

財團法人俞國華文教基金會獎助出國專題研究報告書

(出國類別：研究)

探究台灣的金融循環：兼論其作為早期預警  
指標之可行性

服務機關：中央銀行  
姓名職稱：鄭漢亮/副研究員  
派赴國家：美國  
出國期間：111年11月13日至  
112年2月12日  
報告日期：112年4月19日

## 目 錄

壹、前言.....	1
貳、全球金融循環對台灣的可能影響.....	5
一、國內與全球金融循環.....	5
二、金融循環同步性.....	8
三、金融循環與小型開放經濟體.....	13
(一)全球金融循環之外溢效應.....	13
(二)三難困境與無法調和的二元對立.....	17
參、金融循環與金融危機預警指標.....	20
一、金融循環的衡量以及協調指數.....	20
二、早期危機預警預指標.....	26
肆、實證結果.....	30
一、資料說明.....	31
二、金融循環估測.....	35
三、循環峰谷、振幅、存續時間以及同步性.....	41
四、金融循環早期預警指標.....	49
(一)樣本內迴歸.....	49
(二)樣本外預測.....	55
(三)穩健性檢定.....	60
伍、金融循環之總體審慎政策.....	62
一、總體審慎政策.....	62
二、總體審慎政策與貨幣政策關係.....	65
三、全球金融循環與總體審慎政策.....	66
陸、心得與結論.....	69
參考文獻.....	74

# 探究台灣的金融循環：兼論其作為早期預警指標之可行性

## 壹、前言

金融循環議題日益重要，美國學者及 Fed 相繼投入鑽研，如紐約聯邦銀行(Federal Reserve Bank of New York) 的 Adrian et al. (2010) 試圖解釋貨幣政策、金融循環以及景氣循環的連結；達拉斯聯邦銀行(Federal Reserve Bank of Dallas) 的 Davis and Wincoop (2021) 以 DSGE 模型研究金融循環的理論基礎；美國聯邦準備理事會研究方面，Converse et al. (2021) 發現 ETF 做為全球資本移動管道的作用越來越重要，放大新興市場金融循環週期。美國知名大學亦有許多討論金融循環的工作坊(workshop)。

近期金融循環研究方向不斷翻新，延伸出如金融循環同步(synchronization) (Coussin, 2021; Gammadigbe, 2022) 以及早期預警指標(如 Chen and Svirydzenka, 2021) 等議題，值得再深入剖析。

台灣是一個貿易導向的小型開放經濟體，而且金融市場高度開放，金融循環可能與全球金融循環息息相關。惟台灣目前僅有侯德潛(2015) 與 Chen and Cheng (2021) 等金融循環相關文獻，且渠等主要認定金融循環特徵，如週期與振幅(amplitude) 等，尚未有文獻探討台灣金融循環同步性，以及金融循環做為金融危機預警指標的可行性。本次俞國華基金會獎助出國專題研究為「探究台灣的金融循環：兼論其作為早期預警指標之可行性」，擬在侯德潛(2015) 與 Chen and Cheng (2021) 基礎上，除了認定台灣金融循環，並進一步將研究議題擴大至

台灣與美國、全球金融循環互動，依據最新文獻探討金融循環可否做為金融危機的早期預警指標，並彙整文獻因應金融循環之相關總體審慎(macroprudential)政策。本次專題與 Chen and Cheng (2021)與侯德潛(2015)主要差異呈現如表 1。

若金融循環與景氣循環的屬性差別甚大，貨幣政策與財政政策可能不適合解決兩者帶來的問題，總體審慎政策作為金融穩定措施的理由將更加充分。此外，總體審慎政策效果也取決於金融循環的特性，貨幣政策制定者能夠認知金融循環階段及其與景氣的關聯，或者是與全球金融循環週期的同步性，對於政策實施十分重要。另一方面，建構金融危機早期預警指標，則有助提早研擬總體審慎政策，因應可能的經濟金融風險。綜上，本計畫研究成果將使央行更了解台灣金融循環成因，並提供總體審慎政策實施時點依據，提早因應可能的經濟金融風險。

美國學界在金融循環相關研究成果豐碩，且實證及經濟理論研究能力方面亦執牛耳，擁有世界上最好的教育體系之一，各個學科都有優秀的課程及人才，若能與之交流與學習，獲取課本理論之外的知識，增廣視野以及提升國際觀，將有利蓄積央行未來研究業務量能。此外，美國為全球金融重鎮，貨幣決策舉凡如利率調整或量化寬鬆，可透過影響跨國資本移動，將外溢效應帶到其他國家，並形成全球資產價格共同趨勢現象。本次到美國專題研究，除能深入了解美國貨幣政策與其外溢效應，以及全球金融循環可能之影響，更有助於專題研究進行與深度提升。

表 1 本專題研究與國內文獻比較

	探究台灣的金融循環： 兼論早期預警指標	Chen and Cheng (2021)	侯德潛(2015)
研究方法	CF 濾波器、 協調指數(concordance index)與 Logit 模型	多變量結構 時間序列模型	CF 濾波器
合成金融循環 指標	有	無	有
金融循環 同步性	以協調指數衡量台灣金融循環 與全球或美國金融循環的同步 性。	無	無
與景氣循環 同步性	使用協調指數衡量台灣金融循 環與景氣循環的同步性。	無	無
早期預警 指標	使用 Logit 模型探索金融循環 對金融(銀行)危機的預警功能。	無	無
總體審慎 政策	了解當金融循環發生變化時， 經濟金融可能發生的問題，以 此作為借鏡。綜整文獻因應全 球金融循環之相關總體審慎政 策，以做為日後央行政策制定 的參考依據。	無	較少

本次出國主要在紐約市立大學之紐約市立學院經濟與商業系  
(The Department of Economics and Business, the City College of New  
York)進修研究(Visiting Scholar Program)，完成出國專題；並且也拜訪

紐約福坦莫大學金融系 (Department of Finance, Fordham University) Ren-Raw Chen 教授，其專長為人工智慧 (artificial intelligence, AI) 在交易行為與資產定價運用，雙方就機器學習在總體經濟與金融研究交換意見，其認為因總體資料種類及頻率較為侷限，可利用爬蟲文字 (text) 資料彌補不足，發揮機器學習在總體經濟與金融循環以及預警模型研究之優勢。

另外，透過本行紐約辦事處安排訪談紐約聯邦銀行經濟學家 Ozge Akinci 博士與 Matthew C. Plosser 博士，交流美國金融循環對小型開放經濟體的影響，與美國因應金融循環的總體審慎政策現況。Ozge Akinci 博士認為美國金融循環對小型開放經濟體的影響，主要透過金融管道 (financial channel) 以及風險承擔管道 (risk-taking channel)，如財政不健全國家的資產價格易受美國貨幣決策改變帶來資本移動影響，而風險承擔 (Risk-taking) 管道則指美國貨幣政策可能改變市場風險偏好與投機行為，進而出現全球資產價格 (如房價) 同步性。

最後，行程也規劃拜訪高盛 (Goldman Sachs) 投資銀行高級分析師 Spencer Hill，請教當前美國經濟情勢、房地產市場趨勢與全球金融循環等議題，收穫頗豐。Spencer Hill 預估 2023 年美國整體通膨情勢趨緩，核心 PCE 成長率降至 3%，其中，服務類項目仍漲勢明顯，以房租支出增幅最大，其次為餐飲住宿；商品項目方面，供應鏈瓶頸緩解，物價下行壓力增加。惟美國企業裁員率仍低，且工作機會維持高檔，

預期失業率低於 Fed 預估，工資溫和成長，勞動市場緊俏將持續造成通膨壓力。

高盛也預期 Fed 升息降低民眾住宅負擔能力(affordability)，美國房價將因此下跌 2.6%，疲弱的房地產市場進一步抵銷民間消費成長動能，使 GDP 成長率下滑 1 個百分點，為景氣重要的下行風險。房價下行連帶使租金對通膨的壓力減輕，2023 年房租對核心通膨的貢獻應會大幅紓緩。

展望未來，隨著抵押貸款利率最大漲幅已過，其對房屋銷售的負面衝擊正在減少，高盛預計美國住宅負擔能力將改善(而不是進一步下降)，且房屋銷售的領先指標已轉為上升。

## 貳、全球金融循環對台灣的可能影響

### 一、國內與全球金融循環

金融循環係描述金融變數(如信用、資產價格)週期性共同變化，循環過程中可能歷經信用、資產價格同時的暴漲暴跌。當處在金融循環下行階段，信用緊縮及資產價格下降帶來的經濟活動低迷與金融市場萎縮，可能危及總體經濟與金融穩定，傷害程度往往超過景氣衰退。如在 2008 年全球金融危機(global financial cycles, GFC)發生之前，信用與資產價格出現持續快速的漲幅，在美國房市泡沫破裂後，信用及資產價格的修正放大對總體經濟的衝擊。

國內金融循環(domestic financial cycles, DFC)的概念由來已久，其側重個別經濟體的金融條件如何導致國內金融循環週期改變，並在

全球金融危機後再次獲得重視。一般咸認為金融循環主要受信用及資產價格影響，且具有長週期特性，多數工業化經濟體大約 8 年~32 年，而景氣循環較短為 2 年~8 年。

最近幾年全球金融循環(global financial cycles, GFC)概念興起，重點放在全球金融條件如何影響個別經濟體，並有「三難困境」(trilemma)還是「無法調和的二元對立」(irreconcilable duo)的爭論。

風險性(risky)資產價格在風險偏好與美國貨幣政策的共同驅動之下，存在一個全球因子(global factor)，形成全球金融循環；或者是跨境銀行在景氣繁榮時，擴大資產負債表；在景氣衰退時，緊縮資產負債表，引起跨境資金移動，亦會形成全球流動性循環現象，進而改變全球資產價格。

Rey (2013)指出全球資本流動、資產價格與信用成長刻畫全球金融循環，並且全球金融循環與市場風險規避程度共同連動。Miranda-Agrippino and Rey (2022)進一步將全球金融循環定義為全球風險性資產價格、資本移動、財務槓桿等展現的高度共同移動現象。

表 2 歸納 DFC 與 GFC 的異同之處。兩者共通點為反映在融資及資產價格的風險承擔與規避的變化。從區域角度，DFC 描述的是單一國家的情況；GFC 捕捉各國外部條件改變，產生的金融變數共同移動。資產類別上也有差異，DFC 強調信用與房地產價格；GFC 強調的是跨境債務與股票流動以及金融資產價格，也因此，各自政策焦點分別為金融穩定政策應積極先發制人或消極觀察的「逆勢與清理」(lean or clean)，以及「三難困境」或是「無法調和的二元對立」之辯。



此外，GFC 與 DFC 在危機附近可能會一起出現高峰，導致產出巨幅下滑，造成螺旋效應(spiral effect)，就需政策加以控制。

表 2 國內與全球金融循環比較

	GFC	DFC
共同基礎	風險承擔/融資條件/資產價格	
分析重點	美國貨幣政策傳遞	銀行危機
組成部分		
資產價格	金融資產	房地產
數量變數	資本流動	信用
政策焦點	「三難困境」與 「無法調和的二元對立」	
跨國同步性	全部	部分
存續時間(duration)	短	長
兩者關聯性	在危機時，兩者出現高峰	

資料來源：Aldasoro et al. (2022)

## 二、金融循環同步性

### 1. 金融循環傳遞過程

各國的經濟金融情勢不一，理論上金融循環階段要有所差異，但是文獻已發現各國金融循環存在同步現象，進而構成全球金融循環。近期一些研究表明，各國金融循環變得更加全球化。例如，Schüler et al. (2020)分析 G7 國家金融循環同步性，發現表現出強烈的同步性，G7 需考量金融循環外溢效應(spillover effect)與共同驅動因子(factor)對經濟前景的影響。

全球金融循環步調趨同主要係因：

- (1) Fed 貨幣政策造成全球資本移動，進而影響他國資產價格：美國長期以來為全球金融中心，Fed 貨幣決策透過利率調整或量化寬鬆，改變企業融資成本，或銀行部門跨境借貸行為，以及在各類貨幣與資產之間的套利，帶動跨國資本移動，將貨幣政策效果外溢至其他國家，並形成全球資產價格、信用成長與跨國資本移動的同步現象。因此，Fed 的貨幣政策是各國金融循環趨向一致的重要原因(Rey, 2015; Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。此外，美元普遍為各國使用，也加大了 Fed 貨幣政策的影響力。Rey(2013、2015)則進一步指出無論匯率制度為何，各國均會受到美國貨幣政策外溢效應的影響。
- (2) 其他國家對美國貨幣政策的反應：小型開放經濟體為避免資本大舉流出入及匯率大幅波動，貨幣政策通常會跟隨 Fed 等主要央行調整。所以，即便沒有大量資本流出入的情況之下，小型開放經

濟體國家的資產價格也可能因貨幣政策同時改變，而與美國等主要國家的金融循環趨於一致。高盛高級分析師 Spencer Hill 即認為全球金融循環同步性主要係由貨幣政策造成。

(3)各國經濟循環同步性增強：全球景氣循環連動顯著增加。在 80 年代，不同國家的景氣循環相互獨立，中低收入國家尤其如此。但自 2000 年初以來，全球經濟活動變得更加相關，特別是高收入國家(Soyres and Gaillard, 2019)。

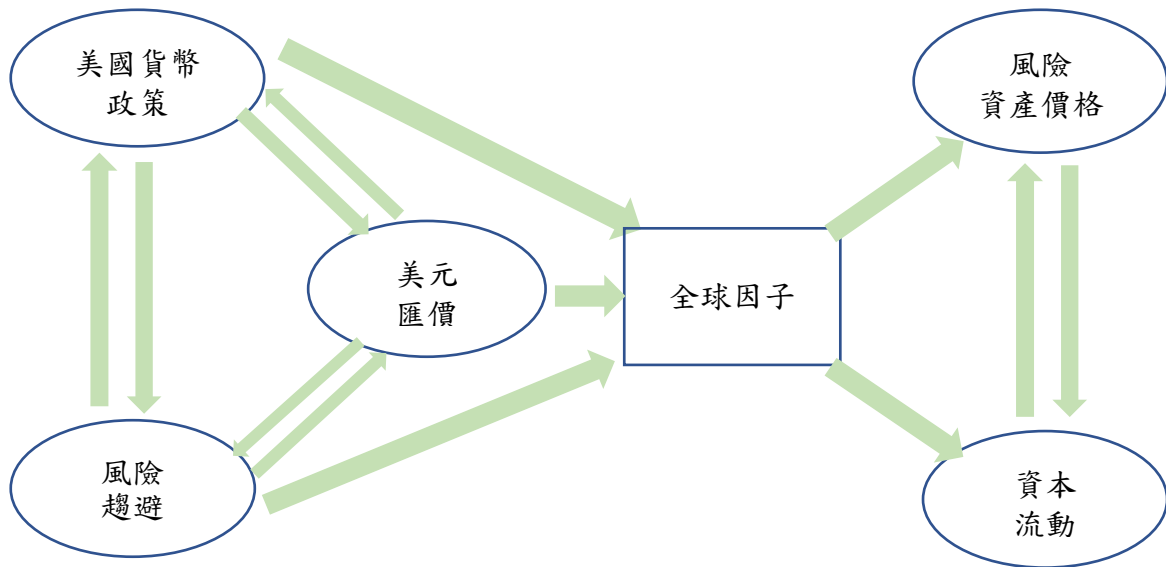
(4)全球因子變化：風險性資產存在共同驅動的全球因子，高度與 VIX 指數<sup>1</sup>(亦可代表全球風險趨避傾向, global risk aversion)相關，使全球資產價格朝同方向移動。全球因子較難實際觀測到，文獻大多以與全球因子以及全球風險趨避傾向密切相關的 VIX 指數取代，並發現其是各國金融循環共同移動的主要驅動力之一，且對於全球資本移動的走向也有重大影響力 (Nier et al., 2014; Bergant et al., 2020)。

前述因素除直接影響全球金融循環之外，美國貨幣政策、國際美元以及全球風險趨避傾向之間也可能會交互作用，全球金融循環成因遠比想像中複雜。Habib and Venditti (2018)即指出美國貨幣政策及全球風險趨避傾向互相影響，或透過美元主導的金融商品放大效果，改變全球因子，影響風險性資產價格及全球資本流動，驅動全球金融循環(圖 1)。

---

<sup>1</sup> VIX 指數(芝加哥選擇權交易所波動率指數, Chicago Board Options Exchange Volatility Index)是基於美股期權的隱含波動率，常被作為全球風險趨避傾向的代理變數。

圖 1 全球金融循環的傳遞



資料來源：Habib and Venditti (2018)

從前述可知道美國貨幣政策對於金融循環的重要性，除此之外，美國貨幣政策可能透過貿易、金融與匯率管道產生外溢效應，對其他經濟體之經濟成長、物價與金融情勢造成影響<sup>2</sup>。

貿易管道	美國貨幣政策影響國內總合需求(包含進口需求)，進而改變貿易夥伴國商品及服務之需求。
金融管道	美國資本市場及美元具高度重要性，在全球金融市場高度連動下，美國政策利率影響投資人風險偏好，並改變全球金融商品風險溢酬與金融情勢。
匯率管道	美國貨幣政策牽動美元匯價，而影響其他小型開放經濟體貿易夥伴國進口商品及中間投入產品價格，以及物價。另美元匯價波動也影響部分體質較弱之新興市場資本外流情況。

<sup>2</sup> 參見央行理事會會後參考資料(2023/3)。

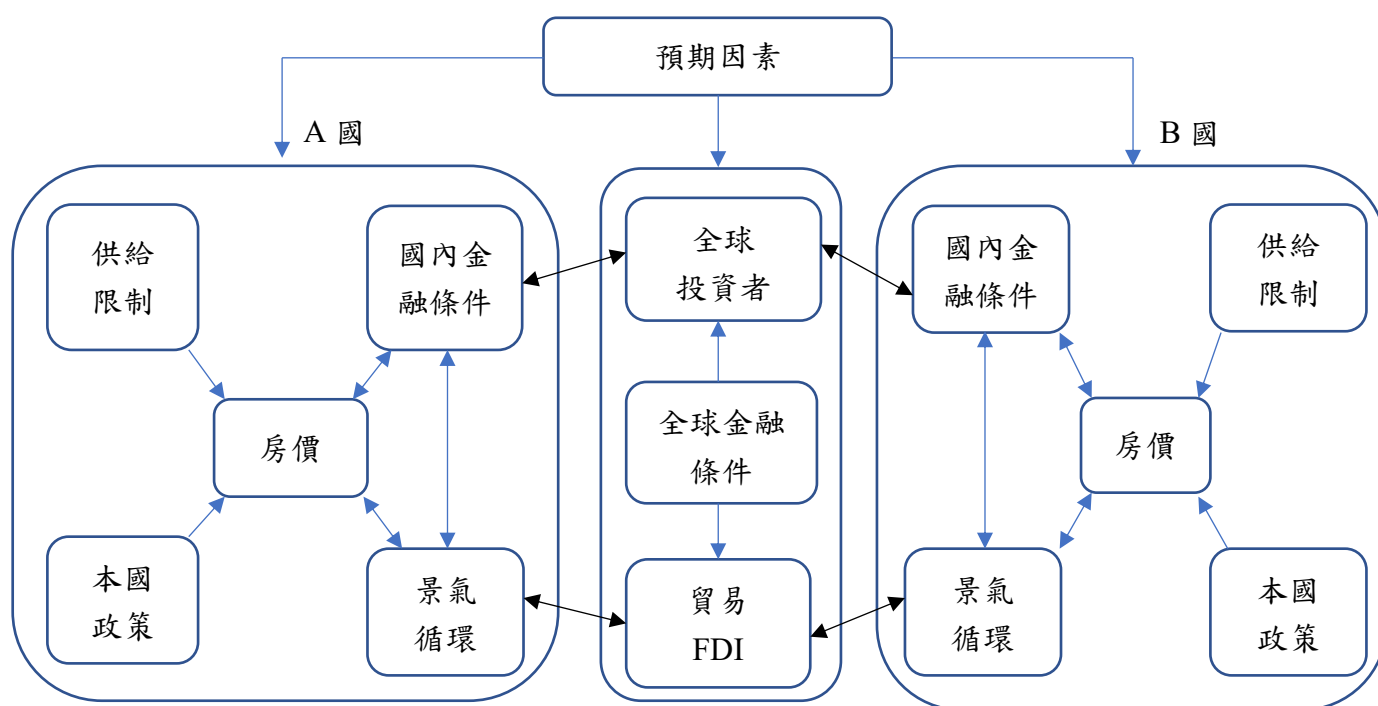
## 2. 全球房價同步性

過去文獻發現跨境資本移動與外國投資者會影響房地產市場。此外，核心經濟體(美國、歐元區、日本等)的寬鬆貨幣政策，也促使全球房地產市場同步性上升。相關實證結果也顯示，資本流入對房地產市場價格上漲有很強的預測能力(Aizenman and Jinjarak, 2009, 2014; Ferrero, 2015)，房地產市場存在全球週期循環。

近幾年來各國之間的貿易與金融體系緊密結合，強化先進與新興市場經濟體房價同步性，促使全球金融循環益發明顯。而像台灣這樣的小型開放經濟體，更難逃離同樣現象。

全球房價同步性主要藉由以下機制形成(He et al., 2018)(圖 2)：

圖 2 全球房價同步性



資料來源：He et al. (2018)

