

「全球金融循環與貨幣政策及總體審慎政
策之關係探討」

委託研究報告

期末報告

計畫主持人：徐士勳

政治大學經濟學系專任教授

委託單位：財團法人台北外匯市場發展基金會

承辦單位：國立政治大學

目錄

一、前言與文獻回顧	1
1.1 前言	1
1.2 文獻回顧	2
1.2.1 金融循環之定義與特徵	2
1.2.2 金融循環指數建構方式	4
1.2.3 金融循環指數與重要經濟變數之關係	5
1.2.4 金融循環指數與總體審慎措施	7
二、全球金融循環之建構	9
2.1 階層式因子模型的建構	9
2.2 資料說明	11
三、全球金融循環指標建構結果	12
3.1 各層共同因子說明	13
3.1.1 第 1 層：國內兩部門循環指標	13
3.1.2 第 2 層：各國對應之「國家金融循環指標」	22
3.1.3 第 3 層：全球金融循環指標	26
3.2 與既有文獻的 FCI 比較	28

四、全球金融循環與台灣貨幣政策及重要總體變數關係之探討	30
4.1 研究方法	30
4.1.1 自我向量迴歸模型的建構(vector autoregressive model, VAR).	30
4.1.2 Granger 因果關係檢定	31
4.1.3 衝擊反應函數.....	31
4.2 資料說明	32
4.3 實證結果說明	37
4.3.1 Granger 因果關係檢定	37
4.3.2 局部反射衝擊反應函數分析	40
五、總體審慎政策與金融循環之關係	48
5.1 台灣總體審慎措施之介紹.....	48
5.2 台灣總體審慎措施與金融循環之對應關係.....	57
5.3 台灣總體審慎措施的總體效果評估.....	61
5.3.1 Qual VAR 模型簡介.....	62
5.3.2 Qual VAR 模型的實證結果.....	63
六、結論與未來研究方向	67
參考文獻.....	71

摘要

本研究嘗試以階層式因子模型建構以七大工業國(Group of Seven, G7)和台灣等 8 個國家為主的各國與全球金融循環指標，進而分析全球金融循環(FCI)與台灣總體經濟變數與台灣總體審慎措施的關係等議題。本研究發現，(1) 利用階層式因子模型並將台灣納入變數集合之中，指標的建構結果不僅符合國內的經濟金融現象，與國外文獻結果也相似，顯示本研究所建構指標具一定程度的可信度；(2) Granger 因果檢定的結果隱含 FCI 可用於評估或預測台灣的 REER、股價年增率、房價年增率、GDP 成長率等重要指標變化態勢；(3) 面對全球金融循環的正向衝擊時，雖然會帶動股市變動率與經濟成長率等重要變數同時增加，但在 1 年後會轉為負，其與 Borio et al., (2018)指出金融循環高峰後可能伴隨而來的是金融危機，並可能造成實體經濟活動成長衰退的全球金融循環特徵有關。(4) 比較台灣 FCI 與全球 FCI 及資本移動管理措施，可以發現當時的中央銀行採行總體審慎措施的政策考量，不僅衡量國內的經濟金融變化，或許亦與國際變化有關。(5) 未預期不動產管理措施的推出，可能直接影響房地產信心，對於房價變化的影響較為直接，而對信用的影響時間較為落後。但是若考慮信賴區間後，上述結果僅對房價年增率的影響具統計上顯著性外，其餘結果並不顯著。

一、前言與文獻回顧

1.1 前言

這個世紀以來，世界各國在經濟、貿易與金融各面向早已隨著全球化快速發展而緊密連結。當 2008 年全球金融海嘯爆發，風暴快速席捲全世界並重創各國的經濟與金融之後，諸多學者將此風暴歸咎於「全球金融循環」的可能存在，如 Rey (2013) 和 Miranda-Agrippino and Rey (2022)等。因此，「金融循環」的成因、影響與可能的外溢效果，也因此逐漸受到各界的關注與重視。何謂「金融循環」？學術界於 2010 年之後才有相對明確的定義。其中，Rey(2013) 指出「金融循環」存在於資本流動、資產價格與信用成長之中，並與恐慌指數 (volatility index, VIX)存在共移性(co-movement)；Passari and Ray(2015)則進一步闡明，無論何種匯率制度，大量跨國資本在各國之間同步流動，根據 VIX 衡量，它們往往在低波動和風險厭惡時期上升，在高波動和風險厭惡時期下降，這樣的共同態勢演變建構了全球金融週期循環。整體而言，學術界大致認為「金融循環」不僅會受自身經濟體的經濟與金融環境影響，更會受到經濟體間的相互影響。尤其，近年許多國家中央銀行承受主要經濟體量化寬鬆 (Quantitative Easing, QE) 政策的外溢效果，引發房價飆升與金融部門失衡，產生房價泡沫化危機，進而衝擊各國與全球金融穩定。

然而，目前各國並非都有編製「金融循環」，且多數無固定發布的機構或單位，此現況對於決策者或進行跨國比較的研究者都是一大

挑戰。因此，此計畫首先希望藉由蒐集主要國家涵蓋金融與總體經濟相關的重要變數，以嚴謹的計量方法逐層建構各國與全球的「金融循環指數」。此外，根據上述說明，我們可以理解在「全球金融循環」下，主要國家(如美國或歐盟)的貨幣政策的影響與衝擊將會透過數量或價格管道傳遞至其他國家，使其面臨資本流入或流出、資產價格上揚或下跌的循環現象。因此，我們將會進一步透過時間序列模型，探討「全球金融循環」對於台灣總體經濟變數的影響，與總體審慎措施的關聯性等議題，希望本計畫的探討能讓讀者更了解「全球金融循環」對於台灣的潛在重要性。

1.2 文獻回顧

本小節將針對金融循環的定義與特徵，建構金融循環的方式，金融循環與總體經濟變數的關係，和總體審慎措施的關聯等進行文獻回顧與探討，以作為後續本研究的基礎，並可讓讀者瞭解本研究在學術研究上的定位。

1.2.1 金融循環之定義與特徵

金融循環受到學界重視，主要是受到 2008~2009 年全球金融海嘯影響，由於金融面衝擊影響實體經濟活動，造成嚴重的衰退；若我們仔細觀察美國的資產價格與信用呈現大幅上漲狀態，而隨著美國房市泡沫後，資產價格與信用的回檔，亦造成美國經濟邁入衰退階段，連帶影響世界各國經濟(Schularick and Taylor, 2012)。因此，不少學者透過不同的變數與方法建構金融循環指數，嘗試捕捉這個曾經重創全球

金融與經濟活動的波動態勢。

然而，學術上與實務上對於金融循環，卻沒有一致統一的定義。例如，Drehmann et al. (2012)認為金融循環可視為房價與信用之間中長期(medium-term)間共移關係；Borio (2012)則認為金融循環係指對風險與價值的認知，以及對風險及融資限制的態度，這兩者之間自我強化(self-reinforcing)的交互作用，且此關係會導致後續金融體系的暴漲與隨後的暴跌。我國中央銀行(2022)則彙整 Rey (2013) 與 Miranda-Agrippino and Rey (2022)對全球金融循環的看法，其中 Rey (2013) 認為全球金融循環肇因於美國貨幣寬鬆或緊縮促使跨國資本快速且大規模自由進出，投資者對風險偏好或嫌惡態度以及槓桿化或去槓桿化的行為，使風險性資產價格劇烈變動，全球各國經濟金融因而暴漲暴跌，易使各國嚴重受創，演變成全球問題的反覆循環現象可稱之。Miranda-Agrippino and Rey (2022)進一步將其定義為，全球各經濟體的風險性資產價格、資本流量、槓桿操作與金融總計數等所展現的高度共同連動現象，如全球各國會因來自主要經濟體的衝擊而出現「資本流入、本幣升值、本國資產價格狂飆」或「資本流出、本幣貶值、本國資產價格下跌」的循環現象。綜合上述說法，雖然全球金融循環仍是一個抽象的概念，但大致可以理解成多種金融變數約略同時發生寬鬆(即擴張)，隨後發生收縮、衰退，之後又開始復甦的共移循環態勢變化。

瞭解文獻對金融循環的定義看法後，部分學者(如 Bauer et al., 2016; Borio et al., 2018)歸納出(全球)金融循環具有以下特徵：

1. 利用信用與房價的波動，就能初步描繪金融循環樣貌。

2. 金融循環週期較一般的景氣循環來的長，Borio et al. (2018)說明景氣循環的完整周期約為 8 年，而金融循環周期則約 15 至 20 年左右。
3. 金融循環高峰(peak)後可能伴隨而來的是金融危機(crisis)，因為在金融循環擴張階段，融資限制、資產價格與風險承擔之間會強化彼此之間的相互作用，造成資產負債表過度膨脹，可能使金融體系變得更加脆弱，而埋下未來金融循環緊縮的火種，亦將提高實體經濟活動成長衰退的可能性，增添金融體系壓力。

1.2.2 金融循環指數建構方式

如同前述，金融循環是一個無法直接觀察而得的金融經濟環境的變化態勢，學者嘗試利用不同的計量模型或方法刻畫此現象，主要的方法有三種，分別是無法觀察成分時間序列模型(unobserved components time series model, UCTSM)、濾波法(filter)與因子模型(factor model)，以下將分別介紹：

因無法直接觀察而得，遂有學者利用 UCTSM 建構，如 Galati et al. (2016)以美國與德國、法國、義大利、西班牙及荷蘭等 5 個歐洲國家為研究對象，運用 UCTSM 分別建構 6 個國家的信用與房價循環指數；Cheng and Chen (2021) 將 UCTSM 概念延伸至多變量結構時間序列模型 (multivariate structural time series model)，以捕捉台灣金融循環指數；De Winter et al. (2022)利用 8 個先進經濟體(美國、英國、德國、義大利、日本、加拿大、法國、荷蘭)透過多變量的 UCTSM 建構

全球金融循環指數。

此外，因為金融循環的周期比一般景氣循環長，在此概念下，就有學者利用建構景氣循環的方法(濾波法，filter)，進而萃取中長期的波動作為金融循環指標，如 Drehmann et al. (2012)利用不對稱寬頻濾波法(band pass filter) 將短期與中長期循環分離後，以中長期循環作為金融循環指數，Stremmel (2015)亦採相似方法建構歐盟的金融循環。在此概念下，國內則有侯德潛 (2015)與黃裕烈(2023)運用相似的方法，建構台灣金融循環指數。另一種相似的方法則是運用頻域(frequency domain)分析，如 Veron (2016)以美國之信用與房價變數為例，利用小波分析法(wavelet analysis)萃取中長期的循環以作為金融循環指數。Strohsal et al. (2019)則是採用頻譜分析(spectral analysis)方法，探討美國、英國與德國的金融循環特性。

由於金融循環可能肇因於金融變數間的共同移動，故有學者嘗試以因子模型進行捕捉這種的共移狀態，如 Cerutti et al. (2019)、Miranda-Agrippino and Rey (2020)、Davis et al. (2021)等文章透過動態(dynamic)因子模型萃取全球金融循環指標；Breitung and Eickmeier (2016)則是擴充至多層次的因子模型結構，藉以捕捉全球景氣與金融循環。

1.2.3 金融循環指數與重要經濟變數之關係

由於各界對於全球金融循環指數的編制與所應參採的變數尚未有統一的定調，所以文獻上多以不同的指標進行分析，如 Rey(2013)以 7 個總體變數，分別是美國生產毛額(gross domestic product, GDP)、美國生產毛額平減指數、全球信用、全球信用流入、歐洲銀行槓桿比

率、美國聯邦基金有效利率與 VIX 等建構自我向量迴歸的體系，其實證結果發現一國的貨幣政策是影響金融循環的重要關鍵，因為貨幣政策會影響全球銀行的槓桿比率、信用流動和國際金融體系的信用貸款成長。Miranda-Agrippino and Rey (2022)以全球產出、貿易、金融條件、私人流動性(private liquidity)，以及資產價格與資本流動全球因子、與商品價格等變數建構 proxy VAR 模型，透過衝擊反映函數分析美國貨幣政策對於不同期間(包含金融海嘯和金融海嘯以前)的影響等應用。Eller, M., Huber, and Schuberth (2020) 以動態因子模型(dynamic factor model)分析全球因素與特定國家資本流動的動態關係，結果發現總體經濟、金融和資本流動變數的全球連結可能是特定國家資本流動波動的主要原因，而這些變數在 2008-2009 年全球金融危機之後的影響甚至更加重要。Abbate et al. (2016)也發現相似的結果，其以美、加、英等 9 個主要經濟體為研究對象，探討全球金融衝擊對於 GDP 的影響，其 VAR 體系除了全球金融循環外，還有 23 個重要總體經濟變數(包含 GDP、民間消費、CPI、雙邊匯率等)，其研究發現全球金融衝擊對於各國 GDP 的影響甚大；若在全球金融危機時期，全球金融衝擊將使多數國家的投資、出口、總要素生產力等變數皆大幅下降。

另一方面，更多的文獻研究發現，金融循環也可以捕捉到總體經濟的景氣衰退狀況，或者是跟景氣循環存在密不可分的關係，如 Borio et al. (2020)研究發現金融循環可以捕捉景氣衰退的風險，而 Oman (2019)則指出，在歐元區衰退期間，金融循環指數存在順景氣循環(procyclical)的特色。Ma and Zhang (2016)指出金融循環在景氣循環之中扮演相當重要的角色，而且金融循環衝擊是總體變數波動的主要來源，特別是在金融不穩定的時間，對總體變數的影響甚鉅。Antonakakis

et al. (2015)利用外溢指數模型發現，產出成長與信用成長之間存在相互影響關係，表示金融部門與實質部門的衝擊是具雙向的外溢效果。Dees and Galesi (2021)發現美國貨幣政策主導全球金融循環的變化，該文透過全球 VAR(global VAR)模型發現不同的匯率政策面對全球金融循環衝擊，會有程度不同的影響；另一方面，該文也發現隨著全球金融整合越高，將放大全球金融循環衝擊對於總體經濟體系的影響程度。

1.2.4 金融循環指數與總體審慎措施

如同大家所知，總體審慎措施的起因於 2008 至 2009 年的全球金融海嘯，政府與央行發現貨幣政策與金融穩定間的監理漏洞，希望透過總體審慎政策的施行，可以維持整體金融系統穩定。因此，我們在此小節將透過相關文獻的整理，讓讀者了解文獻上如何討論金融循環與總體審慎措施的關聯性。Chari, Dilts-Stedman and Forbes (2022)發現在全球金融循環中，總體審慎政策對投資組合流動的影響差異很大，尤其是在極端的時間，如在風險偏好時期資本流入顯著增加。該文利用政策衝擊法(policy-shocks approach)進行評估，實證結果顯示總體審慎政策的監理可以減少銀行資金流動的流動量和波動性，但會轉移風險，從而增加金融體系其他部分的脆弱性。Gupta and Dubey (2023)發現在不同的金融循環狀況，可能造成貨幣政策的失靈，如股票流入和流出的循環確實對貨幣政策產生影響，但債券流入循環並沒有產生重大影響。但是作者們透過存在異質處理效果之差異中的差異法(difference in difference with heterogeneous treatment effects)發現，總體審慎政策在減輕貨幣政策失靈的影響，利用具有異質性處理效果的雙

重差異，這種處理效果對於跨時間段和群體的異質性存在是穩健的。除了全球金融循環之外，也有以小型開放國家為例的金融循環與總體審慎措施的討論，如 Škrinjaric (2023)以克羅埃西亞 1995-2021 年的季度資料分析 國總體經濟、金融變數與金融循環之間衝擊的動態外溢效果，實證結果顯示總體審慎政策、貨幣政策和財政政策間的相互作用和傳導管道會影響個別政策的有效性以及從一個目標到另一個目標的外溢效果。

本研究後續的章節安排說明如後：第二節為說明本研究如何透過階層式因子模型建構全球金融循環指數與所使用的變數及其來源；第三節則是說明本研究建構的各層的循環指數，及最終建構之全球金融循環指數與其特徵，並和既有文獻的指數進行比較，據以驗證本研究所建置的指標是具有一定的代表性；在完成全球金融循環指數的建構後，我們在第四節會透過計量模型的分析，了解其與台灣重要經濟變數間的可能領先與落後關係，以及透過「一般化衝擊反應函數」分析「全球金融循環」衝擊對台灣重要經濟變數的影響。第五節將以介紹台灣央行歷次總體審慎措施施行的內容及時間點，分析與全球金融循環、台灣金融循環與金融部門循環之對應關係；最後一節為本研究的結論。

二、全球金融循環之建構

由於金融循環不像是一般的景氣循環指標，各國有固定的單位或部門按時公布，且各國相關數據發布具一定差異，因此，不論是編制的方法或是建構指標所需的資料挑選，均是研究者在建構金融循環指標的挑戰。為了能有效刻畫金融循環反映在諸多變數中的共同波動態勢，本研究在指標的建構方面，將利用 Monench et al. (2013)所提出的動態階層式因子模型概念用以萃取全球金融循環共同因子，此方法特色在於將各國金融循環指數變數中的波動拆解成兩大部分，一為受多階層共同因子影響的共同趨勢與波動部分，另一則為該指標變數自我變動的部分。此階段所拆解出來各階層的共同因子反映了資料觀察期間這些金融循環變數隨著經濟金融環境、外在干擾衝擊與相關政策更迭的共同趨勢與波動態勢，可助我們了解全球金融循環變化的可能原因。以下本節將概述動態階層式因子模型，本研究編制所採用的資料，以及指標建構的結果。

2.1 階層式因子模型的建構

類似文獻上的一般作法，我們將各國相關變數經適當分類成不同部門，如本文後續將以實質 GDP、工業生產指數、股價指數與信用占名目 GDP 的比重為主要建構變數，其中將實質 GDP、工業生產指數歸類為總體經濟部門，股價指數與信用占名目 GDP 的比重則為金融部門，各變數的動態變化就可由階層式的因子模型來刻畫。具體而言，我們令 $x_{it}(k, j_k)$ 為變數 x_i 在第 t 期的觀察值，其隸屬於第 k 個國家主指數分類下的第 j_k 個部門指數對應的變數分類中，其中 $i =$

$1, \dots, n, t = 1, \dots, T, j_k = 1, \dots, J_k, k = 1, \dots, K$ 。則階層式因子模型可表示為：

$$x_{it}(k, j_k) = \alpha_{it} + \lambda_i^v V_t + \lambda_i^k G_t^k + \lambda_i^{j_k} F_t^{j_k} + e_{it} \quad (1)$$

式中， α_{it} 為確定型(deterministic)的變數，其可包含截距項與時間趨勢項等設定； V_t 為影響所有變數變動的共同因子， G_t^k 則為國家 k 中變數的共同因子，而 $F_t^{j_k}$ 則為部門 k 中的第 j_k 個部門變數的共同因子； λ_i^v 、 λ_i^k 及 $\lambda_i^{j_k}$ 則是各階層共同因子對應的因子負載(Factor loading)係數。 e_{it} 則是變數中確定型的變數與各階層指標所不能解釋的自我變動部分，亦即衡量了 $x_{it}(k, j_k)$ 中背離共同趨勢變動的部分。舉例而言，房價指數的趨勢與波動，就同時受到「金融部門」部門類別中的共同因子 $F_t^{j_k}$ 、該國的共同因子 G_t^k 、所有變數的共同因子 V_t 以及此變數在 t 期時所受到的額外干擾變動 e_{it} 的影響。

此外，在此計畫中，我們將以次序性的主成分分析法(Sequential Principal Component Method) 估計此階層式共同因子模型；精確地說， $F_t^{j_k}$ 的估計（令為 $\widehat{F}_t^{j_k}$ ）為國家 k 中的第 j_k 個部門所有變數的第一主成分，而 G_t^k 的估計（令為 $\widehat{G}_t^k$ ）則是國家 k 中所有 $\widehat{F}_t^{j_k}$ ($j_k = 1, \dots, J_k$) 的第一主成分，亦即國家 k 自身的「金融循環指數」，最後， V_t 的估計（令為 $\widehat{V}_t$ ）就是以 $\widehat{G}_t^k$ ($k = 1, \dots, K$) 的估計所建構的第一主成分，即為「全球金融循環指數」。值得一提的是，由於某些變數可能具有單根，因此我們在估計時直接採用 Bai and Ng (2004) 提出的一致性估計方法，將模型 (1) 中的變數皆取一階差分後，透過次序性的主成分分析法可依序得到 $\Delta F_t^{j_k}$ 、 ΔG_t^k 及 ΔV_t 的估計值，之後再將這些估計值累加就可還原得到 $\widehat{F}_t^{j_k}$ 、 $\widehat{G}_t^k$ 與 $\widehat{V}_t$ ；估計方法的相關理論性質可參閱 Bai and Ng (2004)。

值得說明的是，本研究將依循 Stock and Waston(2002)所提出的之 EM 演算法進行共同因子的估算，克服各變數資料發布時點不一的常見問題，固本研究所採用的階層式因子模型是允許混合頻率與非平衡(unbalance)資料型態，大幅降低使用上的限制。

2.2 資料說明

本研究以七大工業國(Group of Seven, G7)和台灣等 8 個國家為主要研究對象，研究期間是從 1981 第 1 季至 2023 年第 3 季止，共 171 個觀察點，且所有的變數的觀察值均為季頻率的資料。

由於沒有固定的單位發布全球金融指標，故學界也嘗試利用不同的經濟變數組合捕捉這個不容易直接觀察的指標，如 Winter et al. (2022)與 Cerutti et al. (2019)等同時利用總體變數與金融變數的組合，而 Caggiano and Castelnuovo (2022)和 Miranda-agrippino and Rey (2020)等則僅利用金融相關的變數組合。參考 Drehmann and Tsatsaronis (2014)的建議¹並可以同時滿足考慮上述兩種組合，故我們將以 Winter et al. (2022)的變數組合作為本研究的基礎。變數資料組合包含「總體部門」實質 GDP 與工業生產指數等兩個實質面的變數，加上「金融部門」房價指數與信用占 GDP 比重等兩個金融市場變數，其中，信用為民間非金融部門的信用(total credit to the private non-financial sector)，共四個變數作為建構全球金融循環指標的基礎，相關的變數資料來源詳見表 3-1。值得一提的是，本研究所採用的變數，並非所有國家的起始點都一致，如本研究以信義房價指數作為台灣房價指數的代理變數，

¹ 該文建議建構金融循環應重視資料可取得性，其認為資料頻率至少要為季頻率，資料起始時點必需至少早於金融危機前 3 年。

而其公布的起始點為 1991 年第 1 季，故整個資料集合為非平衡 (unbalance) 的資料型態。

表 3-1 主要變數與資料來源說明

	變數簡稱	變數定義	資料來源
總 體 部 門	GDP	實質 GDP	OECD statistic ; 主計總處
	IP	工業生產指數	OECD statistic ; 經濟部
金 融 部 門	HP	房價指數	OECD statistic ; 信義房價指數
	Credit	信用占名目 GDP 比重	BIS、OECD statistic ; 中央銀行、主計總處

