

台灣金融情勢指數之編製與應用

[委外研究報告]

計畫主持人：郭迺鋒

計畫顧問：黃博怡、楊浩彥

研究員：袁正達、林政勳

研究助理：李麗華、劉名寰、林崑峰、
林筱寧、謝雨豆

中華民國一百年八月

目錄

摘要.....	5
第一章 緒論.....	6
一、研究目的與動機.....	6
二、金融情勢指數編制原則、步驟與實證架構.....	13
第二章 文獻回顧.....	17
第三章 市場變數、定義與資料來源.....	28
一、市場變數的類別與選取.....	28
二、變數定義與選取意義.....	29
第四章 實證分析.....	37
一、金融情勢指數之編製.....	37
二、金融情勢指數與其他經濟指標之比較.....	51
三、金融情勢指數向前預測 (Go ahead Forecasting).....	58
四、金融情勢指數之展示.....	61
第五章 結論.....	65
參考文獻.....	67
附錄 1. 依時拆分(Temporal Disaggregation).....	71
附錄 2. 縮減式模型實證結果.....	77
一、縮減式模型實證結果.....	77
二、金融情勢指數與其他經濟指標之比較.....	84
附錄 3. 主觀指標與國際原物料主成分分析.....	92
一、台灣 VIX 指數的計算.....	92
二、變數資料說明.....	94
三、主成分分析.....	95
四、實證分析結果.....	96

圖目錄

圖 1-1. 美國 FCI 與名目 GDP 成長率趨勢比較圖	9
圖 1-2. 美國 FCI 與 S&P 500 指數走勢圖	9
圖 1-3. 金融情勢指數的功能	13
圖 1-4. 金融情勢指數的編制步驟	15
圖 1-5. 金融情勢指數的實證架構	16
圖 3-1. 金融情勢指數的構成市場與變數	29
圖 3-2. 各市場變數歷史走勢	36
圖 4-1. 產出缺口之一般化衝擊反應分析	45
圖 4-2. 物價缺口之一般化衝擊反應分析	46
圖 4-3. 工業產出缺口之一般化衝擊反應分析	47
圖 4-7. 工業生產指數、通膨、產出、等權重為基礎之 FCI 歷史走勢	51
圖 4-8. FCI(物價缺口)與景氣領先指標之比較	53
圖 4-9. FCI(產出缺口)與景氣領先指標之比較	53
圖 4-10. FCI(工業生產指數缺口)與景氣領先指標之比較	54
圖 4-11. FCI(等權重)與景氣領先指標之比較	54
圖 4-12. FCI(物價缺口)與景氣同時指標之比較	55
圖 4-13. FCI(產出缺口)與景氣同時指標之比較	55
圖 4-14. FCI(工業生產指數缺口)與景氣同時指標之比較	56
圖 4-15. FCI(等權重)與景氣同時指標之比較	56
圖 4-16. FCI(物價缺口)與景氣對策信號分數之比較	57
圖 4-17. FCI(產出缺口)與景氣對策信號分數之比較	57
圖 4-18. FCI(工業生產指數缺口)與景氣對策信號分數之比較	58
圖 4-19. FCI(等權重)與景氣對策信號分數之比較	58
圖 4-20. FCI 之一期預測	59
圖 4-21. FCI 之兩期預測	60
圖 4-22. FCI 之三期預測	60
圖 4-23. FCI(以物價缺口為基礎)之常態機率分配圖	63
圖 4-24. FCI(以物價缺口為基礎)之各狀態臨界值	63
圖 4-25. FCI(以工業生產指數缺口為基礎)之常態機率分配圖	64
圖 4-26. FCI(以工業生產指數缺口為基礎)之各狀態臨界值	64

表目錄

表 1-1. 國內現行研判經濟情勢與未來發展之常用指標	12
表 2-1. 金融情勢指數國內外文獻匯整表	23
表 2-2. Estrella and Mishkin (1998)實證變數	27
表 3-1. 變數定義與資料來源	32
表 3-2. 敘述統計量	33
表 4-1. 各變數之單根檢定結果	39
表 4-2. VAR 模型估計結果	40

附圖目錄

附圖 1-1. 不同方法下，以工業生產指數拆解 GDP 之結果	74
附圖 1-2. 不同方法下，以外銷訂單拆解 GDP 之結果	75
附圖 2-1. 產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎所建構之 FCI	85
附圖 2-2. FCI(產出缺口)與領先指標之比較	86
附圖 2-3. FCI(工業生產缺口)與領先指標之比較	87
附圖 2-4. FCI(物價缺口)與領先指標之比較	87
附圖 2-5. FCI(產出缺口)與同時指標之比較	88
附圖 2-6. FCI(工業生產缺口)與同時指標之比較	89
附圖 2-7. FCI(物價缺口)與同時指標之比較	89
附圖 2-8. FCI(產出缺口)與景氣對策信號分數之比較	90
附圖 2-9. FCI(工業生產缺口)與景氣對策信號分數之比較	90
附圖 2-10. FCI(物價缺口)與景氣對策信號分數之比較	91
附圖 3-1. 台灣 VIX 指數與美國 VIX 指數走勢	93
附圖 3-2. 主觀指標主成分分析變數組成之走勢	97
附圖 3-3. 主觀指標主成分分析權重	98
附圖 3-4. 主觀指標因素負荷	98
附圖 3-5. 原物料指數主成分分析權重	100
附圖 3-6. 工業生產指數、通膨、產出、等權重為基礎所建構之 FCI	100
附圖 3-7. FCI(物價缺口)與景氣領先指標之比較	101
附圖 3-8. FCI(等權重)與景氣領先指標之比較	101
附圖 3-9. FCI(產出缺口)與景氣領先指標之比較	102
附圖 3-10. FCI(工業生產缺口)與景氣領先指標之比較	102
附圖 3-11. FCI(物價缺口)與景氣同時指標之比較	103
附圖 3-12. FCI(等權重)與景氣同時指標之比較	103
附圖 3-13. FCI(產出缺口)與景氣同時指標之比較	104
附圖 3-14. FCI(工業生產缺口)與景氣同時指標之比較	104

附圖 3-15. FCI(物價缺口)與景氣對策信號之比較	105
附圖 3-16. FCI(等權重)與景氣對策信號之比較	105
附圖 3-17. FCI(產出缺口)與景氣對策信號之比較	106
附圖 3-18. FCI(工業生產缺口)與景氣對策信號之比較	106

附表目錄

附表 1-1 各拆分法與參考指標之相關係數	76
附表 2-1. 產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎下估計結果	80
附表 2-2. 以產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎，在不同落後期數下各市場變數之權重.....	83
附表 3-1. 台灣 VIX 指數與美國 VIX 指數迴歸結果	93
附表 3-2. 主觀指標變數說明	94
附表 3-3. 原物料指數變數說明	95
附表 3-4. 主觀指標變數敘述統計	96
附表 3-5. 主觀指標權重比例與解釋變異程度	96
附表 3-6. 原物料指數變數敘述統計	99
附表 3-7. 原物料指數權重比例與解釋變異程度	99

摘要

本研究目的在於建構臺灣金融情勢指數，本文依據 Goodhart and Hofmann (2001) 利用 VAR 的方式，並考量變數對金融市場的重要性後，選取匯率、房價、股市市值占 GDP、國內外利差、TED 利差、油價、營業氣候測驗點與消費者投資信心、M1A 占 GDP 與金融機構存放款總額占 GDP 等重要變數，分別針對產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為應變數的模型進行估計。並獲得以下實證結果與預期效益。

- (1) 物價缺口可適當的反映出金融市場的預期心理，故建議採納以物價缺口為基準的估計權重為佳。
- (2) 根據物價缺口模型的估計結果，變數權重以油價(17.3%)的權重最高、其次為消費者投資信心(13.0%)與 TED 利差(12.7%)。其他依序為匯率(11.4%)、M1A 占 GDP(10.0%)、營業氣候測驗點(8.7%)、股市市值占 GDP(8.4%)、國內外利差(7.1%)、金融機構存放款總額占 GDP(6.3%)與房價(5.1%)。
- (3) 藉由金融情勢指數的編制與定期發布，將更能夠豐富「台灣銀行家」雜誌之內容，並提昇其品牌知名度。
- (4) 對政府與金融機構而言，金融情勢指數有助於偵測國內貨幣及金融情勢環境變化，可作為施政及決策參考的工具。
- (5) 對個別投資人來說，了解金融情勢，有助於投資決策之參考。

上述金融情勢指數所提供多元的參考價值。不僅能讓各界更進一步瞭解國內金融情勢的變化，並為將來的政策研究工作立下重要基礎。

第一章 緒論

一、研究目的與動機

本研究旨在建構臺灣金融情勢指數 (Financial Condition Index, 簡稱 FCI), 以供各界作為研判國內金融情勢的輔助指標。受到 2008 年金融海嘯影響, 各國政府及人民強烈而普遍地感受到, 金融環境的巨烈變化對實質經濟所造成的衝擊是如此巨大, 也因此促使各國重新檢視現行金融監理制度 (Monitor System) 的缺失, 並積極尋求更有效的總體經濟與金融情勢的測候工具。

例如, 由美國聯邦準備銀行費城分行所編制並定期發佈的「商業情勢指數 (Business Conditions Index, BCI), 即為近年外界用來觀測美國總體經濟情勢變化的有力工具。它利用混合頻率資料 (Mixed Data) 方法, 採合了眾多重要但不同頻率的總體經濟變數 (產出、就業等), 並透過動態因子模型 (Dynamic Factor Model, DFM) 編制 BCI (Aruoba *et al.*, 2008)。¹然而, BCI 主要組成變數並不包含金融變數, 故其對金融情勢變化之掌握有其侷限。事實上, 金融變數都具有高頻率的資料特性, 因此對於經濟環境變化的反應也最為敏感、迅速。而觀察金融變數的變化也有助於掌握總體經濟情勢的變遷與景氣轉折

¹ 美國商業情勢指標 (BCI) 組成變數有: 新增失業人數 (周頻率)、總就業人數 (月頻率)、工業生產指數 (月頻率)、個人不含移轉性支付之收入 (月頻率)、製造業及貿易銷售額 (月頻率)、實質 GDP (季頻率)。

(Estrella and Mishkin, 1998)。²

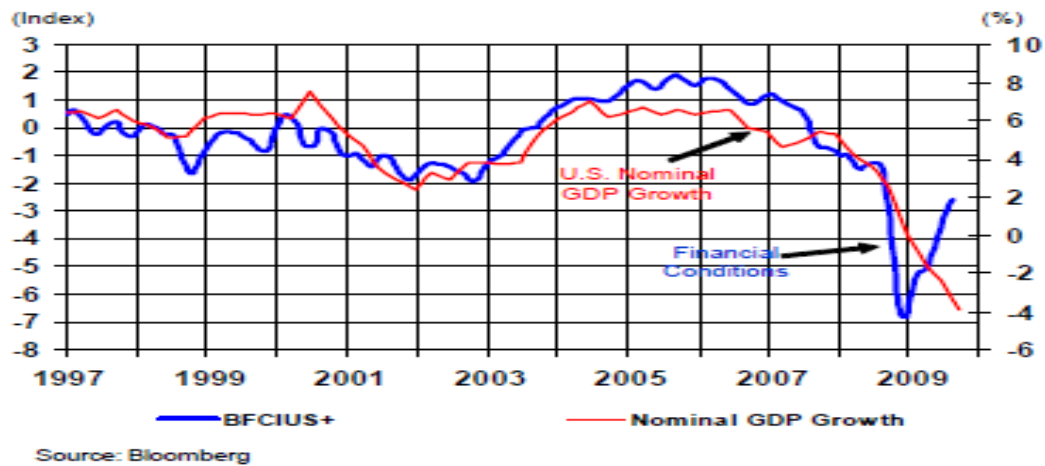
為使政府及民間單位能有效觀測金融情勢之變遷，目前多國政府及研究單位已廣泛採用「金融情勢指數 (FCI)」作為偵測金融情勢的重要工具。金融情勢指數的濫觴，可溯及貨幣情勢指數 (Monetary Conditions Index, 簡稱 MCI) 的發展。而 MCI 概念是植基於實證研究的發現，其中心思想是透過「短期利率」與「匯率」的槓桿效果影響總合需求 (Aggregate Demand) (Goodhar and Hofmann, 2001)。加拿大央行 (Bank of Canada) 在 1980 年代末期首度提出 MCI 的構想，Freedman (1994) 為該行編制出第一份正式的貨幣情勢指數報告。Freedman 認為，相較於單純觀察短期利率的變化，以短期利率及匯率兩個變數作加權計算後所獲得的綜合指數 (composite index)，更能體現貨幣當局的政策走向與立場。然而，在目前許多已開發國家處於低利率的環境下，僅以短期利率及匯率作為 MCI 指數的形成內涵，已無法貼切地反應出貨幣政策與金融情勢的變化。

² Estrella and Mishkin (1998) 使用 Probit 模型，檢視金融變數對美國經濟衰退的樣本外預測能力，其中有關經濟衰退之定義與衡量是以美國國家經濟研究局 (NBER) 所公佈的資料為主。該文研究變數種類可分為五大類：利率與利差、股票市場、貨幣供給、總體經濟指標及領先指標 (詳見表 2-2)。在實證策略上，該文針對個別金融變數逐一進行估計，並將結果與其他金融及非金融變數做樣本外預測力之比較。本文研究發現，股價的樣本外預測力最佳，約略領先美國經濟發生折轉一季到三季。

目前多數文獻在 FCI 的編制與變數選擇上，皆是以 MCI 作為起點，再進行變數擴編與估計方法上的調整、創新。自 Freedman (1994) 為加拿大銀行編製出的第一份 MCI 之後，後續研究便開始將 MCI 作進一步擴充，在既有的變數基礎上，架構了金融面的資產變數(股價、房地產價格等)。其中，美國高盛公司 (Goldman Sachs) 的第 44 號研究報告即首度將股價指數結合 MCI，是 FCI 的最早雛型。³

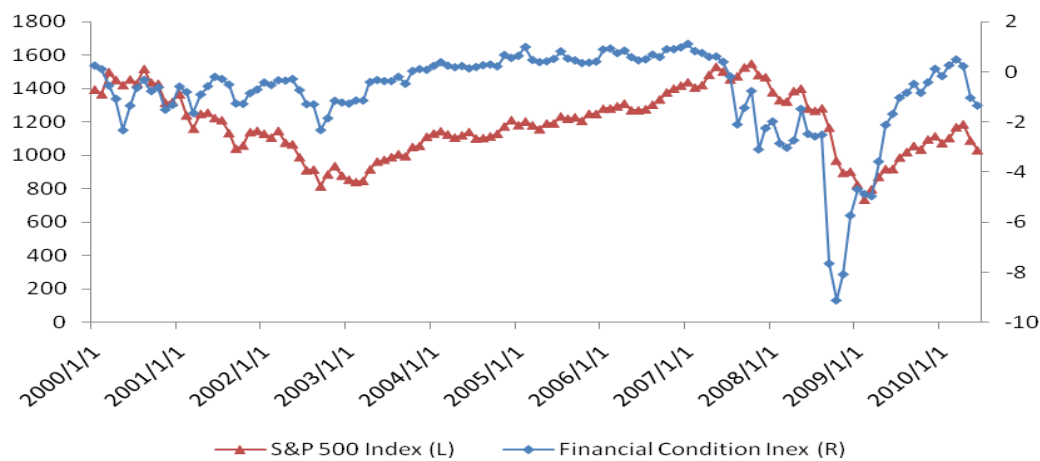
不論是MCI或是FCI，兩者皆是透過單一綜合指數的方式，簡明扼要的刻劃一國貨幣與金融情勢的變化。以美國為例，倘若觀察美國 FCI與該國重要總體經濟變數的序列行為，會驚訝於FCI與總體經濟變數的高度相關性。以美國彭博資訊社 (Bloomberg) 自行編製的FCI為例，美國FCI與名目GDP成長率走勢在1997年到2009年間，呈現亦步亦趨的樣態(見圖1-1)，且在多個轉折點上，FCI也呈現領先名目GDP成長率的現象，由此顯見FCI對於預測未來總體經濟活動極具參考價值。再以美國FCI和S&P 500指數為例，觀察圖1-2可以發現，FCI對於捕捉股市變化有良好的表現。在2008年中旬美國次級房貸爆發之後，FCI隨即呈現下降趨勢；雷曼兄弟倒閉後，其下降幅度更勝於股票市場，而FCI反彈時點亦早於股市，顯示FCI對於總體經濟與金融環境的反應變化的敏感度優於股市。

³ 詳細請見 Dudley and Hatzius (2000), “The Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime,” Goldman Sachs Global Economics Paper, No.44.



資料來源：Bloomberg

圖 1-1. 美國 FCI 與名目 GDP 成長率趨勢比較圖



資料來源：Bloomberg

圖 1-2. 美國 FCI 與 S&P 500 指數走勢圖

目前我國對於掌握經濟情勢變化，已有多種主、客觀衡量指標(見表 1-1)，這些指標也成為一般民眾與政府在制定決策時的實用工具。例如，內政部與民間房仲業者所編製的房價指數，傳遞了房地產市場的榮枯訊號。主計處的工業生產指數反映了我國工業生產活動的興衰。國泰金融控股公司針對月頻率 GDP 與經濟氣候的預測，即時捕捉了

經濟景氣的變化⁴。此外，在主觀指標的編制方面，中央大學消費者信心指數反應出民眾對於各項經濟生活的信心感受⁵；世新大學投資人情緒指數也具體而微的投射出股市投資人的情緒起伏⁶。

然而，相較於國外政府及財經智庫很早就開始重視金融情勢對總體經濟的影響，並透過編製淺顯易懂的指數，衡量即時的金融情勢。我國在 FCI 的編制工作上，尚有諸多努力空間。雖然我國中央銀行在此次金融海嘯過後，已開始定期公布金融穩定報告⁷，行政院金融管理委員會也在官方網站中建構了「金融競爭力」專區⁸，但在類似國外 FCI 的指數編製方面，國內目前尚無任一單位定期執行指數編製與發佈工作。因此，本研究的主要目的即在於建構臺灣金融情勢指數，以期能提供各界有關於國內金融情勢變化的準確描繪，並為將來的政策研究工作立下基礎。

除上述提到的因素之外，本文的研究目的主要有三：

1. 編製符合臺灣金融環境特性之金融情勢指數。
2. 藉由 FCI 之編製，作為描繪臺灣金融氣候之衡量指數，並用以輔助研判未來經濟前景展望。
3. 豐富銀行家雜誌之內容，使之更貼近一般讀者，提昇品牌知名度。

⁴ 國泰臺灣月 GDP 與經濟氣候網址：<https://www.cathaylife.com.tw/bc/CFHWeb/cfh/gdp/index.html>

⁵ 中央大學臺灣消費者信心指數網址：<http://rcted.ncu.edu.tw/intro.phtml#5>

⁶ 世新大學臺灣投資人情緒指數網址：<http://contract.shu.edu.tw/~emotion/>

⁷ 中央銀行金融穩定度報告：<http://www.cbc.gov.tw/ct.asp?xItem=24668&ctNode=731>

⁸ 行政院金管會金融競爭力網址：<http://oldwww.fsc.gov.tw/competitive/item2.aspx>

另外，金融情勢指數希望對不同使用者提供不同的參考價值，並主要提供以下角色的使用者。首先，對政府而言，金融情勢指數的定期公布能夠偵測國內貨幣及金融情勢變化，作為施政參考以及相關決策的工具與衡量。第二、對金融機構業者而言，該指數的變化可以衡量金融情勢波動，有助於研判未來經濟與貨幣政策動向。第三，對個別投資人來說，了解金融氣候溫度，評估貨幣政策之鬆緊程度與可能動向，以供作投資決策之輔助參考。

表 1-1. 國內現行研判經濟情勢與未來發展之常用指標

指標名稱	編製單位	指標組成	指標用途	公布時間
景氣動向 領先指標	經建會	1.製造業接單狀況 2.平均每人每月工作時數 3.股價指數 4.房屋建築的申請面積 5.貨幣供給狀況 6.物價變動狀況 7.海關出口狀況	預期未來經濟表現狀況。	每月 27 日 定期公布
景氣對策 綜合判斷 分數	經建會	1.貨幣供給 2.放款 3.票據交換 4.製造業新接訂單指數 5.海關出口值 6.工業生產指數 7.製造業生產指數 8.製造業成品存貨率 9.股價指數	作為景氣狀況的參考。	每月 28 日 定期公布
消費者信 心指數	中央大學	1.未來半年國內物價水準 2.未來半年家庭經濟狀況 3.未來半年國內經濟景氣 4.未來半年國內就業機會 5.未來半年投資股票時機 6.未來半年購買耐久財貨時機	作為目前經濟情勢強弱的判斷 基準。	每月不定 時公布
房價指數	信義房屋	1.樓層效用比 2.選取純住產品（包括公寓、電梯大樓物件） 3.排除預售物件 4.排除偏差樣本，如屋齡偏高之成交物件	用簡單方式呈現房價長期發展 趨勢，易於使用者判讀，協助 消費者掌握房市動向。	每季公布
臺灣營業 氣候點	台經院	1.市況判斷好壞 2.生產活動增減 3.成品存貨少多 4.新進訂單增減 5.訂單存量增減 6.訂單判斷多少 7.成交內價漲跌 8.成交外價漲跌 9.總售利潤增減 10.未來 3 個月生產活動增減 11.未來 3 個月銷售價格漲跌 12.未來 3 個月外銷量增減 13.未來 3 個月總售量增減 14.未來 3 個月成本降升 15.半年內的景氣判斷好壞	利用問卷調查製造業、營建 業、批發業、零售業與其他服 務業等產業，對當前與未來經 濟景氣趨勢的好壞，去計算營 業氣候測驗點，用已研判未來 各產業的景氣發展趨勢。	每月公布
痛苦指數	主計處	1.失業率 2.消費者物價指數(CPI)	根據一地之失業率加上通貨膨 脹率所計算，量化居民對當地 生活品質不滿意的程度。	並未公布

資料來源：各編製單位，本計畫整理。

二、金融情勢指數編制原則、步驟與實證架構

本研究依循圖 1-3 的架構，以下四大原則進行金融情勢指數之編制作業：

1. 指標性：以國內外相關文獻作為指數編制的理論與實證基礎，建置淺顯易懂且具備描繪國內金融情勢變化能力之指數。
2. 獨特性：國內首見定期由研究機構更新並發佈的金融情勢指數。有別於中央銀行、經建會、金管會及其他大學、研究機構與業者所發佈之經濟指標，FCI 更著重於刻劃金融情勢變遷。
3. 定期性：定期追蹤、更新，並由金融研訓院對外發佈。
4. 可讀性：豐富銀行家雜誌內容與提昇品牌知名度。



圖 1-3. 金融情勢指數的功能

本研究所建構之台灣金融情勢指數，係依據 OECD (2008)有關指數建構的原則，並分為以下幾個步驟。第一、理論基礎與變數選擇。本研究計畫的變數選擇乃根據國內外相關貨幣情勢與金融情勢指數所採取的重要變數，另外採取對於金融機構業者具有實務參考價值之指數，例如貨幣總計數 M1A 以及金融業存放款餘額，來捕捉金融環境鬆緊的程度。在模型估計與權重計算方面，採 VAR 的模型來計算權重，並將變數予以標準化，再乘上權重以編制金融情勢指數。在指數編製完成之後，將之與其他經濟指標的連結作一對照，檢視編制的金融情勢指數與領先指標，同時指標與景氣燈號等景氣指標是否具有類似的走勢，又是否能夠如期反應重大事件對金融市場的衝擊。最後，期望該指數的建構，能夠透過定期的發布與視覺化的傳達效果例如儀表板 (Dashboard) 的呈現，能夠推廣該指數為大眾所接受與使用，達到金融情勢指數的編制目的，請見圖 1-4。



圖 1-4. 金融情勢指數的編制步驟

本研究 FCI 權重估計方式主要依循 Goodhart and Hofmann (2001)，以 VAR 模型估計臺灣 FCI 權重。VAR 模型的估計方式不僅可透過眾多變數來捕捉金融市場對實體經濟影響的傳遞過程，此外可將金融變數對經濟活動的反應內生化，來估計金融市場對經濟情勢的影響。本研究並利用 VAR 模型的衝擊反應函數(Impulse Response Functions, IRFs) 來計算動態結構下的權重，讓 FCI 可以精確地金融市場變數的衝擊傳遞到經濟體系的時間。相關實證架構可參考圖 1-5。

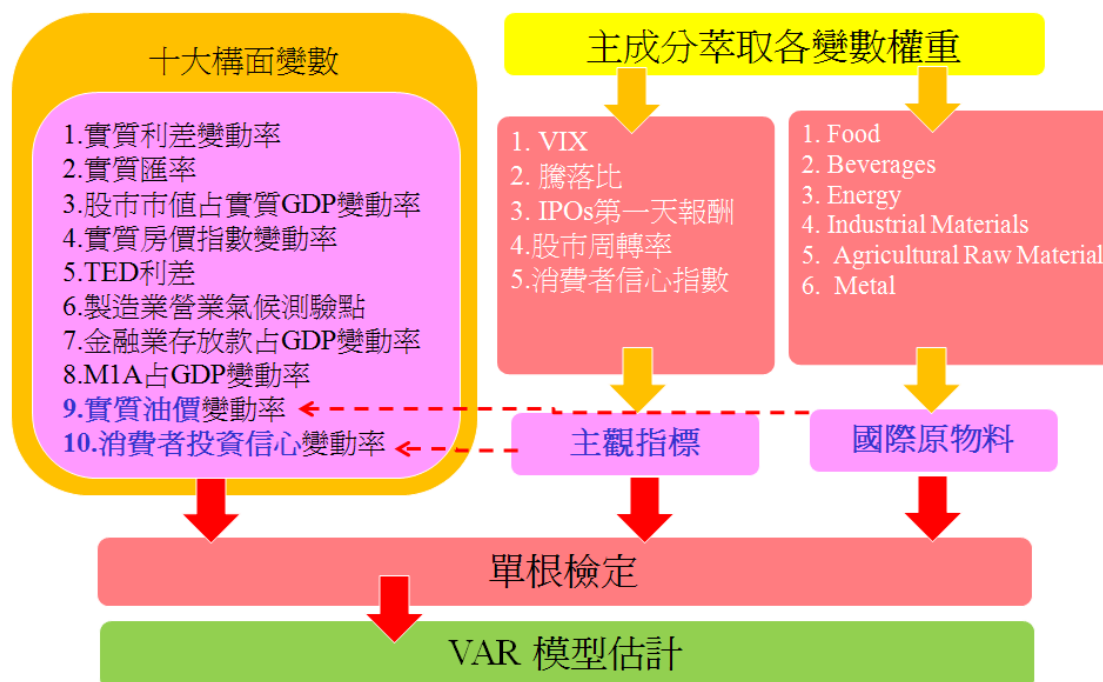


圖 1-5. 金融情勢指數的實證架構

本研究後續章節安排，除第一章緒論之外，第二章文獻回顧將整理國外金融情勢指數相關文獻及編制報告，以為本研究指數編制之實證基礎；第三章說明變數定義與資料來源，第四章為實證分析與指數編制結果呈現，第五章為本研究之結論與建議，最後為附錄。

第二章 文獻回顧

本研究旨在建構臺灣金融情勢指數，研究過程及執行步驟乃依循 OECD (2008)有關指數建構的原則、方法與流程⁹。而本章節之撰寫重點在於回顧國內外金融情勢指數編制之相關文獻，以供本研究編制 FCI 的理論與實證基礎。

金融情勢指數的濫觴，可追溯至貨幣情勢指數 (Monetary conditions Index, MCI) 的發展。MCI 的概念是將不同價格變數(例如利率與匯率)融合於單一綜合指數，讓外界可透過觀察 MCI 的走勢，猜測一國貨幣政策當局的政策立場與態度 (Stance)。一般而言，FCI 的主要用途有三。第一、衡量一國整體金融市場情況，研判未來經濟成長，猜測未來央行的可能政策動向。其次、貨幣當局可利用 FCI 作為決策參考指數。最後，可做為評估一國貨幣政策態勢或鬆緊程度的指數 (徐千婷，2008)。

加拿大央行 (Bank of Canada) 在 1980 年代末期首度提出 MCI 的構想。Freedman (1994) 為該行編制第一份貨幣情勢指數報告。目前多數文獻在 FCI 的編制與變數選擇上，皆是以 MCI 為起點，再進行

⁹ OECD (2008) 將指標建構之工作流程概分為十大步驟：(1)理論架構確立、(2)變數篩選、(3)遺漏值處理及資料依時分解、(4)多變量分析與權重估算、(5)資料標準化、(6)指標建構、(7)敏感度分析、(8)指標與組成變數之相關性探討、(9)指標與其他經濟指標之連結與比較、(10)視覺化呈現。

變數擴編與估計方法上的創新。¹⁰ 早期 MCI 的編制僅以「短期利率」與「匯率」兩變數作為唯二的指數內涵；然而，在當今許多國家利率處於低檔的情況下，MCI 已無法有效地反應一國貨幣與金融情勢的變化。因此，有論者認為，MCI 的編制不應只侷限在利率與匯率兩個變數，而應將股價、房價等金融變數一併納入指數，如此，MCI 可囊括更多的訊息 (Mayes and Viren, 1998; Dudley and Hatzius, 2000)。

首次嘗試將股價指數結合 MCI 的研究，首推美國高盛公司 (Goldman Sachs) 團隊所發佈的第 44 號報告，它是 FCI 最早的雛型。而目前已有許多文獻針對歐美國家及少數東亞國家進行 FCI 的研究與指數編制。例如 Goodhart and Hofmann (2001) 以 G7 國家集團為研究樣本，選取「實質短期利率」、「實質有效匯率」、「實質房價」以及「股價指數」四個變數，並利用單一方程縮減式 (Single Equation)，以及向量自迴歸模型 (Vector Auto-regression, VAR) 的「衝擊反應函數」 (Impulse Response Functions, IRFs) 估計 FCI 權重，兩種方式的估計結果，皆以「實質短期利率」及「實質房價」兩變數的權重佔比最大 (詳

¹⁰ 直觀而論，將資產變數納入 MCI 的優點，是能夠增加 MIC 對於金融環境的資訊反應程度。然而，為何晚近研究會有志一同的開始將資產變數與 MCI 進行結合？甚而演化成為目前被廣為認可、採用的金融情勢指數？此乃因為文獻上已證實，金融與資產管道對於貨幣政策的傳遞效果扮演著顯著且重要的角色，其中關鍵的兩個渠道為「財富效果 (wealth effect)」與「資產負債表效果 (balance sheet effect)」。所謂「財富效果」是指貨幣政策影響資產價格，進而改變人們的消費計畫，最早是由 Modigliani (1971) 提出。「資產負債表效果」是指貨幣政策影響民間部門抵押資產 (collateral) 價格，進而改變民間部門的信用融資能力，並引發民間購買力的變化。兩種效應影響著家計與廠商部門的行為決策 (Goodhart and Hofmann, 2001)。因此，文獻指出，若遺漏了金融與資產面向的影響，將導致錯誤評價貨幣政策的效果。

見表 2-1)¹¹。Mayes and Viren (2001) 以西歐 11 個國家，利用單一方程式縮減式，選取「短期實質利率」、「實質匯率」、「實質房價」及「實質股價指數」四個變數建構 FCI，該研究結果指出，房價與股價是影響 FCI 的兩大重要變數。¹²

其他以歐美國家為研究對象的文獻方面(詳見表 2-1)，Lack (2002) 以瑞士為研究對象，挑選「實質短期利率」、「實質匯率」及「實質房價指數」三個變數的季資料，利用 VAR 模型的衝擊反應函數編制 FCI，該研究估計結果以「實質匯率」權重最大。Gauthier et al. (2004) 以加拿大「十年期實質公債殖利率」、「90 天期實質商業本票利率」、「實質匯率」、「實質房價」、「股價指數」、「高收益債利差」六個變數的月資料，利用 Single Equation 及 VAR 模型的「一般化衝擊反應函數」(Generalized Impulse Response Function, GIRF) 進行權重估計，該研究兩種估計方式所得到的權重大小並不一致。在 Single Equation 的估計結果中，「十年期實質公債殖利率」佔比最大，而 VAR 模型估計則以「實質房價」的權重最大。此外，Guichard and Turner (2008) 以「實質長期利率」、「聯邦基金利率」、「高收益債利差」、「實質匯率」、「股市總市值對 GDP 比率」及「銀行放款標準」六個變數的季資料編制

¹¹ G7 集團國家為：美國、日本、德國、法國、義大利、英國、加拿大。

¹² 11 個國家為：比利時、丹麥、芬蘭、法國、德國、義大利、荷蘭、挪威、西班牙、瑞典及英國。

美國 FCI，利用 Single Equation 估計權重，研究結果以「長期利率」的權重最高。

估計 FCI 權重的方式，除了常見於文獻的 Single Equation 及縮減式 VAR (Reduce Form VAR) 之外，亦有研究直接利用「主觀認定」方式、「總體經濟計量模型」(Macro-econometric Model)、結構向量自迴歸模型 (Structural VAR, SVAR) 模型，以及「主成份分析 (Principle Component Analysis, PCA)」進行 FCI 權重估計與編制(詳見表 2-1)。

Matheson (2011)使用動態因子模型計算指數權重，編制美國及歐元區 (Euro Area) 的 FCI，該文研究發現，影響美國 FCI 最重要的變數是「銀行對中小企業信貸緊縮程度」，而「高收益債券利差」則是為影響歐元區 FCI 的最重要變數。Deutsche Bank (2007) 利用主成份分析法，編制 G3 國家的 FCI，估計步驟如下：首先利用主成份分析萃取出眾多金融變數的主成份序列，接著再以主成份序列對 GDP 成長率進行模型配適，取得權重。English et al. (2005) 同樣以主成份分析法對 G3 國家的眾多金融變數進行主成份萃取，探討萃取之主成份序列對產出、物價等總體經濟變數的預測力。Rosenberg (2009) 針對美國總體經濟貨幣面及金融面等多項變數的日頻率資料，以「主觀認定」權重的方式編制 FCI，該研究編制結果現在定期由美國彭博資訊社對外發佈。而 Beaton et al. (2009) 則利用總體經濟計量模型與