**房地產供需因素同步：**房屋供給面包括，建築與土地購置成本。需求方面，包括經濟基本面、人口、稅收與政策等。建築成本、稅收與人口變化緩慢，長期若條件相同，房價可能具共同趨勢；若其他如租金、收入與通膨等經濟基本面發展相似，則短期內房價也可能同步。

**全球金融條件的變化：**全球金融條件一同變動，將擴大房價同步性，如核心國家貨幣政策改變全球資本移動，影響全球金融條件。資本流入會影響流入國的信用與抵押貸款利率，即使其不直接投資房地產市場，房價也會受影響。此外，全球對安全性資產需求的增加可能使主權債券利率下降，連帶壓低貸款利率，而使房市蓬勃發展。

**投資組合管道：**全球金融機構可能從經濟體質較差的國家，回收放款，維持資本適足率；而財務狀況不佳的投資人亦可能拋售在其他國家的房屋投資，滿足未來資金缺口。研究指出全球機構與跨國投資者投資房屋數量，相對有限，但在某些都市化程度高的國家，可能使國內城市之間的房價同步性比國家之間更為明顯。

**預期資本利得：**許多國家的投資人對房價預期相同，也會導致同步性的出現。投資人房價預期之變化受未來房市基本面觀點驅動，此外，過度樂觀、心理與投機因素也會改變投資人觀點。

除此之外，Belke et al. (2008)指出，40%的國家房價可由全球因素來解釋。房價決定因素有很強的全球連結，房價泡沫確實是一個高度全球化的現象。房價與全球證券之間可能存在套利關係，為解釋全球房價連動的可能理由之一，影響證券的全球因素也會影響房價。

另一方面，He et al. (2018)使用動態因子模型估計，在 1971 年至 2016 年期間，全球因子解釋先進國家房價變異的比例，從約 10% 增至 30%。以台灣而言，外國人投資房市占比十分的小，若房價與全球趨勢一致，應可能是受到房市供需因素同步、預期資本利得以及全球金融條件變化的影響。全球金融整合(financially integrated)趨勢之下，政策制定者可能須考慮房價同步性的影響。

### 三、金融循環與小型開放經濟體

#### (一)全球金融循環之外溢效應

近期研究逐漸開始重視全球金融循環的外溢影響(Rey, 2015; Miranda-Agrippino and Rey, 2020)，特別是新興市場國家。例如，Tillmann et al. (2019)使用 10 個新興市場的 VAR-X 模型，並且從影子聯邦基金利率(shadow federal funds rate)認定的美國傳統與非傳統貨幣政策衝擊，證實外溢效應的存在。Chen et al. (2016)使用 GVAR 模型，以美國長短期利差(term spread)以及公司利差縮小代理量化寬鬆貨幣政策措施，發現量化寬鬆阻止美國以及其他先進經濟體的長期衰退與通縮，且對新興市場外溢效應尤為明顯。

Jain-Chandra and Unsal (2012)指出美國的利率政策主導亞洲新興市場的長期利率，特別是在金融一體化、資本移動開放程度相對較高的國家，且近年來影響力有擴大趨勢。然而，亞洲新興市場貨幣政策傳遞機制仍然有效，短期利率為亞洲總體經濟穩定的一個有力工具，

但其在資本流入激增時，政策傳遞機制可能減弱。全球資本市場與經濟的持續融合可能成為決定亞洲新興市場國內利率的主導因素。

Beirne (2020)研究 38 個先進經濟體與新興市場的金融循環特徵，在此之前，文獻多傾向關注先進經濟體，其結論不一定適用於新興市場。研究發現亞洲、拉丁美洲與東歐等新興市場的股市循環較信用與房地產循環為衡量金融循環更佳的標準。與先進經濟體類似，研究發現儘管有跨國差異性，新興市場的金融與景氣循環步調一致，而此代表政策制定者採取總體審慎政策，須考慮經濟與金融部門之間的聯繫。新興市場金融循環易受全球風險趨避以及來自美國外溢效應的影響，從而強化自身國內總體經濟基本面的重要性，以及針對性結構改革，發展國內金融部門的需要。

Jordà et al. (2019)研究 1870 年開始的 17 個先進經濟體金融循環同步性。在過去 10 幾年，全球信用、房價與股票價格一致地達到歷史的高點，支持全球金融循環觀點，其中股票市場的同步性劇增。此外，研究結果也顯示，美國貨幣政策為全球股票市場風險偏好波動的重要來源，且擁有固定匯率制度的國家，比浮動匯率制度國家經歷更強的美國貨幣政策外溢效應。

Claessens et al. (2011)觀察各國金融循環規律，衡量主要特徵，包括頻率、存續時間、振幅等。其次，評估國家內部與國家之間金融循環週期的同步性。再者，分析當金融循環伴隨著其他循環（或危機）時，是否會彼此影響，而加深循環週期幅度。結果顯示，股價與房價循環週期比信用週期更長、更明顯。其次，各國信用與股票的循環同



步程度最高，並隨時間推移，不斷增加，且全球信用與股票市場的衰退往往更久、更深。再者，信用與房價循環的相互作用可能擴大金融循環。

Dées and Galesi (2021)使用大規模(large-scale)全球向量自我迴歸(Global Vector Auto-regression model, GVAR)模型，評估美國貨幣政策的外溢效應。美國擴張性貨幣政策有助加速全球金融循環，從而影響全球總體經濟活動。實行浮動匯率制度國家受衝擊的影響似乎相對較小，但非完全不受美國貨幣政策衝擊的影響，惟不同匯率制度的反應差異未達統計顯著。各國複雜的網絡互動(network of interactions)強化美國貨幣政策外溢效應，且網絡效應(network effects)大約是未預期美國貨幣政策改變對全球股票價格、資本流動與全球經濟成長直接影響的兩倍。隨時間變遷，全球一體化程度越來越高，網路效應也越來越大，成為塑造全球金融循環的一個重要驅動力。

Miranda-Agrippino and Rey (2015)使用貝氏 VAR 模型分析全球金融循環運作機制，即美國貨幣政策、經濟活動與全球金融變數(如信用、利差、跨境借貸等)之間的相互作用。實證結果表明美國貨幣政策對全球其他地區有很大的外溢效應，確定美國貨幣政策作為全球金融循環驅動力的重要性。此外，全球因子可解釋大部分全球風險資產報酬波動。

Ha et al. (2017)建立動態因子模型，描述全球景氣與金融循環，以及彼此之間的外溢效應。模型將全球景氣循環分為全球與特定國家總體因子(macro factors)驅動部分，以及金融變數外溢效應。實證結果

顯示，在 1985-2019 年期間，G7 具有共通的景氣循環，股價與利率等金融變數也有共同的循環。全球總體因子對解釋 G7 景氣循環方面十分重要，股票與房價衝擊對總體經濟變數(產出、消費與投資)也有很大的外溢效應，且在金融危機之前後期間，更為強烈，但沒有證據支持景氣循環對金融循環有影響。

Chen et al. (2022) 使用狀態空間模型，捕捉 1990 年以來中國大陸與 G7 國家的金融循環，並使用 Diebold and Yilmaz (DY) 外溢指數<sup>3</sup>，量化中國大陸金融循環對 G7 國家的外溢效應。他們發現大部分時間，中國大陸為外溢效應接受者。中國大陸的 DY 指數波動很大，易受到金融危機事件的影響，如亞洲金融危機與 2008 年全球金融危機。此外，在 2004~2005 年與 2014~2015 年期間，中國大陸金融循環外溢至 G7 國家，影響美國最大，其次是加拿大、德國與義大利。

Einarsson et al. (2016) 指出冰島金融循環與全球金融循環(以美國金融循環為代理變數)週期之間緊密聯繫，通常處於相同階段，高峰及低谷具對應性。1980 年代以來，冰島自由化程度提高以及國內金融體系深化，全球金融循環外溢效應越來越強，自由浮動的匯率並無法將其隔離在之外。此外，金融循環的危機預警能力超越單一金融與總體經濟序列，在金融循環擴張後 3 年之內，60% 的機率出現銀行危機。

Andaiyani and Falianty (2017) 使用結構式向量自迴歸 (Structural Vector auto-regression, SVAR)，分析 1990Q1~2016Q2，由 VIX 指數衡量的全球金融循環衝擊對東協 5 國(印尼、馬來西亞、新加坡、泰國

---

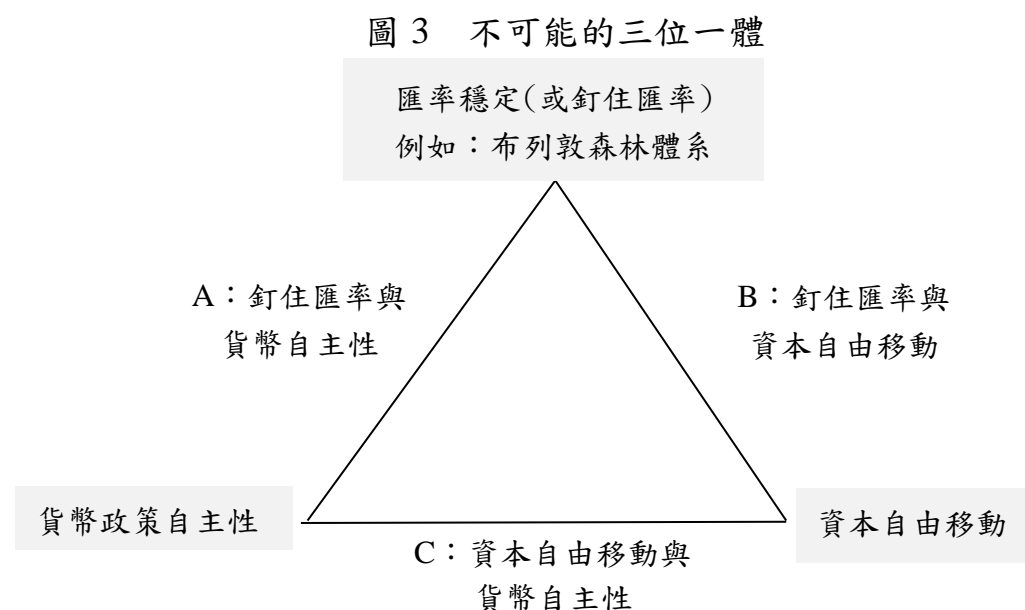
<sup>3</sup> DY 外溢指數將市場間相互影響或是共同移動當作外溢效果，最早用於分析國際股市的連動性。

和菲律賓)的股價與房價的影響。研究結果顯示，全球金融循環對東協5國資產市場有顯著的負面影響，儘管不同國家的衝擊反應不同。而此與東協5國為小型開放經濟體，易受到全球因子影響的看法一致。

## (二)三難困境與無法調和的二元對立

傳統國際金融認為政策制定者須依據「不可能的三位一體」(the Impossible Trinity)選擇政策組合，或稱「三難困境」，即一個國家不可能同時兼顧「資本自由移動」、「貨幣政策自主性」以及「匯率穩定」，只能擇其二 (Mundell, 1963)。於此之下，共會有3種政策組合。下圖3，三角形邊長為「三難困境」下，可達成的政策組合：

- A 邊：政策達成貨幣政策自主性與匯率穩定(固定匯率或釘住匯率)，但資本無法自由移動；
- B 邊：政策達成資本自由移動與匯率穩定(固定匯率或釘住匯率)，代價為失去貨幣政策的自主性；
- C 邊：政策達成資本自由移動與貨幣政策自主性，然而無法穩定匯率(採行固定匯率或釘住匯率)。



上圖 A 邊，央行可保持貨幣政策自主性。當央行在公開市場上釋出資金、降低利率時，資金為尋求更高報酬，可能流向海外，使貨幣貶值；央行為維持匯率穩定，須在外匯市場賣出外匯、收回本國幣，抵銷貨幣供給擴張效果。央行欲維護貨幣政策自主性與匯率穩定，就須放棄資本自由移動，如早期的布列敦森林體系(Bretton Woods)也屬於此一類型，或是像中國大陸執行較為嚴格的資本管制，使人民幣價位與美元保持穩定，維持貨幣政策自主性。

上圖 B 邊，資本自由流動，固定匯率制度下，貨幣政策效果將被引發的資本流動變化抵消。要同時擁有資本自由流動與匯率穩定，須犧牲貨幣政策自主性，如歐元體系內的小國(如比利時)或香港等。

最後，上圖 C 邊，一國選擇資本自由流動制度，國內外資金頻繁進出將會導致匯率的不穩定。若想要達成資本自由移動，並擁有貨幣政策自主性，就不可能保持固定匯率，應採取浮動匯率，如美國、加拿大與英國等。

資本自由流動、貨幣政策自主性以及匯率穩定不一定可完全達到，而是根據一國的政治、經濟、金融等因素，在有限的資本流動、貨幣政策自主性與匯率穩定之間進行權衡。實際上，央行會在三種目標之間尋求「中間地帶」(middle ground)。例如，以外匯準備做為管理浮動匯率緩衝，達成某種程度的貨幣政策自主性。

近年全球資金快速輪轉，英國倫敦商學院講座教授 Rey (2013, 2016)認為，核心國家如美國的貨幣政策寬鬆或緊縮促使跨國資本迅

速且大規模進出，並改變投資者對風險偏好，帶動各國信用成長與資產價格劇烈震盪。

而在資本自由移動的環境，跨國資本移動的急速湧入與撤回，Rey 認為就算採取浮動匯率制度，對於抵擋全球資本移動影響各國的貨幣供給與利率等，恐無濟於事，各國貨幣政策的自主性受到限縮。因此，「不可能的三位一體」準確地來說應是「無法調和的二元對立」(irreconcilable duo)。只有當實施直接管理、或是間接以總體審慎措施管理資本移動，才可能實現貨幣政策自主性。

相關研究方面，Ter Ellen et al. (2020)研究歐洲央行貨幣政策的外溢效應，是否會影響小型開放經濟體貨幣政策有效性。儘管研究結果發現，小型開放經濟體貨幣政策對於控制短期的殖利率曲線(yield curve)似乎是有效的，但歐洲央行政策外溢效應減少其對較長期的殖利率曲線的控制能力，該結果傾向支持「無法調和的二元對立」的存在。

然而，並非所有學者均認同 Rey (2013)主張無明顯證據支持浮動匯率，可緩衝全球金融循環外溢效應的論點。如 Obstfeld et al. (2019)質疑該觀點，並表示浮動匯率對新興市場的穩定效益仍大；而 Loipersberger and Matschke (2022)則使用局部投射模型，分析資本管制與匯率的相互關係，發現當名目工資向下僵固，資本管制與浮動匯率在抑制全球金融衝擊影響國內金融變數與經濟情勢，一樣有效。浮動匯率或資本管制可和緩全球金融循環對國內股市、房市與信用以及 GDP 的外溢效應。

## 參、金融循環與金融危機預警指標

### 一、金融循環的衡量以及協調指數

在全球金融危機期間，歷經信用膨脹與經濟不穩定。自此，人們開始認知到短期內財務槓桿增加會促進經濟成長，但在中期也可能會帶給經濟負面風險。

由於金融循環伴隨的國內信用與資產價格震盪，將使金融不穩定風險升高。從歷史資料觀察，金融循環的高峰往往與金融危機爆發時點重疊，藉由監測金融循環變化或可提早獲取金融(或銀行)危機發生的資訊。而且，金融循環與景氣循環週期屬性完全不同，認識金融循環對於金融過度膨脹與預警指標而言是非常重要的。

Borio and Drehmann (2009)以及 Drehmann et al. (2012)等認為金融變數經低頻率過濾，得到金融循環，高峰與銀行系統風險密切相關。許多研究贊同該觀點，並發現金融循環週期長於景氣循環(Galati et al., 2016; Schuler et al., 2015)。

#### (一)研究方法簡介

金融循環無法直接被觀察，如何衡量金融循環仍十分具挑戰性，相關理論模型很少，也沒有單一的金融變數可描述。儘管如此，文獻已有共識：(1)信用以及資產價格，特別是房地產價格，在金融循環發揮重要作用(Terrone et al., 2011; Drehmann et al., 2012)。近期則有研究加入信用對 GDP 比率變數捕捉金融循環；(2)金融循環的週期長於景氣循環；(3)金融循環的高峰之後，緊接著可能是金融危機。

Chen and Cheng (2021)以多變量結構時間序列模型(multivariate structural time series model, MSTSM)，認定房價與信用循環週期及振幅，但 MSTSM 雖可加總房價與信用循環的週期，但渠等未進一步發展合成(synthetic)金融循環序列。因此，本專題進一步建構合成金融循環。

近年來研究金融循環及其屬性，常用的方法包括(見 Chen and Svirydzenka, 2021)：

**轉折點分析(*Turning point analysis*)**：限制循環週期在一個最小的預設長度，允許資料自行認定週期、高峰與谷底。Burns and Mitchell (1946)最早開始使用轉折點分析，Harding and Pagan (2002)進一步擴展。Claessens et al. (2011)與 Drehmann et al. (2012)則是以該方法認定金融循環週期。

**頻率基礎濾波法(*Frequency-based filters*)**：透過設定循環週期頻率長度，分離時間序列的趨勢與循環，如 Christiano and Fitzgerald (2003, CF)濾波，或未明確設定，但隱含週期的長度，如 Hodrick-Prescott (1997, HP)濾波。濾波法被廣泛用於衡量信用等變數的超額成長情況。由於單一頻率濾波的時間序列具有可相加性 (Drehmann et al., 2012)，可用來構建合成金融循環，為該方法之優點。

**光譜密度估計(*Spectral density estimation*)**：光譜分析將時間序列拆解為餘弦波(cosine wave)/正弦波(sine wave)的組合，描述資料的週期頻率(Prestley, 1999)。此方法只適用於定態序列，不適用於股價等金融資料。若使用差分或 HP 濾波器萃取循環項，使資料符合定態，去除

趨勢的過程，會影響時間序列循環週期屬性，儘管光譜密度估計結果相同，但已偏離光譜分析原始的初衷與目標。

**不可觀察時間序列模型(*Unobserved component time series models*)**：即使用時間序列的卡爾曼濾波(Kalman filter, KF)模型，估測不可觀察成分，萃取循環項 (Harvey, 1989；Durbin and Koopman, 2012)。這種方法常見於景氣循環分析，缺點為須設定序列趨勢的平穩性(smoothness)，決定資料的波動有多少是來自趨勢項，而非循環項，以及假設循環週期的隨機過程。不同設定會影響循環週期特徵，且研究發現若資料生成過程(data generating process, DGP)是差分定態(difference stationary)，會出現虛假(spurious)循環週期問題。其次，卡爾曼濾波最大似似函數估計不易收斂，可能會造成估計困難。

**加總(Aggregation)**：從多個指標建構共同金融循環。其中一種方法是，估計多個個別金融變數週期，取平均值或使用主成分分析萃取共同成分(Einarsson et al., 2016; Hiebert et al., 2014)。加總可取得共同循環部分，但可能會忽略資料異質性。

## 1. 頻率濾波器與循環

金融變數時間序列大多為非定態變數，以差分消除趨勢會影響循環週期屬性，使用原序列認定循環為較佳方式。本專題使用頻率分析(frequency analysis)，去除個別金融變數長期趨勢項，捕捉信用及房價等循環，並加總建構合成金融循環，分析其特徵。

文獻中有兩種主要的頻率濾波器，觀察週期性波動，其一為 HP 濾波器，其次則是 Baxter-King bandpass (BP)濾波器，而 CF 濾波器為



其中的一種。HP 濾波藉由指定權重，懲罰偏離趨勢項部分(Comin and Gertler, 2006)，來最小化趨勢項與序列之間的差距，進而區分趨勢項與循環項。趨勢項與循環項相對權重由參數 $\lambda$ 控制，值越大，趨勢項越平滑。

$$\tilde{X}_{i,t} = \left( \frac{X_{i,t} - \bar{X}_{i,t}}{\bar{X}_{i,t}} \right) \times 100,$$

其中， $\tilde{X}_{i,t}$ 、 $\bar{X}_{i,t}$ 、 $X_{i,t}$ 分別代表循環項、趨勢項以及實際值。

HP 濾波器主要用於過濾中長期 7~11 年的循環，依資訊量使用，可分為單邊及變邊 HP 濾波器。雙邊濾波器包含時間序列的歷史與未來資訊，而單邊濾波器只採用歷史資訊。單邊濾波器因只利用過去資訊進行估計，常被總體研究使用。缺點方面，HP 濾波器易受到端點影響，以及平滑參數 $\lambda$ 的選擇，皆會使結果不穩定。

相較之下，CF 濾波器假設時間序列服從隨機漫步(Random Walk, RW)，估計過程為讓估計值與真實資料之間的平均平方誤差(square error)最小。由於許多總體經濟金融序列為隨機漫步過程，故 CF 濾波器為分離金融變數趨勢項及循環項的最佳選擇。本專題以 CF 過濾房價及信用等變數，因該等循環週期相近，具有可相加性，可直接加總，合成金融循環序列。此外，本專題亦使用主成分分析抽取第一主成分(主成分分析法可看作因子分析的特例)，建構金融循環序列。

CF 隨機漫步濾波器使用頻域(frequency domain)，處理趨勢與平滑問題，原理與 BP 濾波器相同。CF 隨機漫步濾波器使用整個時間序列，過濾每個資料點。優點在於可處理比 BP 濾波器更大量的時間序列資料，且在實際應用表現優於 BP 濾波器。