三、全球金融循環指標建構結果

透過上一節的說明，我們可以知道階層式因子模型可透過研究者設定的不同階層萃取各層重要的共同移動因子，本節將由下而上的說明每一階層共同因子萃取的結果，最後再組合成全球金融循環指標。

之後，我們將與既有文獻的相關指標進行比較，以證明本研究所建構指標的合宜性。

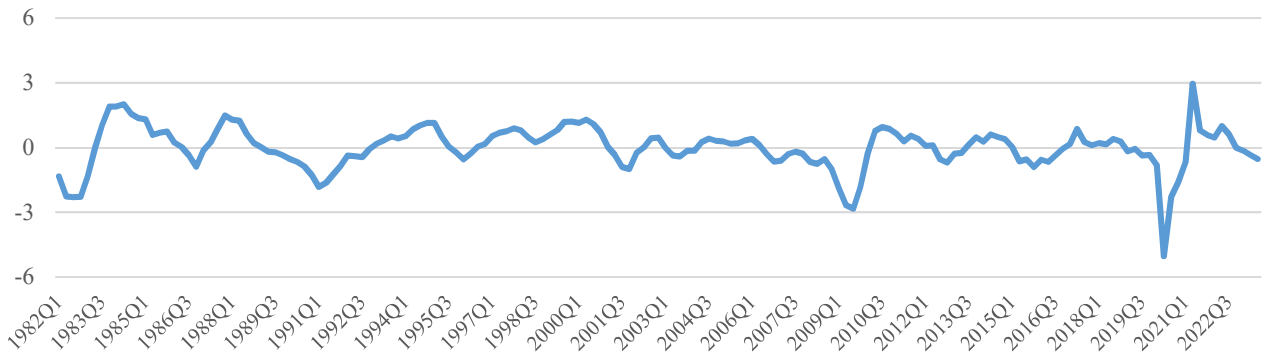
3.1 各層共同因子說明

3.1.1 第 1 層：國內兩部門循環指標

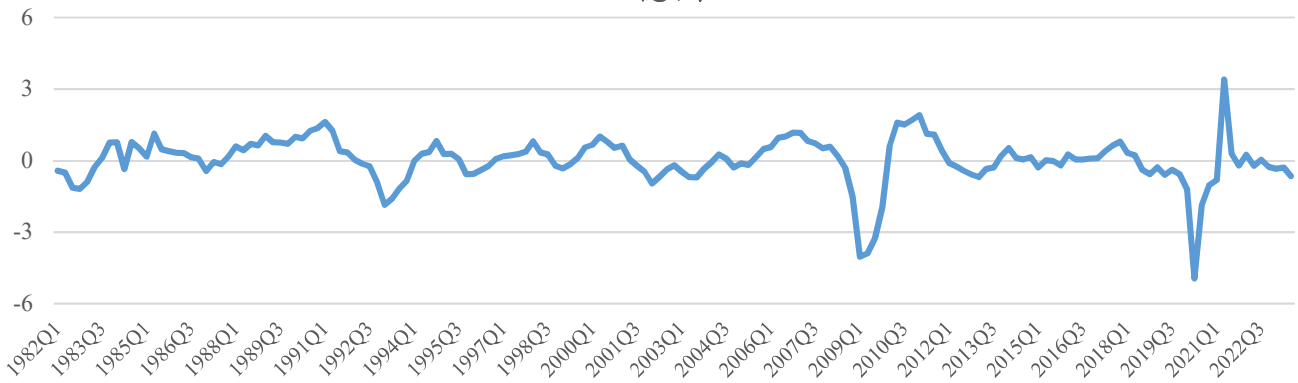
根據(1)式，本研究的基礎模型包含 8 個主要研究對象($k = 8$)，亦即 G7 國家與台灣，且每個國家設有 2 個部門($j_k = 2$)，分別是「總體部門」與「金融部門」，以下我們將由下而上(由部門至全球)說明共同移動因子萃取的結果。如同一般的因子模型，針對第一階段進行階層式因子模型估計，我們須對所有變數均做標準化(standardization)處理，使各個變數資料轉換成平均數為 0，變異數為 1 的時間序列資料。

首先，圖 3-1 繪出 8 個國家的「總體部門循環指標」(共同移動因子)結果。我們必須說明的是，因為各個編製變數都已經標準化處理，故「總體部門循環指標」可以 0 為基準；若循環指標大於 0，表示總體部門處於擴張階段，反之，處於衰退階段。觀察圖 3-1 可以發現 8 個國家循環指標波動具有共移性(co-movement)，表 3-1 也顯示 G7 國家間的相關係數皆逾 0.5，且全部的研究對象在重大經濟事件發生的時候，如 2008~2009 年全球金融危機期間，「總體部門循環指標」均低於 0；2020 年嚴重特殊傳染性肺(COVID-19)大爆發，亦類似；唯一差異點在於台灣因防疫表現較佳，「總體部門循環指標」仍處擴張階段。

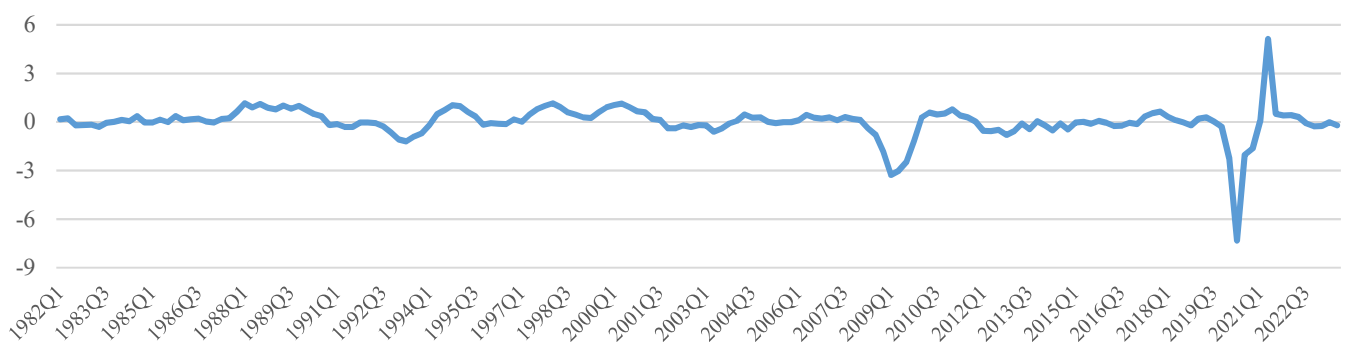
圖 3-1 總體部門循環指標
加拿大



德國



法國



義大利

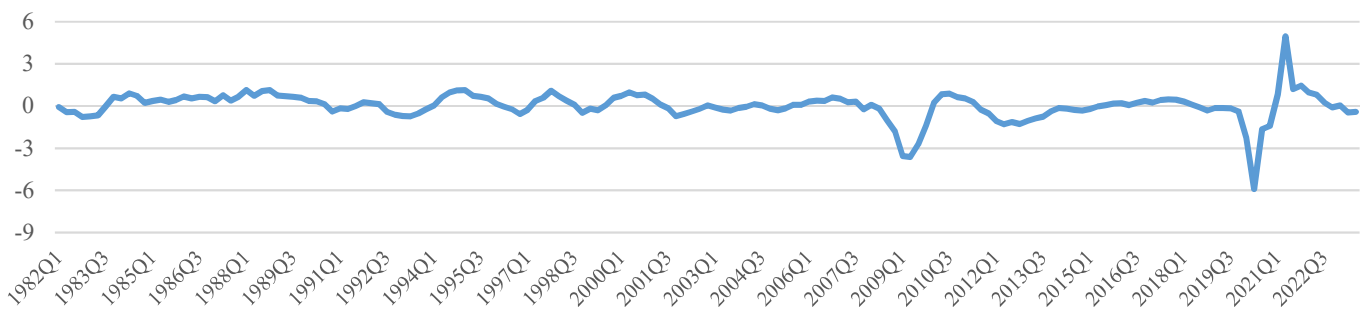
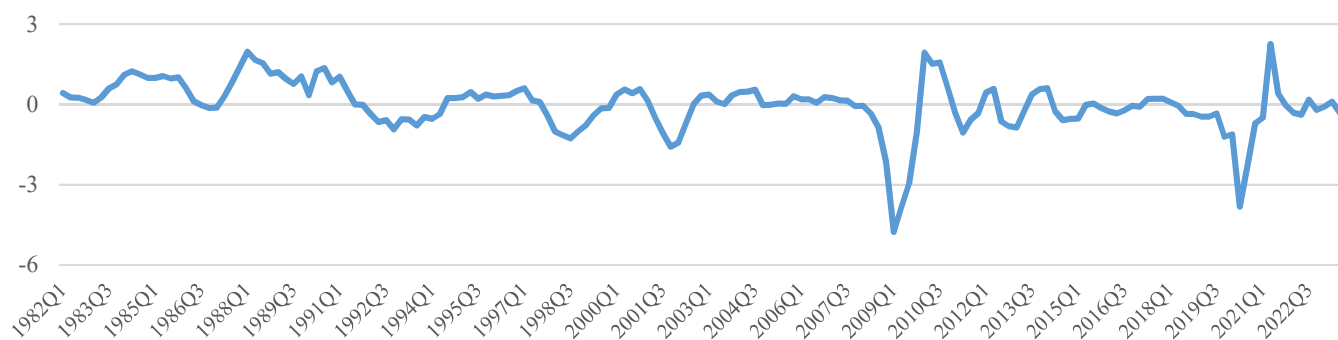
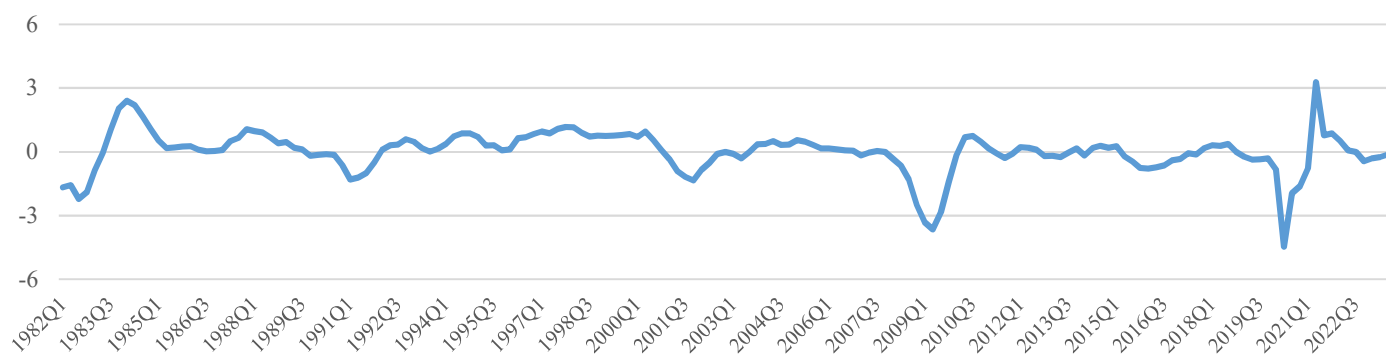


圖 3-1 總體部門循環指標(續)

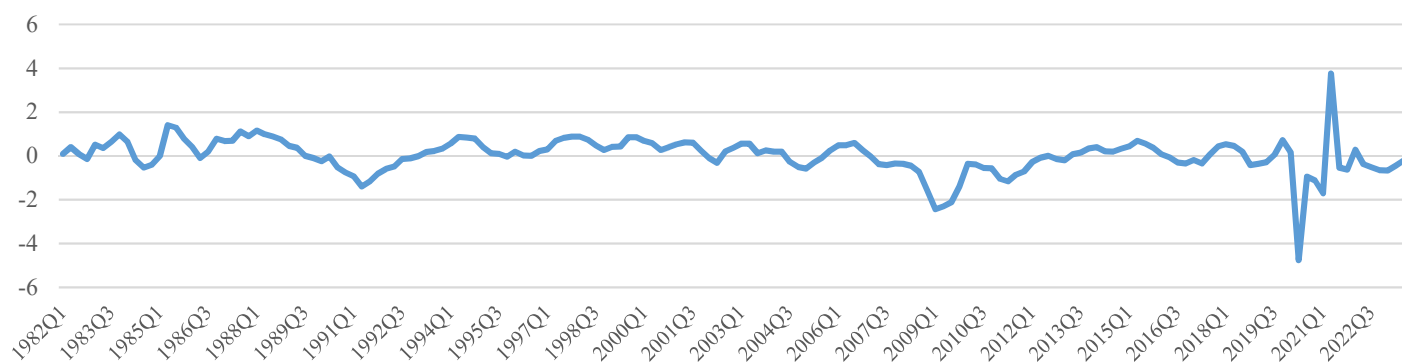
日本



美國



英國



台灣

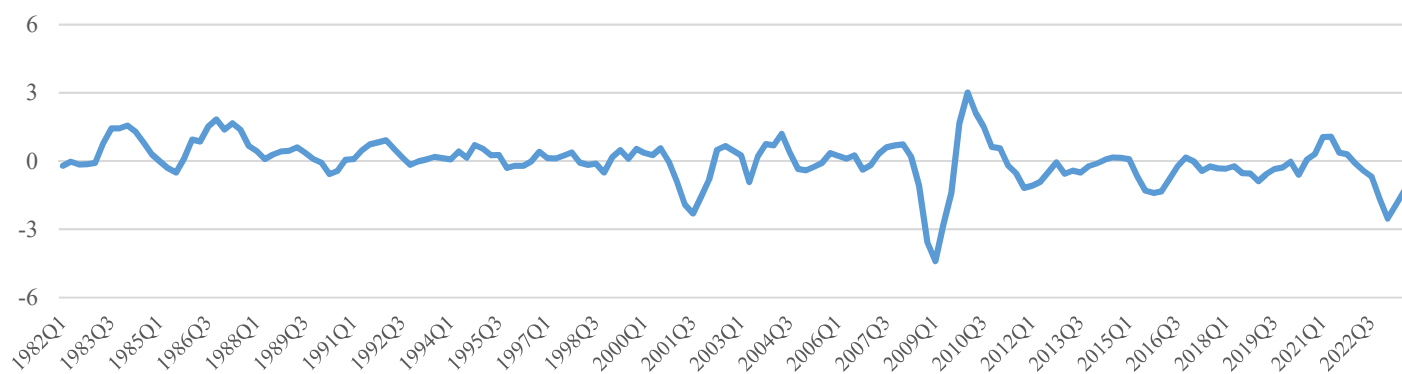
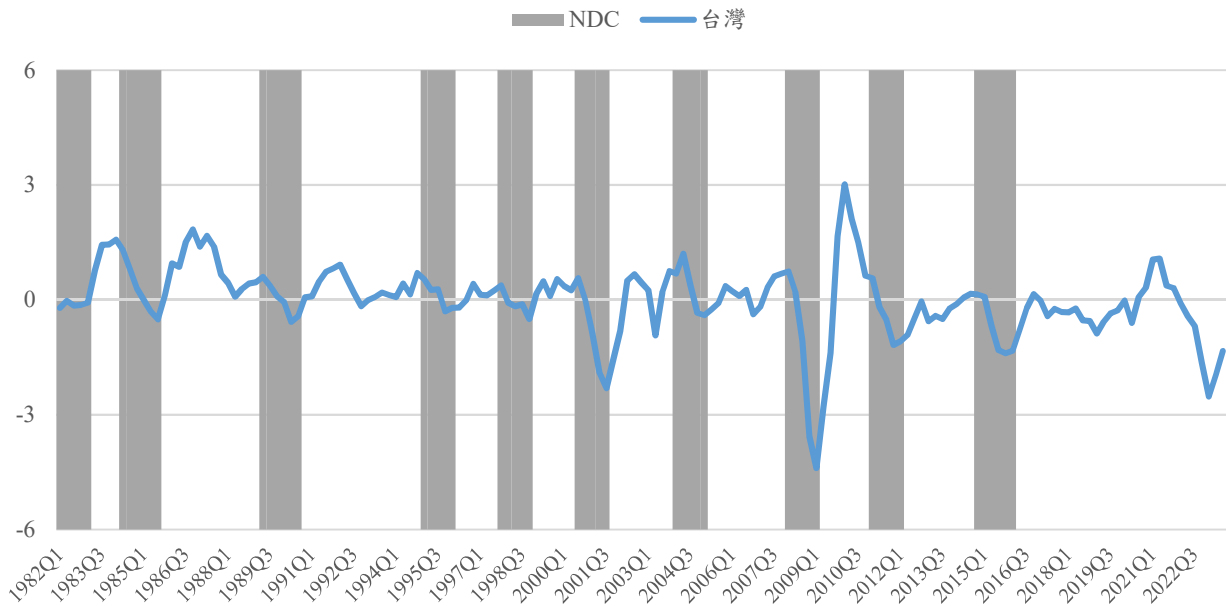


表 3-1 各國「總體部門循環指標」之相關係數表

	加拿大	德國	法國	義大利	日本	美國	英國	台灣
加拿大	1.00							
德國	0.59	1.00						
法國	0.69	0.83	1.00					
義大利	0.71	0.82	0.93	1.00				
日本	0.55	0.76	0.70	0.73	1.00			
美國	0.64	0.53	0.73	0.68	0.55	1.00		
英國	0.90	0.65	0.73	0.75	0.64	0.68	1.00	
台灣	0.35	0.42	0.36	0.47	0.55	0.29	0.52	1.00

此外，我們亦進一步比較台灣的「總體部門循環指標」與國家發展委員會所認定的台灣景氣循環峰谷之關係，以瞭解本研究建構的指標是否符合台灣現況，如圖 3-2 所示。圖中，灰色區間為國家發展委員會認定的景氣衰退期(即高峰至谷底)，在我們的研究期間之內，國家發展委員會共認定 10 次完整的景氣循環，而最新的第 16 次景氣循環僅認定出擴張期為 2016 年 2 月至 2022 年 1 月，尚未公布衰退期。對照兩者關係，不難發現本研究所建構的循環指標與衰退期具有良好的對應關係，在衰退期間，「總體部門循環指標」都從正轉負，且會降至當時的低點。綜合上述，不論是由跨國間的比較，或是台灣自己的特性，都可以證明出本研究所建構的「總體部門循環指標」具一定合宜性。

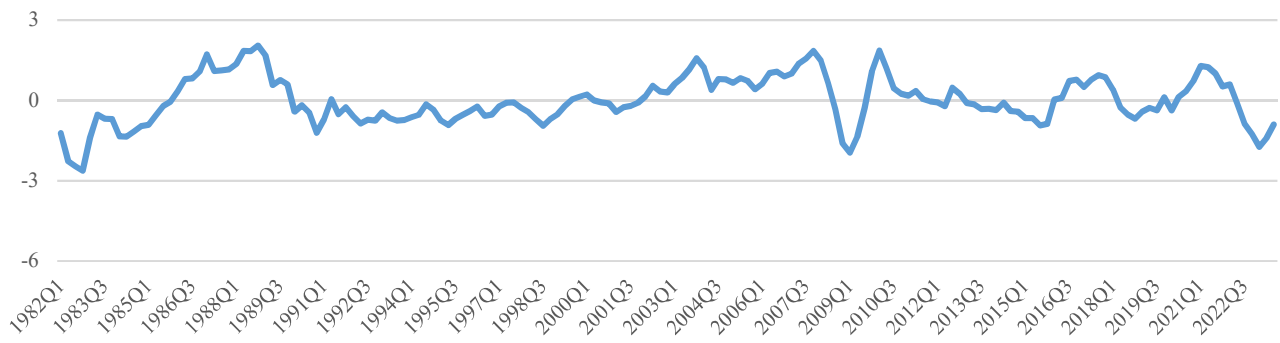
圖 3-2 台灣「總體部門循環指標」與景氣衰退期之關係



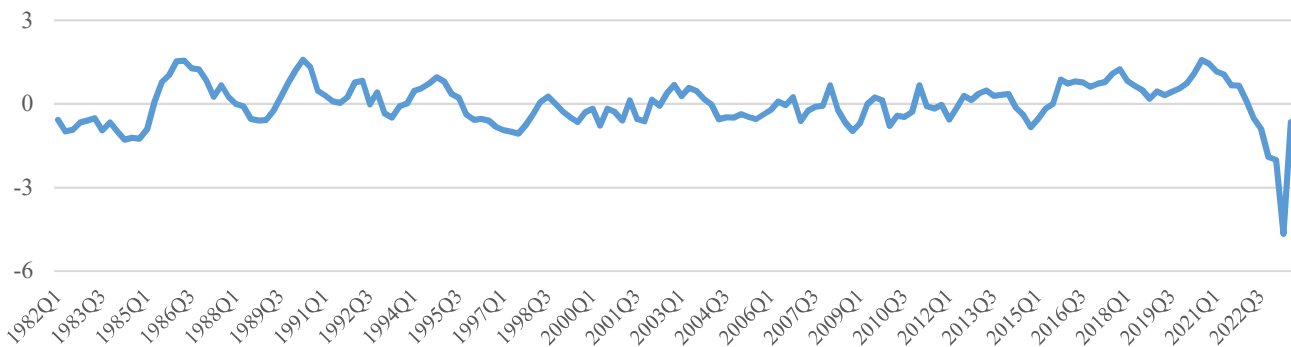
接著，圖 3-3 是各國金融部門經萃取而得的「金融部門循環指標」，我們可以以 0 為基準，若循環指標大於 0，表示金融部門呈現寬鬆狀態，反之，金融部門處於緊縮狀態。從圖型中，不難發現各國「金融部門循環指標」與重大事件的對應性頗佳，例如 2001 年的科技泡沫、2008~2009 年全球金融危機期間、2011 年歐債危機、2020 年 COVID-19 大爆發等，都造成各國「金融部門循環指標」處於緊縮階段，僅有程度上的差異。然而，我們也發現各國間的相關係數就不如總體部門間來的緊密(見表 3-2)，其原因可能是本研究的「金融部門循環指標」係參考以 Winter et al. (2022)採用信用占 GDP 比重與房價指數，而這兩個變數較反映各國國內的自身狀況，故跨國間的相關係數就較低，但仍維持正相關。

