要下武斷的結論之前，先觀察表 7 的非線性因果關係檢定，發現海關出口值與台灣地區核發建照面積變動率對實質經濟成長率有非線性的領先效果，海關出口值對實質經濟成長率雖然不具線性因果關係，但是卻有非線性領先於實質經濟成長率，可見線性模型所不能捕抓到訊息，非線性模型卻可成功的捕捉到其非線性因果關係特性。因此，藉由非線性因果關係的檢定，海關出口值亦可作為預測台灣景氣波動的參考，同時也能作為反映景氣變動的良好領先指標。而在台灣地區核發建照面積變動率對實質經濟成長率的非線性因果關係檢定部分，發現該變數與海關出口值亦具有相同的非線性反饋效果，此兩個領先指標與經濟成長率間有著非線性的關聯性，而這部分對照線性因果關係檢定，發現此兩變數與經濟成長率間的反饋效果，原先在線性因果關係檢定中，並未被檢定出來，但是經由非線性 Granger 因果關係檢定後，資料的非線性特性亦可藉由檢定而被我們捕捉到。

本文還有許多地方可以加以改進，例如本文只採用行政院經濟建設委員會所編製的「景氣動向指標」中的綜合領先指標，作為因果關係檢定的探討，然而，是否有其他替代變數能更適切的反映景氣的波動？並且更具有經濟意義。其次，在跨國性的相關議題討論，本國的實質經濟成長率，是否受到大國的領先指標變數的影響？這些都是可以繼續擴充研究的議題。

參考文獻

- [1] 林大超 (2003), 台灣與美國兩地景氣循環指標關聯性之研究, 國立成功大學高階管理研究所碩士論文。
- [2] 林向愷和黃朝熙 (1993), 台灣同時與領先指標的估計與認定: 1968~1991, 《經濟論文叢刊》, 21, 123-159。

- [3] 林向愷、黃裕烈、管中閔 (1998), 景氣循環轉折點認定與經濟成長率預測, 《經濟論文叢刊》, 26, 431–457。
- [4] 徐士勳和管中閔 (2001), 九零年代台灣的景氣循環: 馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法的應用, 《人文及社會科學集刊》, 13, 515–540。
- [5] 單易、高志祥、管中閔 (2002), 美國與日本對國內產出之影響分析, 2002 年總體經濟計量模型研討會。
- [6] 劉茂亮 (2002), 金融變數與經濟成長之關係, 輔仁大學金融所碩士論文。
- [7] 陳仕偉、沈中華 (2003), 金融領先指標與實質領先指標訊息一致嗎? 台灣領先指標的實證分析, 《人文及社會科學集刊》, 15, 627–660。
- [8] Aoki, M. (1992), Interactions of Real GNP Business Cycles in a Three Country Time Series model, Working paper No.675, University of California, Los Angeles.
- [9] Baek, E. and W. Brock (1992), A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Modle, Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin-Madison.
- [10] Brock, W. A., W. D. Dechert, J. A. Scheinkman, and B. LeBaron (1996), A Test for Indenpendence Based on the Correlation Dimension, *Econometric Reviews*, 15, 197–235.
- [11] Brock, W. A., Hsieh, D. A., and LeBaron, B. (1991), In Non-linear Dynamics, Chaos and In Non-linear Dynamics, Chaos and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence, MIT Press, Cambridge, MA.
- [12] Camacho, M. and G. Perez-Quiros (2002), This is What the Leading Indicators Lead, *Journal of Applied Econometrics*, 17, 61–80.
- [13] Chauvet, M. (1998), An Econometric Characterization of Business Cycles Dynam-

- ics with Factor Structure and Regime Switching, *International Economic Review*, 39, 969–996.
- [14] Chen, S. W. (2001), A Note on Taiwan's Business Chronologies in Terms of the Markov- Switching Model, *Taiwan Economic Review*, 29, 153–176.
- [15] Chen, S. W. and J. L. Lin (2000a), Modeling Business Cycles in Taiwan with Time-Varying Markov-Switching Models, *Academia Economic Papers*, 28, 17–42.
- [16] Chen, S. W. and J. L. Lin (2000b), Identifying Turning Point and Business Cycles in Taiwan: A Multivariate Dynamic Markov-Switching Factor Model Approach, *Academia Economic Papers*, 28, 289–321.
- [17] Copeland, T. E. (1976), A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival, *Journal of Finance*, 31, 1149–1168.
- [18] de Brouwer, G. and J. Romalis (1996), External Influences in Output: An Industry Analysis, Research Discussion Paper 9612, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.
- [19] Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistics Association*, 74, 427–431.
- [20] Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistics Association*, 49, 1057–1072.
- [21] Durland, J. M. and T. H. McCurdy (1994), Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279–288.
- [22] Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), Co-integration and Error Correction :

- Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
- [23] Filardo, A. J. (1994), Business-cycle phrases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299–308.
- [24] Ghysels, E. (1994), On The Periodic Structure of the Business Cycle Markov-Switching Model, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 289–298.
- [25] Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357–384.
- [26] Hamilton, J. D. and G. Perez-Quiros (1996), What do Leading Indicators Lead? *Journal of Business*, 69, 27–49.
- [27] Hayo B. (1998), Money-Output Granger Causality Revisited: An Empirical Analysis of EU Countries, Provided by the Economics Department of Washington University.
- [28] Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation, *Journal of Finance*, 49, 1639–1665.
- [29] Hiemstra, C. and C. F. Kramer (1993), Accounting for Stock-Return Dynamics with a Macrotactor APT/factor-ARCH Model, Unpublished manuscript. Glasgow, Scotland: University of Strathclyde, Department of Accounting and Finance, and Washington, DC: International Monetary Fund, Research Department.
- [30] Hsieh, D. (1991), Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets, *Journal of Finance*, 46, 1839–1877.
- [31] Huang, C. H. (1999), Phases and Characteristics of Taiwan Business Cycles: A Markov-Switching Analysis, *Taiwan Economic Review*, 27, 185–213.
- [32] Ioannis, A., D. Ayling, W. M. Mahmood (2000), Nonlinear Granger Causality in

- the Currency Futures Returns, *Economics Letters*, 68, 25–30.
- [33] Jaditz, T. and J. Jones (1992), Granger Causality Between the Consumer and Wholesale Price Index, Unpublished Manuscript, Washington, DC: Bureau of Labor Statistics and Securities and Exchange Commission.
- [34] Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 59, 1551–1581.
- [35] Kim, M. J. and J. S. Yoo (1995), New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov-Switching Factor Model Approach, *Journal of Monetary Economics*, 36, 607–630.
- [36] Kim, C. J. and C. Murray (2002), Permanent and Transitory Components of Recessions, *Empirical Economics*, 27, 163–183.
- [37] Kočenda, E. (2003), An Alternative to the BDS Test: Integration Across the Correlation Integral, *Econometric Reviews*, 20, 337–351.
- [38] Kim, C. J. and C. R. Nelson (1998), Business Cycle Turning Points, A New Coincident Index, and Test of Duration Dependence Based on a Dynamic Factor Model with Regime Switching, *The Review of Economics and Statistics*, 80, 188–201.
- [39] Kočenda, E. (2001), An Alternative to the BDS Test: Integration Across the Correlation Integral. *Econometric Reviews*, 20, 337–351.
- [40] Kunfong and Yong-Yil (1997), Business Cycle in Korea Is There Any Stylized Feature ?, *Journal of Economics Studies*, 24, 275–293
- [41] Lahiri, K. and J. G. Wang (1994), Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in a Markov-Switching Model, *Journal of Forecasting*, 13, 245–263.
- [42] Layton, A. P. (1996), Dating and Predicting Phase Changes in the U.S. Business

- cycles, *International Journal of Forecasting*, 12, 417–428.
- [43] Layton, A. P. (1998), A Further Test of the Influence of Leading Indicators on the Probability of US Business Cycle Phase Shifts, *International Journal of Forecasting*, 14, 63–70.
- [44] Lucas, R. E. (1977), Understanding Business Cycle, in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy 5, 7–29.
- [45] McGough T. and S. Tzolacos (1995a), Property Cycles in the UK: An Empirical Investigation of the Stylized Facts, *Journal of Property Finance*, 6, 45–62.
- [46] Pesaran, M. H. and Y. Shin (1998), Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Model, *Economics Letters*, 58, 17–29.
- [47] Scheinkman, J. A. and B. LeBaron (1989), Non-linear Dynamics and Stock Returns, *Journal of Business*, 62, 311–337.
- [48] Stock, J. H. and M. W. Watson (1989), New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators, in O. Blanchard and S. Fischer (eds), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT press.
- [49] Stock, J. H. and M. W. Watson (1991), A Probability Model of the Coincident Economic Indicators, in K. Lahiri and G. H. Moore (eds.), *Leading Economics Indicators: New Approach and Forecasting Records*, Cambridge, Cambridge University Press.

