

臺灣金融情勢指數與總體經濟關係

管中閔

國立臺灣大學財務金融學系

徐之強

國立中央大學經濟學系

黃裕烈

國立清華大學計量財務金融學系

徐士勛*

國立政治大學經濟學系

關鍵詞: 金融情勢、共同因子、總體經濟

JEL 分類代號: C38, E17, E44

* 聯繫作者: 徐士勳, 國立政治大學經濟學系, 臺北市 116 文山區指南路二段 64 號。電話: (02) 2939-3091 分機 51667; 傳真: (02) 2939-0344; E-mail: shhsu@nccu.edu.tw。作者感謝國立臺灣大學計量理論與應用研究中心、國泰金融控股股份有限公司經濟研究處、臺北大學金融與合作經營學系陳淑玲教授與廣州暨南大學國際經濟與貿易系謝子雄教授對於本文撰寫所提供的協助, 以及世新大學財務金融學系何宗武教授、編輯委員和三位匿名評審對此文所提供的評論與建議。本文的內容與觀點純屬作者個人研究的結果, 不代表其服務機關之意見。

airiti

摘要

金融情勢指數 (Financial Conditions Index) 是根據眾多金融變數所編製而成的綜合指標, 可以描述整體金融市場寬鬆與緊縮的狀況, 也可作為主管機構調控貨幣政策的重要參考依據。不同於以往文獻, 本文以兩步驟方法建構臺灣的金融情勢指數。首先, 針對股票市場、貨幣市場與外匯市場, 我們以 Bai and Ng (2004) 提出的 PANIC 模型, 分別估計各市場中代表價、量變動的六個主要指標。其次, 我們參考德意志銀行 (Deutsche Bank) 的金融情勢指數建構方式, 透過景氣波動與各指標的線性迴歸分析, 決定前一步驟所建構的六項指標分別在建構臺灣金融情勢指數時的組合權數。此時各項指標的組合權數所對應的正、負符號, 均能符合總體經濟理論的認定限制。另一方面, 根據 Granger 因果關係檢定與初步的樣本外預測表現評估, 我們發現本文所建構的金融情勢指數具有領先大多數實質面總體變數的特性, 此特性應可對更為深入與廣泛的經濟預測分析有所助益。

1. 前言

金融摩擦 (financial frictions) 是造成景氣循環的主要原因之一。例如 2008 年金融海嘯與 2011 年歐洲主權債務危機, 不僅全面衝擊所有金融市場 (包括股、匯、債市), 也嚴重拖累實質面經濟活動。但由於金融情勢瞬息萬變, 如何能透過一個綜合指標, 即時且全面掌握金融市場流動性變化, 分析其與臺灣總體經濟變數的關聯度, 進而提早預測臺灣景氣轉折, 一直是政府、企業與學界所關心的重要課題。

金融情勢指數 (Financial Conditions Index, FCI) 是根據眾多金融變數所編製而成的綜合指標, 藉以描述整體金融市場寬鬆與緊縮的狀況。理論上, 貨幣政策通常可以透過債券、資產與外匯市場等傳遞管道, 影響實質面總體經濟活動。然而, 這些不同市場的貨幣政策傳遞管道, 常會隨著時間變動而改變其相對重要性及彼此間的運作過程。因此, 若我們只關心貨幣政策透過利率波動對總體經濟的影響, 忽略其他金融市場價、量變動在貨幣政策傳導機制中所扮演的角色, 將無法清楚掌握金融市場與總體經濟間的關係。本文主要目的是利用適當的計量方法編製臺灣金融情勢指數, 分析不同市場在不同時間點對金融情勢鬆緊的相對重要性, 並希冀此指數能作為主管機構調控貨幣政策的重要參考依據。

文獻上, 不同金融情勢指數的差異主要在於: (1) 金融變數的選取, (2) 綜合指標的編製方法, 與 (3) 編製過程是否能滿足總體理論的關係限制。在金融變數的選取方面, 大多數文獻主要參考貨幣、債券、股票與外匯市場的金融變數, 如 Dudley and Hatzius (2000), Guichard and Turner (2008), Hooper et al. (2010), 國內亦有臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011) 的研究。¹ 少數文獻則多考慮房價與銀行信用等金融變數, 如 Mayes and Viren (2001) 與 Federal Reserve Bank of Chicago。在綜合指標的編製方法上, 大致上可以區分

¹ 該計畫的研究成果於 2011 年 8 月 16 日公開發表, 相關歷史新聞網頁可參考如今日新聞網 (<http://www.nownews.com/2011/08/16/91-2735722.htm>) 所示。

兩類方法：縮減式模型 (reduced-form model) 與因子模型 (factor model)。前者包含如 Bank of Canada, Citi Group, Goodhart and Hofmann (2000) 與徐千婷 (2008); 後者則有 Hatzius et al. (2010), 臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011), 及張天惠 (2012) 等研究。雖然因子模型能運用大量金融變數資訊, 但其編製 FCI 的過程中, 並無法確保模型所估計的參數符號滿足總體理論的預期。與以往文獻不同, 本文所編製的金融情勢指數將考慮此模型結構限制, 期能清楚了解不同金融市場價量變動與總體經濟間的關係。

本文以兩步驟方法建構臺灣的金融情勢指數。首先, 針對股票市場、貨幣市場與外匯市場, 我們利用 Bai and Ng (2004) 提出的 PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common components) 模型, 分別估計股票、貨幣與外匯市場中代表價、量變動的六個主要指標。與既有因子模型不同, PANIC 模型的優點是可以保留原始資料的時間數列特性 (如單根或定態等性質), 不需先將資料處理成定態數列。再者, 一般咸認為, 寬鬆的金融情勢有助於經濟成長, 而緊縮的金融情勢則否, 因此我們於第二步驟中, 參考德意志銀行 (Deutsche Bank) 的金融情勢指數建構方式, 透過景氣波動與各指標的線性迴歸分析, 決定六項指標分別在臺灣金融情勢指數中的組合權數。

我們根據文獻上的相關討論與相對應資料的可取得性, 考慮了股票、貨幣與外匯市場中 19 個變數的資料, 利用上述兩步驟方法建構臺灣金融情勢指數。實證結果發現: 股票、貨幣與外匯市場占臺灣金融情勢指數的比例約為 0.39 : 0.36 : 0.25, 並且各項指標的組合權數所對應的正、負符號, 均能符合總體經濟理論的認定限制。例如股價上升、利率下降、貨幣數量增加與臺幣貶值等, 均有助於寬鬆整體金融市場的態勢。反觀既有文獻的建構方式, 德意志銀行的金融情勢指數建構方式常會有金融變數選取太少, 以及過於任意 (ad hoc) 的缺點; 而一般主成分分析法 (principal component analysis) 以金融市場的共同因子 (common factor) 作為金融情勢指數, 雖可考量較多的金融變數, 但此方法並無法確保各別市場價、量變動與金融情勢指數彼此間所對應的正、負符號關係。因此, 由實證結果的合理性而言, 本文所提出的兩步驟

方法確實改進了既有建構方式的缺點。另一方面, 本文也根據 Granger 因果關係檢定與初步的樣本外預測表現評估, 發現所建構的金融情勢指數具有領先大多數實質面總體變數的特質, 此特性應可對更為深入與廣泛的經濟預測分析有所助益。

第二節我們將對現有金融情勢指數相關研究進行回顧; 第三節介紹本文所選取的金融變數與金融情勢指數的編制方法, 以及金融情勢指數的相關分析結果; 第四節則為結論與未來可能的延伸方向討論。

2. 文獻回顧與既有建構方式之缺點

由於金融情勢指數主要反映整體金融情勢的變化, 因此在建構上常倚賴利率、匯率與資產價格相關變數的資訊。文獻上, 第一個編製出金融情勢指數的是高盛投資公司 (Goldman Sachs) 的研究報告, 其考量的變數包括實質短期利率 (LIBOR rate)、實質長期利率、高盛公司自行編製的貿易加權美元指數 (Goldman Sachs Trade-Weighted Dollar Index) 以及股票總市值對名目國內生產毛額 (GDP) 的比率; 詳見 Dudley and Hatzius (2000)。除了上述高盛投資公司所考量的變數外, 文獻上也有其它不同的選擇與探討。例如 Mayes and Viren (2001) 與 Goodhart and Hofmann (2000) 以實質房價與實質股價當作資產價格變數; 而 Macroeconomic Advisers 則考慮股利佔股價比率與家計部門股票財富;² 相關研究的整理可參考 Hatzius et al. (2010)。至於金融情勢指數的建構方式, 特別是指數權重的決定, 文獻上也有許多方法。其中, 最簡單的方式是以「固定權數」加權組合所考慮的金融變數, 如 Bloomberg FCI (Rosenberg, 2009)。此外, 也有多數研究者或機構採用各式計量方法或模型來決定權數, 如 Hooper et al. (2010) 與 English et al. (2005) 就以主成分分析法先計算出主要因子數列後再求取金融情勢指數的權數等。