SVAR 模型衝擊反應函數，以利差、短期利率、實質匯率以及銀行對不同業務的放款標準等多項變數的季資料估計權重。¹³

上述多篇文獻主要針對歐美國家進行 FCI 編制，而近年已陸續有研究開始針對東亞國家進行 FCI 編制（詳見表 2-1）。例如，徐千婷 (2008) 編制臺灣 FCI，該文利用 Single Equation 和 ARDL 模型估計權重，指數組成的變數為「實質金融業隔夜拆款利率」、「實質有效匯率」及「實質房屋平均單價」三個變數的季資料。該文利用「標準化係數」方式計算權重，模型估計結果以「實質金融業隔夜拆款利率」的權重最大。而 Shinkai and Kohsaka (2010) 利用 VAR 模型的衝擊反應函數編制日本 FCI，形成變數為「三個月同業拆款利率」、「十年期實質政府公債殖利率」、「實質有效匯率」、「實質股票指數報酬率」及「銀行放款標準」等五個變數的季資料，估計結果以「實質有效匯率」的權重最大。戴國強 (2009) 利用向量誤差修正模型(vector error correction model)建構中國大陸金融情勢指數，並利用該指數對中國通貨膨脹進行預測。該文研究結果發現包含資產價格訊息的 FCI 能夠對通貨膨脹做出即時、有效的預測。上述相關文獻整理於表 2-1。

¹³ Goodhart and Hofmann (2001)指出，比較起單一方程縮減式及向量自迴歸模型，大型計量模型所包括的變數多，能夠將變數間的互動關係(interaction)及結構特徵(structural features)納入考量，因此大型計量模型所能提供的資訊更為豐富，幾乎是全球央行及政府經濟單位的決策參考工具。但其主要缺點為無法將資產價格資訊納入考量。

綜上所述，目前文獻上有關 FCI 編制之實證方法，大致可分為四種：向量自迴歸模型 (VAR)、主成份分析法 (PCA)、單一方程式(Single Equation)、大型總體計量模型 (Macroeconometric Model)。而本研究 FCI 權重估計方式主要參考 Goodhart and Hofmann (2001)、Gauthier et al. (2004) 及 Beaton et al. (2009) 三篇文獻，以 VAR 模型估計臺灣 FCI 權重。VAR 模型的主要優點在於能將模型體系中的各變數予以內生化，並能捕捉金融市場與總體經濟之間相互影響的動態過程。此外，研究者能藉由「衝擊反應函數」觀測金融市場衝擊傳遞至總體經濟變數的時間，並利用「預測變異誤差分解」分析總體經濟變數受金融市場的影響程度，進而作為 FCI 權重估算之基礎 (Goodhart and Hofmann, 2001)。本研究實證方法及相關操作說明將於後續章節詳述之。

表 2-1. 金融情勢指數國內外文獻匯整表

文獻	樣本 國家	資料 頻率	權重 估計	變數 (權重)	變數 屬性
Matheson (2011)	美國	混合 頻率	Dynamic Factor Model	十年期中央政府公債利差(-0.51)	價格
				三個月國庫券利差(0.33)	價格
				二年期政府公債利差(-0.09)	價格
				十年期地方政府公債利差(0.24)	價格
				Baa 等級十年公債利差(0.90)	價格
				金融業汽車動產放款利差(0.17)	價格
				三十年期房屋貸款利差(0.69)	價格
				高收益公司債利差(0.88)	價格
				高額現金貸款利差(0.72)	價格
				三個月期 Libor 利差(0.83)	價格
				銀行新車(new car)四年貸款利差(0.17)	價格
				金融業拆款利差(0.61)	價格
				Ted 利差(0.67)	價格
				一個月商業本票利差(0.51)	價格
				實質貿易加權匯率(0.18)	價格
				道瓊威爾夏 5000 指數(-0.55)	價格
				美國國內石油生產價格(-0.32)	價格
				房價指數(-0.62)	價格
				金融業放款總額(-0.22)	數量
				全體商業本票發行總量(-0.60)	數量
				全體商業本票發行總值(-0.37)	數量
				180 天期商業本票發行總值(0.00)	數量
				貨幣供給存量(0.45)	數量
				非金融業企業負債總額(-0.28)	數量
				銀行對大型企業信貸緊縮程度(0.89)	數量
				銀行對中小企業信貸緊縮程度(0.92)	數量
				銀行對消費者信貸意願(-0.80)	數量
				商用不動產信貸標準(0.91)	數量
銀行房貸淨值(0.82)	數量				
恐慌指數(0.82)	價格				

文獻	樣本 國家	資料 頻率	權重 估計	變數 (權重)	變數 屬性
Matheson (2011)	歐元區	混合 頻率	Dynamic Factor Model	十年中央政府公債利差(0.46)	價格
				隔夜拆款利差(-0.50)	價格
				二年期政府公債利差(0.06)	價格
				十年地方政府公債利差(0.43)	價格
				次級市場十年期政府利差(-0.31)	價格
				三個月 Libor 利差(0.68)	價格
				高收益債券利差(0.91)	價格
				JP Morgan 實質有效匯率(0.05)	價格
				EURO STOXX50 價格指數(-0.44)	價格
				北海布蘭特原油價格(-0.27)	價格
				歐元貨幣供給量(-0.62)	數量
				非金融業企業外部負債總額(-0.34)	數量
				債務證券化總額(0.41)	數量
				貨幣供給 M3(-0.42)	數量
歐元區資本化程度(-0.57)	數量				
銀行對中小企業的放款標準(0.79)	數量				
銀行對大型企業的放款標準(0.72)	數量				
Goodhart and Hofmann (2001) ¹⁴	G7	季	Single Equation	實質短期利率(0.5)	價格
				實質有效匯率(0.15)	價格
				實質房價(0.23)	價格
				股價指數(0.12)	價格
Goodhart and Hofmann (2001)	G7	季	VAR	實質短期利率(0.46)	價格
				實質有效匯率(0.1)	價格
				實質房價(0.4)	價格
				股價指數(0.04)	價格
Mayes and Viren (2001) ¹⁵	西歐 11 國	季	Single Equation	短期實質利率	價格
				實質匯率	價格
				實質房價	價格
				實質股價指數	價格

¹⁴ Goodhart and Hofmann (2001) 針對 G7 國家進行 FCI 權重估計：加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國、美國。本文所列式之權重值為各變數之 7 國平均值，詳見 Goodhart and Hofmann (2001) p.19。

¹⁵ 11 個國家為：比利時、丹麥、芬蘭、法國、德國、義大利、荷蘭、挪威、西班牙、瑞典及英國。文章未列出詳細權重，因此無法於表格中陳列。

文獻	樣本 國家	資料 頻率	權重 估計	變數 (權重)	變數 屬性
Lack (2002)	瑞士	季	VAR	實質短期利率(0.6)	價格
				實質匯率(1)	價格
				實質房價指數(0.28)	價格
				十年期實質公債殖利率(0.29)	價格
				90 天期實質商業本票利率(-0.12)	價格
Gauthier et al. (2004)	加拿大	月	Single Equation	實質匯率(-0.04)	價格
				實質房價(0.07)	價格
				股價指數(0.02)	價格
				高收益債利差(-0.22)	價格
				十年期實質公債殖利率(-1.75)	價格
Gauthier et al. (2004)	加拿大	月	VAR	90 天期實質商業本票利率(-2.09)	價格
				實質匯率(0.07)	價格
				實質房價(7.95)	價格
				股價指數(0.54)	價格
				高收益債利差(-9.22)	價格
徐千婷 (2008) ¹⁶	臺灣	季	Single Equation	實質金融業隔夜拆款利率(1)	價格
				實質有效匯率(0.69)	價格
				實質房屋平均單價(-0.1)	價格
徐千婷 (2008)	臺灣	季	ARDL	實質金融業隔夜拆款利率(1)	價格
				實質有效匯率(0.44)	價格
				實質信義房價(-0.5)	價格
Guichard and Turner (2008)	美國	季	Single Equation	實質長期利率(1)	價格
				聯邦基金利率(0.29)	價格
				高收益債利差(0.47)	價格
				實質匯率(0.15)	價格
				股市總市值對 GDP 比率(-0.03)	數量
Beaton et al. (2009) ¹⁷	美國	季	SVAR	銀行放款標準(0.04)	數量
				90 天期實質商業本票利率(0.23)	價格
				商業借款利差(0.24)	價格
				消費信貸放款標準(0.26)	價格
				實質金融財富(0.27)	數量

¹⁶ 徐千婷(2008) 採用三種方式估計 FCI 權重：單一方程式、向量自迴歸模型、ARDL；該研究報告最後僅以單一方程式及 ARDL 估計結果編制 FCI。因此本文僅列示出上述兩種估計方式中，預測力最佳的模型的標準化後權重值，詳見徐千婷(2008) p.26-31。

¹⁷ 詳見 Beaton et al. (2009) p.12-13。

文獻	樣本 國家	資料 頻率	權重 估計	變數 (權重)	變數 屬性
Beaton et al. (2009)	美國	季	總體計量 模型	商業借款利差(0.03)	價格
				聯邦基金利率(0.17)	價格
				不動產抵押利率(0.12)	價格
				實質有效匯率(0.07)	價格
				消費信貸放款標準(0.12)	數量
				住宅信貸放款標準(0.03)	數量
				商業投資放款標準(0.18)	數量
				實質金融財富(0.29)	數量
Rosenberg (2009)	美國	日	主觀認定	3 個月期 LIBOR 與 3 月期 T-Bill 利差(0.11)	價格
				商業本票與 T-Bill 利差(0.11)	價格
				3 個月期 LIBOR 與 3 月期聯邦基金利差(0.11)	價格
				投資等級公司債與公債利差(0.067)	價格
				地方債與公債利差(0.067)	價格
				公債利率交換利差(0.067)	價格
				高收益債利差(0.067)	價格
				機構債券與公債利差(0.067)	價格
				股價指數(0.167)	價格
股市隱含波動度(0.167)	價格				
Shinkai and Kohsaka (2010)	日本	季	VAR	3 個月同業拆款利率(0.17)	價格
				十年期實質政府公債殖利率(0.09)	價格
				實質有效匯率(0.34)	價格
				實質股票指數報酬率(0.21)	價格
				銀行放款標準(0.19)	數量

資料來源：本計畫整理。

表 2-2. Estrella and Mishkin (1998)實證變數

利率與利差
長短期利差(10 年期與 3 個月期國庫券利率)
商業本票利差(商業本票利率與 6 個月期國庫券利差)
短期公債利率(3 個月期政府公債利率)
10 年期長期國庫券公債利率
股票市場
道瓊工業指數
NYSE 綜合指數
S&P500 指數
貨幣總計數
M0
M1
M2
實質 M0 (與 CPI 平減)
實質 M1(與 CPI 平減)
實質 M2(與 CPI 平減)
實質 M3(與 CPI 平減)
總體經濟指標
實質 GDP 季成長率
消費者物價指數
採購經理人指數
供應商表現指數
廠房及設備之契約和訂單
房屋開工率/建築許可
消費者信心指數
美元貿易加權平均匯率
製造業待補耐久財訂單
領先指標
商務部領先指數
Stock and Watson (1898) 領先指標
Stock and Watson (1993)領先指數

第三章 市場變數、定義與資料來源

一、市場變數的類別與選取

為了能夠正確捕捉金融情勢的變化，本計畫分別考慮貨幣市場、外匯市場、股票市場、房地產市場、原物料市場、主觀指標以及金融量化指標等各大面向，從中選取重要變數作為衡量金融情勢指數之用，金融情勢指數的構成市場類別與相關變數請參考圖 3-1。其中貨幣市場變數包含國內外利差與 TED 利差。外匯市場包含新台幣兌美元匯率、股票市場以股市市值占 GDP 的比重來代表；房地產市場則以國泰房價指數來替代；原物料市場以油價為代表，並且利用主成分萃取 IMF 六大類原物料的第一主成分來考慮國際原物料對金融情勢的影響。

本計畫的研究特色為將主觀指標納入金融情勢指數的編制範圍。主觀指標有消費者信心指數中對於未來六個月投資股市時機的信心程度，另外以台經院公布的製造業營業氣候測驗點作為衡量企業對未來經濟情況信心的指標，並利用多種主觀指標萃取出第一主成分作為主觀指標整體衡量的標準。在金融量化指標方面，選取主要金融機構存放款總額來捕捉金融信用的鬆緊程度，其次利用貨幣總計數 M1A 來衡量貨幣市場的變化對於金融情勢的影響。金融情勢的變化受到許多經濟因素的影響，並非能夠被本研究所採取的變數所全面掌握，因

此，僅以文獻上與實務上認定對於金融環境具有影響力的變數作為編制指標。以下針對不同市場下的選取變數對於其定義與代表的意義進行說明。

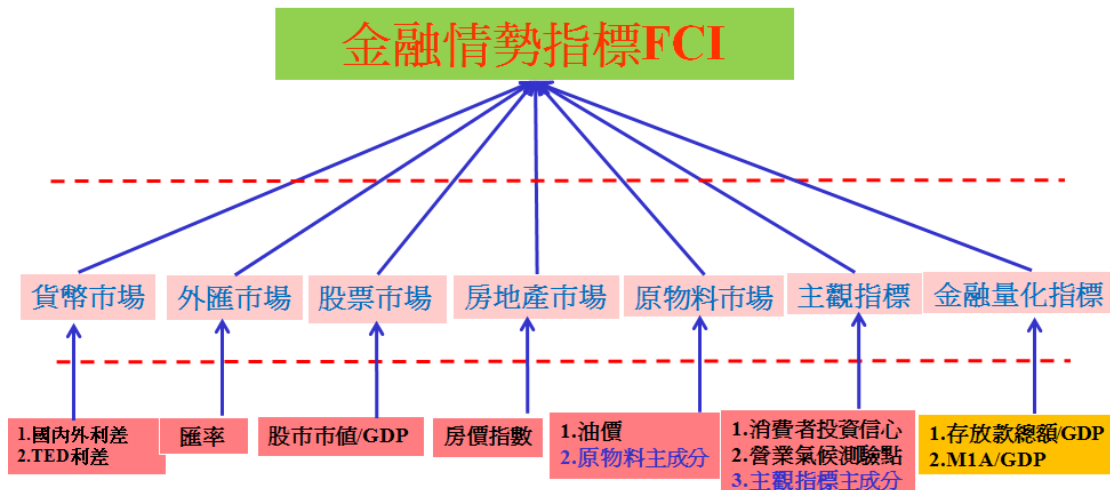


圖 3-1. 金融情勢指數的構成市場與變數

二、變數定義與選取意義

首先，就貨幣市場變數而言，國內外利差定義為三個月 LIBOR 減掉 31-90 天期商業本票；TED 利差則是以三個月 LIBOR 減掉美國三個月國庫券所得，二者皆為衡量流動性的重要變數，當金融環境一旦發生變化，流動性危機通常是最先反映在金融市場的徵兆。因此利差不斷愈大，表示流動性貼水愈大，用以補償較高的流動性風險。因此，當國內外利差不正常或迅速擴大時，表示出現流動性風險。在此我們用國內外利差來表示國外因素影響到台灣利率的因子；而 TED

利差則為國際流動性風險的衡量指標，本研究一併予以考慮，以期能夠更正確捕捉到國際因素所造成的流動性風險。外匯市場則以新台幣兌美元匯率作為替代變數，並將匯率以兩國購買力進行調整後得到實質匯率作為衡量基礎。在實體資產價格方面，一般研究考慮股市與房市的影響，本研究則以股市市值占 GDP 比重與國泰房價指數兩者來分別表示股票市場與房地產市場的變化對金融市場的影響。股市素有經濟的櫥窗之稱，為景氣領先指標，而房價的走勢近年來對於台灣金融經濟環境的影響也日益加大，因此都予以考慮進來。

此外，本研究亦將原物料的價格對金融環境的影響考慮進來，雖然原物料的種類繁多，對於金融環境的影響亦舉足輕重，但一般以油價的影響最大。因此，原物料市場主要以布蘭特原油價格作為代表。另外，本研究特別將國際貨幣基金 IMF 所編製的六大項原物料指數包含食物 (Food)、飲料 (Beverages)、能源 (Energy)、工業原物料 (Industrial Materials)、農業原物料 (Agricultural Raw Material) 以及金屬 (Metal) 等六大類指數，並利用主成分方法萃取出第一主成分，作為整體原物料價格變化的衡量指標。過去相關研究多集中在金融經濟等相關變數，來描述金融情勢的變化，本文特別將主觀的部分納入考慮，其中主觀指標又可細分為個別消費者與企業主對未來投資的主觀看法。個體主觀指標係根據消費者信心指數調查中對於未來投資的信

心程度，作為衡量個體對金融情勢的主觀想法；另外，則以製造業營業氣候測驗點作為企業對未來經濟情勢的主觀意見。此外，由於主觀指標繁多，本文再採用恐慌指數 VIX、騰落比、IPOs 第一天報酬、股市周轉率與消費者信心指數等主觀變數依照主成分分析方法萃取出第一主成分形成全新的主觀指標，來觀察其對經濟情勢的變化影響。以上變數除主觀指標外，多著重在「價」的指標。最後，本文亦考量金融市場重要的量化指標，例如主要金融機構存放款總額占 GDP 比例與貨幣總計數 M1A 占 GDP 比例，當銀行的信用過於寬鬆，造成存放款金額的增加；相同地，當貨幣供給過多時也經常被視為金融環境過熱的訊號，故將這兩個變數一併納入模型，以期更能夠捕捉金融情勢的變化。相關變數的定義與資料來源請參考表 3-1。

表 3-1. 變數定義與資料來源

市場別	變數	代碼	定義	資料來源
	產出缺口	Y_GAP	(實際 GDP 產出-潛在 GDP 產出)/實際 GDP 產出 (%)	自行計算
	工業生產缺口	IP_GAP	(實際工業生產-潛在工業生產)/實際工業生產 (%)	自行計算
	物價缺口	INF_GAP	(實際通膨-潛在通膨)/實際通膨 (%)	自行計算
貨幣市場	國內外利差	SPD	3 個月 LIBOR-商業本票 31-90 天期利率	Datastream 與中華民國統計資訊網
貨幣市場	TED 利差	TED	3 個月 LIBOR-3-month Treasury bill secondary market rate	Datastream 與 Board of Governors of the Federal Reserve System
外匯市場	匯率	FX	新台幣兌美元匯率	中華民國統計資訊網
股票市場	股市市值占 GDP	CAP	股市總市值占 GDP 比重	中華民國統計資訊網
房地產市場	房價指數	HP	國泰房價指數	台灣房地產研究中心
原物料市場	油價	OIL	布蘭特原油價格	台灣經濟新報 TEJ
主觀指標	消費者投資信心	CCI	消費者信心指數-未來半年投資股票時機	台灣經濟新報 TEJ
主觀指標	營業氣候測驗點	TIER	製造業營業氣候測驗點	AREMOS
金融量化指標	存放款總額占 GDP	FIN	全體銀行存放款總額占 GDP 比重	中華民國統計資訊網
金融量化指標	M1A 占 GDP	M1A	貨幣總計數 M1A 占 GDP 比重	中華民國統計資訊網

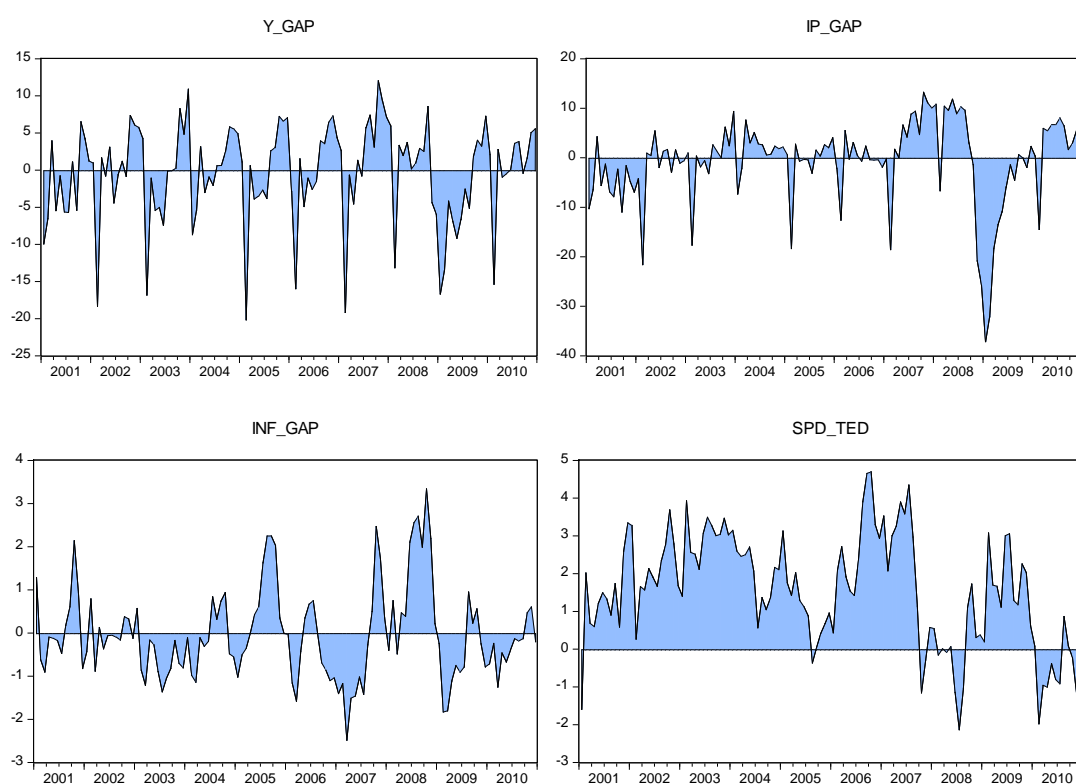
需要特別說明的是，產出缺口、工業生產缺口與物價缺口係根據 HP filter 的方式，萃取出潛在產出，再自行計算實際產出與潛在產出之間的缺口所形成的變數。其中 GDP 產出缺口為季資料，因此在計算缺口之前，必須先針對季資料採依時拆分 (Temporal Disaggregation) 的方法將季資料轉換成月資料，再以 HP filter 萃取出潛在 GDP。有關頻率轉換依時拆分的方法與選取將統一在附錄 1 說明。其餘計算工業生產缺口與物價缺口，所利用的工業生產指數與消費者物價指數本身皆為月資料頻率，不須針對資料頻率問題特別處理，直接利用 HP filter 做出潛在產出即可。相關市場變數敘述統計量可參考表 3-2。

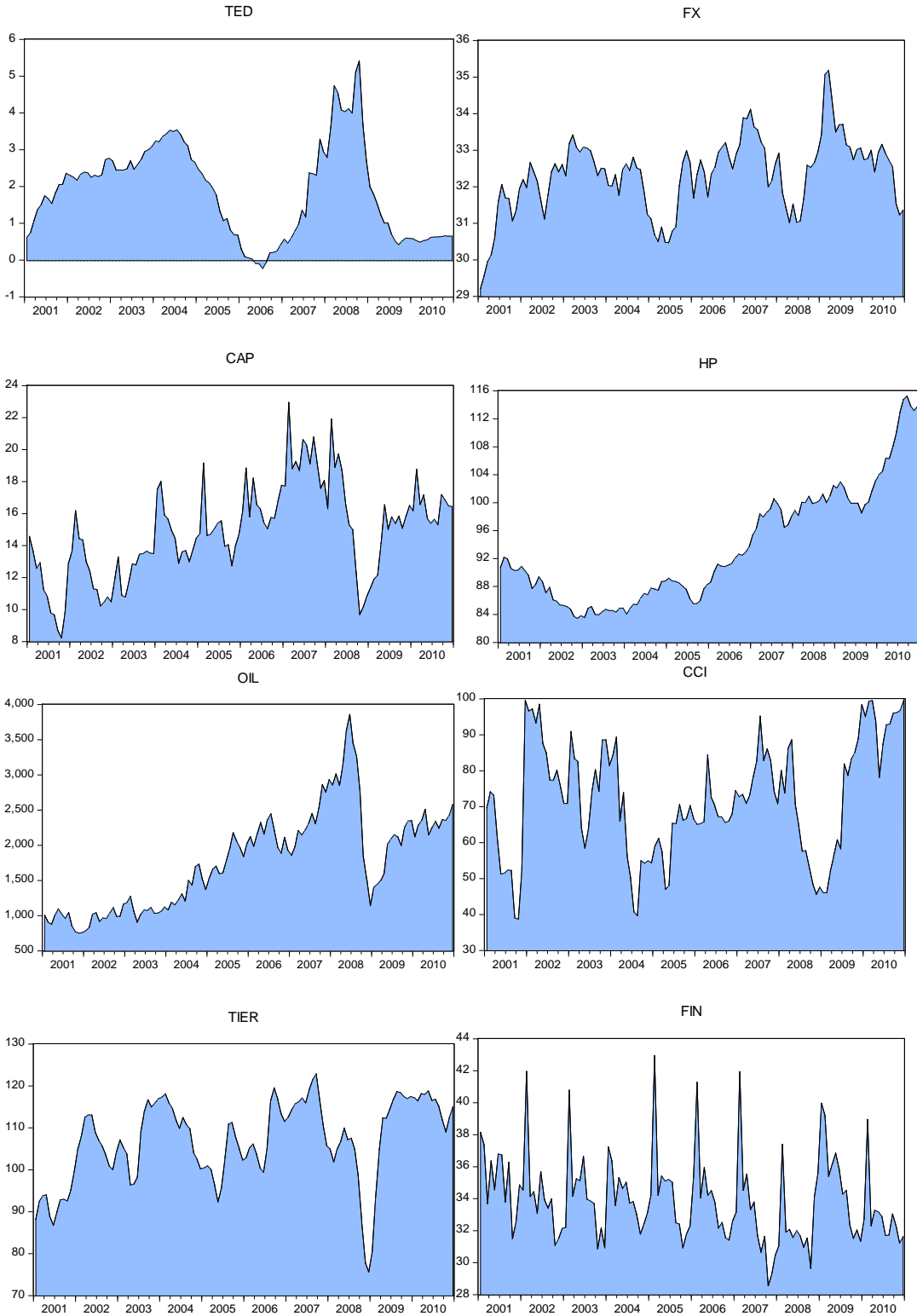
表 3-2. 敘述統計量

	Mean	Median	Max.	Min.	S.D.	Skew.	Kurt.	J-B	Obs.
產出缺口	-0.3	0.9	12.1	-20.1	6.5	-1.0	4.0	25.5	120
工業生產缺口	-0.6	0.6	13.3	-37.0	8.6	-1.6	6.5	113.3	120
物價缺口	0.0	-0.2	3.4	-2.5	1.1	0.8	3.7	16.9	120
國內外利差	1.6	1.7	4.7	-2.1	1.5	-0.3	2.5	2.6	120
TED 利差	1.9	2.0	5.4	-0.2	1.3	0.4	2.5	4.4	120
匯率	32.3	32.5	35.2	29.2	1.0	-0.3	3.7	4.8	120
股市市值占 GDP	14.9	15.0	23.0	8.3	2.9	0.1	2.8	0.6	120
房價指數	93.6	90.9	115.3	83.5	8.2	0.8	2.8	12.6	120
油價	1780.5	1811.5	3862.6	758.6	701.1	0.5	2.7	5.5	120
消費者投資信心	72.1	71.9	99.9	38.8	16.1	-0.1	2.1	3.9	120
營業氣候測驗點	107.0	108.0	123.0	75.7	9.8	-0.8	3.3	14.0	120
存放款總額占 GDP	34.0	33.7	43.0	28.6	2.7	1.1	4.6	37.0	120
M1A 占 GDP	2.8	2.8	3.9	2.0	0.4	0.3	3.1	2.0	120

在進行實證分析之前，此處先針對各變數的走勢一併以區域圖的形式呈現，讓讀者可以針對每一變數的變化有初步的了解與掌握。從圖形觀察可看出，產出缺口、工業生產缺口與物價缺口的變化頗大，不容易預測。而在國內外利差 (SPD) 與 TED 利差明顯在 2008 年金融海嘯前攀升至非常高的水準。新台幣兌美元匯率 (FX) 則是在 2005 年與 2008 年期間有較明顯的升值，維持在 31 左右，其他時間約在

33 元附近徘徊。股市市值占 GDP 比重 (CAP) 在 2001 年與 2008 年各有一次大幅衰退的情形發生。房價指數的走勢則是從 2001 年至 2010 年間一路往上,特別是 2009 至 2010 年該指數的攀升幅度極大。油價 (OIL) 的走勢在 2008 年同時達到高峰,隨即在金融海嘯期間大幅走跌,到最近才又逐步往上漲價。消費者對於未來投資股市的信心程度 (CCI) 分別於 2001 年、2004 年與 2008 年間有大幅度下降的情形,基本上也是反映當時金融環境的變化,以及對未來股市投資前景的不確定性。但在 2001 年與 2008 年的低點過後,之後都有很強勁的信心恢復力道。製造業營業氣候測驗點 (TIER),則明顯在 2008 年有大幅滑落的情形。至於金融量化指標方面,全體金融業存放款總額占 GDP 比重 (FIN) 與貨幣總計數 M1A 占 GDP 比重 (M1A),的走勢則相對穩定許多。相關圖形走勢請參考圖 3-2。





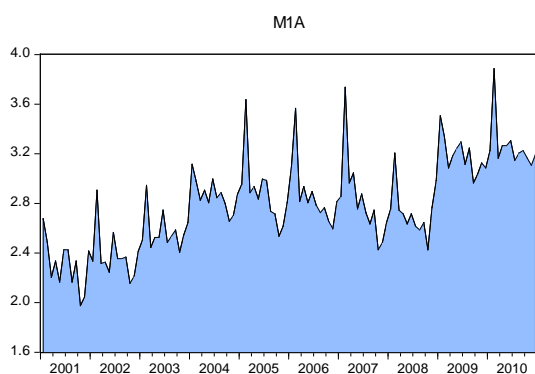


圖 3-2. 各市場變數歷史走勢

因考量不同變數的資料長度，其次，又考慮到太久遠以前的資料可能無法適切地反映目前的情勢，會影響估計的準確度，本研究估計樣本期間包含 2001 年 1 月至 2010 年 12 月共 10 年期間，採月資料頻率，共 120 筆觀察值。上述變數除了國內外利差 (SPD)、三個月 LIBOR 與美國三個月國庫券 TED 利差 (TED)，消費者對未來的投資信心分數 (CCI)，營業氣候測驗點 (TIER)、貨幣總計數 M1A 以及金融業存放款總額 (FIN) 等變數外，其他變數如匯率 (FX)、國泰房價指數 (HP)、股市市值 (CAP)，布蘭特原油價格 (OIL)，皆以消費者物價指數進行平減，轉換為實質變數。由於進行模型估計之前，必須先針對各變數的時間序列性質是否為定態進行單根檢定，於進行單根檢定時一率先將變數取自然對數進行轉換，再進行檢定，相關檢定結果與說明將在下一章節呈現。

第四章 實證分析

一、金融情勢指數之編製

根據過去國外文獻，建構 FCI 的方法可分成權重加總法 (Weighted-sum Approach) 及主成分法 (Principle Components Approach) 兩大類別。權重加總法可透過總需求縮減模式 (Reduced Form Demand Equations) 和向量自我迴歸 (Vector Autoregression, 簡稱 VAR) 方式找尋每一研究變數的權重(以百分比計算); 至於主成分法, 則是從一組總體金融變數中萃取出其共同變異, 來建構出金融情勢指數。本研究在建構金融情勢指數的方法策略上, 主要係參考 Goodhart and Hofmann (2001)、Beaton et al. (2009)、Swiston (2008)、Gauthier et al. (2004) 等方式, 利用 VAR 之衝擊反應分析 (impulse-response analysis) 來計算出每一變數之權重, 其主要優點在於能夠解釋系統中所有金融變數對其他變數的衝擊影響程度為何(本研究尤著重在金融與其他總體變數對產出缺口、物價缺口及工業生產缺口之影響)。以下茲將簡要介紹本研究之實證方法及結果分析:

1. 單根檢定

進行時間序列分析之前, 應先檢定該序列是否為定態 (Stationary)。所謂定態是指時間數列資料為一隨機過程, 但此隨機過程之機率分配不隨時間之改變而改變。反之, 則此時間序列稱為非定態 (Nonstationary) 時間序列。傳統的計量分析是建立在時間序列為定態的假設下來分析, 但學術界大部分的實證結果, 顯示總體經濟變數具有單根的現象。若實際上變數為非定態而使用傳統方法進行迴歸, 可能會出現 Granger and Newbold (1974) 所稱之假性迴歸 (Spurious Regression) 的現象。

一般檢定變數是否為定態，可利用單根檢定。若變數具有單根，則表示該變數為非定態時間序列。Dickey and Fuller (1979) 曾提出 DF test 來檢驗變數是否為定態。該檢定假設 AR(1)模式中的殘差項為純白噪音，然而，迴歸殘差項常存在自我相關問題，使得 DF test 的檢定力備受質疑。為了解決此問題，在原迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項，以消除殘差項的自我相關，稱作 Augmented Dickey-Fuller (簡稱 ADF) test，其模式如下：

模型一（無截距項與無時間趨勢項）：

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

模型二（有截距項與無時間趨勢項）：

$$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

模型三（有截距項與有時間趨勢項）：

$$\Delta x_t = \alpha + \delta t + \rho x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， ε_t 為白噪音； t 為趨勢項； α 為飄浮項。透過檢定模式(1)至模式(3)可得知序列是否符合定態，其虛無假設為 $\rho=0$ 。若無法拒絕單根的虛無假設，則序列為非定態，表示須透過差分才可成為定態；反之，若 ρ 顯著異於零，則序列為定態。

表 4-1 為所有研究變數之單根檢定結果，可以看到物價缺口、工業生產缺口、實質匯率、台經院製造業營業氣候測驗點、消費者信心指數及 TED 利差等變數在未考慮一階差分時，皆拒絕序列具有單根之虛無假設，意即這些變數在水準值之下皆為定態序列(或可稱為整合級次 0 階，以 $I(0)$ 表示)。至於產出缺口、國內外利差與 TED 利差、貨幣總計數 M1A、金融機構存放款總數、股市市值占 GDP 比重、布

蘭特原油價格及房價等變數，在水準值之下皆無法拒絕數列具有單根之虛無假設，經由一階差分之後，顯示所有變數皆為定態。因此，可稱這些變數為 I(1) 序列。

表 4-1. 各變數之單根檢定結果

變數名稱	外生變數	水準值		一階差分	
		ADF	P 值	ADF	P 值
物價缺口	截距項	-2.920**	0.046		
工業生產缺口	截距項	-3.223**	0.021		
匯率	截距項	-3.912***	0.003		
營業氣候測驗點	截距項	-3.744***	0.005		
消費者投資信心	截距項	-2.867*	0.052		
TED 利差	截距項	-3.972***	0.002		
產出缺口	截距項	-1.941	0.312	-3.823***	0.004
國內外利差	截距項	-1.977	0.296	-4.051***	0.002
M1A 占 GDP	截距項	-0.821	0.809	-3.055**	0.033
存放款總額占 GDP	截距項	-1.900	0.332	-3.297**	0.018
股市市值占 GDP	截距項與時間趨勢項	-2.458	0.348	-3.197*	0.091
油價	截距項與時間趨勢項	-2.819	0.193	-4.252***	0.005
房價指數	截距項與時間趨勢項	-2.410	0.373	-9.424***	<0.01

