

臺灣金融穩定性風險指數之編製與應用

受委託單位：國立中央大學

計劃主持人：葉錦徽教授（國立中央大學財務金融系）

協同主持人：徐之強教授（國立中央大學經濟系）

黃裕烈教授（國立清華大學計量財務系）

研究助理：潘宗麟（國立中央大學財務金融系）

霜皓帆（國立中央大學財務金融系）

中央銀行 委託研究

中華民國 111 年 8 月

(此報告內容純係作者之觀點，不應引申為本機關之意見)

中央銀行委託研究計劃

110cbc-經 2

臺灣金融穩定性風險指數之編製與應用

受委託單位：國立中央大學

計劃主持人：葉錦徽教授（國立中央大學財務金融系）

協同主持人：徐之強教授（國立中央大學經濟系）

黃裕烈教授（國立清華大學計量財務系）

研究助理：潘宗麟（國立中央大學財務金融系）

霜皓帆（國立中央大學財務金融系）

研究期程：中華民國 110 年 7 月至 111 年 8 月

研究經費：新臺幣 700,000 元

中央銀行 委託研究

中華民國 111 年 8 月

（此報告內容純係作者之觀點，不應引申為本機關之意見）

摘要

本計畫嘗試驗證不同的方法論，從大量、不同構面的名目面金融變數中，建構出能有效掌握鄰近實質景氣下行的臺灣「金融穩定性風險指數」(FSRI)。我們發現與歐洲央行類似，以模型為基礎所建構的金融穩定性風險指數能夠避免主觀判定變數的重要性而產生的偏誤，也較之利用變數加權平均的評分模型所得的金融穩定性風險指數能對景氣有更強的預測攸關性。除了考慮文獻中關於資產評價與風險、整體脆弱性、傳導與外溢機制等面向外，本計畫還新增「情緒與市場氛圍」的構面為建構指數的變數集合，並融入局部動能擴充變數中對於金融環境變化徵兆的資訊，增加指數對局勢的敏感性。實證結果顯示，我們建構的臺灣金融穩定性風險指數除了可以回溯至 1998 年開始而有較長的可用時間數列之外，與相關景氣指標有明顯的連動性、適用相關政策分析之外，依據所建構的指數也可以對於未來一般、或特別嚴重的衰退事件進行有效的預警。

目錄

1 緒論	1
2 資料	4
2-1 四大構面變數討論	4
2-2 本計畫計算之變數	8
2-2-1 非流動性指標 Illiquidity Index	8
2-2-2 Delta CoVaR	9
2-3 變數的主要處理原則	10
2-3-1 預測變數處理原則，攸關實質面的成長衝擊	11
2-3-2 解釋變數處理原則	12
3 系統性風險衡量方法	18
3-1 分量迴歸 (QR)	18
3-2 降維模型	19
3-2-1 主成份分量迴歸 (PCAQR)	21
3-2-2 偏最小平方分量迴歸 (PLSQR)	22
3-2-3 偏分量迴歸 (PQR)	23
3-3 模型績效衡量	24
3-4 個別變數重要性與邊際貢獻衡量	24
3-5 金融穩定性風險指數的編製	24
4 實證建構模型與變數之比較	26

4-1 全樣本分析	26
4-1-1 單一變數	26
4-1-2 因子模型	29
4-1-3 變數邊際貢獻	32
4-2 樣本外分析	36
4-2-1 遞迴式樣本外預測	36
4-2-2 單一變數	36
4-2-3 因子模型	39
4-2-4 變數邊際貢獻	41
4-2-5 不同方法模型樣本外預測的績效比較	45
4-3 採用 2008 以後的實證分析	47
4-3-1 全樣本分析	47
4-3-2 樣本外預測	50
4-4 擴充局部動能 (augmented local momentum) 變數之資訊內涵	54
5 建構風險指標與應用	55
5-1 金融穩定性風險指標 (Financial Stability Risk Index, FSRI)	55
5-2 對比金融研訓院所編製之「臺灣金融風險指數 (TAIFRI)」	58
5-3 預測衰退	62
5-4 最適 FSRI 預警判別標準	67
5-5 FSRI 與其它景氣指標的攸關性	71

6 結論.....	76
參考文獻.....	80
附錄.....	85
附錄 1 本計畫編製之變數.....	85
附錄 1-1 DELTA COVAR.....	85
附錄 1-1-1 簡介.....	85
附錄 1-1-2 編製方法 1.....	85
附錄 1-1-3 編製方法 2.....	87
附錄 1-1-4 實證結果.....	88
附錄 2 圖表補充變數定義、時間序列與來源說明.....	91
附錄 3 不同分位數下之變數重要性.....	98
附錄 4 期中評論意見回覆表.....	102
附錄 5 期末評論意見回覆表.....	109

第一章 緒論

經濟成長與金融穩定互相影響，如當金融體系因個別突發事件，可能透過不同的傳導機制，感染（或外溢）進而波及至整體金融系統的穩定性，導致金融危機，並對經濟成長造成嚴重衝擊。特別是系統風險 (Systemic Risk) 或金融穩定性的概念在事前難以清楚定義，卻於發生之際清晰可辨且已然降臨。如何從經歷過的金融危機與金融風暴，解構金融體系與市場機制的穩定性，離析出其中的傳導途徑與體系的穩健性，並探討金融市場的制度設計與監理機制的瑕疵，一直是近十餘年來學界、實務界與各國的貨幣當局、國際金融監理協議最重視且不斷討論發展的主題之一。

自 2008 年全球金融海嘯之後，對於金融系統風險的源起、定義、測度、預警，到總體審慎監理的事前監控預防、甚至事後救市都有長足的進步。Benoit et al. (2017) 整理將近兩百餘篇文獻，從危機緣起的學理、實證、法規與系統風險的量測發展，做出相當有參考價值的總整性回顧。國際貨幣基金於 2008 年開始編製金融健全指標，協助各國央行監控各自金融體系的脆弱性與變化；美國的聯邦準備銀行也設算金融壓力指數，透過掌握不同的風險來源與狀況監督金融局勢並評估對經濟的影響。

金融系統風險的發生，可以分成兩個階段探討，(1) 系統性風險醞釀成形：包含金融失衡、資產價格錯位等；(2) 系統性風險傳導、擴散、蔓延：衝擊因體系內的脆弱性與摩擦而被傳導放大。前者例如因為資產高估、過度槓桿、過度信用擴張、流動性或期限錯置而使系統風險的危機逐漸醞釀成形；後者則如 Lehar (2005), Blei and Ergashev (2014) 所指的金融業投資組合、貸放、資產高度重疊或高度相關；或如 Billio et al. (2012)、Markose (2012)、Acemoglu et al. (2015) 所談及的銀行或金融網絡結構所隱含的感染途徑；或肇因於流動風險 Jobst (2014)、流動性錯置 Brunnermeier, Gorton, and Krishnamurthy (2014) 而使得金融市場震盪加劇；或 Diebold and Yilmaz (2014) 所論的外溢效果。有鑑

於文獻中貢獻出很多不同系統風險構面的指標¹，如何從不同的構面彙整出整體性的金融穩定風險指標作為施政參考？這些指標又如何影響總體經濟實體變數？如何協助監控進行總體審慎監理？這是一大難題。

De Nicolo and Lucchetta (2011) 發現金融機構大型投資組合之 VaR 雙變量模型可以預測實質景氣之尾端機率。Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 檢視美國 19 個系統風險變數建構指標，並且探討該指標對總體經濟變數的預測及影響。Aikman et al. (2017) 嘗試雜揉 46 個系統風險變數並分成三個構面，以簡單平均以及主成分分析方法建構整體脆弱度指標，捕捉整體失衡以及預測系統性危機。歐洲央行 (European Central Bank, ECB) 近年也編製金融穩定風險指數 (financial stability risk index, FSRI)，參閱 Deghi, Welz, and Zochowski (2018)。

他們依據 Giglio et al. (2016) 所提出的偏分量迴歸法為經：採用兩步驟方式，在萃取建構指標的訊息前，需要先建構景氣衝擊，以未預期到的經濟成長率作為代理變數。第一步驟為萃取所有重要變數的訊息；第二步驟則是透過第一步獲得的重要訊息，再帶入景氣衝擊的向前一步 (One-step Ahead) 預測模型作為解釋變數，運用遞迴 (Recursive) 方式，進而建構成一個總指數。

Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 更雜揉了 Aikman et al. (2017) 所羅列的變數為緯，分成 4 大面向²，進行 FSRI 的建構。除了衡量資產評價壓力、金融部門脆弱性等金融變數外，特別在指數編製中涵蓋傳染與外溢效果 (contagion and spillovers) 之風險構面；也延續並回應 Allen, Bali and Tang (2012) 以來關心金融面的系統風險變數是否能更準確地預測臨近 (near-term) 可能

1 比方說: Kritzman and Li (2010) 的金融震盪，Acharya et al. (2010) 的邊際與系統預期短缺 (MES, SES); Acharya, Engle, and Richardson (2012) 的系統風險指標 (SRISK)； Adrian and Brunnermeier (2014) 的 CoVaR。

2 FSRI 的建構 4 大面向分別是，(1)價格壓力和風險偏好；(2)非金融部門失衡 (包含家庭與非金融部門的債務與家庭信用狀況)；(3)金融部門脆弱性；(4) 外溢及傳染。比方說: Kritzman and Li (2010) 的金融震盪，Acharya et al. (2010) 的邊際與系統預期短缺 (MES, SES); Acharya, Engle, and Richardson (2012) 的系統風險指標 (SRISK)； Adrian and Brunnermeier (2014) 的 CoVaR。

的經濟衰退的討論。目前該指標已是各國央行及學界參考的重要經濟數據之一。

自 2020 年 12 月起，臺灣金融研訓院亦參考 FSRI 的概念建構「台灣金融風險指標」(Taiwan Financial Risk Index，簡稱 TAIFRI)(參閱吳中書等人, 2020；)，該指標亦包含四大面向，資料來源除了一般統計資料，也結合國內外銀行同業之高階經理人問卷調查結果，是我國相關指標之先驅。儘管其變數選面向與 ECB 相似³，其編製係利用評分模型 (Score Model) 追蹤風險變化的來源⁴，最終變數選取以及編製方法皆與 ECB 有極大差異。金融研訓院強調 TAIFRI 用來反映臺灣金融業特定情況，似乎又與 ECB 建構的 FSRI 略有不同。此外，金融研訓院並未深入針對 TAIFRI 與國內總體經濟變數的關聯性進行深入分析與研究，且其編製起始時間(始於 2007 年 8 月)，都進一步限制產官學界應用的範圍。因此，本計畫欲在 ECB 與金融研訓院的現有基礎下，建構屬於臺灣的 FSRI。

本文將採用 Giglio et al. (2016) 與 Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 以偏分量迴歸 (partial quantile regression, PQR) 的降維模型，作為我們萃取攸關鄰近景氣下行的高維度財務變數成為共同因子，再進行金融穩定性風險指數的建構。相關的作法與建構程序將在第三章「系統性風險衡量方法」中說明、呈現，我們也比較了其它既有文獻中，應用非監督式的主成分分析 (principal component analysis) 或以偏最小平方法 (partial least square) 萃取共同因子的方法，並於第四章呈現各方法在不同資料期間、全樣本或樣本外的遞迴預測、不

³ TAIFRI 的四個面向包含 (1) 資產評價壓力係由不動產與股債市等市場資訊；(2) 非金融部門的穩定度來自觀察家計與企業部門的投融资狀況；(3) 金融部門的穩定度透過銀行資本結構、資產品質與期限結構評估；(4) 蔓延與傳染則涵蓋國內金融市場傳染效應與海外市場風險，儘管如此，有許多 ECB 納入建構的變數，最終並未納入在該指數的建構中。

⁴ TAIFRI 以評分模型的建構方式涉及四個步驟：(1) 第一步驟是確認細指標對於風險的解釋方向，若數值越高、風險越大；相反地，則以取倒數或是與 1 相減等方式進行轉換。(2) 將各細指標正規化 (normalization) 至 0~1 的區間；(3) 以「等權平均法」組合各細指標；(4) 是以樣本中不包含景氣峰谷之 2013 年 11 月作為基期 (100)，將最終之等權平均值指數化。

同變數與構面、甚至因子個數的影響等等的實證相關細節，主要在驗證找出最適的模型以供後續指數的建構。最後，將本文建置的 FSRI 指數結果呈現於第五章，並進一步跟金融研訓院所編製的 TAIFRI 進行相關比較，佐陳 FSRI 指數對景氣相關變數的預測、預警攸關性。

第二章 資料

2-1 四大構面變數討論

本計畫參考 ECB 編製指數的架構，適度地依照國內的金融體系與經濟產業結構，以及資料的可取得性，調整待採用的變數，設定收集 1980~2021 年期間的可用資料進行以月頻率為基礎的指數編製與相關的實證。本計畫變數依照分類彙整如表 1 所示。

參考 Deghi, Welz, and Żochowski (2018)，統整資產評價與風險、脆弱性、蔓延與傳染，然而，以上的構面都僅僅考慮了整體經濟體系內在經濟機制的設計與運作，本計畫另增加國際相對暴險、市場情緒氛圍等構面做為第三與第四大構面。市場情緒氛圍構面中包含了關於行為、信心與氛圍等變數，相信這不僅對於整體穩定性的短期構面有很重要的啟發，對於臨近的景氣變化也有相當攸關的影響。重要變數相關解釋如下：

1. 流動性：

參考 Amihud (2002) 所建構之 Amihud 非流動性指標 (AMI_ILLIQ) 是利用股價變動與成交量來衡量權益市場的交易流動性。Næs et al. (2011) 觀察到流動性的改變，恰與經濟衰退時投資人共同退出市場或將投資組合轉入大型企業（或更有流動性股票的“flight to quality”）的現象不謀而合。Brunnermeier and Pedersen (2009) 主張，經濟下行風險將肇致共同基金經理人先拋售流動性較差的小型股，不然，恐因為一般投資人的獲利了結的贖回、賣壓而須面對更嚴峻的資金流動性 (funding liquidity) 枯竭。過去的金融海嘯充分地體現了系統風險伴隨流動性不足，的確會進一步使名目面的影響擴散到

實質面的經濟活動。因此，我們也增加了金融同業拆款利率與變化作為衡量金融機構短期資金流動性的捕捉。

2. 波動性 (volatility):

波動性並不直接隱含脆弱性 (vulnerability)，當我們關注的是整體金融環境收縮所造成的企業或金融機構營運困難 (或倒閉所致的危機時)，依股票權益市場的整體波動性來了解金融體系的脆弱其實有其侷限。這也是在 Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 文中所述，近來文獻普遍實證出所謂的 volatility puzzle 的緣故。而 Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 也發現，或許因為捕捉的不確定因素不同，金融部門的股價波動率相較於非金融部門的權益價格波動率對總體變數下行風險的感知力要強。

3. 信用風險：

過去的總體審慎政策常把信用數量與信用風險混淆 (見 Duan and Zhu, 2020a)，以國立新加坡大學信用風險評等系統對全球企業所設算的企業違約機率 (probability of default, PD)，分別以直接平均、或以市值加權平均計算的金融機構與非金融部門企業的企業脆弱性指標 (CVI)，作為一個衡量整體金融與非金融企業的一項重要風險構面。相較於文獻中常用來刻劃信用數量的信用對產出佔比 (CGR)，不同涵蓋面的 CVI 較能反映信用循環的重要面向，Duan and Zhu (2020b) 更指出，如能納入反映局部或全面信用風險環境變化的訊息，能有效提升對於景氣的預測。

4. 市場情緒與氛圍:

從早期 80 年代的銀行擠兌、資產泡沫文獻，歷經 2008~2009 年的金融海嘯，到後來行為經濟與行為財務學在 2016 年獲諾貝爾獎肯定以來，咸認為市場參與者或投資人的信心、市場氛圍等，會影響投資情緒的心理面因素以及危機風險的預期，對於金融危機有至關重大的影響。例如在 Brunnermeier and Pedersen (2008)，Aikman et al. (2017)，Benoit et al. (2017) 都有不少篇幅提及

投資人情緒、市場氛圍對於危機的傳導、恐慌的放大、追高殺低、流動性急凍都與原本的風險成因、或者形成過程有交互作用，而擴大加劇市場的不穩定性。

同理，整體的經濟個體（廠商或家戶）在展望經濟前景時，如果不確定性上升，則必定開始縮衣節食、增加儲蓄以備不時之需；不僅會造成投資的遞延、減少消費，還會對未來前景採取更多的預防性措施，將進一步使得原來不穩定的金融或經濟體質更加雪上加霜。我們相信諸如經濟政策不確定性指數 (EPU)、消費者信心指數 (CCI) 等等的行為與整體性的信心前瞻指標會加深、加劇經濟體系不穩定因子的擾動使得金融環境、景氣的波動更劇烈。我們因此參酌 Baker, Bloom and Davis (2016) 的觀點，納入黃裕烈、葉錦徽、陳重吉 (2021) 的臺灣經濟政策不確定性指標做為一個新的類別構面。我們認為，納入如消費信心指數以及政策不確定性等市場情緒與氛圍變數，可以補強文獻中未曾適當地把這些相關變數考量進來的漏洞。

5. 區域與國際相對曝險：

臺灣的經濟結構相當仰賴製造業的出口以及服務業的進口貿易，在金融面國際資本的移動、投資商品的連結、金融市場的連動等等都對一個相對開放的島國經濟有重大的影響。不同於 ECB 所處的歐盟體系，臺灣面對國外風險的傳導機制、國外金融資產持有的曝險、國際的狀態等等因為經貿特殊的經濟體質與金融環境。因此我們將納入如美元即期匯率 (FX_USD)、目有效匯率的變動 (NEER)、外匯存底 (FR)、國際收支-其他投資-負債 (BOP_OIL)、國際收支-其他投資-資產 (BOP_OIA)，期望可以協助衡量開放體系面對國外傳導機制的穩定性風險。