表 1: 各領先指標變數的樣本資料整理

項目	基期	單位	開始時間
製造業新接訂單指數	1996年	—	1975年第一季
製造業每人每月平均工時	—	小時/月	1962年第一季
海關出口值	—	百萬元	1960年第一季
貨幣供給 M1b	—	百萬元	1982年第一季
躉售物價指數	2001年	—	1960年第一季
股價指數	1966年	—	1967年第一季
台灣地區核發建照面積	—	千平方公尺	1981年第一季

資料來源由行政院經濟建設委員會提供, 本研究彙整。

表 2: 各領先指標變數的單根檢定結果

虛無假設: 有單根

變數	t 檢定統計量	遞延期數	檢定結果
製造業新接訂單指數	-3.034	5	I(1)
製造業每人每月平均工時	-2.979	17	I(1)
海關出口值	-0.621	16	I(1)
貨幣供給 M1b	-1.570	5	I(1)
躉售物價指數	-0.933	1	I(1)
股價指數	-1.515	2	I(1)
台灣地區核發建照面積	-0.243	7	I(1)

(1) 單根檢定 t 統計量的 5% 顯著水準臨界值為 -3.60 。

(2) 遞延期數為參照 Ljung-Box 檢定殘差序列相關所選取之最適遞延期數。

表 3: 領先指標與實質經濟成長率間共整合關係檢定結果

虛無假設: 無共整合關係

變數	Z_t 檢定統計量	共整合關係
製造業新接訂單指數	-2.572	不存在
製造業每人每月平均工時	-10.702*	存在
海關出口值	-1.975	不存在
貨幣供給 M1b	-3.134	不存在
躉售物價指數	-1.134	不存在
股價指數	-2.397	不存在
台灣地區核發建照面積	-1.330	不存在

(1) Z_t 為 Philips-Ouliaris t 檢定統計量。

(2) *、**、*** 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。

表 4: 領先指標與實質經濟成長率間線性因果關係檢定結果

虛無假設: 無線性 Granger 因果關係

因果關係檢定方向	遞延期數	F 檢定	P-Value
製造業新接訂單指數變動率 \nrightarrow GDP 成長率	3	3.151	0.028**
GDP 成長率 \nrightarrow 製造業新接訂單指數變動率	3	2.638	0.054***
製造業每人每月平均工時 \nrightarrow GDP 成長率	1	4.710	0.010*
GDP 成長率 \nrightarrow 製造業每人每月平均工時	1	0.836	0.435
海關出口值變動率 \nrightarrow GDP 成長率	4	0.415	0.797
GDP 成長率 \nrightarrow 海關出口值變動率	4	5.991	0.000*
貨幣供給 M1b 變動率 \nrightarrow GDP 成長率	2	6.457	0.003*
GDP 成長率 \nrightarrow 貨幣供給 M1b 變動率	2	0.357	0.701
躉售物價指數變動率 \nrightarrow GDP 成長率	2	7.109	0.001*
GDP 成長率 \nrightarrow 躉售物價指數變動率	2	2.232	0.111
股價指數變動率 \nrightarrow GDP 成長率	2	5.057	0.008*
GDP 成長率 \nrightarrow 股價指數變動率	2	1.527	0.221
台灣地區核發建照面積 \nrightarrow GDP 成長率	3	5.697	0.001*
GDP 成長率 \nrightarrow 台灣地區核發建照面積	3	2.561	0.061***

(1)*、**、*** 分別表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。

(2) 遞延期數由最大遞延期數 4 期中, 經由 BIC 情報準則選取最適遞延期數。

表 5: 各領先指標變數殘差的 BDS 檢定結果

虛無假設: 獨立且分配相同

變數殘差項	尺度參數 (e)	記憶長度 (m)	W 檢定 (BDS/SD)
製造業新接訂單指數變動率	0.5	2	-0.1873
	0.5	4	-2.3016*
	0.5	6	-2.1963**
	0.5	8	-1.3742
	0.5	10	-0.6767
製造業每人每月平均工時	0.5	2	-0.3196
	0.5	4	-0.6068
	0.5	6	-0.7791
	0.5	8	-0.9078
	0.5	10	-1.0567
海關出口值變動率	0.5	2	-0.4910
	0.5	4	2.5950*
	0.5	6	6.1764*
	0.5	8	7.4999*
	0.5	10	8.2476*
貨幣供給 M1b 變動率	0.5	2	0.6862
	0.5	4	-0.5261
	0.5	6	-0.7791
	0.5	8	-1.5118
	0.5	10	-2.1868**