² 請參考 1998 年 the U.S. Economic Outlook 之 Technical Notes, September 5。

從上述的說明中不難發現, 在建構金融情勢指數時我們必須考慮以下三點: (1) 金融變數的選取, (2) 單一指標的合成方式, 以及最重要的 (3) 該指數與總體經濟活動之間的關係。舉例來說, 加拿大銀行 (Bank of Canada) 於 1980 年代末期所提出的「貨幣情勢指數」(Monetary Conditions Index), 以及 Goodhart and Hofmann (2000) 與 Dudley and Hatzius (2000) 所建構的金融情勢指數, 便是以利率、匯率或資產價格等少數價格變數, 在 Rudebusch and Svensson (1999) 的總合需求模型的假設下, 透過簡單迴歸模型估算產出與這些價格變數之間的線性關係。然後, 再以估算出的模型參數為權數, 將這些價格變數加權成單一指標以形成金融情勢指數。在估算的過程中, 研究者均要一一檢視參數估計值的正、負號是否符合總體模型的預期, 以期所建構出的金融情勢指數能更正確地描述金融市場與總體經濟活動之間的關係。而近期的相關文獻如 Lack (2002), Gauthier et al. (2004), 以及 Swiston (2008) 等在建構金融情勢時, 也均會要求模型所估算出正、負符號需要符合總體理論的預期。

爲了更清楚說明上述文獻中迴歸模型建構方式的特性, 我們也挑選了三個具代表性的金融變數: 臺灣股價指數、隔拆利率與新臺幣名目有效匯率指數, 並以能代表總體景氣波動的同時指標 (以下簡稱 CoinIdx) 當作被解釋變數, 來估計這三個金融變數的可能組合權數。我們先將所有資料依文獻常用方式處理成定態數列, 並以 BIC (Bayesian information criterion) 模型選擇標準, 選擇同時指標數列的落後項以控制殘差項的自我相關, 我們得到臺灣股價指數、隔拆利率與新臺幣名目有效匯率指數這三個金融變數的對應的迴歸係數估計分別約爲 0.10、-0.02 與 -0.43。根據此一簡單的實證結果, 若我們將這三個金融變數以這樣的權重來組成單一指標, 代表股價波動對金融情勢鬆、緊的影響將與利率和匯率變動相反: 即股價上升、利率下降與臺幣貶值等均會造成整體金融情勢寬鬆; 這樣的權數正、負號符合我們的理論預期。³

³ 在臺灣相關的實證研究中, 藉由總合需求方程式的估計以決定金融情勢指數中各選取變數的組合權數研究僅徐千婷 (2008) 一文。其以實質利率、新臺幣有效匯率指數與資產價格變數 (實質平均房屋單價、實質股價或股票總市值對名目 GDP 的比率) 建構臺灣的金融指數, 其中組合權數的正、負號也符合理論預期。

雖然利用上述方式所建構的金融情勢指數符合理論的預期, 但此建構方式卻有一項為人詬病的缺點, 即模型所選取的金融變數太過於任意, 而且金融情勢指數的構成項目通常太少 (僅包含 3 至 4 個變數)。為了解決此一問題, Hatzius et al. (2010)、Osorio et al. (2011)、Vonen (2011)、臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011) 以及張天惠 (2012) 等便以 Stock and Watson (2002) 所提出因子模型為基礎, 同時考量眾多的金融變數, 並以主成分分析等統計方法從眾多的變數資料中擷取主要共同因子後, 再將此因子視為代表金融市場波動態勢的金融情勢指數。值得一提的是, 利用上述方式來建構金融情勢指數時, 資料必須為定態數列以符合模型估算上的要求。除此之外, 臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011) 以及張天惠 (2012) 等也嘗試將變數依市場形態區分成不同的群組 (如匯率市場、利率市場等資料群組), 在不同的群組中先建構各自的指標, 最後再將這些指標組合成一單一指標。利用這種方式所建構的金融情勢指數除了可以了解各市場對該指數的貢獻程度外, 也具有較好的預測能力, 更詳細的說明請參閱臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011) 與張天惠 (2012)。

利用因子模型的架構雖可以容納較多金融變數, 解決迴歸模型中僅能考慮少數金融變數的選取問題, 但其逕以共同因子當作金融情勢指數的處理方式卻可能使該指數不具金融情勢的經濟意涵。舉例來說, 我們根據文獻上的相關討論與相對應資料的可取得性, 考慮了股票市場、貨幣市場與外匯市場共 19 個變數, 資料期間為 2002 年 8 月至 2012 年 5 月, 共 118 筆月資料; 各市場的變數分別依價格與數量整理於表 1 中。⁴ 若直接將這 19 個變數依文獻慣用方式處理成定態並以主成分分析法來建構其共同因子後, 我們發現臺灣股價指數、隔拆利率與新臺幣名目有效匯率指數這三個金融變數的對應權數分別約為 -2.06 、 0.37 與 -0.26 ; 亦即股價與匯率以同向變動而利率以反向變動組合成該共同因子。這些變數的權重正、負組合顯然違反了我們的認知: 股價波動對金融情勢鬆緊的影響將與利率和匯率變動相反。因此, 臺灣金

⁴ 由於這 19 個變數依各市場的價、量特性分類, 因此於同一市場的價格 (或數量) 變數具有相當的正相關性。舉例來說, 在股票市場中「臺灣加權股價指數 (點)」與「摩根臺股指數期貨 (點)」價格變數的相關係數高達 0.93; 在貨幣市場中「貨幣總計數 M1B」與「貨幣機構放款與投資」數量變數的相關係數高達 0.95。

表 1 各市場的價格與數量變數

市場	價格變數	數量變數
股票市場	臺灣加權股價指數 (點)、臺股指數期貨 (點)、摩根臺股指數期貨 (點)	成交量 (千股)、成交值 (千元)、週轉率 (%)、三大法人外資買賣超市值 (百萬)、融資增減 (千元)、融券增減 (張)
貨幣市場	2 年期公債利率、5 年期公債利率、10 年期公債利率、30 年期公債利率、30 天期的商業本票次級市場利率、金融業隔夜拆款利率	貨幣總計數 M1B、貨幣機構放款與投資
外匯市場	新臺幣名目有效匯率	外匯交易量

資料來源：股票市場變數取自於臺灣經濟新報，貨幣市場價格變數與外匯市場的數量變數取自於中央銀行金融統計月報，貨幣市場數量變數資料由經建會景氣指標查詢系統中的指標構成項目網頁 (<http://index.cepd.gov.tw/index.aspx?lang=1>) 下載，至於外匯市場價格變數則由財團法人臺北外匯市場發展基金會網頁 (<http://www.tpefx.com.tw/htm/02ntd02.htm>) 下載。

融市場的共同因子並不必然等同於能代表金融市場寬鬆緊縮程度的金融情勢指數。⁵ 我們認為主要的差異在於，共同因子模型是建構在追求所有金融變數中最大變異組合的目標上，而非權數組合的正、負符號滿足經濟理論的要求。因此，共同因子模型的建構具有統計分析上的意義，但在追求最大變異組合的同時，將可能無法兼顧各變數對於金融情勢的正、負影響關係。

3. 金融情勢指數的建構

從上述分析中可知，不論是簡單迴歸分析或是傳統的因子模型都無法同時且全面地滿足建構金融情勢指數時之考量。有鑒於此，本文以兩步驟方法建構臺灣的金融情勢指數。首先，針對表 1 中股票市場、貨幣市場與外匯市場的 19 個變數，我們利用 Bai and Ng (2004) 所提出的 PANIC 模型，分別

⁵ 在臺灣以金融市場共同因子來衡量金融情勢的研究中，臺大－國泰產學合作計畫 (2011) 中的三個金融市場指標的組合權數正、負號符合理論預期，但張天惠 (2012) 的研究中並沒有清楚將各變數的組合權數揭露於文中，因此我們無從得知其是否能滿足理論預期。

估計各市場中代表價、量變動的六個主要指標。⁶ PANIC 模型架構的其中一個優點是, 該模型在估算因子數列時可以同時處理定態與非定態數列的資料, 而不需像傳統的因子模型分析時, 皆需先將所有的資料轉換成定態數列後方能進行。換言之, PANIC 模型可以保留原始資料的時間數列特性 (如單根性質), 以建構金融情勢指數; 後續的實證結果中可以發現, 在保留原始數列的特性下, 其所建構的金融情勢指數可以滿足上述指標建構時的諸多考量。接著, 我們參考德意志銀行的金融情勢指數建構方式, 透過景氣波動與各價、量指標的線性迴歸分析, 決定六項指標分別在臺灣金融情勢指數中的組合權數。為能讓本文內容更為簡潔, 我們將 PANIC 模型的建構與估計方式整理於附錄一中。