表 1 各大構面變數表

資產評價與風險	脆弱性	傳導與外溢機制	市場情緒與氛圍	其他研究中使用變數
<ul style="list-style-type: none"> • 全台信義房價指數-季 SHINYI_TW • 全台國泰可能成交指數-季 CATHAY_TW • 消費者物價指數-房租類 CPI_H • 台北市房租指數 RENT_TPE • 國際收支-其他投資-負債-季 BOP_OIL • 國際收支-其他投資-資產-季 BOP_OIA • 外匯存底 FR • 消費者物價指數 CPI • 美元即期匯率 FX_USD • 十年期政府公債 GB_10Y • 商業本票 CP • 長短天期利差 GBTS • 大盤股價淨值比-日 PBR • 大盤本益比-日 PER • 大盤股價營收比-日 PSR • 大盤現金殖利率-日 DY • 大盤現金殖利率與公債利差 DYS • 金融業拆款利率 IOR • 名目有效匯率的月變動 NEER 	<ul style="list-style-type: none"> • 企業脆弱性指數 CVI • 逾放比 NPL • 全體貨幣機構存放比 DTL • 全體金融機構-資產淨額 NAFI • 信用對產出占比 CGR • 五大銀行新承做放款金額 NLA • 五大銀行新承做放款金額-購屋貸款 NLA_H • 五大銀行新承做放款利率-購屋貸款 NLR_H • 消費者購屋貸款-購置住宅貸款與房屋修繕貸款 LA_D • 生產者建屋貸款-建築貸款 LA_S • 消費者購屋貸款集中度 LAGR_D • 生產者建屋貸款集中度 LAGR_S 	<ul style="list-style-type: none"> • DELTA_COVAR • Amihud 非流動性指標 AMI_ILLIQ • 成交量週轉率-日 TR • M1B 貨幣 M1B • M2 貨幣 M2 • M1B 與 M2 年增率差值 M_SPREAD 	<ul style="list-style-type: none"> • 經濟政策不確定性指數 EPU • 消費者信心指數 CCI • 臺指選擇權波動率指數-日 VIX 	<ul style="list-style-type: none"> • 工業生產指數 IPI • 名目國內生產毛額-季 GDP_N • 研訓院金融風險指標 TAIFRI • 研訓院金融風險指標-傳染與蔓延 TAIFRI_CS • 研訓院金融風險指標-金融部門穩定性 TAIFRI_FS • 研訓院金融風險指標-非金融部門穩定性 TAIFRI_NFS • 研訓院金融風險指標-資產評價壓力 TAIFRI_AP • 臺灣加權股價指數-日 TWI_D • 臺灣加權股價指數 TWI_M • 股價-金控股 STOCK_FINANCIAL_HOLDING • 股價-銀行股 STOCK_BANK • 股價-保險股 STOCK_INSURANCE • 股價-券商股 STOCK_BROKER

2-2 本計畫計算之變數

2-2-1 非流動性指標 Illiquidity Index

市場流動性風險參考 Amihud (2002)、Barardehi et al (2021)，相較於 Amihud (2002) 採用日資料計算非流動性指標，本計畫使用月報酬與月成交額進行計算，並採用 Barardehi et al (2021) 之編製方法，將原先 Amihud (2002) 之計算⁵結果進行平滑處理，最後再對數列取自然對數。當該指標越大，代表市場上進行證券交易之流動性風險越高，越容易造成股市的崩跌。

圖 1 臺灣綜合加權股價指數與市場非流動性指標走勢圖



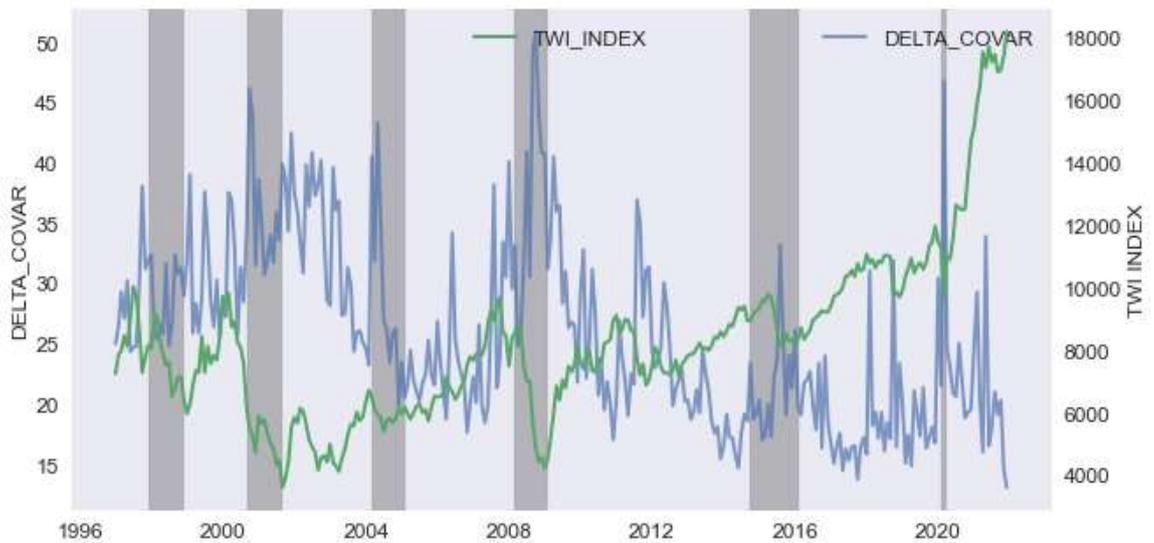
⁵ 針對 Amihud (2002) 之計算結果進行平滑處理，最後再對數列取自然對數

$$AMI_ILLIQ_t = \ln\left(\frac{\sum_{k=1}^{12} \frac{|ret_{t-k}|}{dovol_{t-k}}}{12}\right)$$

2-2-2 Delta CoVaR

我們利用臺灣證券市場中相關金融個股所做出的 Delta CoVaR，顯示 Delta CoVaR 確實能夠衡量捕捉極端事件下整體金融業所反映的系統風險。透過觀察 Delta CoVaR 與加權指數的走勢，可以發現 Delta CoVaR 在 2008 年、2011 年 Delta CoVaR 水準有較顯著的躍升，而在 1998 年時 Delta CoVaR 有領先衰退的現象。(相關建構方法與調參的敏感性分析，請參見附錄 1)

圖 2 臺灣綜合加權股價指數與系統風險 Delta CoVaR 走勢圖

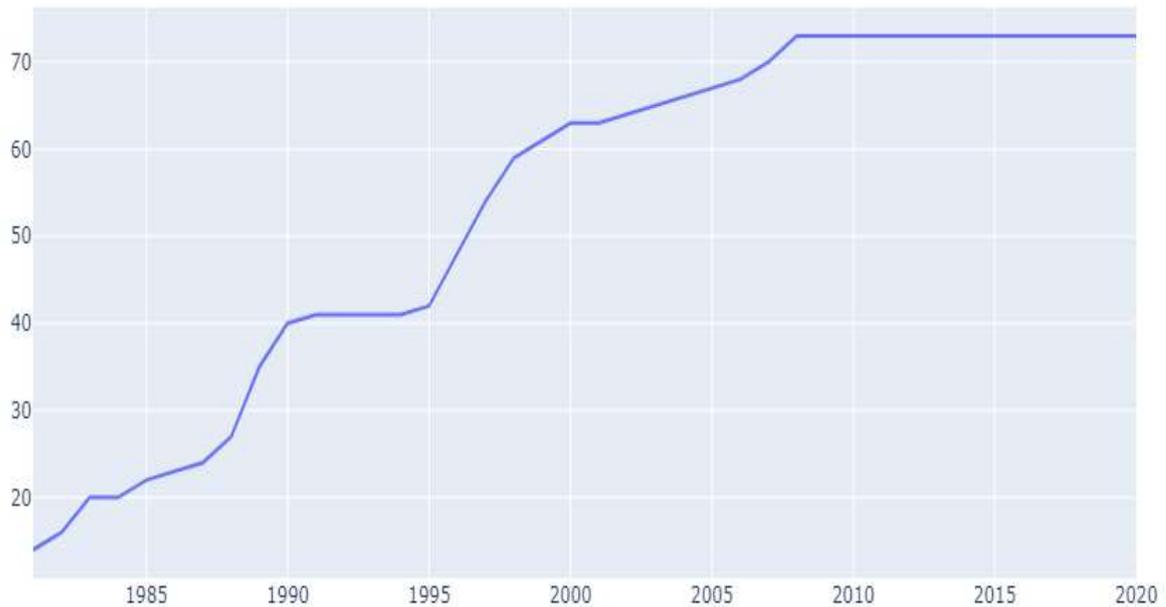


2-3 變數的主要處理原則

資料庫中可用之解釋變數資料長度不一，根據本計畫之預測變數（工業生產指數年增率）之起始年分（1998 年）開始計算，將以這 34 個原始解釋變數為基底擴充資訊集合進行建模與分析。選擇以工業生產指數成長率作為目標變數的原因是，央行委託此計畫主要是希望可以建構一個指數對鄰近 (near-term) 實質景氣衰退有預測能力，因此實質 GDP 成長率會是第一個考慮的變數。然而金融研訓院編製的 TAIFRI 是月頻，為了可與 TAIFRI 做比較，我們才會選擇以工業生產指數作為目標變數。另一方面是 GDP 成長率可用的資料為季頻，需 up sampling 至月頻率才可以應用，由於 up sampling 是另一套技術，為了避免頻率的轉換技術引進無外的不確定性，而我們把主要重點放在降維解釋變數，因此才有以工業生產指數成長率作為目標變數的做法。為了有效掌握金融市場的穩定性風險變化，我們將在 2-3-2 小節中說明我們文中進一步採用衡量該變數動態的局部動能 (local momentum)，擴充 (augmentation) 相關可用變數資訊集合於編製指數的資訊萃取。由此，可用變數將由 34 擴充至 58 個。

惟因為「市場情緒與氛圍」構面變數在 2007 年以後方可得，後續考量與台灣研訓院所用一樣的期間，編製從 2008 年起的金融穩定性風險指數，除了納入相關的「市場情緒與氛圍」構面三個變數之外，也納入另外三個 07 年以後方可得的變數，總共六個新增變數，結合局部動能的擴充變數以後總共可以達 70 個研究變數成為我們以降維模型建構預測因子的資訊集合。不同實證期間所用的變數集、以及擴充局部動能變數所額外提升的模型預測力，可以參見後續 4-4 擴充局部動能 (augmented local momentum) 變數之資訊內涵一節中的表 15 擴充局部動能變數前後之模型差異分析。

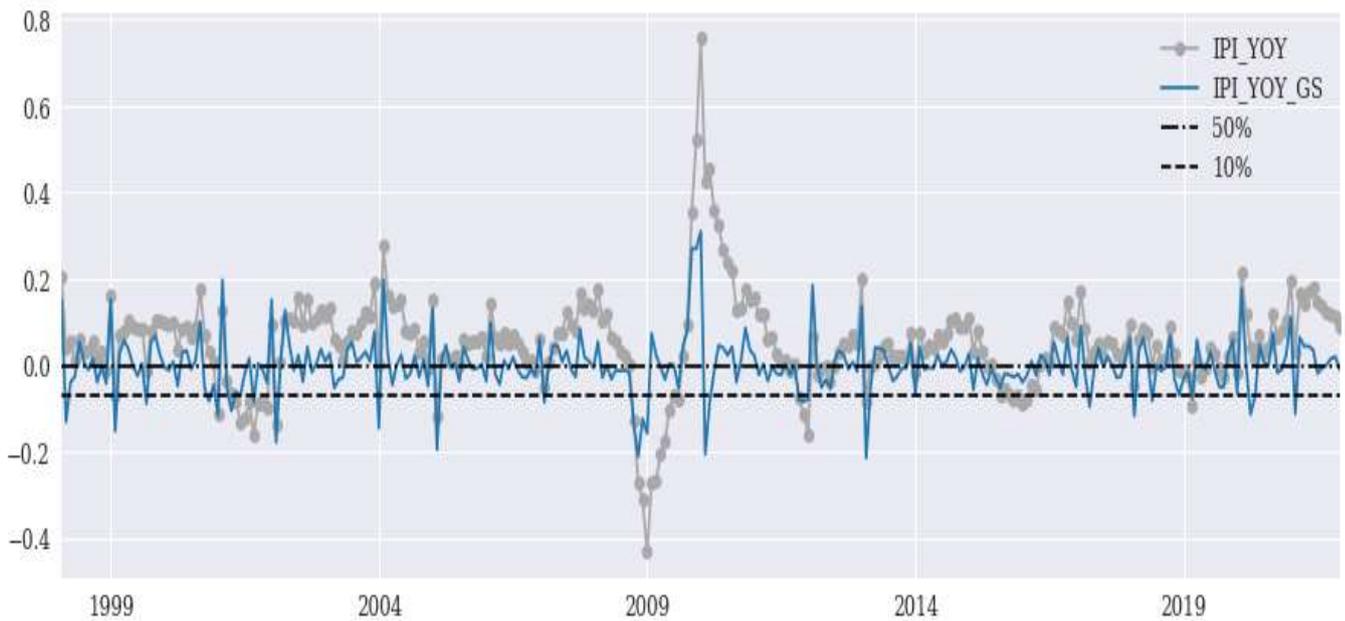
圖 3 跨年份涵蓋總研究變數量



2-3-1 預測變數處理原則，攸關實質面的成長衝擊

確認預測變數（工業生產指數年增率）沒有缺失值之後，我們先將預測變數進行 ARMA 自迴歸分析，並以 AIC 準則作為選擇標準取得最佳 P^* 後，重新將預測變數以 AR (P^*) 進行配適，並以其殘差替代原本預測變數後取得成長衝擊 (growth shock)，以 1997 年樣本期間為例，樣本內與全樣本的最佳 P 分別為 3 (in sample)，5 (full sample)。以下即為全樣本期間 1998~2021 年的 growth shock 的走勢圖與其下行 5%、10%、20% 的邊際分位數位置。此成長衝擊數列將是本計畫後續建構與景氣攸關的金融穩定性風險指數的關鍵核心變數。

圖 4 工業生產指數年增率及成長衝擊之時間走勢圖



2-3-2 解釋變數處理原則

解釋變數之處理我們將依循以下四步驟：(a) 確保資料頻率之一致性；(b) 缺失值處理；(c) 變數的轉換與調整，資料依據動態性質去除趨勢或季節性、並視需要設算該變數額外局部動能 (local momentum) 之資訊，以擴增 (augmentation) 變數能提供近來局勢變化的資訊；(d) 資料在進模型估計之前一律標準化。除了標準化之外，我們分述如下：

資料頻率一致性：原始資料庫中資料頻率不一致，含有日資料、月資料與季資料，在此階段統一資料為月頻率。針對日頻率資料，使用該月的每日平均值做替代；針對季頻率資料，分別對存量 (stock) 與流量 (flow) 資料進行頻率調整。文中對於季資料流量變數直接除以 3，平均分派給該季的每個月分，轉為月頻率資料。至於季頻率之存量變數，我們先計算該季的變動量除以 3 之後，作為每個月的增量，以前一季的存量為基準逐月加總此增量累積出每個月頻率的存量變數。

缺失值處理：使用前一筆非缺失的觀察值取代當下的缺失值。

變數的轉換與調整: 變數主要調整方式主要有兩種：(1) 是針對非定態或強烈季節性的變數消除其趨勢或季節性，我們透過計算該變數與去年同期相比之成長率 (YOY)；(2) 將該變數與過去最近 12 期移動平均的差額，作為衡量該變數相較於一年來趨勢變化的局部動能 (local momentum)，作為擴增變數訊息、掌握變數動態即時變化方向。

- (1) 變數與去年同期相比之成長率，主要著眼於資料可能有非定態 (non-stationarity) 或季節性 (seasonality) 的動態特性將嚴重干擾模型的分析與資訊的萃取。對於資料庫中所有已調整頻率之變數 (40 個)，先將有明顯趨勢 (ADF 檢定) 與明顯季節性的資料進行 (1) 調整，給予該變數新的下標 “_1”，並捨棄原始變數。例如，M2 貨幣 (M2)，經過調整後為 M2 貨幣年增率 (M2_1)。我們便將原始之 M2 貨 (M2) 從資料庫中剔除。
- (2) 特別設算變數與過去最近 12 期移動平均的差額，作為衡量該變數相較於一年來趨勢變化的局部動能 (local momentum⁶)，進一步擴充 (augmentation) 相關可用變數資訊集合，以便於掌握金融市場的穩定性風險變化。

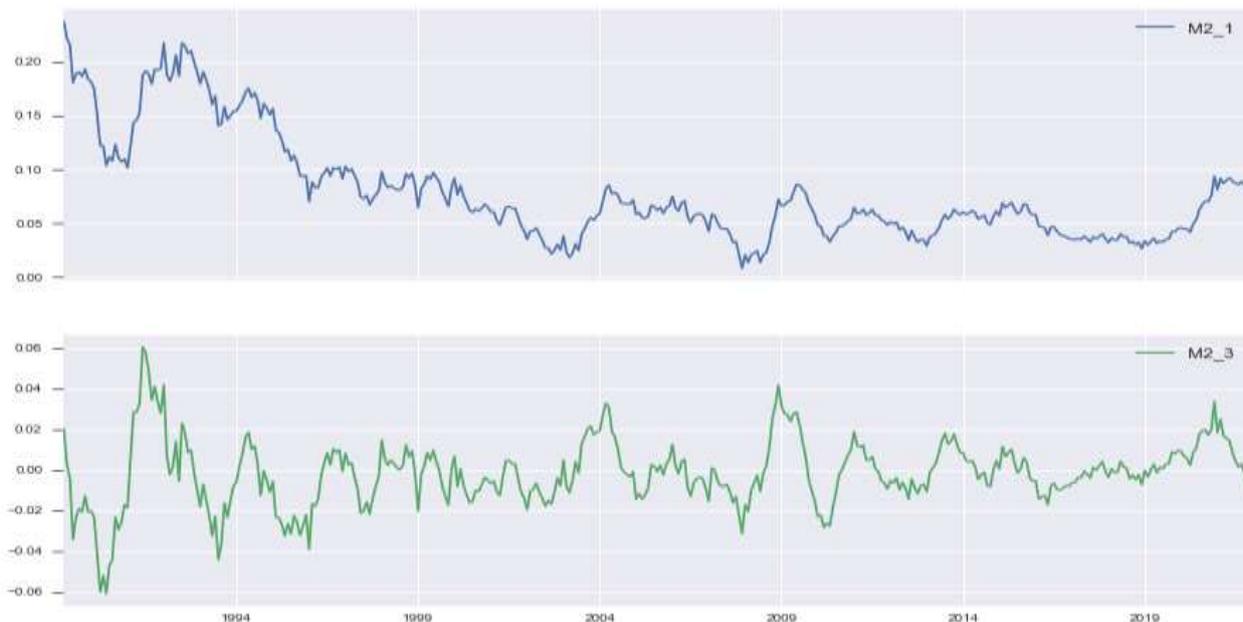
依照我們在計畫中所對各變數的定態/非定態進行處理之後，參酌其水準值 (level)，利用捕捉該時序變數在短期內的趨勢傾向 (local trend tendency)，同時納入模型變數嘗試捕捉更貼近穩定性風險變化的可能。例如，Duan et al. (2012) 就以當期變數為水準值，並考量該值相較於過去一年的移動平均數之差做為測度趨勢傾向的輔助，發現此變數能顯著改善違約機率模型的短期預測能力。綜上所述，我們於所有進行步驟 (1) 計算同比成長率去除趨勢/季節性後，參照 Duan et al. (2012) 的做法，再將部分變數

⁶ $X_{i,t} - \frac{\sum_{k=1}^{12} X_{i,t-k}}{12}$.