圖 3-3 金融部門循環指標

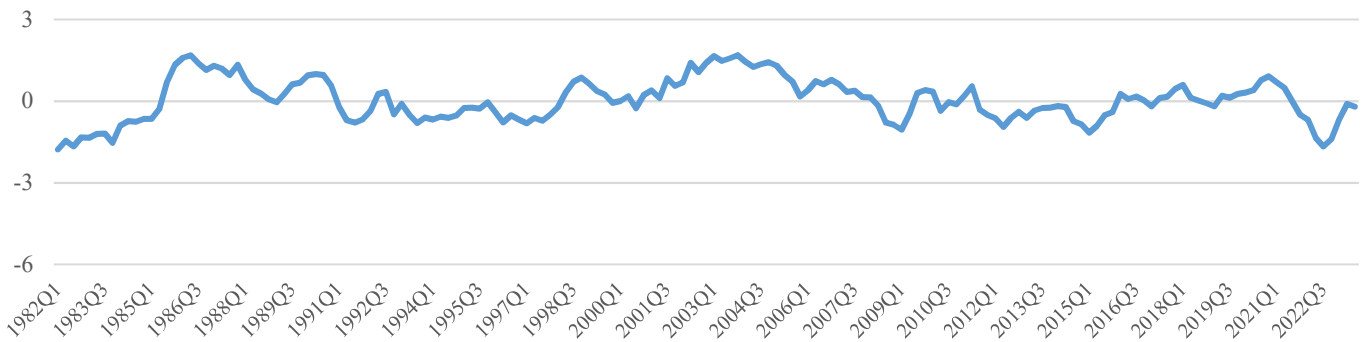
加拿大



德國



法國



義大利

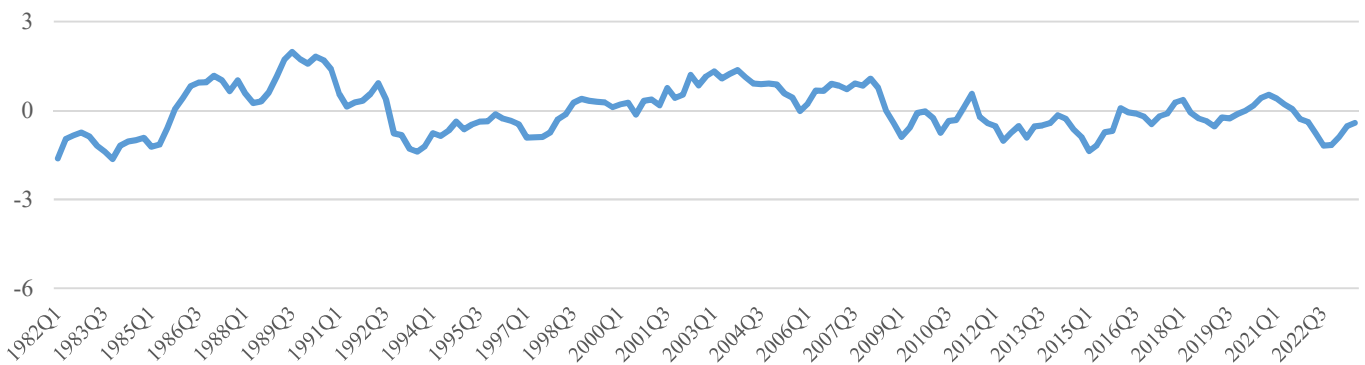
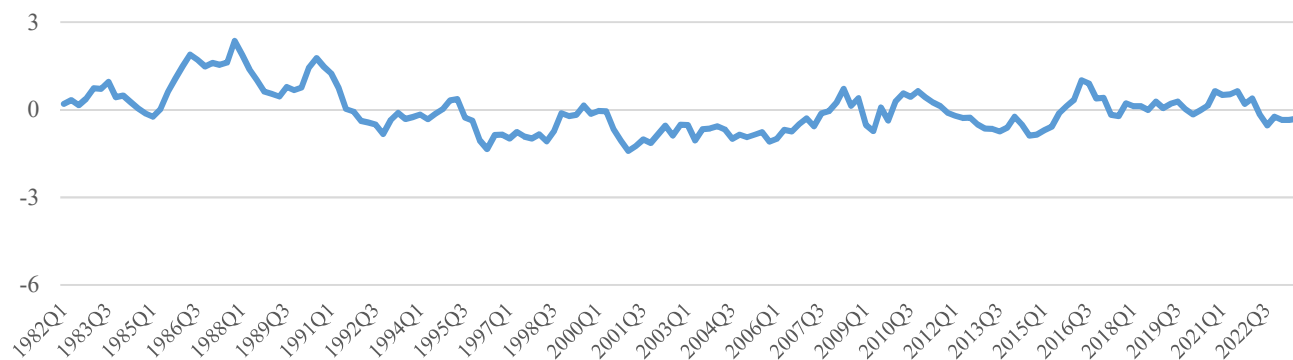
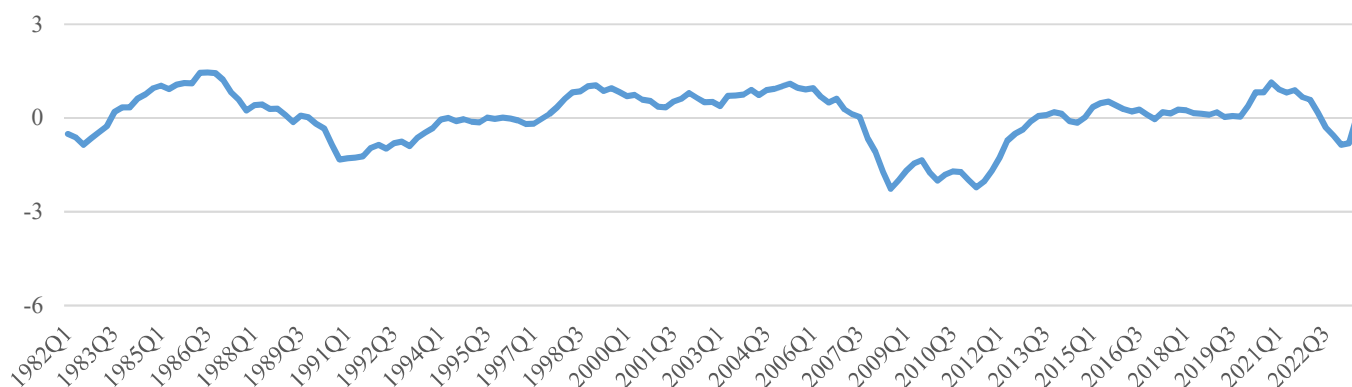


圖 3-3 金融部門循環指標(續)

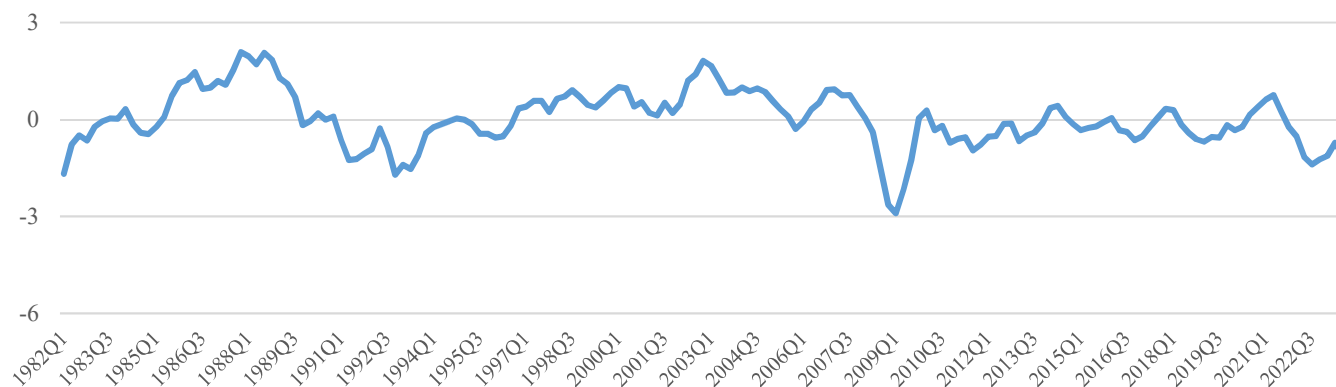
日本



美國



英國



台灣

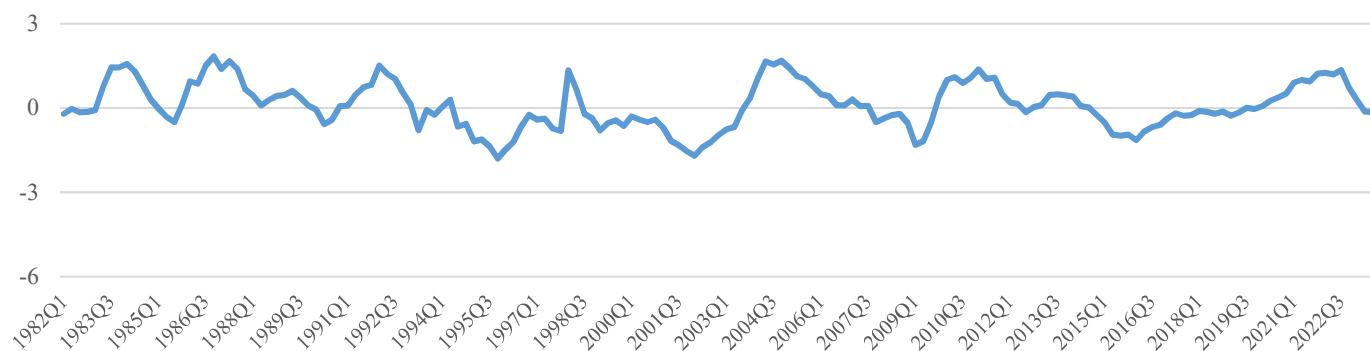


表 3-2 各國「金融部門循環指標」之相關係數表

	加拿大	德國	法國	義大利	日本	美國	英國	台灣
加拿大	1.00							
德國	0.34	1.00						
法國	0.62	0.45	1.00					
義大利	0.59	0.40	0.83	1.00				
日本	0.20	0.36	0.16	0.22	1.00			
美國	0.26	0.20	0.44	0.20	-0.06	1.00		
英國	0.62	0.21	0.66	0.56	0.19	0.62	1.00	
台灣	0.25	0.01	0.09	0.10	0.29	0.03	0.11	1.00

如同「總體部門循環指標」與我國景氣循環的比較，本研究亦嘗試以現有探討台灣金融循環指標的相關文獻(現有文獻有 Cheng and Chen (2021)與黃裕烈(2023))，並將其認定的金融循環指標的緊縮期間與本研究透過 Harding and Pagan (2002a, b)²分析後的結果進行比較，並將結果陳列於表 3-3。

² 本計畫 Harding and Pagan 評估係採用 Eviews 軟體之 Add-in 套件，其設定值分別為 Turn Phase= 5、Minimum Phase = 5、Minimum Cycle = 10。

表 3-3 本研究與黃裕烈和 Cheng and Chen (2021)之比較

本研究			黃裕烈(2023)		Cheng and Chen(2021)			
週期					房價		信用	
	高峰	谷底	高峰	谷底	高峰	谷底	高峰	谷底
1	1984Q1	1985Q3						
2	1986Q4	1990Q2						
3	1992Q1	1995Q4						
4	1998Q1	2001Q3	1993Q4	1999Q2	1995Q1	2000Q4	1995Q4	1997Q3
5	2004Q2	2009Q1	2004Q3	2008Q2	2005Q1	2008Q4	2007Q1	2009Q4
6	2014Q1	2016Q2	2011Q4	2016Q3	2011Q1	2012Q1	2011Q1	2016Q2
7	2021Q2		2021Q3		2014Q4	2016Q4		

表 3-3 呈現，在本研究的研究期間內，共認定出 5 個完整的金融循環週期，2 個不完整週期；再比較三篇文章的結果，雖然於本研究與 Cheng and Chen (2021)及黃裕烈(2023)建構指標的變數組合、方式與研究期間均不相同³，但是我們依舊可以發現三者所認定的金融緊縮期間大致相同；如本研究所認定的第 3 次與第 4 季緊縮期間，有類似的認定結果；此外較明顯的是第 5 次緊縮期間，三篇文章都有雷同的結果；最後則是最新的一次，本研究與黃裕烈(2023)都認為 2021 年後均可能存在另一次緊縮期間的開始。由上述的比較，雖然沒有一個官方或是學、研機構定期公布台灣金融循環指數，但透過與既有文獻的比較，本研究所建構的「金融部門循環指標」應屬可信賴的。

綜合上述結果，我們相信本研究透過因子模型所萃取出來總體部門與金融部門循環指標具有捕捉景氣與金融循環的特性。

3.1.2 第 2 層：各國對應之「國家金融循環指標」

給定前一階段所估計總體與金融部門對應的共同因子後，我們就可進一步編制各國對應之「國家金融循環指標」，其編製方法與部門別相同，主要係因本研究所採用的階層式因子模型，係以次序性的主成分分析法萃取共同因子，圖 3-4 即為「國家金融循環指標」之結果。由於「國家金融循環指標」係由總體與金融部門循環指標再進一步萃取共同因子而得，故我們可以發現「國家金融循環指標」的波動與重大經濟金融事件的關係亦密切，而且國家間亦存在一定程度的共移性（「國家金融循環指標」的相關係數列於表 3-4），國家間的循環指標相

³ Cheng and Chen (2021) 係採多變量結構時間序列模型 (multivariate structural time series model)，屬於無法觀察成分的模型 (unobservable components model)；黃裕烈(2023)則是利用採用 Christiano and Fitzgerald (2003) 不對稱寬頻濾波法(band pass filter)。

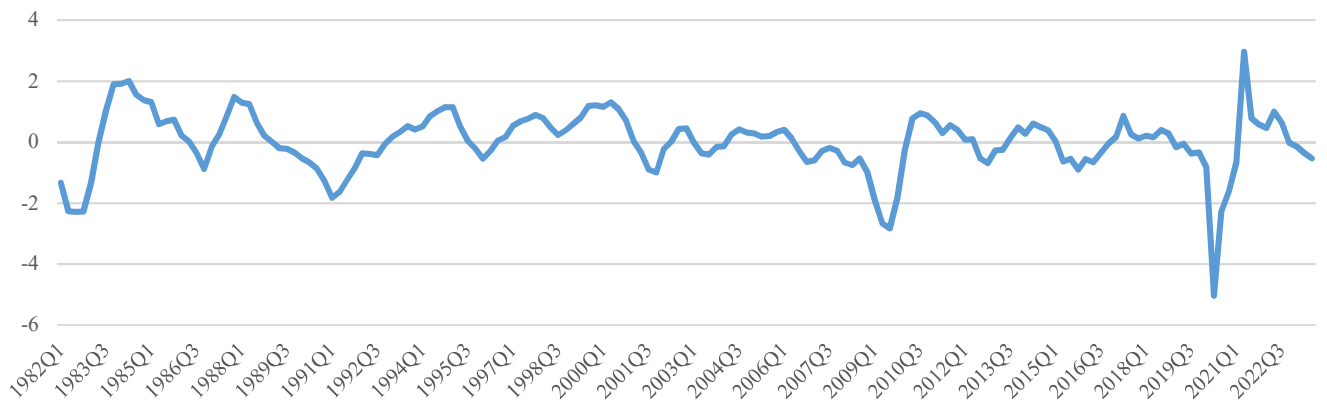
關係數約介於總體部門與金融部門循環指標之間，G7 國家的相關係數介於 0.36 至 0.91 之間，其中以美國與加拿大，以及義大利與法國等兩組的相關係數逾 0.9 為最高，而台灣與 G7 國家則介於 0.15 至 0.51 之間，皆屬於正相關，其中台灣與日本和美國的相關係數較高，分別為 0.51 與 0.49，亦符合直覺。

表 3-4 各國循環指標之相關係數表

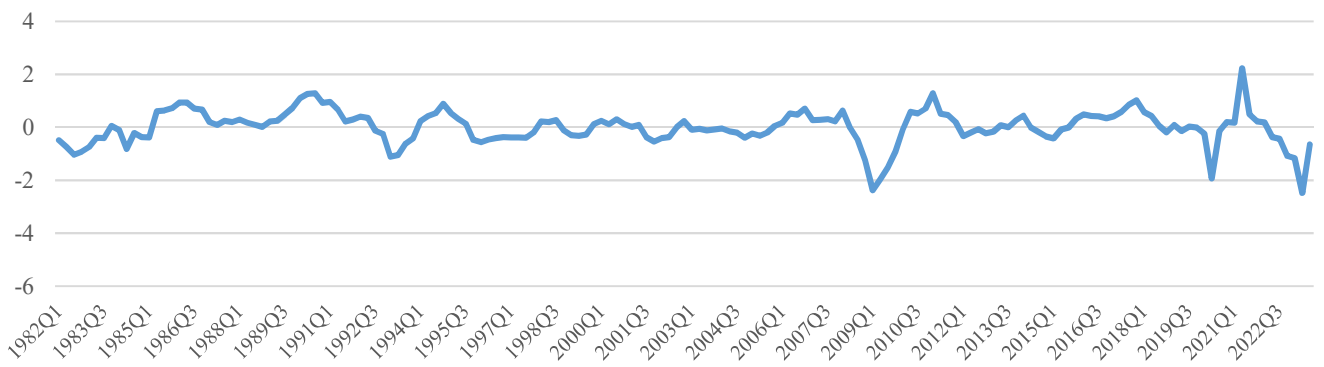
	加拿大	德國	法國	義大利	日本	美國	英國	台灣
加拿大	1.00							
德國	0.36	1.00						
法國	0.51	0.68	1.00					
義大利	0.42	0.72	0.91	1.00				
日本	0.38	0.57	0.49	0.57	1.00			
美國	0.90	0.43	0.58	0.52	0.45	1.00		
英國	0.64	0.41	0.60	0.48	0.39	0.68	1.00	
台灣	0.33	0.38	0.33	0.39	0.51	0.49	0.15	1.00

圖 3-4 國家金融循環指標

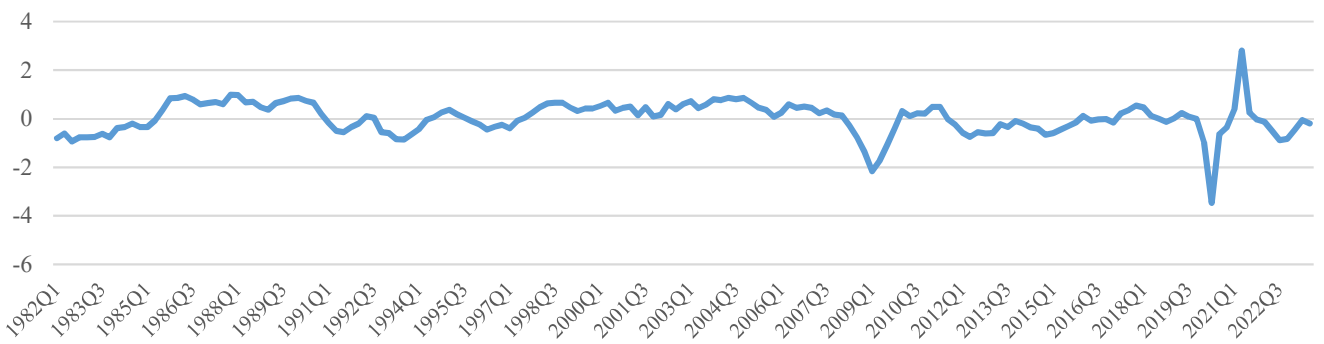
加拿大



德國



法國



義大利

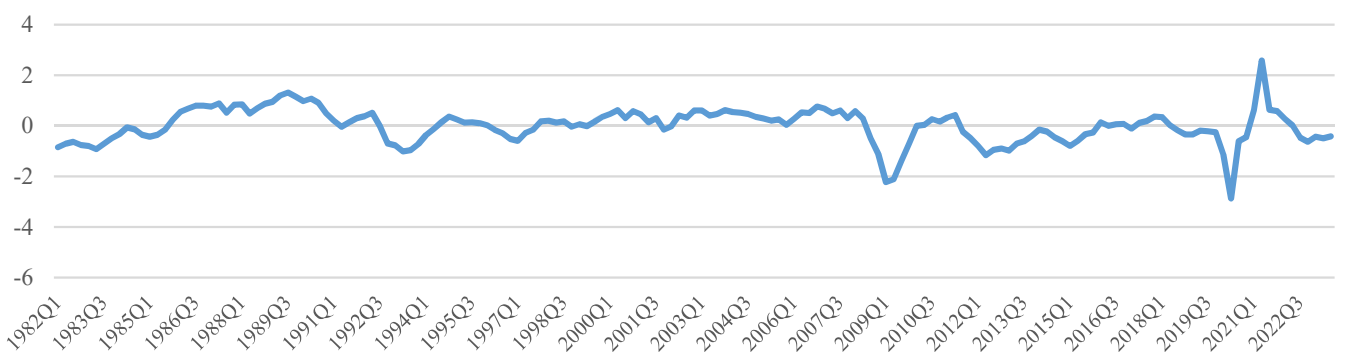
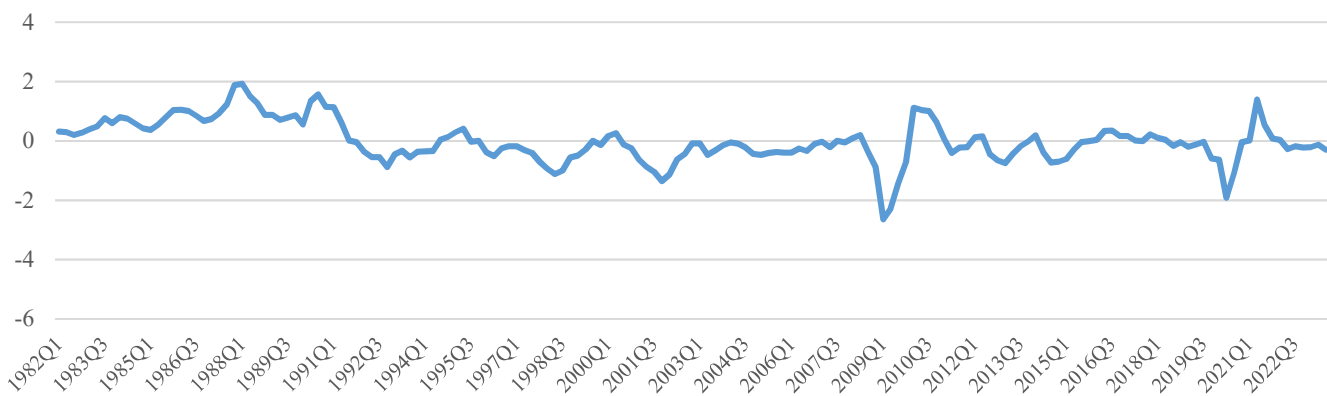
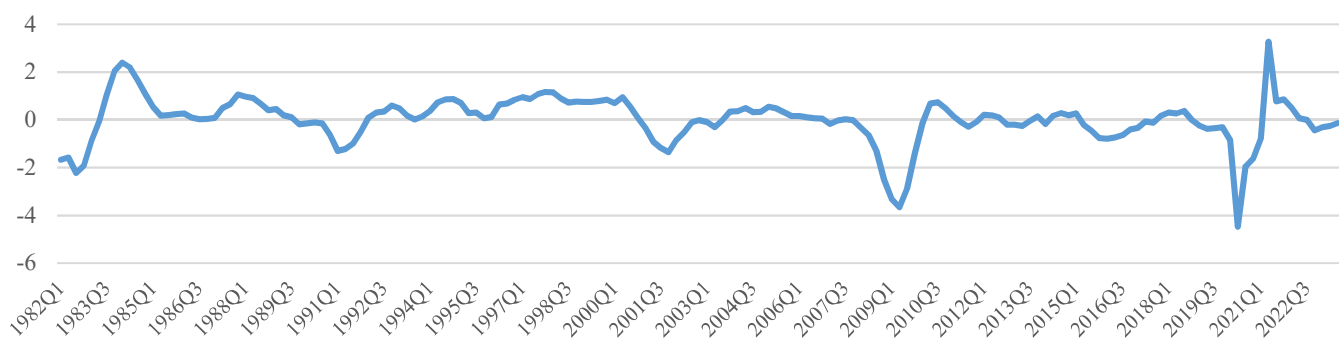