CF 濾波器的作用說明如下，時間序列可拆解為以下兩部分：

$$y_t = \tau_t + c_t$$

其中， $\tau_t$  為趨勢項；而  $c_t$  為循環項。

$$c_t = B_0 y_t + B_1 y_{t+1} + \cdots + B_{T-1-t} y_{T-1} + \tilde{B}_{T-1} y_T + B_1 y_{t-1} + \cdots + B_{t-2} y_2 + \tilde{B}_{t-1} y_1,$$

$$B_j = \frac{\sin(jb) - \sin(ja)}{\pi j}, j \geq 1 \text{ and } B_0 = \frac{b-a}{\pi}, a = \frac{2\pi}{p_u}, b = \frac{2\pi}{p_l},$$

$$\tilde{B}_k = -\frac{1}{2} B_0 - \sum_{j=1}^{k-1} B_j.$$

其中，參數  $p_u$  與  $p_l$  是以季為單位的截止循環週期長度，週期介於  $p_l$  與  $p_u$  之間，則保留於循環項  $c_t$  之中。

## 2. 循環之同步性

本專題除探討台灣金融循環與美國及全球金融循環的同步性，亦考量其與景氣循環的關係，賦予研究成果更多政策意涵。

衡量兩個循環的同步程度，最簡單的方法是計算相關係數 (correlation coefficient)，如下示。

$$\rho_{\tilde{X}_i, \tilde{X}_j} = \frac{\text{cov}(\tilde{X}_i, \tilde{X}_j)}{\sigma_{\tilde{X}_i} \sigma_{\tilde{X}_j}},$$

第二種方法是利用 Bry and Boschan (1971) 以及 Harding and Pagan (2002, 2006) 的方法得到金融循環的高峰谷底、存續時間、振幅，進一步計算協調指數 (concordance index)。

當金融變數時間序列在  $t$  時點的值大於/小於之前的  $k$  個觀察值，與之後的  $k$  個觀察值時，便定義  $t$  日為高峰/谷底。一個高峰之後，必

然對應一個低谷，反之亦同。若有兩個連續的高峰值(谷底值)，則選擇最高(最低)的。鑒於金融循環較低頻，限制其週期循環至少持續 5 季(k=5)。若資料符合下列定義，則出現高峰，反之，為谷底。

$$(\tilde{X}_{t+5} - \tilde{X}_t) < 0 ; (\tilde{X}_{t+4} - \tilde{X}_t) < 0 ; (\tilde{X}_{t+3} - \tilde{X}_t) < 0 ; (\tilde{X}_{t+2} - \tilde{X}_t) < 0 ; (\tilde{X}_{t+1} - \tilde{X}_t) < 0 \text{ and } (\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-5}) > 0 ; (\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-4}) > 0 ; (\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-3}) > 0 ; (\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-2}) > 0 ; (\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-1}) > 0 ,$$

循環擴張與收縮週期平均存續時間定義為：

$$D = \frac{\sum_{t=1}^T S_t}{\sum_{t=1}^{T-1} (1-S_{t+1})S_t} ,$$

其中， $S_t$ 是虛擬變數，若序列處於擴張階段時，則為 1，否則為 0； $\sum_{t=1}^T S_t$ 是擴張階段的總持續時間， $\sum_{t=1}^{T-1} (1-S_{t+1})S_t$ 為循環的高峰次數。

依據 Harding and Pagan (2002, 2006)擴張階段的平均振幅可定義為：

$$A = \frac{\sum_{t=1}^T S_t \tilde{X}_t}{\sum_{t=1}^{T-1} (1-S_{t+1})S_t} ,$$

其中， $\sum_{t=1}^T S_t \tilde{X}_t$ 為擴張時期的總變化。

衡量兩個不同循環 i 與 j 的同步程度，可利用 Harding and Pagan (2002)協調指數進行，如下示：

$$CI_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T [S_{jt}S_{it} + (1-S_{it})(1-S_{jt})] ,$$

$$S_{jt} = \{0, \text{若位於下行}; 1, \text{處於上行}\} ,$$

$$S_{it} = \{0, \text{若位於下行}; 1, \text{處於上行}\} .$$

協調指數 $CI_{ij}$ 為兩個序列處於相同週期階段的平均期數。若循環 $i$ 與 $j$ 擴張與緊縮階段完美對應，指數值為1；若兩者循環有明顯的落後或反向走勢，總是不協調，則可能為0。

### 3. 主成分分析

除了直接加總各金融變數循環建構合成金融循環，也使用主成分分析(Principal Component Analysis, PCA)萃取各金融循環共同成分(Hiebert et al., 2014)。PCA可看成是因子(FA)模型的一種特例，考慮 $T \times m$ 維度隨機向量矩陣 $X$ ：

$$\text{Var}(X) = \Sigma$$

其中， $\Sigma = \text{Cov}(X)$ 為 $X$ 的共變異數矩陣 (variance-covariance matrix)。為了降低資料維度，使用 $\Sigma$ 特徵向量矩陣(matrix) $\phi$ ，線性組合 $X$ ，得到主成分 $Z$ ：

$$Z = \phi X,$$

第一個主成份( $Z_1$ )到第 $m$ 個主成份( $Z_m$ )可透過以下公式來表示：

$$Z_1 = \phi_{11}X_1 + \phi_{21}X_2 + \cdots + \phi_{m1}X_m,$$

...

$$Z_m = \phi_{1m}X_1 + \phi_{2m}X_2 + \cdots + \phi_{mm}X_m。$$

$\phi_{ji}$ 稱為每一個主成分 $Z_i$ 的負荷向量/loading vector)，且 $\sum_{i=1}^m \phi_{ji} = 1$ 。

## 二、早期危機預警預指標

1990年代以來，新興市場金融危機對全球經濟造成巨大破壞，加快推動金融危機早期預警 (Early Warning System, EWS)模型的發展。

全球金融危機過後，各國經濟陷入泥沼，其與過去經濟衰退情況完全不同，提供改進 EWS 的機會。全球央行陸續發展或改進早期預警模型，以試圖了解金融危機發生是否有跡可循，希冀預先執行預防措施。

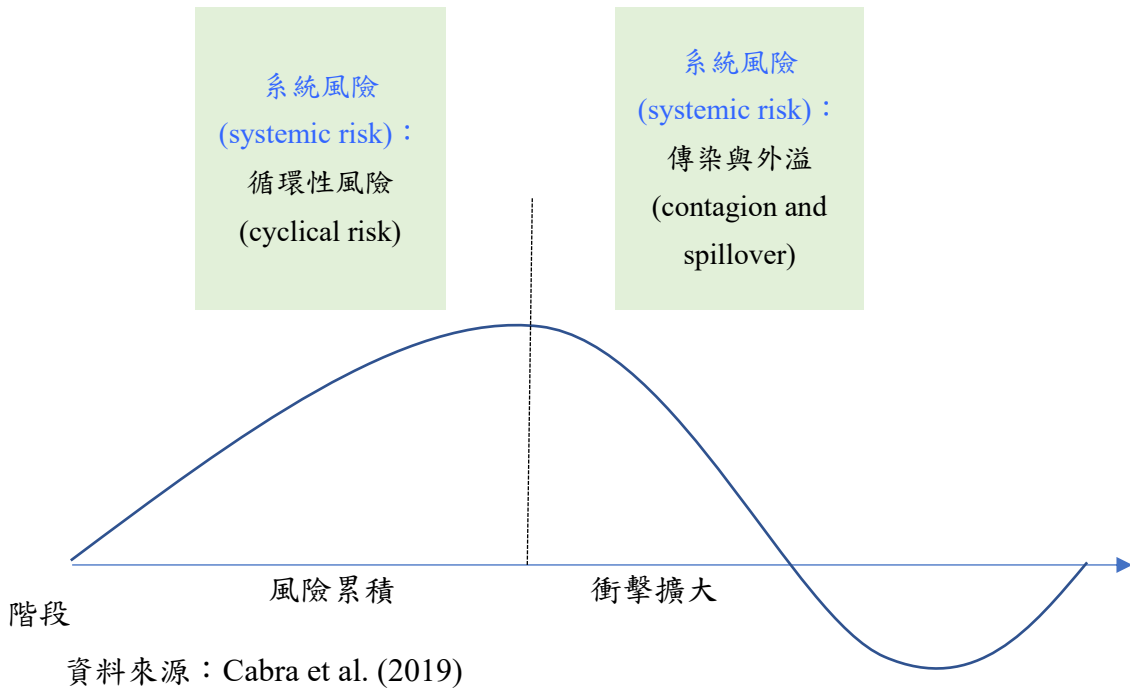
依據過去經驗，信用激增與資產價格飆升，偏離長期趨勢，將導致金融風險及脆弱性不斷累積，在未來某個時點，很有可能爆發金融(或銀行)危機，故金融循環的高峰往往與金融(或銀行)危機事件重疊。金融循環本身變化即蘊含金融(或銀行)危機資訊，可做為早期預警指標。換句話說，金融(或銀行)危機早期預警指標建立的目的係為捕捉金融循環過熱，以提早反應金融(或銀行)危機發生。

相關研究方面，Einarsson et al. (2016)發現冰島金融循環攀達高峰，隨後幾乎都伴隨金融危機；金融循環擴張期可做為金融危機早期預警信號，警示可能的危機來臨。近期也有許多研究證實金融循環為有效預測銀行系統危機與脆弱性的最佳指標，參見 Cabra et al. (2019)。甚至，Borio et al. (2019)進一步指出金融循環指標在樣本內以及樣本外期間，都有顯著預測 3 年內景氣衰退的能力，表現大多優於長短期利差(Term Spread)，且不同類型的經濟衰退，結果依舊穩健。

另一方面，房屋是家庭財富最大組成，也是銀行放款主要業務，一旦房市過熱帶來的榮景結束，迫使家庭去槓桿，限縮消費，可能會進一步拖累經濟成長，導致金融風險升溫。事實上，過去許多國家大規模的房價波動與金融不穩定出現有關。若一個國家的房價修正與其他國家同步，將對金融穩定構成更大的挑戰。

因應金融循環帶來的風險不僅要有事先政策，還需在脆弱性積累階段，及時先發制人(圖 4)，對此，估測金融循環階段與建立危機預警指標顯得格外重要。

圖 4 金融循環及系統風險



金融循環風險的評估重點為系統危機發生的機率；而監測結構性風險(structural risk)重點則是衡量風險衝擊金融體系可能造成的總體經濟損害，並考慮可能的衝擊擴大機制。而早期預警指標(early warning indicator, EWI)的目的便是協助政策制定者，事前採取因應措施，防止可能的金融傷害，甚至是巨幅經濟損失，因此，EWI 可做為總體審慎政策施行重要依據。

早期預警指標應發揮下列功能(Drehmann and Juselius, 2014)：

- (1) 時效性(timing)：提早提供危機訊息，讓決策者及時採取妥適之審慎措施。
- (2) 穩定性(stability)：EWI 提供危機之訊息，應具穩定性，不宜時常轉變，俾於決策者果斷採取行動。
- (3) 解釋力(interpretability)：EWI 之結果應易於瞭解及解釋。

關於危機預警指標大致可分為以下幾類(參見 Chen and Svirydzenka, 2021)：

1. 迴歸法 (regression-based approach): 設定危機發生機率為 Probit/Logit 迴歸模型。例如，Logit 模型迴歸式定義為：

$$\Pr(Y_t = 1) = \frac{e^{BX_t}}{1+e^{BX_t}} = p,$$

$$P(X) = \ln \left[ \frac{p}{1-p} \right] = BX_t + \varepsilon_t$$

其中， $Y_t = 1$ 代表危機發生，其機率為  $p$ ； $X_t$ 為一組經濟指標， $B$ 為最大概似估計法得到的迴歸係數向量；危機發生的條件機率為  $P(X)$ 。在得到迴歸參數估計值，可計算  $p$ -value，檢驗參數是否達統計顯著。Eichengreen et al. (1995)與 Frankel and Rose (1996)最早使用該方法，談論貨幣危機。Probit/Logit 迴歸的優點是可以聯合檢驗變數的重要性。

2. 信號法(*Signal extraction*): Kaminsky et al. (1998)收集涵蓋財政、經濟與金融部門及政治的 105 個變數，建立一個金融危機訊號門檻值。當指標超過門檻，危機可能發生。信號法預警系統廣泛用於金融危機及脆弱性研究。

**3. 決策樹和機器學習(Decision trees and machine learning)：**近期文獻常用的非參數方法包括，決策樹以及機器學習，如人工神經網路(Artificial Neural Network, ANN)，聚焦在預測準確性。

Davis and Karim (2008)研究發現 Logit 模型預測金融危機效果最佳，優於二項式樹(Binomial tree)模型。此外，考量機器學習方法可能會受到輸入變數的影響，產生偏誤。本專題建立預警指標，將使用 Logit 迴歸方式。

由於金融循環或可提早釋出金融(或銀行)危機發生之訊息，本專題將金融循環當做解釋變數，帶入 Logit 迴歸模型，判斷金融(或銀行)危機事件發生的機率，進而檢視金融循環，能否提前反應如 2008 年全球金融危機的出現。若實證結果發現金融循環可提早預知金融(或銀行)危機爆發，將有助央行超前部署，實施總體審慎政策，避免經濟出現硬著陸的不良後果。

#### **肆、實證結果**

全球經濟金融日益緊密結合之下，雖然各國經濟基本面不同，但是信用及資產價格循環逐漸同步。台灣為小型開放經濟體，全球金融循環很容易會透過貿易與金融管道直接或間接影響台灣，故本計畫也討論台灣與全球金融循環的相關程度，並藉此了解當國外金融情勢以及台灣金融循環發生變化時，可能面臨的問題。若台灣與全球金融循環高度重疊，當全球金融循環上升，造成金融危機風險升溫，則可考慮採行資本管制措施，隔絕全球金融循環帶來的衝擊。



## 一、資料說明

雖然估測金融循環仍具挑戰性，惟文獻認為信用及房價兩個變數最為關鍵。本專題考慮房價與信用，以及另一個常用於衡量金融循環指標-信用對 GDP 比率。由於前述序列多為非定態，適合以 CF 濾波器消除資料中的長期結構變化影響，再加總循環項部分，合成金融循環。

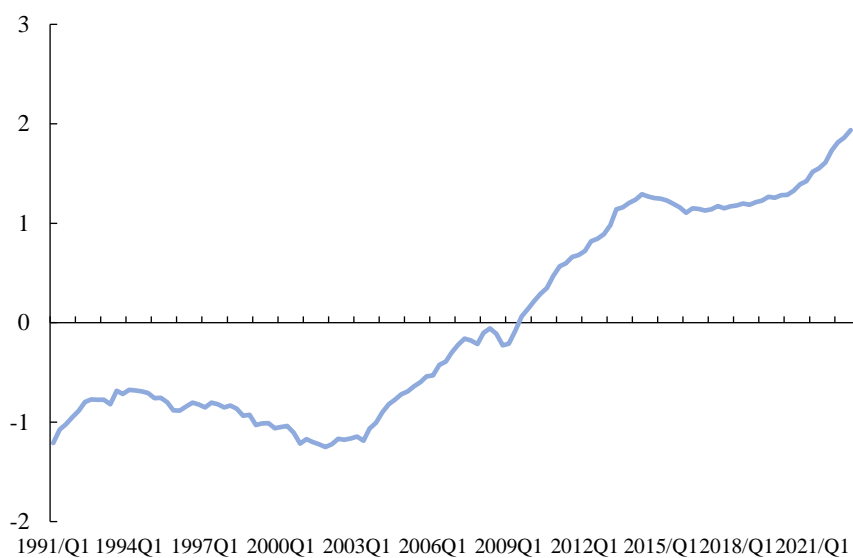
依據 Stremmel (2015) 設定金融變數為名目變數，此外，所有變數均標準化(取對數後，標準化平均值為零，標準差為 1 的序列)，以確保其單位的可比較性。台灣資料起訖期間為 1990Q1~2022Q3，美國資料則是 1990Q1~2022Q1；全球金融循環(global financial cycles, GFC)為 1990Q1~2018Q4，來源說明如下：

- (a) 房價指數：台灣房價指數取自信義房屋；美國為聯邦住宅金融局 (Federal Housing Finance Agency, FHFA) 編製的房價指數。
- (b) 信用及信用對 GDP 比率：以全體貨幣機構放款與投資對象別的對民間部門債權衡量台灣信用現況(排除公部門部分)，而名目 GDP 取自主計總處，經 X12 季調，去除季節性；美國則用 BIS 信用資料庫的私部門銀行信用以及信用對 GDP 比率。
- (c) 全球金融循環：以 Miranda-Agrippino and Rey (2020) 計算的全球因子(global factor)為代表，其建構方式為蒐集 1990 年起，全球主要交易市場的資產、公司債等 858 種資產價格月資料所組成。全球因子可解釋全球風險性資產價格波動相當部分。

(d)景氣循環：資料取自主計總處連鎖法實質 GDP，經 X12 季調，再以 CF 濾波器萃取循環項。

由於信用對 GDP 比率與信用變動原因大致雷同，為節省篇幅，以下分別介紹台美房價與信用趨勢。圖 5 顯示，台灣房價歷經 1995 年台海危機、1996 年總統民選以及 1997 年亞洲金融風暴，房價逐漸修正；2003 年，SARS 爆發，房市連兩季下挫；2006 年又因雙卡風暴蔓延，房屋交易移轉棟數減少，房價微幅下滑；2011 年發生歐債危機，奢侈稅與豪宅稅上路，央行以總體審慎政策調控房市，推出豪宅限貸令；以及 2014 年政府研擬房地合一稅，並於 2016 年實施，房價開始鬆動，2014~2018 年房價出現較大幅度修正；2020 年建築成本升高以及台商回台投資意願增加，推動台灣房價上漲。

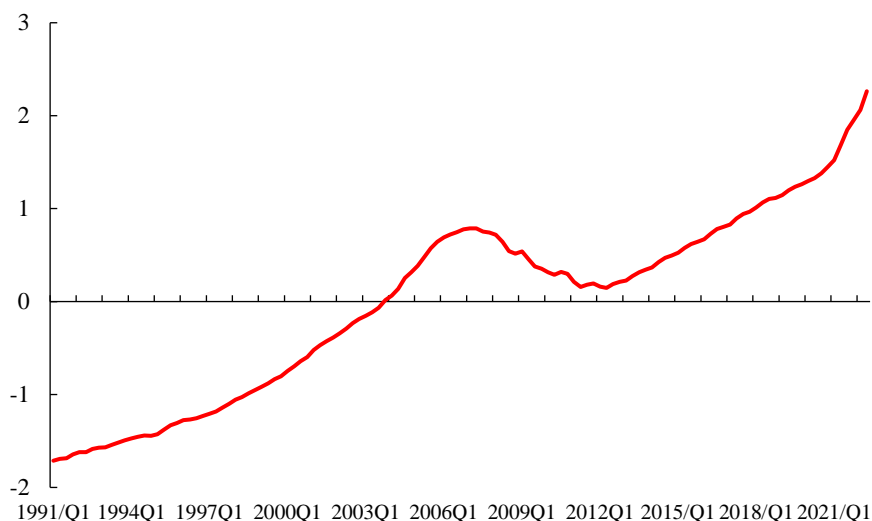
圖5 台灣房價指數走勢



資料來源：信義房屋(指數已標準化)

圖 6 美國房價部分，只有在全球金融危機後，大幅下修，其餘期間並無明顯跌勢。近年則受量化寬鬆貨幣政策與建築成本推升影響以及居家辦公需求增加，加速房價漲勢。

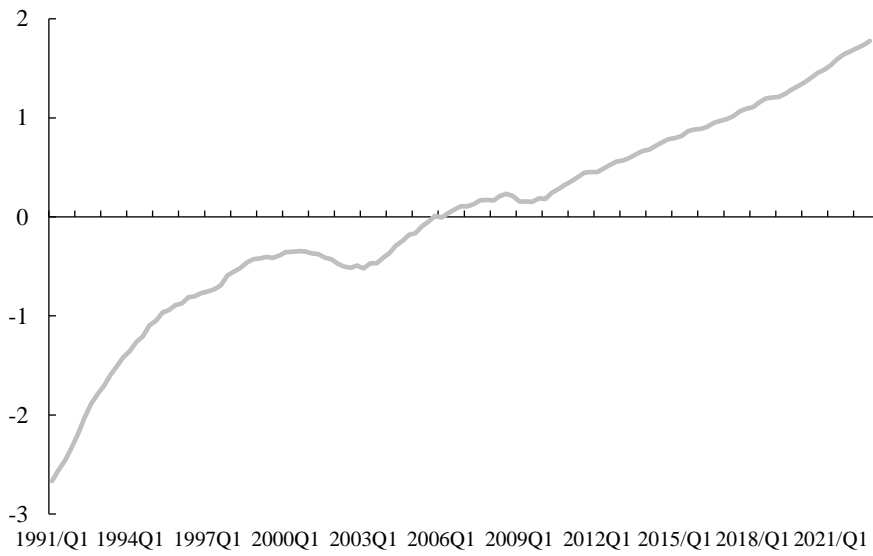
圖6 美國房價指數走勢



資料來源：聯邦住宅金融局(指數已標準化)

至於台灣信用部分，1996 年台灣的銀行逾放比上升，加上亞洲金融危機爆發，信用成長趨緩；921 大地震的發生以及經濟景氣走下坡，1999 年後金融機構對民間放款明顯萎縮；2008 年全球金融風暴肆虐，國內經濟也受到影響，信用成長趨緩；而 2011~2012 歐債危機期間，影響較小，信用成長僅略減緩。