註：***, **, * 分別表示在顯著水準 1%, 5%, 10% 下拒絕序列具單根之虛無假設。

根據單根檢定結果，顯示部份研究變數為 I(0) 序列，部份研究變數為 I(1) 序列，因變數之整合級次不相同，故無須再進行共整合檢定 (Cointegration Tests)，而可直接進行 VAR 模式之估計(其中 I(1) 序列仍須先經過差分後才可進行模型估計)。

2. VAR 模型估計結果

表 4-2 呈現 VAR 模型估計結果，因為篇幅與版面關係，我們僅就產出缺口、物價缺口及工業生產缺口等模式作說明。VAR 模型落後期的選取，是以各落後期之最小 Akaike Information Criterion (AIC) 值，作為最適落後期。結果顯示產出缺口為落後 4 期，通膨與工業生產缺口皆為 5 期。在產出缺口模式中，房價、貨幣總計數及國內外利差之

落後一期係數對產出缺口皆顯著為負，至於金融機構存放款總額與製造業營業氣候測驗點落後一期係數對產出缺口則皆顯著為正。至於在物價缺口模式中，僅有房價(落後 3、4 期)、油價(落後 5 期)及股市市值占 GDP 比重(落後 1 期)等變數對物價缺口有顯著影響，其餘變數則皆不顯著。工業生產缺口模式中，則顯示落後一期之貨幣總計數 M1A 及國內外利差與落後三期的 TED 利差對工業生產缺口具有顯著之規避效果，而落後一期的金融機構存放款總額與製造業營業氣候測驗點則是具有正向影響。

表 4-2. VAR 模型估計結果

解釋變數	產出缺口	物價缺口	工業生產缺口
產出缺口(-1)	2.87 (4.20) ***		
產出缺口(-2)	-1.99 (-3.25) ***		
產出缺口(-3)	0.77 (1.22)		
產出缺口(-4)	0.72 (1.03)		
物價缺口(-1)		0.26 (-0.67)	
物價缺口(-2)		0.09 (0.09)	
物價缺口(-3)		1.31 (1.18)	
物價缺口(-4)		-1.82 (-1.94) *	
物價缺口(-5)		0.75 (1.60)	
工業生產缺口(-1)			0.89 (1.89) *
工業生產缺口(-2)			-2.24 (-2.76) ***
工業生產缺口(-3)			2.78 (2.99) ***
工業生產缺口(-4)			-1.18 (-1.33)
工業生產缺口(-5)			0.25 (0.60)
房價(-1)	-267.55 (-2.57) **	-35.98 (-1.03)	-92.01 (-0.96)
房價(-2)	-32.25 (-0.29)	0.22 (0.00)	130.35 (1.12)
房價(-3)	-107.09 (-0.90)	99.49 (1.76) *	-305.90 (-2.64) ***
房價(-4)	12.65 (0.12)	-70.17 (-1.79) *	244.56 (2.27) **
房價(-5)		9.95 (0.66)	45.98 (0.54)
存放款餘額(-1)	436.48 (5.31) ***	3.84 (0.77)	162.45 (2.93) ***
存放款餘額(-2)	-126.42 (-1.62)	3.31 (0.56)	-89.99 (-1.37)
存放款餘額(-3)	181.43 (2.47) **	2.55 (0.43)	213.52 (3.28) ***
存放款餘額(-4)	125.22 (1.52)	2.36 (0.41)	32.25 (0.56)
存放款餘額(-5)		6.22 (1.33)	-29.88 (-0.89)
油價(-1)	-6.04 (-0.80)	0.60 (0.59)	7.45 (1.02)
油價(-2)	-0.37 (-0.05)	1.26 (1.26)	17.54 (2.50) **

油價(-3)	-8.72 (-1.24)	0.68 (0.72)	4.85 (0.74)
油價(-4)	0.61 (0.09)	0.96 (1.00)	9.55 (1.50)
油價(-5)		1.66 (1.79) *	15.13 (2.54) **
M1A(-1)	-28.27 (-2.43) **	-1.40 (-0.97)	-27.58 (-2.88) ***
M1A(-2)	-5.88 (-0.48)	-1.64 (-0.99)	-20.64 (-1.75) *
M1A(-3)	-20.41 (-1.91)	-1.84 (-1.18)	-32.99 (-3.01) ***
M1A(-4)	-11.62 (-1.16)	-0.76 (-0.53)	-11.79 (-1.09)
M1A(-5)		-1.72 (-1.41)	6.70 (0.74)
股市市值(-1)	-0.47 (-0.62)	-0.20 (-1.97) **	0.69 (1.02)
股市市值(-2)	-0.34 (-0.36)	-0.09 (-0.69)	1.36 (1.67) *
股市市值(-3)	-1.63 (-1.91) *	0.02 (0.14)	-0.83 (-0.98)
股市市值(-4)	-0.92 (-1.41)	0.00 (0.01)	-0.51 (-0.67)
股市市值(-5)		-0.05 (-0.57)	-0.29 (-0.48)
國內外利差(-1)	-1.45 (-1.76) *	-0.12 (-1.08)	-1.34 (-1.81) *
國內外利差(-2)	0.10 (0.12)	-0.10 (-0.84)	0.55 (0.73)
國內外利差(-3)	0.02 (0.02)	0.19 (1.55)	-0.26 (-0.35)
國內外利差(-4)	-0.14 (-0.17)	0.10 (0.83)	-1.52 (-1.95) *
國內外利差(-5)		-0.09 (-0.82)	-0.91 (-1.22)
消費者投資信心(-1)	-2.21 (-0.40)	0.64 (0.83)	-5.45 (-1.09)
消費者投資信心(-2)	3.14 (0.43)	-0.15 (-0.15)	0.13 (0.02)
消費者投資信心(-3)	-2.22 (-0.30)	-0.11 (-0.12)	6.39 (1.03)
消費者投資信心(-4)	-2.04 (-0.35)	-0.77 (-0.78)	2.77 (0.44)
消費者投資信心(-5)		0.30 (0.38)	-0.25 (-0.05)
匯率(-1)	20.53 (0.33)	11.70 (1.35)	47.53 (0.83)
匯率(-2)	42.62 (0.42)	-17.71 (-1.31)	-125.64 (-1.38)
匯率(-3)	-163.81 (-1.58)	-3.02 (-0.23)	82.83 (0.92)
匯率(-4)	114.95 (1.81) *	2.80 (0.21)	-41.76 (-0.48)
匯率(-5)		3.36 (0.39)	46.35 (0.82)
營業氣候(-1)	76.25 (2.65) ***	2.17 (0.49)	59.02 (2.14) **
營業氣候 (-2)	-54.44 (-1.15)	-2.61 (-0.37)	-17.65 (-0.39)
營業氣候(-3)	20.53 (0.45)	3.48 (0.51)	-24.48 (-0.53)
營業氣候(-4)	-6.24 (-0.24)	-5.00 (-0.81)	29.71 (0.76)
營業氣候(-5)		1.77 (0.51)	-33.09 (-1.39)
TED 利差(-1)	0.69 (0.36)	0.30 (1.04)	1.41 (0.69)
TED 利差(-2)	1.87 (0.65)	-0.19 (-0.43)	1.96 (0.67)
TED 利差(-3)	-7.81 (-2.74) ***	-0.13 (-0.34)	-7.14 (-2.70) ***
TED 利差(-4)	4.35 (2.28) **	0.11 (0.25)	5.88 (1.99) **
TED 利差(-5)		0.03 (0.11)	-2.23 (-1.13)
截距項	-200.87 (-2.13) **	11.07 (0.76)	-110.26 (-1.20)
R ²	0.732	0.806	0.876
F 值	4.346	4.379	7.418
LM(4)	136.86 [0.154]	122.56 [0.443]	129.49 [0.282]

LM(12)	133.76 [0.202]	137.53 [0.145]	93.940 [0.968]
LM(24)	120.84 [0.487]	130.58 [0.260]	127.94 [0.315]

註：表中小括弧為係數之 t 值，中括弧則為檢定殘差落後期有無自我相關之 P 值；***、**、* 分別表示 1%、5%與 10%顯著水準。

為確保估計模式之有效性，我們針對每一模式之殘差項進行自我相關檢定(Lagrange Multiplier Tests)，結果顯示每一模式之殘差項落後 4、12、24 期皆無自我相關問題存在。此外，F 值顯示所有模式皆具有可解釋性。根據 VAR 模型之估計與診斷結果，將透過所估計係數進行衝擊反應分析。

3. 一般化衝擊反應分析

通常研究模型的設立是根據經濟理論設定其結構式，倘若沒有足夠的經濟理論背景來設定模型時，向量自迴歸模式將優於一般迴歸式，因其不需有先驗的理論與知識，在容許所有觀察的變數皆為內生變數下，可透過聯立方程式的衝擊反應函數來表現變數間之互動。首先，考慮一 VAR(p)模式如下：

$$z_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i z_{t-i} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

其中， z_t 為所有內生變數之 $m \times 1$ 向量， u_t 為服從白噪音過程 (white-noise processes) 之殘差項且期共變異數矩陣為 Σ ，所有迴歸因子不具有共線性 (co-linearity)。

傳統衝擊反應分析多使用 Cholesky 過程，正交化(Orthogonalize) 向量自迴歸模型或誤差修正模型的衝擊，此分析結果會受變數排列順序的影響，不同的排列順序得到不同的結論。Pesaran and Shin (1998) 建立的一般化 (Generalized) 衝擊反應則不需要衝擊的正交化過程，因此不受變數排列順序的影響。本研究將利用一般化衝擊反應觀察總體與金融變數之間的動態調整過程。

(4)式條件期望之一般化衝擊反應函數，可藉由一動態系統衝擊變數 u_t^0 加以定義：

$$GI_z(N, u_t^0, \Omega_{t-1}^0) = E(z_{t+N} | u_t = u_t^0, \Omega_{t-1}^0) - E(z_{t+N} | \Omega_{t-1}^0) \quad (5)$$

其中， Ω_{t-1}^0 為在 $t-1$ 時點的歷史過程。當 $\left| I_m - \sum_{i=1}^p \Phi_i z^i \right| = 0$ 所有根皆落在單位圓(Unit Circle)之外時，(5)式可被改寫為一 $GI_z(N, u_t^0, \Omega_{t-1}^0) = A_N u_t^0$ 的無限移動平均表徵式(Infinite Moving-average Representation)。

就實證上衝擊向量 u_t^0 的選取無一定法則，因此，可能方式是先考慮一多數的衝擊，然後對所有衝擊解釋 $A_N u_t^0$ 的實證分配函數。另外， u_t^0 為抽取自平均數為 0 且共變異數矩陣固定 u_t 的多變量常態分配，其解析結果為 $GI_z(N, u_t^0, \Omega_{t-1}^0) \sim N(0, A_N \Sigma A_N')$ 。給定某一變數對 $z_{i,t+1}, z_{i,t+2}, \dots, z_{i,t+N}$ 的衝擊效果，VAR 模式將受第 i 個方程式在時點 t 衝擊大小 $\delta_i = \sqrt{\sigma_i}$ 的影響。利用無限移動平均表徵式，可得到 $GI_z(N, u_t^0, \Omega_{t-1}^0) \sim A_N E(u_t | u_{it} = \delta_i)$ ，其為一歷史不變異過程(time invariant process)，且其不依賴 Ω_{t-1}^0 的資訊。對於 $u_t \sim N(0, \Sigma)$ 的例子，我們可得到：

$$E(u_t | u_{it} = \delta_i) = \begin{bmatrix} \sigma_{1i} / \sigma_{ii} \\ \sigma_{2i} / \sigma_{ii} \\ \vdots \\ \sigma_{mi} / \sigma_{ii} \end{bmatrix} \delta_i \quad (6)$$

給定 $\delta_i = \sqrt{\sigma_{ii}}$ 的單位出衝擊，則比例化(scaled)之一般化衝擊反應函數可表示為 $GI_z(N, \delta_i = \sqrt{\sigma_{ii}}, \Omega_{t-1}^0) = A_N \Sigma e_i (\sqrt{\sigma_{ii}})^{-1}$ ，其中 $i, j = 1, 2, \dots, m$ ； i 代表 VAR 模型中之落後期數， j 則為 VAR 模型中之因數個數。因此， z_t 受到第 j 個因素衝擊時的一般化衝擊反應函數可表示為：

$$GI_{ij,N} = e_j' A_N \Sigma e_i / \sqrt{\sigma_{ii}}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad (7)$$

圖 4-1 至圖 4-3 描繪出各總體金融變數對產出缺口、物價缺口及工業生產缺口之一般化衝擊反應函數，我們檢視當這些總體金融變數對各缺口變數 1 至 24 期影響之時間歷程。在產出缺口之衝擊反應分析中，金融機構存放款總額、貨幣總計數 M1A 及股市市值占 GDP 比重殘差項變動一單位標準差後，在第 1 期(或第 1 個月)對產出缺口具有顯著負向影響，而第 2 期則為顯著正向影響，此影響效果約莫從第 11 至第 14 期之後逐漸消失。至於物價缺口之衝擊反應分析，房價、國內外利差及實質匯率殘差項變動一單位標準差後，顯示第 1 期與第 2 期對物價缺口皆存在顯著負向影響，隨後從第 6 期至第 8 期之後則呈現正向影響。就工業生產缺口之衝擊反應分析，當金融機構存放款總額及貨幣總計數 M1A 之殘差項變動一單位標準差，在第 1 期對工業生產缺口具有顯著負向影響效果。而國內外利差及 TED 利差在第一期則具有顯著之正向影響效果，顯示國內、外利率變化就短期而言，對工業生產指數具有激勵效果。綜觀上述，一般化衝擊反應分析，顯示金融量化變數對產出缺口及工業生產缺口具有短期負向影響效果。

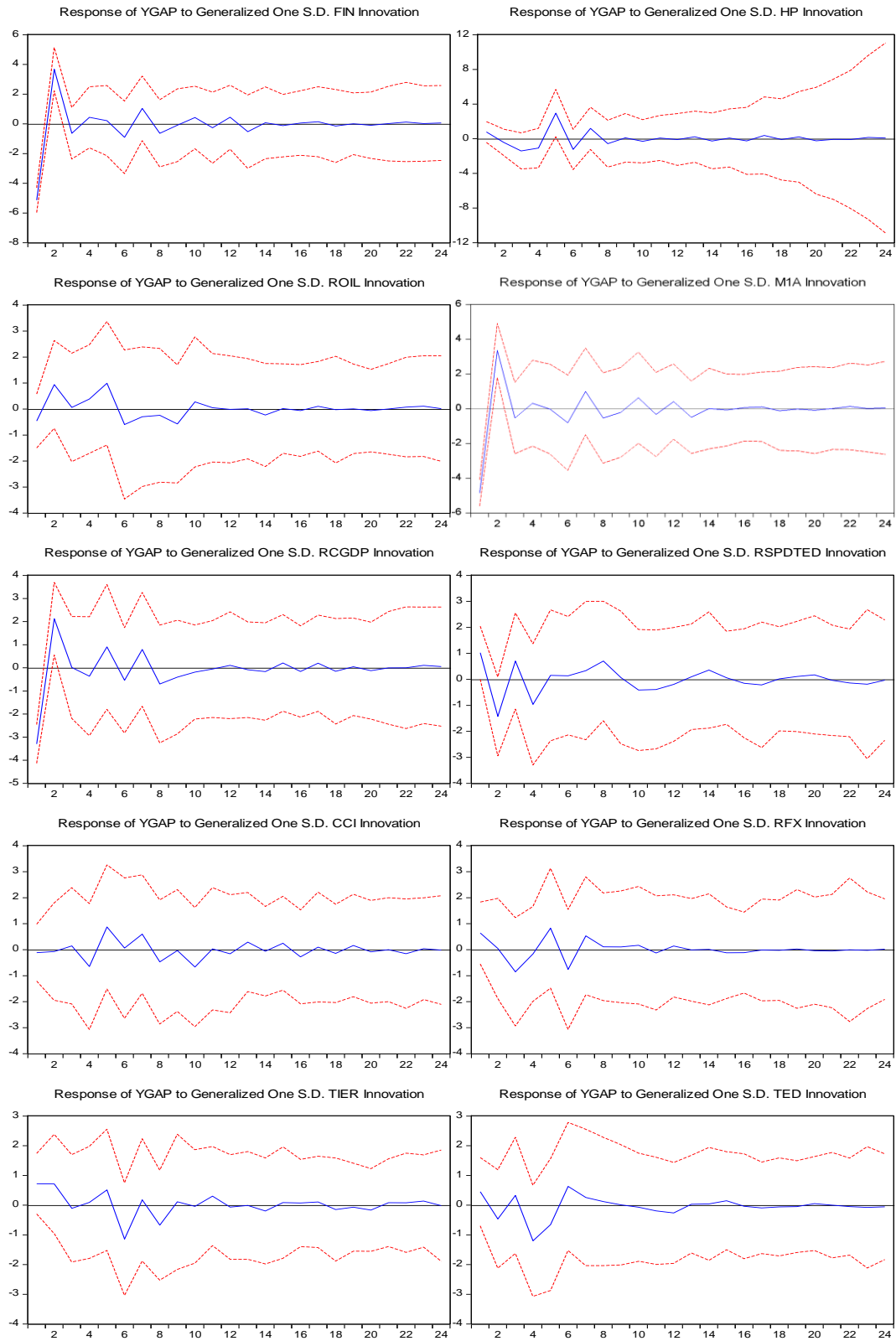


圖 4-1. 產出缺口之一般化衝擊反應分析

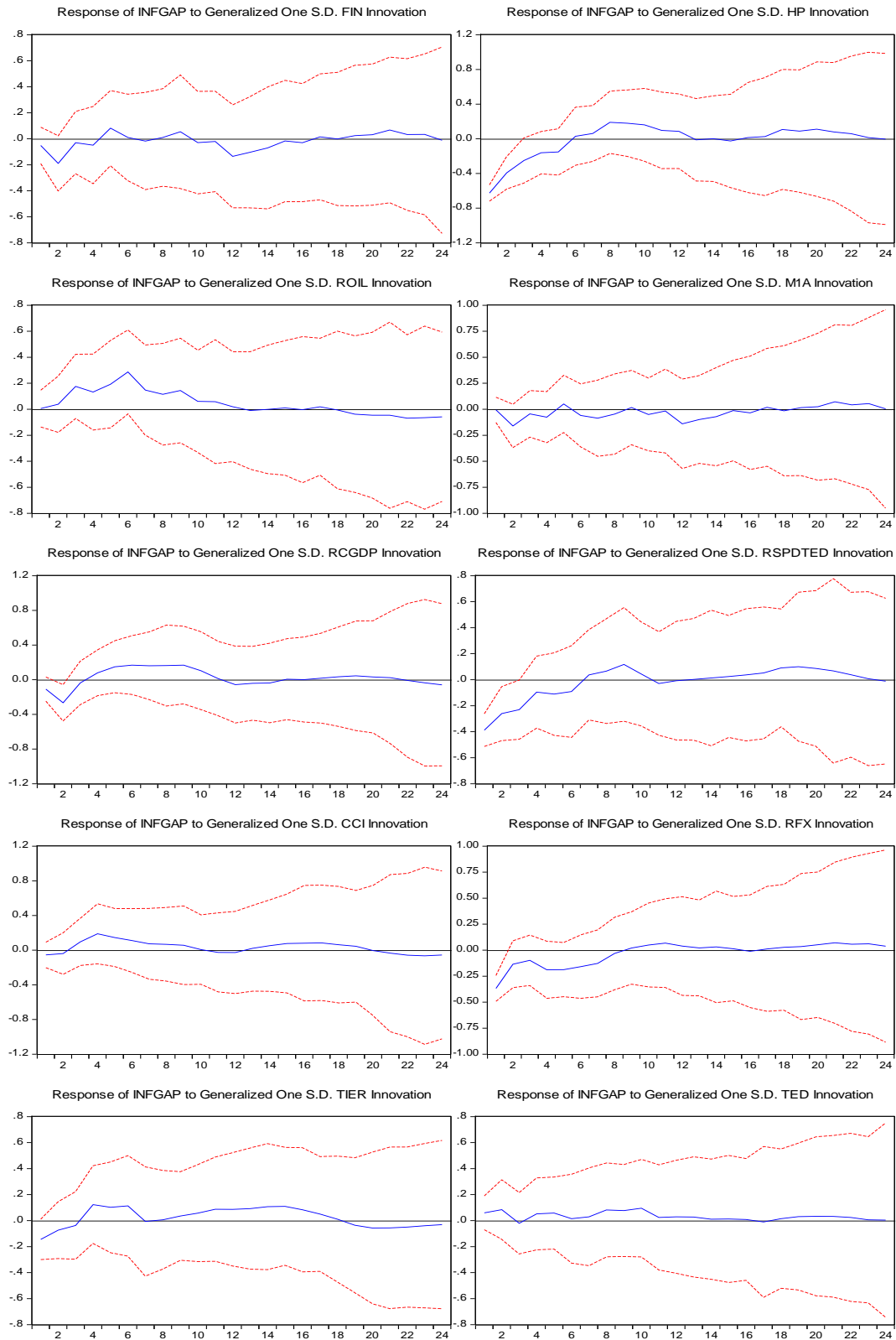


圖 4-2. 物價缺口之一般化衝擊反應分析

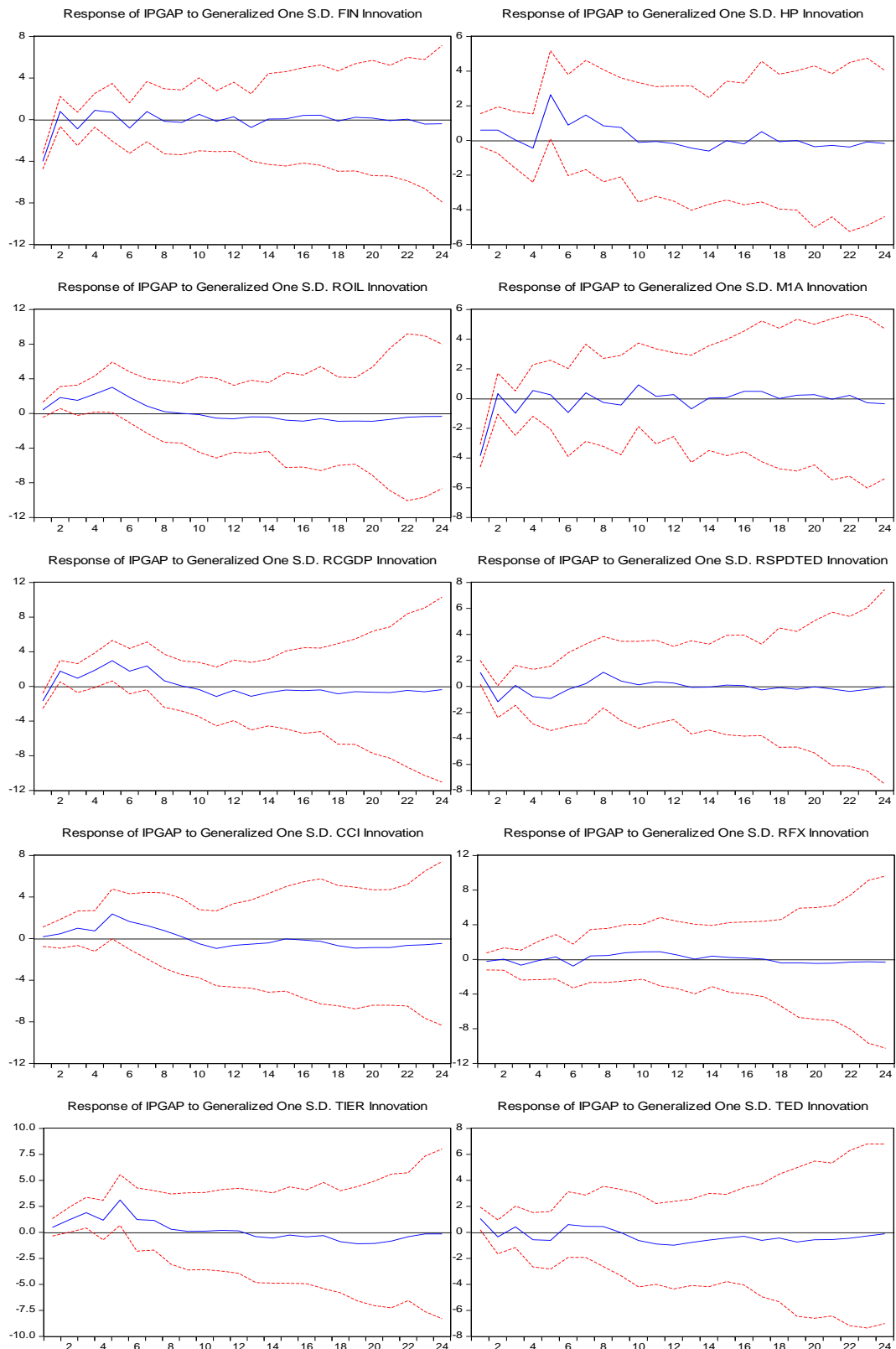


圖 4-3. 工業產出缺口之一般化衝擊反應分析

4. 權重選取方式

本研究參考 Goodhart and Hofmann (2001) 作法，將各變數分別對物價缺口、產出缺口及工業生產缺口之累計衝擊反應值先取絕對值後，除以所有變數之反應值，計算各變數比重做為編制金融情勢指數之權重。至於累計衝擊反應分析之期數選擇，Goodhart and Hofmann (2001) 以季資料編制 G7 之金融情勢指數，其以累計第 8 季(2 年)反應值作為計算權重基礎，而本研究係以月資料為主，故以第 24 期累計反應值來計算權重。

圖 4-4 至圖 4-6 為各總體金融變數之權重，在物價缺口模式中，油價(17.3%)、消費者信心指數(13.0%)及 TED 利差(12.7%)為前三大權重；在產出缺口模式中，則是以 M1A(22.0%)、房價(20.5%)及股市市值占 GDP 比重(19.2%)為主；至於在工業生產缺口模式中，TED 利差(24.2%)、房價(17.3%)及製造業營業氣候測驗點(16.2%)為主。另外，本研究亦採用等權重方式來編制金融情勢指數，可檢視各變數之權重影響指數編制的敏感程度。

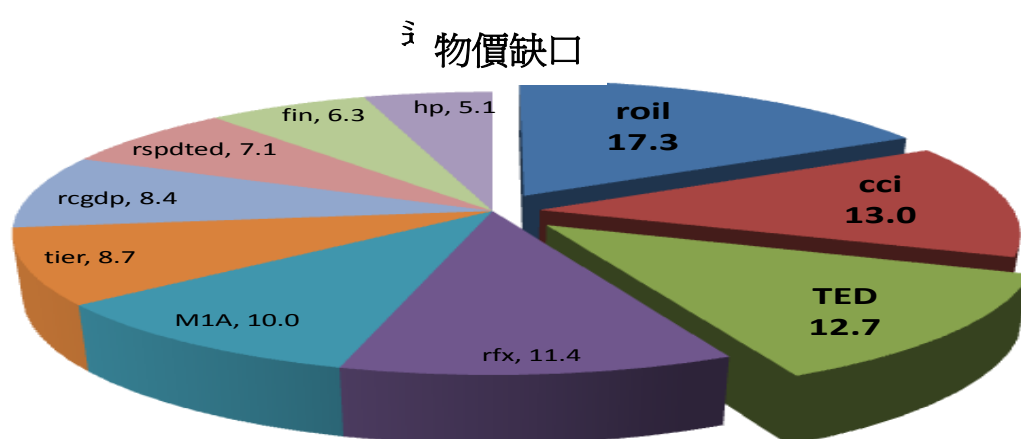


圖 4-4. FCI(以物價缺口為基礎)之權重

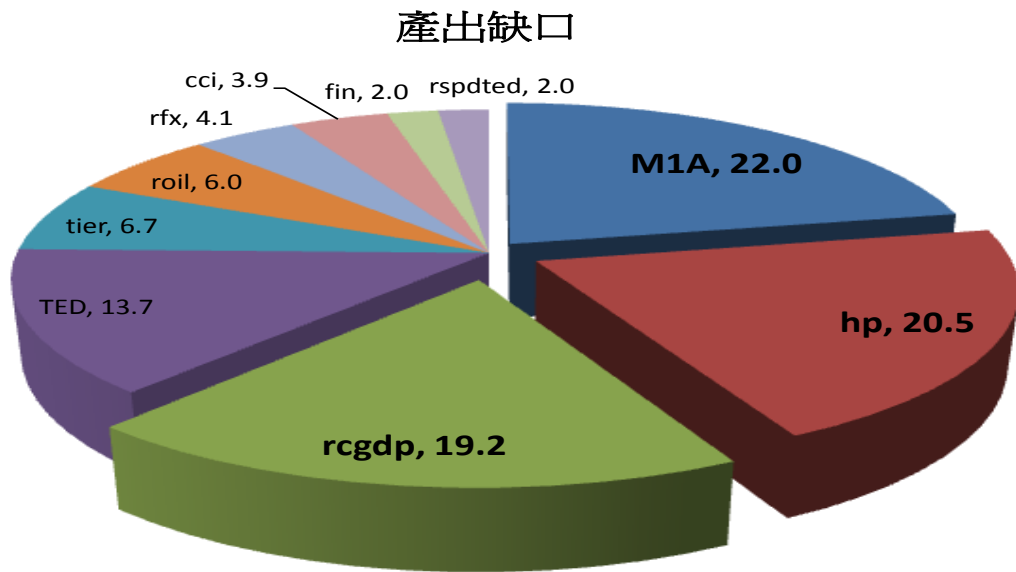


圖 4-5. FCI(以產出缺口為基礎)之權重

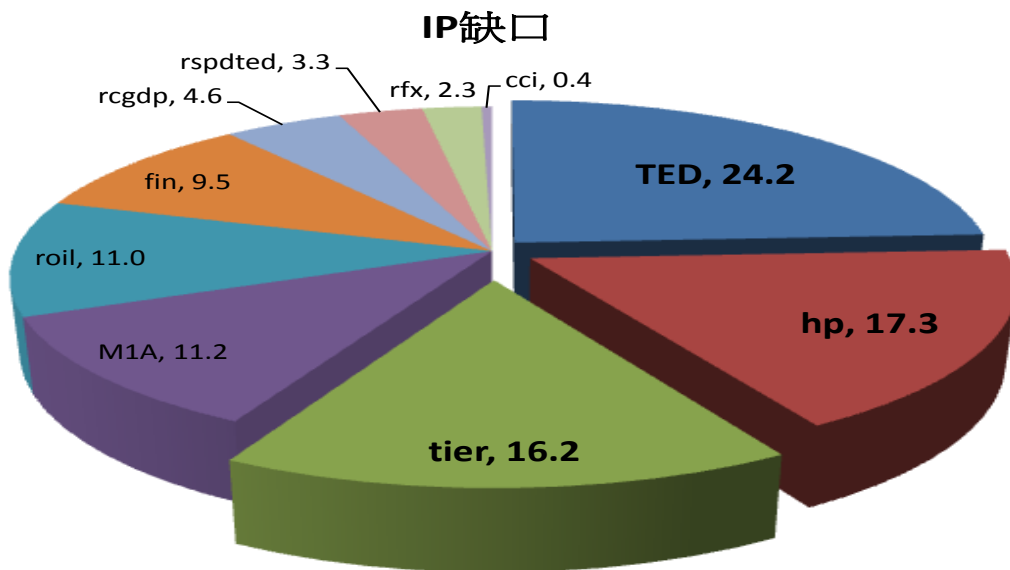


圖 4-6. FCI(以 IP 缺口為基礎)之權重

5. 金融情勢指數之編制

本研究編制金融情勢指數之公式如下：

$$FCI_t = \sum_i W_i X_{i,t} \quad (8)$$

其中， W_i 為各變數之權重， $X_{i,t}$ 為第 i 個變數在第 t 期標準化後之對應值。標準化方式係將第 t 期第 i 個變數數值減去第 i 個變數 2001 年 1 月至 2010 年 12 月之平均值後再除以第 i 個變數 2001 年 1 月至 2010 年 12 月之標準差(亦即 Z 分數的計算方式)。

金融情勢指數編制結果如圖 4-7 所示。圖中顯示產出缺口反映出較突出之金融情勢態勢，譬如 2001 年的網路泡沫造成國內經濟衰退、2003 年 SARS 風暴，相較其他缺口基礎所編制之金融情勢指數要跌得深，2008 年金融海嘯過後，其顯示復甦程度相較其他金融情勢指數也來得大。若檢視金融海嘯發生期間，則以物價缺口為基礎所編製出之金融情勢指數，其跌幅相較其他指數要來得深。

比對我國金融情勢指數與美國金融海嘯主要事件的發生時點，在第一階段流動性危機發生的時間為 2007 年 2 月到 2008 年 5 月，該階段的主要特點是美國房地產次級抵押貸款市場出現支付危機，在金融市場中以次級貸款為基礎的證券(如次級 MBS 債券)和其這些證券進一步衍生出的新金融商品(如 CDO)出現嚴重貶值。此時，大量資產恐慌性拋售導致金融市場流動性出現急凍，支付危機演變成流動性危機，導致銀行出現大量的壞帳。隨著美國聯邦儲備理事會、歐洲央行和日本央行聯合提升流動性後，此階段危機才出現緩解。至於我國金融情勢指數則顯示，2007 年 2 月是從於 2001 年 1 月以來的歷史高點，隨後開始緩步下跌，整體金融情勢逐漸從擴張變成緊縮，雖然爾後於 2008 年又提升至歷史新高，但之後開始急遽陡降。2008 年 9 月美國雷曼兄弟破產倒閉加深我國金融情勢指數的跌勢，各種金融情勢指數

皆顯示 2008 年 12 月為我國遭受美國金融海嘯波及的谷底。之後金融情勢指數走勢隨時間緩步開始走向擴張態勢，2010 年 2 月又再次達到歷史新高，顯示我國金融情勢已逐漸回到金融海嘯前的水準。