圖 3-4 國家金融循環指標(續)

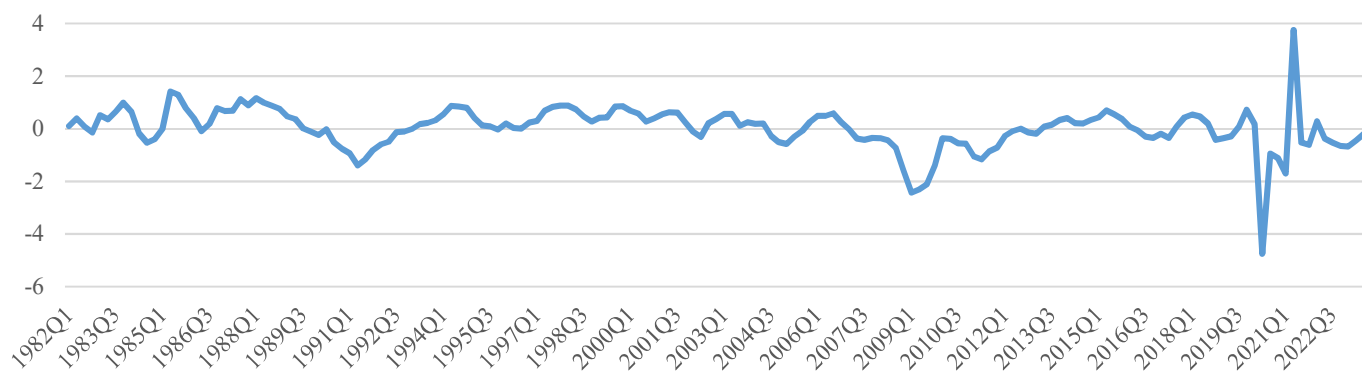
日本



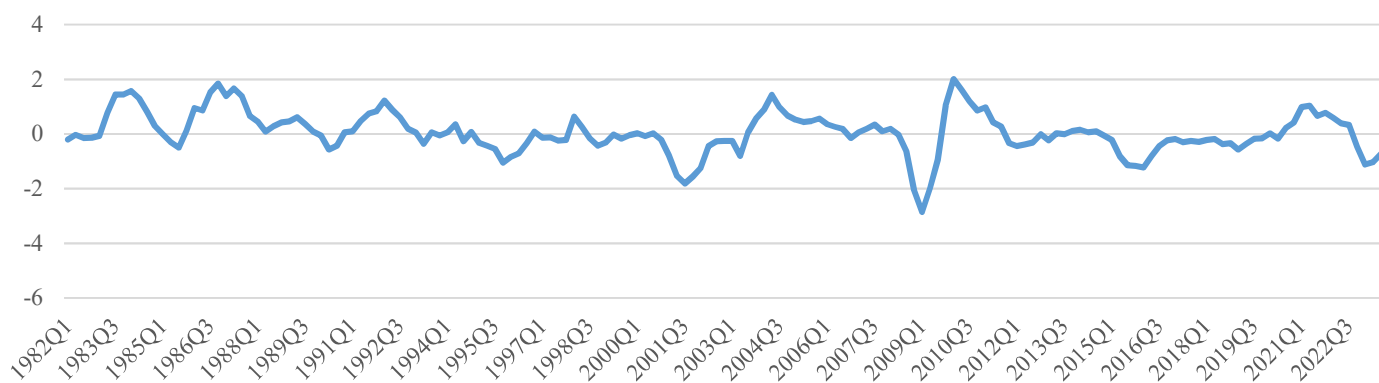
美國



英國



台灣



3.1.3 第 3 層：全球金融循環指標

最後一層是本研究最核心的指標，即是「全球金融循環指標」(簡稱為 FCI)，是基於前述兩層而得。結果呈現於圖 3-5。相同地，我們以 0 為基準，若循環指標大於 0，表示全球金融呈現寬鬆狀態，反之，全球金融處於緊縮狀態。

為可更深入瞭解本計畫所建構 FCI，我們將其基本統計特性結果呈現於表 3-5；透過該表可知，FCI 偏態值與峰度值均為正，故兩者皆屬於正偏態與高峽峰之分配。此外，我們藉由單根檢定了解 FCI 指

圖 3-4 全球金融循環指標

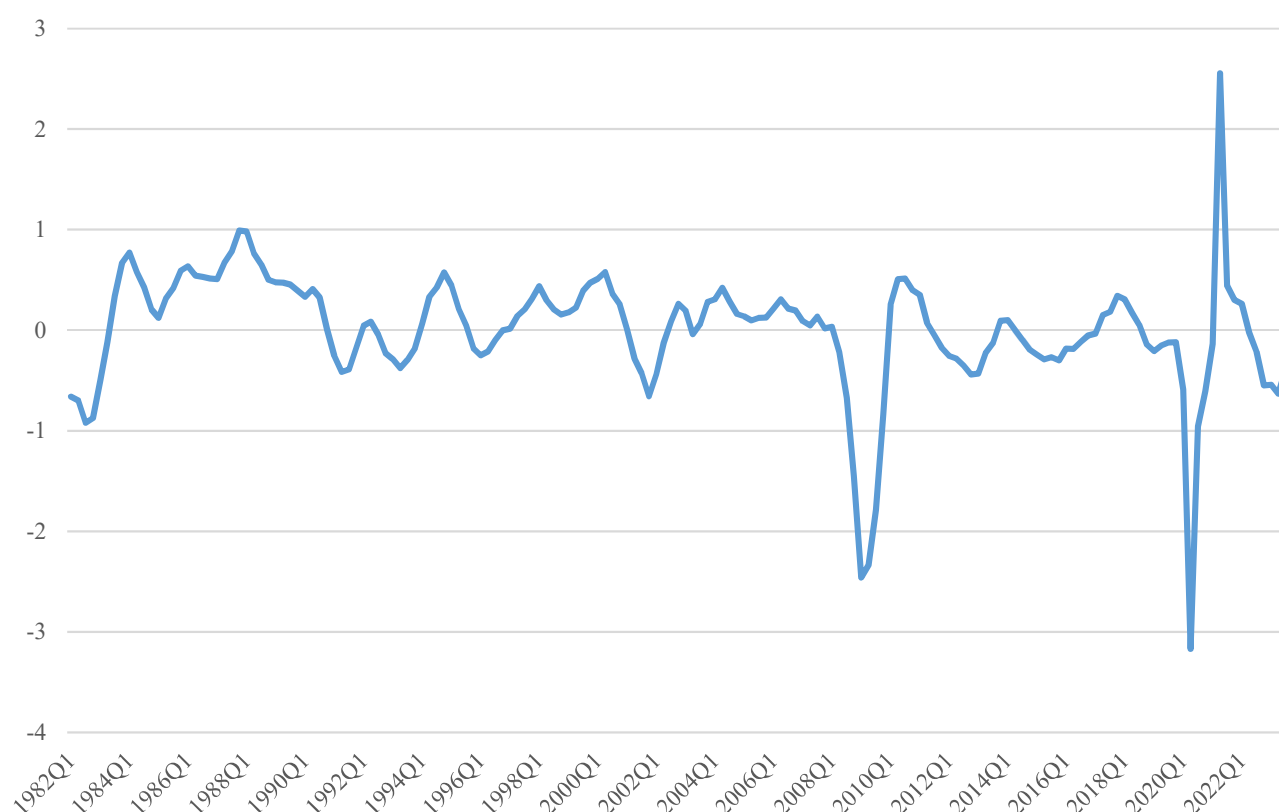


表 3-5 全球金融循環指標 FCI 的基本統計特性

	分配狀態			單根檢定	
	標準差	偏態	峰度	截距	無
FCI	0.59	1.50	11.82	0.00	0.00

標是否為定態數列，由 Augmented Dickey-Fuller 檢定結果可知，無論具截距項或無截距項之檢定統計量，均拒絕數列具有單根之虛無假設，顯示 FCI 為定態數列。

另一方面，為了證明 FCI 與重要經濟金融事件的對應性，我們利用高(或低)於 2 倍的標準差(對應 95%的信賴區間)的期間來看，作為挑選標準，低於此標準的期間有二，分別是 2008 年第 4 季至 2009 年第 3 季與 2020 年第 2 季，分別反映全球金融危機期間與 COVID-19 大爆發；而超過此標準僅有 2021 年第 2 季，與疫後經濟復甦有關。

瞭解 FCI 的特性後，因為 FCI 是由各國對應之「國家金融循環指標」萃取共同波動而得，我們亦想知道與各國循環指標的關聯性，故將其相關係數列於表 3-6。由該表可發現，國家與 FCI 存在高度的正相關，其中與法國、義大利與美國的相關係數逾 0.8，與台灣亦達 0.56。

表 3-6 FCI 與各國金融循環指標之相關係數表

加拿大	德國	法國	義大利	日本	美國	英國	台灣
0.80	0.72	0.83	0.81	0.68	0.87	0.75	0.56

3.2 與既有文獻的 FCI 比較

雖然沒有一個官方或是學、研機構定期公布全球金融循環指數，本研究仍試圖透過既有文獻的結果進行比較，如 Caggiano and Castelnuovo (2022) 和 Miranda-agrippino and Rey (2020)，但此兩篇文章都僅利用金融相關的變數組合進行建構。因此，為了符合這兩篇的金融指標建構概念，我們除了前小節同時包含總體與金融部門變數的結果外，也另外利用金融面的三個變數（「金融部門」的兩個變數再加上各國的主要股價指數）重新建構指標且期間與上述兩篇研究較相符合的指標，稱為「FCI(金融)」。建構一個方便與其比較的簡易版全球金融循環指標。

本研究從 Caggiano and Castelnuovo (2022) 擷取相關資料，並繪於圖 3-5。圖中包含本研究基礎的 FCI、FCI(金融)、FCI_CC(Caggiano and Castelnuovo, 2022) 與 FCI_MR(Miranda-agrippino and Rey, 2020) 等 4 個指標。值得一提的是，FCI 與 FCI(金融) 的編製起始點並不相同，FCI(金融) 重新編製且起始點與 FCI_CC 都是 1993 年開始，而 FCI_CC 與 FCI_MR 都是月頻率，我們將其採季內平均方式轉換成季頻率。

根據圖 3-5 可發現，雖然 FCI(金融)、FCI_CC 與 FCI_MR 的編製方法並不相同，但 3 者間的共移性相當高，且相關係數超過 0.6(見表 3-7)，顯示本研究利用相同概念建構的金融循環指標仍具有一定代表性。若與擷取相同期間的 FCI 與 FCI_CC 的相關係數亦達 0.5。綜合上述結果，我們可以證明本研究所建構的全球金融循環指數具有代表性，可作為後續實證分析之用。

圖 3-5 不同編製的全球金融循環指標比較

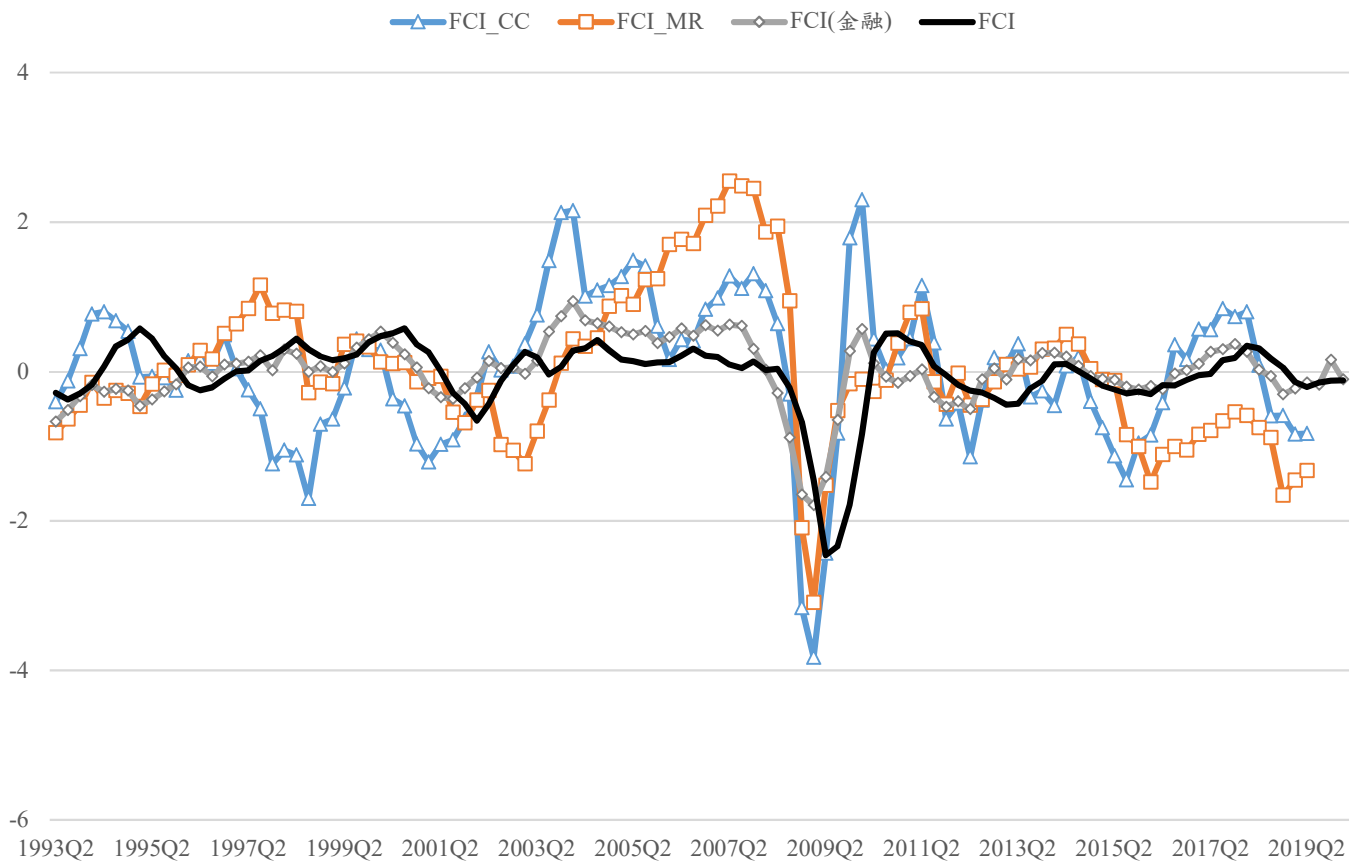


表 3-7 FCI(金融)、FCI_MR 和 FCI_CC 之相關係數表

	FCI(金融)	FCI_MR	FCI_CC
FCI(金融)	1.00	0.60	0.74
FCI_MR	0.60	1.00	0.51
FCI_CC	0.74	0.51	1.00

四、全球金融循環與台灣貨幣政策及重要總體變數關係之探討

在第二與第三節中，我們已經完成了各國與全球金融循環指標的建構，但全球金融循環指標與台灣貨幣政策與重要總體經濟變數之間的關聯性為何？在此節中，我們將利用與重要經濟變數（此涵蓋了貨幣政策的所關注的重要變數以及政策利率等變數）建立 VAR 體系，並透過 Granger 因果關係檢定，瞭解「金融循環指標」與重要經濟變數間的可能領先與落後關係。另一方面，Adrian et al. (2022) 的實證結果發現，若金融情勢處於寬鬆時，短期的經濟下行風險可能下滑，但中長期時可能增加。因此，我們將藉由「一般化衝擊反應函數」分析「全球金融循環指標 FCI」衝擊對台灣政策利率的影響，了解中央銀行是否為避免景氣過熱，而採行(預防性)逆景氣循環 (countercyclical) 政策，同時也分析其衝擊對重要總體經濟變數的影響，是否與文獻結果相似。

4.1 研究方法

4.1.1 自我向量迴歸模型的建構(vector autoregressive model, VAR)

在完成各階層「金融循環指標」的建構與編制後，我們將進一步透過 VAR 分析「金融循環指標」與此計畫所關心的資本移動、資產價格與貨幣政策之間的關係。我們將「金融循環指數」與重要經濟變數表達成 VAR 模型的型態，並假設落後期數為 n ：

$$\begin{bmatrix} FC_t \\ M_t \end{bmatrix} = \sum_{k=1}^n \begin{bmatrix} a_{11,k} & a_{12,k} \\ a_{21,k} & a_{22,k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FC_{t-k} \\ M_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (4.1)$$

式中， FC_t 是「金融循環指標」，可為「全球金融循環指標 FCI」或

特定國家之「國家金融循環指標」； M_t 則是計畫欲探討的重要經濟變數(需要為定態數列)； k 為落後期數。(4.1)式亦可改寫成以下的矩陣型態：

$$X_t^Q = \sum_{k=1}^n A_k X_{t-k}^Q + \varepsilon_t. \quad (4.2)$$

4.1.2 Granger 因果關係檢定

建構完 VAR 模型後，我們即可透過 Granger 因果關係檢定，瞭解「金融循環指標」與重要經濟變數間的可能領先與落後關係。其中，「金融循環指標」對於重要經濟變數之影響，可表示成

$$M_t = \sum_{k=1}^n [a_{21,k} FC_{t-k} + a_{22,k} M_{t-k}] + \varepsilon_{2t}. \quad (4.3)$$

(4.3) 式中，「金融循環指標」對於重要經濟變數的影響反映在係數 $a_{21,k}$ 上；若「金融循環指標」 FC_t 不會 Granger 影響重要經濟變數 M_t ，則檢定對應的虛無假設將為

$$H_0: a_{21,k}=0. \quad (4.4)$$

4.1.3 衝擊反應函數

除了因果檢定外，此計畫也擬以衝擊反應函數做為動態分析依據，運用「金融循環指標」做為衝擊變數，了解「金融循環」衝擊對重要經濟變數的影響。然而，傳統 VAR 模型的衝擊反應函數分析，若運用 Cholesky 分解來認定外生衝擊效果，則模型變數的排序問題就非常重要，不同變數排序將將估算出不同的衝擊反應函數。為避免此問題，我們在此計畫中將以採用 Jorda (2005) 所提出的局部投射法

(local project, LP)進行衝擊反映分析。Jorda(2005)認為 LP 主要有 3 個優點，第一個優點是容易估計，第二個是比較容易進行統計推論，最後一個則是較 Cholesky 分解更具穩健性，即便是模型錯誤設定，LP 也能得到較為穩健結果。

以下將概述 Jorda(2005)所提出的局部反射法。第一步，將變數集合的每一個預測期間(forecast horizon)的迴歸式表達成：

$$\mathbf{X}_{t+h}^Q = \alpha^h + B_1^h \mathbf{X}_{t-1}^Q + B_2^h \mathbf{X}_{t-2}^Q + \cdots + B_p^h \mathbf{X}_{t-p}^Q + \mathbf{u}_{t+h}^h,$$

其中， $\mathbf{X}_{t+h}^Q$ 是包含全球金融循環指數與台灣重要總體經濟變數的向量矩陣； $h = 0, 1, \dots, H-1$ ， h 為研究者感興趣的預測期間。 α^h 是截距項的矩陣； B_i^h 為待估計的參數矩陣，矩陣大小為 $p \times h$ ， p 是 VAR 模型的落後期數； $\mathbf{u}_{t+h}^h$ 則是允許自我相關 (autocorrelated) 與異質性 (heteroscedastic) 的誤差矩陣⁴。

第二步則是根據 Adammer(2019)之說明，斜率項 B_i^h 可以解釋為 $\mathbf{X}_{t+h}^Q$ 面對一個縮減式衝擊(reduced form shock)的反應(response)；因此，局部投射的衝擊反應函數可表示成：

$$\widehat{IR}(t, h, d_i) = \hat{B}_1^h d_i$$

式中， d_i 為在 $\mathbf{y}_t$ 中第 i 個元素的結構衝擊。

4.2 資料說明

本小節將說明本研究所挑選的重要總體經濟變數，首先是包含於

⁴ Jordan(2005)表示可以利用 Newy and West (1987)提出的非均齊變異序列相關一致估計式，解決存在異質變異與序列相關的問題。

建構全球金融循環的組成變數，實質 GDP(GDP)、房價指數(HP)，再參考文獻如 Juhro et al. (2024)的作法將外人直接投資、證券投資與其他投資等流入與流出加總做為資本流動(CAP)的代理變數，再進一步計算其占名目 GDP 之比重，和 Abbate et al. (2016)所挑選的台灣加權股價指數(SP)、消費者物價指數(CPI)、實質有效匯率(real effective exchange rate, REER)、中央銀行政策利率(INT)等，其中股價指數會因全球金融環境寬鬆而走揚，緊縮而走跌，此狀況尤其是在全球投資者風險偏好變化時，兩者關係更為密切；物價指數與全球金融循環關係，可能與資本流動有關，因為資本流入將推升需求，進而導致物價走升，反之則相反；全球資金流動會影響外匯市場，而影響實質有效匯率的走勢；中央銀行政策利率則可能因為減緩(或刺激)資本流入(或流出)，所造成的物價波動，抑或使全球金融循環處於寬鬆階段，造成資產價格過度波動，為減緩過度投資(或投資不足)，而調整政策利率走向。據此，本研究將與全球金融循環有密切關係的 7 個變數放入我們後續將討論的 VAR 體系之內。

本節分析的樣本期間為 1997 年第 1 季至 2023 年第 3 季。我們將上述變數的資料來源彙整於表 4-1，並將兩個群組變數頻率轉換後的數列走勢繪於圖 4-1。由圖 4-1 可知，部分變數走勢並非定態數列，恐難直接應用於時間序列模型之中。因此本研究將利用 ADF(augmented Dickey Fuller) 檢定進行各數列的單根檢定，若變數的原始數列檢定結果無法拒絕虛無假設，亦即其非定態序列 (non-stationary process)，將資料取年增率 (YoY)或年差分 後，再進行一次