3.1 各市場的價、量指標

我們依循臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011) 以及張天惠 (2012) 的架構, 將變數依表 1 中市場形態區分成不同的群組, 分別建構各市場相對應的價格與數量指標後, 再利用這些指標建構臺灣的金融情勢指數。舉例而言, 我們先針對股票市場中的 6 個數量變數和 3 個價格變數, 建立其 PANIC 模型並估計出該模型的共同因子數列, 此數列即為對應於股票市場的數量 (價格) 指標。待各對應的市場指標均已建構完成後, 我們再參考德意志銀行的金融情勢指數建構方式, 以線性迴歸模型來決定六項指標在臺灣金融情勢指數中的組合權數。為方便介紹, 後續分析中我們以符號 $S_q (S_p)$ 代表股票市場的數量 (價格) 指標、以符號 $M_q (M_p)$ 代表貨幣市場的數量 (價格) 指標、而以符號 $E_q (E_p)$ 代表外匯市場的數量 (價格) 指標。由於外匯市場的價格與數量變數只有單一變量, 因此我們逕以標準化的新臺幣名目有效匯率及外匯交易量作為該市場當然的價格與數量指標。⁷

⁶ 相較於近年來在文獻上針對臺灣金融情勢的相關實證研究, 如徐千婷 (2008), Osorio et al. (2011), 和張天惠 (2012) 等, 我們考慮了更多可能反應金融市場波動的變數。再者, 依價格與數量的方式分類並依序建構對應指標也讓我們後續的分析能更具經濟意涵。

⁷ 根據我們進一步檢視該階段組合指標所需的權數發現, 在股票市場與貨幣市場中, 同一市場的價格 (或數量) 變數都是以相同的正負號權數組成該市場的價格 (或數量) 指標, 亦即同一市場的

圖 1 分別為各市場以 PANIC 模型所估算出的價格與數量指標，各圖中我們也畫出同時指標數列來做為臺灣景氣循環波動的替代變數以便於比較。利用簡單的 Augmented Dickey-Fuller (以下簡稱 ADF) 單根檢定，我們發現這三個市場六大指標中，僅股票市場價格指標 S_p 與貨幣市場數量指標 M_q 為非定態數列，其餘的指標皆為定態數列。⁸

從圖 1(a) 中可以發現，股票市場的價格指標 S_p 相對高點為 2007 年 10 月，而相對低點為 2009 年 1 月，其所反應的時點大致為美國次貸風暴乃至於全球金融危機蔓延影響至臺灣的起始與結束時點。至於股票市場的數量指標 S_q ，除了 2003 年中與 2004 年初及次貸風暴與金融危機前後有稍微明顯的波動外，其餘時點的波動並不大。另一方面，從圖 1(b) 中可觀察到，貨幣市場的價格指標 M_p 相對高點為 2008 年 6 月，之後一路下滑並維持低於平均（小於零）的態勢直至 2011 年中，這結果大致呈現了臺灣利率的綜合走勢。至於貨幣的數量指標 M_q ，其走勢較不具波動而多呈現較為長期的持續期，以 2007 年底至 2011 年底為例， M_q 都處於低於平均水準的數量。至於外匯市場方面，由圖 1(c) 可看出，臺灣的外匯市場在 2008 年底至 2010 年底之間不論是價格指標或是數量指標都低於長期平均水準。

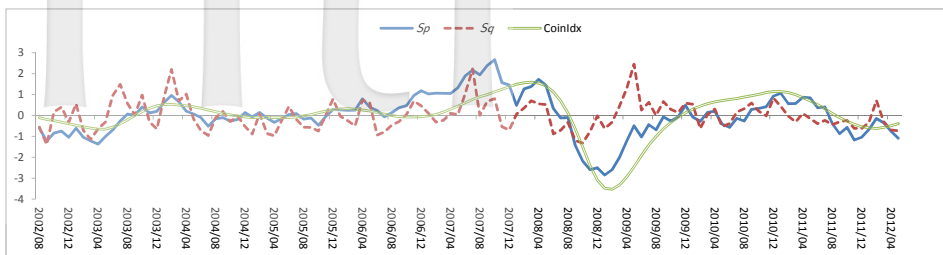
3.2 權數的決定

建構出六大指標後，我們再參考德意志銀行的金融情勢指數建構方式，透過景氣波動與各指標的線性迴歸分析，決定這六大指標在臺灣金融情勢指數中的組合權數。由於國內 GDP 僅有季頻率的資料，而工業生產指數月資料又無法全面代表景氣波動，因此，我們便以同時指標數列，CoinIdx，來做為臺灣景氣循環波動的替代變數。我們利用以下的迴歸模型決定六大指標在臺灣金融情

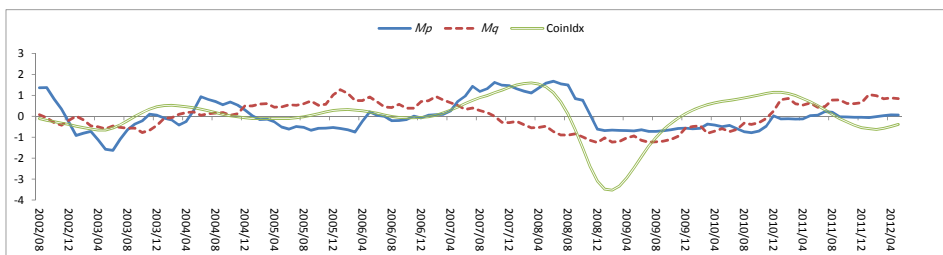
價格（或數量）變數都是以「同向變動」的方式於第一階段組合成指標。這樣的特性讓我們於判斷該指標的增減對金融情勢鬆緊態勢的影響是否相符理論預期時，不用擔心其對應組成變數中可能出現相反的情況。

⁸ 在具截距項的 Augmented Dickey-Fuller 檢定中，股票市場價格指標 S_p 與貨幣市場數量指標 M_q 的 p 值分別為 0.2127 與 0.7326，而其餘的價、量指標的單根檢定 p 值皆小於 0.05。

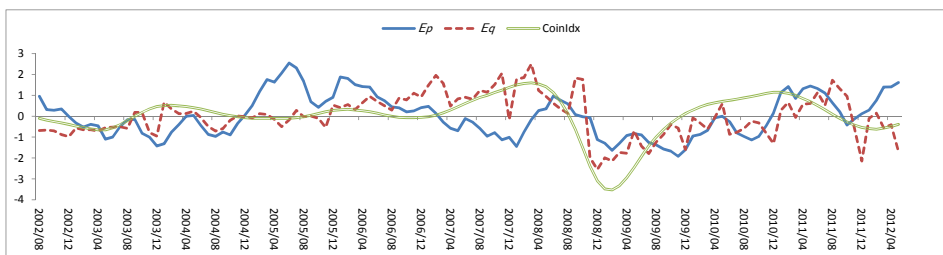
臺灣金融情勢指數與總體經濟關係 (管中閔, 徐之強, 黃裕烈和徐士勛)



(a) 股票市場的價格指標 (S_p)、數量指標 (S_q) 與同時指標數列 (CoinIdx)



(b) 貨幣市場的價格指標 (M_p)、數量指標 (M_q) 與同時指標數列 (CoinIdx)



(c) 外匯市場的價格指標 (E_p)、數量指標 (E_q) 與同時指標數列 (CoinIdx)

圖 1 各市場價、量指標與同時指標數列之比較

勢指數中的組合權數:

$$\begin{aligned} \text{CoinIdx}_t = & \beta_0 + \beta_1 S_{p_t} + \beta_2 S_{q_t} + \beta_3 M_{p_t} + \beta_4 M_{q_t} + \beta_5 E_{p_t} \\ & + \beta_6 E_{q_t} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \text{CoinIdx}_{t-i}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中, 估算結果的最適落後項數 $p = 3$ 是由 BIC 決定, 而各指標對應的線性

表 2 各市場的價格與數量指標的迴歸係數與金融情勢指數組合權數

	S_p	S_q	M_p	M_q	E_p	E_q
迴歸係數	0.0290 (0.0003)	-0.0075 (0.1039)	-0.0223 (0.0000)	0.0117 (0.0599)	-0.0141 (0.0001)	-0.0098 (0.0431)
組合權數	0.3070	-0.0799	-0.2359	0.1236	-0.1494	-0.1042