表 5: 各領先指標變數殘差的 BDS 檢定結果 (續)

變數殘差項	尺度參數 (e)	記憶長度 (m)	W 檢定 (BDS/SD)
躉售物價指數變動率	0.5	2	0.4140
	0.5	4	-0.0125
	0.5	6	1.1500
	0.5	8	1.3705
	0.5	10	1.3082
股價指數變動率	0.5	2	1.4967
	0.5	4	1.0325
	0.5	6	1.2041
	0.5	8	0.9944
	0.5	10	1.0441
台灣地區核發建照面積	0.5	2	-0.7423
	0.5	4	1.5045
	0.5	6	2.1920 **
	0.5	8	1.9872 **
	0.5	10	1.6432

(1) 尺度參數 e 設定為 0.5σ , 而 $\sigma=1$ 。

(2) *, **, *** 分別表示在1%、5%、10%的水準下顯著, 其臨界值分別為 ± 2.24 、 ± 1.96 和 ± 1.645 。

表 6: 非線性 Granger 因果關係檢定結果
虛無假設: 無非線性 Granger 因果關係

		H_0 : 製造業新接訂單指數變動率 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 製造業新接訂單指數變動率	
$L_x = L_y$		CS	TVAL	CS	TVAL
1		0.0134	1.3087*	-0.0071	-0.9899
2		0.0026	0.1761	-0.0217	-1.7174
3		0.0123	0.5040	-0.0056	-0.2771
4		-0.0037	-0.1396	0.0069	0.2375
5		-0.0009	-0.0240	0.0015	0.0424
6		-0.0176	-0.3824	0.0050	0.1044
7		0.0490	0.8473	-0.0107	-0.1781
		H_0 : 製造業每人每月平均工時 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 製造業每人每月平均工時	
$L_x = L_y$		CS	TVAL	CS	TVAL
1		0.0138	1.5467*	-0.0021	-0.3025
2		0.0386	2.8811***	-0.0002	-0.0152
3		0.0434	2.5857***	-0.0023	-0.1370
4		0.0364	1.8847**	0.0233	1.2658
5		0.0301	1.3788*	0.0522	2.2415**
6		0.0301	1.2365	0.0540	2.0003**
7		0.0390	1.4568*	0.0631	2.3151**
		H_0 : 海關出口值變動率 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 海關出口值變動率	
$L_x = L_y$		CS	TVAL	CS	TVAL
1		0.0033	0.4689	0.0033	0.4689
2		0.0165	1.2793	0.0165	1.2793
3		0.0341	1.9776**	0.0003	1.9776**
4		0.0516	2.5375***	0.0004	2.5375***
5		0.0525	2.1526**	0.0006	2.1526**
6		0.0622	2.1925**	0.0008	2.1925**
7		0.0284	1.3712*	0.0004	1.3712*
		H_0 : 台灣地區核發建照面積 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 台灣地區核發建照面積	
$L_x = L_y$		CS	TVAL	CS	TVAL
1		0.0054	0.4820	0.0172	1.6436*
2		0.0169	0.9892	0.0203	1.2501
3		0.0135	0.5442	0.0178	0.8223
4		0.0090	0.2823	0.0318	0.9048
5		-0.0373	-0.8860	0.0096	0.2005
6		0.0010	0.0161	0.0132	0.2240
7		-0.0008	-0.0104	0.2748	3.1570*

表 6: 非線性 Granger 因果關係檢定結果 (續)

$L_x = L_y$	H_0 : 躉售物價指數變動率 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 躉售物價指數變動率	
	CS	TVAL	CS	TVAL
1	-0.0049	-0.9637	-0.0002	-0.0207
2	-0.0090	-1.0540	0.0068	0.4499
3	-0.0054	-0.4928	0.0024	0.1337
4	0.0012	0.1003	0.0116	0.5452
5	0.0138	1.1164	0.0171	0.7547
6	0.0255	1.4014*	0.0290	1.2223
7	0.0335	1.5758*	0.0062	0.2980