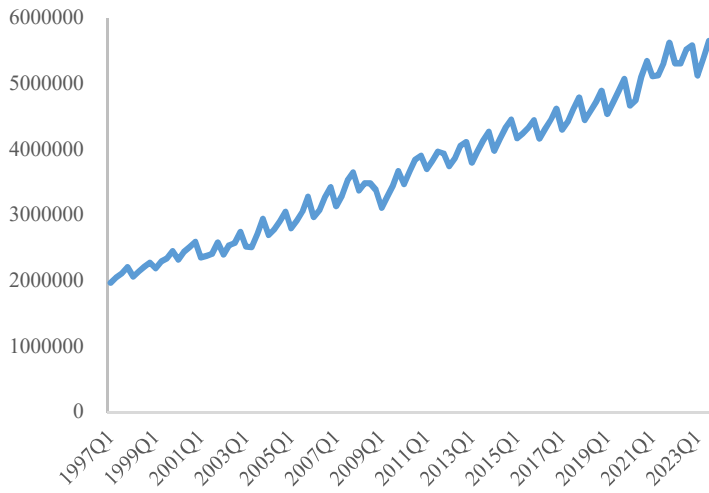
表 4-1 台灣重要總體經濟變數與資料來源說明

變數簡稱	變數定義	資料來源
GDP	實質 GDP	主計總處
HP	房價指數	信義房價指數
SP	台灣加權股價指數	主計總處
CPI	消費者物價指數	主計總處
INT	重貼現率	中央銀行
CAP	外人直接投資、證券投資與其他投資等流入與流出加總占名目 GDP 比重	中央銀行、主計總處
REER	實質有效匯率	國際清算銀行(Bank for International Settlements, BIS)

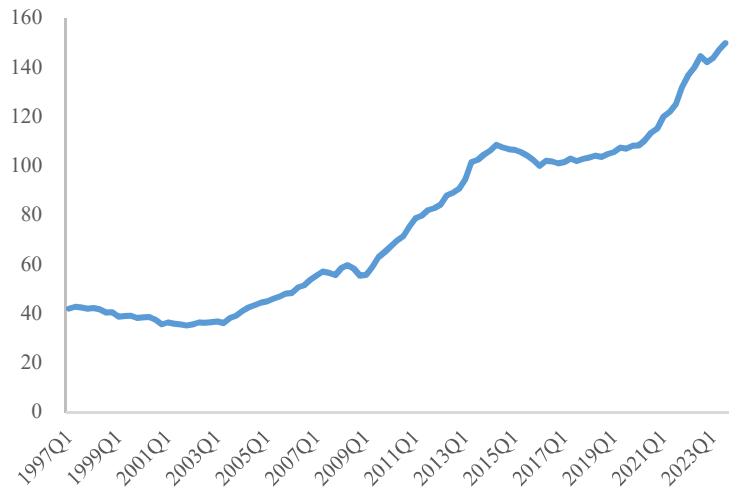
檢定。由表 4-2 可知，在顯著水準 10% 下，資本流動(CAP)、實質有效匯率(REER)的原始數列皆顯著拒絕存在單根之虛無假設 (即為定態數列)，其餘變數則須經年增率或年差分處理後，再重新檢驗。在年增率方面，實質 GDP(GDP)、房價指數(HP)、台灣加權股價指數(SP)、消費者物價指數(CPI)，均拒絕序列存在單根之虛無假設，而重貼現率(INT) 經年差分後，亦拒絕虛無假設，均表示轉換後，此些變數亦為定態數列。

圖 4-1 重要總體經濟變數原始數列

GDP



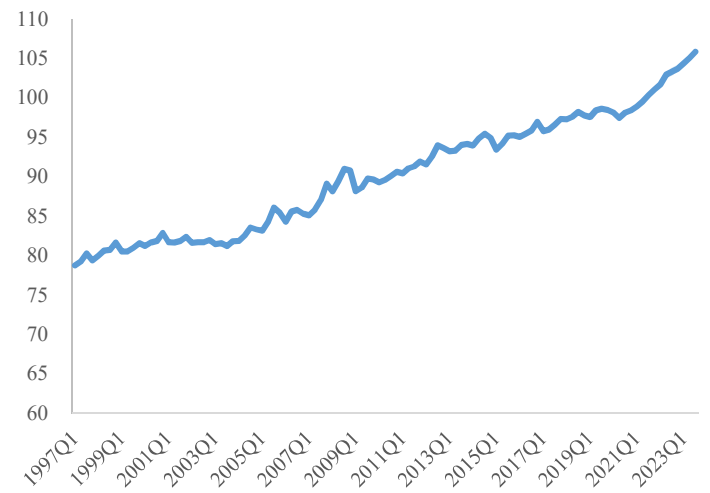
HP



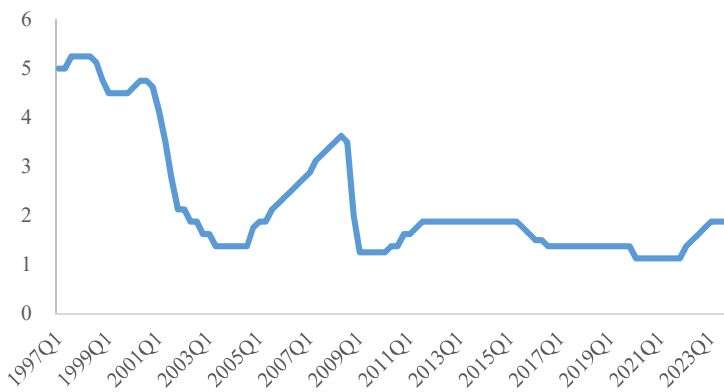
SP



CPI



INT



CAP

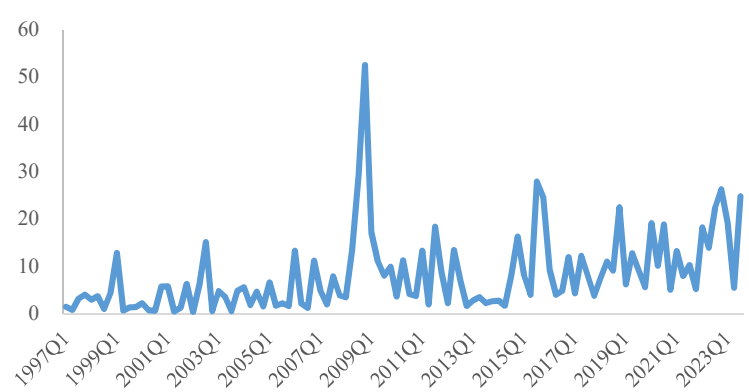


圖 4-1 重要總體經濟變數原始數列(續)

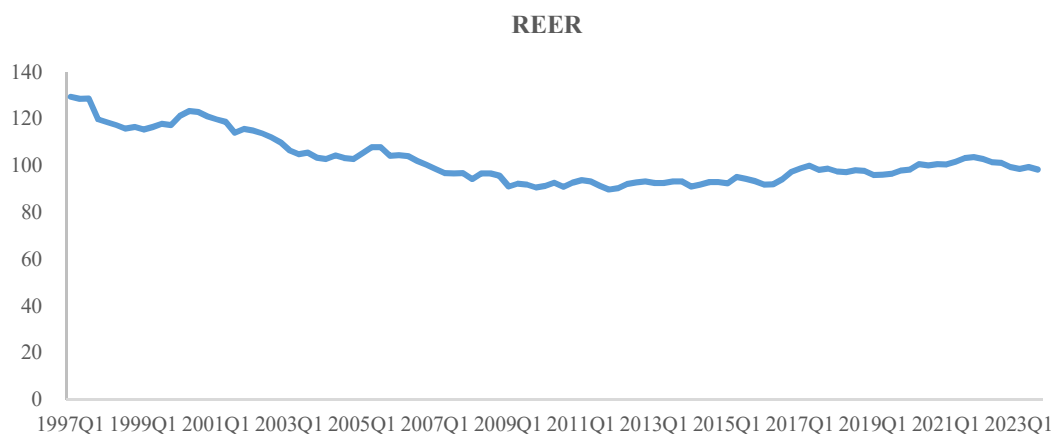


表 4-2: ADF 單根檢定結果

變數名稱	原始數列	年增率/年差分
GDP	0.99	0.04
HP	0.99	0.02
SP	0.77	0.00
CPI	0.99	0.07
INT	0.11	0.00
CAP	0.00	--
REER	0.06	--

註：表格內數值為 P 值。

4.3 實證結果說明

4.3.1 Granger 因果關係檢定

如前節所述，本節主要的實證結果之 VAR 模型的變數共有 7 個，而最適的落後期數將參考 Akaike 資訊準則 (AIC) 進行設定。為了進一步驗證資料觀察期間各變數與「全球金融循環指標(FCI)」間的可能領先與落後關係，我們將藉由 Granger 因果關係檢定來判斷，檢定結果呈列於表 4-3 和表 4-4。首先是表 4-3 說明台灣變數與「全球金融循環指標(FCI)」的關係，由於台灣屬於小型開放經濟體，較難撼動全球總體經濟與金融變數的變化，故在 5% 的顯著水準下，沒有任何一個變數或是整體變數集合(即 6 個變數)對於 FCI 具有顯著領先特性。

接著，表 4-4 相同的在 7 個變數 VAR 模型架構下，討論因果檢定，為了觀察 FCI 對於其他 6 個變數的影響，且囿於篇幅的限制，僅在列出重要變數與 FCI 的關係。在 7 個變數的 VAR 模型架構下，我們可以發現在 5% 的顯著水準下，FCI 對於 REER、股價年增率、房價年增率、GDP 成長率具有領先特性，然而對於 CPI 年增率、利率年差分與資本流動則不具領先特性。此結果大致與直覺相符，台灣經濟特性易受全球經濟金融變化影響。綜合這些結果，我們認為從 Granger 因果檢定的角度判斷，FCI 可用評估台灣重要的重要指標。

表 4-3 因果檢定結果

被解釋變數：FCI

去除解釋變數	Chi-sq	df	Prob.
SP_G	11.72684	10	0.3038
REER	6.182086	10	0.7997
INT_G	8.524515	10	0.5777
HP_G	8.440648	10	0.5859
GDP_G	3.902239	10	0.9516
CPI_G	14.01671	10	0.1722
CAP	4.113233	10	0.9421
All	86.14525	70	0.0922

註：SP_G、HP_G、GDP_G、CPI_G 為 SP、HP、GDP、GDP 取年增率後的結果、INT_G 則為年差分後的結果。

表 4-4 因果檢定結果

被解釋變數	去除解釋變數	Chi-sq	Prob.
SP_G	FCI	20.72532	0.0231
REER	FCI	21.98454	0.0152
INT_G	FCI	13.80272	0.1822
HP_G	FCI	30.69775	0.0007
GDP_G	FCI	41.79435	0.0000
CPI_G	FCI	7.734861	0.6547
CAP	FCI	10.47439	0.3999

註：SP_G、HP_G、GDP_G、CPI_G 為 SP、HP、GDP、GDP 取年增率後的結果、INT_G 則為年差分後的結果。

4.3.2 局部反射衝擊反應函數分析

在了解「全球金融循環指標(FCI)」對於台灣重要的總體經濟與金融變數具有領先關係後，本小節將透過局部反射衝擊反應函數分析，面臨全球金融循環衝擊時，對於台灣重要變數的影響。首先，與Granger 因果檢定相同，我們將在 8 個變數(分別是 FC、SP_G、REER、INT_G、HP_G、GDP_G、CPI_G、CAP)進行局部反射衝擊分析，結果呈現於圖 4-2⁵。圖 4-2 為「全球金融循環指標(FCI)」變動 1 個標準差正向衝擊時對於 SP_G、REER、INT_G、HP_G、GDP_G、CPI_G、CAP 後 10 期(即兩年半)的反應結果，圖中兩條紅色虛線內所包含的區域為 90%的信賴區間。因此，若信賴區間不包含 0，表示該衝擊的影響為統計顯著；反之，則影響不統計顯著⁶。觀察圖 4-2，似乎與 Adrian et al. (2022)的實證發現相似，全球金融寬鬆的衝擊，短期對於台灣總體變數的影響偏向正向，但 5 季之後，就轉向負向影響。我們更進一步發現一些有趣的結果，例如，面對 FCI 正向衝擊時，GDP_G 變動初期(大約 1 到 5 季)為顯著地上升，隨之轉為負且不顯著，此與 Ma and Zhang (2016)及 Oman (2019)的發現相似，金融循環指數存在順景氣循環的特色，故在正向衝擊發生的當下，經濟成長率的變動也會同時為正；此外，我們也可以發現面對全球金融循環的正向衝擊時，

⁵ 囿於版面與本研究使用的變數眾多，本小節僅繪出全球金融循環指數一個標準差衝擊對其餘 6 個變數的影響，其餘圖型讀者若有興趣，可以跟作者索取。

⁶ 本計畫的 LP 衝擊反應函數分析係利用 EViews 的 Add-ins 而得，其中最重要的分解方法(decomposition method)是使用一般化衝擊設定(generalized impulse)，該方法可以避免變數排序設定的問題。

圖 4-2 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：基準模型

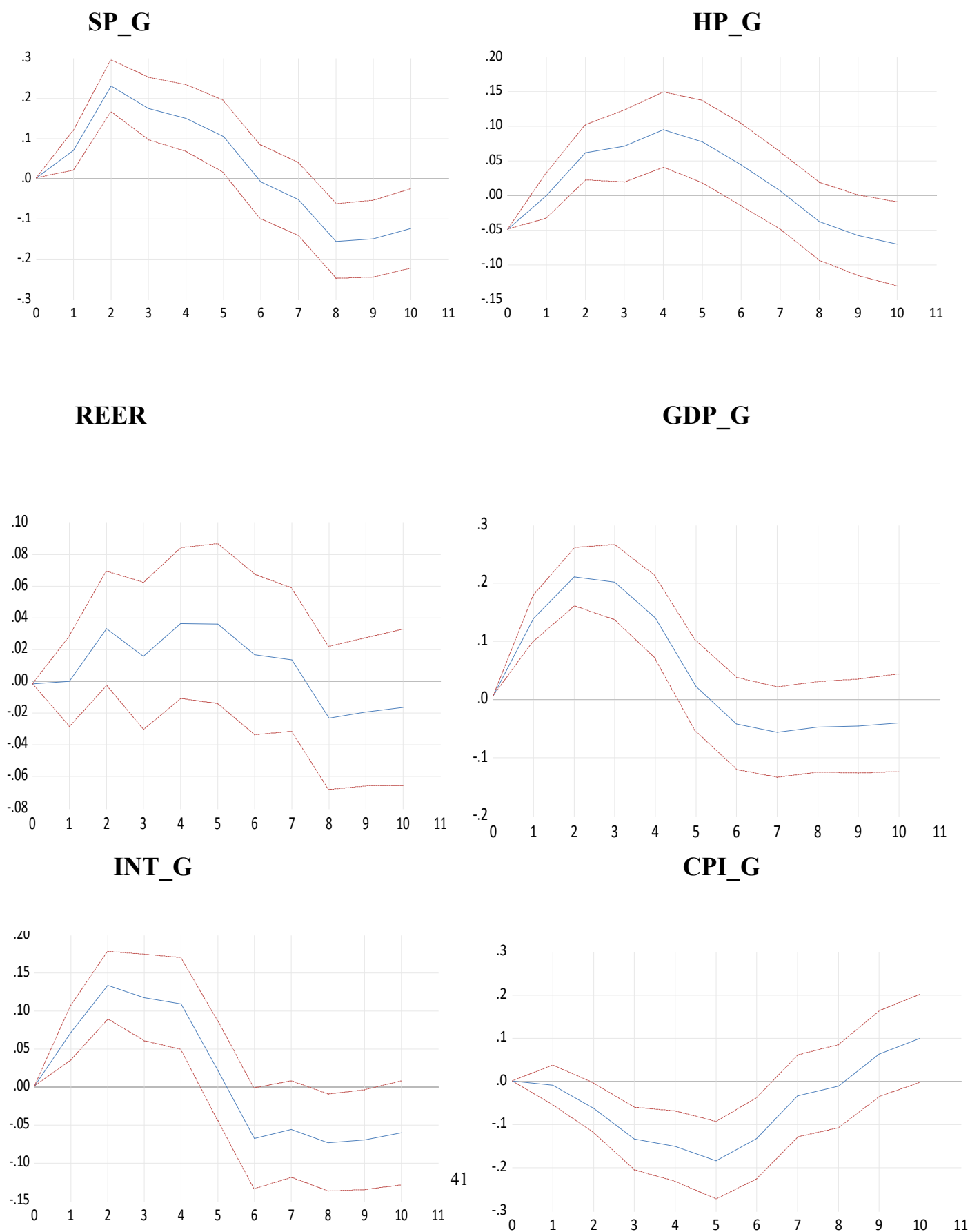
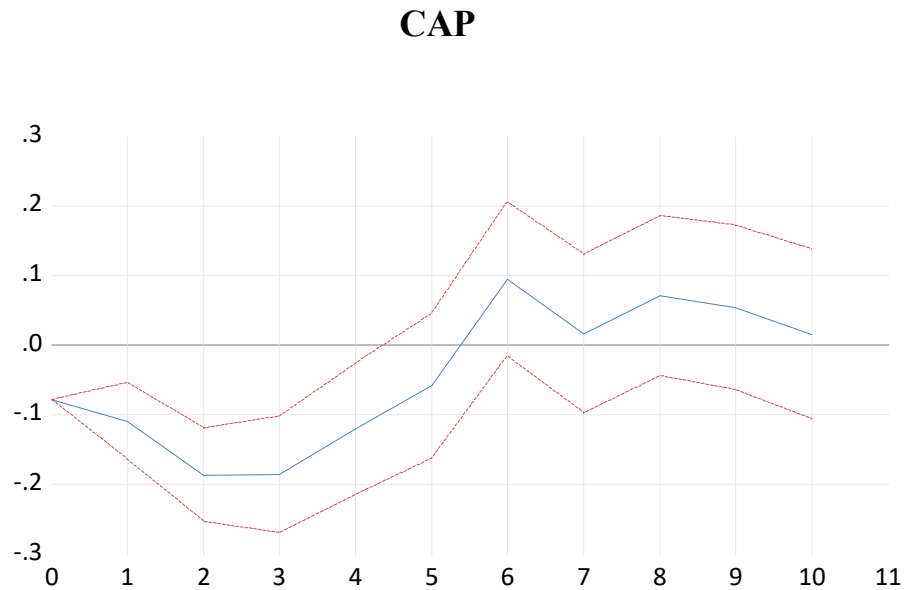


圖 4-2 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：基準模型(續)



雖然會帶動股市變動率與經濟成長率等重要變數同時增加，但在 1 年後(約 5 至 6 季)就會轉為負，可能與 Borio et al., (2018)指出金融循環高峰後可能伴隨而來的是金融危機，造成實體經濟活動成長衰退可能性的全球金融循環特徵有關。

此外，正向的全球金融循環衝擊，代表的意思是全球金融情勢屬於寬鬆狀態，故面對此衝擊，與全球連動性較高的台灣股價指數年增率變動(SP_G)也將隨之走揚，而在第 6 期之影響後轉為負且不統計顯著，房價指數年增率變動(HP_G)也呈現相似的走勢；另一方面，在面對此衝擊時，中央銀行可能採取逆景氣循環政策，透過以緊縮貨幣政策的態度因應，提高政策利率，維持國內經濟金融的穩定，故在政策利率的年差分變動(INT_G)亦是先升後降。另一方面，資本流動對於此正向衝擊的反應則是先降後升，且在第 5 期之後影響就不統計顯

著，表示資本流動占 GDP 比重是先減少後再增加，亦即面對衝擊時，改變投資者的偏好和市場條件，可能導致資本流動減少或轉向內部市場投資，導致資本流動合計下滑。值得注意的是，由於資本流動在此模型下是流入與流出的合計，我們較難分析可能的原因。故本研究進一步分別採用外人直接投資的流入與流出兩數據，在同樣的架構下，重新分析檢視，試圖找出較為合適的解釋。

在其他重要變數維持不變下，我們將 CAP 替換成外人直接投資的流入與流出(以 FDI_I 與 FDI_O)作為穩健性檢定並討論全球金融循環衝擊對資本流動的影響，FDI_I 與 FDI_O 的資料來源為中央銀行國際收支帳(balance of payment)，且與 CAP 定義相似，係為外人直接投入的流入(或流出)占名目 GDP 之比重。因此，整個 VAR 體系仍維持 8 個變數。

圖 4-3 與圖 4-4 分別是考量 FDI_I 與 FDI_O 後的 VAR 體系，面對全球金融循環一個正向標準差衝擊的局部反射衝擊反應函數分析結果。整體而言，不論是 FDI_I 或者是 FDI_O 的 VAR 模型體系與 CAP 的 VAR 模型體系的結果相似，例如 GDP_G、SP_G、ING_G 等變數在面對全球金融循環一個正向標準差衝擊時，都會顯著的先上升，在 2 至 3 季後達到高點後，隨之下降(多數期間不統計顯著)，顯示本計畫所建立的 VAR 體系是具有穩健性的。

接著，對面正向全球金融循環 FCI 衝擊時，FDI_I 與 FDI_O 的反應多是為負，即外人直接投資流入與流出占 GDP 比重均呈現下滑趨勢，但在前期(約 1 年半之前)的反應並不統計顯著，FDI_I 與 FDI_O