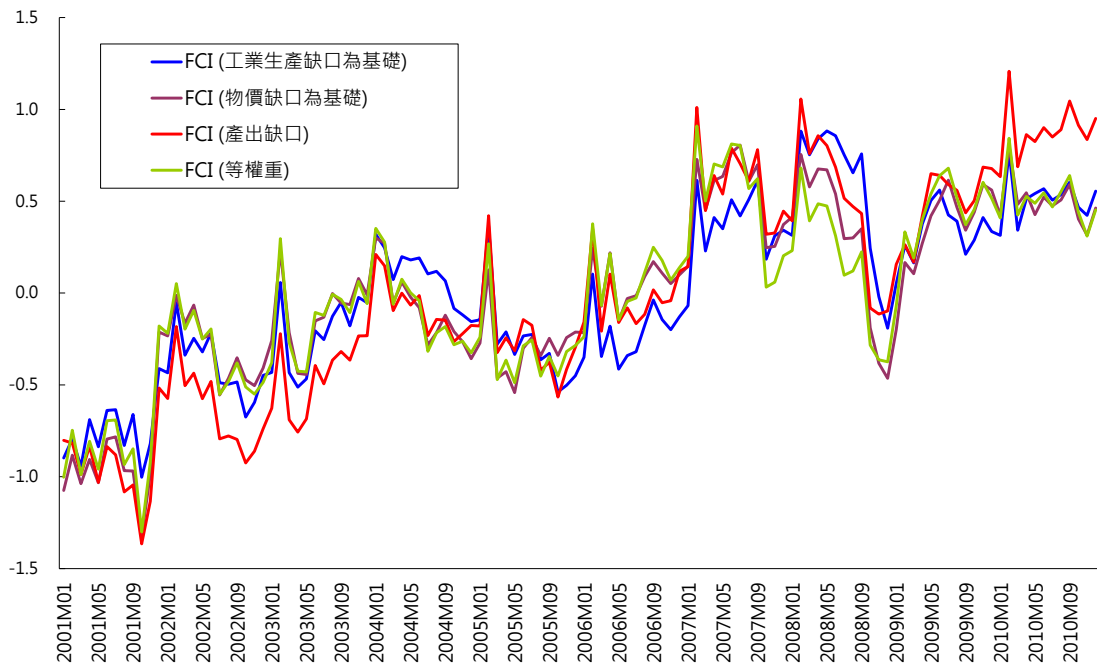


圖 4-7. 工業生產指數、物價、產出、等權重為基礎之 FCI 歷史走勢

二、金融情勢指數與其他經濟指標之比較

因為本研究之金融情勢指數主要是依據對總體經濟產出變數之影響，透過嚴謹時間序列模型所構成，因此我們以經建會每月所公佈之景氣對策信號分數作比較，檢視各金融情勢指數是否能捕捉到國內總體經濟景氣之榮枯。經建會每月將景氣對策信號構成項目之年變動率與檢查值進行比較，以判斷其燈號及分數，並透過四個檢查值區分為 5 段區間，各段區間分別制定藍燈、黃藍燈、綠燈、黃紅燈及紅燈之燈號，並依序給定 1 到 5 分之分數，將 9 項構成項目分數加總後即為綜合判斷分數。若綜合判斷分數在 9-16 分，則對策信號為代表景氣低迷之藍燈；17-22 分為代表景氣轉向之黃藍燈；23-31 分為代表景氣穩定之綠燈；32-37 分為代表景氣轉向之黃紅燈；38-45 分為代表景

氣熱絡之紅燈。

圖 4-8 至圖 4-19 為各產出基礎所建構之金融情勢指數與景氣領先指標、景氣同時指標、景氣對策信號之走勢，可看出三種景氣相關指標之波動性不若本研究所建構之金融情勢指數來得大。若從圖 4-8 至圖 4-11 比較金融情勢指數與景氣領先指標之差異，可看出在金融風暴期間，景氣領先指標在 2009 年 1 月達到波段低點，之後才開始翻轉復甦。等權重與 IP 缺口為基礎之 FCI 則是在 2008 年 12 月達到低點，而物價缺口與產出缺口更是在 2008 年 12 月出現反轉訊號，顯示本研究所建構之金融情勢指數對於捕捉景氣之榮枯，明顯優於經建會公布之景氣領先指標綜合指數。

若以景氣對策信號而言，當檢視圖 4-16 至圖 4-19 雷曼兄弟發生後的期間，金融情勢指數較早反應出谷底，譬如以物價缺口為基礎所建立之金融情勢指數，到 2008 年 12 月已達到金融風暴谷底，而經建會景氣對策訊號，其谷底是在 2008 年 12 月至 2009 年 1 月，金融情勢指數能較早反應出經濟情勢的反轉趨勢。若以 SARS 期間來看，無論是金融情勢指數或景氣對策信號分數皆顯示 2003 年 5 月為該事件的谷底，爾後開始經濟復甦。金融情勢擴張至 2004 年 1 月達最高峰，此後開始反轉朝向緊縮，至於景氣對策信號則是至 2004 年 5 月才達到景氣屬於熱絡的紅燈，此後才開始緊縮，顯示金融情勢指數已提早 4 個月反應出總體經濟活動將出現丕變。

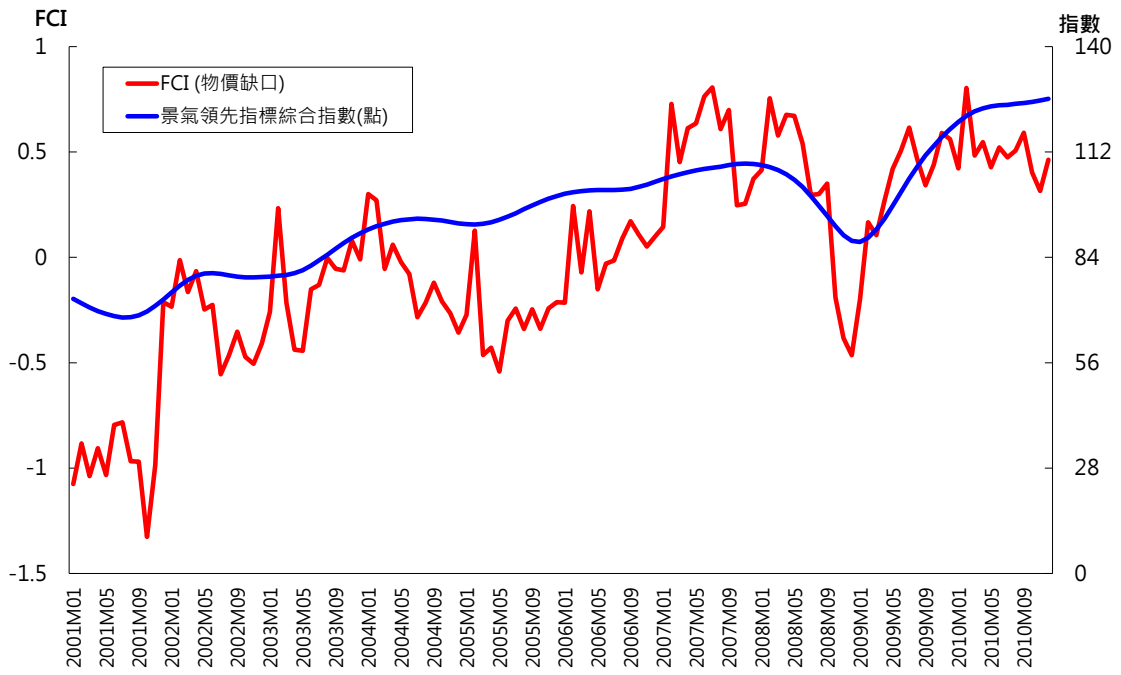


圖 4-8. FCI(物價缺口)與景氣領先指標之比較

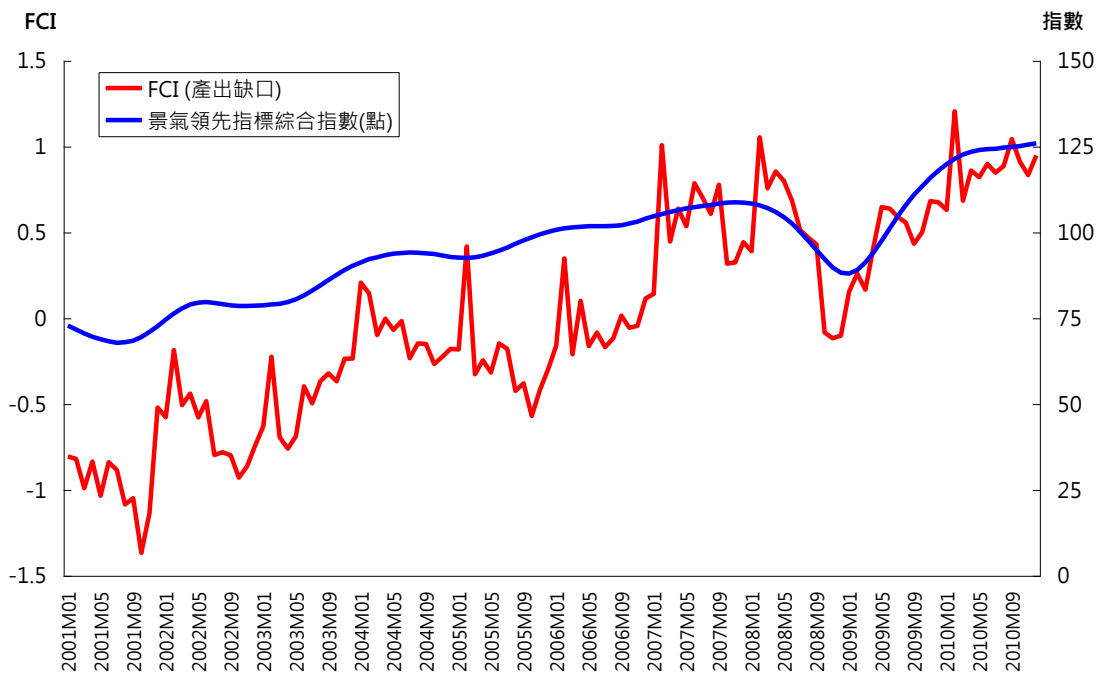


圖 4-9. FCI(產出缺口)與景氣領先指標之比較

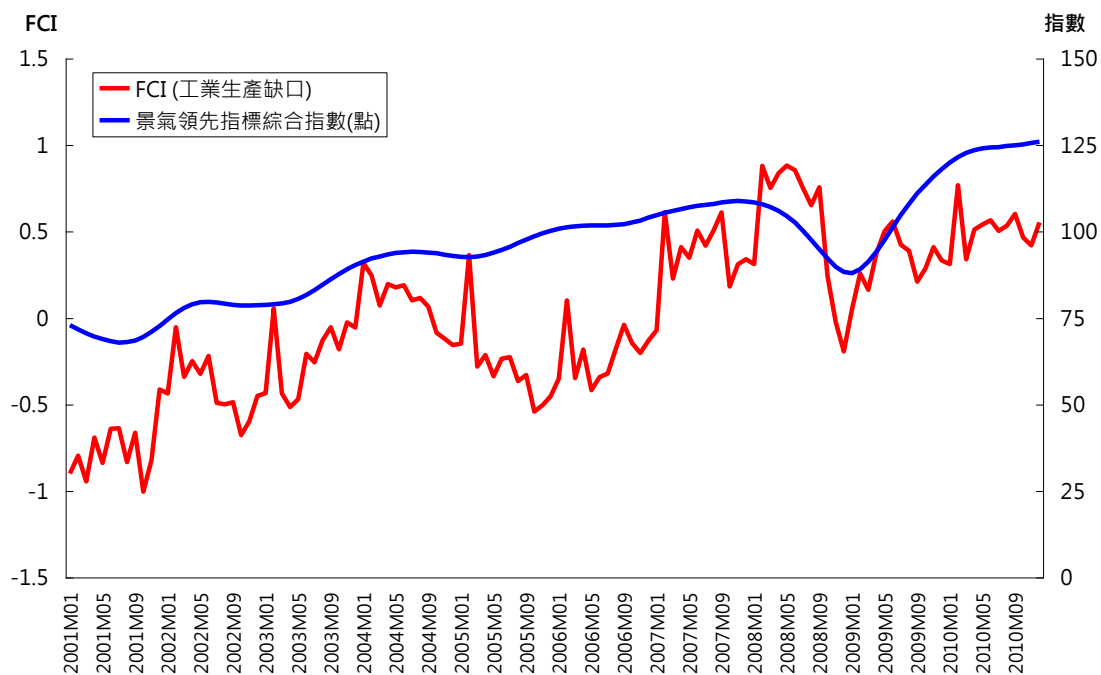


圖 4-10. FCI(工業生產指數缺口)與景氣領先指標之比較

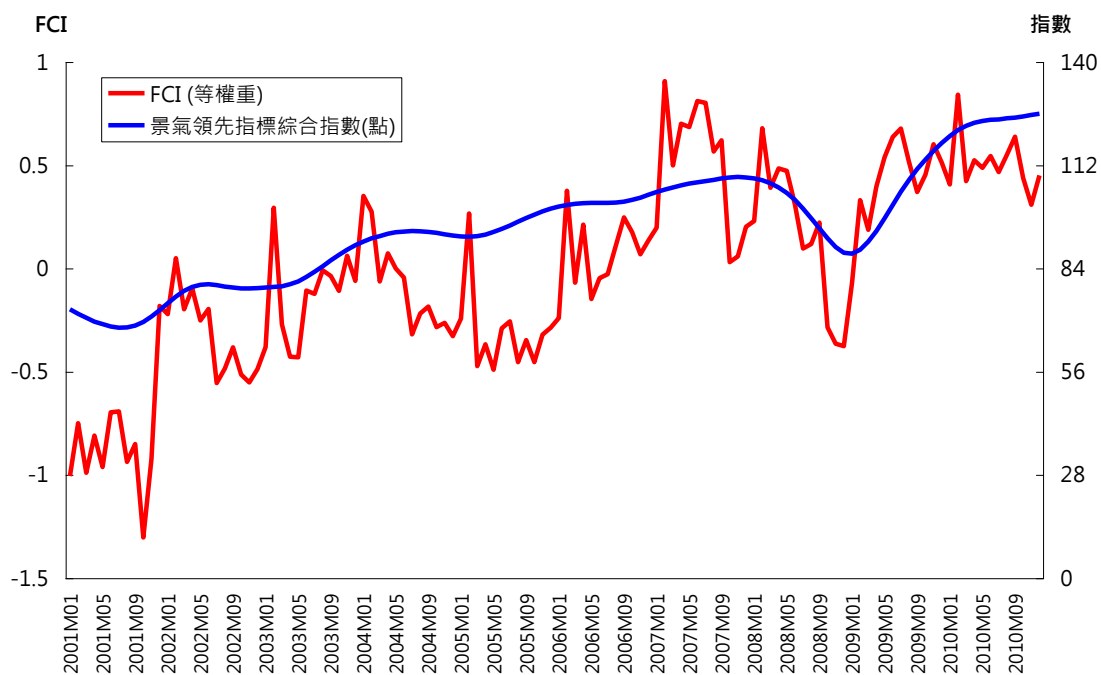


圖 4-11. FCI(等權重)與景氣領先指標之比較

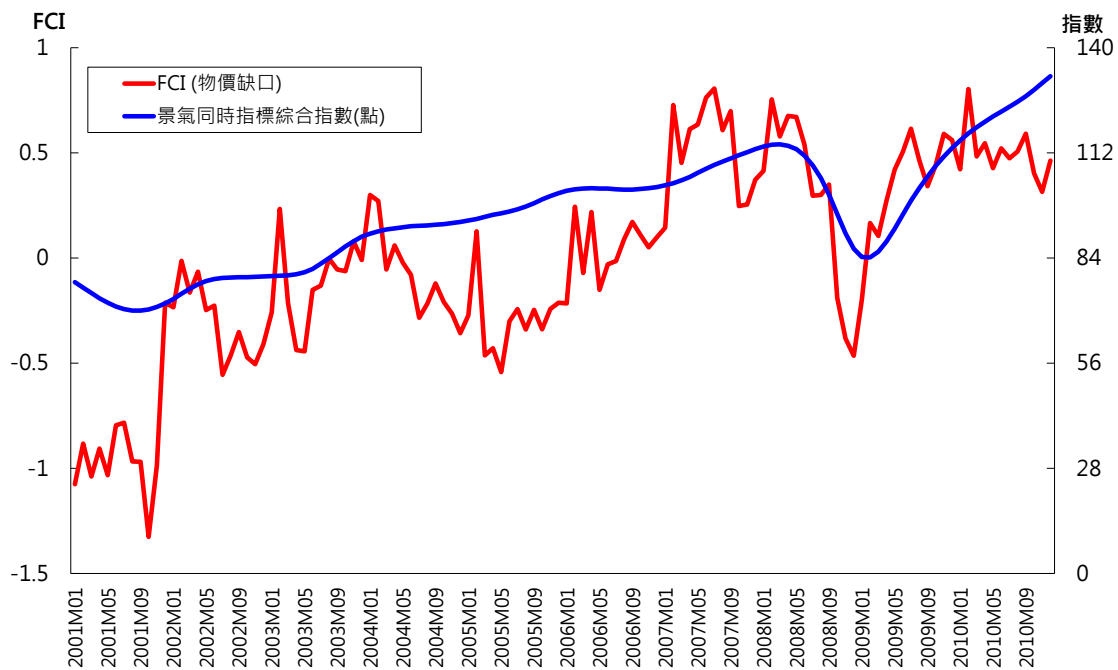


圖 4-12. FCI(物價缺口)與景氣同時指標之比較

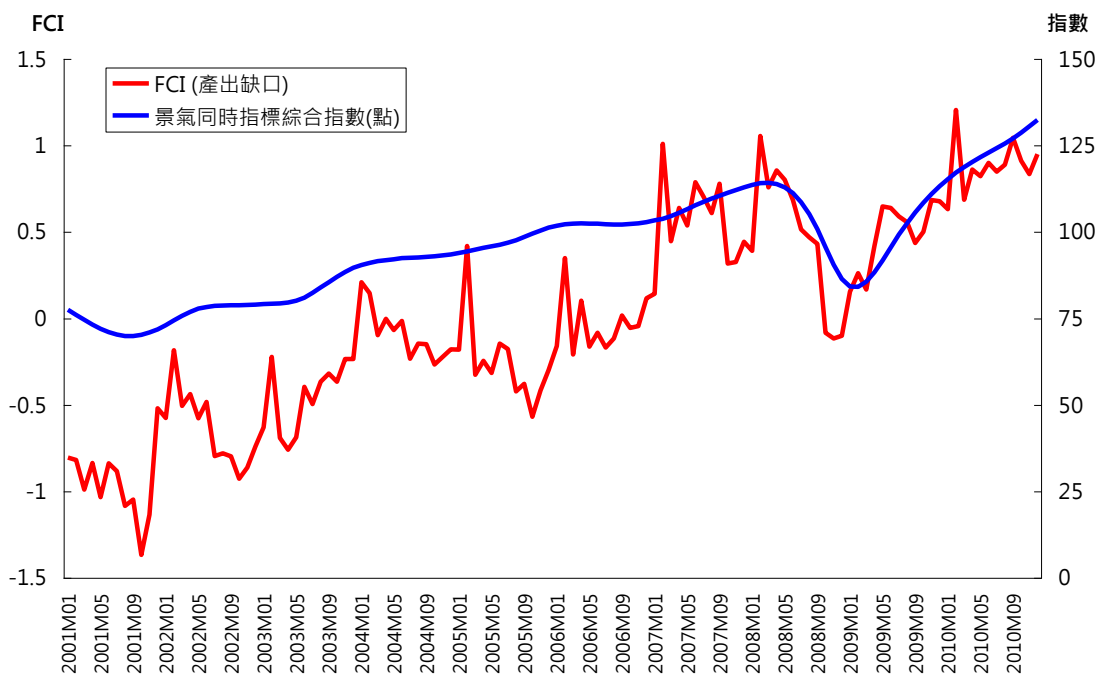


圖 4-13. FCI(產出缺口)與景氣同時指標之比較

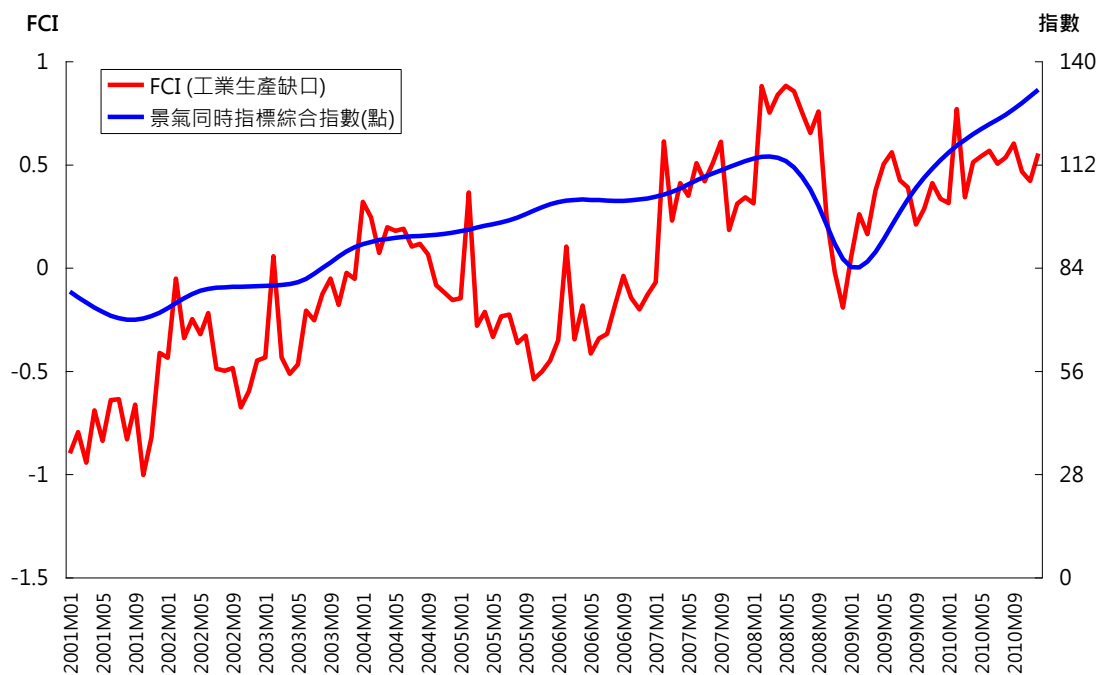


圖 4-14. FCI(工業生產指數缺口)與景氣同時指標之比較

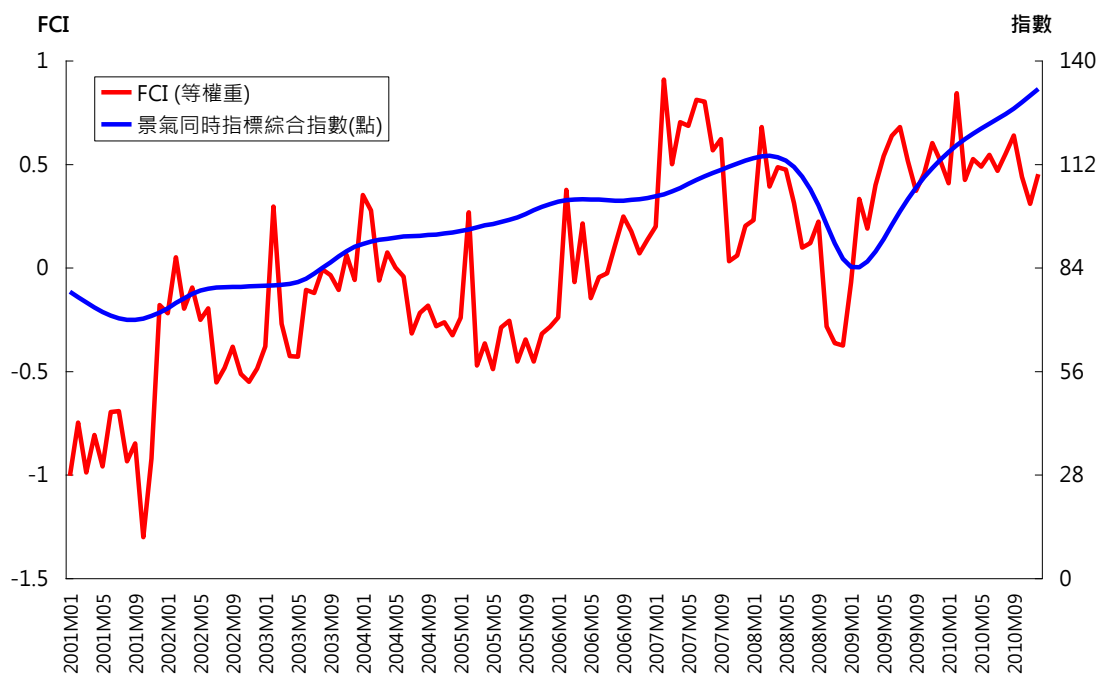


圖 4-15. FCI(等權重)與景氣同時指標之比較

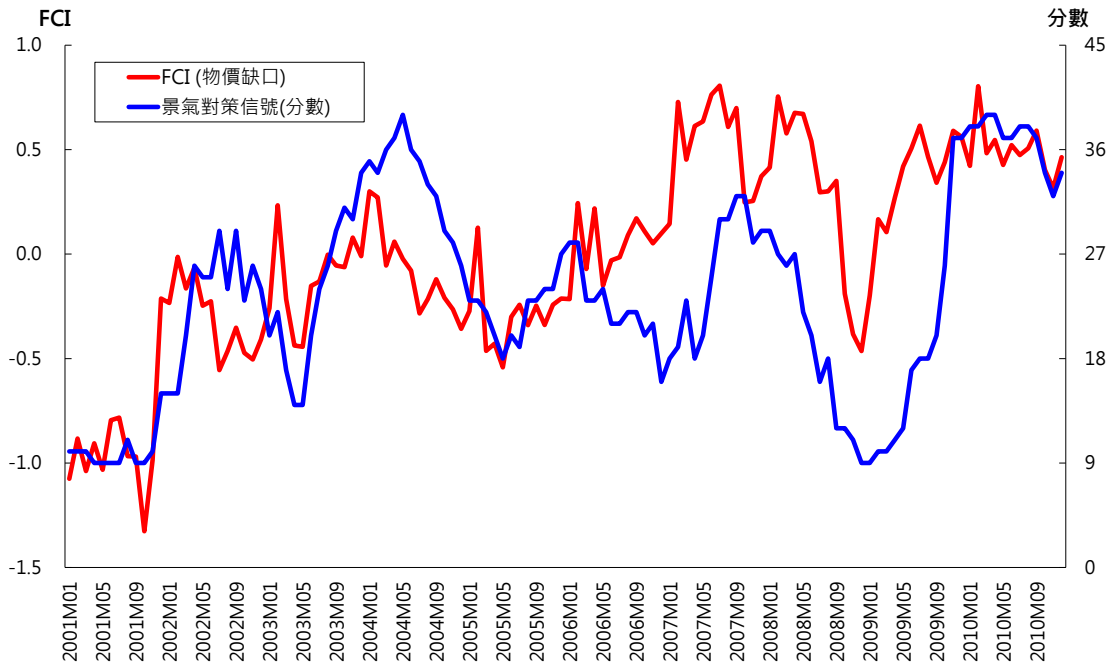


圖 4-16. FCI(物價缺口)與景氣對策信號分數之比較

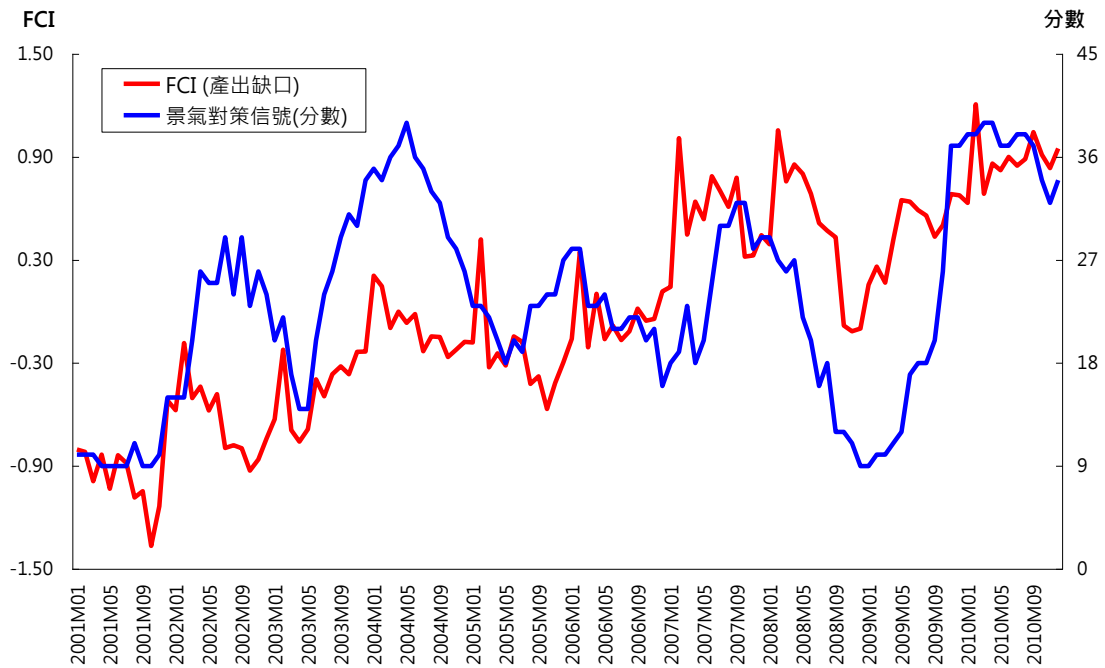


圖 4-17. FCI(產出缺口)與景氣對策信號分數之比較

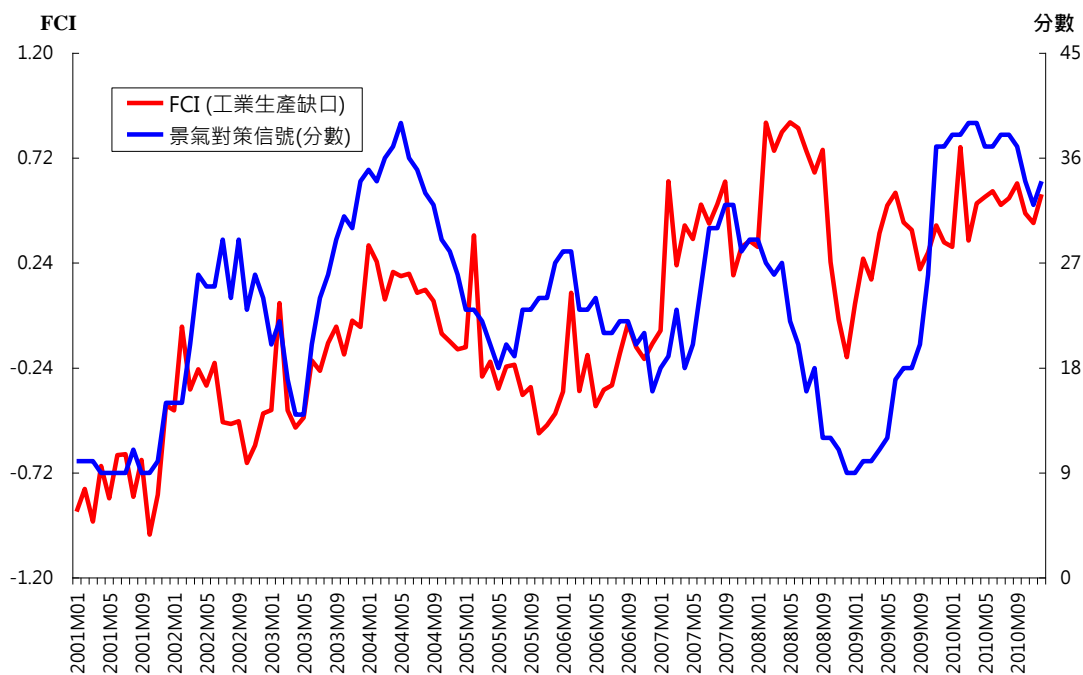


圖 4-18. FCI(工業生產指數缺口)與景氣對策信號分數之比較

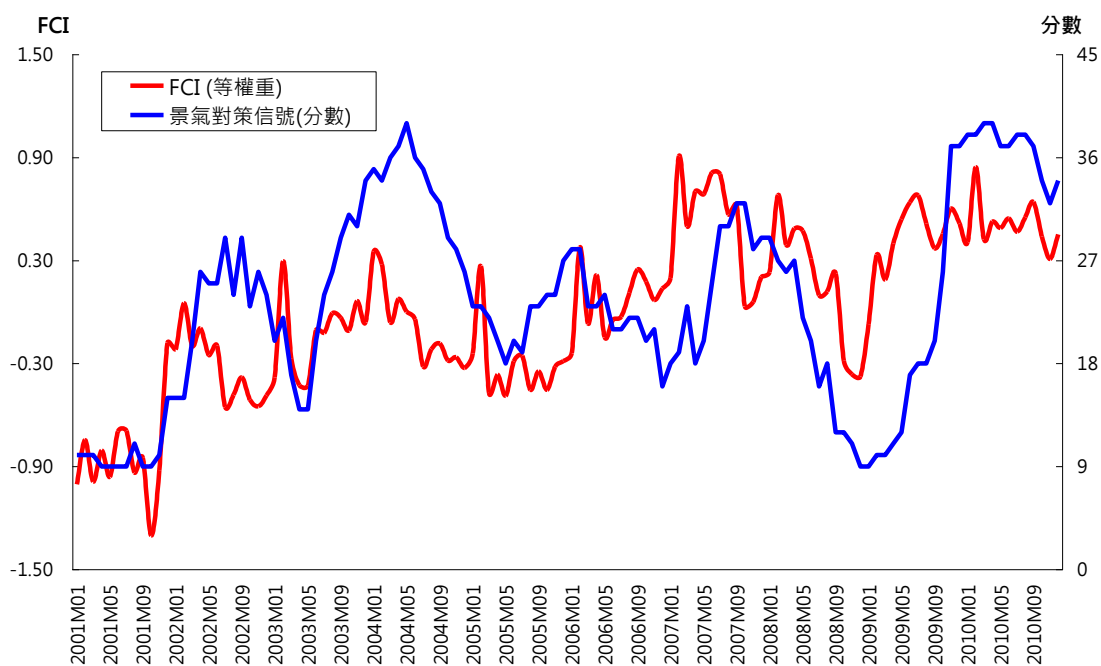


圖 4-19. FCI(等權重)與景氣對策信號分數之比較

三、金融情勢指數向前預測 (Go ahead Forecasting)

為了解本研究所建構出之金融情勢指數是否具有可預測性，擬將

各種基礎之金融情勢指數以向前預測一期、兩期及三期方式，界定出是否能夠捕捉到重大經濟、金融事件。圖 4-20 至圖 4-22 描繪出向前預測一至三期之四種金融情勢指數與重大經濟、金融事件之走勢，其中 2001 年至 2010 主要事件包含 2001 年 9 月的美國 911 恐怖攻擊、2003 年 3 月台灣 SARS 風暴、2003 年 3 月至 4 月二次波斯灣戰爭及 2008 年 9 月美國雷曼兄弟宣布倒閉。