註：括號內的數值為相對於迴歸係數估計值所對應的 t 統計量的 p 值。金融情勢指數組合權數為將各指標對應的迴歸係數除以這六個指標迴歸係數的絕對值和。

迴歸的係數估計結果則列於表 2。表中的組合權數為各指標對應的迴歸係數除以這 6 個指標迴歸係數的絕對值和：

$$\frac{\beta_i}{\sum_{j=1}^6 |\beta_j|}, \quad i = 1, \dots, 6, \quad (2)$$

更詳細的組合權數值可參考表 2 的結果。⁹

由表 2 的迴歸係數估計結果中可以發現，除了股票市場數量指標 S_q 的 t 統計量的 p 值略高於 0.1 外，其餘指標的係數皆顯著異於 0；再者，股票市場價格指標 S_p 與貨幣市場數量指標 M_q 的上升有利於當期同時指標的上升（符號為正），而其餘價、量指標與同時指標呈反相變動（符號為負）；這樣的正、負符號符合總體理論的預期。除此之外，經 ADF 檢定後發現，同時指標為一定態數列，而模型 (1) 的殘差項經 ADF 單根檢定後也判定為定態數列。由於模型 (1) 的解釋變數中有兩個非定態的指標，即股票市場價格指標 S_p 與貨幣市場數量指標 M_q 。因此，這樣的估計結果表示該線性模型中的變數有一共整合的關係。

接著，由表 2 中的相對組合權數可以看出，股票市場的價格指標 S_p 的相對權重最大（其值為 0.3070），貨幣市場價格指標 M_p 次之（其值為 -0.2359），而股票市場數量指標 S_q 最小（其值為 -0.0799）。整體而言，在這樣的建構方式下，股票、貨幣與外匯市場對於臺灣金融情勢指數的組成比例約為 0.39：

⁹ 除了以同期的同時指標作為此迴歸模型 (1) 的解釋變數外，我們也將在 3.5 節中，討論以不同同時指標領先期數作為解釋變數時，對於各大指標的權數影響。

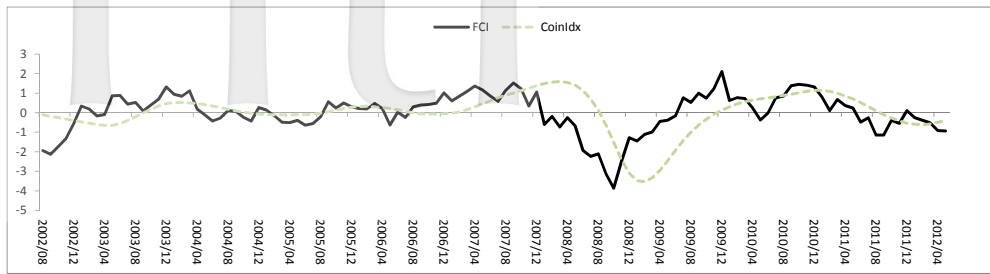


圖 2 臺灣金融情勢指數 (FCI) 與同時指標數列 (CoinIdx) 時間趨勢圖

0.36 : 0.25。一般的經濟理論或文獻研究皆認為，股票市場價格上升、貨幣市場價格下降、貨幣市場數量上升與外匯市場價格下降都將使得整體金融情勢較為寬鬆，較寬鬆的金融情勢則有助於經濟成長，而表 2 中各指標對應的組合權數的正負關係恰能反映這樣的經濟意涵，亦即 S_p 與 M_q 對金融情勢指數的影響應與 M_p 與 E_p 反向。相對地，從第二節中的結果可以發現，若只是單從主成分分析結果來決定金融情勢指數的權數，其權數的正、負號不一定符合經濟直覺或理論預期。換句話說，傳統的因子模型所建構的共同因子數列不一定可以直接用來當成金融情勢指數指標，因為其所建構的權數符號不一定符合經濟理論的預期。

3.3 金融情勢指數

我們將這六大指標與對應的組合權數相乘加總後再予以標準化，即為臺灣特有的金融情勢指數；圖 2 畫出此 FCI 與同時指標的走勢。圖中金融情勢指數大於 0 表示金融情勢在此觀察期間為相對寬鬆，數值愈大反映金融情勢在該時點愈為寬鬆；反之，金融情勢指數小於 0 則反映了該時點臺灣金融情勢的相對緊縮程度。再者，我們將這六個價量指標與組合權數相乘後的相對貢獻比例於圖 3 中繪出，以便清楚瞭解所建構的六個價量指標，在每一時點下與金融情勢指數間的關係。根據圖 2 與圖 3，我們發現，臺灣金融情勢最緊縮的時點為 2008 年 10 月 (該月為雷曼兄弟破產後引發全球金融危機的次月)，當期的臺灣金融情勢值為 -3.68 ，其中，股票市場價格指標 S_p 大幅下跌，貨幣市場價格指標 M_p 尚未向下調整且貨幣市場數量指標 M_q 已經降低。再

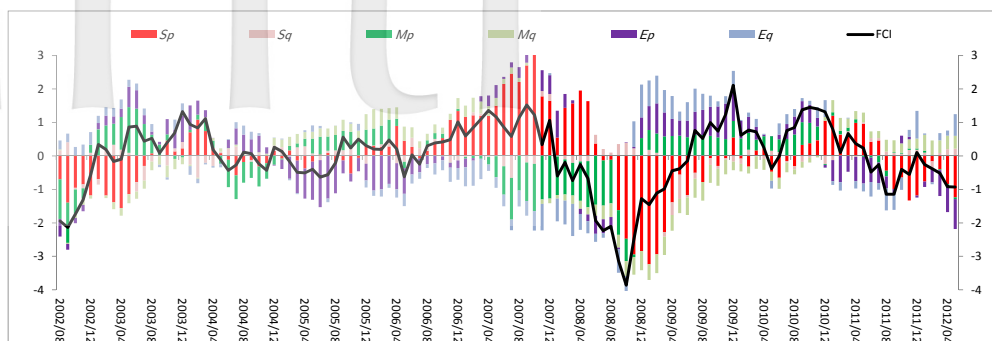


圖 3 臺灣金融情勢指數時間趨勢與各指標相對貢獻圖

者，此金融情勢最緊縮的時點領先國家發展委員會所認定公布臺灣景氣循環谷底時點（亦是同時指標的最低點）。¹⁰ 相對地，臺灣金融情勢最寬鬆的時點則為 2009 年 12 月，此時點金融情勢值高達 2.11。此寬鬆的態勢乃是因為政府因應金融危機而持續採取低利率的貨幣政策與抑制新臺幣升值所致，使得貨幣市場價格指標 M_p 調整至低於平均，且外匯市場價格指標 E_p 也達到最低點，而股價表現於 2009 年 1 月後也逐漸增溫使得股票市場價格指標 S_p 也於 2009 年 12 月調整至高於平均水準。整體而言，在 2011 年以前的大部分時期（如 2002 年 12 月至 2003 年 7 月、2007 年 1 月至 2010 年 8 月等時期），股票市場價格指標 S_p 與貨幣市場價格指標 M_p 對金融情勢都呈現相反的影響，我們推斷此乃政府利用貨幣市場的各项利率調控抵銷股市價格波動因素以穩定金融市場的相對態勢。另外，除了貨幣市場價格指標 M_p 外，外匯市場價格指標 E_p 也可能直接受政府政策的影響。在觀察期間中，我們發現這兩項指標同時有助於金融市場寬鬆的時期依序為 SARS 時期（2003 年初至 2004 年初）與金融危機蔓延至恢復期（2008 年 12 月至 2010 年 11 月），而其餘時期這兩項指標變動對金融市場的態勢影響大致反向。

3.4 與實質面總體變數的領先關係

一般的經濟理論與研究皆認為，金融變數的變動通常會領先實質面的總體變

¹⁰ 國家發展委員會於 2014 年 1 月由行政院經濟建設委員會改制後成立。

數變動。而我們所建構的金融情勢指數代表了諸多金融變數的某種訊息組合，爲了能進一步了解該指數是否可以預測實質面的總體變數的波動，本節將透過以全樣本爲分析基礎的 Granger 因果關係檢定 (Granger causality test)，以及 (pseudo) 樣本外預測來驗證所建構的金融情勢指數與實質面總體變數的可能領先關係。

3.4.1 Granger 因果關係檢定

假設所欲檢定的總體變數爲 X ，則我們所採用的 Granger 因果關係檢定是建構在 X 與金融情勢指數 (以 FCI_t 代表) 的雙變量向量自我迴歸 (bivariate VAR) 模型上：

$$\begin{bmatrix} FCI_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_f \\ \alpha_x \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \beta_i^{ff} & \beta_i^{fx} \\ \beta_i^{xf} & \beta_i^{xx} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FCI_{t-i} \\ X_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{f,t} \\ \epsilon_{x,t} \end{bmatrix},$$