進行步驟 (2) 調整。我們將保留原始變數，讓模型同時涵蓋該變數之水準值與趨勢變化的局部動能，盡可能最大化所有可使用的變數資訊。

針對已經進行步驟 (1) 同比成長率設算的變數，如果再經過步驟 (2) 設算該變數的局部動能，我們給予其新的下標 ”_3”，並保留步驟(1) 後的同比成長率變數。例如，M2 貨幣年增率 (M2_1)，經過步驟(2) 調整後為 M2 貨幣年增率的局部動能 (M2_3)，也就是刻劃 M2 貨幣年增率的趨勢變化動能。我們同時保留 M2 貨幣年增率 (M2_1) 與 M2 貨幣年增率的局部動能 (M2_3)。

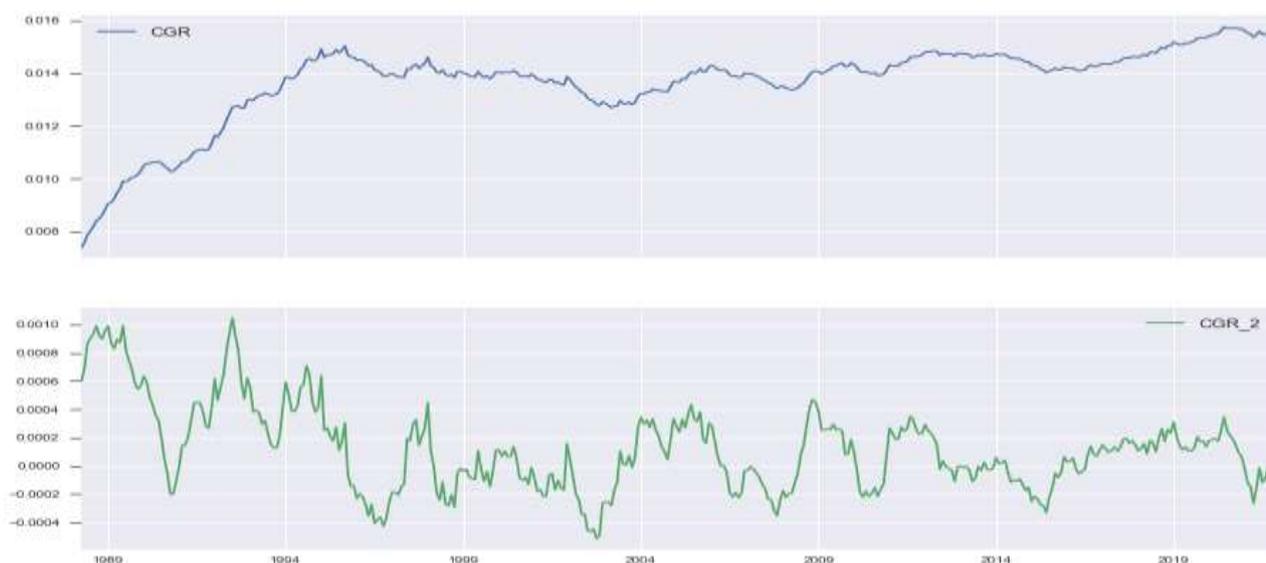
圖 5 M2 貨幣年增率 (M2_1) 與 M2 貨幣年增率的局部動能 (M2_3)



針對不須進行步驟 (1) 設算同比成長率的變數，通常皆為依照經濟理論或財務學理性質上應該不再具備非定態特質的變數序列。例如股價殖利率 (dividend yield, DY)、某些財務比率如市價/帳面價值比 (Price to Book Ratio, PBR)，我們除了保留原始變數，也會對於其當下相較於近期趨勢之動能利用步驟 (2) 設算局部動能後，給予其新的下標 ”_2”。例如，信用對產出比 (CGR)，經過步驟 (2) 設算後，實為信用對產出比的趨勢變化動能的

局部動能 (CGR _2)。我們同時保留信用對產出比 (CGR) 與信用對產出比的步驟 (2) 設算局部動能 (CGR _2) 於我們的模型中。

圖 6 信用對產出比 (CGR) 與信用對產出比的局部動能 (CGR _2)



由於上述的特殊處理方法，原始資料庫的變數於調整後變數個數從原始 58 個解釋變數增加至 70 個解釋變數，構成我們後續分析金融穩定性風險指數情勢變化的資訊來源。為了方便讀者參酌對照，我們將所有變數轉換調整的原則、以及調整後標示的符號，彙整在以下表 2 中。繼之以表 3 則為各個納入變數以變數代碼呈現的敘述性統計量、資料的起點，與非定態檢定的 ADF 檢定結果，相關變數的正式名稱、頻率以及資料來源等資訊，則彙整在附錄二的表格中。表 3 可以確認，所有時間序列資料在經過以上步驟調整轉換過後，已為可分析建模的定態序列。

表 2 調整前後之變數符號對照表

	原始變數符號	調整後變數符號
變數不做調整	X	X
(1) YOY 去除趨勢	X	X_1
(2) 保留原變數並計算趨勢動能	X	X 與 X_2
(1) & (2)：保留除趨勢變數並計算趨勢動	X	X_1 與 X_3

表 3. 敘述性統計量

	Mean	Std	Min	Max	Q10	Q50	start	ADF
BOP_OIA	242.11	1783.75	-6400.33	6263.33	-1880.33	208	1984	-4.73
BOP_OIL	-762.93	1858.21	-7489	4823.67	-2908.33	-507.33	1984	-4.51
CP	3.17	3	0.16	13.23	0.38	1.66	1987	-1.5
CPI_1	0.02	0.02	-0.02	0.07	-0.01	0.01	1982	-3.34
CPI_H_1	0.01	0.02	-0.01	0.07	0	0.01	1982	-1.92
DY	2.54	1.42	0.44	8.33	0.69	2.78	1978	-3.12
DYS	0.32	3.15	-6.05	6.84	-5.22	1.42	1995	-1.81
DYS_2	0.13	0.87	-3.26	4.16	-0.53	-0.02	1996	-7.69
DY_2	0	0.6	-3.44	3.31	-0.45	-0.02	1979	-9.3
FR_1	0.07	0.09	-0.16	0.41	-0.03	0.04	1988	-3.15
FR_3	0	0.06	-0.17	0.24	-0.08	0	1989	-5.37
FX_USD	31.77	3.98	24.76	40.48	26.69	31.5	1979	-1.56
FX_USD_2	-0.09	1.02	-4.32	4.61	-1.21	-0.02	1979	-5.56
GBTS	0.57	0.62	-1.62	2.01	-0.01	0.55	1995	-3.48
GBTS_2	0	0.4	-1.44	1.5	-0.44	-0.05	1996	-4.88
GB_10Y	2.51	1.9	0.26	6.79	0.7	1.7	1995	-1.66
GB_10Y_2	-0.1	0.36	-1.37	0.74	-0.53	-0.05	1996	-6.38
IOR	3.69	3.51	0.08	15.98	0.18	3.41	1981	-3.51
IOR_2	-0.16	0.97	-4.11	6.02	-1.12	-0.01	1981	-6.28
PBR	7.33	30.6	1.07	306.02	1.53	1.93	1978	-3.36
PBR_2	-1.93	13.82	-165.9	4.94	-0.8	0	1979	-5.18
PER	278.03	1607.7	8.03	11878.58	14.79	23.45	1978	-6.02
PER_2	-115.97	890.94	-9865.55	748.08	-17.73	-0.55	1979	-47.09
PSR	4.42	17.44	0.49	168.95	0.86	1.42	1978	-3.07
PSR_2	-1.13	8.17	-96.57	2.86	-0.54	-0.01	1979	-5.67
RENT_TPE_1	0.02	0.03	-0.02	0.16	-0.01	0.01	1982	-3.47
RENT_TPE_3	0	0.01	-0.04	0.07	-0.01	0	1982	-3.73
CGR	0.01	0	0.01	0.02	0.01	0.01	1987	-3.46
CGR_2	0	0	0	0	0	0	1988	-4.28

CVI	11.01	9.81	1.04	48.81	1.9	8.07	1996	-3.35
CVI_2	-0.17	5.85	-17.64	30.2	-5.55	-0.27	1997	-5.87
DTL	1.46	0.14	1.17	1.74	1.24	1.48	1987	-1.65
DTL_2	0	0.03	-0.11	0.08	-0.03	0	1988	-4
LAGR_D_2	0	0.01	-0.01	0.02	-0.01	0	1997	-2.29
LAGR_S_2	0	0	-0.01	0.01	0	0	1997	-2.41
LA_D_1	0.05	0.04	-0.03	0.13	0.01	0.04	1998	-3
LA_S_1	0.08	0.12	-0.19	0.34	-0.08	0.07	1998	-2.91
NAFI_1	0.09	0.04	0.02	0.21	0.05	0.07	1988	-1.95
NLA_1	0.05	0.16	-0.39	0.65	-0.13	0.04	1995	-4.9
NLA_3	0	0.14	-0.49	0.67	-0.16	0.01	1996	-8.63
NLA_H_1	0.07	0.29	-0.54	1.06	-0.28	0.05	1995	-3.76
NLA_H_3	0.01	0.25	-0.68	1.16	-0.29	0.02	1996	-5.08
NLR_H	3.69	2.74	1.35	9.5	1.62	2.27	1994	-2.62
NLR_H_2	-0.14	0.25	-1.14	0.24	-0.54	-0.03	1995	-4
NPL_1	-0.02	0.3	-0.49	1.11	-0.38	-0.06	1989	-3.64
NPL_3	0	0.17	-0.87	0.77	-0.15	0	1990	-6.37
AMI_ILLIQ	-15.62	2.61	-19.21	-9.21	-18.23	-16.72	1972	-1.55
AMI_ILLIQ_2	-0.08	0.36	-1.33	1.5	-0.5	-0.08	1972	-6.98
DELTA_COVAR	31.84	12.11	13.15	68.15	18.14	28.99	1985	-2.8
DELTA_COVAR_2	-0.42	5.25	-13.09	25.04	-5.74	-1.58	1986	-8.69
M1B_1	0.09	0.07	-0.1	0.32	0.01	0.07	1988	-4.19
M1B_3	0	0.06	-0.18	0.16	-0.08	0	1989	-5.51
M2_1	0.08	0.05	0.01	0.24	0.03	0.06	1988	-2.77
M2_3	0	0.02	-0.06	0.06	-0.02	0	1989	-4.79
M_SPREAD	0.01	0.07	-0.24	0.24	-0.09	0.01	1988	-2.91
M_SPREAD_2	0	0.05	-0.18	0.17	-0.07	0	1989	-5.99
TR	0.73	0.52	0.13	3.14	0.28	0.56	1978	-3.25
TR_2	0	0.28	-1.05	1.25	-0.3	-0.02	1979	-11.79

第三章 系統性風險衡量方法

我們將所蒐集的所有風險構面變數，將目標與風險變數一同進行分量迴歸分析，探索這些個別的風險面相對經濟成長率或者景氣變數下經濟行的解釋能力。然而過去文獻的經驗顯示，模型儘管有很好的配適度，但樣本外預測的結果，特別是衰退或下行風險的預測力，則相當不理想，這可能源於模型的過度配適。如何透過模型同時有效掌握景氣下行風險的關注，並考量融合眾多風險構面以及不同變數間的關聯與可解釋力，對於捕捉金融不確定性風險、建構指標，顯然至關重大。

設想文獻中眾多不同面向（橫斷面或跨時演變、刻劃經濟個體、總體行為或經濟體制的機制）、不同度量方式的系統風險指標或金融不穩定性的風險構面，都源於單一、隱而未現 (latent) 的整合系統風險因子；若總體景氣或經濟變數的特定條件分量受制於該因子的影響，則如何認定出這個隱身未見的系統不穩定性風險因子，就是一個有趣而有挑戰性的問題。

本計畫擬採用的模型包含兩階段的主成分分量迴歸 (Principal Component Analysis Quantile Regression, PCAQR)、偏最小平方法分量迴歸 (Partial Least Squares Quantile Regression, PLSQR)、偏分量迴歸 (Partial Quantile Regression, PQR)，以下將就此三個模型進行說明。

3-1 分量迴歸 (QR)

本計畫中關心的是景氣變數的下行風險，我們採用預測式分量迴歸作為主要模型，設 y_{t+1} 為景氣變數， x_t 為落後 y 的預測變數，參數 τ 為目標分位數：

$$Q^\tau(y_{t+1}) = \beta_{0,\tau} + \beta'_\tau x_t \quad (1)$$

對於目標分位數 τ 的選擇，我們參考 Giglio et al. (2016) 中探討系統性風險對於實質面景氣的下行風險影響中，發現使用第 10 百分位數與第

20 百分位數所得到的結果類似。考慮工業生產指數取完成長衝擊後波動度下降，第 10 百分位數較能代表極端事件，且我們發現使用臺灣的資料在預測第 10 百分位數優於預測第 20 百分位數，研析第 10 百分位數能夠提供我們對於景氣下行風險更完整的資訊，是以我們將 τ 設置在第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$)，該方法應用於後續的全樣本計畫與樣本外預測。

3-2 降維模型

假設眾多面相的系統風險測度或變數向量為 \mathbf{x}_t ，其實都是植基於一個系統性共同因子 \mathbf{F}_t ，設若 \mathbf{F}_t 可以進一步被拆解為一部份來自於隱而未現的系統風險因子 \mathbf{f}_t ，以及其他非屬系統風險（來自政策反饋或者與預測無攸關性的其他系統性）的干擾因子 \mathbf{g}_t ⁷，加上一個別變數的測量誤差 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ，因此測量方程式可以寫成：

$$\mathbf{x}_t = \Lambda \mathbf{F}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\phi} \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\Psi} \mathbf{g}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (2)$$

我們的研究架構中，景氣 y_{t+1} 在資訊集合為 \mathcal{J}_t 下其實是一個未知風險因子的線性函數

$$\mathbb{Q}^\tau(y_{t+1} | \mathcal{J}_t) = \alpha \mathbf{f}_t. \quad (3)$$

為了達成我們的研究目的，一個自然的方法當然是將所有金融不穩定性構面的風險變數全部放在分量迴歸的解釋變數中進行多變量分量迴歸，探索這些個別的風險面相對經濟成長率或者景氣變數下經濟行的解釋能力。然而過去文獻的經驗顯示，模型儘管有很好的配適度，但樣本外預測的結果，

⁷ \mathbf{g}_t 可以看做是會影響模型預測變數但並不會驅動 y_{t+1} 的條件分量的因子。所以整體而言， \mathbf{x}_t 變數集合共同變中，有部分來自於對於未來預測變數有攸關性的 \mathbf{f}_t ，因此可以預測未來 y_{t+1} 的條件分量；另一個部分則為對於未來預測性沒有攸關性的 \mathbf{g}_t ，Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 舉例說， \mathbf{g}_t 可以是代表金融緊縮或財務危機 (financial distress) 中跟實質面無關的部分，或者可以被政府政策干預調整、消彌的部分。因此這個不可見的部分 \mathbf{g}_t 可以當成是預測變數 y_{t+1} 時額外的擾動，因為它普遍地存在預測變數中，在降維過程中，自然會在變數形成的因子組合中平滑掉，因此聚焦在有攸關性的 \mathbf{f}_t 即可。

特別是衰退或下行風險的預測力，則相當不理想，這可能源於模型的過度配適。如何透過模型同時有效掌握景氣下行風險的關注，並考量融合眾多風險構面以及不同變數間的關聯與可解釋力，對於捕捉金融不確定性風險、建構指標，顯然至關重大。