從圖 4-20 可看出向前一期預測之四種金融情勢指數，僅能同期捕捉到 2001 年 9 月之美國 911 恐怖攻擊與 2003 年 3 月 SARS 風暴及二次波灣戰

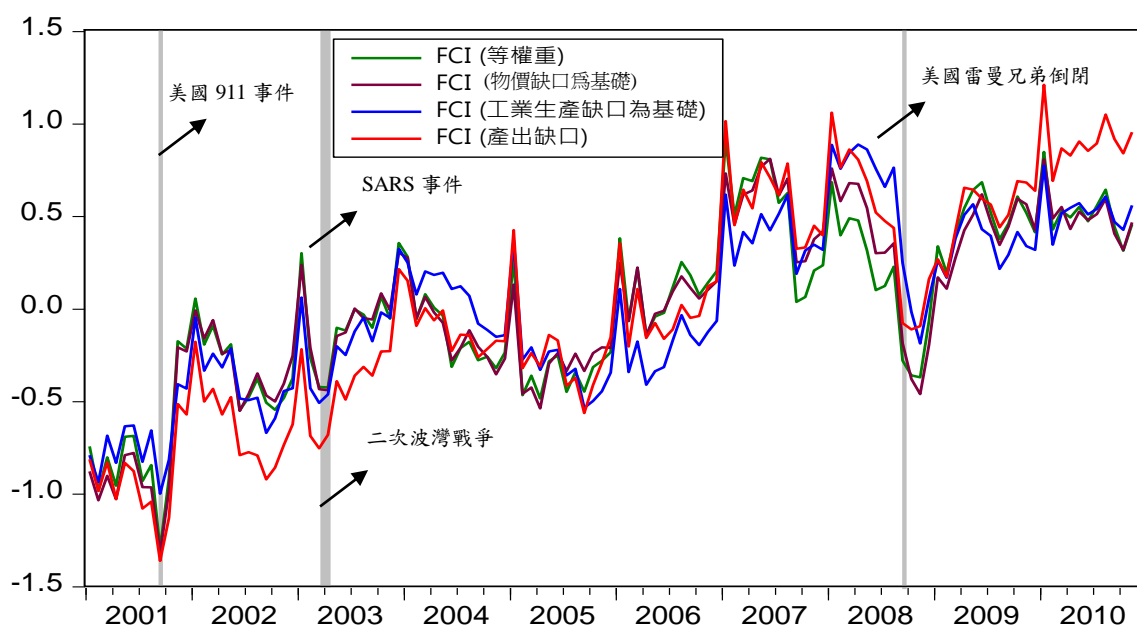


圖 4-20. FCI 之一期預測

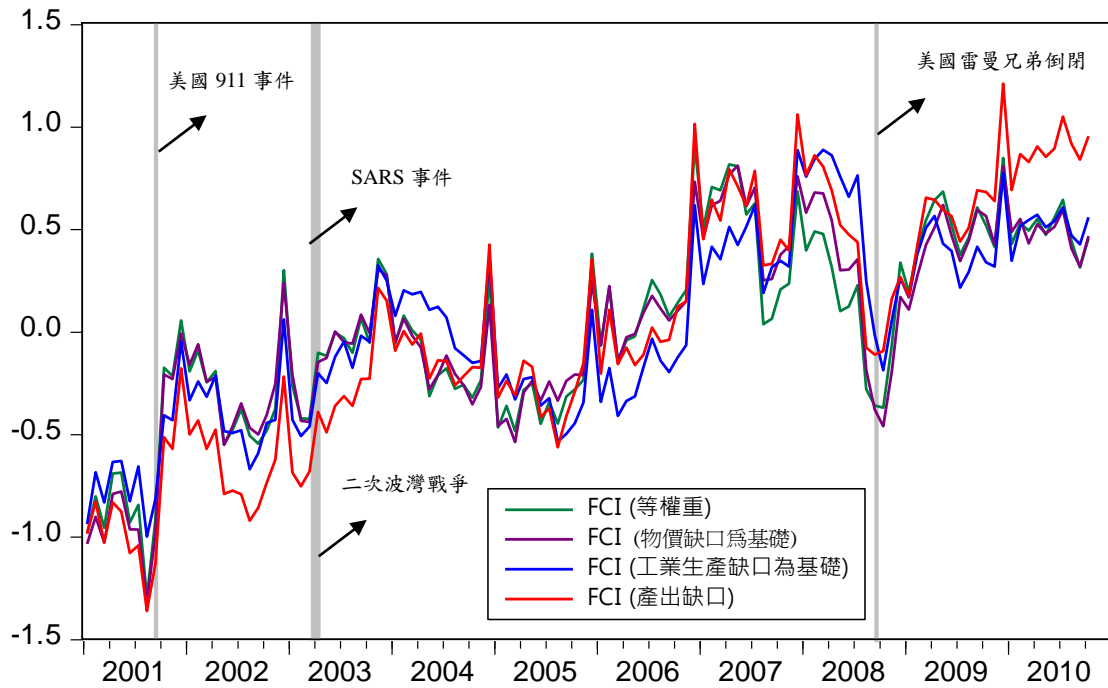


圖 4-21. FCI 之兩期預測

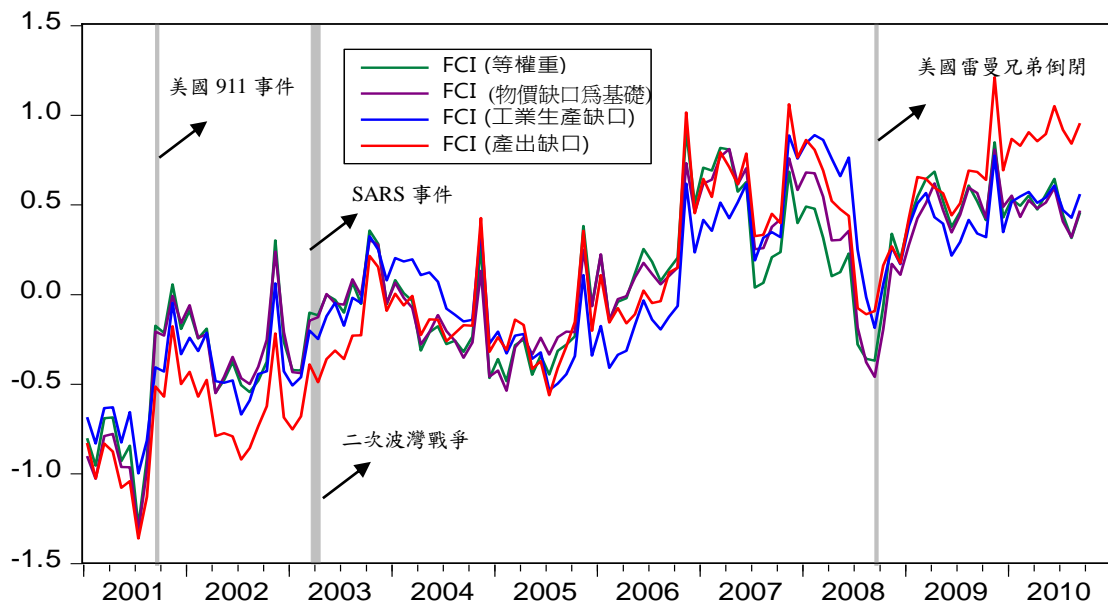


圖 4-22. FCI 之三期預測

爭之相對波段之低點，而金融情勢指數無法捕捉到 2008 年 9 月雷曼兄弟倒閉影響低點。當檢視向前二期預測結果，圖 4-21 顯示四種金融情勢指數皆能提早一個月達到波段谷底，預測下一期為重大經濟與

金融事件(包含美國 911 恐怖攻擊與 2003 年 3 月 SARS 風暴及二次波灣戰爭)時，金融情勢指數已進入反轉復甦期，因此較具有預測性；然而，往前預測兩期仍落後一期捕捉到 2008 年 9 月美國雷曼兄弟宣布倒閉事件。當向前預測三期時(一季)，圖 4-22 顯示四種金融情勢指數明顯具有領先重大經濟與金融事件兩期達到波段谷底，(即美國 911 恐怖攻擊與 2003 年 3 月 SARS 風暴及二次波灣戰爭)，可預測性明顯優於兩期；至於向前預測三期之各金融情勢指數僅能同步預測到雷曼兄弟倒閉事件發生之時間點。由金融情勢指數向前預測之結果，顯示一般重大經濟或金融事件，本研究所建構出之金融情勢指數能領先預測事件影響之谷底 1 至 2 個月。然而，2008 年之全球金融海嘯事件影響甚巨，本研究四種金融情勢指數皆顯示向前預測三期時，僅能捕捉到同期該事件影響之波段谷底。

四、金融情勢指數之展示

目前國內除政府定期公布有關景氣相關指標之外，首推國泰金控與台灣大學以產學合作方式，每月公布之「臺灣月 GDP 與經濟氣候預測」。GDP 月資料係透過計量方法(Space Model with Exogenous Variables)加以建構，並於每次公布時提供未來六個月經濟成長率之預測走勢。當建構出月頻率 GDP 後，進一步將景氣態勢區分為五種情況：炙(景氣過熱)、晴(景氣加溫)、朗(景氣穩定)、陰(景氣低迷)及雨(景氣衰退)，每月並公布當月景氣正處於何種經濟態勢。

因本研究結果未來可提供「台灣銀行家雜誌」每月出刊時，能報導當前金融情勢概況。因此，就未來雜誌呈現上本研究擬以物價缺口為基礎與 IP 缺口之金融情勢指數為例，茲說明如下：首先，我們以 2001 年 1 月至 2010 年 12 月所建構出之金融情勢指數繪製常態分配

機率圖，如圖 4-23 與圖 4-25 所示，並界定出四個臨界值及五種金融情勢寬鬆與緊縮態勢(四個臨界值係以五等分常態機率分配所得到，亦即每個臨界值所區隔出之常態機率分配皆為 20%)。金融情勢態勢係基於本研究所採用標準化之研究變數，當每月政府相關部門及研究機構發布最新統計數據後，先將新數據依 2001 年 1 月至 2010 年 12 月之平均數及標準差予以標準化(例如 2011 年 1 月標準化後之油價係以 2011 年 1 月油價減去 2001 年 1 月至 2010 年 12 月平均油價後再除以 2001 年 1 月至 2010 年 12 月油價的標準差)，再分別乘上每個研究變數之權重後再相加減，將可得到每月最新的金融情勢指數，並將新數值依照圖 4-24 及圖 4-26 界定當月金融情勢所處之態勢為何(本研究將我國金融情勢命名為寒、冷、穩、暖、熱等五種態勢)。為了能讓「台灣銀行家雜誌」讀者對所報導之金融情勢一覽無遺，本研究擬想以儀表板視覺化方式呈現。

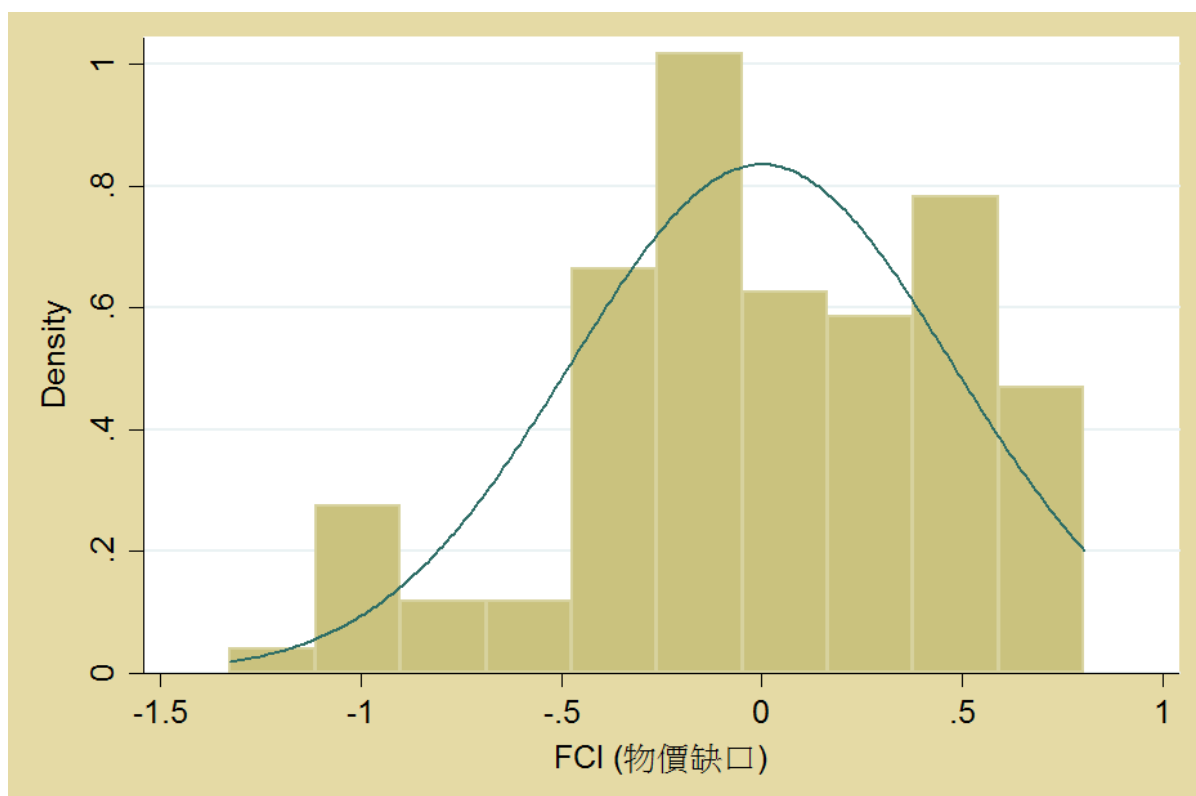


圖 4-23. FCI(以物價缺口為基礎)之常態機率分配圖

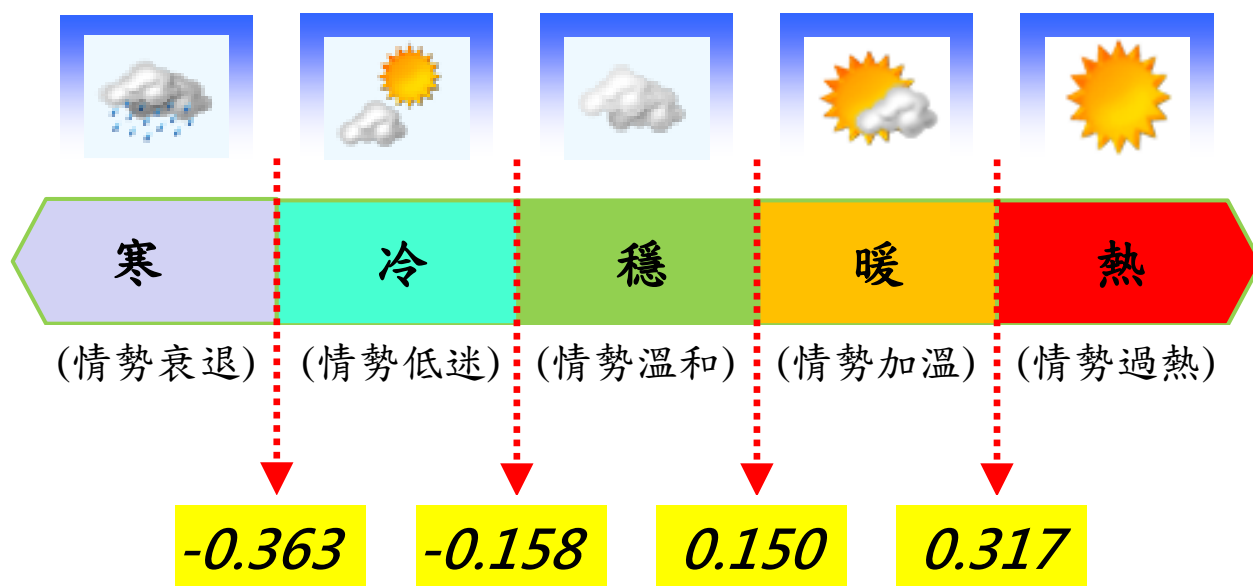


圖 4-24. FCI(以物價缺口為基礎)之各狀態臨界值

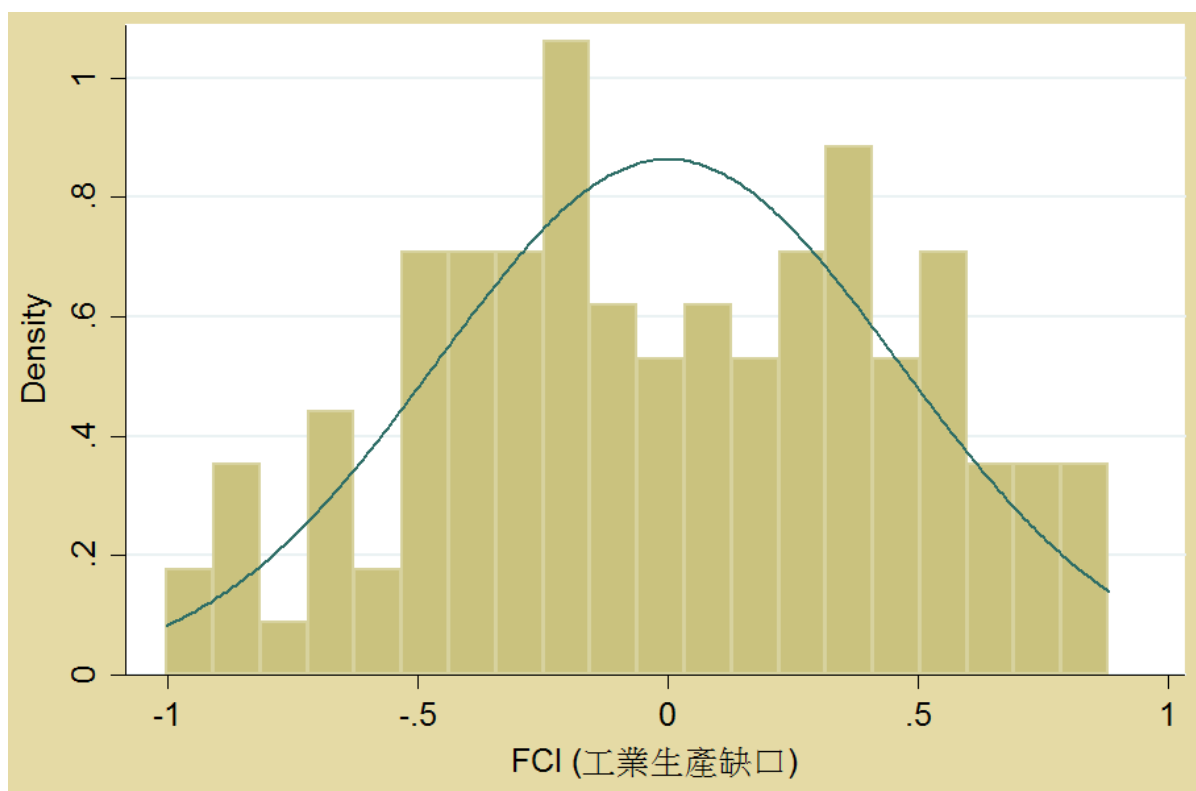


圖 4-25. FCI(以工業生產指數缺口為基礎)之常態機率分配圖

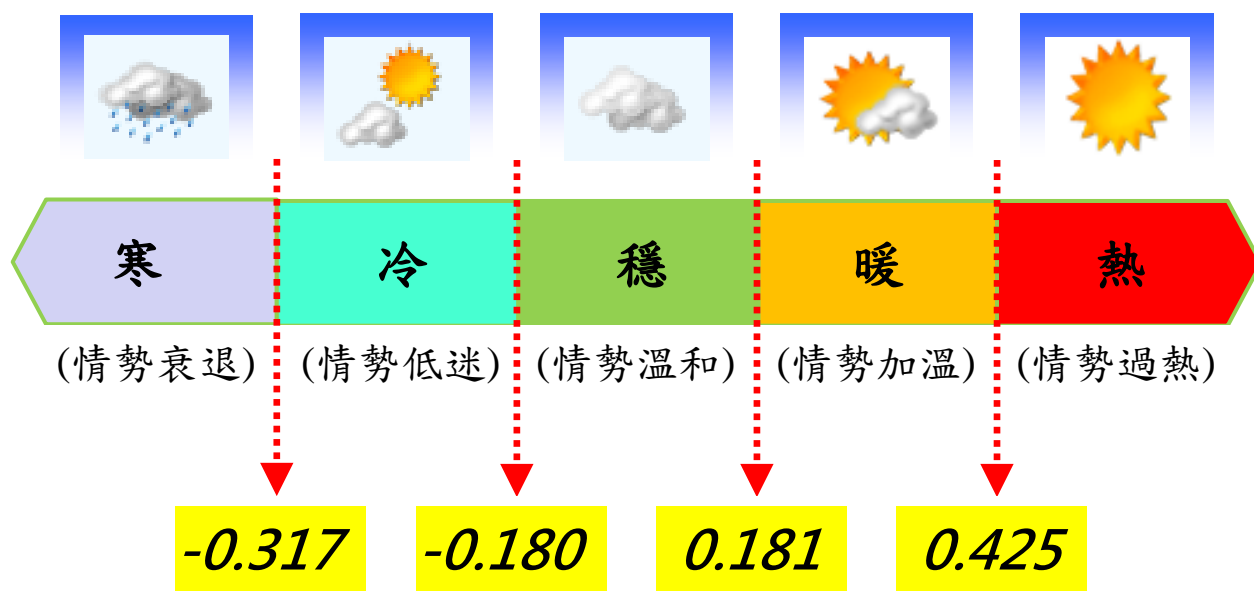


圖 4-26. FCI(以工業生產指數缺口為基礎)之各狀態臨界值

第五章 結論

在國際金融環境的變化日益複雜，金融整合程度也不斷增加之下，目前我國對於掌握經濟情勢變化，雖已存在多種主、客觀衡量指標，惟國內目前尚無任一單位定期執行金融情勢指數之編製與發佈工作。有鑑於此，本研究的主要目的即在於建構臺灣金融情勢指數，以期能提供各界有關於國內金融情勢變化的準確描繪，並為將來的政策研究工作立下基礎。因此，欲透過金融情勢指數的編制，藉由單一綜合指數的方式，簡明扼要的刻劃一國整體金融情勢的變化。

因金融環境的改變難以預測捕捉，在考量變數的重要性與實用性之後，在變數的選取上，本文不僅選擇文獻上常用的變數例如匯率、利差等重要變數外，近年來由於實體資產價格例如房價、股市與石油等價格的波動對於台灣金融經濟環境的影響日益加深，故將這些變數一併考慮進來。此外，本計畫特別著重在主觀指標的面向，特別加入消費者信心指數中針對未來半年股市投資的展望，以及製造業營業氣候測驗點來反映個人主觀與企業對未來的預期；而在實務上用來衡量金融環境鬆緊程度的貨幣總計數 M1A 與全體銀行存放款總額等屬於「量」的變數，亦將之納入模型之中。因此，本研究所編製的金融情勢指數應能夠適切地反映金融市場的變化。

在模型的估計方面，本文主要依循 Goodhart and Hofmann (2001) 利用 VAR 的方式，分別針對產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為應變數的模型進行估計。一般而言，工業生產缺口可視為反映實質生產面的變化，而物價缺口亦可適當的反映出金融市場的預期心理。在權重方面，以產出缺口為應變數的模型中，以貨幣總計數 M1A(22.0)、股市市值(19.2)及房價指數(20.5)的權重較高；在工業生產缺口為基準下的估計結果，權重主要集中在 TED 利差(24.2)、營業氣候測驗點

(16.2)與房價(17.3)。在物價缺口方面，則以油價(17.3)的權重最高、其次為消費者對未來半年股市的投資信心(13.0)與 TED 利差(12.7)。因此，不同市場變數在不同估計模型之下皆能捕捉到部分的金融市場特性。進一步觀察，不同模型下所編製的金融情勢指數走勢相當一致，惟波動幅度略有差異。其中因為 GDP 產出缺口為季資料，在頻率上需要另外處理；加上工業生產的走勢與 GDP 的走勢一致且相關性高，因此，建議以物價缺口為基準的估計模型為佳。

藉由金融情勢指數的編制，不僅能夠提供刻劃符合台灣金融環境特性之工具，並可用以輔助研判未來經濟前景展望。而透過該指數的定期發布與分析，更能夠豐富「台灣銀行家」雜誌之內容，使之更貼近一般讀者，並提昇品牌知名度。此外，金融情勢指數的編製完成對於不同使用者亦能夠提供不同的參考價值。對政府而言，金融情勢指數的定期公布能夠偵測國內貨幣及金融情勢變化，作為施政參考以及相關決策的工具與衡量。第二、對專業金融機構而言，該指數的變化可以衡量金融情勢波動，有助於研判未來經濟與貨幣政策動向。第三，對個別投資人來說，了解金融氣候溫度，評估貨幣政策之鬆緊程度與可能動向，以供作投資決策之輔助參考。

參考文獻

- 徐千婷 (2001), 我國貨幣情勢指數之實證研究,《中央銀行季刊》, 23 卷 1 期, 頁 95-116。
- 徐千婷 (2008), 我國金融情勢指數之實證研究,《中央銀行季刊》, 30 卷 3 期, 頁 5-48。
- 戴國強、張建華 (2009), 中國金融狀況指數的構建,《財經研究》, 2009, 35(7)。
- Aruoba, S. B., F. X. Diebold, and C. Scotti (2008), “Real-Time Measurement of Business Conditions,” Manuscript, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Beaton, K., R. Lalonde, and C. Luu (2009), “A Financial Conditions Index for the United States,” Bank of Canada Discussion Paper 2009-11.
- Boot, J. C. G., W. Feibes, and J. H. C. Lisman (1967), “Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data,” Applied Statistics, 16(1), 65-67.
- Chow, G. C. and A. L. Lin (1971), “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of the Time Series by Related Series,” The Review of Economics and Statistics, 53(4), 372-375.
- Dudley W. and J. Hatzius (2000), “The Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime,” Goldman Sachs Global Economics Paper, No.44.
- Deutsche Bank (2007), Global Economic Perspectives, June 11.
- Denton, F. T. (1971), “Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization,” Journal of the American Statistical Association, 66(333), 99-102.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), “Distribution of the estimators for

- autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- English W., K. Tsatsaronis, and E. Zoli (2005), “Assessing the Predictive Power of Measures of Financial Conditions for Macroeconomic Variables,” in *Investigating the Relationship between the Financial and Real Economy*, BIS Paper No.22.
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1 (Feb., 1998), pp. 45-61
- Fernández, R. B. (1981), “A Methodological Note on the Estimation of Time Series,” *The Review of Economics and Statistics*, 63(3), 471-478.
- Freedman, C. (1994), “The Use of Indicators and of the Monetary Conditions Index in Canada,” In Balino, T. J. T., and Cottarelli, C. (eds.), *Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences*, Chapter 18, 458-476. International Monetary Fund, Washington, D.C.
- Granger, C. and P. Newbold (1974), “Spurious Regression in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Guerrero, V. M. (1990), “Temporal Disaggregation of Time Series: An ARIMA-Based Approach,” *International Statistical Review*, 58(1), 29-46.
- Gauthier, C., C. Graham, and Y. Liu (2004), “Financial Conditions Indexes for Canada,” Bank of Canada Working paper 2004-22.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2001), “Asset Prices, Financial Conditions, and the Transmission of Monetary Policy,” paper prepared for the conference on ‘Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy’, Stanford University, March 2-3.

- Guichard, S. and D. Turner (2008), “Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity,” OECD Economics Department Working Papers, No. 635, OECD Publishing.
- Hotelling, H. (1933). “Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components. *Journal of Educational Psychology*,” 24 (6 & 7), 417-441 & 498-520.
- Lack, C. (2002), “A Financial Conditions Index for Switzerland,” paper prepared for the BIS Autumn Central Bank Economist Meeting of 14-15 October.
- Litterman, R. B. (1983), “A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 1(2), 169-173.
- Matheson, T. (2011), “Financial Conditions Indexes for the United States and Euro Area,” International Monetary Fund Working Paper
- Mayes, D. and M. Viren (1998), “The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area,” Bank of Finland Discussion Paper No. 1998-27.
- Mayes, D. and M. Viren (2001), “Financial Conditions Indexes,” Bank of Finland Discussion Paper No. 2001-17.
- OECD (2008), *Handbook on Constructing Composite Indicators, Methodology and User Guide*, 2008.
- Pearson, K. (1901), “On Lines and Planes of Closest Fit to Systems of Points in Space. *Philosophical Magazine*,” Series 6, 2(11), 559-572.
- Pesaran, M. H., Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models” *Economics Letters*, 58, 17-29.
- Rosenberg, M. R. (2009), “Financial Condition Watch, Global Financial Market Trends & Policy,” Bloomberg, September 11, 2009.
- Santos Silva, J. M. C. and F. N. Cardoso (2001), “The Chow-Lin Method Using Dynamic Models,” *Economic Modeling*, 18(2), 269-280.

- Stram, D. O. and W.W. S.Wei (1986), "Temporal Aggregation in the ARIMA Process," *Journal of Time Series Analysis*, 7(4), 279-292.
- Shinkai J. I. and A. Kohsaka (2010), "Financial Linkage and Business Cycles of Japan An Analysis Using Financial Conditions Index," OSIPP Discussion Paper: DP-2010-E-008.
- Swiston, A. J. (2008), "A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due," IMF Working Paper.