其中， α_f 與 α_x 爲對應的常數項，而模型的落後項 p 值的選取在希望能控制相對較多落後項資訊的情況下進行 Granger 因果關係檢定，我們將以 AIC (Akaike information criterion) 來決定。

當虛無假設爲 X_t 不會 Granger 影響 FCI_t 時，此如同在做一個聯合檢定 $H_0 : \beta_i^{fx} = 0, i = 1, \dots, p$ ；反之，當虛無假設爲 FCI_t 不會 Granger 影響 X_t 時，則如同在做一個聯合檢定 $H_0 : \beta_i^{xf} = 0, i = 1, \dots, p$ 。在這樣的檢定架構下，若我們發現 X_t 不會 Granger 影響 FCI_t 但 FCI_t Granger 影響 X_t ，則表示當給定了 X_t 的自我落後項資訊後， FCI_t 仍能提供預測 X_t 的資訊，因此我們可以推論 FCI_t 的變動對 X_t 有預測能力。

爲了能更爲全面地檢視，我們考慮了經建會的領先、同時與落後指標構成項目中，18 個與金融變數無直接相關的總體變數加以檢驗。在後續的分析中，所有總體變數的原始數列都利用最小平方法去除一次方時間趨勢後，再加以標準化爲平均數爲 0 且標準差爲 1 的數列。這 18 個實質面總體變數 X_t 與 FCI_t 的 Granger 因果關係檢定如表 3 所示。從表中的檢定結果，我們可以明顯地發現，除了領先指標構成項目中的「製造業存貨量指數」及同時指標構成項目中的「機械及電機設備進口值」兩個變數與 FCI_t 仍具有雙向的

表 3 金融情勢指數 FCI_t 與總體變數間的 Granger 因果關係檢定

X_t	$H_0: X_t$ 不會 Granger 影響 FCI_t		$H_0: FCI_t$ 不會 Granger 影響 X_t	
	檢定統計量	p 值	檢定統計量	p 值
領先指標構成項目:				
外銷訂單指數	0.3046(1)	0.5810	5.5729(1)	0.0182
製造業存貨量指數	5.7536(2)	0.0563	13.2107(2)	0.0014
工業及服務業每人每月加班工時	3.9726(3)	0.2644	41.3926(3)	0.0000
核發建照面積	3.4934(6)	0.7449	21.1179(6)	0.0017
SEMI半導體接單出貨比	2.3678(2)	0.3061	5.4776(2)	0.0646
同時指標構成項目:				
工業生產指數	3.9007(3)	0.2724	33.9802(3)	0.0000
電力(企業)總用電量	10.0769(6)	0.1215	14.9915(6)	0.0203
批發零售及餐飲業營業額指數	6.8074(5)	0.2354	22.9205(5)	0.0003
非農業部門就業人數	18.0390(14)	0.2050	39.3682(14)	0.0003
海關出口值	3.7675(3)	0.2877	34.4452(3)	0.0000
機械及電機設備進口值	12.9566(6)	0.0437	34.3220(6)	0.0000
製造業銷售量指數	3.0397(3)	0.3855	31.8875(3)	0.0000
落後指標構成項目:				
失業率	6.0169(3)	0.1108	16.6113(3)	0.0008
工業及服務業經常性受僱員工人數	4.3558(3)	0.2255	9.3911(3)	0.0245
製造業單位產出勞動成本指數	1.3833(3)	0.7094	11.9454(3)	0.0076
製造業存貨率	0.5895(3)	0.8988	36.0395(3)	0.0000

註: 檢定統計量為 Wald 統計量, 其極限分配為卡方分配 (χ^2), 其對應的自由度表示於統計量後方括號中; 而 p 值則為對應統計量值的極端值機率。

Granger 因果關係外, 其餘的總體變數都無法拒絕不會 Granger 影響 FCI_t 的虛無假設, 但卻都拒絕了 FCI_t 不會 Granger 影響該變數的假設。¹¹ 因此, 我們可以推論, 在所觀察的資料期間, 我們所建構的金融情勢指數具有領先大部分實質面的總體變數變動的特性。

¹¹ 我們也依照一位評審的建議, 根據 Caines et al. (1981) 一文另外進行兩階段 Granger 因果關係檢定。該兩階段檢定是透過一連串 LR (likelihood ratio) 統計量建構, 其結果顯示除了「電力(企業)總用電量」與「非農業部門就業人數」與 FCI_t 也具有雙向的 Granger 因果關係外, 其餘皆與表 3 的結論相同。

3.4.2 樣本外預測

針對總體變數 X_t 未來 h 期的樣本外預測值, 我們採用 Stock and Watson (2002) 一文中的線性自我相關迴歸預測模型進行預測, 其模型設定如下:

$$X_{t+h} = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p^*} \beta_i^h X_{t-i} + e_t^h, \quad t = 1, 2, \dots, T-h, \quad (3)$$

其中 T 為所考慮資料樣本期間的結束時點, 而最佳落後項 p^* ($0 \leq p^* \leq 5$) 的選取由 BIC 決定。根據此模型的參數估計 $\hat{\alpha}^h$ 以及 $\hat{\beta}_i^h, i = 0, \dots, p^*$, 我們可以得到 X_T 未來 h 期的樣本外預測為

$$\hat{X}_{T+h} = \hat{\alpha}^h + \sum_{i=0}^{p^*} \hat{\beta}_i^h X_{T-i}.$$

為了衡量以本文所建構的 FCI 是否能於樣本外期間提供額外的預測資訊, 我們擴展模型 (3) 設定, 在相同的落後項 p^* 下, 考慮以下簡單的預測模型

$$X_{t+h} = \alpha^h + \sum_{i=0}^{p^*} \beta_i^h X_{t-i} + \gamma^h \text{FCI}_t + e_t^h, \quad t = 1, 2, \dots, T-h. \quad (4)$$

此模型對應的參數估計為 $\tilde{\alpha}^h, \tilde{\beta}_i^h, i = 0, \dots, p^*$, 以及 $\tilde{\gamma}^h$, 而對應的樣本外預測 X_{T+h} 則為

$$\tilde{X}_{T+h} = \tilde{\alpha}^h + \sum_{i=0}^{p^*} \tilde{\beta}_i^h X_{T-i} + \tilde{\gamma}^h \text{FCI}_T.$$

我們選取了從 2006 年 8 月至 2012 年 5 月 (共 70 個月) 為樣本外預測期間, h 設定為 1 至 6。其中, 給定每一個 h 之下, 我們以遞迴 (recursive scheme) 方式逐一以兩步驟建構 FCI、進行模型 (3) 與 (4) 的參數估計及產

生各自相對應的 70 筆預測值 \hat{X}_{T+h} 與 \tilde{X}_{T+h} 。¹² 繼而根據該總體變數實際值計算出每一時點的預測誤差, 以及這 70 筆樣本外預測對應的 MSE (mean square error)。為了方便比較預測結果, 我們將模型 (4) 所產生的預測誤差 MSE 除以模型 (3) 所產生的預測誤差 MSE, 該 MSE 的比值若小於 1 則表示加入 FCI 的訊息對於此樣本外預測有實質幫助。除了 MSE 比值外, 我們也進一步進行 DM 檢定 (Diebold and Mariano, 1995)。該檢定的虛無假設是模型 (3) 與 (4) 的預測結果一樣好, 而對立假設則為模型 (4) 的預測優於模型 (3)。因此, 若顯著地拒絕 DM 檢定的虛無假設, 就表示加入 FCI 對於該總體變數的預測確實能顯著地提供額外的有用訊息。此外, 除了針對前一小節所考量的 18 個總體變數外, 我們也將同時指標納入分析,¹³ 並將所有情況的 MSE 比值及 DM 檢定之 p 值小於 0.1 的結果整理於表 4 中。

根據表 4 的結果我們發現, 雖然模型 (4) 僅比模型 (3) 多加入一個當期的 FCI 資訊, 但整體而言卻有約 70% 的情況其 MSE 比值小於 1, 亦即當期的 FCI 確實能提供大多數總體變數本身落後項以外的有用預測資訊。從表 4 的分項結果中也可以看到, 多考慮當期 FCI 變數的預測模型在領先與同時指標構成項目中的預測表現都不錯, 大多數的 MSE 比值都比 1 小, 而在落後指標構成項目中的 MSE 比值雖然大多比 1 大, 但仍有一些情況符合我們的預期。另外 DM 檢定亦顯示, 除了企業電力用量、勞動市場相關變數 (非農就業人數、失業率、經常性受僱人數、製造業勞動成本指數) 與出口相關變數 (外銷訂單指數、海關出口值) 外, 加入當期 FCI 變數的預測模型 (4) 均在未來某期樣本外預測的表現上顯著地優於總體變數的自我迴歸預測模型 (3)。綜合這些樣本外預測結果以及前一節的 Granger 因果關係分析, 我們可以推斷, 本文所建構的 FCI 不論在樣本內或樣本外, 對於這些實質面的總體變數都能提供相當的預測資訊。