圖 4-3 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：FDI 流入

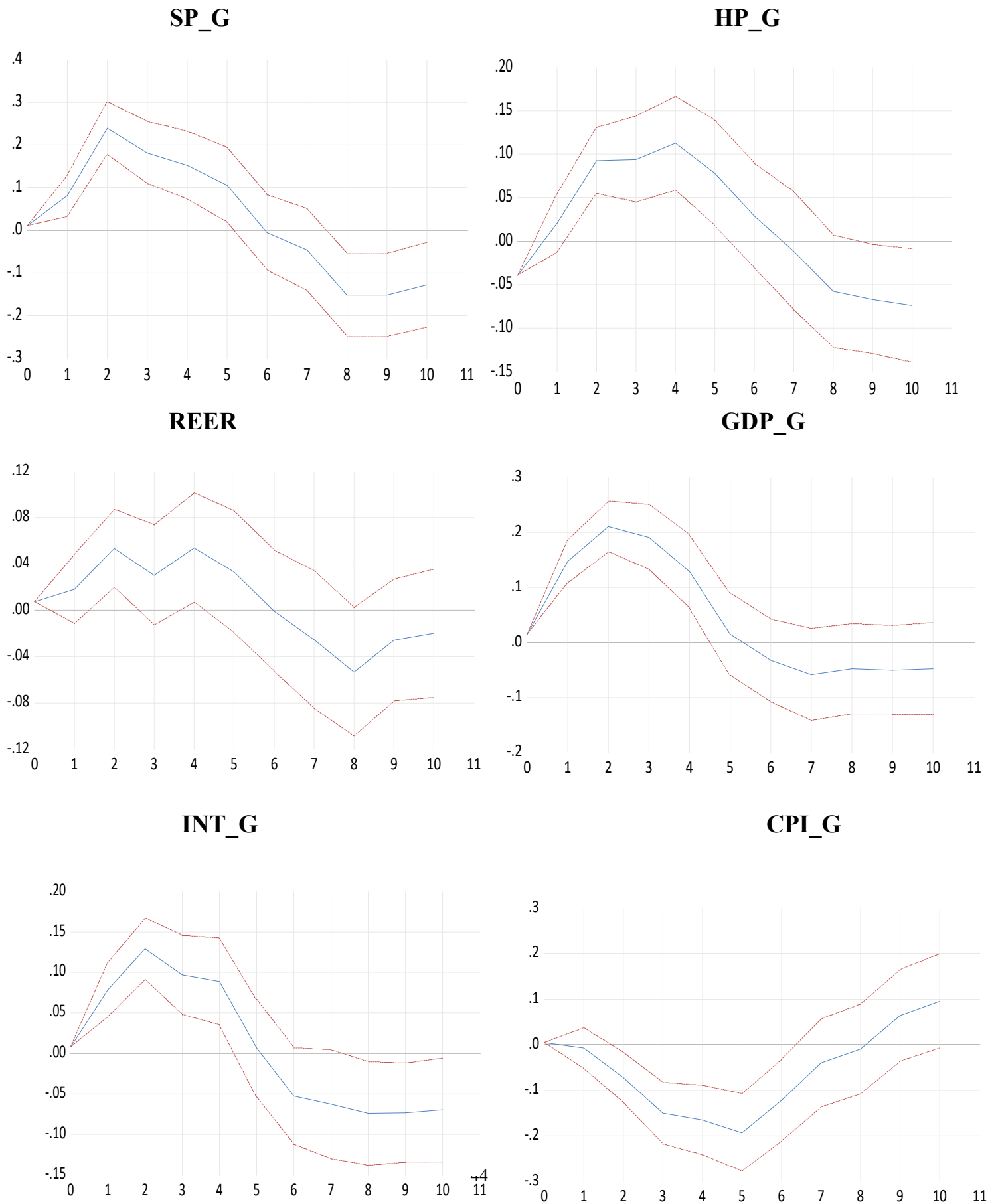
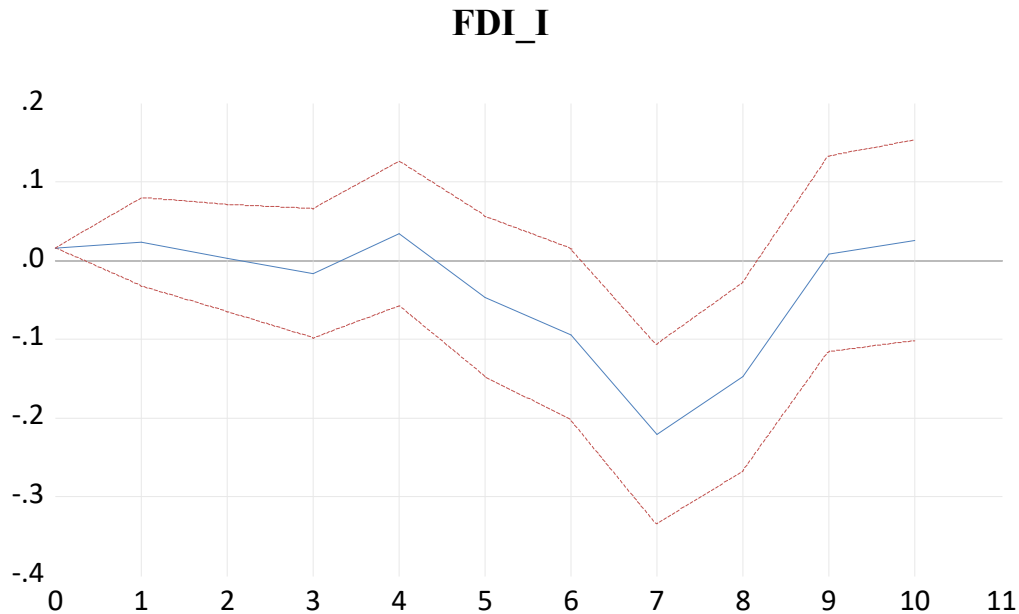


圖 4-3 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：FDI 流入(續)



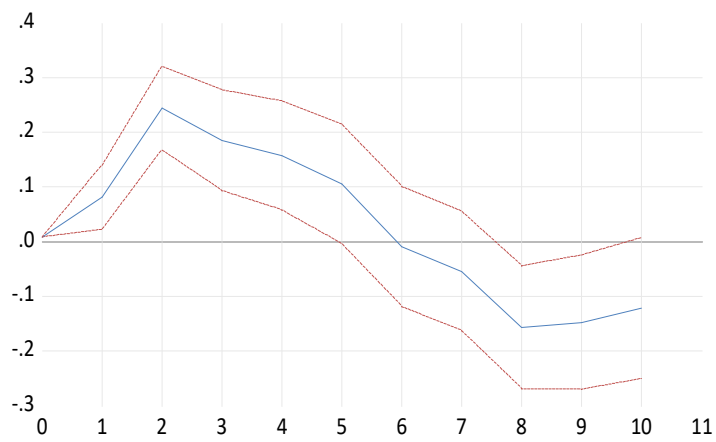
則是在後期才有統計顯著的發生，分別是在第 7~8 期與 9~10 期，此結果顯示外人直接投資面對全球金融循環衝擊的調整速度較為緩慢，且與 CAP 的反應期間並不相同，可能的原因是 CAP 包含證券投資與其他投資，此類投資面對全球金融循環衝擊時的反應較為快速，而屬於實際投資的外人直接投資反應較為緩慢⁷，但是不論是 CAP、FDI_I 或是 FDI_O 而言，全球金融循環衝擊對於台灣資本流動變數的影響都是負向，僅是影響的期間不太相同。

最後，綜合本節之實證發現，「全球金融循環指標 FCI」對於台灣重要的總體經濟變數，如股價年增率、房價年增率、GDP 成長率具有領先特性，不僅在 Granger 因果檢定具有領先的特性，且面對全球金融循環正向衝擊時，亦會帶動其增加。

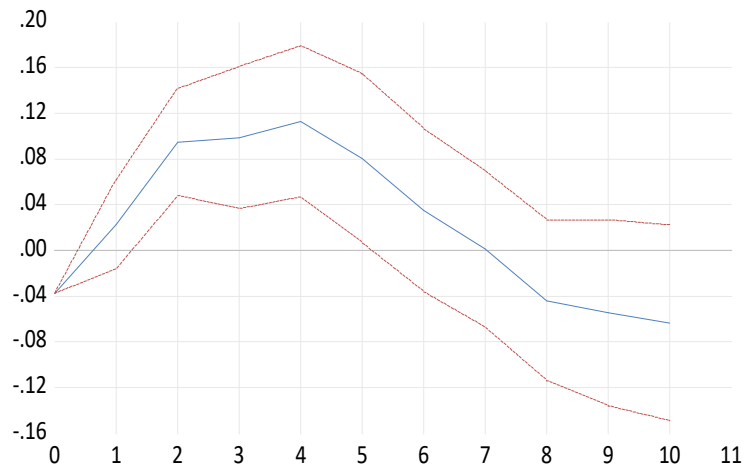
⁷ 直接投資係指投資者基於取得持久利益之投資，投資者對企業的經營管理具有有效的影響力及發言權(蔡美芬，2004)。

圖 4-4 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：FDI 流出

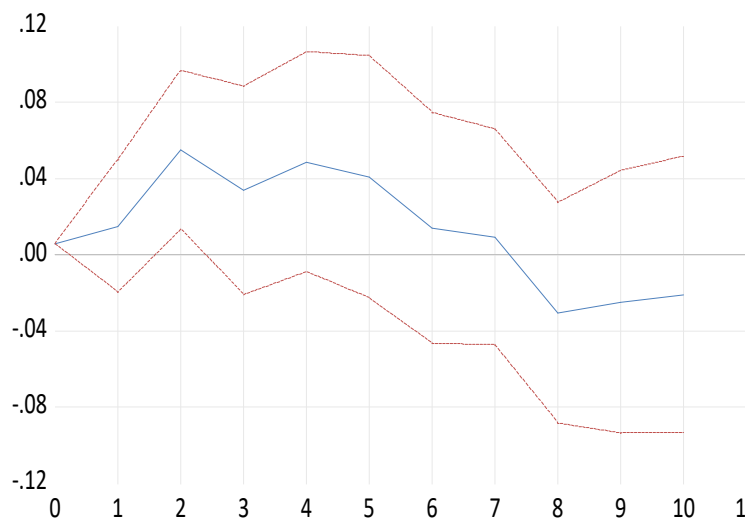
SP_G



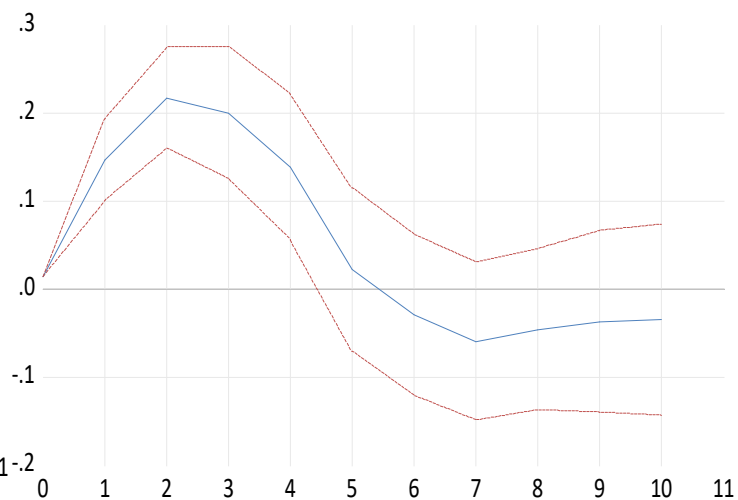
HP_G



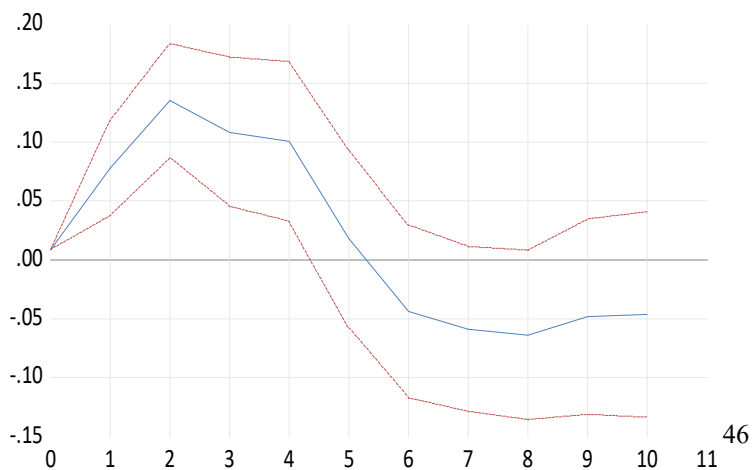
REER



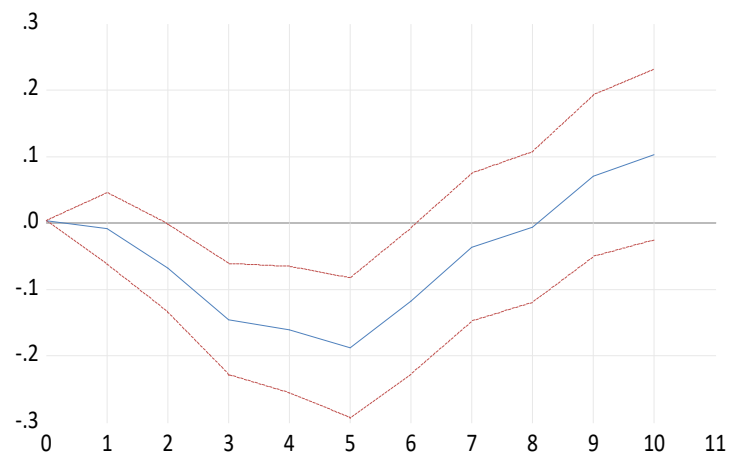
GDP_G



INT_G



CPI_G



FDI_O

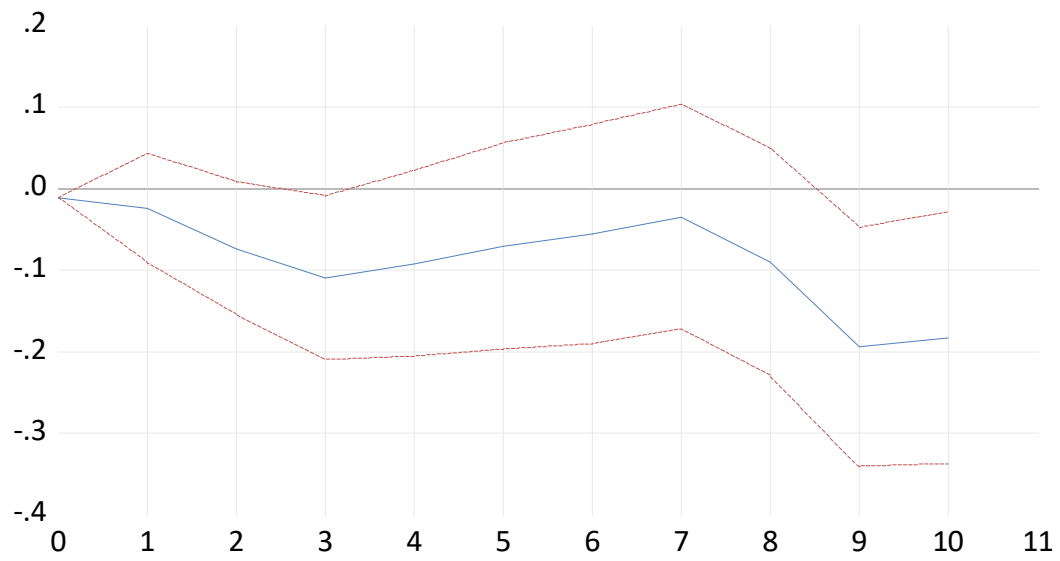


圖 4-4 全球金融循環衝擊對台灣重要變數的影響：FDI 流出(續)

五、總體審慎政策與金融循環之關係⁸

本節將介紹台灣央行歷次總體審慎措施施行的內容及時間點，與全球金融循環、台灣金融循環與金融部門循環之對應關係。此外本研究亦將參考 Tillmann(2015)、Lee et al. (2016) 等文章利用 Dueker (2005) 所提出的 Qual VAR 模型分析不動產市場管理的總體審慎措施衝擊反應分析，瞭解政策的可能效果。

5.1 台灣總體審慎措施之介紹

在 2008~2009 年全球金融海嘯之後，「總體審慎措施政策」一詞的重要性逐漸增加，主要係因各國央行肩負金融穩定的職責，且中央銀行(2015)指出總體審慎措施可對症下藥，是處理金融風險的第一道防線。因此，各國逐漸將貨幣政策、財政政策與總體審慎政策相互搭配，希冀同時有效達成各面向的政策目標(如經濟穩定與金融穩定)。

在全球金融海嘯之後，面對各國推行量化寬鬆、低利率政策等衝擊，造成國際資本大量移入台灣，為減緩不利影響，中央銀行自 2009 年至 2015 年之間相繼推出 6 次資本帳管理相關的審慎措施，主要集中於 2009 年至 2011 年，中央銀行希望透過資本帳管理以抑制源自其他大國貨幣政策的外溢效應對台灣經濟金融穩定之衝擊；詳細內容見表 5-1 整理。

⁸ 本研究資料蒐集的時間為 2023 年 12 月，若後續政策內容有所改變或增加，或對政策內容有不清楚之處，請讀者自行參考中央銀行網頁，中央銀行對金融機構辦理不動產抵押貸款業務規定問與答，<https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-1010-39775-DBA5E-1.html>。

表 5-1 台灣總體審慎措施：資本移動管理措施

日期	管理措施內容
2009/11	取消外資匯入金資得投資逾新台幣定期存款之規定
2010/8	外資從事借券交付之保證金以美元為之
2010/11	將外資投資公債金額，恢復 1995 年規定，併入不得超過其淨匯入資金 30%限額內管理
2010/12	將無本金交割新台幣遠期外匯及匯率選擇權二者合計之部位限額，由原先不得逾總部為之 1/3，修正為不得逾 1/5
2011/1	將銀行之非居民的新台幣活期存款餘額超過 2010/12/30 餘額的增加額，按準備率 90%計提準備金；未超過該目標餘額部分，按 25%計提準備金
2015/4	將外資投資公司債及金融債券，納入不超過其淨匯入資金 30%限額規範

資料來源：中央銀行(2015)

2009 年起，因台北大都會區房價漲幅較為明顯，銀行放款可能過度集中，不利銀行風險控管，加以特定房價較為明顯，房價所得比與貸款負擔率高於其他地區，為了維持金融穩定，並督促金融機構控管授信風險(黃富櫻，2012)，中央銀行於 2010 年 6 月起採取不動產市場的總體審慎措施，實施特定地區購屋貸款規範，同年 12 月擴大特定地區範圍，並實施土地抵押貸款規範，總計中央銀行在 2010 年至 2015 年之間共祭出 7 次不動產市場管理措施；相關措施與主要內容詳見表 5-2。其後，鑑於不動產貸款規範已見成效，2015 年 8 月中央銀行放寬部分購置住宅貸款規範措施，並於 2016 年 3 月解除高價住宅以外之各項不動產貸款規範(後二者屬放寬管理措施)，回歸金融機構自主控管相關授信風險⁹。

表 5-2 台灣總體審慎措施：2020 年以前之不動產市場管理措施

日期	措施	主要內容
2010/6	實施特定地區購屋貸款規範	實施特定地區購屋貸款規範措施 1.已有 1 筆房貸之自然人申辦特定地區(台北市及新北市 10 個行政區)購屋貸款 2.最高貸款成數為 7 成、不得有寬限期等

⁹ 資料來源：<https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-1054-50564-FDFFB-1.html>.

日期	措施	主要內容
2010/12	擴大特定地區範圍； 實施土地抵押貸款 規範	1.擴大特定地區範圍(新增淡水、林口、三峽 3 區)及管制對象(納入公司法人)，降低最高貸款成數為 6 成 2.借款人以都市計畫劃定之住宅區或商業區土地申辦貸款，應檢附抵押土地具體興建計畫，最高貸款成數 6.5 成，且其中 1 成俟動工興建後撥貸
2012/6	實施購置高價住宅 貸款規範	實施購置高價住宅貸款規範措施 1.高價住宅：台北市及新北市房價達 8 千萬元以上，及其他地區房價達 5 千萬元以上者 2.貸款成數上限為 6 成、不得有寬限期等

日期	措施	主要內容
2013/3	特定地區以外購屋貸款之自律措施	督促銀行對特定地區以外、房價漲幅較大地區(如桃園青埔、八德、蘆竹等)之購屋貸款，採取自律規範措施
2013/12	工業區土地貸款之自律措施	督促銀行加強辦理工業區土地抵押貸款風險控管 1.請借款人檢附興建或開發計畫及相關財務資料 2.請借款人切結抵押土地於一定期間內動工興建或開發 3.辦理貸放後覆審工作，落實借款人承諾事項
2014/6	增修購置住宅貸款相關規範	1.擴大特定地區範圍(新增新北市 4 個行政區及桃園市 4 個行政區)，自然人申辦第 2 戶特定地區房貸最高貸款成數為 6 成 2.自然人於全國第 3 戶以上

日期	措施	主要內容
		購屋貸款納入規範，限制最高貸款成數一律為 5 成 3.調整高價住宅認定標準(台北市 7 千萬元以上、新北市 6 千萬元 以上及其他地區 4 千萬元以上)，並調降最高貸款成數為 5 成 4.調降公司法人購置住宅貸款最高貸款成數，全國不分區一律為 5 成
2015/2	再請銀行針對閒置工業區土地貸款訂定較為嚴謹之自律措施	邀集相關主管機關及主要銀行會商討論閒置工業區土地之貸款原則，獲致共識如下： 1.銀行辦理貸款應先向聯徵中心查詢，屬閒置土地名單者，貸款條件如下： (1)舊貸續貸或轉貸案件：未動工興建者，貸款成數最高

日期	措施	主要內容
		5.5 成。 (2)新貸案件：應提興建或開發計畫，未依計畫執行，貸款成數最高 5.5 成。 2.非屬上開土地抵押貸款，持續落實本行 102 年 12 月發布之自律措施。 3.銀行應將上開貸款原則訂定自律規範並納入授信內規，金融主管機關並列為金融檢查重點。
2015/8	修正購置住宅貸款業務規範	1.調整特定地區範圍：刪除新北市 2 區(八里區、鶯歌區)及桃園市 4 區(桃園區、蘆竹區、中壢區、龜山區) 2.提高貸款成數上限：高價住宅、公司法人購置住宅及自然人第 3 戶購屋之最高貸款成

日期	措施	主要內容
		數，由 5 成調高為 6 成
2016/3	修正購置住宅貸款業務規範	除維持購置高價住宅貸款規範外，以下各項貸款規範均予刪除： 1.特定地區購屋貸款 2.自然人第 3 戶以上購屋貸款 3.公司法人購置住宅貸款 4.土地抵押貸款

資料來源：中央銀行網站：<https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-1054-50564-FDFFB-1.html>

2020 年行政院宣示政府杜絕不當炒房的堅定決心，提出健全房地產市場方案，中央銀行為落實該方案有關「信用資源有效配置及合理運用」之分工項目，避免過多信用資源流向不動產市場，遂調整選擇性信用管制措施(中央銀行，2021)，2020 年至 2023 年間共調整 5 次，以強化銀行不動產授信風險控管，以健全銀行業務並促進金融穩定；詳細內容見表 5-3。

表 5-3 台灣總體審慎措施：2020 年以後之不動產市場管理措施

貸款項目		貸款條件					
		2020.12.7 修正版 ¹	2021.3.8 修正版 ¹	2021.9.23 修正版 ¹	2021.12.16 修正版 ¹	2023.6.15 修正版 ¹	2024.6.13 修正版 ¹
公司 法人	第 1 戶購置住宅貸款	6 成，無寬限期	4 成，無寬限期	維持不變	維持不變	維持不變	維持不變
	第 2 戶以上購置住宅貸款	5 成，無寬限期					
自然 人	已有 2 戶以下房貸之購置 高價住宅貸款	6 成，無寬限期	5.5 成，無寬限期	維持不變	4 成，無寬限期	維持不變	維持不變
	已有 3 戶以上房貸之購置 高價住宅貸款		4 成，無寬限期	維持不變	維持不變	維持不變	維持不變
	特定地區 ² 第 2 戶購屋貸款	(未規範)	(未規範)	無寬限期	維持不變	7 成，無寬 限期	6 成，無寬 限期
	第 3 戶購屋貸款	6 成，無寬限期	5.5 成，無寬限期	維持不變	4 成，無寬限期	維持不變	維持不變
	第 4 戶以上購屋貸款		5 成，無寬限期	維持不變			
購地貸款		- 6.5 成，保留 1 成動工款 - 檢附具體興建 計畫	維持不變	- 6 成，保留 1 成 動工款 - 檢附具體興建計 畫	- 5 成，保留 1 成 動工款 - 檢附具體興建計 畫，並切結一定期 間 ³ 內動工興建	維持不變	維持不變
餘屋貸款		5 成	維持不變	維持不變	4 成	維持不變	維持不變
工業區閒置土地抵押貸款		銀行自律規範	5.5 成 ⁴	5 成 ⁴	4 成 ⁴	維持不變	維持不變