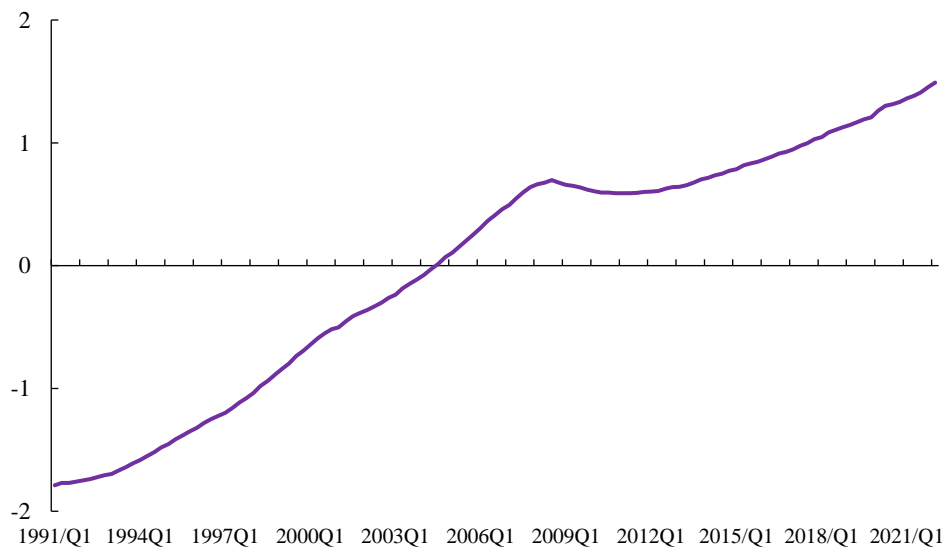
圖7 台灣信用走勢



資料來源：央行(序列已標準化)

美國信用方面，與房價走勢類似，除了全球金融危機期間大幅衰退，其餘期間跌幅不甚明顯。

圖8 美國信用走勢



資料來源：BIS(序列已標準化)

## 二、金融循環估測

研究指出亞洲經濟體景氣循環週期大抵介於3年~6年，而金融循環週期(房價與信用循環)較長，可達8.1年(見表3)。相較於西方工業化國家金融循環週期介於11.8年~21.2年，亞洲經濟體明顯較短。Rand and Tarp (2002)研究了15個發展中國家的短期總體經濟波動特徵，發現景氣循環週期通常比工業化國家短。他們認為，主要係因為發展中國家短期產出波動受工業化國家的經濟金融外溢衝擊影響。

台灣景氣循環跟其他主要亞洲國家一樣，偏短。Cheng and Chen (2021)以MSTSM估測台灣景氣循環週期為3.27~3.46年，而美國約莫8.7年，英國更長達13年左右；房價循環如同香港，遠低於西方經濟體，信用亦同；美國房價與信用循環則約在12年，大於景氣循環的8.7年。

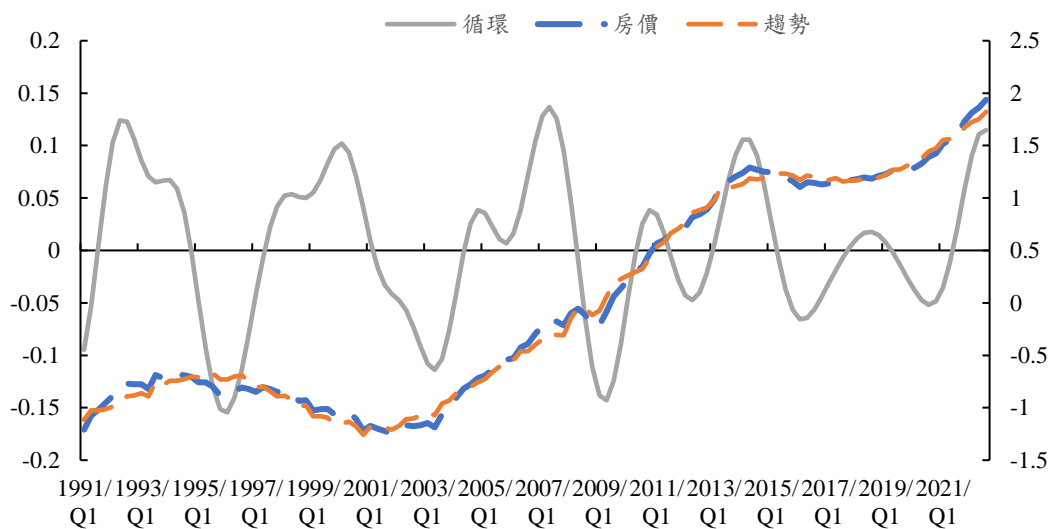
表3 主要經濟體景氣及金融循環週期

經濟體	循環週期(年)		
	GDP	房價	信用
香港	4.7	8.1	-
馬來西亞	3.5	-	7.8
菲律賓	4.4	-	-
泰國	5.9	-	-
台灣	3.27~3.46	5.80~7.03	6.28~6.75
美國	8.7	12.1	11.8
英國	13.5	15.8	16.5
西班牙	4.12	21.2	14.0

資料來源：Pontines (2017), Drehmann et al. (2012), Schuler et al. (2015), Cheng and Chen (2021), and Runstler and Vlekke (2018).

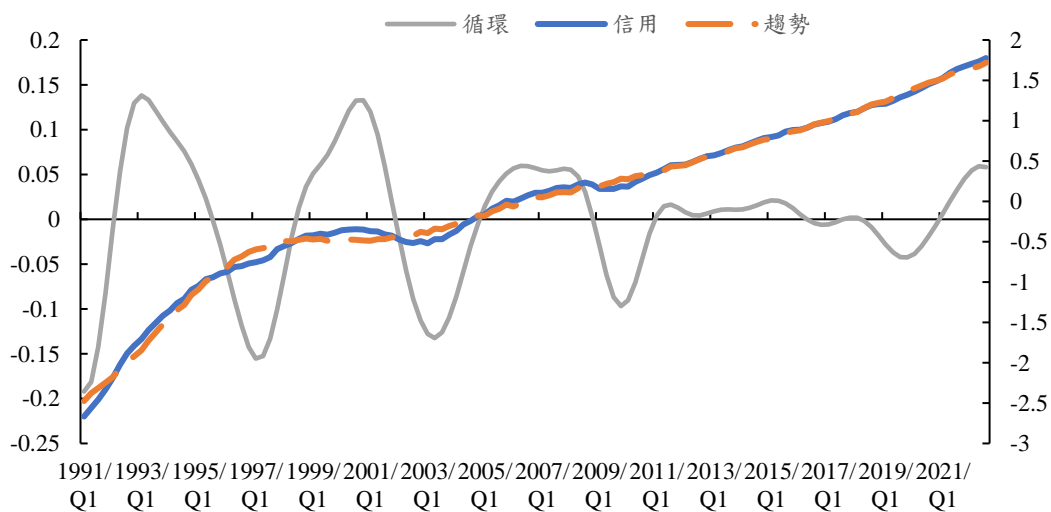
本節依據 Chen and Cheng (2021)等研究發現，設定 CF 濾波器參數，分離台美房價、信用與信用對 GDP 比率趨勢與循環。台灣與美國的 CF 濾波週期分別設定 8 到 32 季與 32 到 60 季。圖 9~圖 14 為台灣與美國房價、信用與信用對 GDP 比率循環週期估計結果。

圖 9 台灣房價循環與趨勢



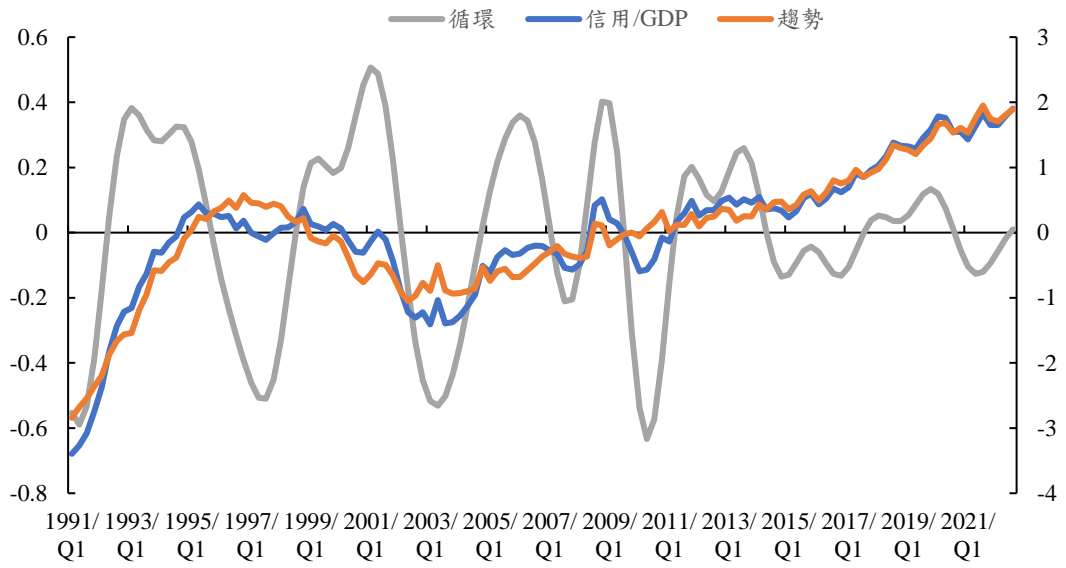
資料來源：自行計算

圖 10 台灣信用循環與趨勢



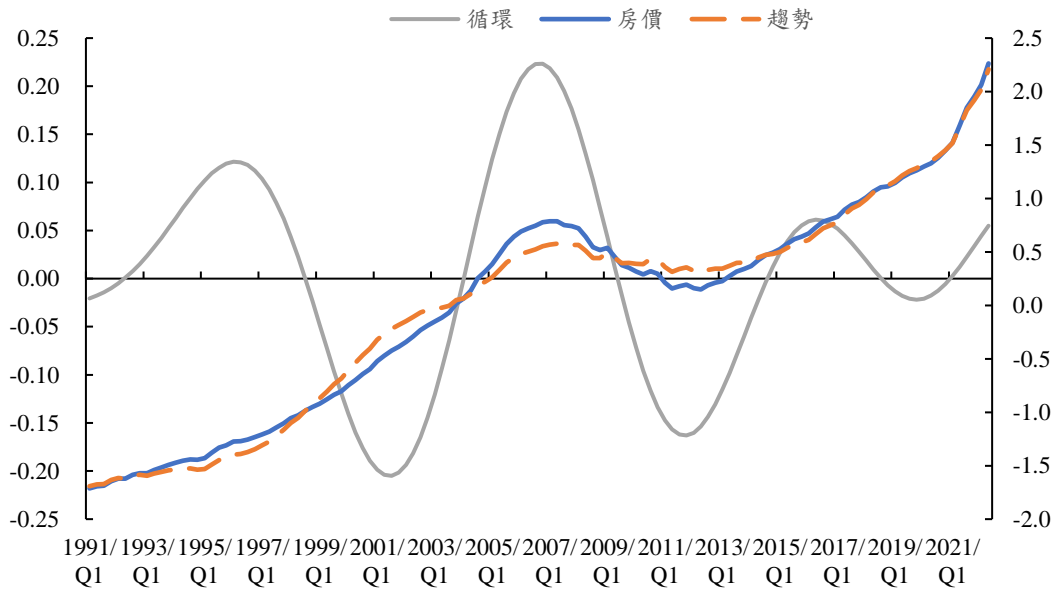
資料來源：自行計算

圖 11 台灣信用對 GDP 比率循環與趨勢



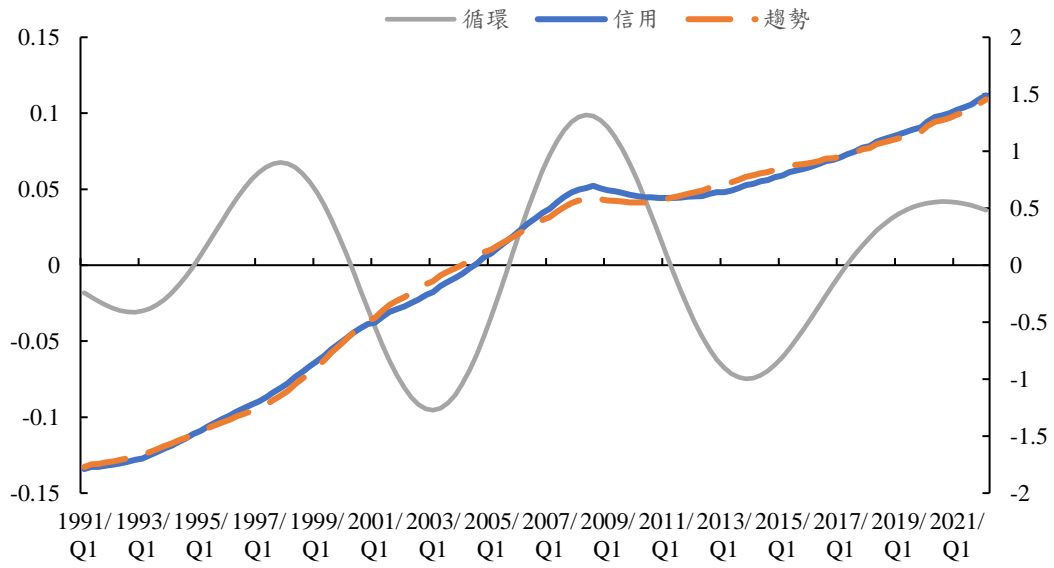
資料來源：自行計算

圖 12 美國房價循環與趨勢



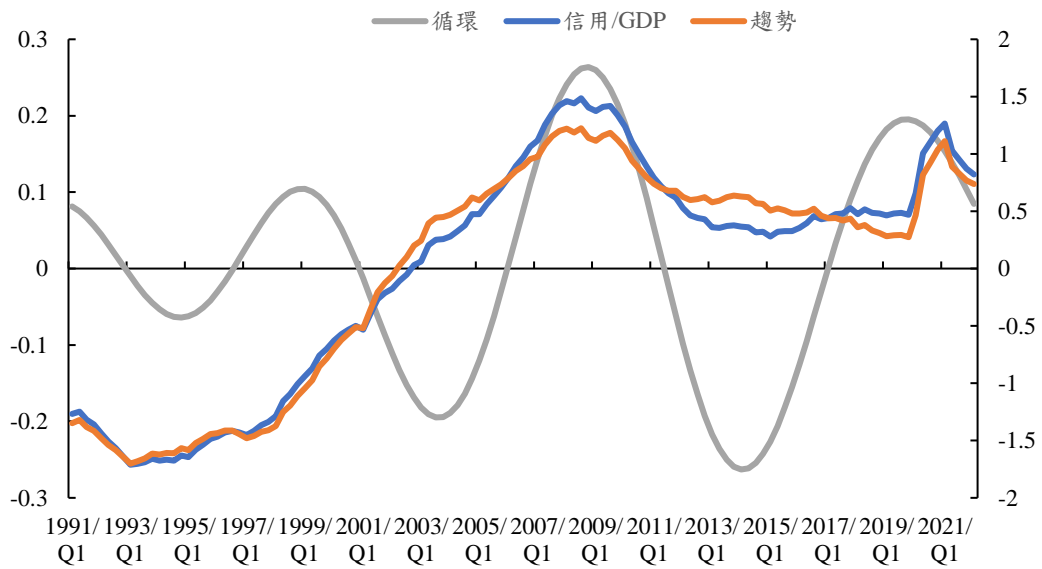
資料來源：自行計算

圖 13 美國信用循環與趨勢



資料來源：自行計算

圖 14 美國信用對 GDP 比率循環與趨勢

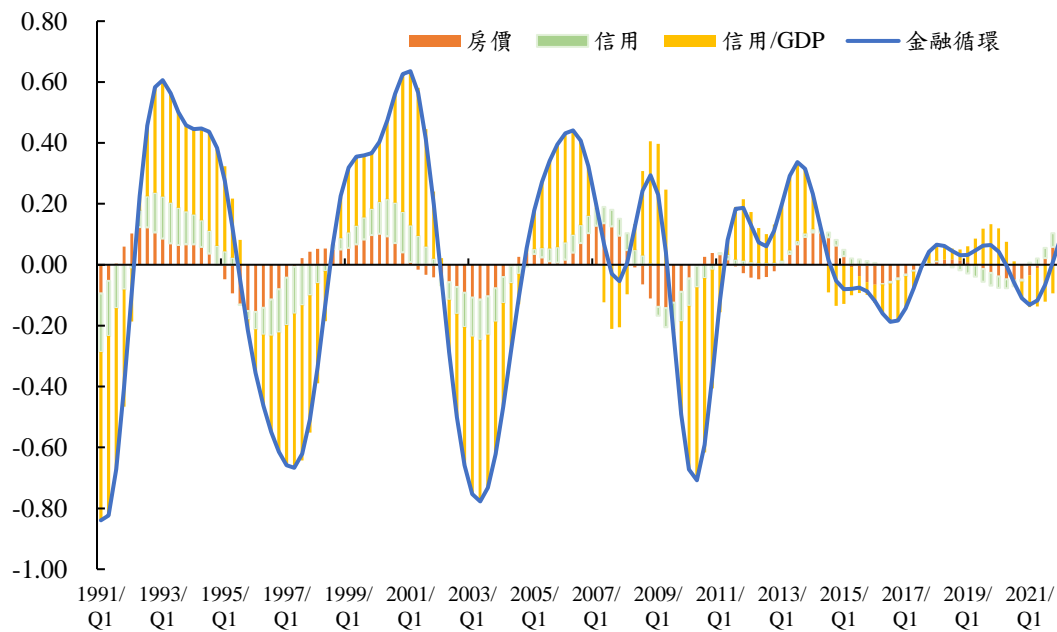


資料來源：自行計算



在加總各循環後，圖 15 可發現 2006 年之前，台灣金融循環主要以信用變數為主，信用及信用對 GDP 比率占金融循環的比重超過一半，並引發諸如本土金融風暴、雙卡風暴。2009 年之後，整體信用循環趨於平穩，波動幅度不如之前。此外，房價循環有早於信用循環的跡象，在信用上升/下降之前，房價多已反應。近年全球肺炎疫情肆虐，遠距商機崛起，吸引台商回台投資，推升信用需求及房價，台灣金融循環進入上行階段，惟升幅仍小。

圖 15 台灣金融循環趨勢

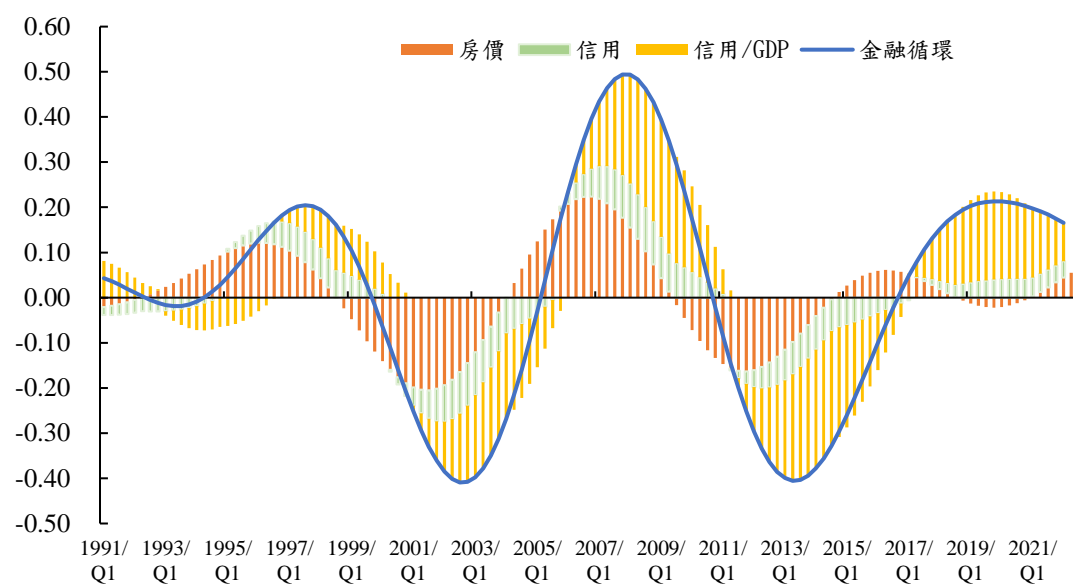


資料來源：自行計算

圖 16 顯示，一直以來房價對於美國金融循環舉足輕重，符合先進國家房價影響經濟金融深遠的發現。此外，在金融循環上升初期，房價循環先於信用上漲；反之，在金融循環高峰往谷底，房價亦領先信用進入緊縮。近期受量化寬鬆貨幣政策，以及居家辦公使房屋需求