附錄 1. 依時拆分(Temporal Disaggregation)

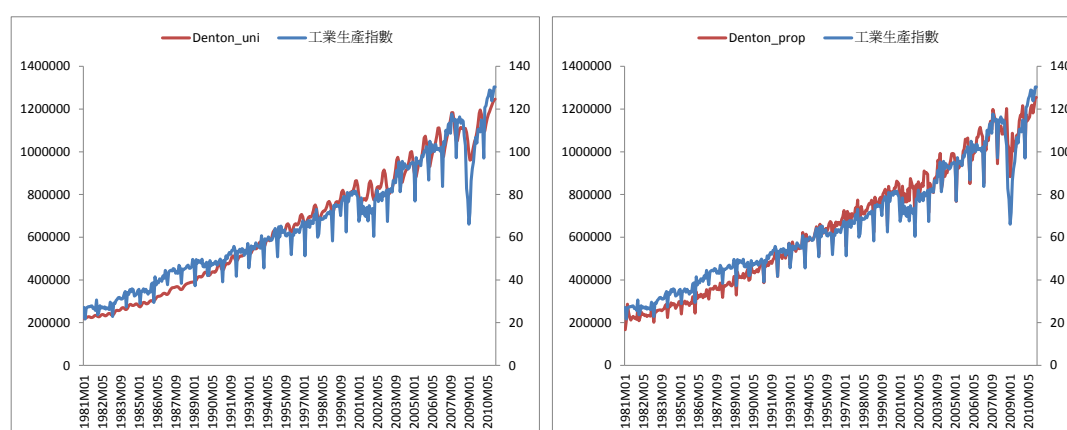
依時拆分方法：分為兩類：一類是利用自身低頻數列拆分，如：Boot, Feibes and Lisman (1967)，及 Stram and Wei (1986)。另一類則是使用相關高頻指標數列作為輔助，如：Denton(1971)、Chow and Lin (1971)、Fernandez (1981)、Litterman (1983)、Santos Silva and Cardoso (2001)、Guerrero (1990)。為比較各種依時拆分法所得結果與評估績效，本研究將依上述方法，依序套用。任何依時拆分法，其前提均是使拆分後的高頻數列滿足時間加總等於已知的低頻數列之值，且不可讓該高頻數列出現人為資料斷層。在估計方法上，Denton法有兩種方式去將拆分後低頻數列與已知低頻參考數列差攤配至各期高頻方式數列上以避免資料斷層，一種方式是利用變數之間的關係，另一種則是依比例攤配。除了 Chow and Lin 法還可以利用給定外生參數矩陣估計之外，Chow and Lin 法、Litterman 法、Santos Silva and Cardoso 法接可以最大概似估計法以及加權最小平方估計法進行估計。本研究預計將 GDP 季資料拆分為月資料，除了依據 GDP 季資料數列本身特性進行拆分之外，亦將分別採用工業生產指數及外銷訂單指數做為參考指標數列進行依時拆分。由於 GDP 月資料並無實際值可資比較，因此將配合趨勢圖研判各拆分法的特徵，以及採用簡單相關係數衡量比較各拆分值與工業生產指數及與外銷訂單指數月資料間密合程度。

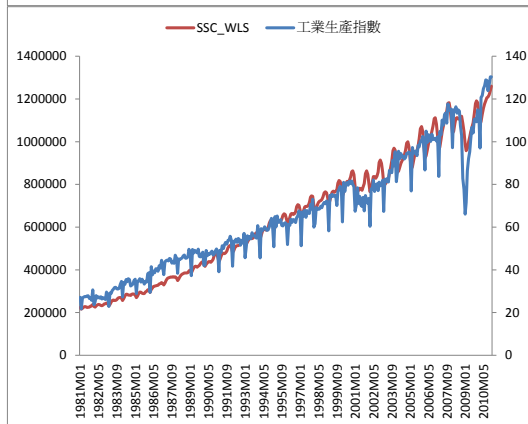
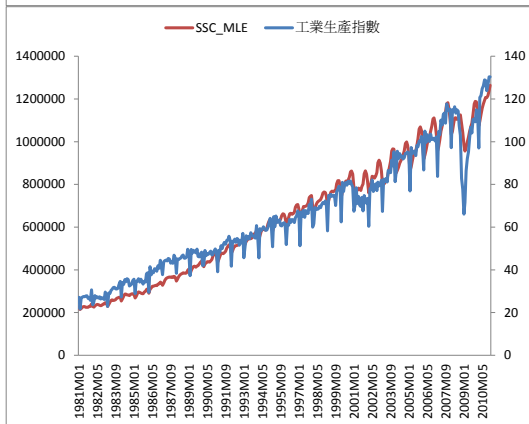
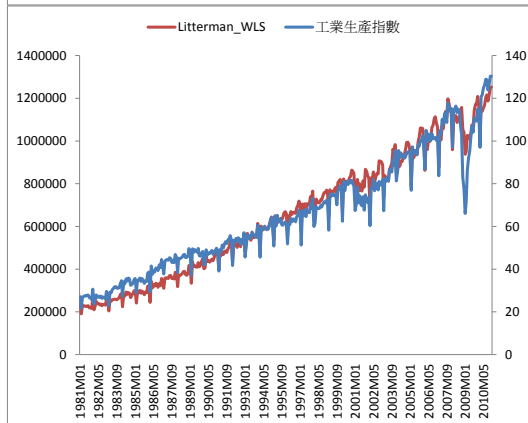
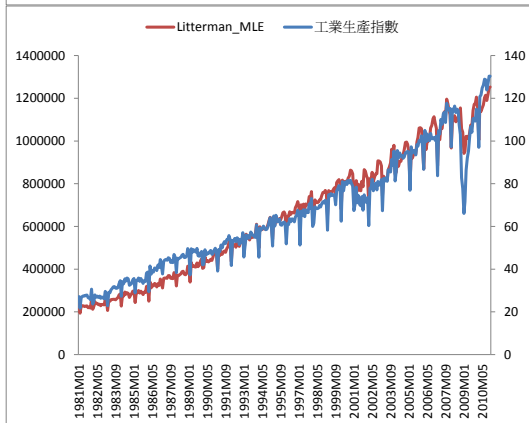
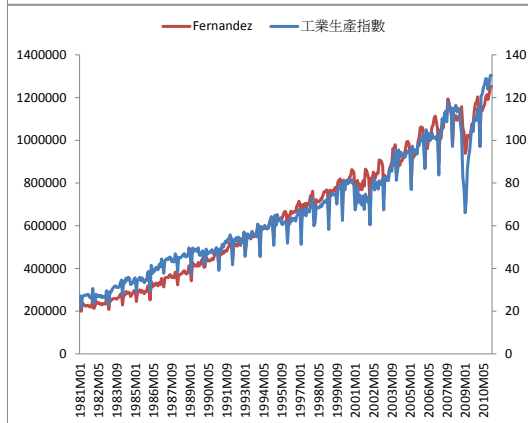
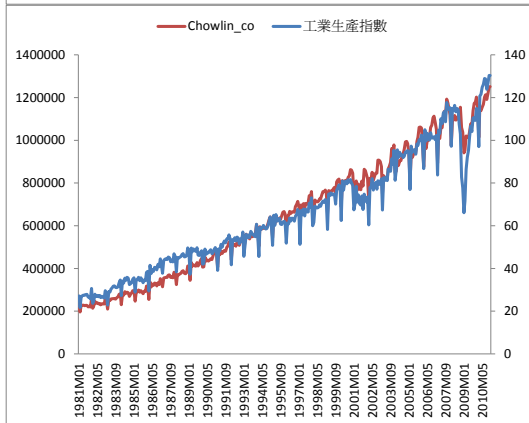
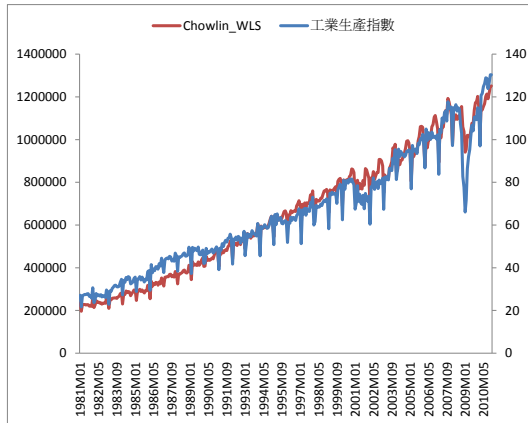
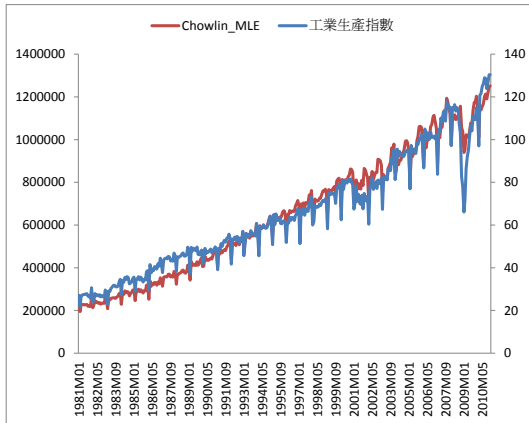
拆分結果發現，BFL 法及 SW 法因未加入其他參考指標，僅利用 GDP 季資料自身的資訊，僅能捕捉自身數列的季節變動，無法捕捉工業生產指數月資料的季節變動。至於利用工業生產指數作為參考指標數列的拆分結果當中，除了 SSC 法無法捕捉到參考數列工業生產

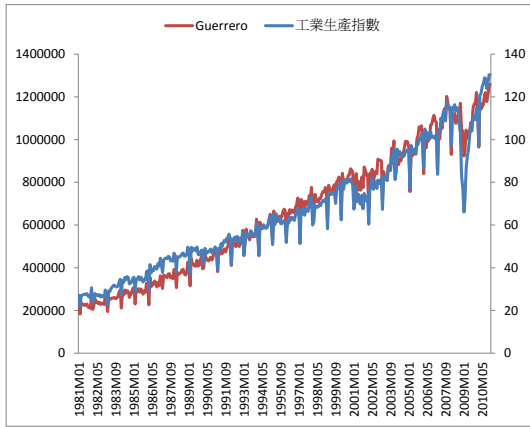
指數月資料的季節變動因子之外，其餘方法大致皆能捕捉到參考數列工業生產指數月資料的時間趨勢與季節變動。

若從拆分值與工業生產指數月資料的相關係數觀察，Guerrero 法的 0.9845 為最高，Chow and Lin 法、Litterman 法及 Fernandez 法的相關係數差不多，SSC 法的相關係數略差，BFL 法的 0.9771 為最低。

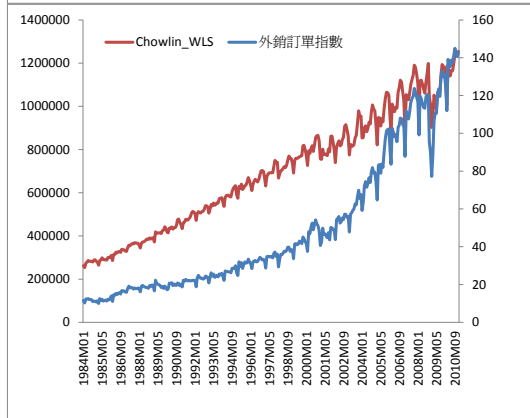
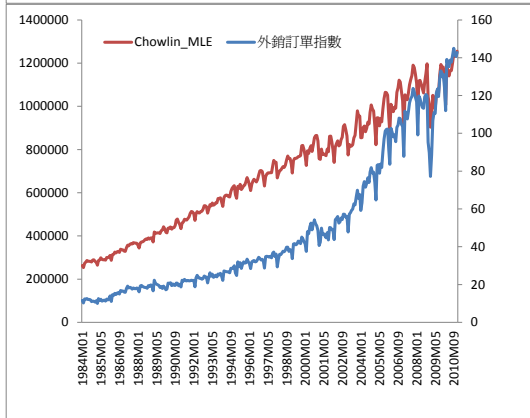
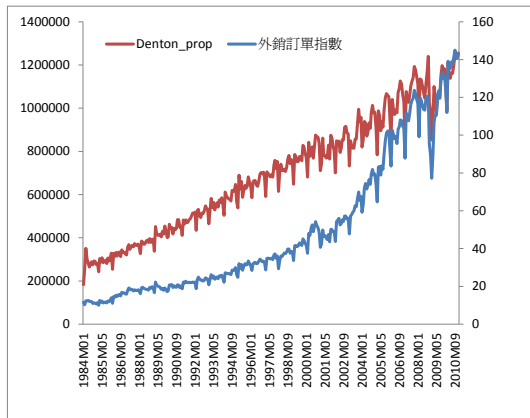
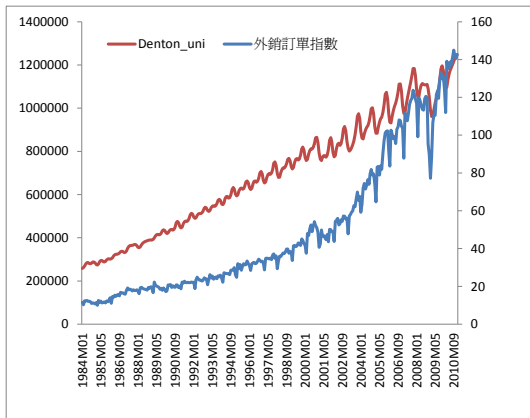
以外銷訂單指數來看，BFL 法及 SW 法的拆分結果，不僅無法完整呈現外銷訂單指數月資料的走勢，對於外銷訂單指數月資料的季節變動捕捉效果也不佳。至於利用外銷訂單指數月資料作為參考指標數列的拆分結果當中，各拆分方法大致可以捕捉到外銷訂單指數月資料的季節變動因子，但是無法完整捕捉外銷訂單指數月資料的時間趨勢變化。若從若從拆分值與外銷訂單指數月資料的相關係數觀察，Chow and Lin 法、Litterman 法及 Fernandez 法的相關係數皆是 0.9361 為最高，Guerrero 法次之，BFL 法的 0.9326 為最低。若比較工業生產指數與外銷訂單指數做為參考數列的績效，可以發現採用工業生產指數月資料作為 GDP 季資料依時拆分的參考數列，可以得到較佳的結果。

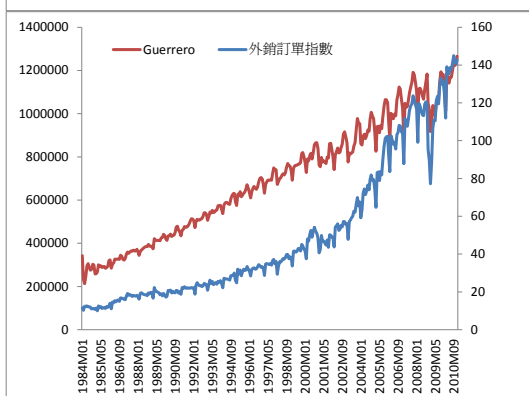
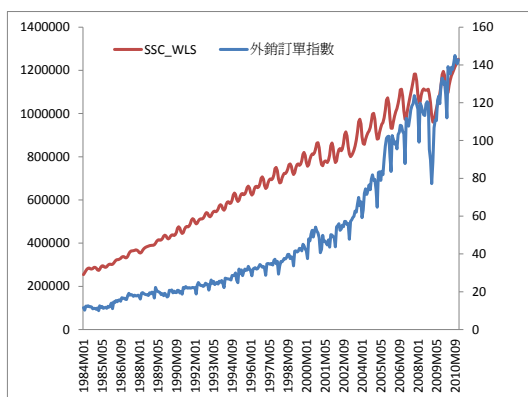
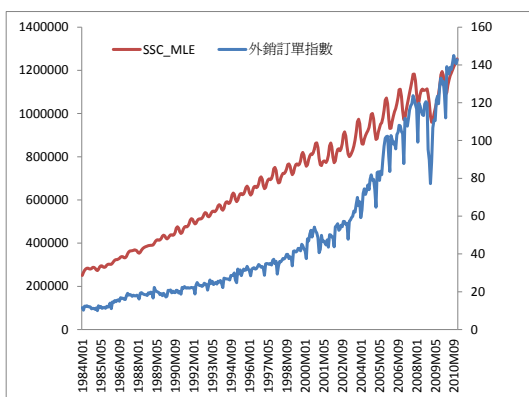
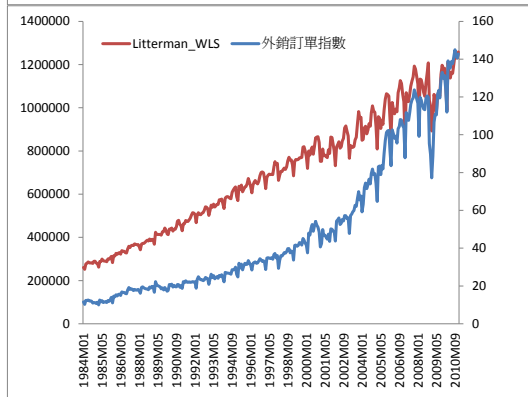
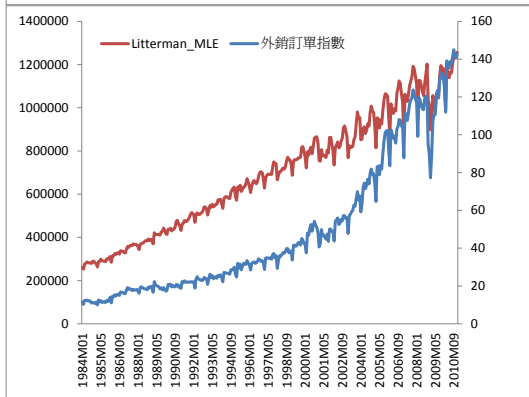
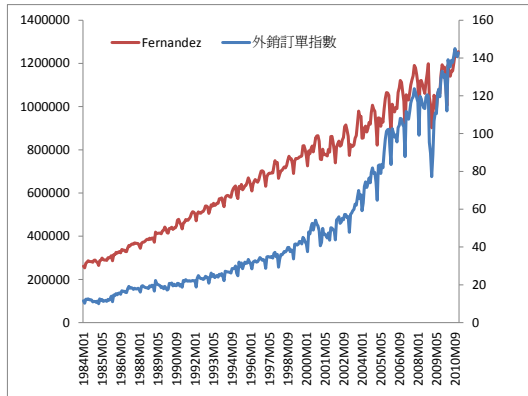
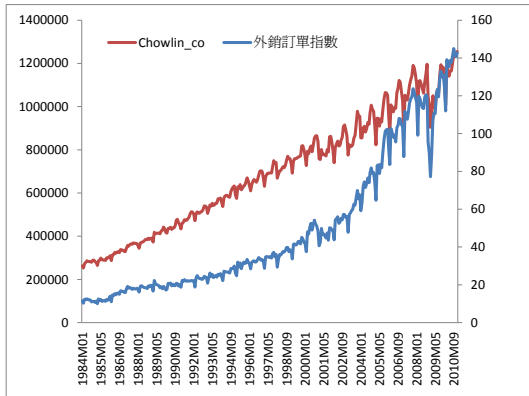






附圖 1-1. 不同方法下，以工業生產指數拆解 GDP 之結果





附圖 1-2. 不同方法下，以外銷訂單拆解 GDP 之結果

附表 1-1 各拆分法與參考指標之相關係數

依時拆分法	工業生產指數	外銷訂單指數
BFL	0.9771	0.9326
SW	0.9772	0.9327
Denton_uni	0.9771	0.9326
Denton_prop	0.9844	0.9348
Chowlin_MLE	0.9836	0.9361
Chowlin_WLS	0.9834	0.9361
Chowlin_co	0.9834	0.9361
Fernandez	0.9836	0.9361
Litterman_MLE	0.9837	0.9361
Litterman_WLS	0.9839	0.9361
SSC_MLE	0.9788	0.9328
SSC_WLS	0.9782	0.9327
Guerrero	0.9845	0.9356

附錄 2. 縮減式模型實證結果

一、縮減式模型實證結果

本研究計畫主要以向量自我迴歸 VAR 的研究方法為主，來估計相關市場變數的權重，乘以標準化之後的變數值，再據以編制金融情勢指數。此處附錄 2 提供的金融情勢指數編制係以縮減式單一方程式 (Reduced Form) 來呈現縮減式模型的估計結果與權重。縮減式模型在估計時，仍須針對變數的時間序列性質是否定態作檢定，因此延續主文第四章的單根檢定結果，將具有單根現象的各市場變數取一階差分後，再利用縮減式模型來估計，並據以計算建構金融情勢指數所需的權重。為了檢驗重要總體經濟變數對金融情勢指數的影響，本研究根據之前 VAR 的架構，在縮減式模型估計上，同樣採取產出缺口、工業生產缺口與物價缺口等不同三項應變數，再分別取落後一至三期作為估計的模型以進行實證分析。因此在附錄內容中，分別有三組基準模型搭配落後一至三期的變數做為迴歸分析與參數估計之用，再根據估計的係數計算相關市場變數的權重。本文將三組模型作如下設定。方程式(1)與(2)式分別用來估計不同市場變數對 GDP 產出缺口與工業生產缺口的影響。

$$y_gap_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m1} \lambda_i y_gap_{t-i} + \sum_{j=1}^{m2} \lambda_j SPD_{t-j} + \sum_{k=1}^{m3} \lambda_k FX_{t-j} + \sum_{l=1}^{m4} \lambda_l HP_{t-l} + \sum_{l=1}^{m5} \lambda_l CAP_{t-l} + \sum_{n=1}^{m6} \lambda_n OIL_{t-n} \\ + \sum_{p=1}^{m7} \lambda_p TED_{t-p} + \sum_{q=1}^{m8} \lambda_q CCI_{t-q} + \sum_{q=1}^{m9} \lambda_q TIER_{t-q} + \sum_{q=1}^{m10} \lambda_q M1A_{t-q} + \sum_{q=1}^{m11} \lambda_q FIN_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$ip_gap_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m1} \lambda_i ip_gap_{t-i} + \sum_{j=1}^{m2} \lambda_j SPD_{t-j} + \sum_{k=1}^{m3} \lambda_k FX_{t-j} + \sum_{l=1}^{m4} \lambda_l HP_{t-l} + \sum_{l=1}^{m5} \lambda_l CAP_{t-l} + \sum_{n=1}^{m6} \lambda_n OIL_{t-n} \\ + \sum_{p=1}^{m7} \lambda_p TED_{t-p} + \sum_{q=1}^{m8} \lambda_q CCI_{t-q} + \sum_{q=1}^{m9} \lambda_q TIER_{t-q} + \sum_{q=1}^{m10} \lambda_q M1A_{t-q} + \sum_{q=1}^{m11} \lambda_q FIN_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2)$$

方程式(3)則用來衡量市場變數對物價缺口的影響。

$$\begin{aligned} inf_gap_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m1} \lambda_i inf_gap_{t-i} + \sum_{j=1}^{m2} \lambda_j SPD_{t-j} + \sum_{k=1}^{m3} \lambda_k FX_{t-j} + \sum_{l=1}^{m4} \lambda_l HP_{t-l} + \sum_{l=1}^{m5} \lambda_l CAP_{t-l} + \sum_{n=1}^{m6} \lambda_n OIL_{t-n} \\ & + \sum_{p=1}^{m7} \lambda_p TED_{t-p} + \sum_{q=1}^{m8} \lambda_q CCI_{t-q} + \sum_{q=1}^{m9} \lambda_q TIER_{t-q} + \sum_{q=1}^{m10} \lambda_q M1A_{t-q} + \sum_{q=1}^{m11} \lambda_q FIN_{t-q} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

其中估計模型中的應變數為 y_gap 、 ip_gap 與 inf_gap 分別為 GDP 產出缺口，工業生產產出缺口與物價缺口。解釋變數分別包含為三個月 LIBOR 與國內 30-90 天期商業本票的利差 (SPD)、匯率 (FX)、國泰房價指數 (HP)、股市總市值占 GDP 比重 (CAP)，布蘭特原油價格(OIL)，三個月 LIBOR 與美國三個月國庫券 TED 利差 (TED)，消費者信心指數調查中對未來六個月的投資信心 (CCI)，營業氣候測驗點 (TIER)、貨幣總計數 M1A 占 GDP 的比重 (M1A)以及金融業存放款總額占 GDP 比例 (FIN)。為了使內容簡潔起見，之後各變數占 GDP 的比例，予以省略。例如貨幣總計數 M1A 占 GDP 的比重，則以 M1A 代替，不在贅述。其中 α_0 為截距項， λ 為估計係數用來捕捉每個市場變數對於 GDP 產出缺口的影響，並據以形成金融情勢指數的權重。而 $m1\ m2\ \dots\ m8$ 為各市場變數的落後期數， ε 為估計殘差。上述變數除了利差 (SPD)、三個月 LIBOR 與美國三個月國庫券 TED 利差 (TED)，消費者對未來的投資信心分數 (CCI)，營業氣候測驗點 (TIER)、貨幣總計數 M1A 以及金融業存放款總額 (FIN)等變數外，其他變數如匯率 (FX)、國泰房價指數 (HP)、股市市值 (CAP)，布蘭特原油價格 (OIL)，皆以消費者物價指數進行平減。縮減式模型的落後期數的選取係根據 VAR 的落後期數，並考量到變數的長度與個數之下，選取太長的落後期會有估計上自由度的問題，因此，分別考慮落後一至三期的情況下，計算市場變數權重。權重的

估計係根據分別為產出缺口、工業生產缺口與物價缺口等三種應變數的估計所得到。最後將模型的估計係數取絕對值形成變數權重，再據以編制金融情勢指數。

附表 2-1 的 Panel A 表示應變數為產出缺口為基礎並分別採取落後一至三期下的估計結果。表格內的數字為估計係數括弧()內為 t 值。模型估計之後，再利用 ARCH test 檢定模型殘差是否具有異質性。並利用 Chow Breakpoint Test，結構斷裂點未知之下的 F 統計量來進行結構斷裂檢定。根據調整後判定係數 R square 大致介於 0.18 至 0.60 之間，不同模型之間的解釋能力略有差異，其中以物價缺口作為應變數的模型解釋能力較佳，判定係數介於 0.52 至 0.60 間；其次為工業生產缺口做為應變數的模型解釋能力約在 0.40 至 0.54 之間；以 GDP 產出缺口為應變數的模型解釋能力雖然較低，但整體解釋能力在 0.18 至 0.35 間，仍提供一定的解釋能力。上述結果顯示本文所挑選的市場變數對於解釋產出、工業生產及通膨等不同缺口具有一定的解釋能力，因此用來形成金融情勢指數的權重能夠提供一定的解釋能力。

值得注意的是，在所有解釋變數之中，由於匯率的變數本文採取美元兌新台幣匯率(FX)以及實質有效匯率指數(REER)兩種；另外，股票市場變數則有台灣加權股價指數(STOCK)與股市市值占 GDP 比重(CAP)兩種。文獻上匯率市場變數有採用實質匯率而股票市場變數可採用實質股價指數做為估計，本文一併納入估計，惟模型估計結果以匯率(FX)與股市總市值 (CAP)的顯著性較高。因此，後續模型的估計與金融情勢指數的編制過程皆以匯率指數(FX)與股市總市值占 GDP 比重(CAP)的權重為主。縮減式模型的估計結果大致上隨應變數的不同而有所差異，較為顯著的變數包含存放款占 GDP 的比重，在以產出缺口與工業生產缺口為應變數的模型中都十分顯著。M1A 占 GDP

與製造業營業氣候測驗點匯率以及油價等變數也都提供一定的解釋力。模型估計結果請參考附表 2-1。

附表 2-1. 產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎下估計結果

Variable	Panel A: GDP gap			Panel B: IP gap			Panel C: Inflation gap		
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 1	Lag 2	Lag 3
產出缺口	1.55*** (3.70)	-2.37*** (-5.02)	0.02 (0.10)	0.48*** (4.57)	0.36*** (3.32)	0.25** (2.00)	0.62*** (8.23)	0.03 (0.20)	0.00 (0.00)
房價	-62.02 (-0.88)	-132.27* (-1.67)	59.89 (0.91)	14.77 (0.23)	-110.11* (-1.67)	-31.32 (-0.41)	-2.86 (-0.37)	8.14 (0.83)	3.92 (0.40)
存放款餘額	267.87*** (5.30)	-243.67*** (-4.30)	14.50 (1.16)	72.77*** (3.14)	64.90*** (2.74)	-14.59 (-1.51)	-0.41 (-0.16)	0.18 (0.08)	0.19 (0.23)
油價	4.81 (0.75)	8.56 (1.20)	11.53* (1.82)	6.46 (1.10)	17.14*** (2.87)	19.16*** (2.83)	-0.05 (-0.07)	0.62 (0.98)	0.34 (0.55)
MIA	-22.10*** (-2.89)	-0.21 (-0.02)	6.04 (0.77)	-15.37** (-2.22)	-18.89*** (-2.67)	-0.28 (-0.07)	-0.32 (-0.40)	0.31 (0.47)	-0.52 (-1.55)
股市市值	0.05 (0.09)	-0.16 (-0.23)	-0.60 (-0.95)	0.26 (0.46)	0.11 (0.18)	0.32 (0.51)	-0.13** (-1.99)	0.00 (-0.07)	0.06 (1.12)
國內外利差	-0.38 (-0.55)	1.28 (1.65)	-0.86 (-1.22)	0.03 (0.05)	0.24 (0.39)	-0.40 (-0.57)	-0.05 (-0.66)	-0.04 (-0.55)	0.11 (1.73)
消費者投資信心	-3.04 (-0.90)	-1.55 (-0.41)	1.92 (0.73)	-1.15 (-0.38)	1.42 (0.45)	6.14 (1.71)	-0.13 (-0.37)	-0.08 (-0.13)	0.12 (0.20)
匯率	-1.20 (-0.05)	10.31 (0.41)	10.49 (0.60)	-50.95** (-2.16)	-28.19 (-1.16)	-13.08 (-0.48)	-3.81 (-1.55)	-2.93 (-0.49)	-16.04*** (-2.88)
營業氣候	13.03 (1.48)	3.03 (0.31)	-9.96 (-1.43)	40.03*** (4.03)	38.84*** (3.83)	24.18** (2.01)	1.44 (1.55)	3.46* (1.80)	2.50 (1.43)
TED 利差	-0.44 (-0.87)	-0.43 (-0.75)	-0.40 (-1.04)	0.10 (0.21)	-0.34 (-0.70)	-0.68 (-1.23)	0.09* (1.72)	0.28* (1.78)	0.18 (1.34)
截距項	-42.63 (-0.58)	-42.26 (-0.51)	2.48 (0.04)	-5.23 (-0.08)	-88.71 (-1.28)	-92.55 (-1.19)	6.92 (0.86)	-6.23 (-0.30)	43.23 (2.20)
AR(1)			-0.55*** (-5.14)				0.72*** (8.16)	0.66*** (7.68)	
Adjusted R-squared	0.35	0.18	0.20	0.54	0.53	0.40	0.60	0.52	0.56
Log likelihood	-380.63	-390.65	-382.11	-368.84	-368.12	-379.65	-114.77	-122.95	-117.34
Durbin-Watson	2.04	2.70	2.19	2.14	1.85	1.57	2.01	1.88	1.85
ARCH Test	0.08	1.22	0.00	0.17	0.00	2.68	0.40	1.27	0.03
Chow Breakpoint Test	0.85	0.89	0.75	1.08	2.55	2.60	1.10	0.60	0.77

註:Lag 1, Lag 2 與 Lag 3 分別表示落後一、二、三期。

*, **, *** 分別表示 0.1, 0.05, 0.01 之下的統計顯著水準。

Chow 檢定的日期設為 2008 年 9 月金融海嘯前後。

縮減式模型的落後期數係根據 VAR 的落後期數，並考量到變數的長度與個數之下，選取太長的落後期會有估計上自由度的問題，因此，分別估計落後一至三期的情況下，計算市場變數權重。權重的估計係根據分別為產出缺口、工業生產缺口與物價缺口等三種應變數的估計所得到。根據模型估計的係數，本文將係數先取絕對值，在予以標準化。首先根據 GDP 缺口的估計模型顯示，落後一期的模型來看，權重以存放款占 GDP 的比重最高，為 71.4%，其次為房價指數的權重為 16.5%，M1A 占 5.9%，營業氣候測驗點 3.5%，其他變數的權重在 1% 以下。以落後二期的結果來看，權重主要落在存放款占 GDP 與房價指數，權重分別為 60.7% 與 32.9%，其他變數的權重影響更小了。從落後三期的估計結果看來，以房價指數的權重最高為 51.6%，存放款占 GDP 的比重為 12.5%，呈現大幅下降，其他變數的權重例如油價與匯率的則分別為 9.9% 與 9.0%。

第二，如果以工業生產缺口作為估計模型的應變數，以落後一期的情況來觀察，分別以消費者信心匯率以及營業氣候測驗點所占的權重最高，36.0%，25.2%，19.8%，從該結果來看，代表消費者投資信心與廠商信心的二項變數，對於 FCI 的組成權重合計高達 45%。M1A 的占比也有 7.6%。而落後二期的情況，以房價指數的權重變成最高 39.3%，其次為存放款占 GDP 所占的權重次高達 23.2%、營業氣候測驗點以及匯率所占的權重也很高，分別達 13.9% 與 10.1%。採用落後三期的結果則顯示，以房價所占權重 28.4% 最高，其他則主要集中在營業氣候測驗點、油價與存放款占 GDP 的比重，分別為 22.0%，17.4%，13.2%。匯率則占 11.9%。

最後，以物價缺口作為模型估計，從落後一期的模型來看，匯率 41.0% 的權重最高，房價指數的權重次高為 30.8%，再其次為營業氣

候測驗點達 15.5%，其他市場變數例如消費者信心指數、油價、股市市值占 GDP、國內外利差、泰德利差的權重都在 10% 以下。將落後二期的估計結果與落後一期的結果相比，房價指數的權重從原本的 30.8% 大幅增加到為 50.8%；同時，匯率的比重則從 41.0% 大幅下降到 18.3%，營業氣候測驗點則從 15.5% 攀升到 21.6%，其他變數的變化不大。再觀察落後三期的估計結果，及大部分的權重集中在匯率占 66.9%，房價指數的權重大幅降低至 16.3%，營業氣候測驗點的權重為 10.4%，其他變數的權重呈現較平均的分散，皆維持在 10% 以下的權重。

附表 2-2. 以產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎，在不同落後期數下各市場變數之權重

Variable	Dependent variable: GDP gap			Dependent variable: IP gap			Dependent variable: Inflation gap		
	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 1	Lag 2	Lag 3	Lag 1	Lag 2	Lag 3
房價指數	0.165	0.329	0.516	0.073	0.393	0.284	0.308	0.508	0.163
存放款占 GDP	0.714	0.607	0.125	0.360	0.232	0.132	0.044	0.011	0.008
油價	0.013	0.021	0.099	0.032	0.061	0.174	0.005	0.038	0.014
M1A 占 GDP	0.059	0.001	0.052	0.076	0.067	0.003	0.035	0.019	0.022
股市市值占 GDP	0.000	0.000	0.005	0.001	0.000	0.003	0.014	0.000	0.002
國內外利差	0.001	0.003	0.007	0.000	0.001	0.004	0.005	0.002	0.005
消費者信心指數投資信心	0.008	0.004	0.017	0.006	0.005	0.056	0.014	0.005	0.005
匯率	0.003	0.026	0.090	0.252	0.101	0.119	0.410	0.183	0.669
營業氣候測驗點	0.035	0.008	0.086	0.198	0.139	0.220	0.155	0.216	0.104
TED	0.001	0.001	0.003	0.001	0.001	0.006	0.010	0.018	0.008

註:Lag 1, Lag 2 與 Lag 3 分別表示落後一、二、三期。

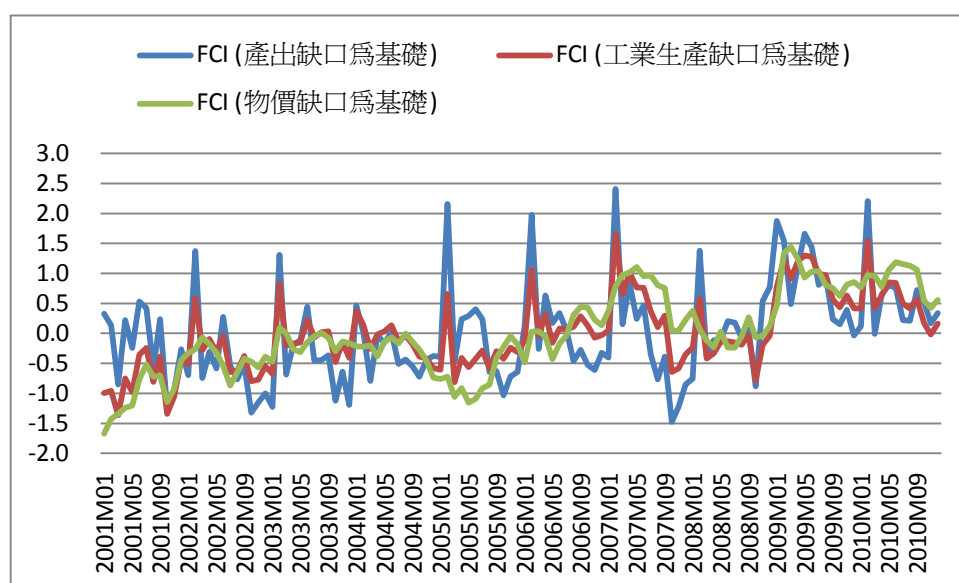
二、金融情勢指數與其他經濟指標之比較

由於金融情勢指數的變化除來自權重的大小外，也取決於市場變數本身的變化。藉由縮減式模型所得到的 FCI，係根據 VAR 的架構，計算權重並乘以標準化後的變數而來。首先，在各變數的權重計算上，先將以上迴歸模型(包含落後一期，落後二期，落後三期)的估計係數取絕對值，再以所有變數的估計係數總和為分母，計算各別市場變數的權重。第二，根據 VAR 的做法，一律先將各種市場變數予以標準化，再以標準化後的變數乘以其對應的權重，得到金融情勢指數。以下分別以產出缺口、工業生產缺口以及物價缺口等三種應變數下，並以落後一期的模型所估計得到的權重為基準，所得到的金融情勢指數分別對應領先指標、同時指標與景氣燈號的走勢做一對照，以期對縮減式模型所編制的金融情勢指數有更進一步的了解。¹⁸

由附圖 2-1 可觀察，利用產出缺口作為估計模型的所得到金融情勢指數的變化最為敏銳，在 2001 年 1 月至 2010 年 12 月的樣本期間，該指數的反應幅度最大，因此，比較能夠反映金融情勢的過熱或緊縮。其次以工業生產缺口為基礎的金融情勢指數的走勢與反應與利用產

¹⁸ 領先指標的構成項目包含外銷訂單指數、貨幣總計數 M1B、股價指數、製造業存貨量指數、工業及服務業每人每月加班工時、核發建照面積與 SEMI 半導體接單出貨比等項目。同時指標則包括工業生產指數、電力(企業)總用電量、批發零售及餐飲業營業額指數、非農業部門就業人數、海關出口值、機械及電機設備進口值與製造業銷售量指數等項目。