註：1.2020 年 12 月 7 日修正版於同年 12 月 8 日生效；2021 年 3 月 18 日修正版於同年 3 月 19 日生效；9 月 23 日修正版於同年 9 月 24 日生效；12 月 16 日修正版於同年 12 月 17 日生效；2023 年 6 月 15 日修正版於同年 6 月 16 日生效；；2024 年 6 月 13 日修正版於同年 6 月 14 日生效。

2.特定地區：台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市、高雄市、新竹縣及新竹市。

3.有關購地貸款「一定期間」之認定，金融機構應審慎覈實評估借款人預計動工實際所需時間，最長以 18 個月為原則。

4.若抵押土地已動工興建開發，或借款人檢附抵押土地具體興建開發計畫，並切結於一定期間內(110 年 9 月 23 日修正為 1 年)興建開發者，則不適用。

資料來源：中央銀行網站：<https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-1054-50564-FDFFB-1.html>

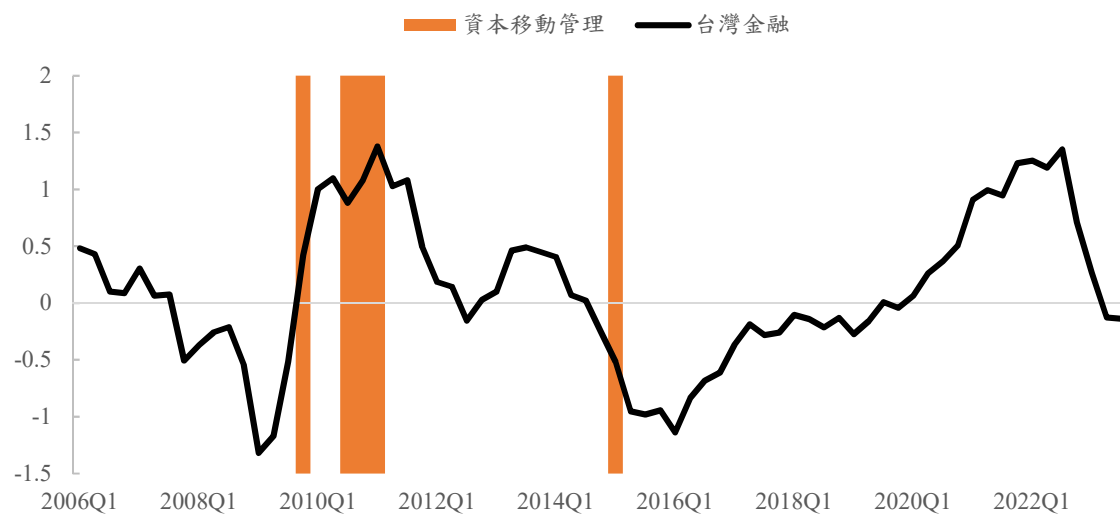
5.2 台灣總體審慎措施與金融循環之對應關係

藉由上小節的介紹，我們可以知道台灣曾經資本移動管理及不動產場管理等兩種管理措施，而造成必須採取此兩種管理措施的成因並不相同。資本移動管理主要係因應國際因素影響，如歐美國家施行量化寬鬆政策，使國際資本快速移動，致新台幣匯率過度波動與失序變動；因此，我們預期資本管理的施行時點不僅與國內的金融部門循環關係密切，亦應該與全球金融循環具有一定的對應關係。而不動產管理措施則偏向國內自身因素，故應與全球金融循環的對應關係較為薄弱。因此，我們將透過施行的時間點與台灣自身的金融部門循環、金融循環，以及全球金融循環進行比較。

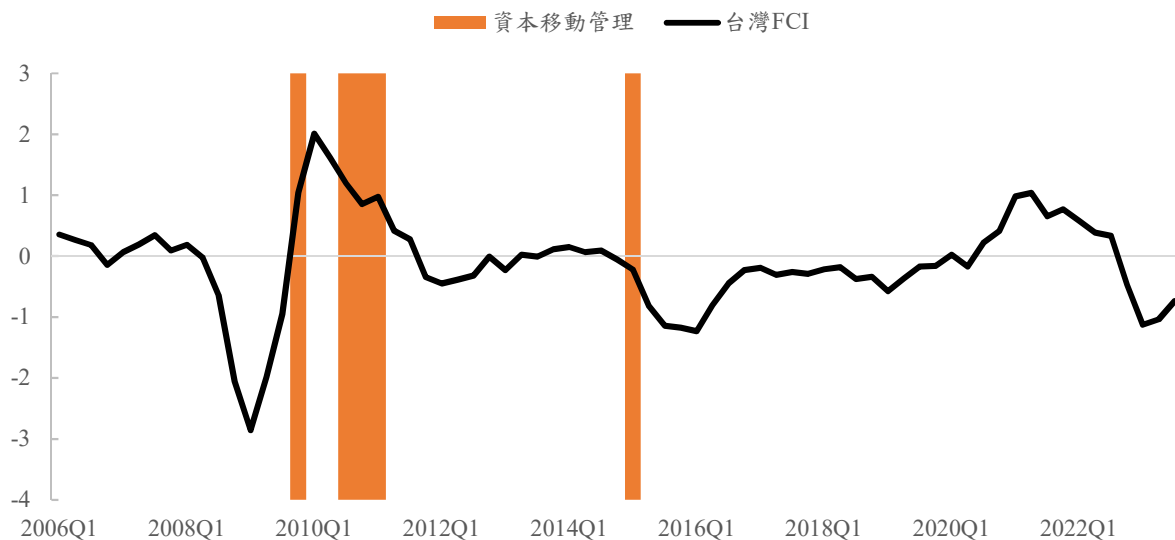
首先，我們先觀察 2009 年起至 2015 年間，6 次資本移動管理措施與第 2 節建構的指標之關係，如圖 5-1 所示。其中圖 5-1 中的直條圖為政策施行的始點，我們將施行的月份轉換成該月所屬的季度，如首次施行資本管理措施的時間為 2009 年 11 月，在圖中的時點就為 2009 年第 4 季，而圖中的折線就分別為台灣「金融部門循環指標」、「台灣金融循環指標(台灣 FCI)」與全球金融循環指標(全球 FCI)。此外，為了讓大家更容易觀察，且資本管理措施是在 2009 年之後才施行，所以我們將時間軸從 2006 年開始。

我們可以發現資本移動管理措施的施行時間多數是在循環的擴張階段，尤其是在台灣金融部門循環指標方面，2010 年至 2011 年連續 3 波的管理措施都發生在循環指數高點階段，顯示政策施行與當時台灣國內的金融環境有關係，尤其是 Einarsson et al.(2016)等文獻認為金融循環的高峰，隨後都可能伴隨著金融危機，當時的中央銀行亦希

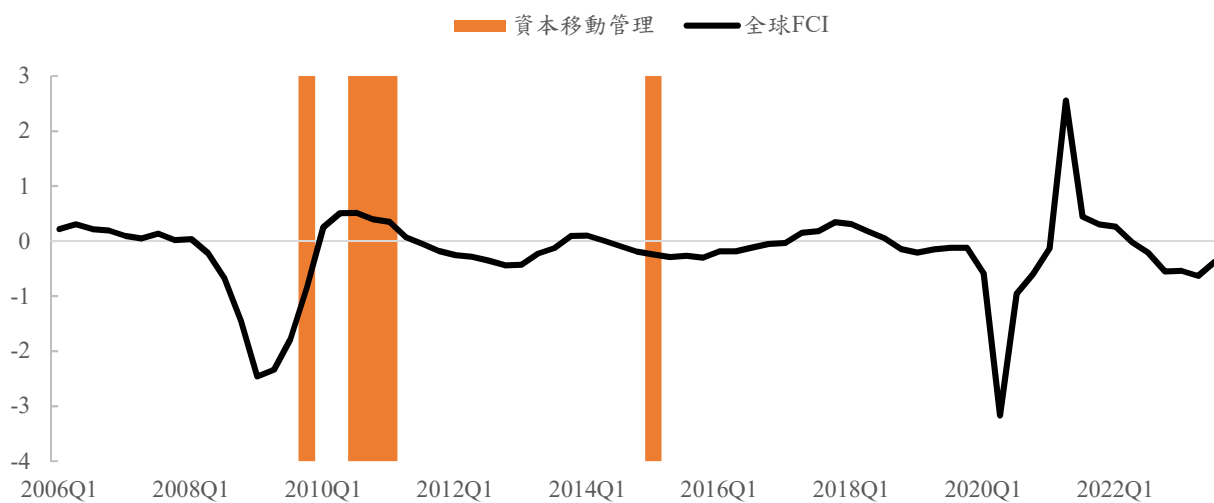
圖 5-1 資本移動管理措施與 FCI 相關指數之對應關係



(A) 台灣金融部門循環指標



(B) 台灣金融循環指標 (台灣 FCI)



(C) 全球金融循環指標 (全球 FCI)

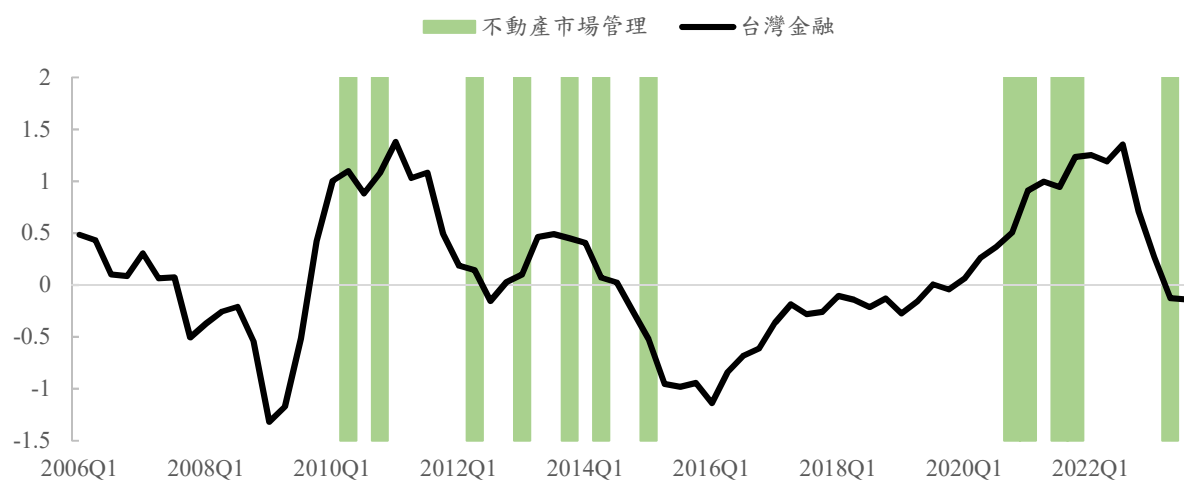
望透過總體審慎政策的施行，降低後續不確定性衝擊發生的可能機率。

若進一步比較台灣 FCI 與全球 FCI 及資本移動管理措施，則可發現其略有差異，主要差別在於 2009 年首次施行的時點，當時的台灣 FCI 處於向上擴張階段，而全球 FCI 由衰退轉向擴張的階段，藉此我們也可以推論當時的中央銀行採行總體審慎措施的政策考量，不僅考量國內的經濟金融變化，亦可能與國際變化有關。

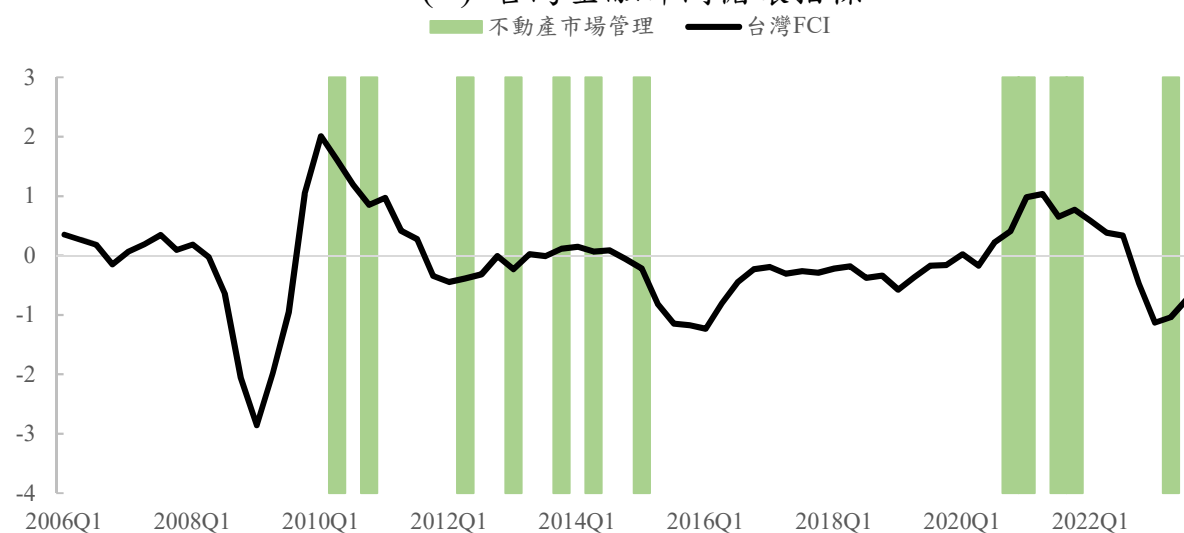
接著，比較歷次不動產市場管理措施與台灣金融部門循環指標、台灣 FCI 及全球 FCI 之對應關係並將結果繪於圖 5-2。與圖 5-1 相似，不動產管理措施實施的時點多在於台灣金融循環指標處於擴張階段，我們可以發現 2010 年 6 月及 12 月、2013 年 3 月，以及 2020 年至 2021 年的 4 次修正都處於金融部門循環擴張向上的階段，可能與央行避免信用資源過度流向不動產市場以及房市增溫等有密切關係。

除此之外，由於金融循環指標的建構納入總體變數，故不論是在台灣 FCI 或者是全球 FCI，不動產管理措施實施的時點與台灣金融部門循環的關係就沒有那麼強烈，但是其與台灣 FCI 的關係仍比全球 FCI 來的佳；此結果可能隱含房地產市場的波動受國內因素影響較大，中央銀行在採取相關政策措施時，主要考量因素以國內為主。

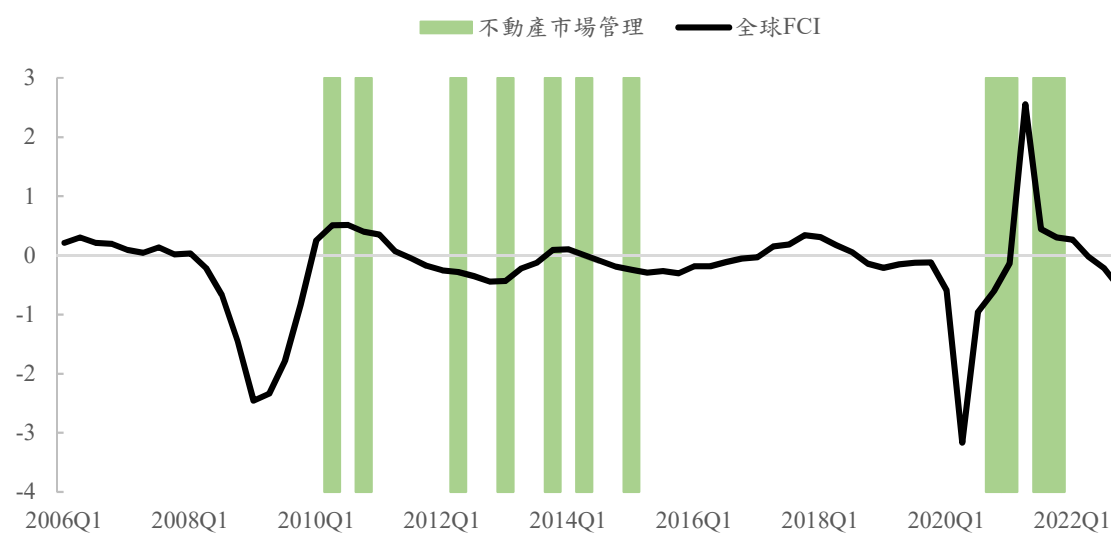
圖 5-2 不動產市場管理措施與 FCI 相關指數之關係



(A) 台灣金融部門循環指標



(B) 台灣金融循環指標 (台灣 FCI)



(C) 全球金融循環指標 (全球 FCI)

5.3 台灣總體審慎措施的總體效果評估

理論上，總體審慎措施的施行可以降低金融體系的風險，維持經濟金融穩定發展。而在實證的討論方面則可分成兩個面向，一個是時間序列(time dimension)分析，多以單一國家為例，另一個面向是橫斷面(cross-sectional)分析，多以跨國資料分析為主。其中，跨國資料分析多以追蹤資料方式進行討論，如 Lim et al. (2011)檢驗截至 2010 年 49 個國家總體審慎措施的政策工具使用狀況，並利用追蹤資料評估不同時期與國家降低金融體系風險的效果。Kuttner and Shim (2016)則是以 1980 第 1 季至 2012 年第 2 季 57 個國家的追蹤資料，討論總體審慎措施對於房價與房貸信用的有效性。Poghosyan (2019)係以 28 個歐盟國家為討論對象，評估房貸成數(*loan-to-value ratios*)與債務收入比率(*debt-service-to-income ratios*)對於房價之影響。

至於單一國家的研究方面，Tillmann (2015)利用 Qual VAR 模型，分別針對韓國、新加坡與香港評估房市相關總體審慎措施對於總體經濟之影響。Lee et al. (2016)參考 Tillmann(2015)的分析架構討論中國大陸在內的 9 個亞洲國家總體審慎措施衝擊對於信用、房價與槓桿等成長的變化。Chow and Fung (2021)係以香港為研究對象，透過 multivariate ordered probit-augmented 向量自我迴歸模型，不僅分析政策衝擊對於總體變數的影響，亦透過樣本外預測討論政策變化的影響。

由於本節僅探討台灣歷次總體審慎措施的施行，故本研究將參考 Tillmann(2015)、Lee et al. (2016)等文章利用 Dueker (2005)所提出的 Qual VAR 模型分析不動產市場管理的總體審慎措施衝擊對於重要總

體經濟變數的影響¹⁰。

5.3.1 Qual VAR 模型簡介

我們將簡單概述 Qual VAR 的模型設定與估計方法，讓讀者了解如何操作，若需要更詳盡的說明，請參見 Tillmann(2015)、Lee et al. (2016)等文章。值得一提的是，之所以無法直接採行傳統的 VAR 模型分析，是因為總體審慎措施的施行並非一個連續的時間序列變數，我們僅能觀察到總體審慎措施的施行與結束的時點。而 Qual VAR 模型則將二元(binary)變數納入 VAR 模型體系之內，協助我們分析二元變數的衝擊反應分析。我們假設可觀察的二元變數 $y_t \in \{0, 1\}$ ，可轉換為一個連續(continuous)的潛在(latent)變數 y_t^* ，

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{if } y_t^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } y_t^* > 0 \end{cases}$$

則

$$y_t^* = \rho y_{t-1}^* + X_{t-1}\beta + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

其中， X_{t-1} 為落後期解釋變數的集合。上式的潛在變數的方程式可視為一個動態過程，且潛在變數是具有自我迴歸的特性。Qual VAR 模型就是在這樣的概念下，將潛在變數納入 VAR 模型體系之中。假定 Qual VAR 模型包含 k 個內生變數與 p 期落後期數，可表達為

$$\Phi(L)Y_t = \mu + \epsilon_t,$$

式中， $L = 1, \dots, p$ ；且

¹⁰ 本研究僅評估不動產市場管理措施的影響，主要係因資本移動管理的樣本相對較小，且樣本期間亦短所致。

$$Y_t = \begin{pmatrix} X_t \\ y_t^* \end{pmatrix}$$

其中包含研究者所關心的重要總體經濟變數(X_t)，以及潛在變數(y_t^*)。

Qual VAR 模型是透過馬可夫鏈蒙地卡羅(Markov chain Monte Carlo)方法進行估計，其須仰賴三個重要假設。第一個假設為 VAR 模型的待估係數(Φ)服從常態分配，其分配的平均數與變數數可由普通最小平方(ordinary least squares)法估計而得。第二則假設為整個 VAR 體系的變異數矩陣服從 inverted Wishart 分配。最後須假設潛在變數為正值且服從截斷常態(truncated normal)分配。

5.3.2 Qual VAR 模型的實證結果

為了解不動產市場管理措施對於總體經濟變數的影響，本研究首先參考 Tillmann(2015)、Lee et al. (2016)等文章的做法，利用實質經濟成長率、政策利率的調整、信用成長率與房價成長率等 4 個總體變數作為 VAR 體系的 X_t ¹¹，以及不動產市場管理措施施行時點作為潛在變數 y_t^* ，並以 2002 年第 1 季至 2023 年第 3 季進行 Qual VAR 模型的估計，再透過衝擊反應函數分析不動產市場管理措施衝擊對於實質經濟成長率、政策利率的調整、信用年增率與房價年增率之影響。

¹¹ 其中，經濟成長率、信用成長率與房價成長率之定義與資料來源與本研究第 2 節皆相同。政策利率則為重貼現率，因為政策利率經單根檢定後，發現非定態數列，故本研究採年差分方式將其轉換成定態數列，取自中央銀行金融統計月報。