¹² 舉例而言, 當 $h = 2$ 時, FCI 的建構以及模型 (3) 與 (4) 的參數估計都先以 2002 年 8 月至 2006 年 6 月的資料為基礎, 以產生 2006 年 8 月的兩個預測值 $\hat{X}_{2006:8}$ 與 $\tilde{X}_{2006:8}$ 。之後, 再納入 2006 年 7 月的實現值, 再重複相同方式產生 2006 年 9 月的兩個預測值 $\hat{X}_{2006:9}$ 與 $\tilde{X}_{2006:9}$ 。以此類推直到 2012 年 5 月為止, 模型 (3) 與 (4) 將可以產生各自共 70 筆的 $h = 2$ 的樣本外預測。

¹³ 值得注意的是, 與前述分析採用相同的資料處理方式, 此處所採用的同時指標與其他總體變數, 都已先利用最小平方方法去除一次方時間趨勢後, 再加以標準化成平均數為 0 且標準差為 1 的數列。

表 4 金融情勢指數 FCI 對總體變數樣本外預測影響

X_t	樣本外預測 MSE 比值					
	$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$	$h = 5$	$h = 6$
領先指標構成項目:						
外銷訂單指數	0.9857	0.9951	0.9276	0.9927	1.1493	1.0187
製造業存貨量指數	0.8738*	0.9270*	0.9822	1.0120	1.0216	1.0243
工業及服務業每人每月加班工時	0.9191	0.9383	0.8334	0.7530*	0.8308*	0.8175*
核發建照面積	0.9272	0.9406	0.8496*	0.9234	1.0522	1.0425
SEMI 半導體接單出貨比	1.0501	0.9644	0.8222*	0.7544*	0.8098*	0.9118
同時指標構成項目:						
工業生產指數	0.9777	0.9457	0.8136*	0.7588*	0.7421*	0.7607*
電力 (企業) 總用電量	1.0543	1.1033	1.0777	1.1117	1.1431	0.9809
批發零售及餐飲業營業額指數	0.9497	1.0418	0.8643*	0.9600	1.2834	1.2507
非農業部門就業人數	0.9903	0.9981	0.9487	0.9871	1.0602	1.2033
海關出口值	0.9929	0.8845	0.8866	0.9282	0.9512	0.8613
機械及電機設備進口值	0.9547	0.9650	0.7879*	0.8289*	0.8426*	0.7543*
製造業銷售量指數	0.9765	0.9410	0.8220	0.7721*	0.7923*	0.7984*
同時指標	0.8523*	0.8538*	0.8890*	0.9175*	0.9580	0.9865
落後指標構成項目:						
失業率	0.9634	0.9689	0.9645	1.0312	1.1548	1.2711
工業及服務業經常性受僱員工人數	0.9590	1.0725	1.0804	1.0740	1.0767	1.0731
製造業單位產出勞動成本指數	1.0181	1.0654	1.0111	1.0481	0.9538	0.9127
製造業存貨率	0.8503	0.7272*	0.5979*	0.7137*	0.9254	0.9316

註: 樣本外預測 MSE 比值小於 1 時, 表示加入 FCI 於 X_t 的樣本外 h 步預測模型中的 MSE 比 X_t 的自我迴歸模型預測的 MSE 為小。而樣本外預測 MSE 比值若標以 * 則表示其對應的 DM 檢定的 p 值小於 0.1, 亦即加入 FCI 於 X_t 的樣本外 h 步預測模型顯著的優於僅由 X_t 的自我迴歸預測模型。

3.5 組合權數的再探討

根據 3.2 節的分析, 我們以當期同時指標 CoinIdx_t 根據迴歸模型 (1) 決定組合權數所建構的 FCI, 其確實能反映資料期間臺灣金融情勢的變動且 Granger 因果關係檢定亦顯示其領先大部分實質變數。在此小節中, 我們將進一步分析, 若直接於迴歸模型 (1) 中, 考慮這些價量指標可能領先同時指標的特性, 則其相對應的權數正負號與大小關係將如何變動。據此, 我們分別以同時

表 5 以不同領先期數 m 下的同時指標數列所決定的組合權數比較

領先期數 (m)	S_p	S_q	M_p	M_q	E_p	E_q
0	0.3070	-0.0799 [†]	-0.2359	0.1236	-0.1494	-0.1042
1	0.2606	-0.0741 [†]	-0.2712	0.1711	-0.1741	-0.0489 [†]
2	0.2368	-0.0868 [†]	-0.2609	0.2004	-0.1848	-0.0303 [†]
3	0.2208	-0.0988	-0.2527	0.2209	-0.1914	-0.0154 [†]
4	0.2146	-0.1121	-0.2539	0.2242	-0.1944	-0.0008 [†]
5	0.2008	-0.1100	-0.2408	0.2512	-0.1955	0.0016 [†]
6	0.2032	-0.1126	-0.2375	0.2567	-0.1895	-0.0005 [†]

註: 1. m 為同時指標於迴歸分析中的領先期數, 其中 $m = 0$ 的結果與表 2 中的組合權數相同。

2. 符號 † 指其對應的迴歸係數估計之 t 統計量的 p 值大於 0.1。

指標的不同領先期數 CoinIdx_{t+m} , $m = 1, 2, \dots, 6$, 作為迴歸模型 (1) 的被解釋變數, 重新檢視這些價量指標的迴歸係數估計值與相對權數。迴歸模型修改如下:

$$\begin{aligned} \text{CoinIdx}_{t+m} = & \beta_0 + \beta_1 S_{pt} + \beta_2 S_{qt} + \beta_3 M_{pt} + \beta_4 M_{qt} + \beta_5 E_{pt} \\ & + \beta_6 E_{qt} + \sum_{i=0}^p \alpha_i \text{CoinIdx}_{t-i}, \end{aligned}$$

其中, 最適落後項數 p 仍由 BIC 決定, 而各模型對應的組合權數仍依 3.2 節中的建構方式 (2), 根據迴歸係數估計值計算得出。在後續的分析中, 為了清楚區分以不同領先期數 m 的同時指標所建構的金融情勢指數, 我們分別令其為 $\text{FCI}(m)$, $m = 1, 2, \dots, 6$, 並將其對應的時間趨勢圖與各價量指標的貢獻圖繪於附錄二中, 至於不同領先期數 m 下的組合權數則如表 5 所示。

根據表 5 的結果, 我們首先發現, 雖然同時指標不同領先期數 m 所對應的組合權數皆不同, 但 S_p 、 M_p 、 M_q 與 E_p 價量指標, 其權數正負號皆能正確反映金融情勢波動的影響方向; 亦即股票市場價格上升、貨幣市場價格下降、貨幣市場數量上升與外匯市場價格下降都將使得整體金融情勢較為寬鬆, 反之則使整體金融情勢緊縮。再者, 相較於 $m = 0$ 時, 股票市場價格指標 S_p 為

最重要的組成指標, 但當同時指標領先期數 m 愈大時, S_p 於 $FCI(m)$ 中的權重卻呈現弱化的趨勢, 取而代之的是 M_p 與 M_q 兩大指標 — M_p 在 $m = 1$ 之後, M_q 則在 $m = 3$ 之後的權重即超越 S_p 。此外, M_p 的權重於 $m = 1$ 時達到其最大 -0.2712 後, 則隨著 m 增加而逐漸下降至 -0.2375 ; 但 M_q 的權重卻從 $m = 0$ 時的 0.1236 逐一倍增至 $m = 6$ 的 0.2567 而成爲最重要的組成指標。至於 E_p 的變動, 也幾乎隨著 m 增加而加重其於 $FCI(m)$ 中組合權數。整體而言, 當 $m = 6$ 時, 股票、貨幣與外匯市場對於臺灣金融情勢指數的組成比例已約從 $m = 0$ 時的 $0.39 : 0.36 : 0.25$ 轉變爲 $0.31 : 0.50 : 0.19$ 。由於貨幣市場的價量指標反映了政府貨幣政策的改變, 再加上外匯市場的價格指標也易受政府政策的影響, 因此隨著同時指標不同領先期數 m 的權數變化, 表 5 的結果隱含著政府政策對於未來中長期的景氣波動有較高的關連性, 但股票市場價格指標變動則與短期景氣波動具有較高的相關。