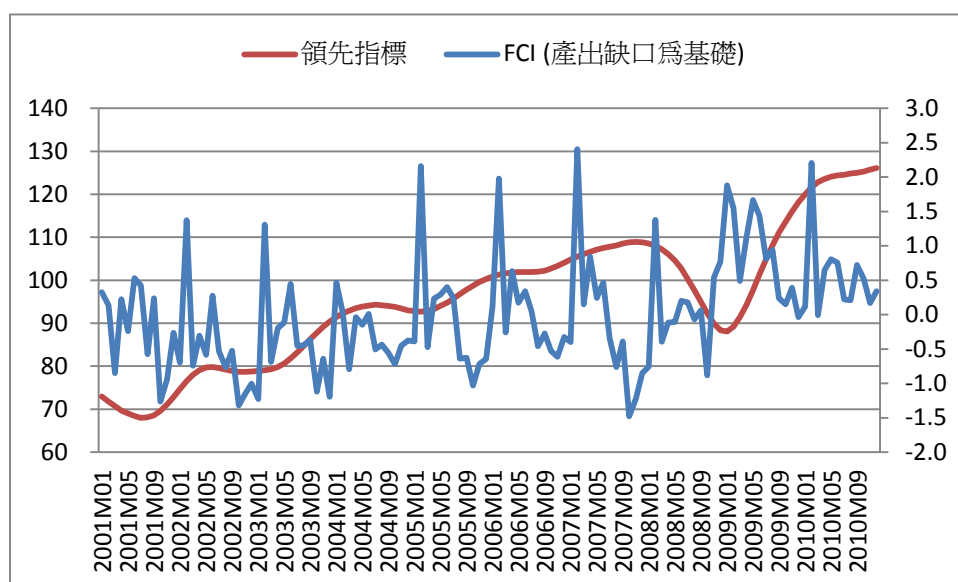
出缺口作為基礎的結果相當類似，然而反應程度略低於前者。與上述兩者所計算的指數相比，以物價缺口為基礎所計算的金融情勢指數的變化最為緩和，然而走勢與上述二者並沒有太大的不同。總言之，利用產出缺口、工業生產缺口與物價缺口等三種衡量基準下，所得到的金融情勢走勢相當吻合一致，差別在於其反應的程度有大有小。因此，以下分別利用縮減式模型針對三種缺口所得到的金融情勢指數再與領先指標，同時指標，景氣燈號等經濟情勢做對照，並觀察其走勢是否具有一致的現象。



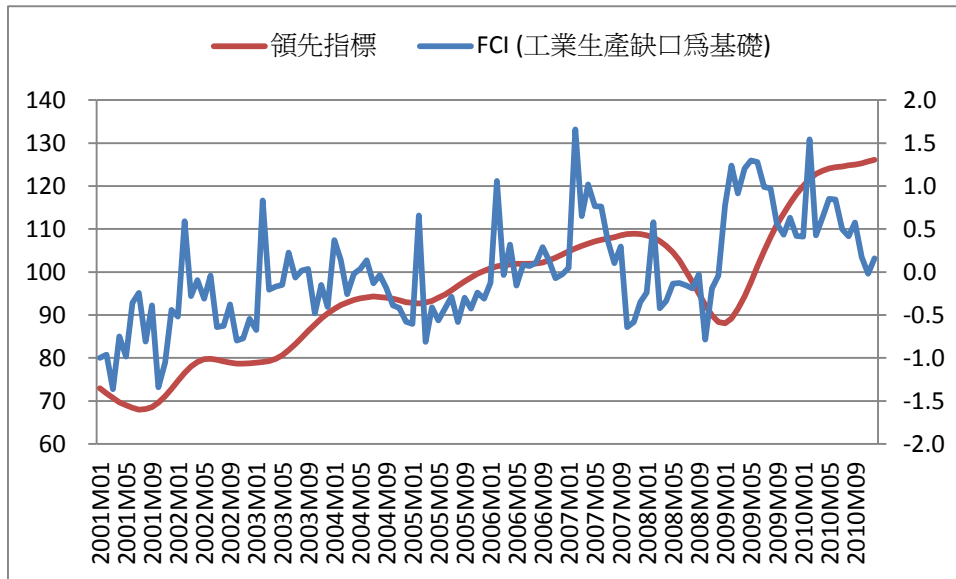
附圖 2-1. 產出缺口、工業生產缺口與物價缺口為基礎所建構之 FCI

附圖 2-2 至附圖 2-4 為各產出缺口基礎下所建構之金融情勢指數與領先指標的走勢對照。同樣以 2008 年 9 月雷曼兄弟發生倒閉之期間做為檢視，以產出缺口與工業生產缺口為基礎的金融情勢指數明顯

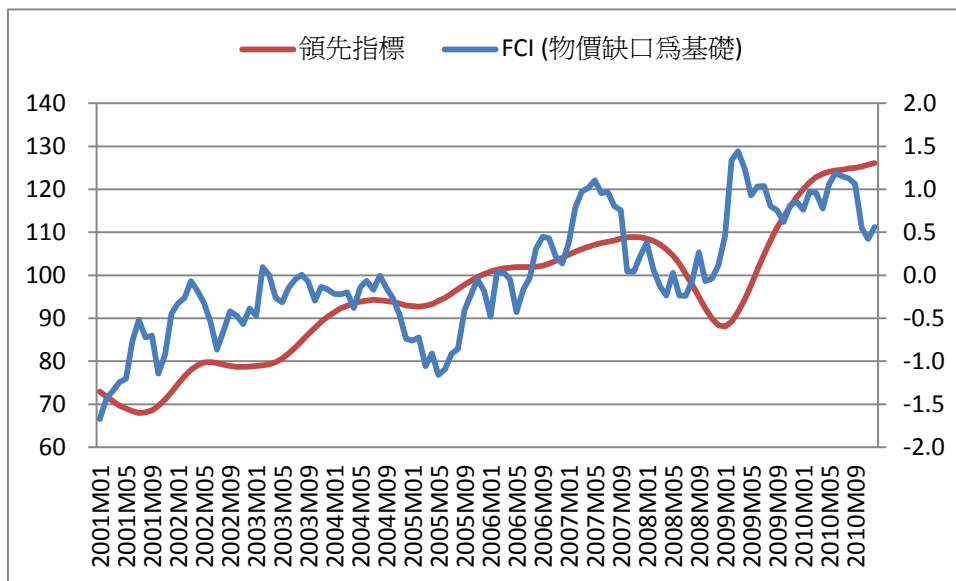
比領先指標較早觸底，而物價缺口為基礎的金融情勢指數與之前的分析一樣，下跌的幅度偏小，並沒有出現明顯的跌幅，因此不容易察覺。之後，金融情勢指數隨即呈現快速的攀升，而在 2010 年 5 月之後，又明顯的有一波下降趨勢，然而領先指標似乎還沒有下跌趨勢，因此在這段期間金融情勢指數與領先指標出現歧異的走勢。



附圖 2-2. FCI(產出缺口)與領先指標之比較



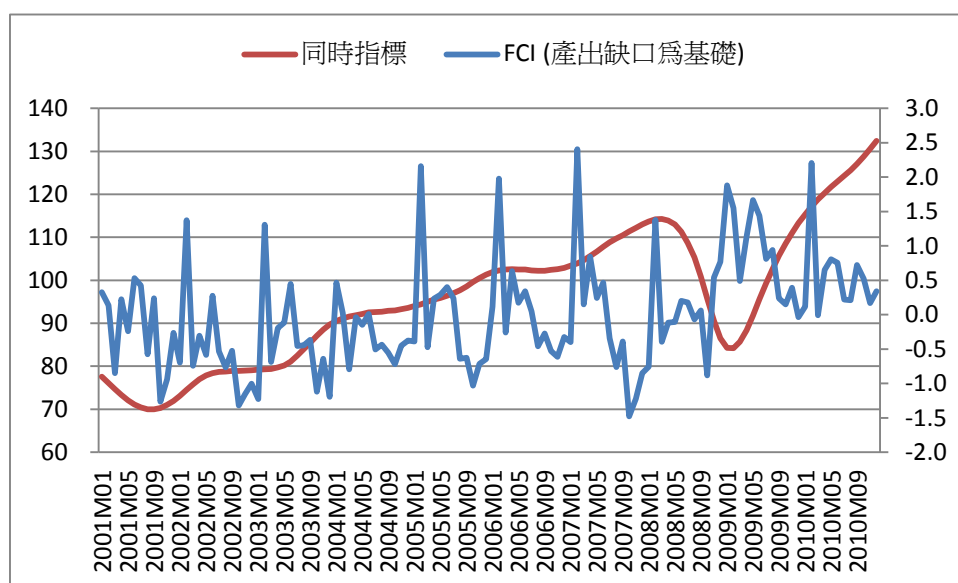
附圖 2-3. FCI(工業生產缺口)與領先指標之比較



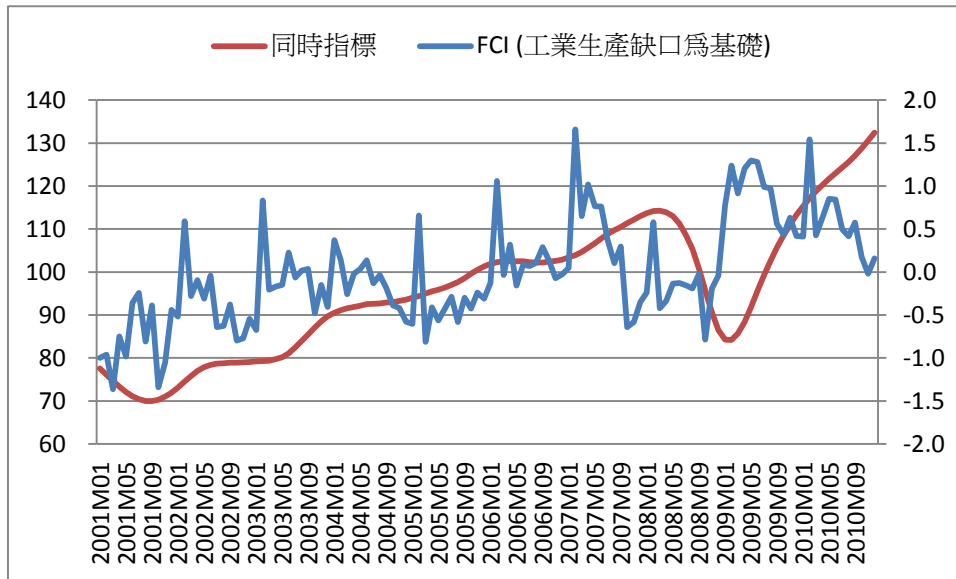
附圖 2-4. FCI(物價缺口)與領先指標之比較

最後觀察產出缺口、工業生產缺口與物價缺口等不同基礎下所建構之金融情勢指數與同時指標之間的關係。同樣地，再以 2008 年 9 月雷曼兄弟發生倒閉之期間做為檢視基礎。與之前的發現一致，以產出缺口與工業生產缺口為基礎的金融情勢指數落底的時間明顯比同

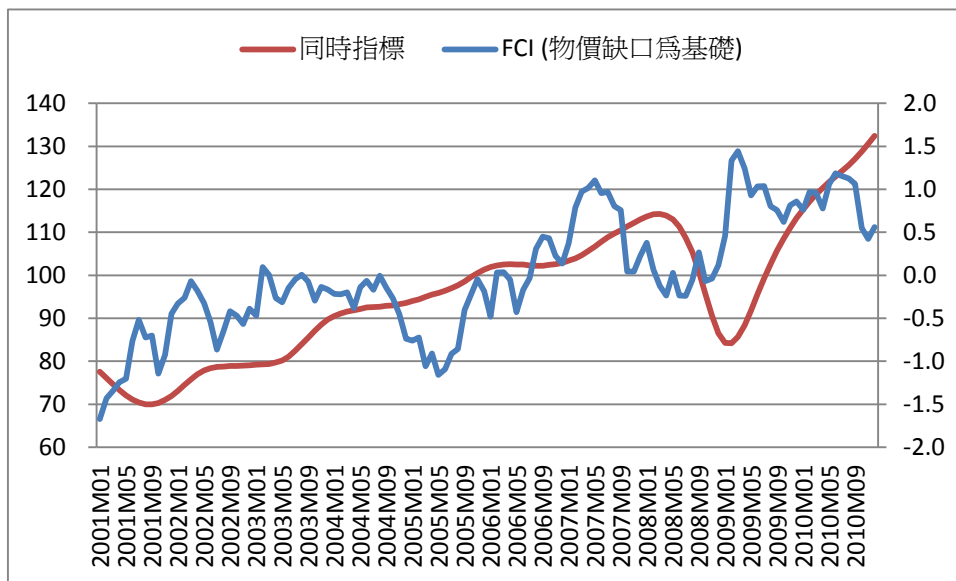
時指標要來得早，同時指標大約在 2 至 3 個月後才到谷底。之後金融情勢指數一路走揚，直到 2010 年 5 月左右開始下跌，到 2010 年 12 月維持在 0 左右的水準，顯示金融情勢穩定的跡象。從同時指標來觀察，該指標從金融海嘯之後就逐月走升，到 2010 年 12 月底為止，一直維持往上的趨勢，該現象與領先指標類似，但與金融情勢指數的變化不同。相關結果請參考附圖 2-5 至附圖 2-7。



附圖 2-5. FCI(產出缺口)與同時指標之比較



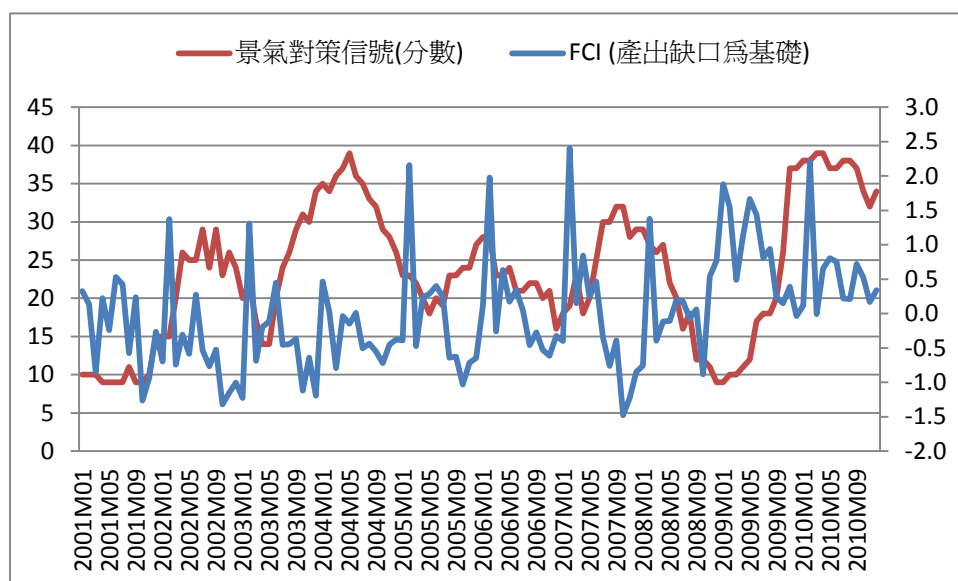
附圖 2-6. FCI(工業生產缺口)與同時指標之比較



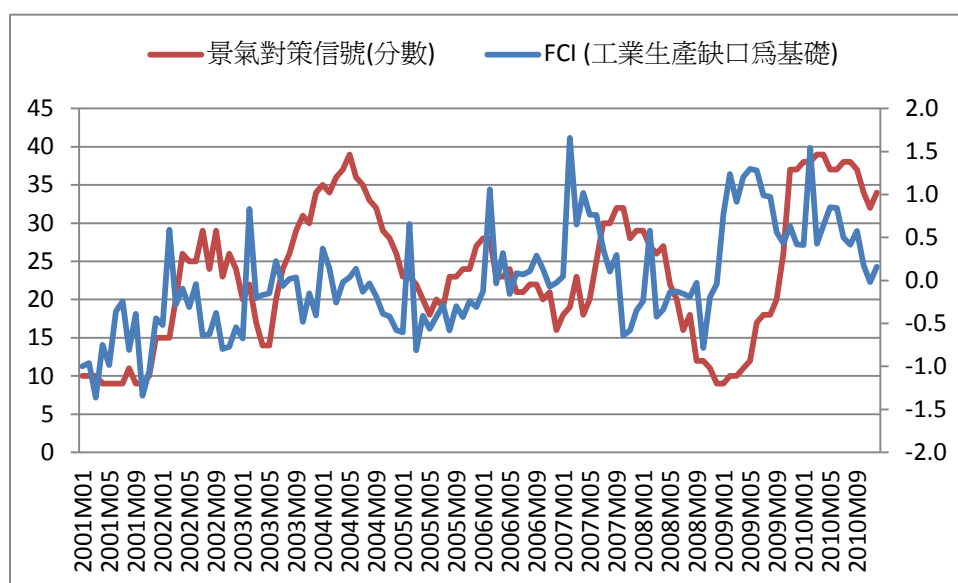
附圖 2-7. FCI(物價缺口)與同時指標之比較

附圖 2-8 至附圖 2-10 為各產出缺口基礎下所建構之金融情勢指數與景氣對策信號之走勢。若檢視雷曼兄弟發生後之期間，以產出缺口與工業生產缺口為基礎的金融情勢指數似乎較早到達谷底，物價缺口為基礎的金融情勢指數同樣反應出金融情勢下跌的警訊，但幅度偏小，

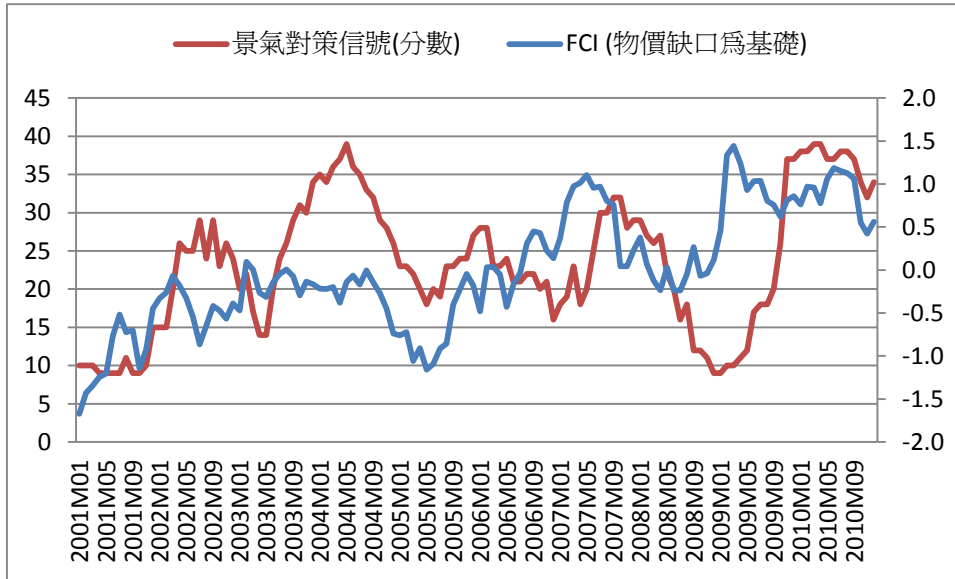
不容易察覺。而在谷底之後，金融情勢指數隨即呈現快速的走升，明顯比景氣對策燈號的反應快上許多。2010年5月之後，三種金融情勢指數先反應下跌，而景氣對策燈號的走勢也隨即反應，在反應時間上似乎以金融情勢指數較先反應，幅度也比較大。



附圖 2-8. FCI(產出缺口)與景氣對策信號分數之比較



附圖 2-9. FCI(工業生產缺口)與景氣對策信號分數之比較



附圖 2-10. FCI(物價缺口)與景氣對策信號分數之比較

附錄 3. 主觀指標與國際原物料主成分分析

附錄 3 利用主成分分析的方法，將相關主觀成分指標與國際原物料變數分別萃取出代表主觀指標與整體原物料價格變化的主成分，形成新的市場變數，並利用新變數代替原先 VAR 模型估計時所採用的消費者對未來的投資信心與原油價格兩個變數，再據以計算權重編制金融情勢指數，以作為對照之用。

一、台灣 VIX 指數的計算

由於台灣 VIX 指數的編制相較於美國 VIX 指數來的晚，台灣 VIX 指數資料期間為 2007/01-2010/12，而美國 VIX 指數資料期間為 1990/01-2010/12，因此，本文欲先探討美國 VIX 指數對於台灣 VIX 指數的解釋效果為何？如果美國 VIX 指數對於台灣 VIX 指數具有顯著的解釋能力，則利用既有的美國 VIX 指數來導出台灣 VIX 指數，其迴歸方程式如下所述：

$$VIX_{taiwan,t} = \alpha + \beta VIX_{usa,t} + e_t$$

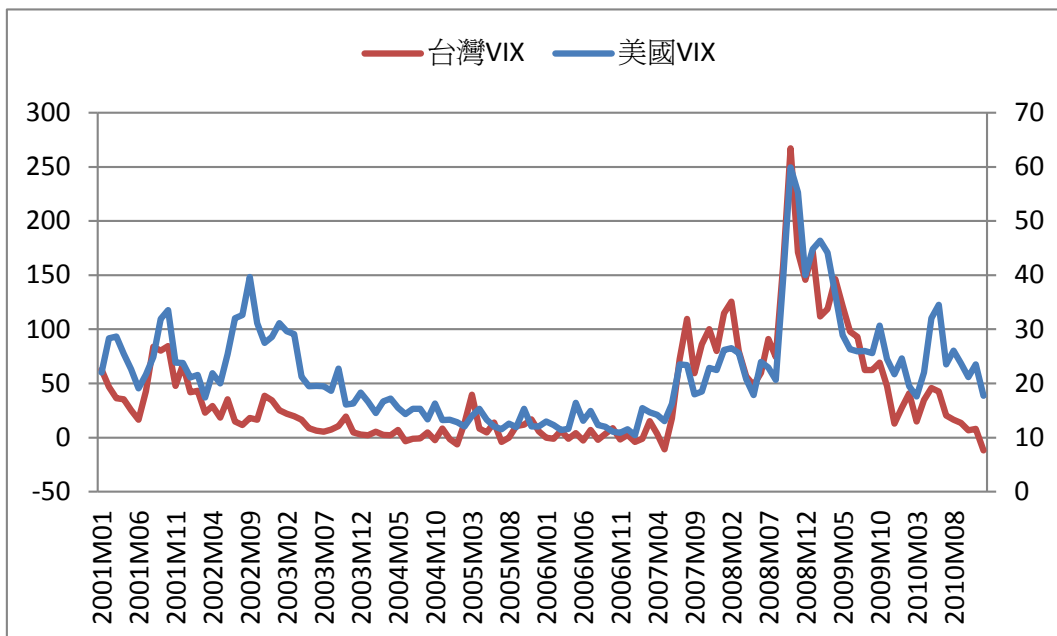
其中， $VIX_{taiwan,t}$ 表示為台灣 VIX 指數， $VIX_{usa,t}$ 為美國 VIX 指數， α 為截距項， β 為斜率，而 e_t 則為台灣 VIX 指數與美國 VIX 指數兩者之殘差，然而台灣 VIX 指數資料期間為 2007/01-2010/12，美國 VIX 指數資料期間為 1990/01-2010/12，因此，利用上述迴歸方程式，且其選用之資料期間為 2007/01-2010/12，可得迴歸結果則如附表 3-1 所述：

附表 3-1. 台灣 VIX 指數與美國 VIX 指數迴歸結果

Variable	Coefficient	Std. Error	Prob
VIXusa	4.680	0.463	0.000***
α	-56.074	12.837	0.000***

資料期間:2007/01-2010/12

由附表 3-1 可知，美國 VIX 指數對於台灣 VIX 指數在 1% 的顯著水準下具有解釋能力，因此，本文則利用既有的美國 VIX 指數來導出台灣 VIX 指數，推估期間為 1990/01-2006/12 的台灣 VIX 指數資料，而兩者關係之走勢圖如附圖 3-1 所述，且兩者之相關係數為 0.9307。



附圖 3-1. 台灣 VIX 指數與美國 VIX 指數走勢

二、變數資料說明

1. 主觀指標

本文使用之變數共有八個，包括製造業營業氣候測驗點、消費者信心指數、股價淨值比、股市週轉率、IPOs 個數、14 日騰落比、台灣 VIX 以及本益比，附表 3-2 為變數說明。

附表 3-2. 主觀指標變數說明

變數名稱	資料期間	資料來源
製造業營業氣候測驗點	2001/01~2010/12	台灣經濟研究院
消費者信心指數	2001/01~2010/12	中央大學
股價淨值比	2001/01~2010/12	CMONEY
股市週轉率	2001/01~2010/12	CMONEY
IPOs 個數	2001/01~2010/12	CMONEY
14 日騰落比	2001/02~2010/12	CMONEY
台灣 VIX	2001/01~2010/12	CMONEY
本益比	2001/01~2010/12	CMONEY

2. 原物料指數

除了上述主觀指標變數以外，本文亦探討原物料指數變數，包括食物、飲料、工業產業、農業、金屬以及能源，資料期間為 2001/01~2010/12，資料筆數各為 120 個，其變數說明如附表 3-3。

附表 3-3. 原物料指數變數說明

變數名稱	資料期間	資料來源
食物指數	2001/01~2010/12	IMF
飲料指數	2001/01~2010/12	IMF
工業產業指數	2001/01~2010/12	IMF
農業指數	2001/01~2010/12	IMF
金屬指數	2001/01~2010/12	IMF
能源指數	2001/01~2010/12	IMF

三、主成分分析

主成分分析最早是由 Pearson (1901) 提出，接著 Hotelling (1933) 再加以發展，其基本概念在於如何透過少數幾個主要的變數就足以在分析問題上具有解釋能力，於主成分分析中，其假設分析之變項是沒有誤差，樣本的相關係數矩陣就代表母體的相關係數矩陣，可將 r 個變項加以轉換並挑選出前面幾個變異數較大成份，使所得線性組合而有 p 個成份的變異數為最大，且 $r > p$ ，而各個成份間的相關係很低或者是彼此無關，也就是說，主成分分析重點在於希望用較少的變數去解釋原來資料中的大部份變異，更期望能將許多相關性很高的變數轉化成彼此互相獨立的變數。

本研究之所以採用多變量分析方法中的主成分分析其主要目的為如果能在收集變數資料後，利用資料本身所傳達的訊息來訂定各個變數所佔之權重比例將會使問題再分析上變得較簡單、有效。

四、實證分析結果

1.主觀指標

由於 14 日騰落比資料從 2001/02 開始，因此整體資料期間皆由 2001/02~2010/12，變數個數各為 119 個，附表 3-4 為各個變數之敘述統計表，包括平均數與標準差。

附表 3-4. 主觀指標變數敘述統計

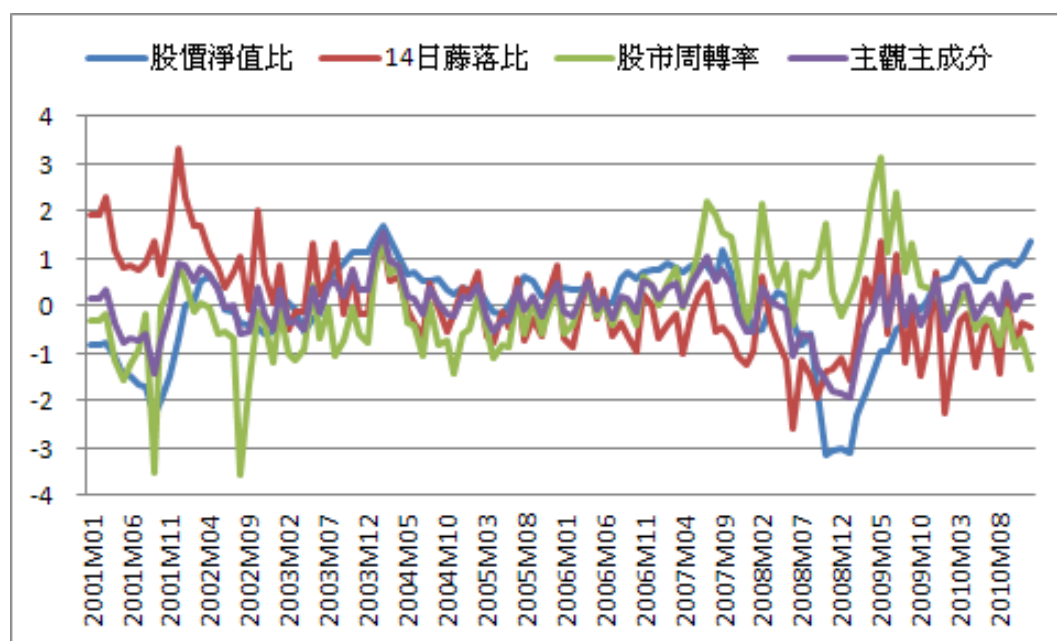
變數名稱	平均數	標準差
製造業營業氣候測驗點	107.130	9.714
消費者信心指數	69.681	9.011
股價淨值比	1.682	0.249
股市週轉率	0.652	0.205
IPOs 個數	3.150	6.249
14 日騰落比	-1529.260	2547.415
台灣 VIX	37.819	47.469
本益比	21.253	14.186

利用主成分分析，可得附表 3-5 之結果，股價淨值比所佔之權重比例最高為 0.4763，其次為 14 日騰落比，權重比例 0.3124，第三則為股市週轉率所佔權重比例為 0.2113，而股價淨值比、14 日騰落比與股市週轉率之解釋變異程度分別為 31.932%、20.942%與 14.166%。

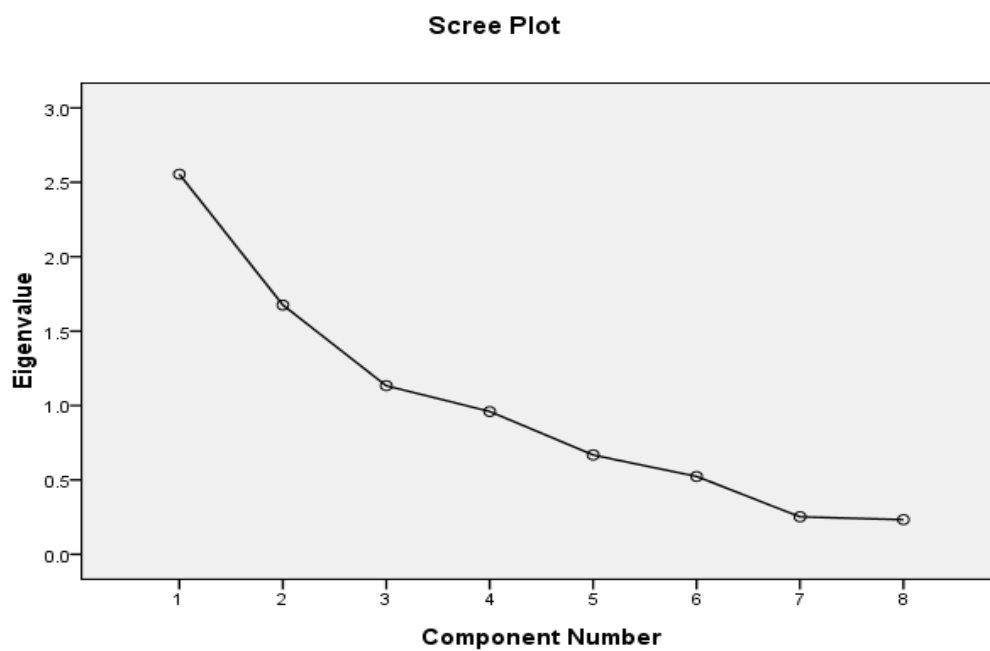
附表 3-5. 主觀指標權重比例與解釋變異程度

變數名稱	權重比例	解釋變異程度(%)
股價淨值比	0.476	31.932
14 日騰落比	0.313	20.942
股市週轉率	0.211	14.166

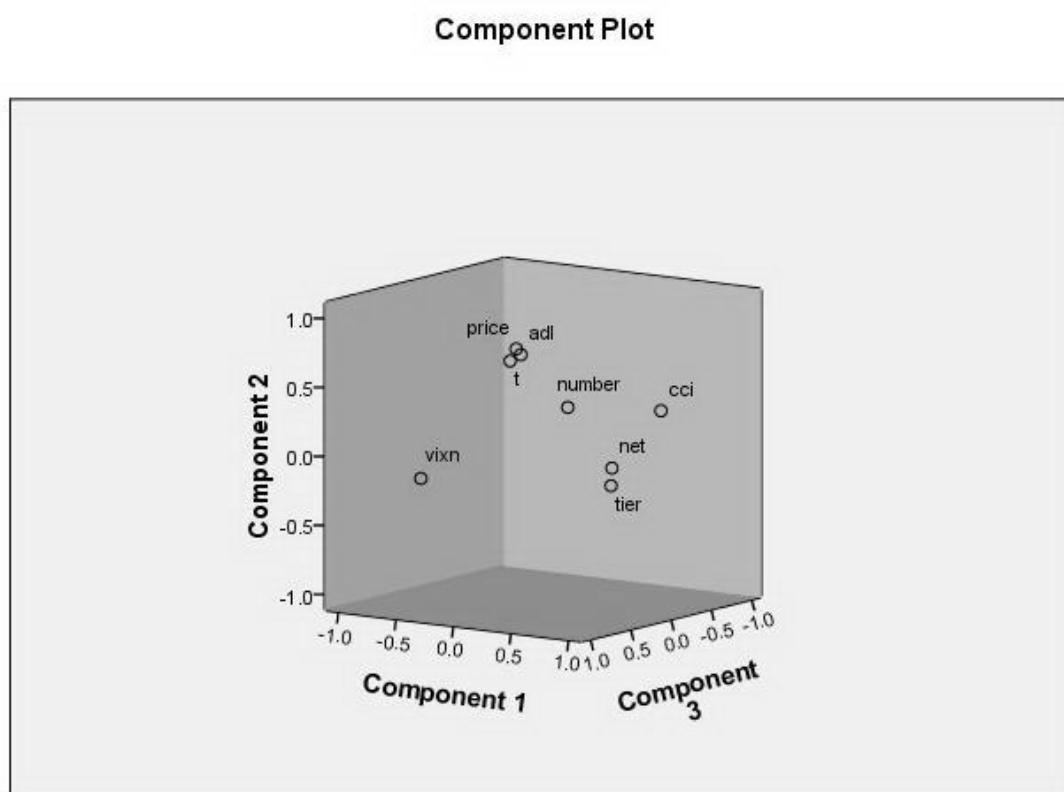
附圖 3-2 為主觀指標主成分分析變數組成之走勢圖，從圖中可以發現，其實股價淨值比、14 日騰落比與主成分分析所組成之變數，三者的走勢較為相似，而股市週轉率則波動較大，附圖 3-3 為主成分分析權重圖，可以看出各個變數所佔之比例。從附圖 3-4 中則可發現各個變數所組成之因素負荷圖。



附圖 3-2. 主觀指標主成分分析變數組成之走勢



附圖 3-3. 主觀指標主成分分析權重



附圖 3-4. 主觀指標因素負荷

2.原物料指數

附表 3-6 為原物料指數變數之敘述統計表，同樣也包括平均數與標準差。表七則為原物料指數權重比例與解釋變異程度表，原物料指數經由主成分分析後，可以發現僅由工業產業指標所佔之權重比例最高，高達 100%，解釋變異程度則為 87.052%。