在面對大量預測變數如何萃取綜整攸關性的預測訊號於迴歸預測中，最普遍的降維工具為主成分分析及其變形的相關應用；這在 Stock and Watson (2002), Bai and Ng (2006), 與 Kritzman et al. (2011) 已有系統性的回顧。Ando and Tsay (2011) 更是早期將主成分因子融入分量迴歸，實證因子模型條件分量的先驅。我們預計將承襲晚近文獻的做法，利用兩階段的主成分分量迴歸以及偏分量迴歸。其中偏分量迴歸，為將在建構兩群高維度變數群 y 與 X 的線性關係，同時考慮降維的偏最小平方法 (partial least square, PLS)，直接延伸用在條件分量迴歸的降維上，請參見 Dodge and Whittaker (2009)；相關的財金經濟應用在風險指標建構的一致性證明則見 Giglio, Kelly and Pruitt (2016)。

我們兩種方法分階段的估計步驟，羅列在表 4 中。以上模型足以說明本計畫中對於金融穩定性風險指標的建構方法論與基礎，與 ECB 的一致，而與金融研訓院僅將變數進行平均所編製的臺灣金融風險指數的方法論有極大的差異。

表 4 本文建構系統性共同因子之三個方法論

主成分分析分量迴歸 PCAQR	
因子估計階段	利用 K 個 $\sum_t \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t'$ 最大的特徵根(eigenvalues)所對應的特徵向量(eigenvectors) Λ 後代入 $(\Lambda' \Lambda)^{-1} \Lambda' \mathbf{x}_t$ 以估計 \hat{f}_t (僅考量解釋變數集 \mathbf{x}_t 之間的共變數)。
預測變數階段	將景氣變數 y_{t+1} 時間序列對 \hat{f}_t 進行分量迴歸(QR)
偏最小平方法分量迴歸 PLSQR	

因子估計階段	將景氣時間序列 y_{t+1} 對常數與 x_{it} 進行迴歸 (OLS) 估得係數 $\hat{\phi}_i$ 。每個時點 t 計算 x_{it} 與 $\hat{\phi}_i$ 的橫斷面共變異數以估計 \hat{f}_t (將預測變數 y 的平均數納入考量)
預測變數階段	將景氣時間序列 y_{t+1} 對 \hat{f}_t 進行分量迴歸 (QR)。
偏分量迴歸 PQR	
因子估計階段	將景氣時間序列 y_{t+1} 對常數與 x_{it} 進行分量迴歸 (QR) 估得係數 $\hat{\phi}_i$ 。每個時點 t 計算 x_{it} 與 $\hat{\phi}_i$ 的橫斷面共變異數以估計 \hat{f}_t 。(將預測變數 y 的分位數納入考量)
預測變數階段	將景氣時間序列 y_{t+1} 對 \hat{f}_t 進行分量迴歸(QR)。

註：表中用於建構指數的景氣變數 y_{t+1} 時間序列實為工業生產成長率模型調整過的成長衝擊。我們將依循 Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 以及 Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 的作法，以基準模型或 AR 模型濾去 (filter out) 成長率中可以為模型解釋的部分，作為景氣衝擊 (economic growth shock) 於輔助指數的編製。

3-2-1 主成份分量迴歸 (PCAQR)

在 PCQR 中，我們定義 \hat{f}_t 為 PCA 透過 \mathbf{x}_t 之間的共變找出的共同因子，估計出 $\hat{\alpha}'\hat{f}_t$ ，其中 \hat{f}_t 即為 $\frac{\mathbf{X}'\mathbf{X}}{TN}$ 的前 K 個主成分， $K = \dim(f_t)$ ；而且 $\hat{\alpha}$ 是在給定這些風險組成下分量迴歸所估出的分量迴歸係數。一旦從表一 PCQR 與 PQR 兩個估計方式透過兩個階段各求出 $\hat{\alpha}'\hat{f}_t$ ，Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 已經證明都會滿足一致性：

$$(\hat{\alpha}'\hat{f}_t - \alpha f_t) \xrightarrow{p} 0, \text{ as } N, T \rightarrow \infty. \quad (4)$$

在機器學習中 PCA 屬於非監督式學習，考量 PCA 因建構因子時沒有預測變數的介入導致其仰賴研究者所搜集之預測變數之共變性的缺點，但令人擔憂的是 PCA 在因子建構階段由於沒有預測變數的介入，PCA 可能萃取出重要但與 y 不相關之共同因子 (\mathbf{g}_t) 使得 PCA 非常仰賴研究者所搜集之預測變數集，若該變數集合對 y 具有針對性且變數集內不包含無

效預測變數，則 PCA 所萃取出來的共同因子就有很強的代表性，反之則不然，考慮到本計畫搜集之變數包含資產定價層面、利率、實質面等變數可以說是包羅萬象，可能會導致 PCA 無法有效萃取出與預測變數相關之因子，故我們將變數預先分成相似的小群體能夠盡可能提高 PCA 萃取有效資訊的機會。

3-2-2 偏最小平方分量迴歸 (PLSQR)

我們參考 Kelly and Pruitt (2015) 延伸 Wold (1996) 之 PLS 納入本計畫的降維方法中，稱為三階段迴歸過濾法 (Three-pass regression filter, 3PRF)，其中第一、二階段為因子建構階段，而在三階段為預測階段，下一節提及之 PQR 亦是在此架構上做出些微變化，藉此能夠更有效的從預測變數中提取與預測變數有關之共同因子 (f_t) 而非與預測變數無關之 (g_t)，第一階段是將預測變數 y_{t+1} 與 $x_{i,t}$ 共同估計出 N 個時間序列單變量迴歸，

$$E(y_{t+1}) = \phi_{i,0} + \phi_{i,1}x_{i,t}, t=1\dots T ; i=1\dots N \quad (5)$$

其中 $\phi_{i,1}$ 為式 (2) 中用於捕捉 y_{t+1} 與 $x_{i,t}$ 之間聯繫的媒介，接著我們將式 (5) 中估計得來的 $\hat{\Phi}$ 向量在橫斷面上與 $x_{i,t}$ 估計 T 個迴歸即：

$$X_t = f_0 + f_t\Phi + v_t, i = 1, \dots, N. \quad (6)$$

其中 v_t 為與預測變數不相干的資訊，透過第二階段式 (6) 中得到 f_t 即為過濾掉與預測變數無關之共同因子，換言之 f_t 即是前文提及之預測變數與預測變數之間隱而未見的共同因子，原本在 Kelly and Pruitt (2015) 文中採用的 3PRF 是將取得預測因子 f_t 之後再將其與預測變數 y_{t+1} 做迴歸，而為本計畫目的在預測預測變數之分量，故我們將第三階段以分量迴歸替代原先 Kelly and Pruitt (2015) 在文中使用的 OLS 並以下式 (7) 表示：

$$Q^\tau(y_{t+1}) = \alpha_0 + \alpha f_t, 0 < \tau < 1 ; t = 1 \dots T \quad (7)$$

3-2-3 偏分量迴歸 (PQR)

我們延續 Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 與 Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 在 ECB 建構金融穩定性風險指數的方式，將 PQR 應用在我們所蒐集的變數集合，PQR 的共同因子估計方法類似於前文提及的 Kelly and Pruitt (2015) 之 PLS 三階段迴歸過濾法 (three-pass regression filter, 3PRF)，主要的差異點在於因子建構的第一階段與預測預測變數的第三階段，Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 文中將 3PRF 的第一階段替換成分量迴歸 (QR)，也就是希望取得預測變數之特定分量的資訊：

$$Q^\tau(y_{t+1}) = \phi_{i,0}^\tau + \phi_{i,1}^\tau x_{i,t}, \quad t=1 \dots T \quad ; \quad i=1 \dots N \quad (8)$$

透過單變量分量迴歸估計得來的 $\phi_{i,1}^\tau$ 即為預測變數與預測變數之分位數相關連的媒介，將第 (8) 式估計 N 次後可以估計出所有預測變數帶有預測變數特定分量資訊的 $\hat{\Phi}^\tau$ 向量。在第二階段估計橫斷面迴歸式，將每一時點的 $x_{i,t}$ 對 $\hat{\Phi}^\tau$ 估計 OLS 迴歸共計 T 次，這個階段的目的是在於將 $x_{i,t}$ 中與 y_{t+1}^τ 無關的資訊過濾掉：

$$x_t = f_0 + f_t^\tau \hat{\Phi}^\tau + v_t, \quad t=1, \dots, T \quad (9)$$

其中 f_t^τ 為過濾後只與預測變數特定分位數有關的資訊。第三階段為因子預測階段 y_{t+1}^τ 對從式 (9) 估計出的 f_t^τ 做分量迴歸：

$$Q^\tau(y_{t+1}) = \alpha_0 + \alpha f_t^\tau, \quad 0 < \tau < 1 \quad ; \quad t = 1 \dots T \quad (10)$$

我們將景氣下行設為預測變數的第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$)，故在 PQR 第一階段時取用 $\tau = 0.1$ 建構因子，再把所得的因子作為第二階段的解釋變數對 growth shock 在 $\tau = 0.1$ 之下進行分量迴歸；也就是說，我們擷取專屬於在 10% 景氣下行風險的金融背景變因線性組合作為因子，配適出建構金融穩定性風險指數的模型。

3-3 模型績效衡量

參考 Giglio et al (2016) 在文中使用的分量 Pseudo R^2 幫助我們判斷模型優劣，該方法首見於 Diebold and Mariano (1995) and West (1996)。Pseudo R^2 的優勢相較於傳統上迴歸採用的 R^2 更可以幫助我們捕捉在預測應變數上模型與基準的相對優勢。Pseudo R^2 的數學式如下：

$$R^2 = 1 - \frac{\frac{1}{T} \sum_t [\rho_\tau(y_{t+1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)]}{\frac{1}{T} \sum_t [\rho_\tau(y_{t+1} - \hat{q}_t)]} \quad (11)$$

其中 ρ_τ 為分量迴歸的損失函數，上式分子 $\rho_\tau(y_{t+1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)$ 為模型預測分量迴歸的損失，換言之是將給定模型 (conditional) 下所未能解釋的部分與分母 $\rho_\tau(y_{t+1} - \hat{q}_t)$ 無給定模型 (unconditional) 下 (也就是目標本身的歷史分位數資訊) 進行比較， R^2 為負值的時候表示給定條件的模型劣於無給定條件。

3-4 個別變數重要性與邊際貢獻衡量

本計畫的目標除了是提供一個有效的預測模型外，我們也想知道哪些變數在預測上較為重要以下採用兩種方法來判斷，方法 1 在未給定其他變數下個別變數 X_j 在全樣本與樣本外遞迴預測的 Pseudo R^2 來衡量其預測能力。方法 2 則是參考 Gu et al. (2020) 中使用的方法，即是估計兩個模型分別為包含全變數下的 Pseudo R^2 以及移除變數 X_j 下的 Pseudo R^2 並計算兩者差異，即為此變數在控制模型其他條件不變之下之邊際貢獻。

3-5 金融穩定性風險指數的編製

我們將比較各個模型樣本內與樣本外的配適結果，選取最適的模型作為本報告金融穩定性風險指數的編製基礎。我們將取用降維選取因子後第二階段在分量迴歸 ($\tau = 0.1$) 下，作為預測鄰近之實質景氣下行的最適遞迴

樣本外預測，編製指數。由於模型的配適值愈低，則表示景氣面臨下行風險將越嚴峻。為了能夠使決策者更容易判別金融穩定性風險之程度，我們擬將第二階段針對分量迴歸模型 ($\tau = 0.1$) 配適的預測值 \hat{Y}_t 正規化⁸ 至 $[0, 1]$ 區間，利用 $(1-x)$ 將其數值越小代表衰退越嚴峻的意義，轉翻為風險越高；最後乘上 100 將尺規由 $[0, 1]$ 區間調整至 $[0, 100]$ 的區間，概念以式 (12) 表達如下：

$$FSRI_t = \left[1 - \left(\frac{\hat{Y}_t - \hat{Y}_{min}}{\hat{Y}_{max} - \hat{Y}_{min}} \right) \right] * 100 \quad (12)$$

由 (12) 式轉換後的風險序列，最小的取值為 0，最大取值為 100。數值越接近 100，代表越接近驗證期間的歷史預測值最高峰值，代表景氣下行風險越嚴峻；同理，越小代表越穩定而無景氣下行的風險。我們稱之為金融穩定性風險指標 (financial stability risk index, FSRI)。

⁸ 序列數值減去最小值後除以全距

第四章 實證建構模型與變數之比較

我們將在本章中，比較三個主要模型 PCAQR, PLSQR, PQR 在全樣本以及樣本外的表現差異，並進一步探討全部 58 個變數經過前述 3 種降維方式所得到的金融面因子，對於實質景氣衝擊的預測能力。我們採用工業生產指數年增率取成長衝擊 (IPI_YOY_GS) 作為應變數並以其第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$) 代表下行風險，我們將衡量個別模型、不同變數與取用的因子數、在不同樣本期間的預測能力比較，作為我們最終選擇最適模型建構指數的基礎。其中比較的基準指標，採用前面在 3-4 小節討論的分量 Pseudo R^2 作為比較基準，並在後續探討其中不同構面與個別變數是否納入模型的邊際的重要性。

本章將於 4-1 進行自 1998 年起的全樣本分析，比較模型與變數的選取；4-2 則為同樣起點但選擇 2001 年開始進行遞迴式樣本外預測的分析；4-3 小節為 2008 年開始有情緒與市場氛圍構面變數的納入，我們也以此為起點，進行了全樣本與樣本外的模型比較與分析。4-4 節特別檢視因為局部動能所擴充的變數資訊對於模型的貢獻與預測力效果。由於結果與細節較多以致於本章的內容較繁複，建議欲掌握概貌的讀者可以略去 4-3 與 4-4 小節。

4-1 全樣本分析

我們採用 1998 年至 2021 年這段樣本時間進行全樣本分析。

4-1-1 單一變數

從單一變數分量迴歸我們可以觀察到，迴歸係數顯著之變數占比在各大構面中皆大於百分之五十，且顯著的變數幾乎都有較高的 Pseudo R^2 。

觀察到各個構面的表現，其中脆弱性中更有接近百分之八十的變數有

顯著之迴歸係數。因此我們可以推斷在單一變數架構下，本計畫所挑選的變數和預測變數都有著一定程度的關聯性。

透過單一變數分析我們亦驗證了變數調整的重要。如同 2-3-2 小節所述，我們參考 Duan et al. (2012)，調整部分變數以捕捉該變數在短期內的趨勢傾向。從表 5 可以觀察到變數在調整後之迴歸係數確實變得更加顯著。例如，大盤現金殖利率與公債利差 (DYS)、全體貨幣機構存放比 (DTL) 及其他與利率有關之變數，十年期政府公債 (GB_10Y)、金融業拆款利率 (IOR) 等等。

此外，變數經過 Duan et al. (2012) 之方法調整後，我們亦保留了原始變數，用以參考其水準值所帶來的影響。從表 5 可以看到部分變數水準值與調整後的數值之迴歸係數皆呈現顯著；例如，企業脆弱性指數 (CVI)、信用產出佔比 (CGR) 等變數。另有一些變數的局部動能甚至對預測變數提供更豐富的資訊內涵。

表 5 不同構面中個別解釋變數對成長衝擊的統計顯著性

類別	變數	Coeff	Pseudo_R ² (%)	類別	變數	Coeff	Pseudo_R ² (%)
資產 評價 與 風險	BOP_OIA	0	0.82	脆弱性	CGR	45.8334***	3
	BOP_OIL	-0.0***	8.1		CGR_2	-185.9248**	4.49
	CP	-0.0046	0.26		CVI	-0.006***	18.13
	CPI_1	1.792*	3.43		CVI_2	-0.0112***	9.13
	CPI_H_1	1.7079	1		DTL	0.0443	0.17
	DY	-0.0313**	11.65		DTL_2	-1.9684***	13.88
	DYS	-0.0094	2.52		LAGR_D_2	-5.4067**	2.57
	DYS_2	-0.0716***	20.94		LAGR_S_2	8.5675***	2.74
	DY_2	-0.0782***	12.37		LA_D_1	1.0646***	10.96
	FR_1	0.4693***	6.84		LA_S_1	0.3556***	7.83
	FR_3	0.291	0.91		NAFI_1	1.0882***	0.41
	FX_USD	-0.0245***	10.09		NLA_1	0.1706**	3.52
	FX_USD_2	-0.0628***	20.71		NLA_3	0.3176***	8.23
	GBTS	0.0136	0.28		NLA_H_1	-0.0146	0.17
	GBTS_2	-0.0317	0.13		NLA_H_3	-0.0234	0.38
	GB_10Y	-0.0032	0.17		NLR_H	-0.0054	0.76
	GB_10Y_2	0.1732***	17.93	NLR_H_2	0.2283***	7.8	
	IOR	-0.0046	0.27	NPL_1	-0.0607*	2.22	
	IOR_2	0.1625***	18.82	NPL_3	-0.1985**	9.69	
	PBR	0.0964*	14.27	AMI_ILLIQ	-0.0703***	10.65	
	PBR_2	0.3151***	23.43	AMI_ILLIQ_2	-0.2866***	31.25	
	PER	0.0012	4.9	DELTA_COVAR	-0.0072***	14.75	
	PER_2	0.0011	0.55	DELTA_COVAR_2	-0.0065***	1.63	
	PSR	0.0689**	6.94	M1B_1	0.728***	11.19	
	PSR_2	0.3285***	21.29	M1B_3	-0.1928	0.74	
	RENT_TPE_1	1.3244	1.08	M2_1	-1.3465***	0.99	
	RENT_TPE_3	11.22***	9.59	M2_3	-3.9158**	4.47	
					M_SPREAD	1.0504***	14.47
					M_SPREAD_2	-0.2488	0.33
					TR	0.0207	0.32
					TR_2	0.0115	0.11