大增影響，推升信用與房價循環動能，也使信用對 GDP 比率偏離長期趨勢。

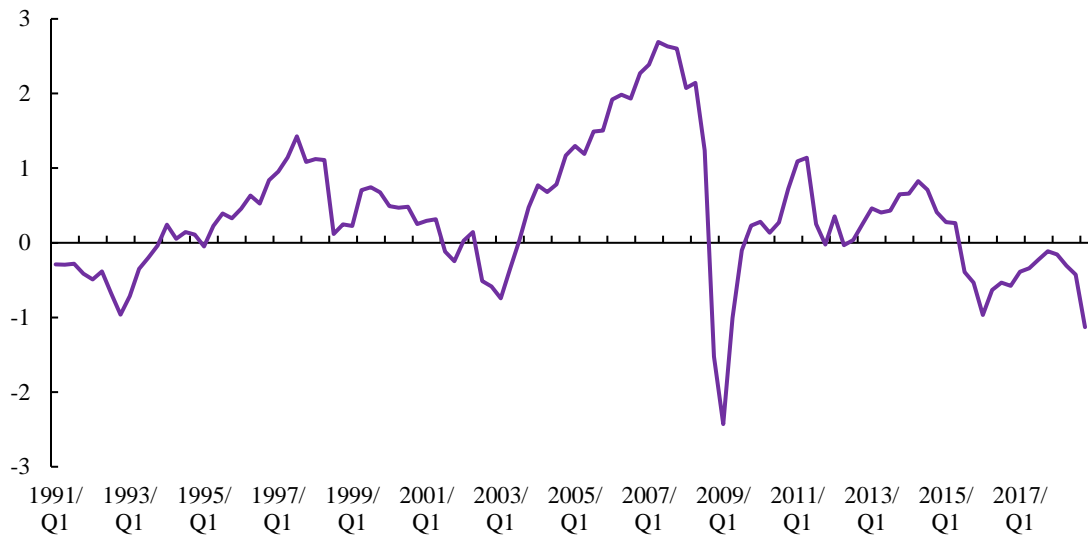
圖 16 美國金融循環趨勢



資料來源：自行計算

圖 17 全球金融循環方面，受到全球重要經濟金融事件衝擊，例如亞洲金融風暴、全球金融危機以及歐債危機影響，跌幅較深；此外，2008 年後全球投資不足，經濟陷入低通膨、低利率之長期停滯(secular stagnation)，壓抑金融商品價格，全球金融循環出現明顯向下趨勢。

圖 17 全球金融循環趨勢



資料來源：Miranda-Agrippino et al. (2020)

### 三、循環峰谷、振幅、存續時間以及同步性

圖 18~圖 21 為 Harding and Pagan (2002, 2006)方法認定的台灣房價、信用、信用對 GDP 比率以及金融循環之高峰及谷底，金融循環的高點與低點大致為前 3 者峰谷重疊處所組成；圖 22~圖 25 美國金融循環亦是類似情形，但台灣金融循環相對破碎，週期較短。

圖 18 台灣房價循環高峰與谷底

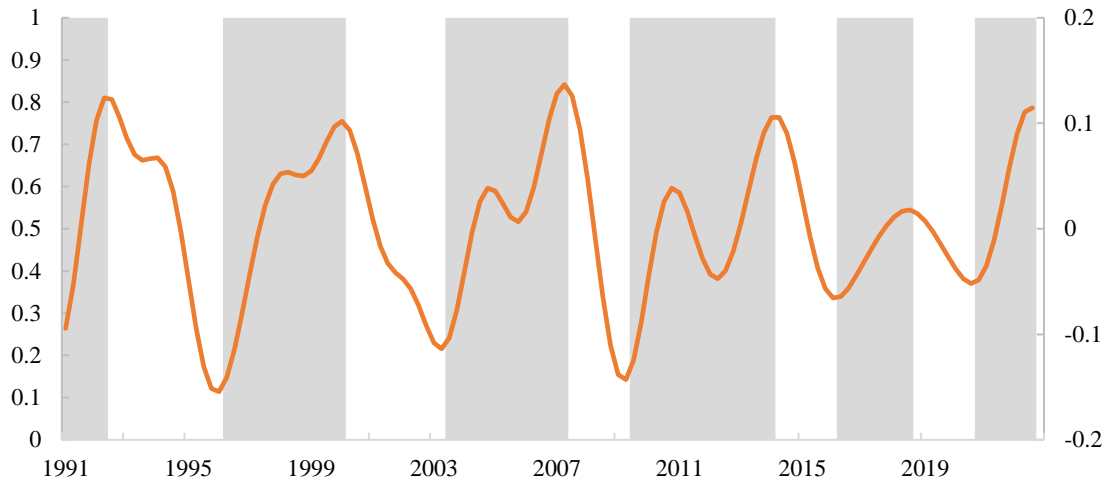


圖 19 台灣信用循環高峰與谷底



圖 20 台灣信用對 GDP 比率循環高峰與谷底

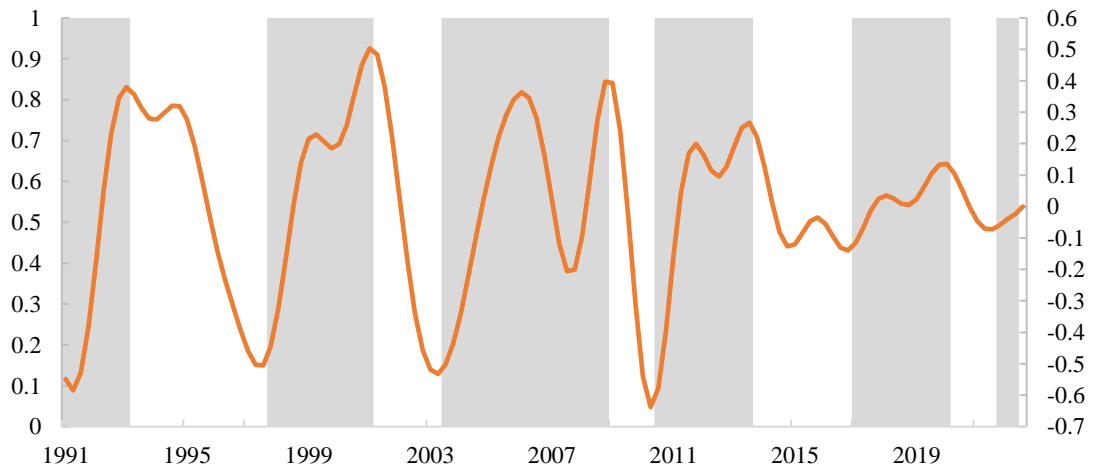


圖 21 台灣金融循環高峰與谷底

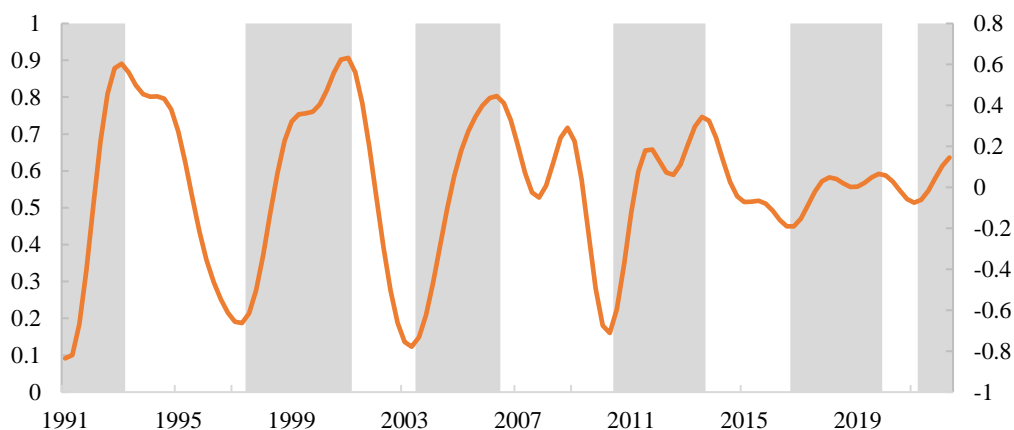


圖 22 美國房價循環高峰與谷底

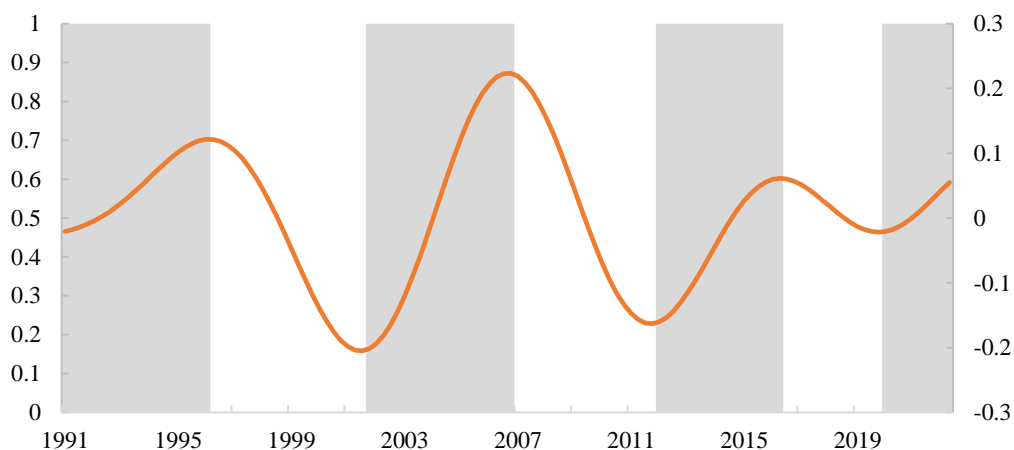


圖 23 美國信用循環高峰與谷底

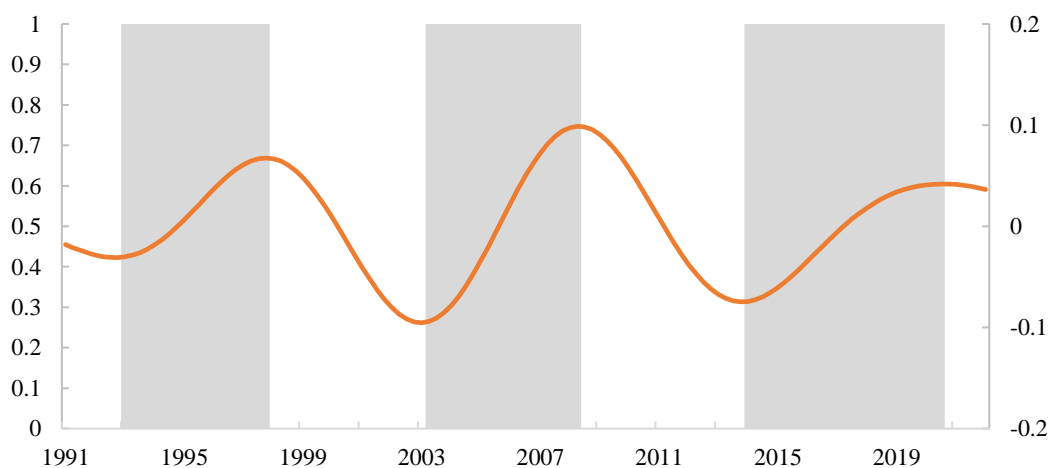


圖 24 美國信用對 GDP 比率循環高峰與谷底

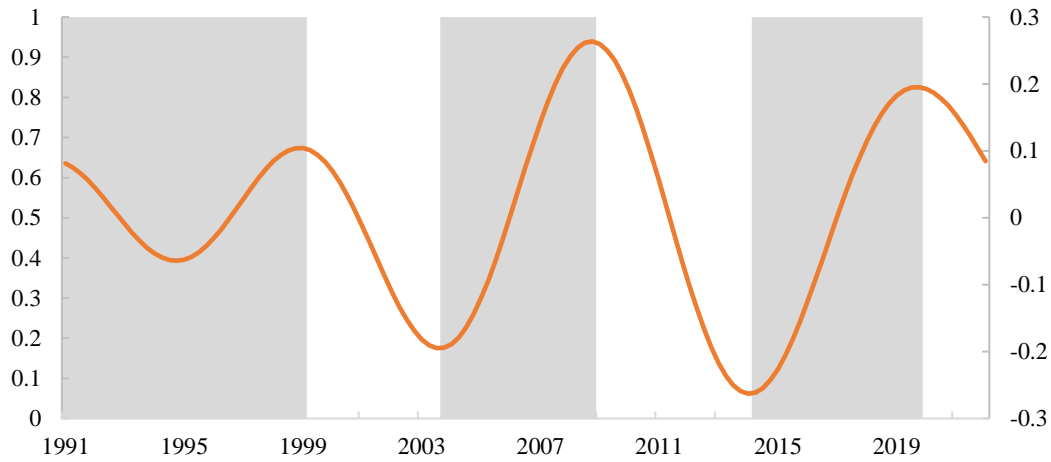


圖 25 美國金融循環高峰與谷底

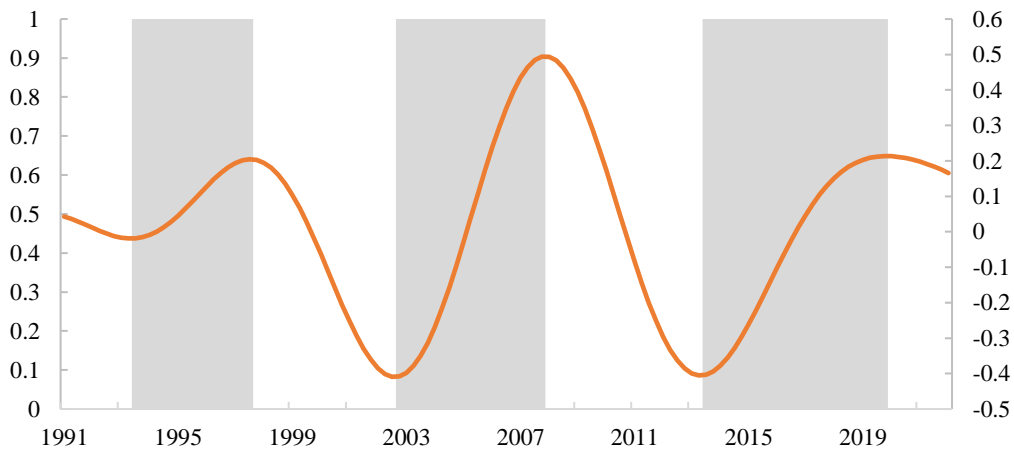


表 4 列出各循環擴張與緊縮階段的振幅與存續時間，台灣金融循環週期(擴張與收縮平均存續時間分別達 13.2、11.8 季)比景氣循環更長(擴張與收縮階段分別為 6.8、6.1 季)，且擴張階段的振幅與存續時間均較緊縮階段為大；而美國金融循環擴張與收縮階段存續時間不相上下，且與台灣相反，金融循環衰退幅度大於擴張；GFC 則展現出不對稱，緊縮時期長於擴張時期，振幅亦同，可能係因 GFC 下行多發生於全球重大經濟事件時，跌幅較深且久。

表4 各循環擴張與緊縮的振幅、存續時間

	振幅(%)	存續時間(季)
台灣金融循環		
擴張期	95.8	13.2
緊縮期	90.2	11.8
台灣景氣循環		
擴張期	2.1	6.8
緊縮期	2.0	6.1
美國金融循環		
擴張期	58.2	21.3
緊縮期	75.7	21.0
全球金融循環(GFC)		
擴張期	2.9	13
緊縮期	3.5	16

資料來源：自行整理

表 5 為 1991 年~2022 年各循環相關係數，台灣金融循環與全球金融循環呈現微弱正相關，其中，房價與全球金融循環之間的相關度最高且達統計顯著。台灣加入 WTO 後，金融開放度提高，更易受全球經濟金融情勢影響。表 6 顯示，2001 年~2022 年台灣金融相關循環與美國以及全球金融循環更加連動，且部分達統計顯著。其中，房價與信用循環更進一步與美國及全球金融體系融合一體。

上述結果隱含，若採取與全球同步的總體審慎政策，台灣金融穩定或可從中受益。另一方面，信用對 GDP 比率與美國金融循環正相

關大幅提升，但未達統計顯著；並與景氣循環呈現負相關，代表經濟熱絡將和緩其偏離長期趨勢。

表 5 1991 年~2022 年相關係數

	台灣景氣循環	GFC	美國金融循環
台灣金融循環	0.10 (0.10)	0.04 (0.10)	0.01 (0.09)
信用	0.29*** (0.09)	0.07 (0.10)	0.014 (0.09)
房價	0.64*** (0.07)	0.37*** (0.09)	0.05 (0.09)
信用對 GDP 比率	-0.10 (0.10)	-0.06 (0.10)	-0.003 (0.09)

註：括弧內代表標準誤；\*\*\*, \*\*, \* 在 1%, 5%, 10% 顯著水準拒絕虛無假設。

資料來源：自行整理

表 6 2001 年~2022 年相關係數

	台灣景氣循環	GFC	美國金融循環
台灣金融循環	0.01↓ (0.12)	0.22*↑ (0.12)	0.18*↑ (0.11)
信用	0.19↓ (0.12)	0.36***↑ (0.11)	0.24**↑ (0.11)
房價	0.69***↑ (0.09)	0.70***↑ (0.09)	0.14↑ (0.10)
信用對 GDP 比率	-0.23** (0.12)	0.03 (0.12)	0.13↑ (0.10)

註：括弧內代表標準誤；\*\*\*, \*\*, \* 在 1%, 5%, 10% 顯著水準拒絕虛無假設；↑↓箭頭係與表 5 對應數值比較。

資料來源：自行整理



表 7 為 1991 年~2022 年台灣金融、信用、房價與信用對 GDP 比率循環與各循環的協調指數，其中，以台灣房價循環與景氣循環的指數最高，達 0.65，即房價循環約 65%時間與景氣循環處於同階段，此結果與相關係數分析一致；而金融循環與景氣循環約 43%時間處於相同階段，金融與景氣循環的互動可能增強彼此外溢效應。

文獻發現由於消費在 GDP 占比高，信用擴張可能會促進消費，提高產出，信用往往與景氣更加同步，但台灣並未發現該現象，可能是因房地產受到景氣波動影響大，而信用除了會拉動投資，亦會增加進口引申需求，抵消對 GDP 的正面效益，降低其與景氣的同步性。

另將研究樣本期間起始點改為 2001 年，分析台灣入會 WTO 的影響。表 8，在 2001 年之後，台灣信用及房價循環與景氣循環同步性降低，取而代之的是與全球及美國金融循環腳步更加一致，凸顯出台灣的全球金融一體化程度提升。由於 Miranda-Agrippino et al. (2020) 建構的 GFC 指標，包括公司債券等資產價格，台灣房價循環與 GFC 之間的同步性尤其明顯。金融循環亦有類似趨勢，與美國金融循環步調相同時間，從 39%升至 56%。Einarsson et al.(2016)針對冰島的研究發現，冰島金融循環受到美國金融循環的外溢效應影響，兩者循環峰谷經常重合，且在 1875~2013 年約 75%的時間，位於一樣循環階段。

此外，信用膨脹及房價上漲之際，信用對 GDP 比率不一定上升，還牽涉到經濟基本面，若經濟成長速度高於信用擴張，則信用對 GDP 比率將不易偏離長期趨勢。2001 年後台灣信用對 GDP 比率循環與 GFC(以資產價格建構之循環)以及美國金融循環同步性分別降低與提

高。這可能係因美國已成為台灣重要貿易夥伴，台灣 GDP 深受其影響，加以信用與美國金融循環階段趨一致，信用對 GDP 比率循環峰谷與美國金融循環的對應度提升。

表 7 1991 年~2022 年協調指數

	台灣景氣循環	GFC	美國金融循環
台灣金融循環	0.43	0.43	0.39
信用	0.54	0.40	0.30
房價	0.65	0.60	0.46
信用對 GDP 比率	0.44	0.39	0.40

資料來源：自行整理

表 8 2001 年~2022 年協調指數

	台灣景氣循環	GFC	美國金融循環
台灣金融循環	0.36↓	0.36↓	0.56↑
信用	0.51↓	0.55↑	0.40↑
房價	0.57↓	0.69↑	0.53↑
信用對 GDP 比率	0.39↓	0.21↓	0.59↑

註：↑↓箭頭係與表 7 對應數值比較。

資料來源：自行整理

#### 四、金融循環早期預警指標

##### (一)樣本內迴歸

Logit 迴歸可用於解釋二元變數(binary variable)的發生，當危機事件出現，定義 $Y_t = 1$ ，否則 $Y_t = 0$ ，其機率分別為 $p$ 和 $1-p$ ：

$$p = \text{prob}(Y_t = 1) = \frac{e^{f(X)}}{1+e^{f(X)}},$$

$$1 - p = \text{prob}(Y_t = 0) = \frac{1}{1+e^{f(X)}},$$

參考 Stremmel(2015)，危機發生的條件機率定義為 $P(X)$ ，Logit 迴歸可表示如下：

$$P(X) = \ln \left[ \frac{p}{1-p} \right] = \beta_0 + \beta_1 \text{CYCLE}_{i,t-1} + Z_t + \varepsilon_t, \quad i=1,2,3,4。$$

其中，金融危機的條件機率取決於前 1 季金融循環( $\text{CYCLE}_{1,t-1}$ )、信用循環( $\text{CYCLE}_{2,t-1}$ )、房貸循環( $\text{CYCLE}_{3,t-1}$ )或是信用對 GDP 比率循環( $\text{CYCLE}_{4,t-1}$ )，及其他控制因素 $Z_t$ 等解釋變數( $X$ )，包括景氣循環( $\text{GDP.Cycle}_t$ )、VIX 以及 REER。