另一方面, 當我們將圖 3 與附錄二中 $FCI(m)$, $m = 1, 2, \dots, 6$, 所對應的時間趨勢圖與各價量指標的貢獻圖相較, 我們發現其整體的差異不大, 這也顯示是我們以當期的同時指標所建構的金融情勢指數具有一定的穩健性。

4. 結論與討論

不同於以往臺灣的文獻研究, 本文將 19 個股票、貨幣與外匯市場的金融變數以兩步驟方法建構臺灣的金融情勢指數, 並藉以描述整體金融市場寬鬆與緊縮的態勢。我們首先利用 Bai and Ng (2004) 的 PANIC 模型逐一建立三個市場具有代表性的價、量指標, 之後再透過與同時指標的迴歸分析決定這些指標的組合權數以建構臺灣的金融情勢指數。此建構方式的主要優點在於, 第一步驟中各市場價、量的共同因子模型設定能同時考量較多且重要的相關金融變數, 同時 PANIC 模型設計更直接保留了原始資料的時間數列特性, 使其共同因子的建構不會因爲資料處理方式 (有些變數需取差分成定態數列、有些不需要) 而有所不同; 第二步驟的縮減式迴歸分析則確認了三個市場價、量指標的變動影響方向, 使其描繪金融情勢的鬆、緊程度時能更符合

經濟理論的預期，而所建構出的金融情勢指數也能具有合理的經濟意涵。我們的實證結果與事後分析也都支持這樣建構方式的合理性。藉由此指數的建構，我們已能清楚認定樣本觀察期間臺灣金融情勢的整體鬆、緊程度並能判別各價、量指標在不同時期的變動影響。此外，Granger 因果關係檢定與初步的樣本外預測表現評估，也發現本文所建構的金融情勢指數具有領先大多數實質面總體變數的特質，此特性未來將可進一步應用於更為深入與廣泛的經濟預測分析中。另一方面，是在目前的研究架構與成果上，如何根據臺灣（資料）的特性納入更多金融變數於分析中（如納入「消費者貸款」等間接金融變數以捕捉臺灣蓬勃發展的間接金融特性等），或分析政府或政策介入市場運作（如股市的漲跌幅限制等）對於金融情勢指數建構的可能影響程度等，我們認為都是值得進一步擴充或探討的議題。

附錄一： PANIC 模型 (Bai and Ng, 2004)

令 $X_{it}, i = 1, \dots, N_x, t = 1, \dots, T$, 為金融變數已去除時間趨勢後的標準化數列。假設所考慮的金融變數遵循一個共同因子模型：

$$X_{it} = \lambda_i F_t + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N_x, \quad t = 1, \dots, T, \quad (\text{A.1})$$

其中, λ_i 為變數 X_i 所對應的因子負載 (factor loading) 係數, 而 F_t 為共同因子。由於金融變數仍可能具有單根的非定態特性, 因此直接利用主成分分析法並無法得到一致性的估計式。據此, 傳統文獻的處理方式為, 先將資料透過轉換或差分處理成定態數列後再進行主成分分析。可想而知, 不同的處理方式 (如將原始值一階差分、轉換成年成長率或是將原始值取對數後再作一階差分等) 將得到不同的結果。相較於此, 我們採用 Bai and Ng (2004) 的估計步驟, 先將所有金融變數數列皆取一次差分 (first difference) 後, 再進行主成分分析以得到 F_t 的一致性估計。其詳細過程如下: 將模型 (A.1) 中的時間序列皆取一次差分後可得到

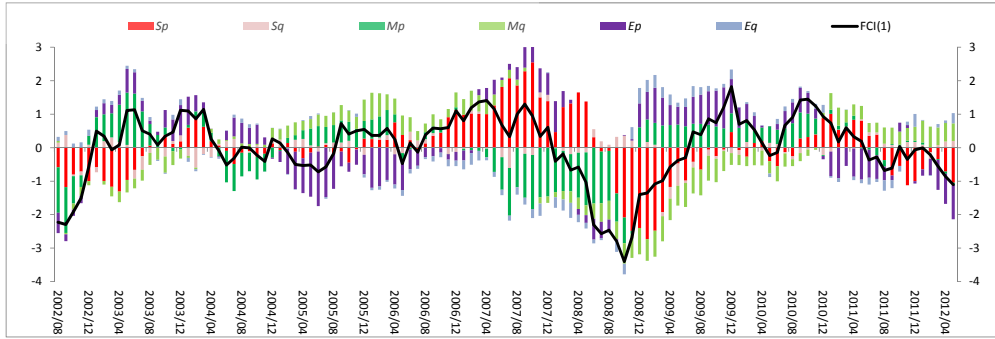
$$\Delta X_{it} = \lambda_i \Delta F_t + \Delta \epsilon_{it}, \quad t = 2, \dots, T, \quad (\text{A.2})$$

式中, $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$, $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ 及 $\Delta \epsilon_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}$ 。此時, 不論原 X_{it}^f 是否具有單根, ΔX_{it} 都將為不具單根的定態數列。

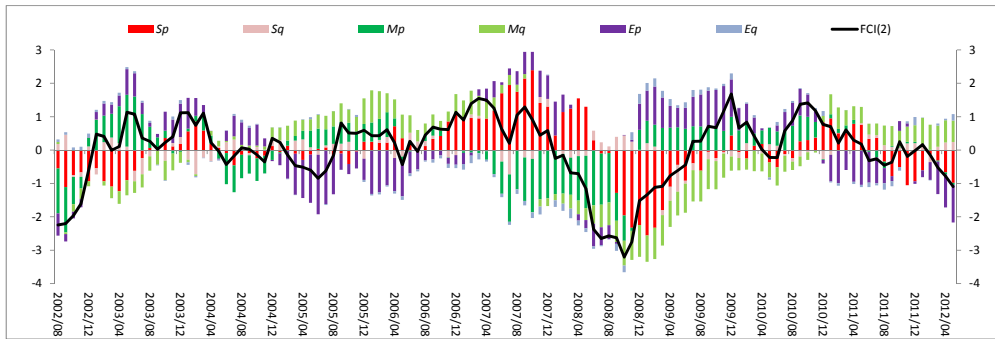
令 $\Delta \mathbf{X}_t = (\Delta X_{1t}, \Delta X_{2t}, \dots, \Delta X_{N_x t})'$, 則在 $(N_x)^{-1} \sum_{i=1}^{N_x} \lambda_i^2 = 1$ 的認定條件假設下, 由 Bai and Ng (2004) 的 Lemma 1 及 Lemma 2 可證明因子負載係數的一致性估計 $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_{N_x}$ 將為 $N_x \times N_x$ 矩陣 $\sum_{t=1}^T \Delta \mathbf{X}_t \Delta \mathbf{X}_t'$ 最大特徵值 (eigenvalue) 所對應的最大特徵向量 (eigenvector) 的 $\sqrt{N_x}$ 倍。給定因子負載係數 λ_i 的一致性估計後, 模型 (A.2) 中 ΔF_t 的一致性估計將

為 $\widehat{\Delta F}_t = (N_x)^{-1} \sum_{i=1}^{N_x} \hat{\lambda}_i \Delta X_{it}$, 為 $\Delta \mathbf{X}_t$ 的第一個主成分; 而模型 (A.1) 中共同因子 F_t 的一致性估計將為 $\widehat{F}_t = (N_x)^{-1} \sum_{i=1}^{N_x} \hat{\lambda}_i X_{it}$ 。