$L_x = L_y$	H_0 : 股價指數變動率 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 股價指數變動率	
	CS	TVAL	CS	TVAL
1	-0.0058	-0.9281	0.0147	1.4928*
2	0.0009	0.0843	0.0212	1.3778*
3	0.0231	1.4176*	0.0122	0.6268
4	0.0166	0.7614	0.0064	0.3086
5	0.0295	1.0385	-0.0069	-0.2717
6	0.0307	0.9065	0.0031	0.1022
7	0.0590	1.6663*	0.0185	0.5935

$L_x = L_y$	H_0 : 貨幣供給 M1b 變動率 ≠ 實質 GDP 成長率		H_0 : 實質 GDP 成長率 ≠ 貨幣供給 M1b 變動率	
	CS	TVAL	CS	TVAL
1	0.0218	1.4798*	0.0125	0.9278
2	0.0184	1.1450	0.0083	0.5165
3	0.0391	1.4785*	0.0217	0.8638
4	0.0427	1.1415	0.0053	0.2210
5	0.0550	1.3238*	-0.0005	-0.0159
6	0.0635	1.0918	0.0112	0.2873
7	0.0510	0.7688	0.0183	0.4133

(1) CS 值代表兩序列的殘差值在 m 維空間中的距離。

(2) TVAL 為非線性因果關係檢定中的 t 檢定統計量。

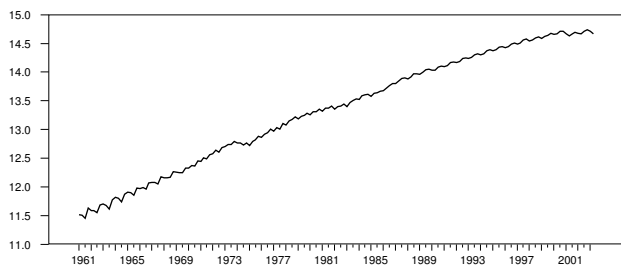
(3)*、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 的水準下顯著, 其顯著水準臨界值分別為 1.282、1.645 和 2.326。

表 7: 領先指標與實質經濟成長率間因果關係結果整理

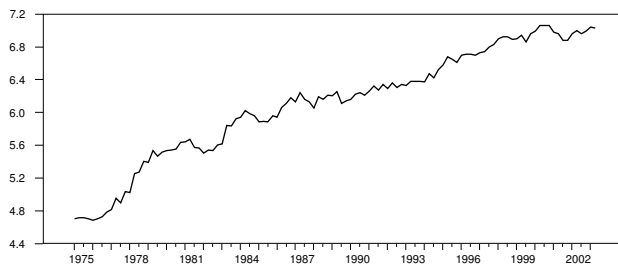
因果關係對應方向	線性因果關係	非線性因果關係
製造業新接訂單指數變動率 \Rightarrow GDP 成長率	○	×
GDP 成長率 \Rightarrow 製造業新接訂單指數變動率	○	×
製造業每人每月平均工時 \Rightarrow GDP 成長率	○	○
GDP 成長率 \Rightarrow 製造業每人每月平均工時	×	○
海關出口值變動率 \Rightarrow GDP 成長率	×	○
GDP 成長率 \Rightarrow 海關出口值變動率	○	○
貨幣供給 M1b 變動率 \Rightarrow GDP 成長率	○	×
GDP 成長率 \Rightarrow 貨幣供給 M1b 變動率	×	×
躉售物價指數變動率 \Rightarrow GDP 成長率	○	×
GDP 成長率 \Rightarrow 躉售物價指數變動率	×	×
股價指數變動率 \Rightarrow GDP 成長率	○	×
GDP 成長率 \Rightarrow 股價指數變動率	×	×
台灣地區核發建照面積 \Rightarrow GDP 成長率	○	×
GDP 成長率 \Rightarrow 台灣地區核發建照面積	○	○