Logit 模型配適度好壞可由 McFadden's pseudo  $R^2$  判斷。

$$R_{McFadden}^2 = 1 - \frac{\log L_c}{\log L_{null}},$$

其中， $L_c$ 為模型最大概似函數值， $L_{null}$ 代表模型只有截距項為解釋變數的最大概似函數值。

黃朝熙、黃裕烈、黃淑君、謝依珊、楊茜文(2014)指出 2007 年前台灣出現兩次金融風暴，包括台灣本土金融風暴(1998Q2~2001Q4)、

雙卡風暴(2005Q3~2006Q4)。2008年9月15日爆發雷曼兄弟危機事件，2008年10月出現次貸風暴，台灣開始實施存款全額保障措施，李桐豪、江永裕(2009)將其定義為金融危機事件。綜合前述文獻，分別將1998Q2~2001Q4、2005Q3~2006Q4、2008Q3~2008Q4定為金融(銀行)危機事件。

表9 Logit 迴歸，引入總體經濟控制變數，諸如產出循環等，金融循環、房價、信用與信用對GDP比率循環等迴歸係數依然顯著。危機前1季的金融過熱以及房地產繁榮均有助於預測金融(銀行)危機。一些研究發現金融危機發生之前，信用皆有快速成長現象，相較其他變數，信用對GDP比率擴張更有利於幫助預測台灣金融危機，迴歸模型 pseudo  $R^2$  為 0.36，係各循環指標中最高。此外，表9也測試合成金融循環預測的穩健性，不管有沒有考量控制變數，迴歸係數依然達統計顯著。

表9 Logit 模型迴歸

模型	模型 I				模型 II	模型 III	模型 IV
主要變數	金融循環	信用	房價	信用對 GDP 比率	金融循環		
constant	-2.64 (3.18)	-1.30 (4.25)	-4.60* (2.70)	-4.42 (3.14)	-5.63*** (1.21)	-4.74*** (1.04)	-2.34*** (0.41)
CYCLE <sub>1,t-1</sub>	7.07*** (1.79)	27.97*** (8.88)			6.25*** (1.49)	5.99*** (1.41)	5.19*** (1.21)
CYCLE <sub>2,t-1</sub>		0.11** (0.05)					
CYCLE <sub>3,t-1</sub>			17.10*** (4.21)				
CYCLE <sub>4,t-1</sub>				8.33*** (2.12)			
VIX <sub>t</sub>	0.14*** (0.05)		0.11*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.15*** (0.05)	0.11*** (0.04)	
GDP.Cycle <sub>t</sub>	68.08 (34.64)	0.95 (32.00)	-26.88 (36.08)	123.20** (41.05)	64.14* (34.82)		
REER	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.03)	0.004 (0.02)	-0.01 (0.03)			
McFadden's pseudo R <sup>2</sup>	0.38	0.31	0.18	0.36	0.37	0.34	0.25

註：括弧內為標準誤；\*\*\*, \*\*, 在1%, 5%, 10%顯著水準拒絕虛無假設。

資料來源：自行估計

表 10，為已剔除信用對 GDP 比率循環的合成金融循環(只加總房價及信用循環)，進行 Logit 迴歸。在相同控制變數基礎，pseudo R<sup>2</sup> 均低於表 9 的迴歸結果，信用對 GDP 比率循環指標可提升模型對台灣金融(銀行)危機的預測。

表10 Logit 模型迴歸(金融循環不含信用對 GDP 比率)

	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
constant	-2.25 (3.24)	-4.66*** (1.10)	-4.66*** (0.98)	-1.90*** (0.26)
CYCLE <sub>1,t-1</sub>	16.23*** (3.23)	14.42*** (2.70)	11.75*** (2.18)	9.11*** (1.91)
VIX <sub>t</sub>	0.12*** (0.05)	0.12*** (0.04)	0.13*** (0.04)	
GDP.Cycle <sub>t</sub>	-52.41 (37.94)	-41.83 (33.71)		
REER	-0.02 (0.02)			
McFadden's pseudo R <sup>2</sup>	0.29	0.28	0.26	0.15

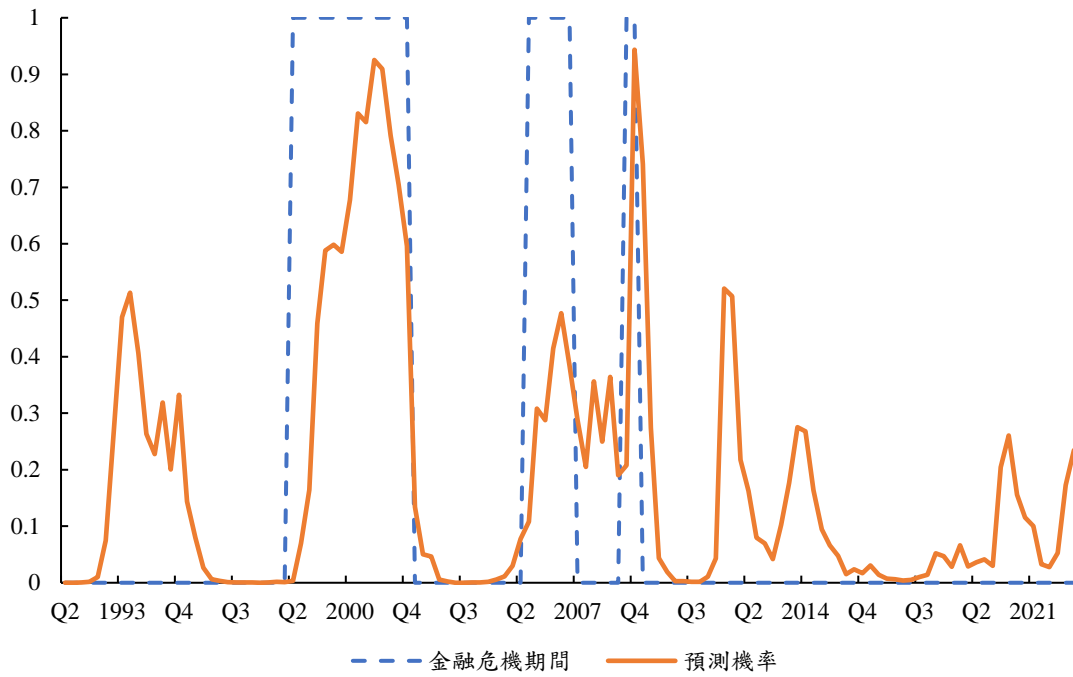
註：括弧內為標準誤；\*\*\*, \*\*, 在1%, 5%, 10%顯著水準拒絕虛無假設。

資料來源：自行估計

圖 26~圖 29 為金融循環、房價、信用與信用對 GDP 比率等循環 Logit 模型樣本內預測，1998Q2~2001Q4、2005Q3~2006Q4、2008Q3~2008Q4 等金融危機事件期間，模型預測危機機率亦跟著上升，在預測機率下降，本土金融風暴與全球金融危機亦漸告終。其中，以信用對 GDP 比率循環最能捕捉 3 次金融(銀行)危機發生轉折點。

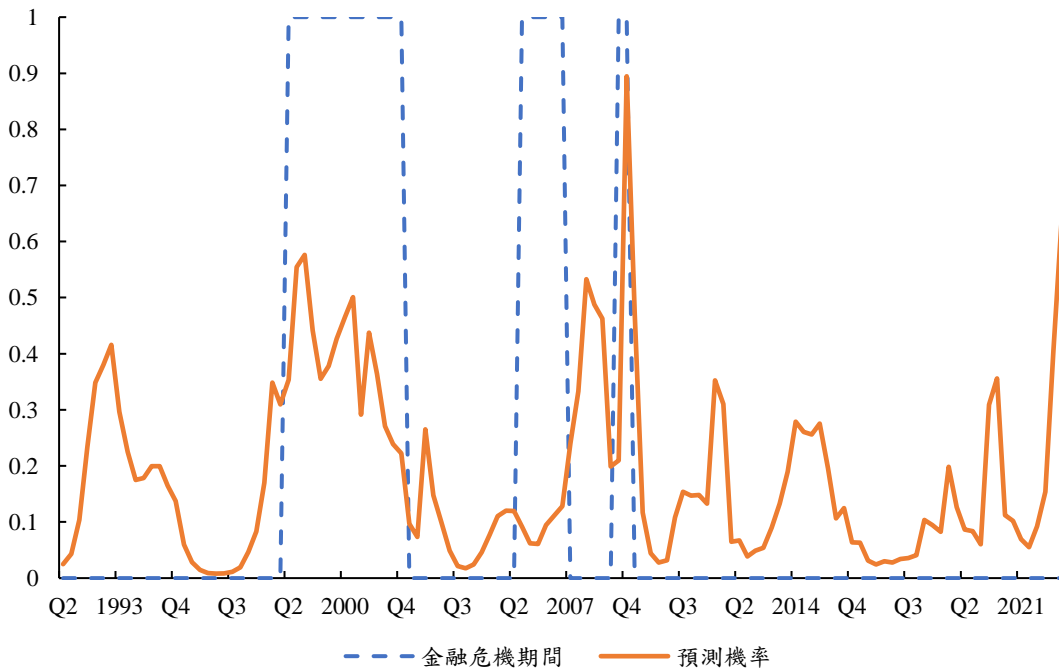
房價循環模型預測近期金融危機的機率上升，連帶使合成金融循環模型的危機預測機率提高，而以過去經驗，台灣爆發金融危機多半與信用過度膨脹偏離基本面較有關，加以，目前信用乖離 GDP 幅度不算太大，合成金融循環模型預測機率上升，不意味一定會產生金融危機，但相關房地產市場及信用風險仍值得警惕。

圖26 金融循環 Logit 模型樣本內預測



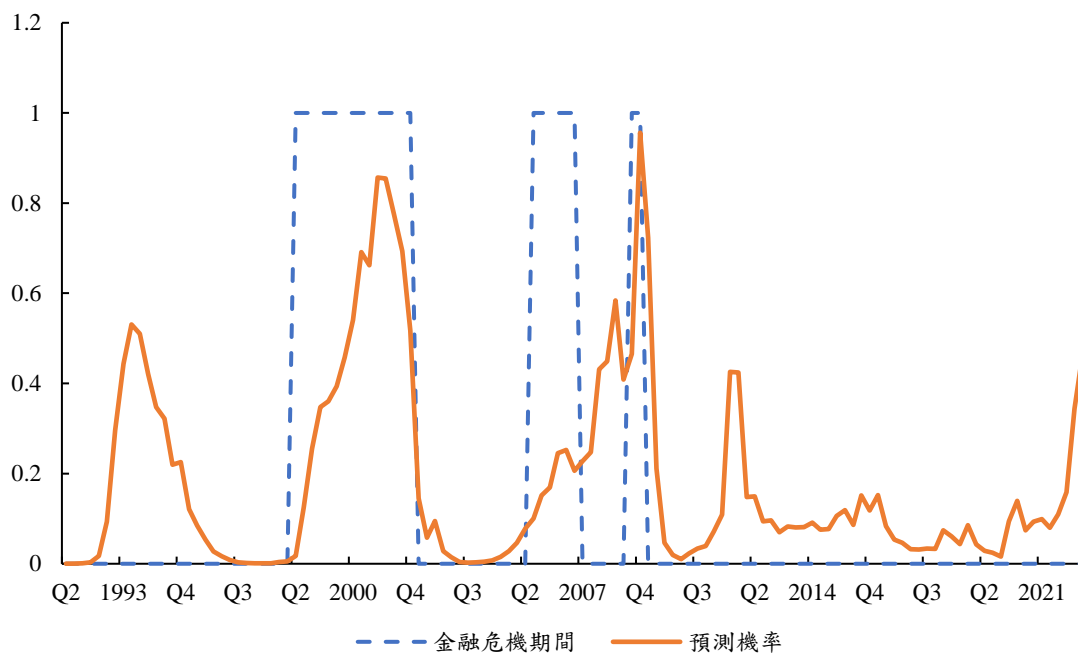
資料來源：自行整理

圖27 房價循環 Logit 模型樣本內預測



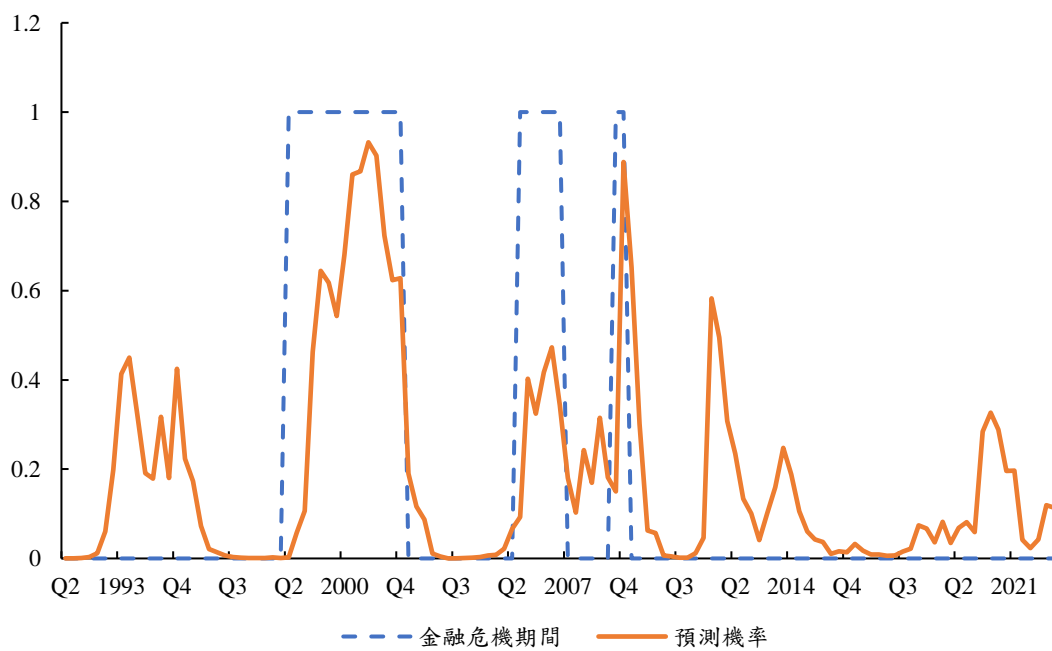
資料來源：自行整理

圖28 信用循環 Logit 模型樣本內預測



資料來源：自行整理

圖29 信用對 GDP 比率循環 Logit 模型樣本內預測



資料來源：自行整理



## (二)樣本外預測

Logit 模型樣本外預測金融(銀行)危機的能力高低，可藉由計算預測值與實際值命中比例來評估。下表將預測情況分為：A 正確預測金融危機發生；B 為誤判惟未發生金融危機；C 是誤判卻發生金融危機；D 代表正確預測未發生金融危機。

真實值 預測值	$Y_t = 1$	$Y_t = 0$
$\hat{Y}_t = 1$	A (正確預測)	B (誤判，未發生金融危機)
$\hat{Y}_t = 0$	C (誤判，發生金融危機)	D (正確預測未發生金融危機)

在所有金融危機樣本之中，被正確地判斷之比率，定義為 TPR。

$$TPR = \frac{A}{A+C},$$

而在所有未發生金融危機樣本中，誤判為假警報，稱為 FPR。

$$FPR = \frac{B}{B+D},$$

若模型預期危機將至，但未發生(B 情況)，為型 I 錯誤(Type I error)；或預期危機未發生，但實際上發生(C 情況)，則是型 II 錯誤(Type II error)。良好之金融危機預警模型除須能正確地預測危機出現時點，且亦須減少假警報的發布，以提供決策者有效資訊，俾益及時採取因應措施。

此時，可依照 Bush et al. (2014)，使用接收者操作特徵曲線(Area Under the Receiver Operating Characteristic, AUROC)，評估金融循環預測的正確性。AUROC 分析已被用於醫學等領域中，最近在機器學習

(machine learning) 與資料探勘 (data mining) 也廣泛應用。更多文獻可參見 Drehmann and Tsatsaronis (2014)、Giese et al.(2014)。

操作特徵曲線(ROC)將 1-FPR 當做 X 軸(介於 1~0)，正確判斷 TPR 機率定義為 Y 軸(介於 0~1)，AUC (Area Under The Curve)則為 ROC 曲線下方的面積。給定所有可能的門檻值(threshold)，當模型預測機率高於門檻值，分類為危機事件發生，並測量 ROC 曲線下方面積(AUROC)，從中找出最適門檻值。AUROC 值介於 0~1 之間：AUROC =1，為完美分類； $0.5 < \text{AUROC} < 1$ ，預測優於隨機猜測；AUROC =0.5，與隨機猜測無異。AUROC < 0.5，劣於隨機猜測。

進一步，也使用二次機率分數 (the quadratic probability score, QPS)、對數機率分數 (the log-probability score, LPS) 評估模型捕捉金融危機的表現。QPS 與 LPS 由以下算式計算。

$$QPS = 2/m \sum_{t=1}^m (f_t - I_t)^2,$$

$$LPS = 1/m \sum_{t=1}^m [(1 - I_t) \log(1 - f_t) + I_t \log(f_t)],$$

其中， $f_t$  對應時點 t 的預測機率， $I_t$  為金融危機虛擬變數。m 樣本外期間的觀測數量。QPS 介於 [0, 1]，而 LPS 則在 [0,  $\infty$ ] 之間，QPS 與 LPS 值越低，預測結果越佳。

樣本外預測目標為 2008 年全球金融危機，因此，樣本內期間為 1991Q1~2007Q4，樣本外期間則為 2008Q1~2022Q2。表 11 顯示，即便危機之前還未有相關資訊，模型仍預測良好，並且使用合成金融循環模型的 ROC 曲線下方面積，達 0.99(見表 11)，接近完美分類，明顯大於信用與房價循環模型(見圖 30)。最適門檻值則為 0.95，一旦合

成金融循環振幅超過門檻，可能發生金融危機。而之所以會有上述現象，可能係因合成金融循環反映信用與房價的共同變動，受兩者市場雜訊影響程度較小。再者，以 AUROC 而言，信用對 GDP 比率循環與合成金融循環模型對金融危機預測力不相上下，顯示信用擴張與房價上漲，若未大幅偏離經濟基本面，似尚不致於埋下未來危機爆發因素。另外，合成金融循環的 QPS 與 LPS 分別為 0.09 與 0.50，接近於零，表現不差。

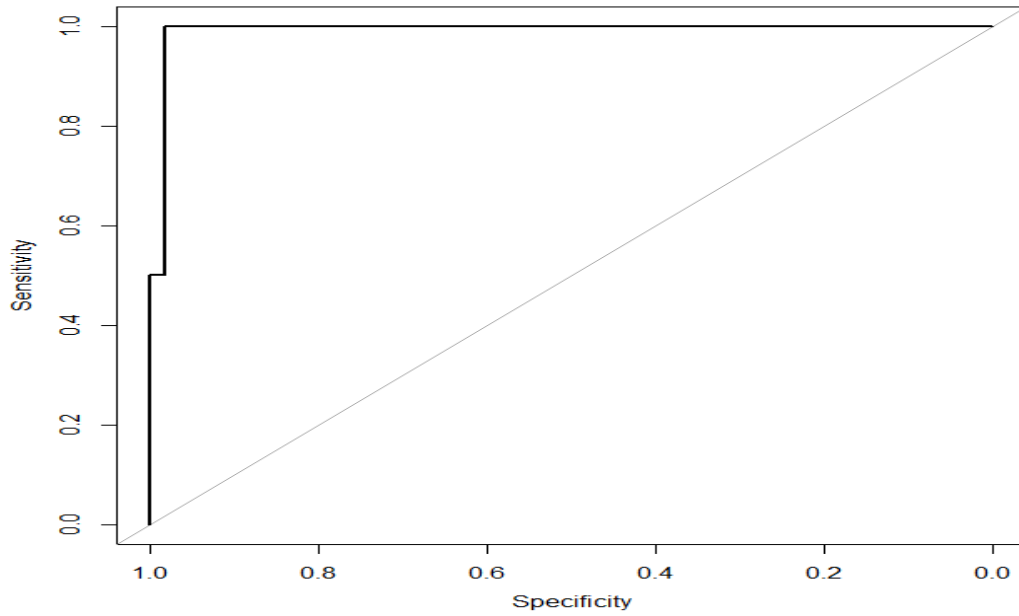
值得注意的是，預警模型係歸納過去金融(銀行)危機的歷史模式，若下一次危機的特徵與歷史觀察到的前幾次非常不同，預警模型可能將不會及時發出警訊。

表 11 各模型樣本外預測表現

模型	AUROC	最適門檻值	QPS	LPS
金融循環	0.99	0.95	0.09	0.50
信用	0.94	1.00	0.15	2.50
房價	0.94	0.36	0.08	0.32
信用對 GDP 比率	0.99	0.91	0.09	0.46