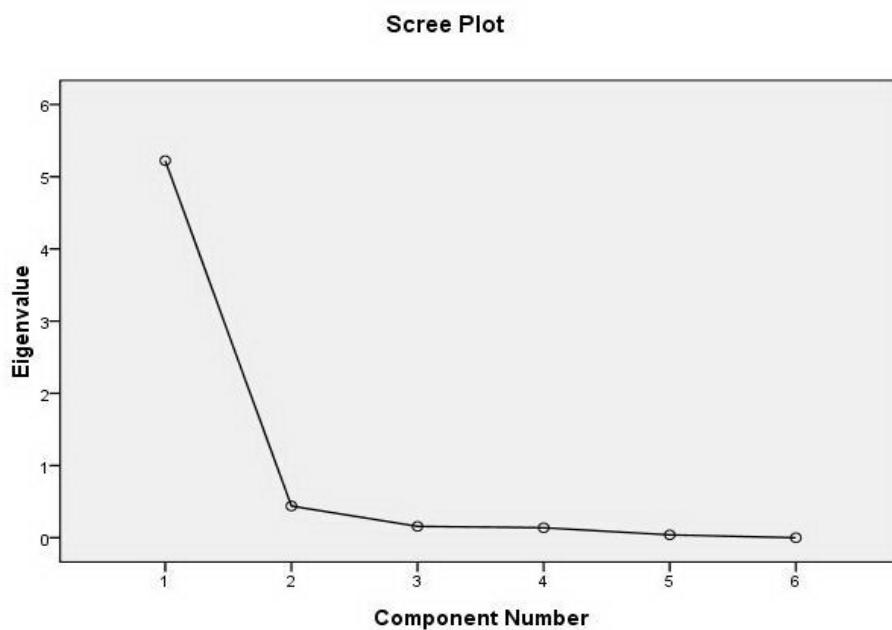
附表 3-6. 原物料指數變數敘述統計

變數名稱	平均數	標準差
食物指數	113.15	27.618
飲料指數	113.17	36.122
工業產業指數	113.23	36.572
農業指數	104.11	12.028
金屬指數	119.82	55.658
能源指數	102.26	47.707

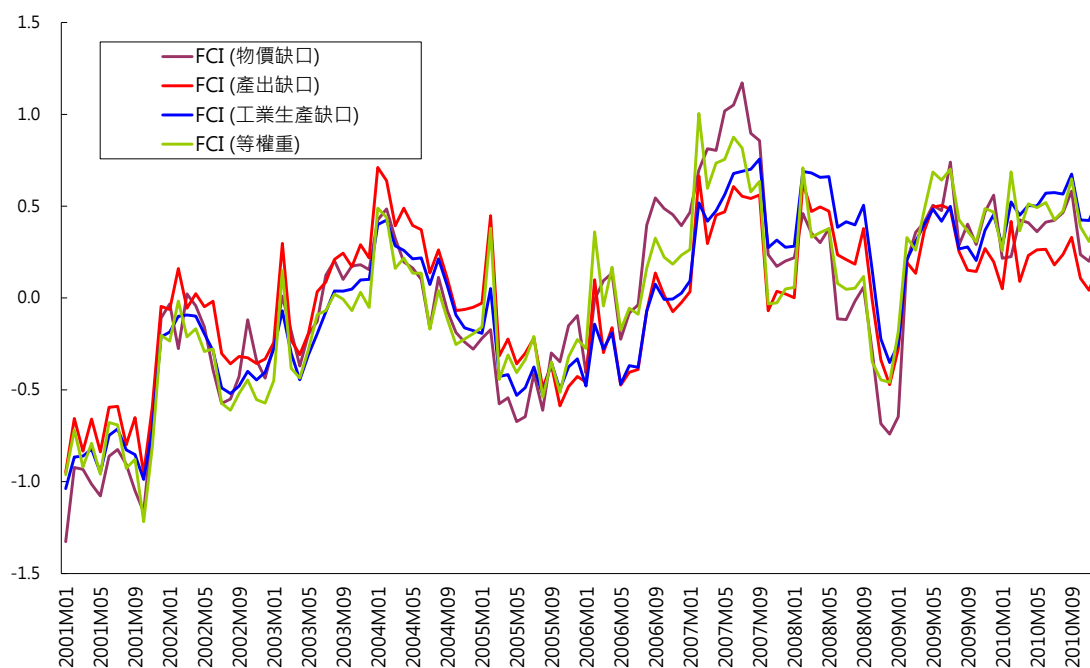
附表 3-7. 原物料指數權重比例與解釋變異程度

變數名稱	權重比例	解釋變異程度(%)
工業產業指數	1.000	87.052

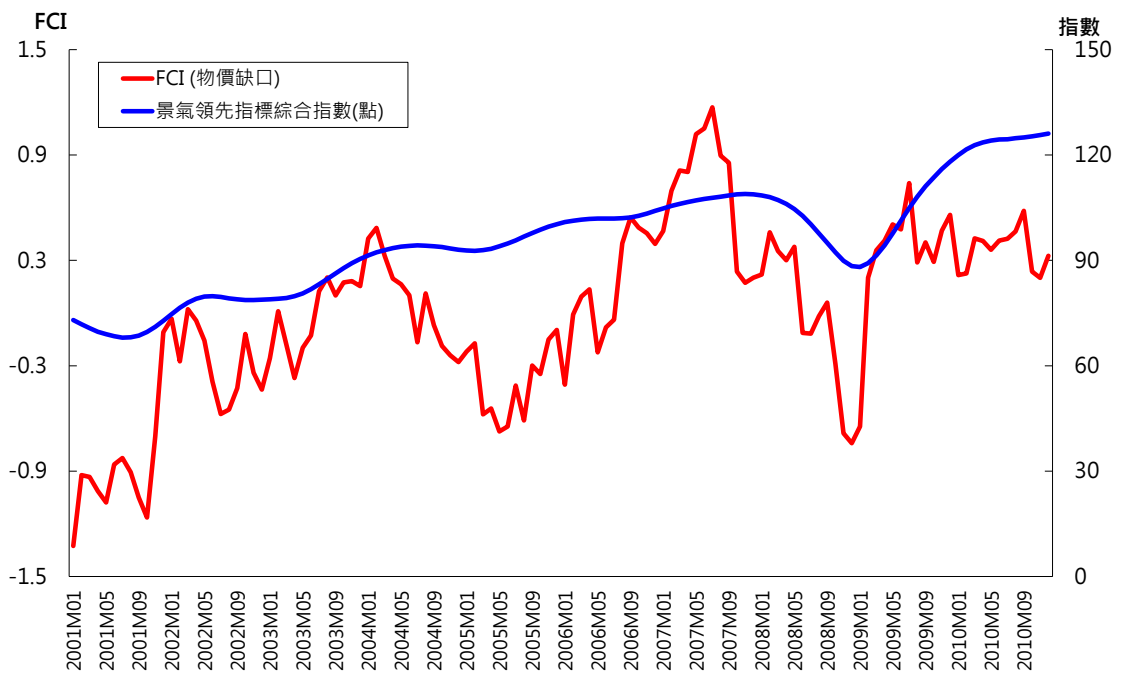
從附表 3-7 可以得知經由主成分分析後所構成之新變數以工業產業指數所佔之比例最高，因此，從附圖 3-5 原物料指數主成分分析權重圖亦可看出上述之效果。



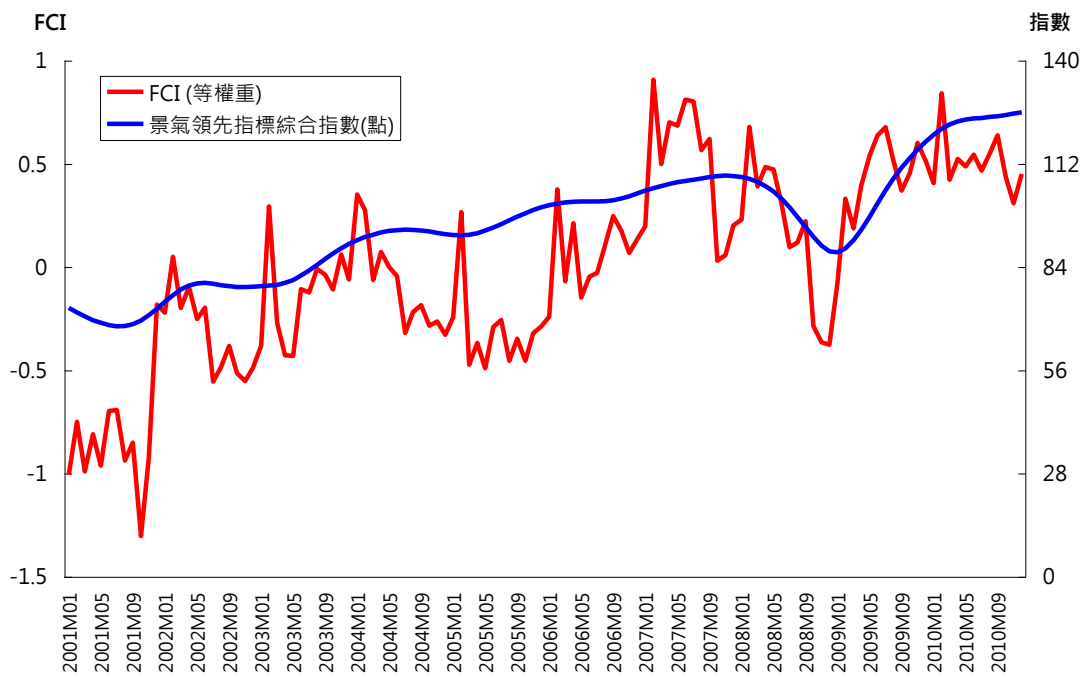
附圖 3-5. 原物料指數主成分分析權重



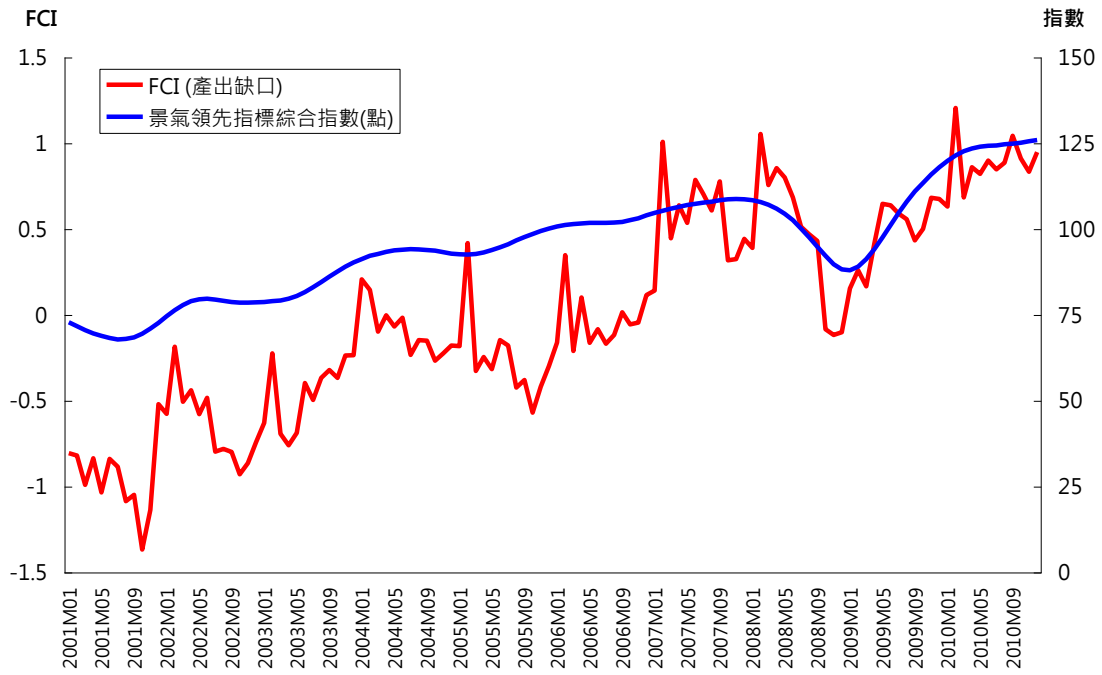
附圖 3-6. 工業生產指數、物價、產出、等權重為基礎所建構之 FCI



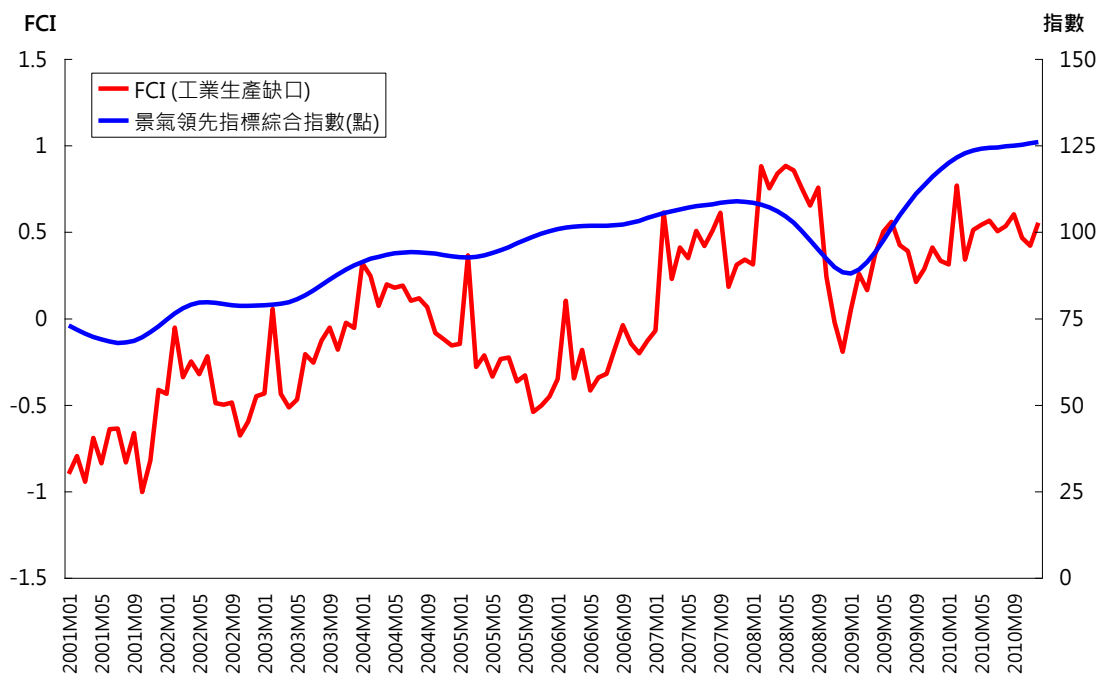
附圖 3-7. FCI(物價缺口)與景氣領先指標之比較



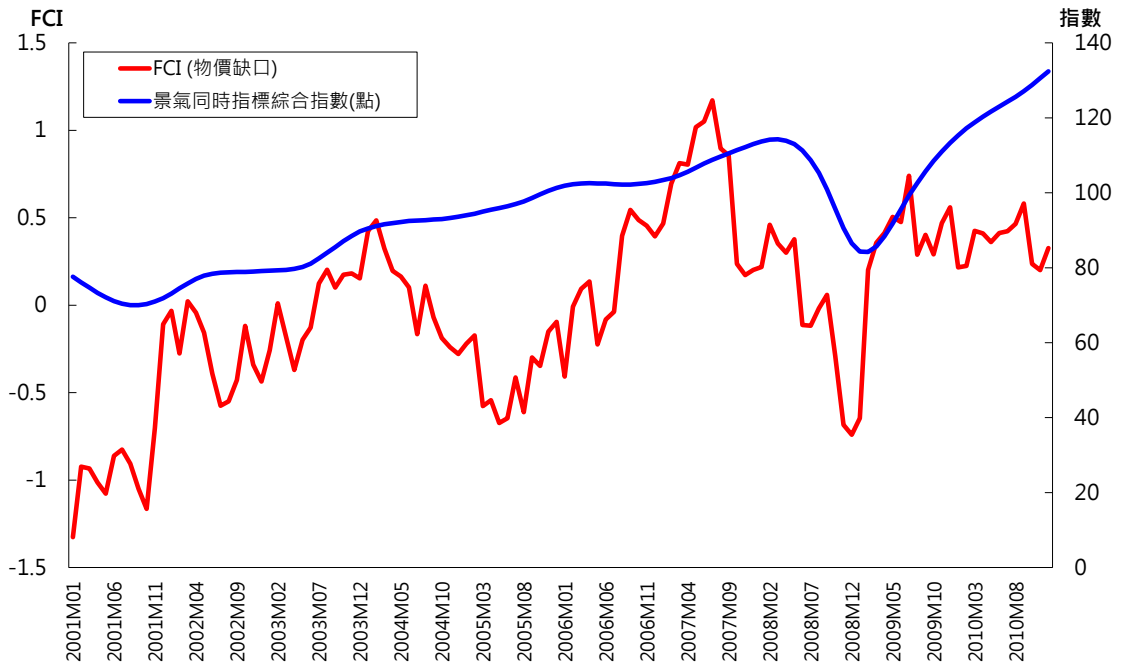
附圖 3-8. FCI(等權重)與景氣領先指標之比較



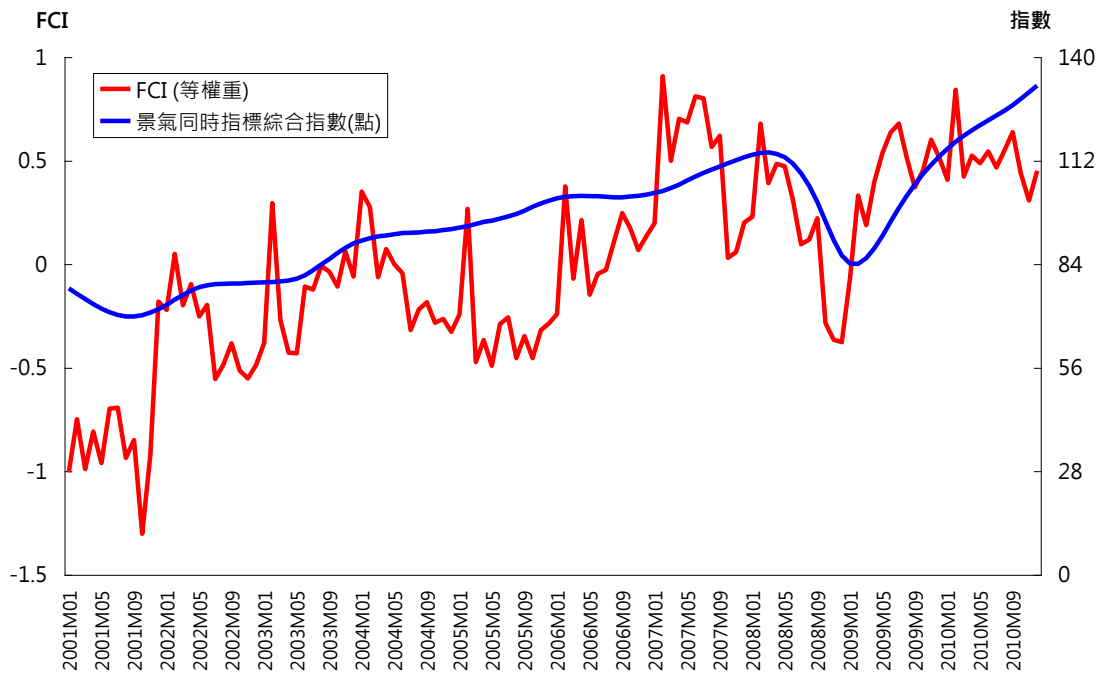
附圖 3-9. FCI(產出缺口)與景氣領先指標之比較



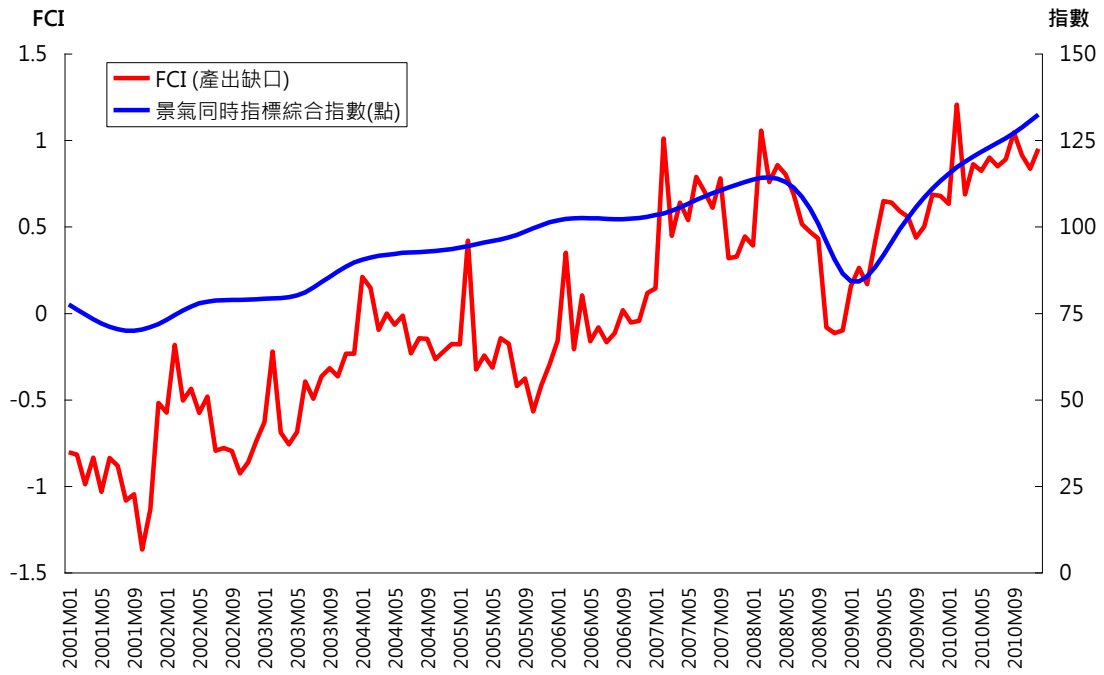
附圖 3-10. FCI(工業生產缺口)與景氣領先指標之比較



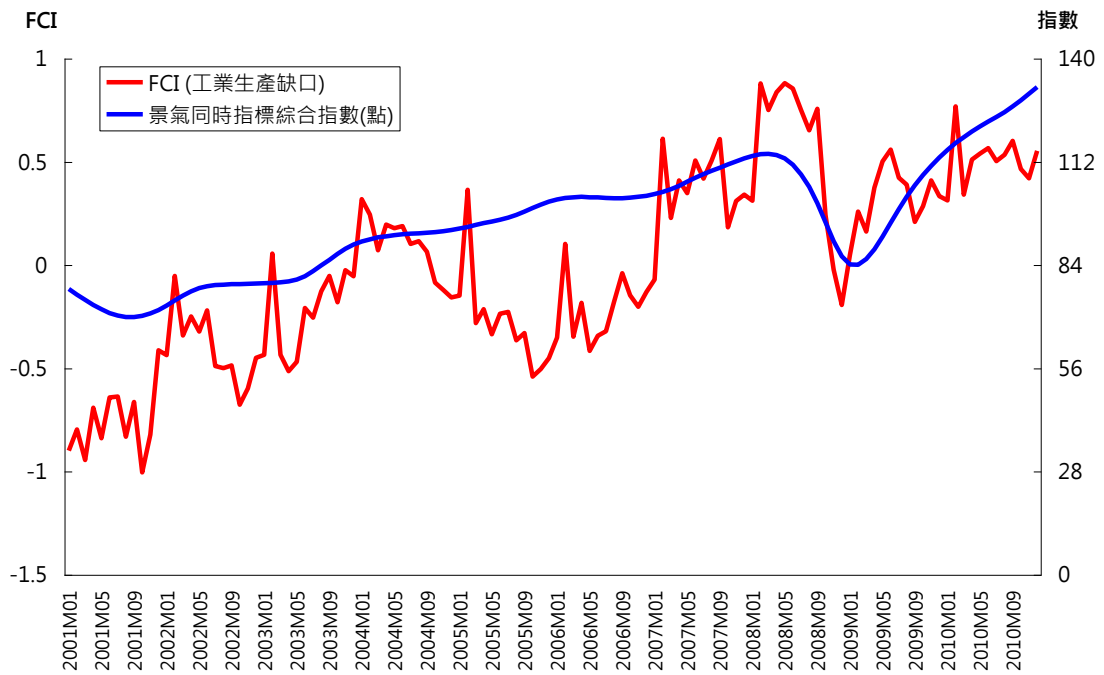
附圖 3-11. FCI(物價缺口)與景氣同時指標之比較



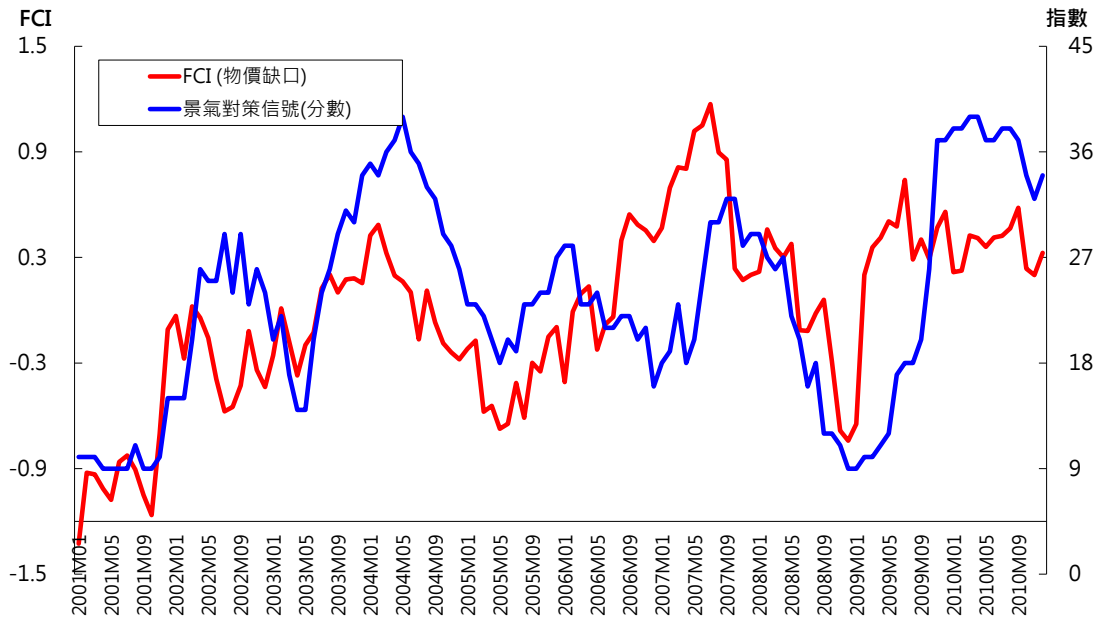
附圖 3-12. FCI(等權重)與景氣同時指標之比較



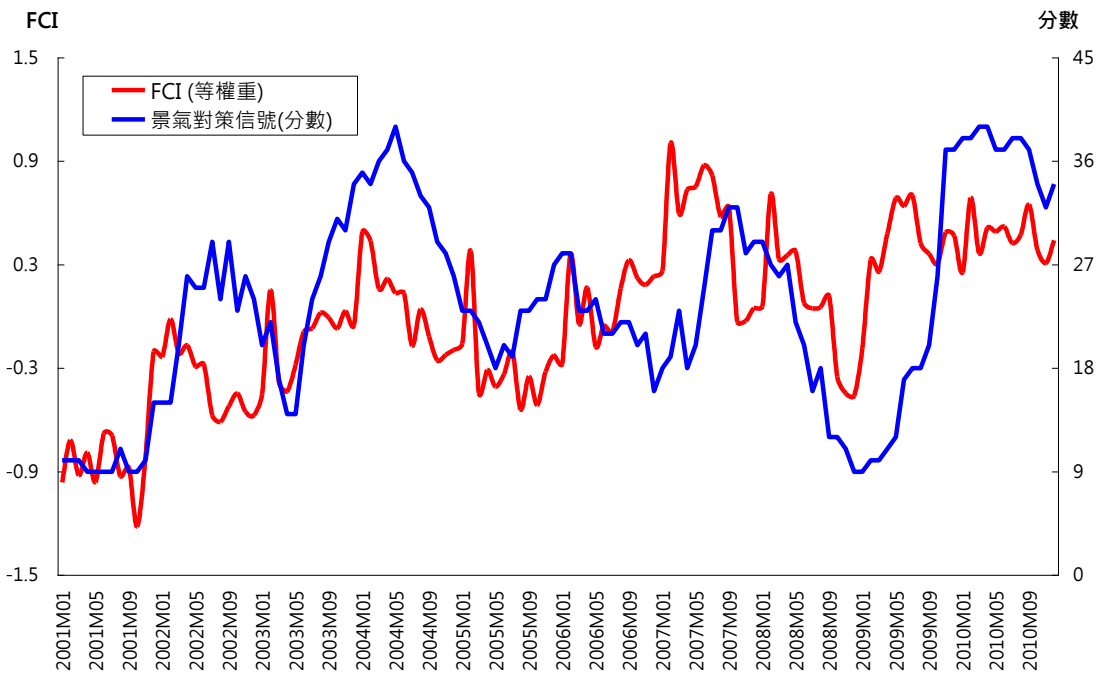
附圖 3-13. FCI(產出缺口)與景氣同時指標之比較



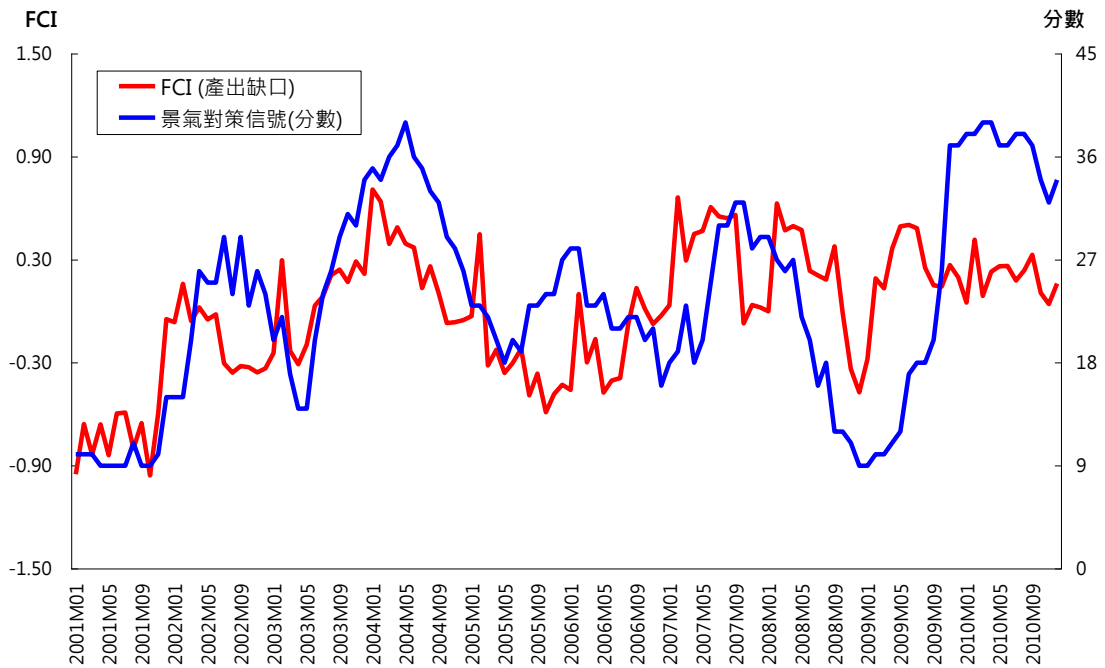
附圖 3-14. FCI(工業生產缺口)與景氣同時指標之比較



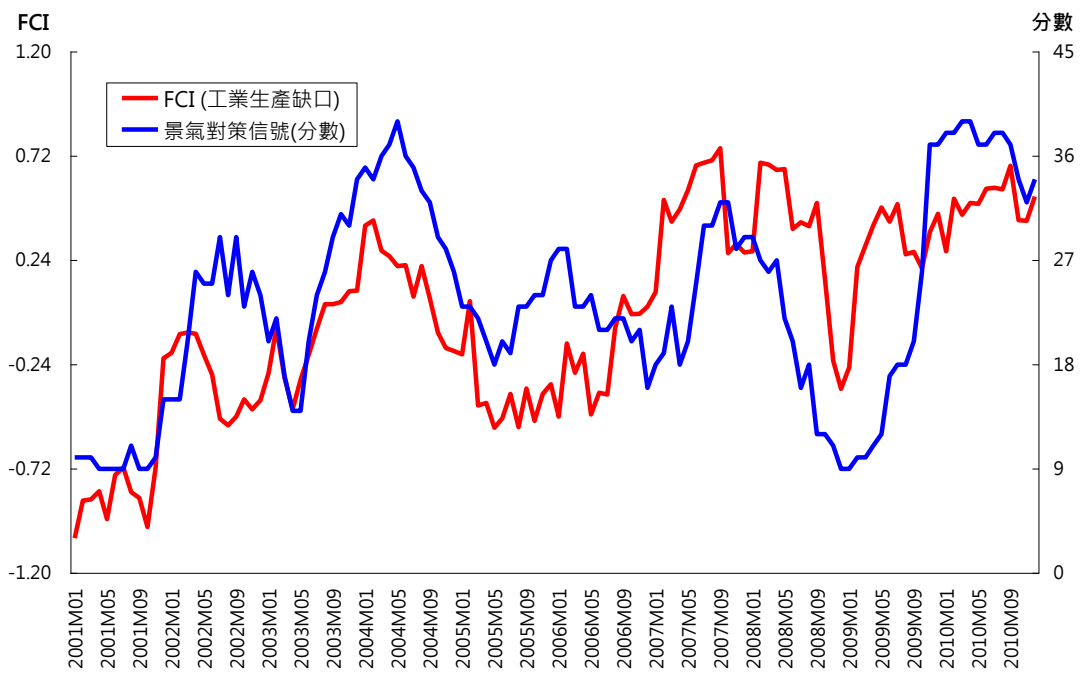
附圖 3-15. FCI(物價缺口)與景氣對策信號之比較



附圖 3-16. FCI(等權重)與景氣對策信號之比較



附圖 3-17. FCI(產出缺口)與景氣對策信號之比較



附圖 3-18. FCI(工業生產缺口)與景氣對策信號之比較