註. ○ 代表 X 對 Y 的因果關係成立。

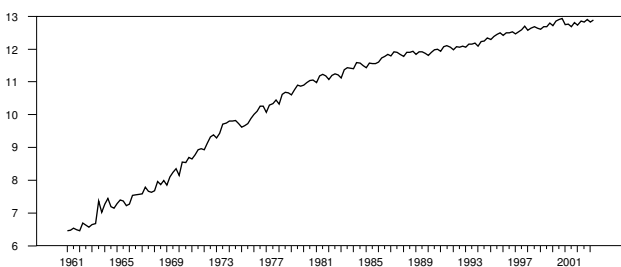
× 代表 X 對 Y 的因果關係不成立。



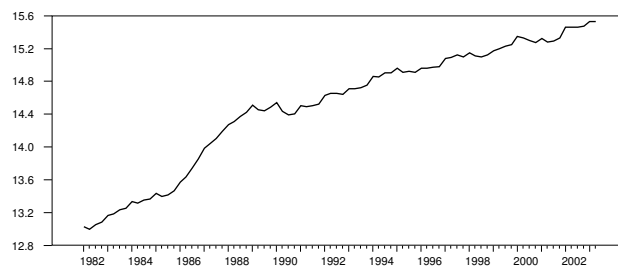
(a) 國內生產毛額



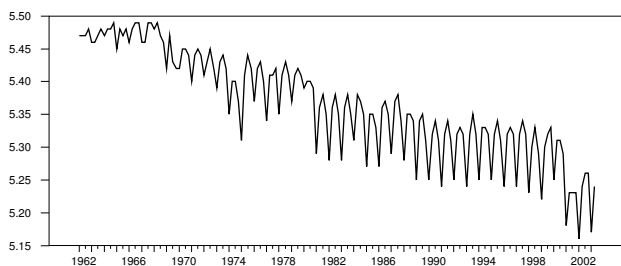
(b) 製造業新接訂單指數



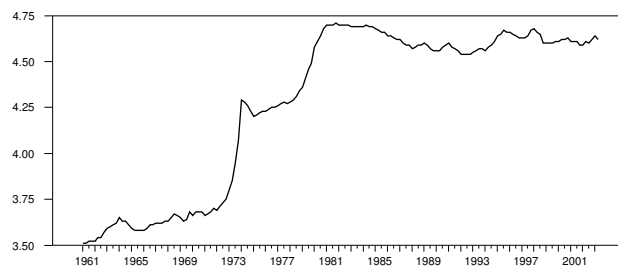
(c) 海關出口值



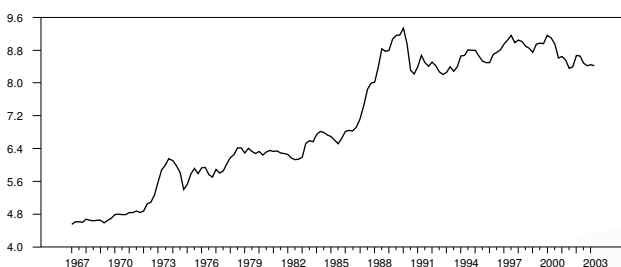
(d) 貨幣供給 M1b



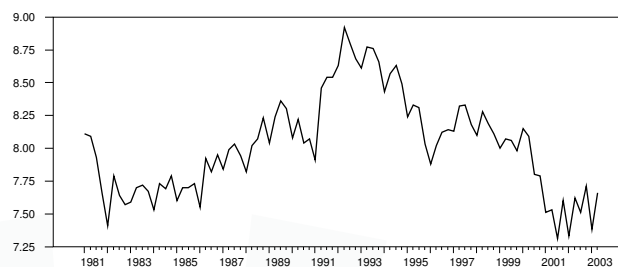
(e) 每人每月平均工時



(f) 躉售物價指數

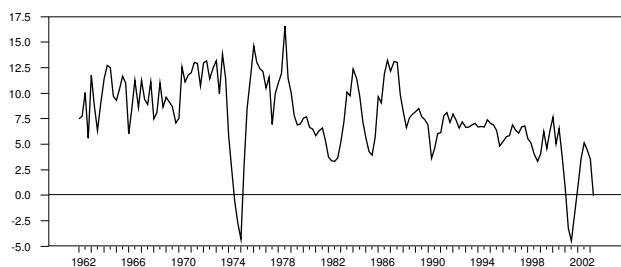


(g) 股價指數

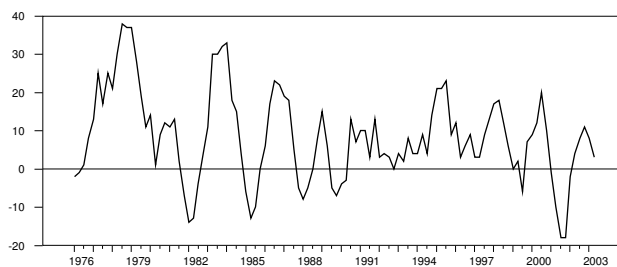