註：***, **, * 分別代表 P 值在 1%, 5%, 10% 以下拒絕虛無假設。

4-1-2 因子模型

我們將各模型在全樣本下的預測結果整理於表 6 子表 A 中，其中我們考慮取 1 個 ~3 個因子來觀察模型的預測能力，可以看見透過 PCA 建構因子的 PCAQR 的預測能力相對較不理想，我們推測該結果是由於 PCA 在建構因子時未考慮預測變數的關係，而導致 PCA 建構的因子無法有效預測預測變數；另一方面 PLSQR 與 PQR 則明顯優於 PCA。雖 PLSQR 略遜於 PQR，但 PLS 以預測變數 y 的中央區位（平均數）與解釋變數的關聯性作為來建構因子之基礎，PLSQR 卻仍保有略遜於 PQR 的預測能力。值得一提的是，以 y 的平均數作為目標而萃取出來的資訊，仍對於景氣下行有一定的預測力。PQR 是以預測變數 y 的特定分位數作為解構資訊的基礎建構因子，我們發現 PQR 所建構的因子不僅具備預測變數在特定分配位置上的攸關性與彈性，其預測能力也最強。

我們將每個模型的前三個因子時間序列呈現於下圖 7，可以明顯發現若以國發會認定之景氣下行(陰影處)作為判斷依據，我們可以與表 6 得出相同結論，PCAQR 的前三個因子無法觀察到其對景氣下行的預測能力，同樣的我們可以觀察到 PLSQR 與 PQR 在第一因子大概呈現相似走勢，且第一因子的解釋能力最強，而第二個與第三個因子我們發現其走勢雖仍具備對景氣下行的預測力，但其資訊含量稍微遞減，此結果亦可以凸顯 PQR 有效建構出具有與景氣狀態有預測攸關性的因子。

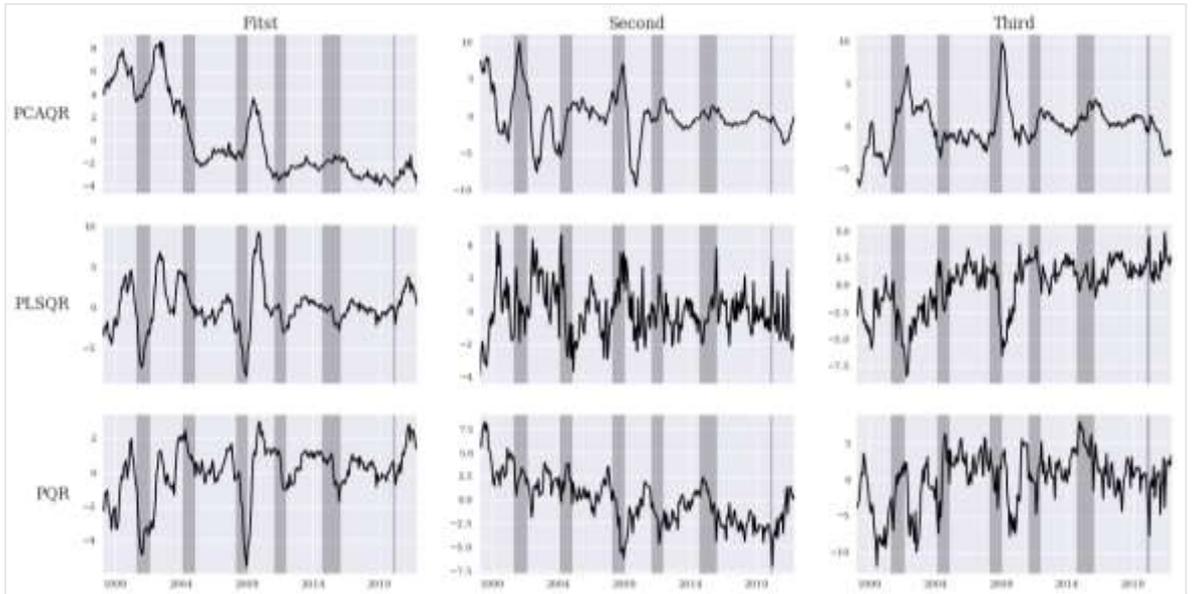
表 6 因子模型 Pseudo R^2 – 全樣本

A – 全變數降維					
Model	ALL (1)		ALL (2)		ALL (3)
PCAQR	0.47		4.68		6.1
PLSQR	6.94		12.92		12.93
PQR	10.99		14.69		17.92
B – 分類別降維					
Model	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	3FQR	Factor of Factor (FoF)
PCAQR	0.01	0.19	1.75	1.92	0.11
PLSQR	4.25	8.66	5.97	9.88	8.57
PQR	7.06	9.34	7.78	12.35	0.08

註：全樣本預測模型 Pseudo R^2 資料起點為 1998 年，欄位中括號為因子數量，其中 ALL(1),(2),(3) 表示全變數分別降維至 1, 2, 3 個因子，3FQR 是各類別變數先行取得類別因子後進行樣本外預測，Factor of Factor, FoF 則是將三個類別因子再進行一次降維處理後再行預測預測變數。

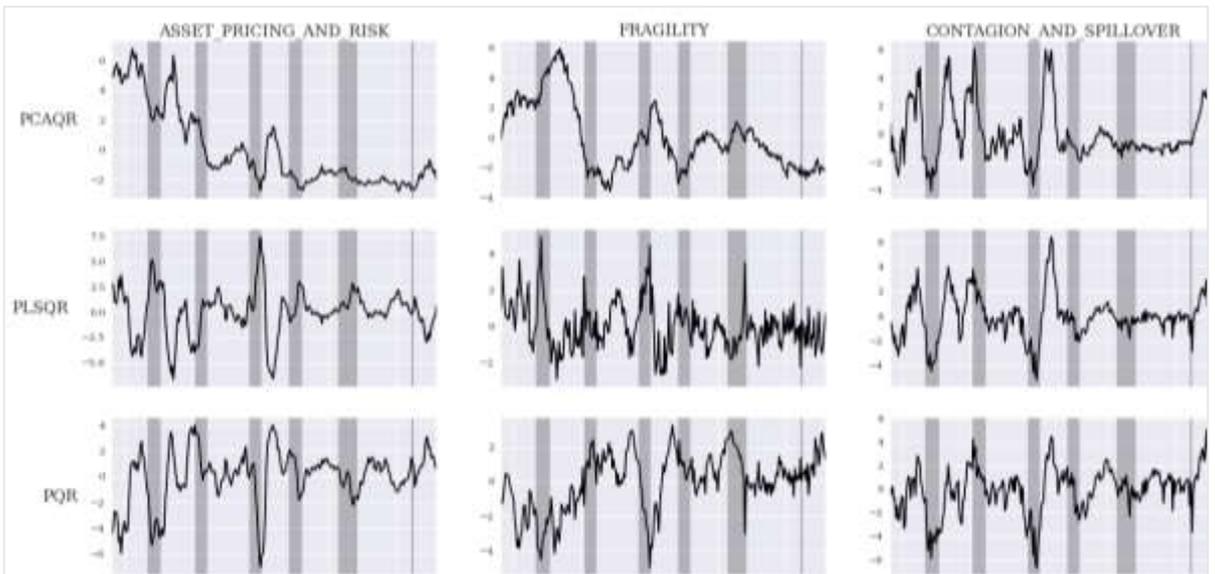
一個重要的問題是：若將變數先行分類後，再由各類別取一個共同因子於預測成長衝擊的結果，是否會優於不分類將所有變數納入的全變數降維所得的因子預測？我們將結果列於表 6 子表 B 中，我們採用 1998 年作為起點的資料集合，將共將變數分為三個類別，結果顯示 PQR 在建構因子的效率優於 PLSQ 與 PCAQR 兩個模型，我們將其因子的時間序列顯示於圖 8。其中脆弱性指標的預測能力最強，其次為傳導與外溢效果，最後則是資產評價與風險。我們發現全類別（3FQR，將三個類別取出的因子同時與預測變數進行預測式分量迴歸）其結果優於單一類別預測，若將三大類別取出的三個因子再進行降維用所得到的因子（FoF）建模，則結果遠遜於 3FQR 以及所有變數建構降維因子的模型。

圖 7 因子時間序列 - 全樣本



註：圖 7 為納入所有變數降維之共同因子時間序列，樣本期間為 1998 ~ 2021 年。

圖 8 類別因子時間序列 - 全樣本



註：圖 8 為各構面類別變數降維之共同因子時間序列，樣本期間為 1998 ~ 2021 年。

4-1-3 變數邊際貢獻

首先觀察不同模型間的差異。回顧我們使用 PCAQR 模型萃取資訊時，只使用到解釋變數之間的變異性，然而在 PLSQR 與 PQR 模型中，被解釋變數的資訊被進一步納入了資訊萃取的過程。根據我們的實證結果，確實可以觀察到不同資訊萃取方式所帶來的差異。根據表 7，我們發現 PCAQR 中各個類別之邊際貢獻皆小於零，然而 PLSQR 與 PQR 中脆弱性、傳導與外溢類別皆有大於零之邊際貢獻。除此之外，PCAQR 所挑出的重要變數主要和脆弱性、資產評價與風險較為相關，而 PLSQR 與 PQR 挑出的變數主要和脆弱性、傳導與外溢機制較為相關。根據 PLSQR 與 PQR 模型所挑選出變數的來源，我們認為從脆弱性、傳導與外溢機構面中挑選出之變數有相當程度的重要性，見圖 9 與圖 10。

接著觀察個別變數，我們發現在三個模型中 DELTA_COVAR 都被認為非常重要的變數，代表本計畫使用金融業股價進一步計算而得的 DELTA_COVAR 對於衡量經濟的下行風險，確實是有相當的資訊內涵，見圖 9 與圖 10。

我們也發現變數的細部項目相較於總合項目，對於模型有更明顯的貢獻度，這也隱含著總和項目與細部項目對於模型的預測結果，各自帶有不同的資訊內涵。例如，五大銀行新承做放款金額-購屋貸款年增率 (NLA_H_1) 在 PLSQR、PQR 模型的貢獻度都明顯優於五大銀行新承做放款金額年增率 (NLA_1)，見圖 10。

最後我們觀察不同變數處理方法對於模型貢獻之影響。例如，DELTA_COVAR 在三個模型中都是重要的變數，然而在 PLSQR 與 PQR 中我們可以看到 DELTA_COVAR 在經過如同 2-3-2 小節所述 Duan et al. (2012) 的調整後（調整後變數名稱為 DELTA_COVAR_2），對於模型的貢獻分別來到了第一名與第二名；PQR 模型中調整後之信用對產出佔比

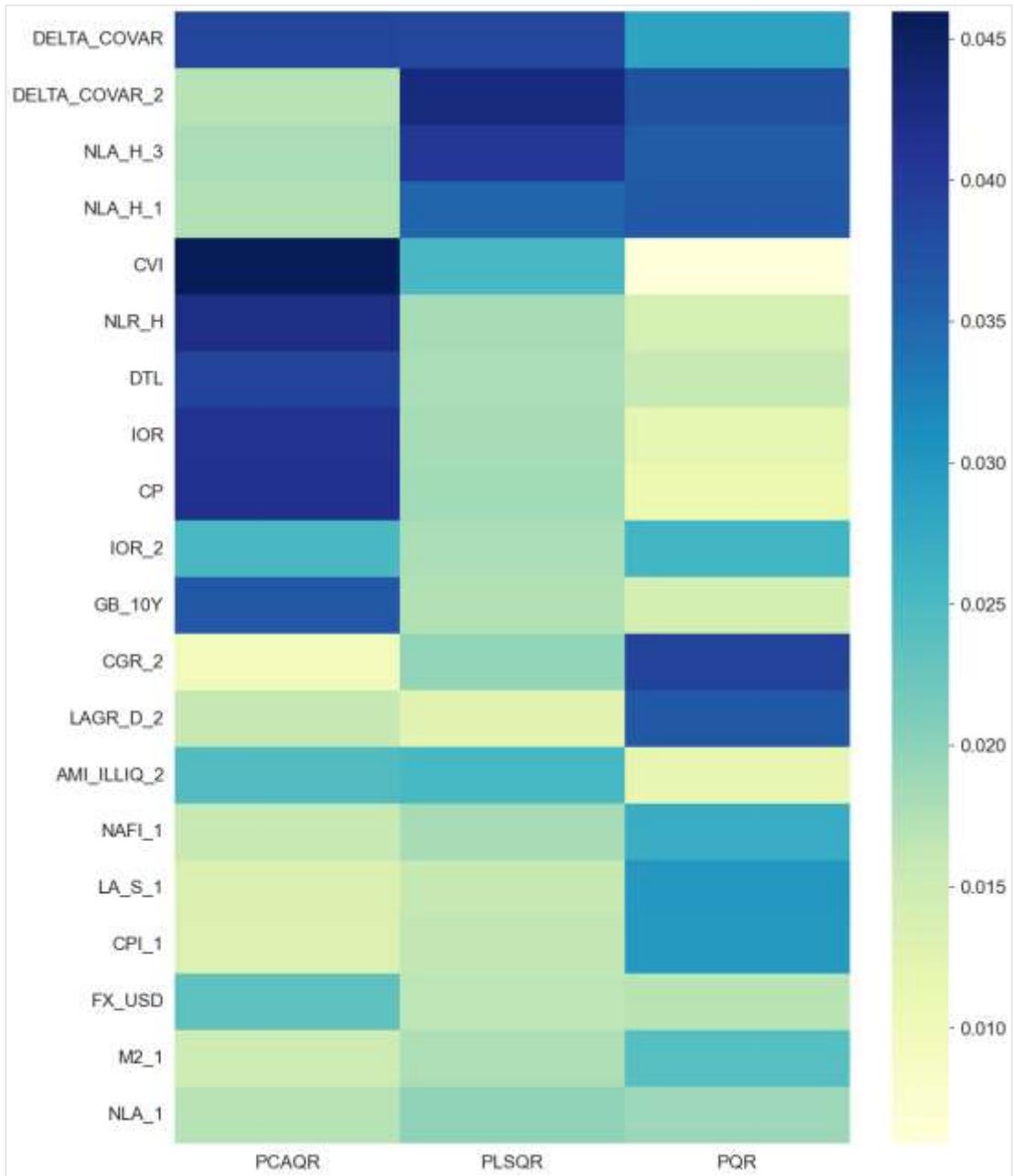
(CGR_2)，亦躍升為貢獻第一名之變數，見圖 10。由於 PQR 的模型彈性，我們也嘗試對照不同分位數模型下所得到的變數重要性進行比較，相關圖表請參閱附錄三。

表 7 類別重要性-樣本內

	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制
PCAQR	-0.39	-1.41	-0.04
PLSQR	-2.19	1.87	0.21
PQR	-0.97	2.71	0.3

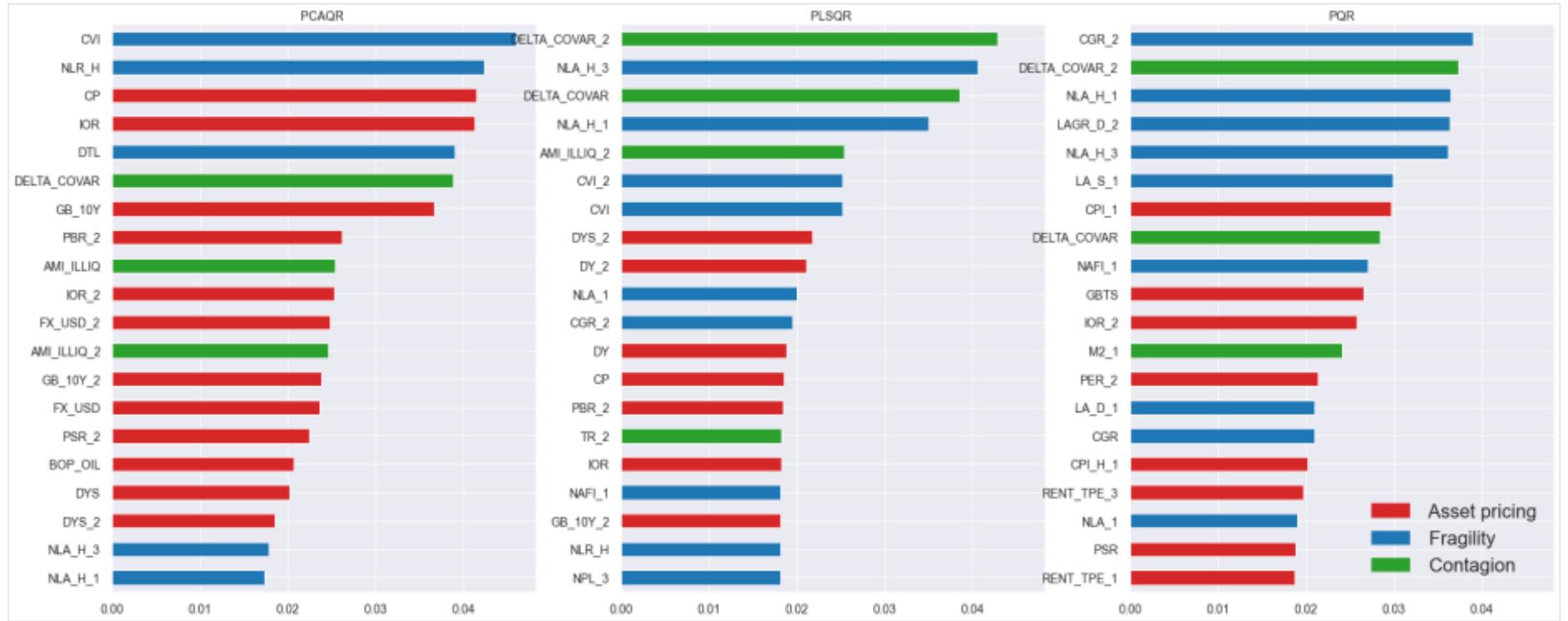
註：表格內數值為 $\Delta \text{Pseudo } R_j^2 = \text{Pseudo } R_{model}^2(\text{all sector}) - \text{Pseudo } R_{model}^2(\sum_i \text{sector}_i), i \neq j$