資料來源：自行整理

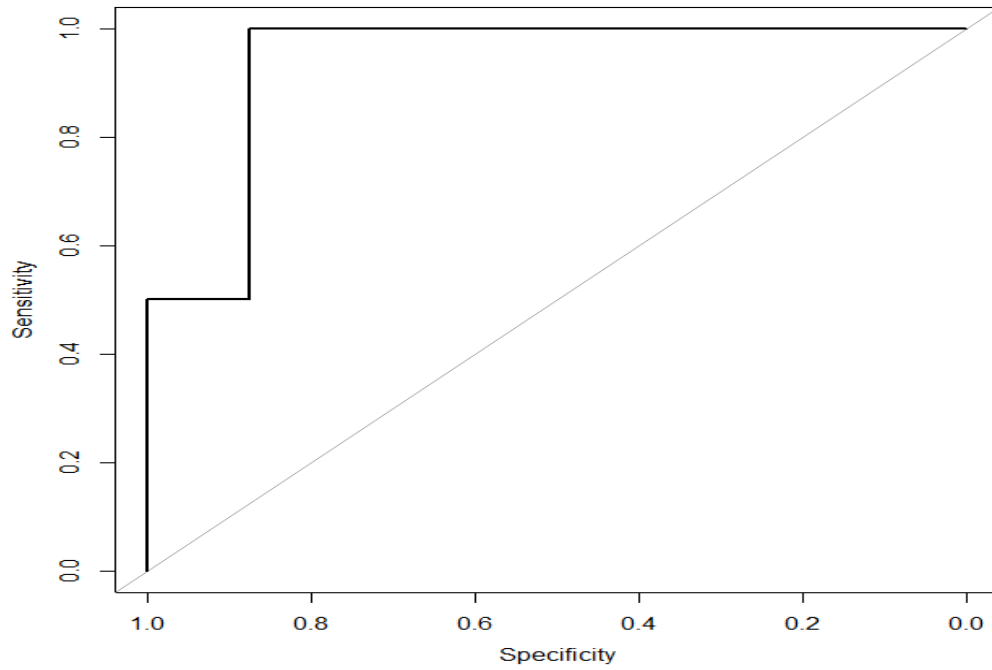
圖30 金融循環預測模型 AUROC



註：specificity 為 1-FPR；sensitivity 為 TPR。

資料來源：自行整理

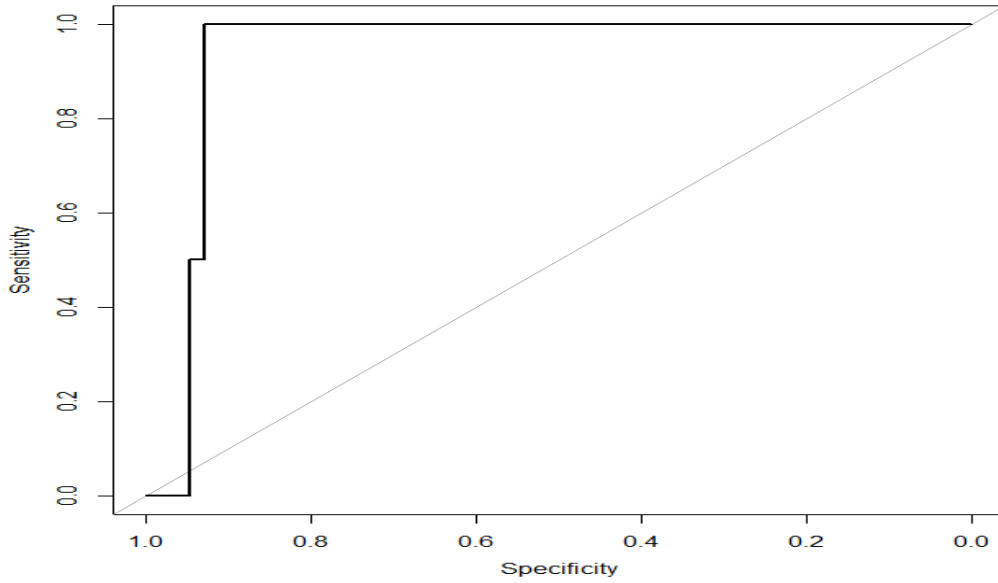
房價循環預測模型 AUROC



註：specificity 為 1-FPR；sensitivity 為 TPR。

資料來源：自行整理

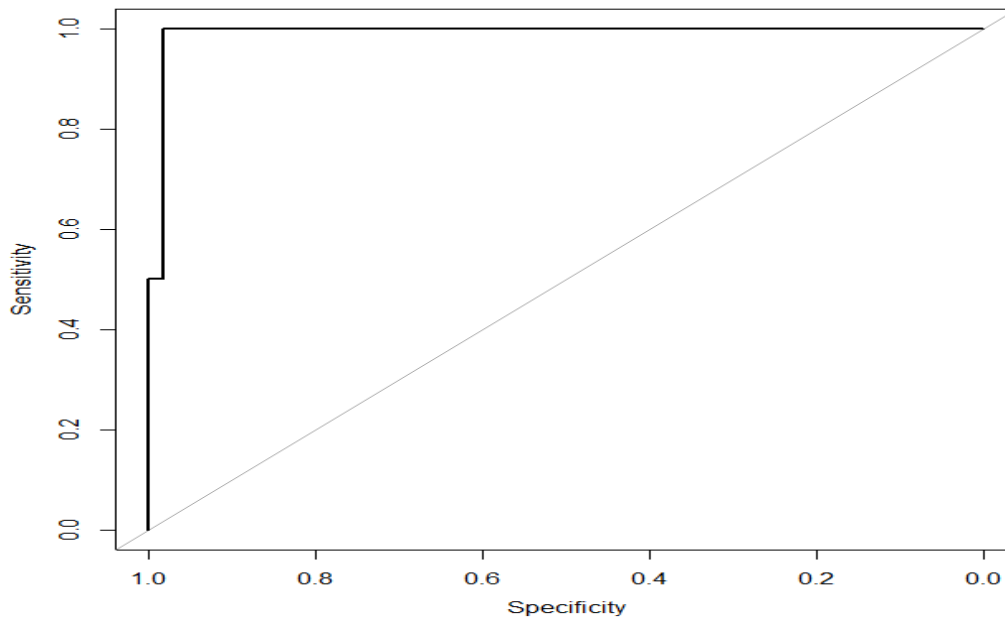
### 信用循環預測模型 AUROC



註：specificity 為 1-FPR；sensitivity 為 TPR。

資料來源：自行整理

### 信用對 GDP 比率循環預測模型 AUROC



註：specificity 為 1-FPR；sensitivity 為 TPR。

資料來源：自行整理

### (三)穩健性檢定

Chen and Svirydzenka (2021)考慮股價變數建構美國金融循環，本節將以股價取代信用對 GDP 比率。由於股價循環週期較短，且短期波動大，為了得到中長期循環組成項，同樣設定 CF 濾波週期為 8 到 32 季。在使用相同解釋變數下，表 12 加入股價，建構的合成金融循環，Logit 迴歸係數多不顯著，且模型 pseudo  $R^2$ 均較表 9 明顯大幅下降。這可能係因台灣股市為淺碟市場，任何短期政治、經濟紛擾皆會影響股價，即使用較低頻過濾，仍易受市場雜訊影響，降低與金融危機的關聯。

許多文獻已發現金融循環對金融危機具預測力的證據，以此角度而言，股價並不適合建構台灣金融循環指標，而此也凸顯各國政經情況不同，金融循環預警指標建置，需因地制宜。

表12 Logit 模型迴歸(以股價取代信用對 GDP 比率建構合成金融循環)

變數名稱	模型1	模型2	模型3
constant	-5.67** (2.66)	-3.52*** (0.76)	-1.54*** (0.23)
CYCLE <sub>1,t-1</sub>	0.69 (0.70)	1.11** (0.53)	0.68 (0.54)
VIX <sub>t</sub>	0.11*** (0.04)	0.10*** (0.03)	
GDP.Cycle <sub>t</sub>	26.10 (39.33)		
REER	0.02 (0.04)		
McFadden's pseudo $R^2$	0.10	0.09	0.10

註：括弧內為標準誤；\*\*\*, \*\*, \*在1%, 5%, 10%顯著水準拒絕虛無假設。

資料來源：自行估計

進一步，使用主成分分析萃取信用、房價與信用對 GDP 比率循環的主成分，合成金融循環，並執行 Logit 迴歸。由於第1主成分對資料變異數貢獻率達71.28%，故捨棄第2、3主成分，達到資料降維及建立合成金融循環之目的。

表13顯示出，合成金融循環的迴歸係數雖然顯著，但 pseudo  $R^2$  均較表9的估計結果為低。在資料變數較少的情況下，直接加總信用、房價與信用對 GDP 比率循環，合成金融循環的方法，略優於主成分分析。

表13 Logit 模型迴歸(主成分建構合成金融循環)

變數名稱	模型1	模型2	模型3
constant	-1.27 (3.27)	-5.04*** (1.07)	-2.16*** (0.37)
CYCLE <sub>1,t-1</sub>	1.73*** (0.45)	1.43*** (0.33)	1.13*** (0.27)
VIX <sub>t</sub>	0.13*** (0.04)	0.13*** (0.04)	
GDP.Cycle <sub>t</sub>	1.42 (33.44)		
REER	-0.04 (0.03)		
McFadden's pseudo $R^2$	0.36	0.33	0.22

註：括弧內為標準誤；\*\*\*, \*\*, \* 在1%, 5%, 10%顯著水準拒絕虛無假設。

資料來源：自行估計

## 伍、金融循環之總體審慎政策

### 一、總體審慎政策

歷史殷鑑不遠，許多金融危機發生在信用與房地產繁榮之後 (Jorda et al., 2014)。總體審慎政策目的旨在加強金融體系韌性與限制脆弱性積累，避免信用與金融市場失序，以及降低金融體系對衝擊的敏感性，包括：

- (1)防止外部因素與市場失靈導致的風險過度累積，以平滑金融循環週期。
- (2)強化金融部門韌性，限制連結傳染之結構風險蔓延。
- (3)監管金融市場，並為市場參與者創造正確的誘因機制。

2008年全球金融危機前，總體審慎政策鮮少被提及，主要係當時金融監理多以個體審慎(microprudential)為主，偏重控管個別金融機構風險，較少考量金融機構之間之共同風險。全球金融危機後，各國開始思考金融機構間之傳染效應，可能引發系統風險，造成金融不穩定。為防範金融危機再次發生，2010年巴塞爾銀行監理委員會發布 Basel III，提出總體審慎政策相關概念及監理工具，因而受到各國的重視。金融危機後，總體審慎政策工具多元化發展，其定義、範疇仍缺乏明確的共識。

以歐盟為例，其總體審慎工具(見表 14)可分為：(1)以資本為基礎的措施；(2)流動性基礎的措施；(3)借款人基礎的措施，以及(4)其他措施。其中，資本要求指令(Capital Requirements Directive IV, CRD IV)、資本要求管制(Capital Requirements Regulation, CRR)等為 ECB 主要使用的總體審慎政策工具。例如，面對週期性風險，ECB 採取平滑



信用週期的總體審慎策略-逆循環資本緩衝 (countercyclical capital buffer, CCyB)，要求在經濟擴張階段，提高資本緩衝，因應信用過度成長帶來的銀行系統風險；反之，在經濟衰退時期，減少資本緩衝。

表14 ECB 總體審慎政策工具

	資本要求指令 (CRD IV)	資本要求管制 (CRR)	其他
資本 基礎措施	1. 逆循環資本緩衝 2. 系統風險緩衝	1. 房貸部門風險與金融 部門內部曝險加權 2. 資本保留緩衝 3. 自有資金水準	1. 槓桿比
流動性 基礎措施		1. 流動性要求 2. 大額曝險限制	1. 存放款比(LTD)上限 2. 對非穩定資金課稅
借款人 基礎措施	全球及其他重要金融 機構之資本緩衝		1. 貸款成數(LTV)上限 2. 貸款所得比(LTI)上限 3. 債務所得比(DTI)上限 4. 債務本息支出對所得比 (DSTI)上限
其他措施		公開揭露要求	利潤要求

資料來源：Inês et al. (2019)

再者，Fed 的主要總體審慎政策工具為逆循環資本緩衝要求，惟相對於歐盟，美國企業借款有很多非銀行金融機構可選擇。全球金融危機後，2013 年 Fed 發布貸款槓桿指導(Guidance on leveraged lending)，要求銀行機構以穩健方式，提供貸款。美國除銀行體系，還存在大型經紀自營商與投資銀行。這些機構不受貸款槓桿指導限制，造成許多金融活動不在監管範圍之內，總體審慎政策工具不像其他國

家具有普遍性的影響力。是故，Fed 仍努力不斷探索總體審慎工具的可能性。另一個可影響美國金融機構的單位為消費者金融保護局 (Consumer Financial Protection Bureau, CFPB)，其係為了因應 2008 年金融弊端所成立，能夠訂定一體適用各金融機構的抵押貸款條件，相對 Fed 的總體審慎政策可能更具影響。

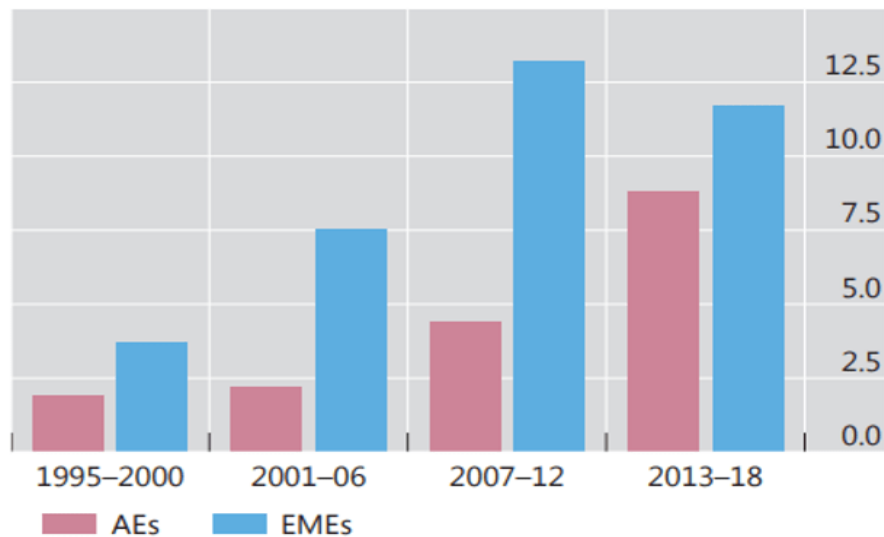
總體審慎政策日漸多樣化，該何時使用，以及瞭解彼此之間關係，與總體審慎政策如何權衡金融體系韌性與信用成長，仍然是重要議題，例如什麼時候要實施 CCyB。此外，總體審慎政策對資產價格影響亦有爭論。Constâncio (2016)認為總體審慎政策針對房地產價格，比其他資產價格合理；Cunliffe (2015)主張總體審慎政策不宜做為控制房價的工具。

此外，各國慣用的總體審慎政策工具也存在著巨大差異(參見 Cerutti et al., 2017, BIS, 2018)。從圖 31 觀察，全球金融危機以來，各國均更常使用總體審慎措施，其中，新興市場因易受外部衝擊的影響，總體審慎政策使用最為頻繁。先進經濟體偏好限制金融機構風險暴露的工具，特別是抵押貸款市場發達的國家，如使用相對較多 LTV 等政策工具，抑制房地產部門脆弱性；新興市場因擔憂大量與不穩定的資本移動及其可能引發的風險，傾向使用管理外匯與流動性的政策工具，例如小型開放經濟體調整美元外匯存底，因應可能的金融動盪，或者頻繁使用存款準備率 (reserve requirement ratios, RR)與限制外幣貸款(limits on foreign currency loans, FC)等政策工具；而發展中國家更多是使用動態貸款損失準備 (time-varying/dynamic loan-loss

provisioning, DP)與本國貨幣貸款限制(limits on domestic currency loans, CG)，且也相對更依賴 RR 與 FC。

圖31 先進經濟體與新興市場國家總體審慎政策使用情形

Increasing use of macroprudential measures over time<sup>1</sup>



<sup>1</sup>The bars show the average number of macroprudential measures per year and per 10 economies in each group of economies  
Source: Bank of International Settlements  
Graph IV.1 (page 64) <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2018e4.pdf>

## 二、總體審慎政策與貨幣政策關係

總體審慎政策目標可能與貨幣政策衝突。若經濟體處於金融擴張、低通膨，央行以寬鬆貨幣政策追求經濟長，可能陷入資產價格飆升的困境，並激發金融部門承擔高風險報酬資產之意願，加速累積金融脆弱性；而應對金融擴張可能之風險，採取限制信用及流動性之緊縮性總體審慎政策，可能導致經濟衰退，並危及物價穩定，抵觸貨幣政策之職責。若假設處於金融緊縮期、通膨上升階段，緊縮性貨幣政策與擴張性總體審慎政策之間相衝突。最後，當金融循環與景氣皆處上升或下行時，貨幣政策目標與總體審慎政策效果互補。由於金融循

環與景氣循環週期屬性差異頗大，加以總體審慎與貨幣政策兩者目標並不同，一起執行恐使效果相互抵消、獨立或互補，取決於金融體系階段與經濟之狀況。

另一方面，利率政策廣泛影響經濟、金融各個層面，以利率管控金融風險，連帶影響整體經濟表現，恐為大而不當之工具。使用貨幣政策逆風干預(leaning against the wind)，導致的成本(如失業)，可能遠超過降低金融危機的好處。而總體審慎政策可針對特定部門執行，降低系統風險以及阻止風險擴散。總體審慎政策或許更適合做為馴服(tame)金融循環與風險的政策。然而，貨幣政策與總體審慎政策效果均透過金融體系(尤其是銀行)傳遞，彼此不易被切割，如何協調，確保物價與金融穩定目標互補，亦相當重要。

多數文獻支持總體審慎政策能有效抑制信用成長，提高金融體系韌性，減輕國內金融循環的不利影響(BIS, 2018; Galati and Moessner, 2018; Poghosyan, 2019)。總體審慎政策補充貨幣與財政政策的不足，成為防範金融風險的第一道防線。但如果金融風險係來自寬鬆財政或貨幣政策造成，總體審慎政策的效力可能有限(IMF, 2013)，需採取反循環的財政與貨幣政策較有效。

### 三、全球金融循環與總體審慎政策

總體審慎政策可針對特定對象實施，就金融循環而言，信用與房價是兩個關鍵變數。金融循環週期較景氣循環長，且振幅較大，使金融監理單位較容易預測與掌控金融危機發生時點。金融循環背後成因複雜，受多重原因推動，可能參雜國內外因素。而台灣與全球金融循

環相關性以及同步性日增，反映出台灣跟各國貿易與金融體系趨於緊密結合，以及受 Fed 貨幣政策的外溢效應影響。鑒此，台灣須有與過去不同的思維與對策，緩和金融循環的副作用。

理論上，浮動匯率的靈活性(flexible)可抵消全球金融循環的影響。然而，Miranda-Agrippino and Rey (2020)的研究顯示，只要資本維持自由流動，即使採取浮動匯率制度，美國貨幣政策仍可引起高度的全球資產價格連動；Einarsson et al.(2016)研究也發現浮動匯率並無法將冰島自全球金融循環隔離，其金融循環仍受到全球因子變動的影響。

由於浮動匯率制度在吸納衝擊效果有限，跨境資本移動可能引發國內金融市場動盪，央行政策勢必得調整。面對全球金融循環日益緊密，Rey 認為傳統的「不可能的三位一體」難題將轉換為「無法調和的二元對立」，只有採取資本移動管理政策，才能降低國外對國內經濟金融的衝擊，維持貨幣政策自主性。換句話說，政策制定者只有兩種選擇，其一管理資本帳，從而保持貨幣政策對國內經濟的影響力，或者開放資本帳，但貨幣政策失去對國內經濟的控制權。

在全球金融循環趨同下，總體審慎政策的重點應該是保護國內金融體系免於受外部衝擊影響，而非企圖改變全球金融循環的驅動力。國內總體審慎政策提高國內金融韌性，可有效地減緩全球金融循環對國內金融穩定的衝擊。此外，總體審慎政策與貨幣政策可分開執行，但仍須考慮彼此間可能的相互作用，及政策之間的協調性(Portes, 2014; Cecchetti. 2018; Richter et al., 2018; Martinez-Miera and Repullo,

2019)。由於各國經濟、金融情勢迥異，政策目標亦不同，總體審慎與貨幣政策如何搭配顯得格外重要，已成為各國棘手的挑戰。

總體審慎政策通常以國內金融市場為目標，很大一部分針對國內信用與房市。全球金融一體化以及區域與全球景氣循環關係密切，房價除了被國內因素影響，也受其他外部因素驅動，如來自資本移動與全球金融狀況的影響。總體審慎政策抑制房價同步性的效果，可能被其他因素抵銷。央行設計政策框架時也須考慮到國內金融循環與全球金融循環外溢效應，以及與之相關的總體經濟聯繫，進而減少不必要的波動。

He et al. (2018)發現影響全球房價同步性的管道，至少有一部分藉由國內金融仲介機構運作，故總體審慎工具只要能影響國內金融機構，仍可減緩國內與國外房價之間的連動。其中，以逆循環資本緩衝最能抑制房價同步性，而以貸款為目標的措施，包括貸款限制等，亦可減少國內房價與全球房價循環的相關性。

面對全球金融循環引起全球資本移動，可能侷限國內貨幣及總體審慎政策效用，Rey(2013)針對「無法調和的二元對立」，提出以下政策選擇：

- (1)針對性的資本移動管制；在某些情況下，資本移動管制措施可能是一種有效的總體審慎工具，取決於國家的具體情況。
- (2)對金融循環來源採取行動，如受主要央行貨幣政策外溢效應影響；
- (3)在全球金融循環的上升期，利用總體審慎政策限制信用成長及財務槓桿；