(h) 台灣地區核發建照面積

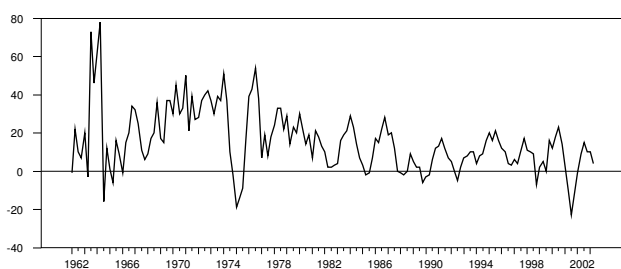
圖 1: 國內生產毛額與領先指標時間趨勢圖



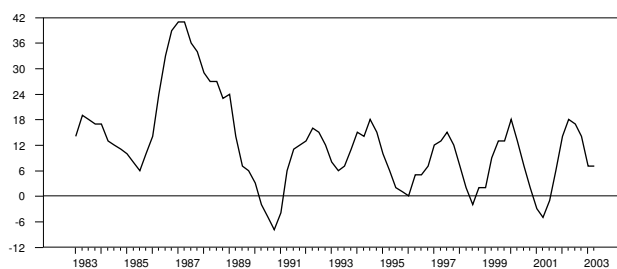
(a) 國內生產毛額成長率



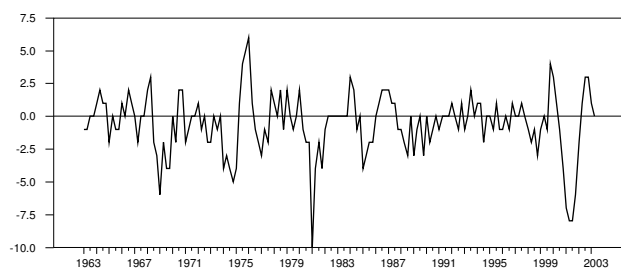
(b) 製造業新接訂單指數變動率



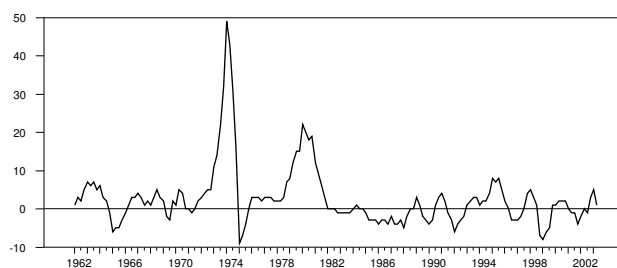
(c) 海關出口值變動率



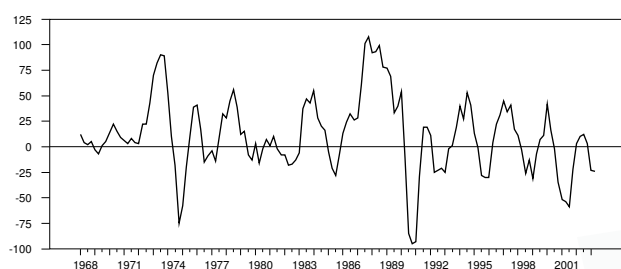
(d) 貨幣供給 M1b 變動率



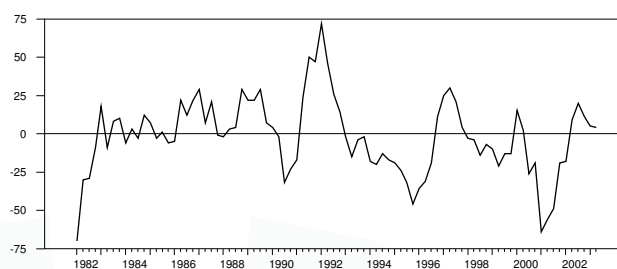
(e) 每人每月平均工時變動率



(f) 躉售物價指數變動率



(g) 股價指數變動率



(h) 台灣地區核發建照面積變動率

圖 2: 國內生產毛額成長率與領先指標變動率時間趨勢圖