圖 9 變數重要性熱力圖 - 樣本內



註：熱力圖數值為 3-4 節中個別變數之邊際貢獻。

圖 10 變數重要性長條圖 - 樣本內



註：以上柱狀圖的數值為 3-4 節中所定義個別變數之邊際貢獻

4-2 樣本外分析

我們以 1998 年為樣本資料起點，並以 2001 年作為樣本外遞迴預測的起點。

4-2-1 遞迴式樣本外預測

建構風險指標的重點是希望模型提供的樣本外信息。我們將利用遞迴 (Recursive) 的方式進行樣本外一期的預測，目的在於：我們希望任一時點 $t+1$ 所建構的風險指標，可以利用完整使用到 $\{1,2,\dots,t-1,t\}$ 的資訊。

4-2-2 單一變數

表 8 為利用遞迴樣本外預測期間個變數的 Pseudo R^2 。我們發現於樣本外 Pseudo R^2 大於 10% 的變數之中，在全樣本下之 Pseudo R^2 亦有很好的表現，因此我們推斷這些變數之重要程度有一致性。此外約有四成變數 Pseudo R^2 與全樣本分析時之結果相近 (Pseudo R^2 差異小於 1%)，其中外匯存底年增率 (FR_1)、十年期公債之趨勢變化 (GB_10Y_2)、金融業隔夜拆款利率之趨勢變化 (IOR_2) 等變數 Pseudo R^2 甚至高於全樣本分析時之結果。

進一步觀察 Pseudo R^2 表現和全樣本時一樣好的變數，我們發現有約四成變數是經過 Duan et al. (2012) 方法調整、另外四成是經過調整前的原始變數，這也和我們在全樣本分析時的結果一致，變數水準值與調整後的數值皆對模型有重要的影響力。

最後我們以 PQR 預測結果為例，觀察到單一變數分析中為較重要的變數，於後續變數邊際貢獻分析中亦有相當程度的重要性。例如，資產評價

與風險構面中，美元即期匯率之趨勢變化 (FX_USD_2)、外匯存底年增率 (FR_1)、消費者物價指數年增率 (CPI_1)；脆弱性構面中，企業脆弱性指標 (CVI)、消費者購屋貸款-購置住宅貸款與房屋修繕貸款之趨勢變化 (LAD_1)，信用對產出占比 (CGR)；傳導與外溢機制構面中，Amihud 非流動性指標 (AMI_ILLIQ_2)、M1B 貨幣年增率 (M1B_1)、M1B 與 M2 年增率差值 (M_SPREAD)。

表 8 個別變數對成長衝擊的解釋能力

類別	變數	Pseudo_R ² (%)	類別	變數	Pseudo_R ² (%)
資產評價與 風險	BOP_OIA	-2.5	脆弱性指 標	CVI	14.5
	BOP_OIL	4.36		CVI_2	5.89
	CP	-1.46		DTL	-0.3
	CPI_1	2.43		DTL_2	13.25
	CPI_H_1	0.08		LAGR_D_2	-3.02
	DY	9.36		LAGR_S_2	0.37
	DYS	-0.66		LA_D_1	10.9
	DYS_2	18.64		LA_S_1	7.93
	DY_2	7.88		NAFI_1	-0.13
	FR_1	7.31		NLA_1	2.18
	FR_3	0.31		NLA_3	7.48
	FX_USD	9.66		NLA_H_1	-1.26
	FX_USD_2	20.59		NLA_H_3	-1.52
	GBTS	-2.33		NLR_H	-1.82
	GBTS_2	-1.17		NLR_H_2	7.58
	GB_10Y	-1.6		NPL_1	0.14
	GB_10Y_2	18.06		NPL_3	7.69
	IOR	-1.58		傳導與外 溢機制	AMI_ILLIQ
	IOR_2	19.29	AMI_ILLIQ_2		30.52
	PBR	13.5	DELTA_COVAR		13.48
	PBR_2	23.11	DELTA_COVAR_2		-2.25
	PER	3.83	M1B_1		10.63
	PER_2	-0.65	M1B_3		-0.65
	PSR	5.97	M2_1		-1.46
	PSR_2	21.23	M2_3		1.22
	RENT_TPE_1	0.01	M_SPREAD		13.28
RENT_TPE_3	8.23	M_SPREAD_2	-0.45		
脆弱性指標	CGR	2.18	TR	-0.07	
	CGR_2	0.67	TR_2	-2.11	

4-2-3 因子模型

表 9 為因子模型之實證結果，我們主要發現有二；首先，在各模型皆取一個共同因子下，萃取了目標分位數的 PQR 因子模型預測能力最佳。其 Pseudo R² 達到 6.07%，而萃取平均數資訊的 PLSQR 的 3.47% 次之，PCAQR 為 (-2.17%) 最差，這與全樣本分析的結論類似。由此可知，PCA 並不適用於預測景氣分位數。再者，在全樣本分析中發現因子數量愈多 Pseudo R² 會愈高；但是在樣本外分析中發現取一個共同因子 [ALL(1)] 的結果，更勝於取兩或三個因子，這與 Gu et al. (2020) 的結論類似；換言之，即是在降維模型中共同因子數量並非愈多愈好。

表 9 因子模型 Pseudo R² – 樣本外預測

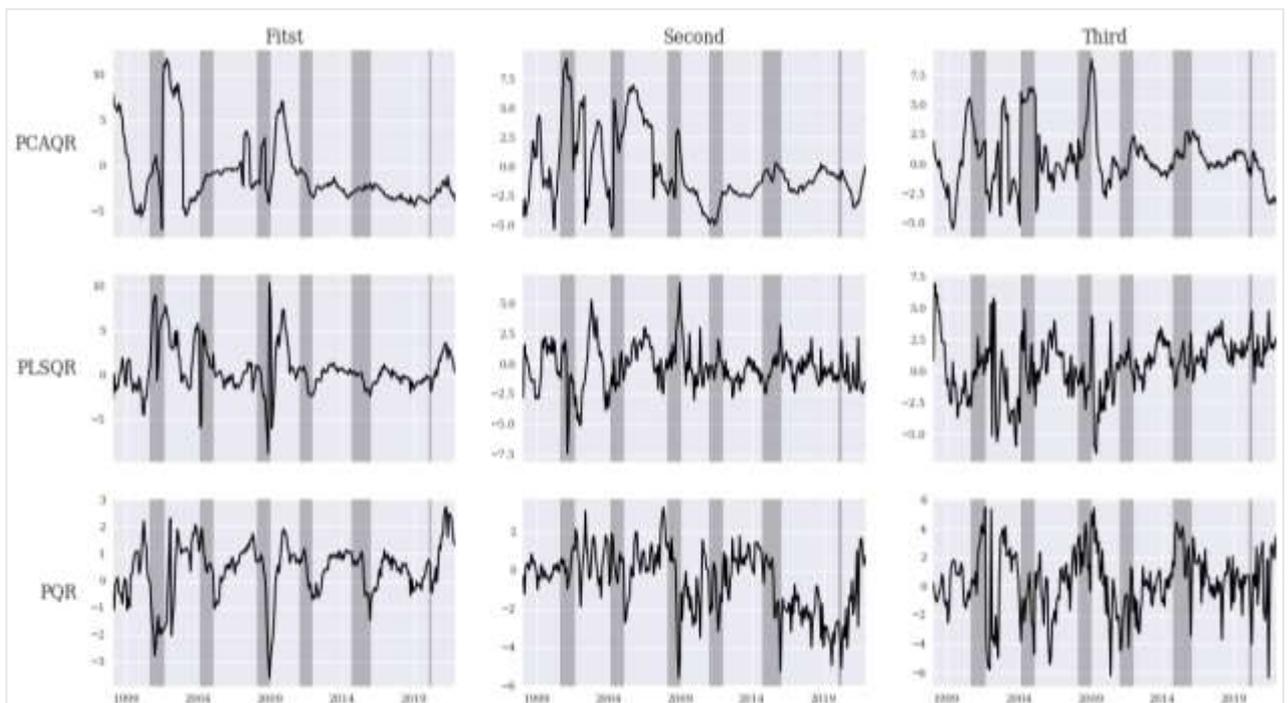
A. 不分類別					
Model	ALL (1)		ALL (2)		ALL (3)
PCAQR	-2.17		0.27		-1.56
PLSQR	3.47		-3.01		-5.17
PQR	6.07		3.36		1.34
B. 區分類別					
Model	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	3FQR	Factor of Factor (FoF)
PCAQR	-1.59	-3.35	0.17	-7.55	-1.17
PLSQR	0.98	-2.49	4.28	-1.92	1.59
PQR	3.47	-2.49	2.01	-3.12	1.51

註：樣本外遞迴預測模型 Pseudo R² 樣本外起點為 2001 年。其中 ALL (1)、(2)、(3) 表示納入所有變數分別降維至 1、2、3 個因子，3FQR 是各類別變數先行降維至 1 個因子後再進行樣本外預測，Factor of Factor (FoF) 則是將三個類別因子再進行一次降維處理後，再預測應變數。

從圖 11 中我們可以觀察到在第一共同因子的部分 PCAQR 與另外兩個模型 (PLSQR、PQR) 差異巨大且 PCAQR 無法有效預測預測變數，由此可知在我們的資料集合中只考慮了解釋變數間的共變性的 PCAQR 在建構因子階段取得的因子預測能力較差，PLSQR 則是界在另兩者之間，我們從圖中可知 PQR 在預測景氣下行的能力較優。此外我們可以觀察到 PQR 與 PLSQR 在第二因子以後其因子時間序列明顯出現雜訊，使得序列上下劇烈變動不穩定。

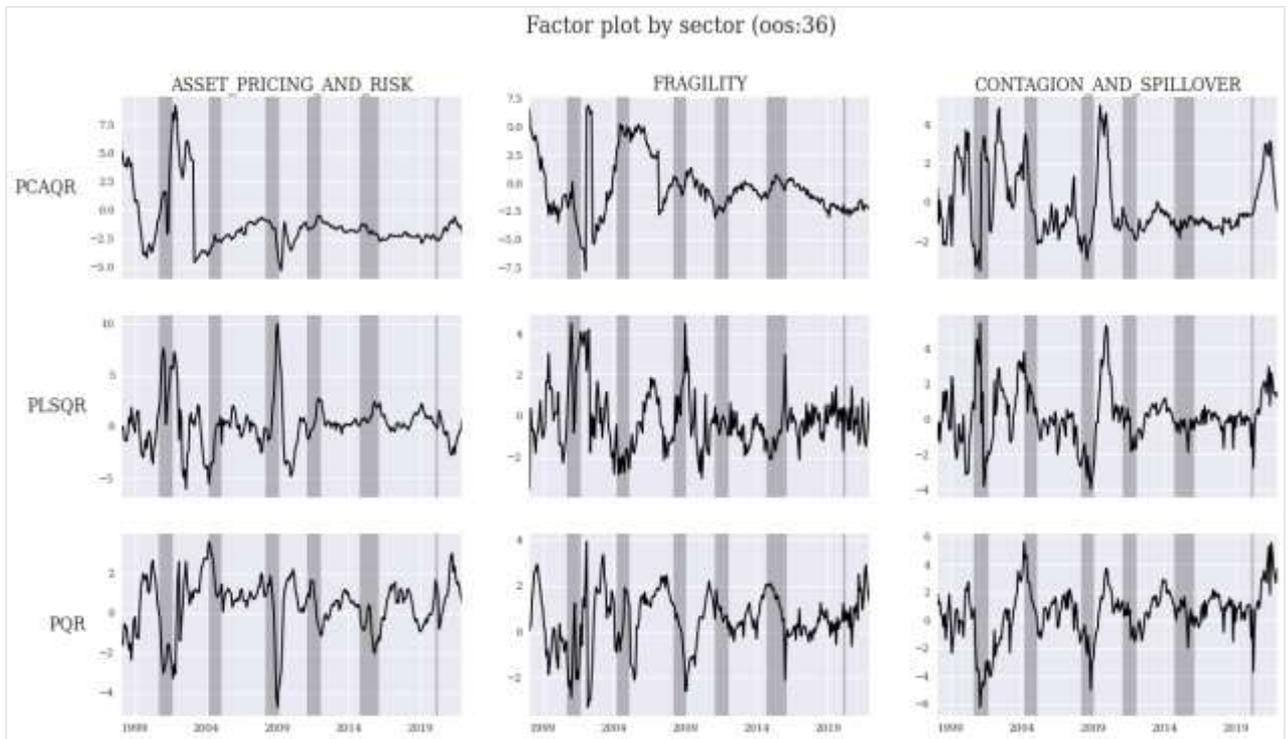
我們接著將各類別變數使用 PQR 進行降維後使用單一類別、全類別與全類別再降維三種方式觀察其因子預測能力並將 Pseudo R^2 報告於表 9 子表 B，首先我們發現 PCAQR 三個類別的因子預測力皆弱於 PLSQR 與 PQR，接著我們比較 PLSQR 與 PQR 可以發現在資產評價與風險該類別上 PQR 因子效率較佳，傳導與外溢機制的部分則是 PLSQR 較優，且兩者在脆弱性指標類別下，皆無法取得有效的預測因子。最後我們發現若使用全類別與全類別再降維的方式其 Pseudo R^2 相較於表 9 子表 A 的結果發現採用不分類別降維的方式較優。

圖 11 因子時間序列 – 樣本外(不區分類別)



觀察 PQR 模型之結果，不同於全樣本時挑選主要來自於脆弱性、傳導與外溢機制之變數，於樣本外分析時 PQR 所挑選的重要變數主要來自於資產評價與風險、傳導與外溢等構面； PLSQR 於樣本外分析時與全樣本分析時有較一致的結果，皆認為重要的變數多半來自於脆弱性、傳導與外溢等構面； PCAQR 所挑選出之變數也和全樣本分析時一致，主要來自於資產評價與風險。我們比對全樣本與樣本外之分析結果，推斷 PLSQR 與 PQR 模型皆認定傳導與外溢構面中的變數相對較為重要。

圖 12 因子時間序列 – 樣本外(區分類別)



4-2-4 變數邊際貢獻

觀察不同模型間之差異，可以看到 PQR 除了於資產評價與風險類別表現不佳，在其他類別之邊際貢獻皆優於 PCAQR 與 PLSQR，見表 10。

接著從圖 13 我們可以發現，樣本外分析時不同模型在選擇重要變數比較沒有共識，例如模型 PLSQR 認為企業脆弱性指數 (CVI)、五大銀行新承做放款金額-購屋貸款之趨勢變化 (NLA_H_3)、五大銀行新承做放款金額-購屋貸款年增率 (NLA_H_1)、DELTA_COVAR 之局部動能 (DELTA_COVAR_2) 等變數是重要的，然而在 PQR 模型中卻被視為較不重要的變數，見圖 14。

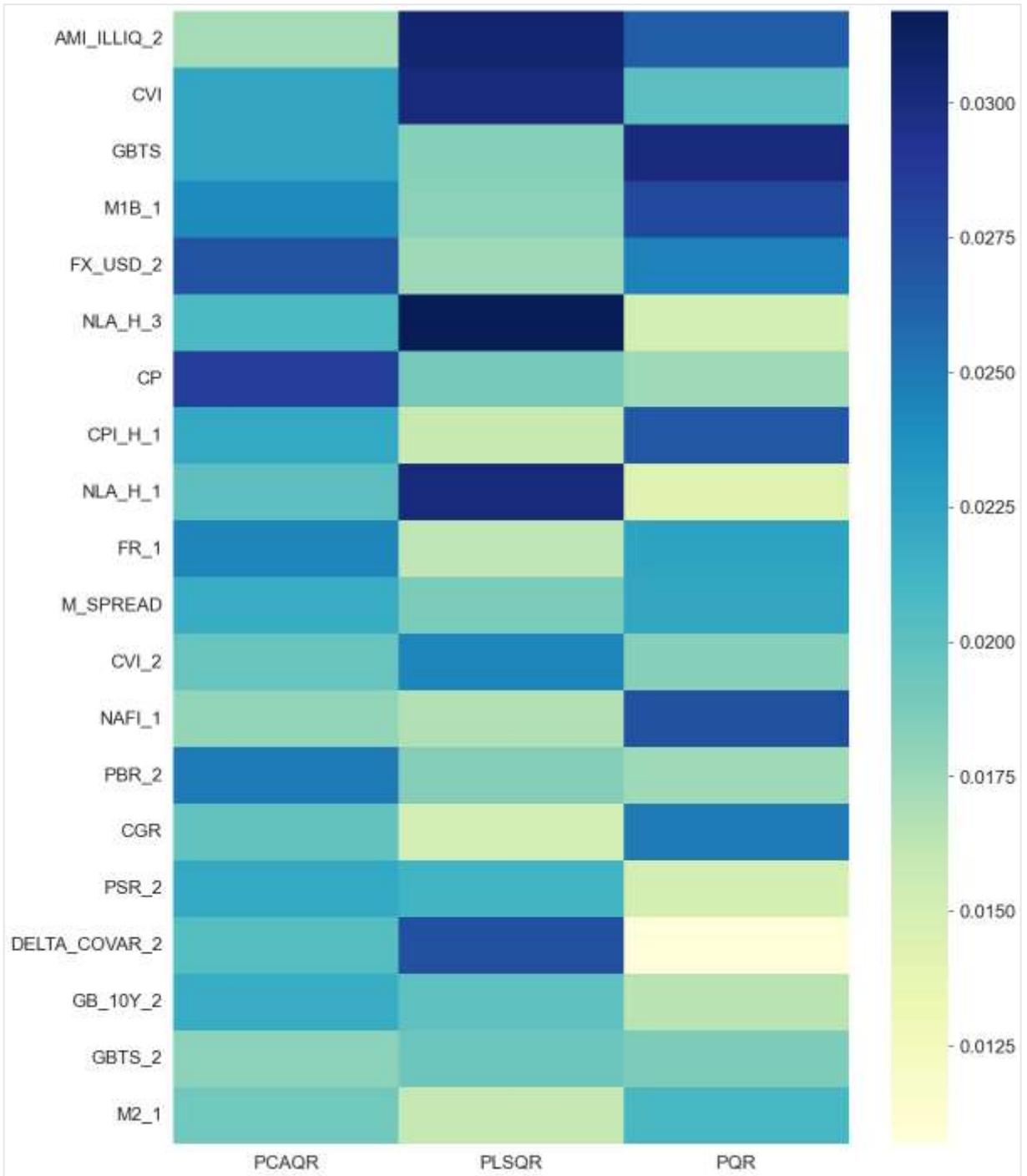
最後我們觀察到模型 PLSQR 於全樣本與樣本外分析時，認為排序最前面的幾個較重要的變數幾乎一致；模型 PQR 則是在樣本外分析時，選擇了與全樣本分析不太相同的變數，見圖 14。