(4)更嚴格限制金融中介機構的槓桿比率，從結構上遏止風險傳遞。

Rey(2013)主張(1)、(3)與(4)一併使用，實施資本管制、總體審慎政策、嚴格限制金融機構槓桿比率等方式，降低全球金融循環的衝擊。

## 陸、心得與結論

本次專題研究內容包括認定台灣金融循環，計算存續時間及振幅，以及其與景氣循環以及全球金融循環等之同步性。另因金融循環擴張與收縮過程，可能使經濟及金融不穩定風險升溫，引發金融(銀行)危機，金融循環趨勢可能蘊含危機早期訊息，故專題也探討金融循環作為早期預警指標之可能性。

如同最新文獻研究發現，專題研究證實台灣金融循環可早期預警金融(銀行)危機，並且也綜整因應金融循環之相關總體審慎政策，以做為日後央行政策制定的參考依據。截至目前為止，台灣並無金融循環同步性以及建構金融循環早期預警指標的相關文獻，本專題研究為國內首篇。

此行主要於紐約市立大學之紐約市立學院經濟與商業系進行研習，除了進行專題研究之外，並參加相關研討會，且與紐約聯邦準備銀行經濟學家與高盛投資銀行高級分析師交流意見，成果豐碩。

本專題研究主要結論如下：

(一)台灣金融循環擴張幅度及存續時間大於緊縮階段，且與景氣循環約40%的比例位於同階段

金融循環無法被觀察到，如何衡量金融循環仍十分具挑戰性，

相關理論模型付諸闕如，且無單一的金融變數可描述。儘管如此，文獻已有共識，信用與資產價格在金融循環的角色舉足輕重。

台灣金融循環主要由信用擴張推動，此與美國等先進國家房價對金融循環影響力大的發現不同。台灣金融循環擴張與收縮階段存續時間分別約為13.2、11.8季，比景氣循環的6.8、6.1季更長，且金融循環擴張與收縮之振幅不對稱性較大；而美國金融循環擴張與緊縮週期差不多，惟緊縮階段振幅大於擴張階段；另因重大經濟事件使全球資產價格跌深，全球金融循環緊縮持續時間略大於擴張時期。

1991~2022年台灣房價與景氣循環的協調指數為0.65(指數越高，高峰谷底對應性越強，同步性越高)，高於與其他循環的協調指數。此外，金融循環與景氣循環約有40%時間處在同一階段，金融循環與景氣循環的互動可能增強彼此外溢效應，而金融循環與總體經濟情勢不一致，代表資產價值偏離基本面，也可能引發大規模資產泡沫破裂危機。

## (二)2001年之後，台灣房價與信用等循環與全球金融循環趨同

台灣係典型的小型開放經濟體，且金融市場高度開放，總體經濟與金融市場可能受全球金融情勢影響，無法置身事外。研究影響台灣金融循環因素時，除了國內總體變數與貨幣政策之外，勢必得觀察美國與全球金融循環現況。

台灣自2002年加入WTO後，對外開放程度日增，更加融入全球金融體系，信用、房價與信用對GDP比率等循環以及合成金融循環(各循環加總)與美國金融循環更趨一致，不論同步性或是相



關性均提升，且信用、房價循環與全球金融循環同步性增強，特別是房價方面。

長久以來，信用主導台灣金融循環，並導致本土金融風暴、雙卡風暴等事件出現，隨後，信用循環趨於平穩，波動幅度不若先前。此外，房價循環普遍領先於信用循環，提早出現上升或下降趨勢。近年肺炎疫情肆虐及美中貿易衝突，增加台商回台投資意願，推升信用及房屋需求，金融循環進入上行週期，惟升幅有限。

### (三)金融循環可做為早期預警指標，有助預測金融(銀行)危機

金融危機往往帶來巨大經濟損失，透過金融循環預測金融危機與提前準備，為預防與因應危機必要之課題。實證結果發現金融循環對於1998 Q2~2001 Q4 本土金融風暴、2005 Q3~2006 Q4 雙卡風暴、2008 Q3~2008 Q4 全球金融危機等金融(銀行)危機事件，預測能力佳，可作為危機的預警指標。

就個別單一循環指標而言，相較於房價與信用循環，信用對GDP比率循環提供最好的示警訊號。此外，合成金融循環反映信用與房價的共同趨勢，受兩者市場雜訊影響程度較小，接受者操作特徵曲線以下面積明顯高於房價或信用的單一指標模型。

然而，要能準確預測未來危機爆發仍非常困難，而且大多數預警分析均基於事後資料的觀察，過去當預警指標升高，隨後出現危機，惟在指標再次升高後，是否同樣會重演，仍有許多不確定性。例如，過去信用擴張導致台灣金融(銀行)危機事件，近期金融循環早期預警指標升溫有部分來自房價上漲，不表示可能導致

危機。此外，若下一次危機的特徵與歷史觀察到的前幾次迥異，預警模型將不會及時發出警訊。

惟考量政策效果落後性，總體審慎政策仍須適時作為，而早期預警指標領先危機的特性可為政策制定者爭取調整監管與因應對策的空間，並為潛在風險預先準備。

再者，各國政經情況不同，金融循環預警指標建置需因地制宜。例如，台灣金融(銀行)危機主要由信用推動，房價在金融危機預警指標的重要性較低；相反地，房價在先進經濟體金融危機扮演的角色舉足輕重。

#### (四)了解金融循環特性，有助貨幣政策及總體審慎政策實施

考量金融循環可能造成比景氣衰退更加嚴重的衝擊，若要獲得較佳的貨幣政策成效，須考慮金融循環、總體經濟及資產價格的相互關係。針對金融循環可能引發國內金融市場動盪，必要時可超前部署，實施總體審慎政策，並協調其他政策工具，降低衝擊，此對於貨幣政策決策至關重要，且極具參考價值。

總體審慎政策旨在避免信用與金融市場失序，加強金融體系韌性與限制脆弱性積累，以及降低金融體系對衝擊的敏感性，且總體審慎政策執行可針對特定部門，降低系統風險所引發的金融危機，以及阻止風險擴散；惟貨幣政策主要目標為穩定物價及協助經濟成長，兩者目標可能衝突。另一方面，利率政策廣泛影響經濟金融各個層面，貨幣政策逆風干預金融市場，造成的成本(如失業)可能遠大於降低金融危機發生的好處。

總體審慎政策與貨幣政策可以分開進行，但仍須考慮彼此間

相互作用，以及政策之間的協調性，確保物價與金融穩定目標互補，相當重要。由於各國經濟、金融情勢迥異，政策目標亦不同，總體審慎與貨幣政策如何有效搭配將更顯重要，已成為目前各國面臨的挑戰。

在全球金融循環趨同下，「三難困境」將變成「不可調和的二元對立」(即兩難困境)，對此，Rey(2013)提出以下政策選擇：

- (1)針對性的資本移動管制；
- (2)對金融循環來源(如主要央行貨幣政策外溢效應影響)採取行動；
- (3)在全球金融循環的上升期，利用總體審慎政策限制信用成長及財務槓桿；
- (4)更嚴格限制金融中介機構的槓桿比率，從結構上遏止風險傳遞。

Rey(2013)主張將(1)、(3)和(4)組合使用。台灣金融循環與全球金融循環步調趨同，適時管理資本移動及介入外匯市場，有助阻隔外部衝擊的影響。此外，前述總體審慎政策與貨幣政策的交互作用，也需一併考量，方能使政策達到最佳效果。

- (五)任何有效的早期預警指標僅是輔助政策決策的工具，防範勝於未然，更重要是從根本上消除金融危機的起因，才是釜底抽薪，面對可能金融危機問題的最佳方式。

## 參考文獻

李桐豪、江永裕(2009)，「台灣金融危機領先指標之研究」，台灣金融服務業聯合總會委託計畫。

黃朝熙、黃裕烈、黃淑君、謝依珊、楊茜文(2014)，「資產價格與信用循環對金融穩定之影響效果分析」，央行季刊，第 36 卷第 4 期，頁 15-49。

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，第 37 卷第 1 期，頁 3-34。

Adrian, Tobias and Arturo Estrella, and Hyun Song Shin (2010), “Monetary Cycles, Financial Cycles and the Business Cycle,” FRB of New York Staff Report No. 421.

Ahmed, S., M. Appendino, and M. Ruta (2015), “Depreciations without Exports? Global Value Chains and the Exchange Rate Elasticity of Exports,” World Bank Policy Research Working Paper No. 7390

Aikman, David, Andrew G. Haldane, and Benjamin D. Nelson (2015), “Curbing the Credit Cycle,” *Economic Journal*, 125(585), 1072-1109.

Aizenman, J. (2019). “A Modern Reincarnation of Mundell-Fleming’s Trilemma,” *Economic Modelling*, 81, 444-454.

Aizenman, J., and Y. Jinjarak (2009), “Current account patterns and national real estate markets”, *Journal of Urban Economics*, 66 (2), 75-89.

- Aizenman, J., and Y. Jinjarak, (2014), “Real Estate Valuation, Current Account and Credit Growth Patterns, Before and After the 2008-9 Crisis,” *Journal of International Money and Finance*, 48(Part B), 249-270.
- Andaiyani, Sri, and Telisa Aulia Falianty (2018), “Spillover Effect of Global Financial Cycle to Asset Markets in Asean-5 Countries: A Structural VAR Approach,” *AFEBI Economic and Finance Review*, 2(2), 1-13.
- Bank for International Settlements (2018), “Moving Forward with Macroprudential Frameworks,” In Annual Economic Report. Basel, 63-90.
- Beirne, John (2020), “Financial Cycles in Asset Markets and Regions,” *Economic Modelling*, 92, 358-374.
- Borio, C, and M Drehmann (2009), “Assessing the Risk of Banking Crises –Revisited,” *BIS Quarterly Review*, March, 29-46.
- Borio, Claudio E.V., Mathias Drehmann, and Fan Dora Xia (2019), “Predicting Recessions: Financial Cycle versus Term Spread,” *BIS Working Paper* No. 818.
- Bry, G., and C. Boschan (1971), “Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs,” NBER, New York.

- Burns, Arthur F., and Wesley C. Mitchell (1946), “Measuring Business Cycles,” National Bureau of Economic Research.
- Bush O, R Guimarães, and H Stremmel (2015), “Beyond the Credit Gap: Quantity and Price of Risk. Indicators for Macroprudential Policy,” Unpublished Manuscript.
- Cabral, Inês, Carsten Detken, John Fell, Jérôme Henry, Paul Hiebert, Sujit Kapadia, Fatima Pires, Carmelo Salleo, Vítor Constâncio, and Sergio Nicoletti Altimari (2019), “Macroprudential Policy at the ECB: Institutional Framework, Strategy, Analytical Tools and Policies,” *Occasional Paper Series 227*, European Central Bank.
- Cecchetti, S. (2018), “Monetary, Prudential and Fiscal Policy: How Much Coordination is Needed?,” *New Zealand Economic Papers*, 52(3), 251-276.
- Cerutti, Eugenio, Stijn Claessens, Luc Laeven (2017), “The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: New evidence,” *Journal of Financial Stability*, 28(C), 203-224.
- Chen, NK, and HL Cheng (2021), “A study of financial cycles and the macroeconomy in Taiwan,” *Empirical Economics*, 61, 1749-1778.
- Chen, Sally, and Katsiaryna Svirydzenka (2021), “Financial Cycles – Early Warning Indicators of Banking Crises?” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3970194>.

- Chen, Shuanglian, Junhao Zhong, and Pierre Failler (2022), “Does China Transmit Financial Cycle Spillover Effects to the G7 Countries?” *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1), 5184-5201.
- Claessens, S., M. A. Kose, and M. E. Terrones (2011), “Financial Cycles: What? How? When?” *NBER International Seminar on Macroeconomics*, 7(1), 303-344.
- Claessens, Stijn, M. Ayhan Kose, and Marco E. Terrones, (2011), “Financial Cycles: What? How? When?” *IMF Working Paper* 11/76.
- Comin, Diego, and Mark Gertler (2006), “Medium-Term Business Cycles?” *American Economic Review*, 96 (3): 523-551.
- Constâncio, V. (2016), “Principles of Macroprudential Policy,” Speech Given at the ECB-IMF Conference on Macroprudential Policy, Frankfurt am Main, 26 April.
- Converse, Nathan, Eduardo Levy Yeyati, and Tomas Williams (2021), “How ETFs Amplify the Global Financial Cycle in Emerging Markets,” *Working Papers* 57, Red Nacional de Investigadores en Economía (RedNIE).
- Coussin, Maximilien. (2021), “The Synchronization of Eurozone Financial Cycles: Different Perspectives,”

- Cunliffe J (2015), “Credit – Can Trees Grow to the Sky?” Speech at the British Property Federation Annual Residential Investment Conference, London (February).
- Davis, E P and Dilruba Karim (2008), “Could Early Warning System Have Helped to Predicted the Sub-prime Crisis?” *National Institute Economic Review*, 206, 35-47.
- Davis, J. Scott and Eric van Wincoop, (2021), “A Theory of the Global Financial Cycle,” *NBER Working Paper* No. 29217.
- Dées, S., and A. Galesi, (2021), “The Global Financial Cycle and US Monetary Policy in an Interconnected World,” *Journal of International Money and Finance*, 115, 1-24.
- Drehmann, M and K Tsatsaronis (2014), “The Credit-to-GDP Gap and Countercyclical Capital Buffers: Questions and Answers,” *BIS Quarterly Review*, March.
- Drehmann, M, C Borio, and K. Tsatsaronis (2012), “Characterising the Financial Cycle: Don’t Lose Sight of the Medium Term!” *BIS working papers* no 380.
- Drehmann, Mathias, Mikael Juselius (2014), “Evaluating Early Warning Indicators of Banking Crises: Satisfying Policy Requirements,” *BIS Working Papers* No 421.



Durbin, James, and Siem J. Koopman (2012), “*Time Series Analysis by State Space Methods (2nd ed.)*,” Oxford University Press.

Eichengreen, Barry, Andrew Rose, and Charles Wyplosz (1995), “Exchange Market Mayhem: the Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks,” *Economic Policy*, 10(21), 249-312.

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.

Ferrero, A. (2015), “House Price Booms, Current Account Deficits, and Low Interest Rates,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), 261-293.

Frankel, Jeffrey A., and Andrew Rose (1996), “Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment.” *Journal of International Economics*, 41(3/4), 351-366.

Galati, G. and R. Moessner (2018), “What Do We Know about the Effects of Macroprudential Policy?” *Economica*, 85(340), 735-770.

Galati, Gabriele, Irma Hindrayanto, Siem J. Koopman, and Marente Vlekke (2016), “Measuring Financial Cycles with a Model-based Filter: Empirical Evidence for the United States and the Euro Area,” *DNB Working Papers* 495, Netherlands Central Bank, Research Department.

- Gammadigbe, V. (2022), “Financial Cycles Synchronization in WAEMU Countries: Implications for Macroprudential Policy,” *Finance Research Letters*, 46 (Part A), 102281.
- Giese, J., H. Andersen, O. Bush, C. Castro, M. Farag, and S. Kapadia (2014), “The Credit-to- GDP Gap and Complementary Indicators for Macroprudential Policy: Evidence form the UK,” *International Journal of Finance & Economics*, 19(1), 25-47.
- Gresnigt F., E. Kole, P.H. Franses (2017), “Exploiting Spillovers to Forecast Crashes,” *J. Forecast*, 36(8), 936-955.
- Ha, Jongrim, M. Ayhan Kose, Christopher Otrok, and Eswar S. Prasad (2020), “Global Macro-Financial Cycles and Spillovers,” *IZA Discussion Papers*, No. 13000, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn.
- Habib, Maurizio Michael and Fabrizio Venditti (2018), “The Global Financial Cycle: Implications for the Global Economy and the Euro Area,” *ECB Economic Bulletin*, Issue 6/2018.
- Harding, D., and A. Pagan (2006), “Synchronization of Cycles,” *Journal of Econometrics*, 132(1), 59-79.
- Harding, Don, and Adrian Pagan (2002), “Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation,” *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), 365-381.

- Harvey, Andrew C. (1989), *“Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter,”* Cambridge University Press.
- He, Dong, Claudio Raddatz, Jane Dokko, Mitsuru Katagiri, Romain Lafarguette, Dulani Seneviratne, and Adrian Alter (2018), “House Price Synchronization: What Role for Financial Factors?” IMF Global Financial Stability Report Chapter 3.
- Hiebert, Paul, Benjamin Klaus, Tuomas A. Peltonen, Yves S. Schüler, and Peter Welz (2014), “Capturing the Financial Cycle in Euro Area Countries,” *Financial Stability Review*, European Central Bank, vol. 2.
- Hodrick, Robert; and Edward C. Prescott (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), 1-16.
- International Monetary Fund (2013), “Key Aspects of Macroprudential Policy,” *IMF Policy Paper*, Washington, DC.
- Jain-Chandra, Sonali, and Filiz D Unsal (2012), “The Effectiveness of Monetary Policy Transmission Under Capital Inflows: Evidence from Asia,” *IMF Working Paper* No. 2012/265.
- Jorda, O., M. Schularick, and A. Taylor (2014), “The Great Mortgaging: Housing Finance, Crises, and Business Cycles”, *NBER Working Paper*, No 20501, September.

Jordà, Òscar, Moritz Schularick, Alan M. Taylor, and Felix Ward (2019), “Global Financial Cycles and Risk Premiums,” *IMF Economic Review*, 67, 109-150.

Kaminsky, Graciela, Saul Lizondo, and Carmen M. Reinhart (1998), “Leading Indicators of Currency Crises,” *IMF Staff Papers*, Vol. 45, No. 1.

Klein, Michael W., and Jay C. Shambaugh (2013), “Is There a Dilemma with the Trilemma?” Brookings.

Loipersberger, Florian, and Johannes Matschke (2022), “Financial Cycles and Domestic Policy Choices,” *European Economic Review*, 143(C).

Markwat, T., E. Kole, D. Dijk (2009), “Contagion as A Domino Effect in Global Stock Markets,” *Journal of Banking & Finance*, 33 (11),1996-2012.

Martinez-Miera, D., and R. Repullo (2019), “Monetary Policy, Macroprudential Policy, and Financial Stability,” *CEPR Discussion Paper*, No 13530, Centre for Economic Policy Research.

Miranda-Agrippino, S., and H. Rey (2020), “US Monetary Policy and the Global Financial Cycle,” *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754-2776.

Miranda-Agrippino, S., and H. Rey (2022), “The Global Financial Cycle,” *Handbook of International Economics*, 6, 1-43.

- Miranda-Agrippino, Silvia, and Helene Rey (2015), “World Asset Markets and the Global Financial Cycle,” *CEPR Discussion Papers* 10936.
- Mundell, R. (1963), “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Fixed and Flexible Exchange Rates,” *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29, 475-485.
- Mundell, R. A. (1963), “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates,” *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485.
- Obstfeld, Maurice, Jonathan D. Ostry, and Mahvash S. Qureshi (2019), “A Tie that Binds: Revisiting the Trilemma in Emerging Market Economies,” *Review of Economics and Statistics*, 101 (2), 279-293
- Poghosyan, T. (2019), “How Effective is Macroprudential Policy? Evidence from Lending Restriction Measures in EU Countries,” *IMF Working Paper*, No 19/45.
- Pontines V. (2017), “The Financial Cycles in Four East Asian Economies,” *Econ Model*, 65, 51-66.
- Portes, R. (2014), “Macroprudential Policy and Monetary Policy,” in Schoenmaker, D. (ed.), *Macroprudentialism*, CEPR Press.
- Preistley, Maurice B. (1999), “*Spectral Analysis and Time Series*,” London: Academic Press.

- Rey, H. (2013), “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence,” in Federal Reserve Bank of Kansas City Jackson Hole Economic Symposium Proceedings , 285 333.
- Rey, H. (2016), “International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma,” *IMF Economic Review*, 64(1), 6-35.
- Rey, Hélène (2015), “Dilemma not Trilemma: The global Financial Cycle and Monetary Policy Independence,” *NBER Working Paper* No. 21162, May.
- Richter, B., M. Schularick, and I. Shim (2018), “The Macroeconomic Effects of Macroprudential Policy,” *BIS Working Paper Series*, No 740.
- Runstler G, and M. Vlekke (2018), “Business, Housing, and Credit Cycles,” *Appl Econ*, 33, 212-226.
- Schüler, Y., P. Hiebert, and T. Peltonen (2020), “Financial Cycles: Characterisation and Real-Time Measurement,” *Journal of International Money and Finance*, 100, 102082.
- Schuler, YS, Paul Hiebert, and Tuomas Peltonen (2015), “Characterizing Financial Cycles across Europe: One Size Does Not Fit All,” *ECB Working Paper* 1846.

Schüler, Yves S., Paul Hiebert, and Tuomas Peltonen (2015),  
“Characterizing the Financial Cycle: a Multivariate and Time-varying  
Approach,” *ECB Working Paper Series* No1846.

Soyres, François de, and Alexandre Gaillard (2019), “Increasing Business  
Cycles Synchronization: The Role of Global Value Chains, Market  
Power and Extensive Margin Adjustments,” Fed Note, December 13.

Stremmel, Hanno (2015), “Capturing the Financial Cycle in Europe,” *ECB  
Working Paper Series* No 1811.

Ter Ellen, S., E. Jansen, and N. L. Midthjell (2020), “ECB Spillovers and  
Domestic Monetary Policy Effectiveness in Small Open Economies,”  
*European Economic Review*, 121, 1-17.