圖 5-3 不動產市場管理措施衝擊對其他總體經濟變數的反應函數

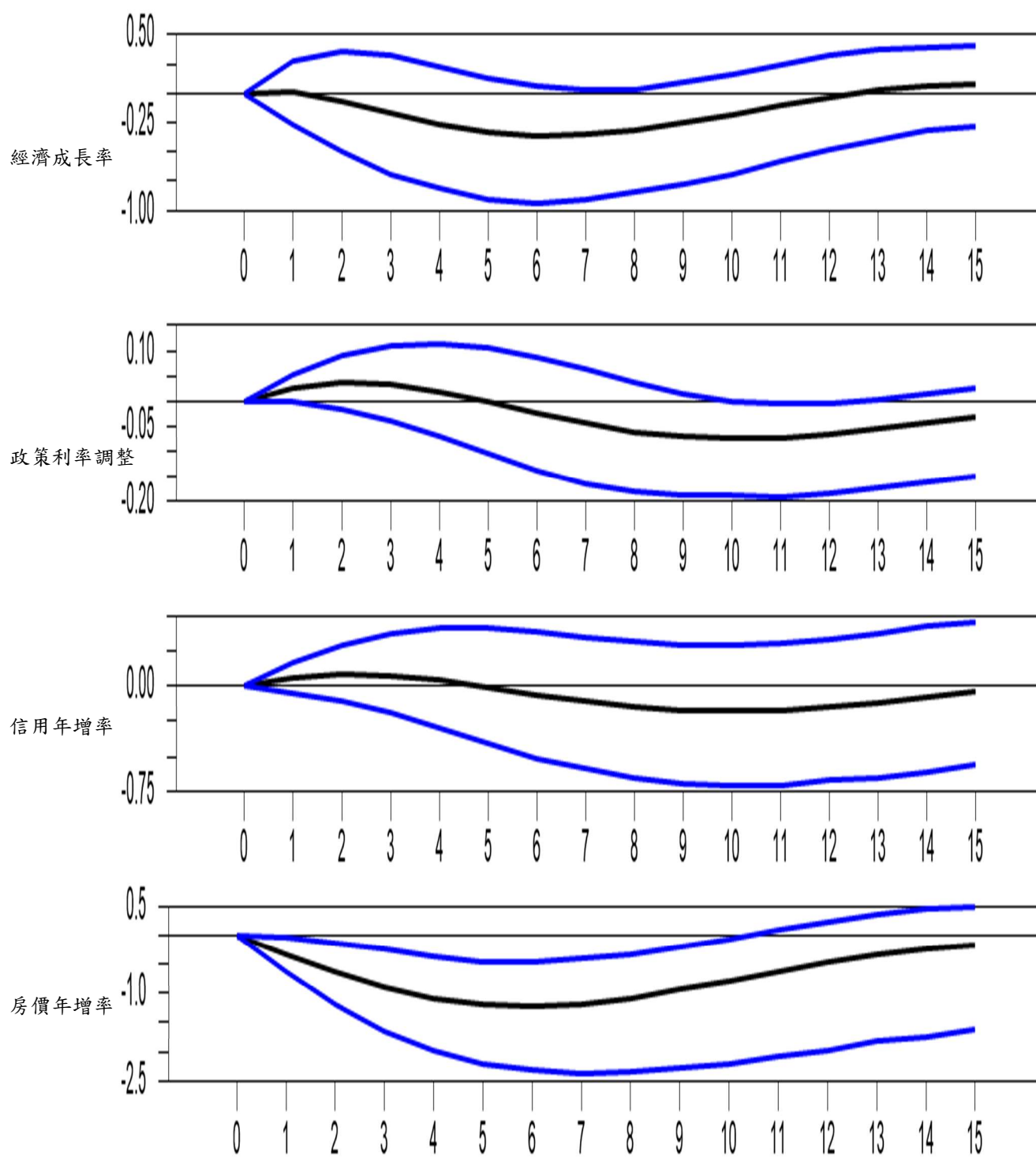
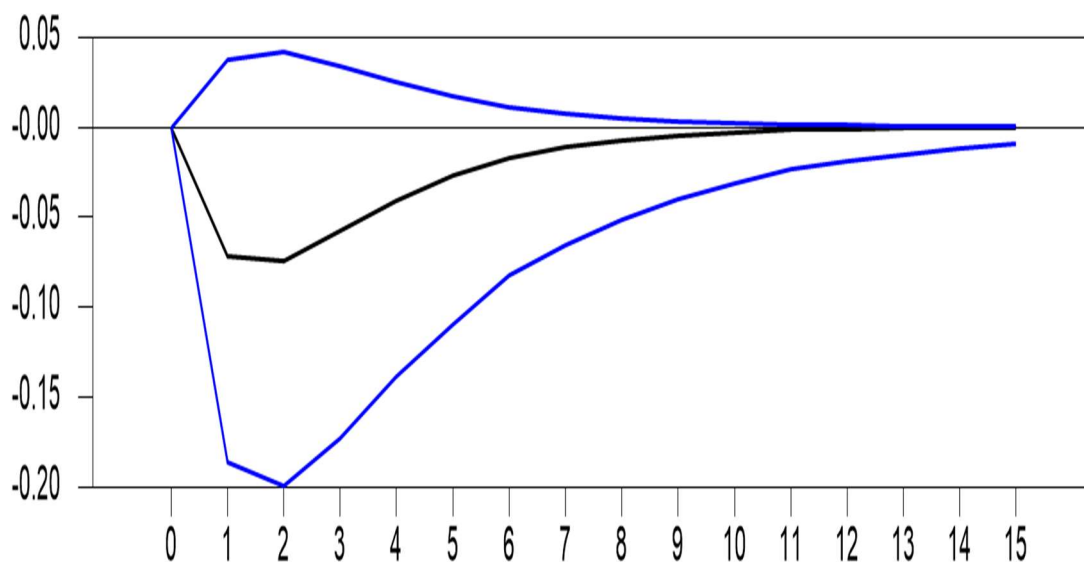


圖 5-3 為面對未預期緊縮性不動產市場管理措施一個標準差衝擊時，經濟成長率、政策利率調整、信用成長率與房價成長率的變化。從面對衝擊當下起至 15 季共 16 季的變化，其中藍線是以蒙地卡羅模擬方式，而得的 95%信賴區間。由圖中可發現，面對未預期的管理措施衝擊時，房價年增率將率先走跌，經濟成長受到衝擊當下變動不大，約在衝擊發生後的第 2 期就轉為負，而政策利率和信用年增率則呈現先增加而後下降的走勢（直至第 4 期之後，才轉為負）。此現象可能與未預期不動產管理措施的推出，可能直接影響房地產信心，對於房價變化的影響較為直接，而對信用的影響時間較為落後。但是若考慮信賴區間後，上述結果僅對房價年增率的影響要為顯著外，其餘結果並統計不顯著。

除了參考文獻建立多變量的 VAR 模型體系外，由於本研究主要專注於 FCI，且本研究的 FCI 主要係由實質經濟成長率、房價年增率與信用年增率等變數萃取而得。因此，我們也建立一個包含台灣 FCI 與不動產市場管理措施施行時點作為潛在變數的雙變量 VAR 模型作為頑強性(robustness)比較，圖 5-4 即為面對未預期的不動產市場管理措施衝擊時，台灣 FCI 的反應。由圖型可發現，台灣 FCI 在面對未預期的衝擊時，在前兩季將快速下滑，而後隨之緩慢回升，約在第 10 季（即兩年又兩季）後才會回到均衡。此結果表示，未預期的不動產管理措施或可降低 FCI 擴張力道，有助避免金融危機發生的可能性，因為不少文獻發現 FCI 的高峰後，隨後都伴隨發生某種型式的金融危機 (Einarsson et al., 2016)；但是與圖 5-3 相似，若考慮 95%的信賴區間後，上述結果並不統計顯著。

圖 5-4 不動產市場管理措施衝擊對台灣 FCI 的反應函數



值得一提的是，本小節所討論的是總體審慎措施的總體效果，但是近期已有些文獻更側重於個體效果的分析，如 Kinghan et al. (2022) 利用愛爾蘭的個體資料，以 difference in difference (DID) 方法比較 2014 年政策施行前後的效果，利用類似分析方法的還可參考 Poghosyan (2020)、Andires et al. (2022)、Gupta and Dubey (2023) 等，但是受限於資料取得與研究目的，本研究並未再深入探討，若後續有興趣的讀者，或許可以朝此方向繼續研究。

六、結論與未來研究方向

本研究應是國內首次以七大工業國(Group of Seven, G7)和台灣等 8 個國家為主要研究對象，並利用階層式因子模型建構出 1981 年第 1 季至 2023 年第 3 季的各國與全球金融循環指標。本研究不僅探討了金融循環的基本性質，更討論其與台灣重要總體經濟變數的關係，以及與總體審慎措施之間的對應關係。本研究貢獻綜整如下：

(一) 全球金融循環指標建構

1. 本研究透過 8 個國家 4 個變數，分別是總體部門的 GDP、工業生產指數，以及金融部門的房價指數與信用占 GDP 比重，將其分成總體與金融兩部門，以階層式因子模型由下而上分別建構出各國總體部門與金融部門之循環指標，接著再由兩部門萃取出各國對應的國家金融循環指標，最後再由 8 個國家的金融循環指標的共同波動態勢建構出全球金融循環指標。
2. 在台灣金融循環方面，由於國內並無官方或按時公佈的指標，遂本研究與既有研究相比循環轉折時點，以瞭解本研究所建構指標的合宜性。與 Cheng and Chen(2022)和黃裕烈(2023)認定結果相較，可以發現三者所認定的金融緊縮期間大致相同；如本研究所認定的第 3 次與第 4 季緊縮期間，有類似的認定結果；此外較明顯的是第 5 次緊縮期間，三篇文章都有雷同的結果；最後則是最新的一次，本研究與黃裕烈(2023)都認為 2021 年後均可能存在另一次緊縮期間的開始。據此，本研究所建構的「金融部門循環指標」應屬可信賴的。

3. 全球金融循環方面，本研究 and Caggiano and Castelnovo (2022) 和 Miranda-agrippino and Rey (2020) 進行比較，發現各指數間的共移性相當高，且相關係數超過 0.6，顯示本研究利用相同概念建構的金融循環指標仍具有一定代表性。
4. 整體而言，本研究利用階層式因子模型並將台灣納入變數集合之中，指標的建構結果不僅符合國內的經濟金融現象，與國外文獻結果也相似，表示本文各國以 4 個變數所建構的指標具一定的可信度。

(二) 全球金融循環與台灣總體經濟變數之探討

1. Granger 因果檢定

- (1) 由於台灣屬於小型開放經濟體，較難撼動全球總體經濟與金融變數的變化，此結果也反映在此報告的分析中。在 5% 的顯著水準下，沒有任何一個變數或是整體變數集合(即 6 個變數)對於全球金融循環指標具有顯著領先特性。此結果也間接驗證此研究的模型與分析具有反映實際現況的能力。
- (2) 另一方面，發現在 5% 的顯著水準下，全球金融循環指標對於 REER、股價年增率、房價年增率、GDP 成長率具有領先特性。
- (3) 綜合這些結果，我們認為從 Granger 因果檢定的角度判斷，FCI 可用於評估或預測台灣重要的重要指標變化態勢。

2. 局部反射衝擊反應函數分析

- (1) 金融循環指標存在順景氣循環的特色，故在正向衝擊發生的當下，台灣的經濟成長率的變動也會同時為正；雖然會帶動股市變

動率與經濟成長率等重要變數同時增加，但在 1 年後(約 5 至 6 季)就會轉為負，其與 Borio et al., (2018)指出金融循環高峰後可能伴隨而來的是金融危機，並可能造成實體經濟活動成長衰退的全球金融循環特徵有關。

(2)另一方面，在面對此衝擊時，中央銀行可能持緊縮貨幣政策的態度因應，提高政策利率，以維持國內經濟金融的穩定，故在政策利率的年差分變動(INT_G)亦是先升後降。

(3)最後，本研究亦透過不同的資本流動指標進行頑強性結果比較，實證結果顯示本研究的結果具有一定穩健性。

(三)台灣總體審慎措施的總體效果評估

1. 本研究發現資本移動管理措施的施行時間多在循環的擴張階段，尤其是在台灣金融部門循環指標方面，2010 年至 2011 年連續 3 波的管理措施都發生在循環指數高點階段，顯示政策施行與當時台灣國內的金融環境有關係。
2. 比較台灣 FCI 與全球 FCI 及資本移動管理措施，則可發現其略有差異，主要差別在於 2009 年首次施行的時點，當時的台灣 FCI 處於向上擴張階段，而全球 FCI 由衰退轉向擴張的階段。藉此，我們也可以推論當時的中央銀行採行總體審慎措施的政策考量，不僅考量國內的經濟金融變化，或許亦與國際變化有關。
3. 我們也發現 2010 年 6 月及 12 月、2013 年 3 月，以及 2020 年至 2021 年的 4 次修正都處於金融部門循環擴張向上的階段，其可能與央行行為避免信用資源過度流向不動產市場以及房市增溫等有

密切關係。

4. 以 Qual VAR 模型的衝擊反應函數分析發現，未預期不動產管理措施的推出，可能直接影響房地產信心，對於房價變化的影響較為直接，而對信用的影響時間較為落後。但是若考慮信賴區間後，上述結果僅對房價年增率的影響要為顯著外，其餘結果統計上並不顯著。

(四)未來研究方向

1. 不同資料變數與國家集合的嘗試：如同在文獻回顧一節中，不同的研究目的有不同變數集合的運用，未來若要對外按時對外公布，宜持續利用檢視文獻中不同變數和不同樣本國家所建構出來的結果差異。另一方面，各國間或各部門間的共移性亦是重要的議題，或許可透過 Harding and Pagan (2002a) 協調指數進一步分析國家或部門間循環的關聯性。
2. 與台灣總體經濟變數關係的非線性模型討論：本文僅以線性模型探討全球金融循環指標與台灣總體變數之關係，但台灣總體變數在全球金融循環指數的擴張階段與衰退階段是否有不同不對稱的反應，值得未來進一步探討。此外，本研究僅利用 7 個變數進行分析，未來亦可擴充或是納入其他的變數進行分析，尤其是證券投資、資本流動差額等。
3. 總體審慎措施的個體效果分析：本研究著重於總體效果的分析，但是近年個體效果的分析逐漸受到重視，未來可以嘗試以銀行、房貸戶等個體資料進行政策效果評估，討論不同政策強度的影響，有助全面了解總體審慎措施的政策效果。

參考文獻

中央銀行(2015)，6 月 25 日央行理監事會後記者會參考資料，2015 年 6 月 25 日。

中央銀行(2021)，「選擇性信用管制措施執行情形」專題報告，立法院第 10 屆第 3 會期財政委員會第 15 次全體委員會議，2021 年 4 月 19 日。

中央銀行(2022)，美國貨幣寬鬆或緊縮情勢與全球金融循環之關係，央行理監事會後記者會參考資料，111 年 9 月 22 日。

侯德潛(2015)，我國總體金融穩定健全指標之評估與建構，中央銀行季刊，37，3-34。

黃富櫻(2012)，總體審慎政策與實務：近年的台灣經驗，國際金融參考資料，64，92-116。

黃裕烈(2023)，不同金融循環階段下，我國房地產 價量變動與通膨預期之關係變化，外匯發展基金會委託研究計畫。

蔡美芬(2004)，台灣國際投資部位表之編製與運用，中央銀行季刊，26，57-84。

Abbate, A., S. Eickmeier, W. Lemke, M. Marcellino (2016), The changing international transmission of financial shocks: Evidence from a classical time-varying FAVAR, *Journal of Money, Credit and Banking*, 48, 573-601.

- Adammer, P. (2019), lpirfs: An R package to estimate impulse response functions by local projections, *R Journal*, 11, 421-438.
- Adrian, T., F. Grinberg, and N. Liang (2022), The term structure of Growth-at-Risk, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 14, 283-323.
- Andries, A. M. F. Melnic and N. Sprincean (2022), The effects of macroprudential policies on credit growth, *European Journal of Finance*, 28, 964–996.
- Antonakakis, N., M. Breitenlechner and J. Scharler (2015), Business cycle and financial cycle spillovers in the G7 countries, *Quarterly Review Economics and Finance*, 58, 154–162.
- Bai, J. and S. Ng (2004), A PANIC attack on unit roots and cointegration, *Econometrica*, 72, 1127-1177.
- Bauer, G., G. Pasricha, R., Sekkel, Y. Terajima (2016), The global financial cycle, monetary policies and macroprudential regulations in small, open economies, Bank of Canada Staff Working Paper 2016-38.
- Borio, C. (2012), The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? BIS Working Paper No.395.
- Borio, C., M. Drehmann, and F.D. Xia (2020), Forecasting recessions: the importance of the financial cycle, *Journal of Macroeconomics*, 66, 103258.
- Borio, C., M. Drehmann, D. Xia (2018), The financial cycle and recession risk, *BIS Quarterly Review*, December 2018, 59-71.
- Breitung, J. and S. Eickmeier (2016), Analyzing international business and

- financial cycles using Multi-Level Factor Models: A comparison of alternative approaches. *Dynamic Factor Models*, 35, 177–214.
- Cagginao, G. and E. Castelnovo (2022), Global financial uncertainty, *Journal of Applied Econometrics*, 38, 432-449.
- Cerutti, E., S. Claessens and A. K. Rose (2019), How important is the global financial cycles? Evidence from capital flows, *IMF Economic Review*, 67, 24-60.
- Cerutti, E., S. Claessens, and A. K. Rose (2019), How important is the global financial cycle? Evidence from capital flows. *IMF Economic Review*, 67, 24–60.
- Chari, A., K. Dilts-Stedman, and K. Forbes (2022). Spillovers at the extremes: The macroprudential stance and vulnerability to the global financial cycle, *Journal of International Economics*, 136, 103582.
- Cheng, H. L. and N. N. Chen (2021), A study of financial cycles and the macroeconomy in Taiwan, *Empirical Economics*, 61, 1749-1778.
- Chow, W. W., and M. K. Fung (2021), The effects of macroprudential policy on Hong Kong’s housing market: a multivariate ordered probit-augmented vector autoregressive approach, *Empirical Economics*, 60, 633-660.
- Christiano, L. J. and T. J. Fitzgerald (2003), The band pass filter, *International Economic Review*, 44, 435-465.
- Dees, S., and A. Galesi (2021), The global financial cycle and US monetary

- policy in an interconnected world, *Journal of International Money and Finance*, 102395.
- Drehmann, M. and K. Tsatsaronis (2014), The credit-to-GDP gap and countercyclical capital buffers: questions and answers, *BIS Quarterly Review*, March, 55-73
- Drehmann, M., C. Borio, and K. Tsatsaronis (2012), Characterising the financial cycle: Don't lose sight of the medium term, *BIS Working Paper*, No. 380.
- Ducker, M. (2005), Dynamic forecast of qualitative variables: A Qual VAR model of US recession, *Journal of Business and Economic Statistics*, 23, 96-104.
- Einarsson, B. G., K. Gunnlaugsson, T. T. Ólafsson, and T. G. Pétursson (2016), The long history of financial boom-bust cycles in Iceland - Part II: financial cycles, Central Bank of Iceland, Working Paper, No.72, Aug. 10.
- Eller, M., Huber, F., & Schuberth, H. (2020). How important are global factors for understanding the dynamics of international capital flows?. *Journal of International Money and Finance*, 109, 102221.
- Galati, G., I. Hindrayanto, I., S. J. Koopman, M. Vlekke (2016), Measuring financial cycles in a model-based analysis: Empirical evidence for the United States and the euro area, *Economics Letters*, 145, 83-87.
- Gupta, V. and A. Dubey (2023), Are macroprudential policy instruments

effective? Evidence using difference-in-difference approach with heterogeneous treatment effects, *Applied Economic Letters*, Forthcoming.

Gupta, V., and A. Dubey (2023), Impairment of monetary policy independence by global financial cycles and the mitigating role of macroprudential policies, *Applied Economics*, 1-14.

Harding, D. and A. Pagan (2002a), Dissecting the cycle: A methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.

Harding, D. and A. Pagan (2002b), A comparison of two business cycle dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1681-1690.

Jorda, O. (2005), Estimation and inference of impulse responses by local projections, *American Economic Review*, 95, 161-182.

Juhro, S. M., B, N. Iyke, P. K. Narayan (2024), Capital flow dynamics and the synchronization of financial cycles and business cycles in emerging market economies, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 101980.

Kinghan, F., Y. MaCarthy, C. O'Toole (2022), How do macroprudential loan-to-value restrictions impact first time home buyers? A quasi-experimental approach, *Journal of Banking and Finance*, 138, 105678.

Kuttner, K. N., I. Shim, (2016), Can non-interest rate policies stabilize housing markets? Evidence from a panel of 57 economies, *Journal of*

Financial Stability, 26, 31-44.

Lee, M., R. C. Asuncion, and J. Kim (2016), Effectiveness of macroprudential policies in developing asia: An empirical analysis, *Emerging Markets Finance and Finance*, 52, 923-937.

Lim, C.H., F. Columba, A. Costa, P. Kongsamut, A. Otani, M. Saiyid, T. Wezel, X. Wu, , 2011. Macroprudential policy: what instruments and how to use them? Lessons from country experiences. Working Paper 11/238. International Monetary Fund.

Ma, Y. and J. Zhang (2016), Financial cycle, business cycle and monetary policy: evidence from four major economies, *International Journal of Finance and Economics*, 21, 502–527.

Miranda-Agrippino, S. and H. Rey (2020), U.S. monetary policy and the global financial cycle, *Review of Economic Studies*, 87, 2754-2776.

Miranda-Agrippino, S. and H. Rey (2022), The global Financial cycle, in G. Gopinath, E. Helpman, and K. Rogoff (eds.) *the Handbook of International Economics: International Macroeconomics*, Volume 6, 1-44.

Miranda-Aprippino, S. and H. Rey (2020), US monetary policy and the global financial cycle, *Review of Economic Studies*, 87, 2754-2776.

Moench, E., S. Ng and S. Porter (2013), Dynamic hierarchical factor model, *Review of Economics and Statistics*, 95, 1181-1817.

Newey, W. K. and West K. D. (1987), A simple, positive semi-definite,

- heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55, 703-708.
- Oman, W. (2019), The synchronization of business cycle and financial cycles in the Euro Area, *International Journal of Central Banking*, 15, 327-362.
- Poghosyan, T. (2020), How effective is macroprudential policy? Evidence from lending restriction measures in EU countries, *Journal of Housing Economics*, 101694.
- Rey, H. (2013), Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence, paper presented at the Jackson Hole Symposium, August.
- Schularick, M. and A. M. Taylor (2012), Credit booms gone bust: Monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1780-2008, *American Economic Review*, 102, 1029-1061.
- Škrinjarić, T. (2023). Financial Cycle, Stress, and Policy Roles in Small Open Economy: Spillover Index Approach. In *Data Analytics for Management, Banking and Finance: Theories and Application* (pp. 221-254). Cham: Springer Nature Switzerland.
- Stock, J. H., and M. Waston (2002), Forecasting using principal components from a large number of predictors, *Journal of the American Statistical Association*, 97, 1167-1179
- Stremmel, H. (2015), Capturing the financial cycle in Europe, ECB Working Paper No.1811.

Strohsal, T., C. R. Proano, J. Wolters (2019), Characterizing the financial cycle: Evidence from a frequency domain analysis, *Journal of Banking & Finance*, 106, 568-591.

Tillmann, P. (2015), Estimating the effects of macroprudential policy shocks: A Qual VAR approach, *Economic Letters*, 135, 1-4.

Winter, J. D., S. J. Koopman, and I. Hindrayanto (2022), Joint decomposition of business and financial cycles: Evidence from eight advanced economies, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 84, 0305-9049.