表 10 類別重要性-樣本外

	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制
PCAQR	0.77	-5.78	1.12
PLSQR	0.47	1.19	0.59
PQR	-0.28	2.18	1.51

註：表格內數值為 $\Delta \text{Pseudo } R_j^2 = \text{Pseudo } R_{model}^2(\text{all sector}) - \text{Pseudo } R_{model}^2(\sum_i \text{sector}_i), i \neq j$

圖 13 變數重要性 - 樣本外



註：熱力圖數值為 3-4 節中個別變數之邊際貢獻。

圖 14 個別變數重要性 - 樣本外



註：以上柱狀圖的數值為 3-4 節中所定義個別變數之邊際貢獻。

4-2-5 不同方法模型樣本外預測的績效比較

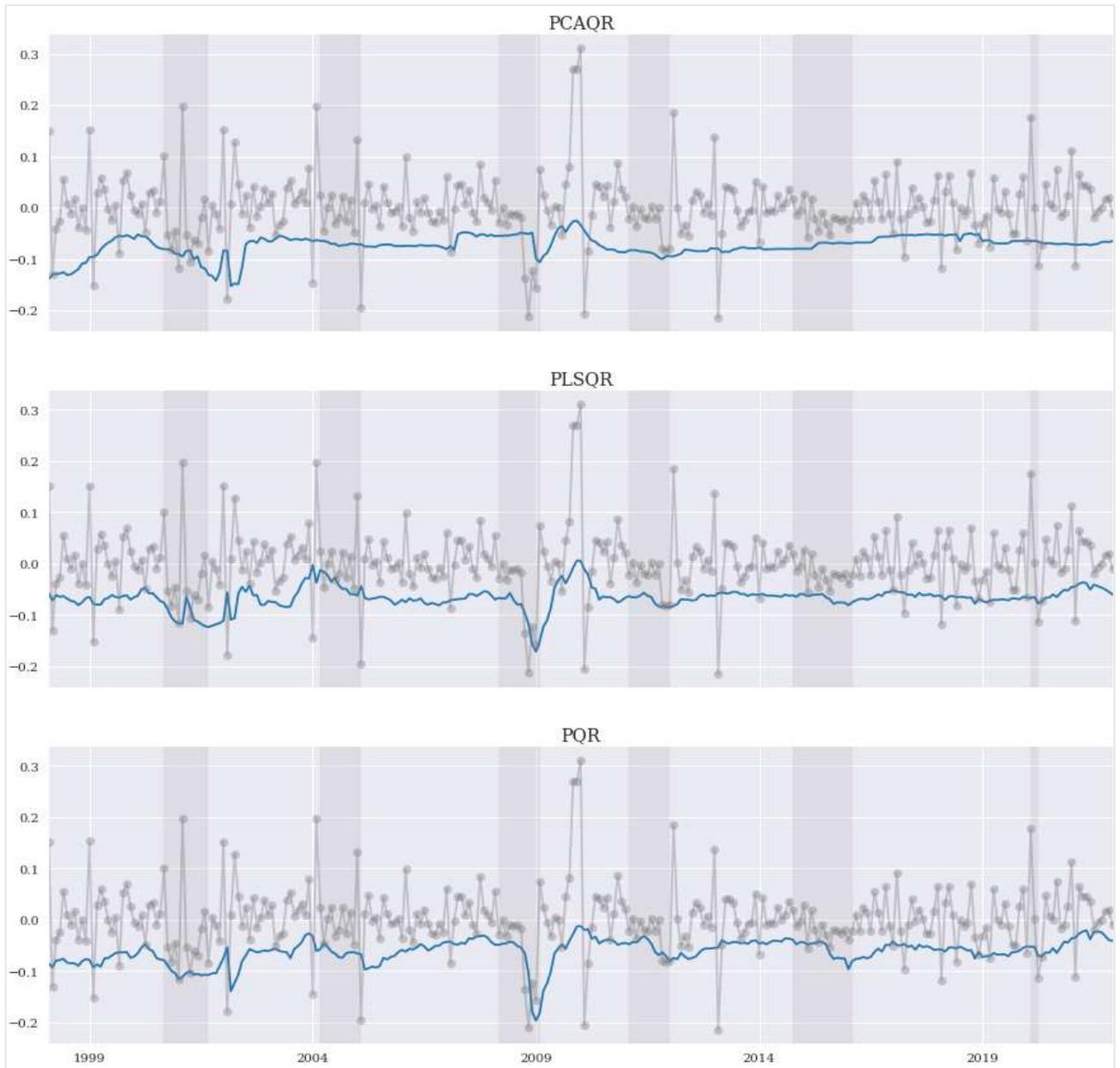
我們依據表 9 的結論，以不分類別納入所有變數，分別以 PCAQR 取第一、第二主成分、PLSQR 與 PQR 皆只取一個降維因子的模型，進行遞迴式 one-step-ahead 預測所得的預測值，比較利用 PCAQR、PLSQR、與 PQR 三個不同方式降維方法所得之因子，在預測實質面成長衝擊的鄰近衰退上的績效。

三個方法所得樣本外預測數列，伴隨成長衝擊數列都圖示於圖 15 中。可以發現 PCAQR 僅僅使用解釋變數群的資訊，也可以成功捕捉部分下行風險；缺點是，雖在景氣下行時隨之下降，但無法有效預測其嚴重性。如 2008 年時 PCAQR 甚至下降幅度不到 2000 年之水準。

為了瞭解因子建構中，如果考量提取不同分配部位的應變數與金融背景變因之間的關聯性的不同，是否會因為不同的資訊結構與內涵而雜揉出不同的因子。我們特別檢視，建構因子過程中，若提取的是應變數的中間區位 (PLSQR) 或者尾端 (PQR) 的資訊，因子或指數的建構將有何差異。顯見，融入成長衝擊與解釋變數 (金融背景變因) 的關聯，即便利用的解釋變數的中央趨勢 (條件平均、條件中位數) 的資訊，仍有相當的配適表現。

相較於 PCAQR 單純只用解釋變數所形成的共同因子，PLSQR 在樣本外一期的遞迴式預測的表現都相當不錯。有趣的是，由於本於中央趨勢的關注，也使得配適的預測值對於成長衝擊的下行風險較不敏感，這個性質在與 PQR 的結果比對之後尤為明顯。顯然，以 PQR 聚焦生產衝擊的特定尾端分量所得的因子在樣本外的預測，不僅可以跨時成功捕捉下行風險的動態調整，對於特定極大的下行風險的敏感性與調整幅度也相較於 PCAQR 或 PLSQR 為佳。

圖 15 模型結果 - 樣本外預測



註：圖為 PCAQR、PLSQ、PQR 以工業生產指數成長衝擊作為預測目標之模型預測值，樣本區間為 1998 年 1 月至 2021 年 12 月；樣本外預測起點為 2001 年 1 月。縱軸為工業生產指數成長衝擊（灰色圓點）與模型預測值（藍色實線），橫軸為樣本期間，陰影處為國發會公佈之景氣收縮時點

4-3 採用 2008 以後的實證分析

我們於此小節，以 2008 年為資料起始年分，並於 2011 年開始作樣本外遞迴預測。使用 2008 年之後的資料進行分析之主要目的在於，從這個時間點開始我們才能完整取得先前於第二章提及之市場情緒相關變數，我們認為這些情緒面之變數對於景氣的預測可能潛藏極重要的資訊內涵。除此之外，若我們以 2008 年為起始點來建構風險指標，恰好能和金融研訓院所設算的臺灣金融指數 (TAIFRI) 進行對比與分析。

表 11 模型可用變數差異

	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	市場情緒	Total
1998 變數量	27	19	12	0	58
2008 變數量	33	19	12	6	70
差異	SHINYI_TW CATHAY_TW NEER	-	-	CCI EPU VIX	-

註：資產評價與風險類別，全台信義房價指數 (SHINYI_TW)、全台灣泰可能成交指數 (CATHAY_TW) 皆納入變數年增率與趨勢變化之型態，名目有效匯率變動 (NEER) 則納入了其水準值與趨勢變化，因此和原本的資料集相差 6 個變數；市場情緒類別，消費者信心指數 (CCI)、經濟政策不確定指數 (EPU)、臺指選擇權波動率指數 (VIX) 皆納入變數水準值與趨勢變化動能，因此和原本的資料集相差了 6 個變數。

4-3-1 全樣本分析

表 12 為因子模型之實證結果，我們觀察到幾點結果與 4-1-2 小節大致相同。無論是使用較少樣本的 PQR (58) 抑或是使用較多樣本的 PQR (70)，皆在不區分類別的狀況下，取三個因子時有最佳的表現；在區分類別的狀況下則是於脆弱性類別的表現最為突出，並且在 FQR 的預測結果上都優於 FoF。

接著我們比較 PQR (58) 與 PQR (70) 的差異，發現到在不區分類別

時，額外納入市場情緒分數的 PQR (70) 無論是在取一個因子、兩個因子或是三個因子，皆有優於 PQR (58) 的表現；然而在區分類別的狀況下，兩者的差異變得較不明顯。值得注意的是 PQR (70) 於區分類別的狀況下在市場情緒類別有約 9% 之 Pseudo R^2 ，此一結果相較於其他類別的表現也算是突出。

最後觀察 PQR (70) 之個別變數邊際貢獻，我們發現前幾個貢獻較大的變數和先前的分析大致相同，不同的是，我們於 2008 年新加入的變數消費者信心指數 (CCI)、經濟政策不確定指數 (EPU)，皆被模型挑選為重要的變數，見圖 18。

表 12 因子模型 Pseudo- R^2 – 全樣本

A 不分類別						
Model	ALL(1)		ALL (2)		ALL (3)	
PQR (58)	10.28		15.84		18.66	
PQR (70)	10.85		17.47		20.57	
B 區分類別						
Model	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	市場情緒	FQR	Factor of Factor (FoF)
PQR (58)	7.89	11.81	7.50	-	13.37	1.36
PQR (70)	8.23	11.81	7.50	9.00	13.23	0.21

註 1：括號內為模型因子數量，ALL (1), (2), (3) 表示全變數分別降維至 1、2、3 個因子。

註 2：FQR 是各類別變數先行降維至 1 個因子後再進行樣本外預測。Factor of Factor (FoF) 則是各類別變數先行降維至 1 個因子後，再將各類別的 1 個因子進行一次降維處理，於最後一階段執行預測變數之預測。

註 3：PQR (58)，代表該模型使用 1998 年開始所有能夠取得之 58 個變數。PQR (70)，代表該模型使用 2008 年開始所有能夠取得之 70 個變數。PQR (58) 與 PQR (70) 樣本區間為 2008/01/01 – 2021/12/31，樣本外遞迴預測起點為 2011/01。