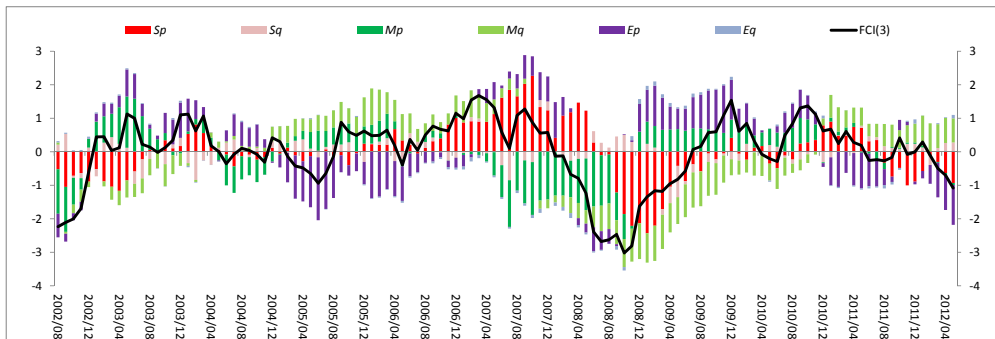
附錄二: 同時指標不同領先期數 m 下所建構的金融情勢指數



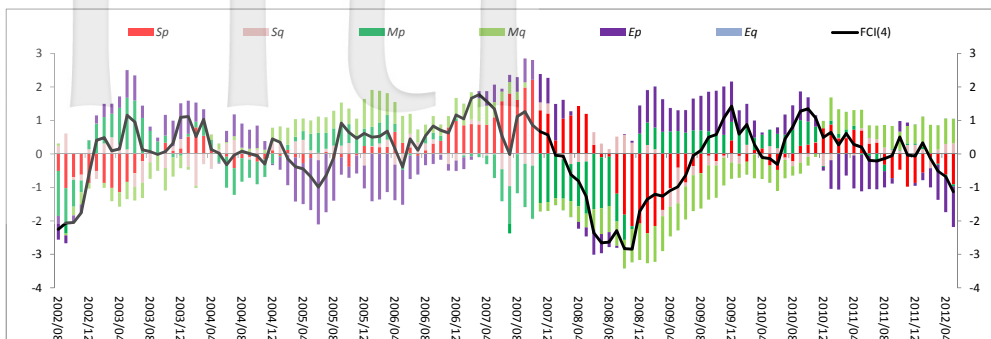
(a) $m = 1$ 時的金融情勢指數 FCI(1) 與各價量指標貢獻圖



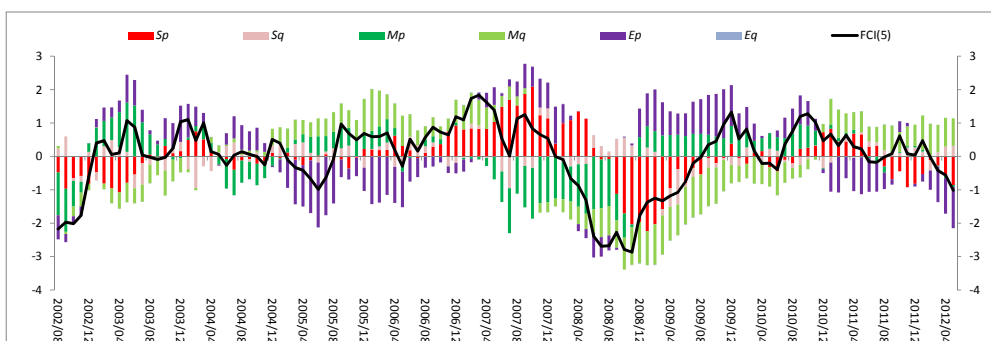
(b) $m = 2$ 時的金融情勢指數 FCI(2) 與各價量指標貢獻圖



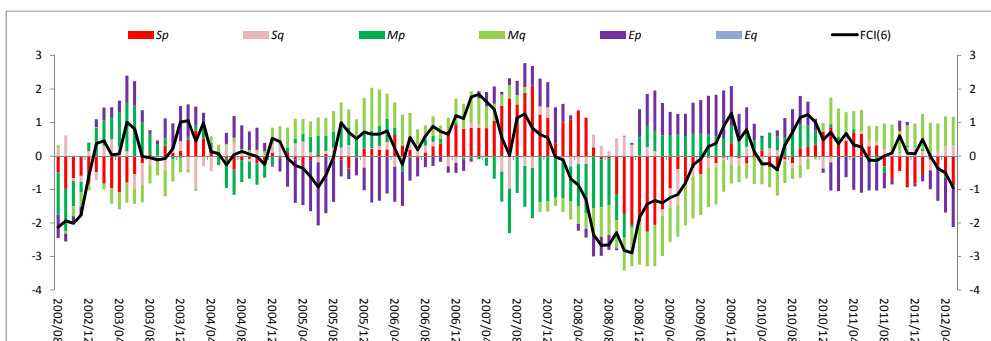
(c) $m = 3$ 時的金融情勢指數 FCI(3) 與各價量指標貢獻圖



(d) $m = 4$ 時的金融情勢指數 FCI(4) 與各價量指標貢獻圖



(e) $m = 5$ 時的金融情勢指數 FCI(5) 與各價量指標貢獻圖



(f) $m = 6$ 時的金融情勢指數 FCI(6) 與各價量指標貢獻圖

參考文獻

- 徐千婷 (2008),「我國金融情勢指數之實證研究」,《中央銀行季刊》, 30(3), 5–47。
- 張天惠 (2012),「我國金融情勢指數與總體經濟預測」,《中央銀行季刊》, 34(2), 11–41。
- 臺大 – 國泰產學合作計畫 (2011),「臺灣經濟與金融情勢指數 (FCI) 編製與應用」, 臺大 – 國泰產學合作計畫研究報告。
- Bai, J. and S. Ng (2004), “A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration,” *Econometrica*, 72, 1127–1177.
- Caines, P., C. Keng, and S. Sethi (1981), “Causality Analysis and Multivariate Autoregressive Modelling with an Application to Supermarket Sales Analysis,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 3, 267–298.
- Diebold, F. and R. Mariano (1995), “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253–263.
- Dudley, W. and J. Hatzius (2000), *The Goldman Sachs Financial Conditions Index: The Right Tool for a New Monetary Policy Regime*, New York: Goldman Sachs.
- English, W., K. Tsatsaronis, and E. Zoli (2005), “Assessing the Predictive Power of Measures of Financial Conditions for Macroeconomic Variables,” *Investigating the Relationship between the Financial and Real Economy*, 228–252, Basel: Bank for International Settlements.
- Gauthier, C., C. Graham, and Y. Liu (2004), “Financial Conditions Indexes for Canada,” Working Paper, Bank of Canada.
- Goodhart, C. and B. Hofmann (2000), “Financial Variables and the Conduct of Monetary Policy,” Working Paper, Sveriges Riksbank.
- Guichard, S. and D. Turner (2008), “Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity,” *OECD Economic Department Working Paper*, No. 635.
- Hatzius, J., P. Hooper, F. Mishkin, K. L. Schoenholtz, and M. W. Watson (2010), “Financial Conditions Index: A Fresh Look after the Financial Crisis,” *NBER Working Paper*, No. 16150.
- Hooper, P., T. Slok, and C. Dobridgr (2010), “Improving Financial Conditions Bode Well for Growth,” *Global Economic Perspectives Report*, Frankfurt: Deutsche

Bank.

Lack, C. (2002), "A Financial Conditions Index for Switzerland," Autumn Central Bank Economists' Meeting, Basel: Bank for International Settlements.

Mayes, D. and M. Viren (2001), "Financial Conditions Indexes," Bank of Finland Discussion Papers, Turku: Bank of Finland.

Osorio, C., R. Pongsaparn, and D. F. Unsal (2011), "A Quantitative Assessment of Financial Conditions in Asia," *IMF Working Paper*, No. 11/173.

Rosenberg, M. (2009), *Financial Conditions Watch*, New York: Bloomberg.

Rudebusch, G. and L. Svensson (1999), "Policy Rules for Inflation Targeting," in J. B. Taylor, (ed.), *Monetary Policy Rules*, 203–262, Chicago, IL: University of Chicago Press.

Stock, J. H. and M. W. Watson (2002), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147–162.

Swiston, A. (2008), "A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit Is Due," *IMF Working Paper*, wp/08/161.

Vonen, N. H. (2011), *A Financial Conditions Index for Norway*, Norway: Norges Bank.

airiti
臺灣金融情勢指數與總體經濟關係 (管中閔, 徐之強, 黃裕烈和徐士勛)

TAIWAN'S FINANCIAL CONDITIONS INDEX AND ITS RELATION WITH THE MACROECONOMY

Chung-Ming Kuan

Department of Finance
National Taiwan University

Chih-Chiang Hsu

Department of Economics
National Central University

Yu-Lieh Huang

Department of Quantitative Finance
National Tsing Hua University

Shih-Hsun Hsu*

Department of Economics
National Chengchi University

Keywords: Financial conditions, Common factor, Macroeconomic activities

JEL Classification: C38, E17, E44

* Correspondence: Shih-Hsun Hsu, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei 116, Taiwan. Tel: (02) 2939-3091 ext. 51667; Fax: (02) 2939-0344; E-mail: shhsu@nccu.edu.tw.

ABSTRACT

This paper develops a two-step approach for constructing Taiwan's financial conditions index (FCI). In the first step, by employing the Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common components (PANIC) proposed by Bai and Ng (2004), we obtain six common factors to capture the price and quantity fluctuations in the stock market, the money market and the foreign exchange market. In the second step, we construct the FCI based on these factors, with their weights determined by the method of Deutsche Bank, and find the resulting signs of these weights are consistent with the implications of macroeconomic theories. Moreover, the results of Granger causality tests and the pseudo out-of-sample experiments suggest that the FCI developed in this paper can lead the dynamics of many macroeconomic variables. This property may be helpful for improving economic forecasts.