圖 16 PQR (58) 不分類別之因子走勢圖

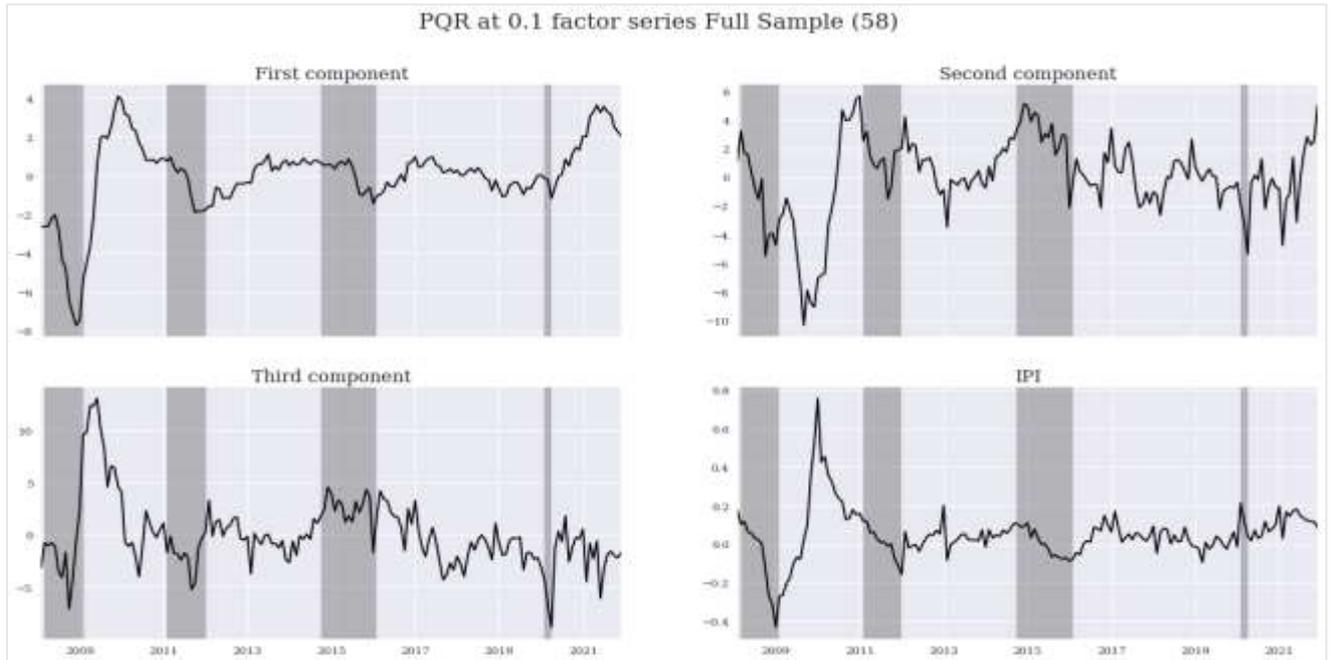


圖 17 PQR (70) 不分類別之因子走勢圖

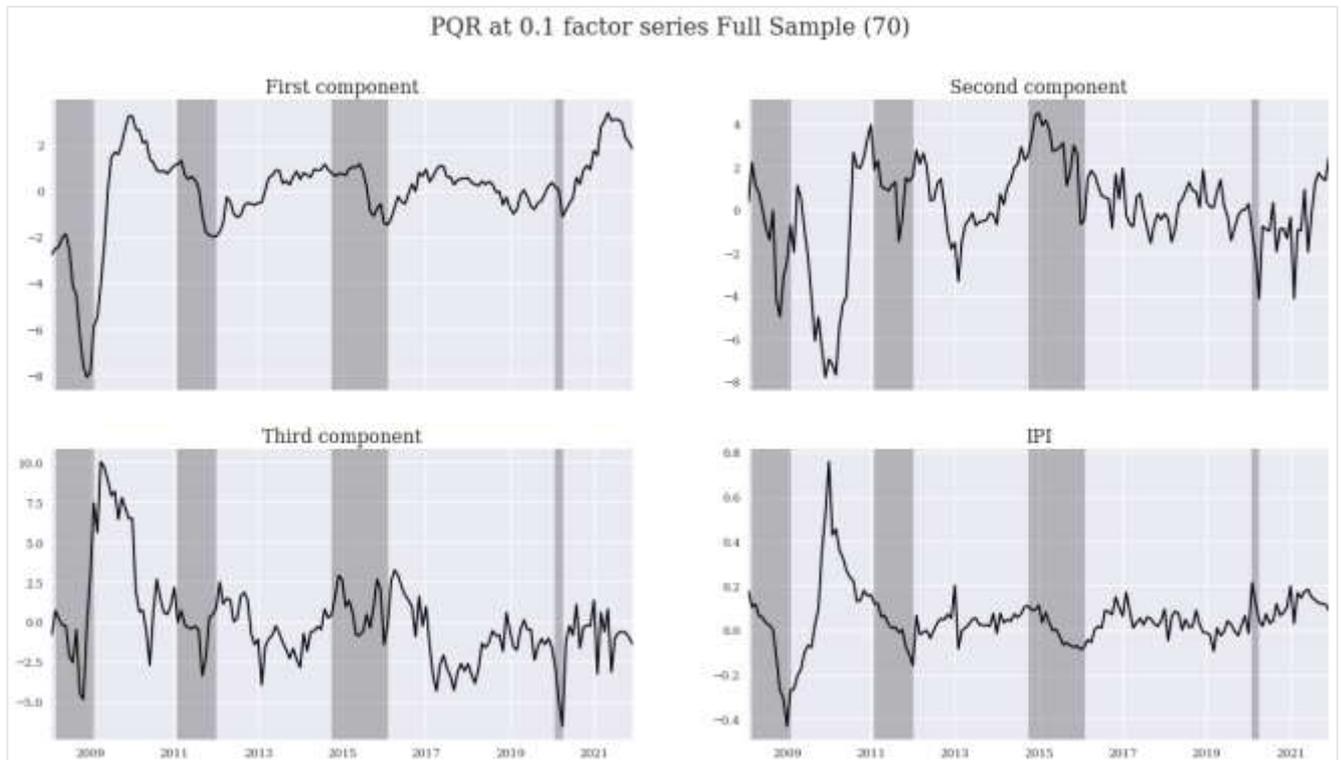
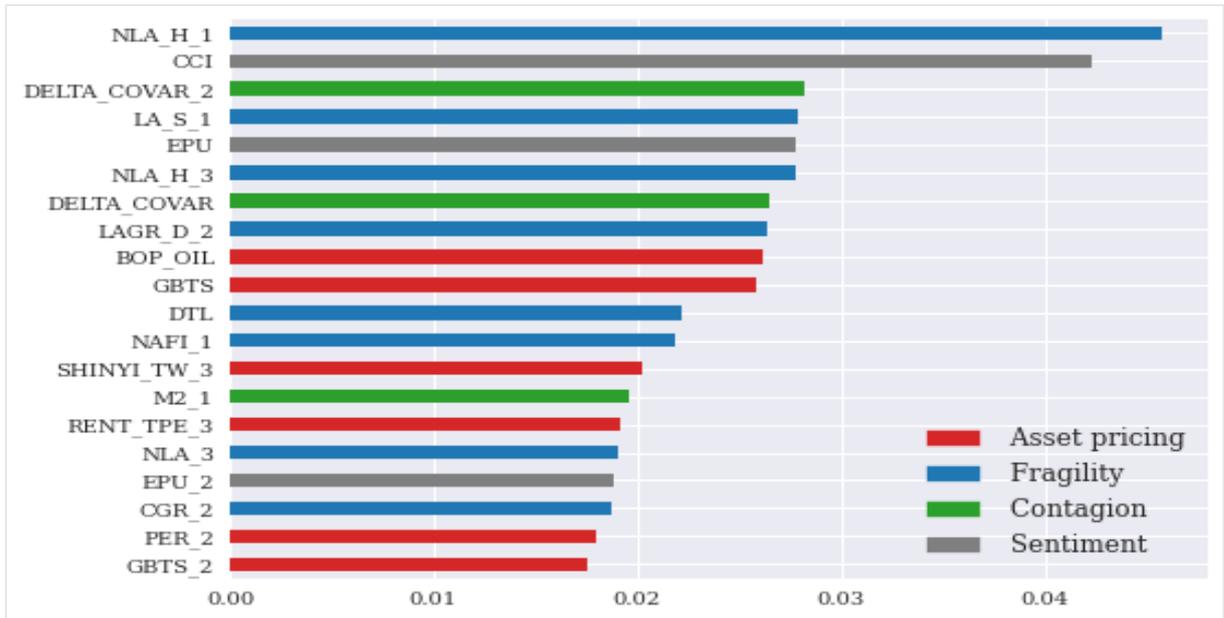


圖 18 樣本內變數重要性 (2008)



註：以上柱狀圖的數值為 3-4 節中所定義個別變數之邊際貢獻

4-3-2 樣本外預測

表 13 為因子模型之實證結果，我們觀察到幾點結果與 4-2-2 小節大致相同。我們發現無論是使用較少樣本的 PQR (58) 抑或是使用較多樣本的 PQR (70)，皆在不區分類別的狀況下，取一個因子時有最佳的表現，呼應先前所提及之因子數並非是越多越好；在區分類別的狀況下資產評價與風險仍是表現最好的類別。

然而在對比之下，我們也發現了一些 4-2-2 小節不一致的結果。PQR (58) 與 PQR (70) 於脆弱性類別與 FQR 之 Pseudo R^2 表現得較好；傳導與外溢機制類別與 FoF 之 Pseudo R^2 則表現得較不理想。我們推測此部分的差異除了是源自於不同的資料起始點之外，亦與我們於 2008 年後所加入之市場情緒變數有關，因而進一步造成模型結果上的些微差異。

接著我們比較 PQR (58) 與 PQR (70) 的差異，發現到在不區分類別時，額外納入市場情緒分數的 PQR (70) 在取一個因子優於 PQR (58) 的表現；

然而在區分類別的狀況下，兩者的差異變得較不明顯，甚至 PQR (70) 略遜於 PQR (58)。

值得注意的是 我們於 2008 年加入了諸如經濟政策不確定性指數 (EPU)、消費者信心指數 (CCI)、台指選擇權波動率 (VIX) 等等的情緒變數，預期能夠透過這些和市場、景氣情緒相關的資訊能夠帶給模型更有效的預測能力。根據 PQR (70) 部分區分類別的結果，市場情緒類別對於模型之貢獻度大於零 (Pseudo $R^2=0.3$)，除此之外，從表 14 樣本外類別變數邊際貢獻也可以觀察到市場情緒類別的邊際貢獻 (Pseudo $R^2=1.63$) 明顯優於其他類別。顯示市場情緒類別對於模型的預測是有一定程度的幫助。

最後觀察 PQR (70) 之個別變數邊際貢獻，我們發現前幾個貢獻較大的變數和先前的分析大致相同，不同的是，我們於 2008 年新加入的變數消費者信心指數 (CCI)、經濟政策不確定指數 (EPU)，皆被模型挑選為重要的變數，圖 21。

表 13 因子模型 Pseudo- R^2 - 樣本外

A 不分類別						
Model	ALL(1)		ALL (2)		ALL (3)	
PQR (58)	2.71		-3.32		-9.29	
PQR (70)	3.45		-4.76		-7.11	
B 區分類別						
Model	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	市場情緒	FQR (3,4)	Factor of Factor (FoF)
PQR (58)	4.31	0.57	-1.28	-	-0.39	-7.58
PQR (70)	3.02	0.57	-1.28	0.3	-2.41	-6.01

註 1：括號內為模型因子數量，ALL (1), (2), (3) 表示全變數分別降維至 1、2、3 個因子。

註 2：FQR 是各類別變數先行降維至 1 個因子後再進行樣本外預測。Factor of Factor (FoF) 則是各類別變數先行降維至 1 個因子後，再將各類別的 1 個因子進行一次降維處理，於最後一階段執行預測變數之預測。

註 3：PQR (58)，代表該模型使用 1998 年開始所有能夠取得之 58 個變數。PQR (70)，代表該模型使用 2008 年開始所有能夠取得之 70 個變數。PQR (58) 與 PQR (70) 樣本區間為 2008/01/01 – 2021/12/31，樣本外遞迴預測起點為 2011/01。

我們先觀察在控制其他類別之後，各大類別的邊際貢獻。我們發現各大類別對於模型之邊際貢獻都大於零，其中我們所感興趣之市場情緒類別之 Pseudo R^2 有 1.63%，明顯優於其他類別。此外，我們也發現到 6-1 節中表現較不理想的傳導與外溢機制類別，對於模型也有大於零的邊際貢獻，進一步說明這些不同類別確實對於模型的預測皆有所助益，見表 14。以 2008 年為資料起始年分，並於 2011 年開始作樣本外遞迴建模預測，分別利用 58 個變數或 70 個變數以 PQR 降維所得的三個因子與成長衝擊走勢，彙整在圖 19、圖 20 中。

表 14 樣本外類別變數邊際貢獻

	資產評價與風險	脆弱性評價	傳導與外溢機制	市場情緒
PQR	0.35	0.82	0.78	1.63

圖 19 PQR (58) 不分類別因子走勢圖

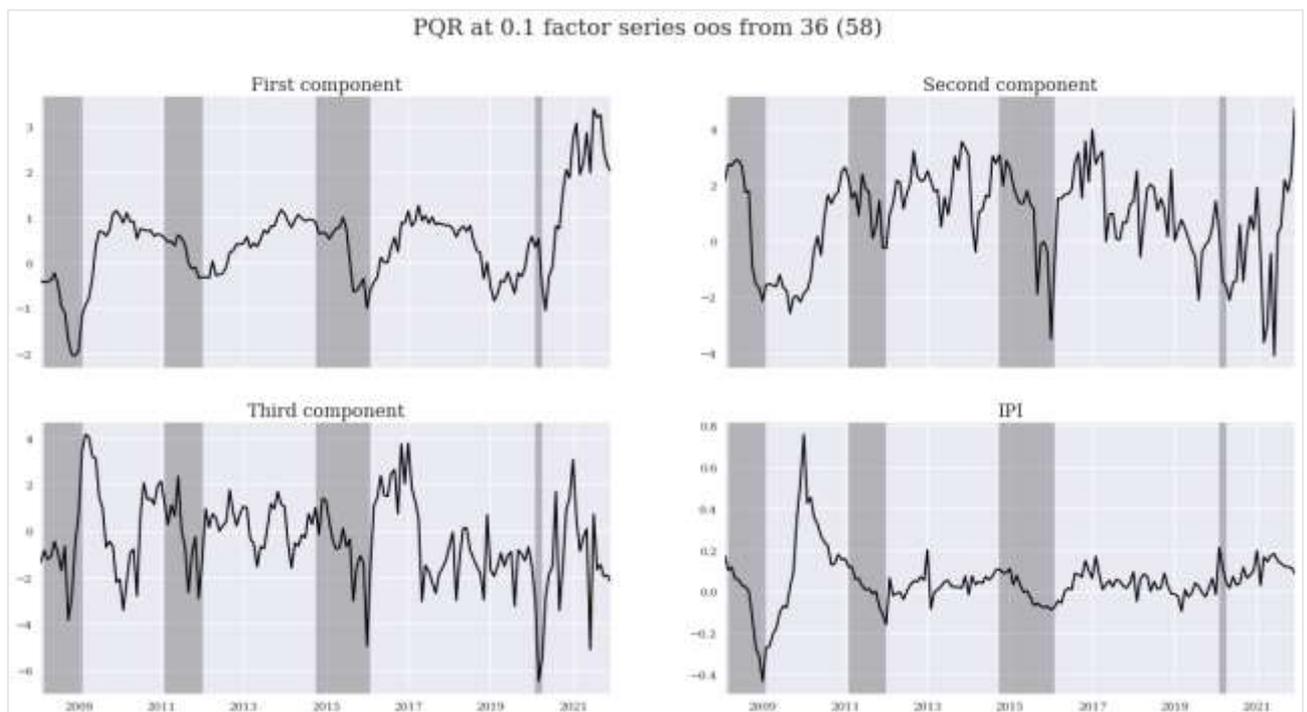
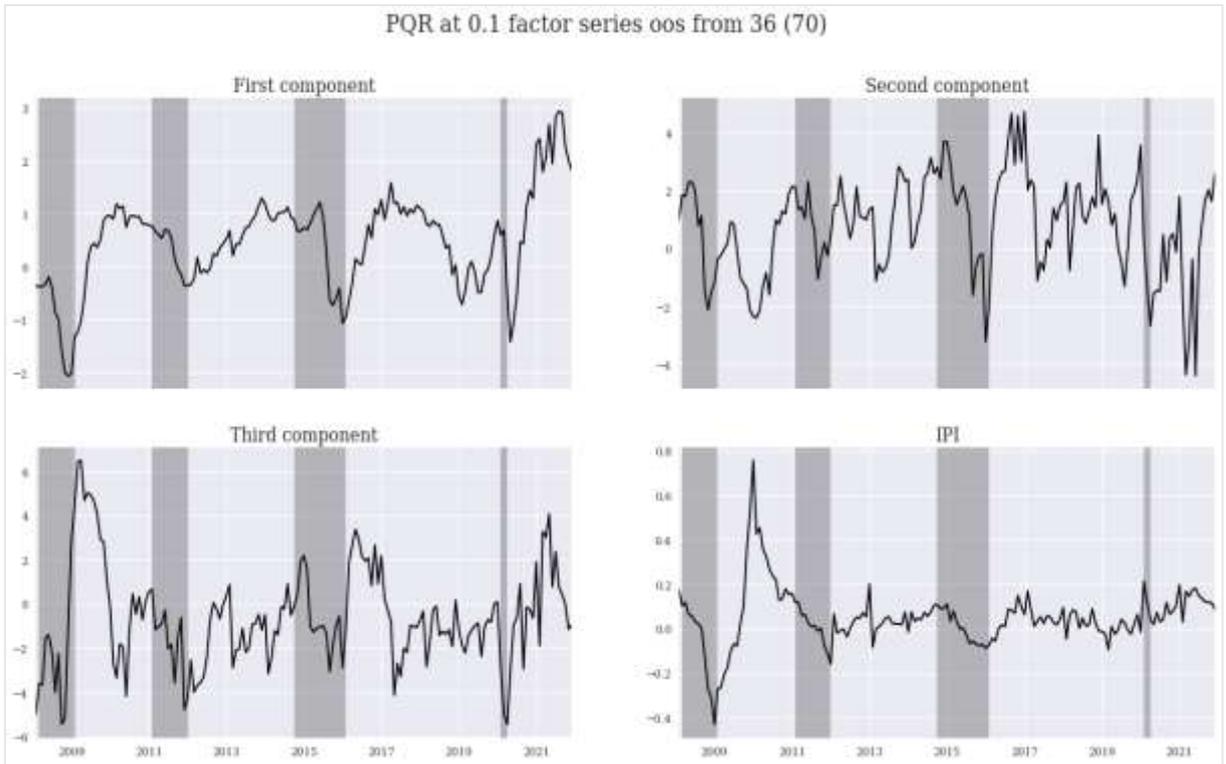
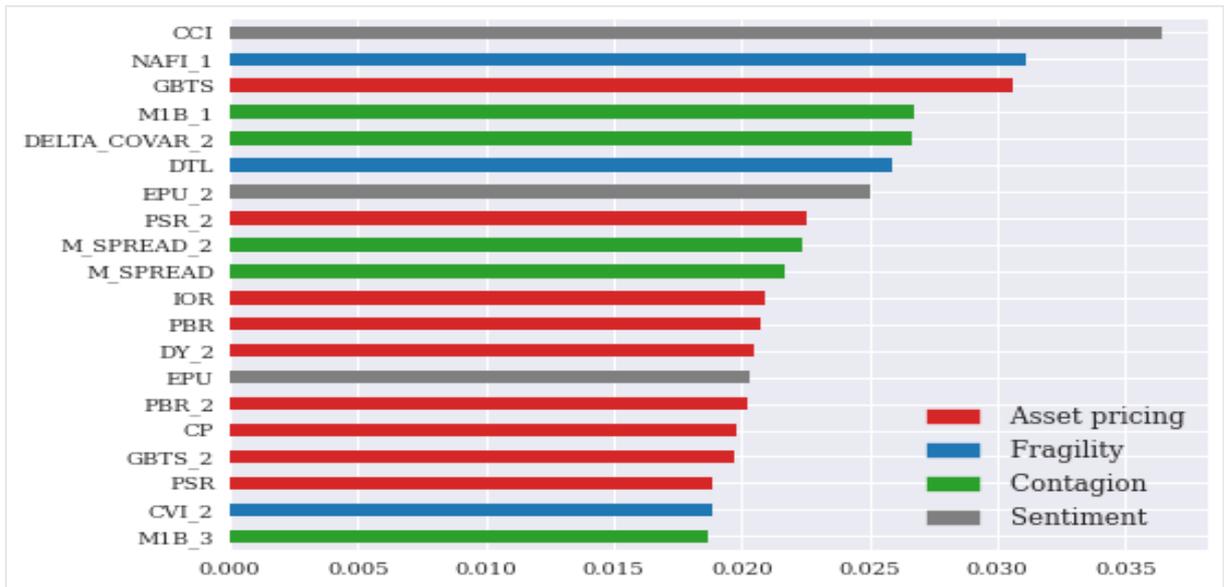


圖 20 PQR (70) 不分類別因子走勢圖



接著我們看到個別變數的重要性 (見下圖 21)，與 4-2-3 小節之圖 14 相比，長短天期利差 (GBTS)、M1B 貨幣 (M1B)、全體金融機構-資產淨額年增率 (NAFI_1) 等變數對於模型之邊際貢獻仍然是前幾名，然而原本貢獻大的變數，例如，消費者物價指數-房租類年增率 (CPI_H_1)、Amihud 非流動性指標之趨勢變化 (AMI_ILLIQ_2)、信用產出佔比 (CGR) 等變數已不在圖表中，取而代之的是消費者信心指數 (CCI)、DELTA_COVAR 趨勢變化 (DELTA_COVAR_2)、經濟政策不穩定指數趨勢變化 (EPU_2)，我們從中可以發現情緒變數 CCI 與 EPU_2，對於模型的邊際貢獻都是名列前茅。最後，我們也觀察到邊際貢獻前幾名的變數中，不乏是經過趨勢調整的變數局部動能 (見 2-3-2)，而非原變數的水準值或成長率。

圖 21 樣本外變數重要性 (2008)



註：以上柱狀圖的數值為 3-4 節中所定義個別變數之邊際貢獻

4-4 擴充局部動能 (augmented local momentum) 變數之資訊內涵

有鑑於在全樣本或樣本外期間模型中的，變數的局部動能都有相當重要的解釋能力，因此我們特別針對是否納入這些擴充的變數與否，對於模型的解釋與預測能力的邊際貢獻進行審視，結果參閱表 15。

表 15 擴充局部動能變數前後之模型差異分析

樣本起點	98			08		
	處理後	處理前	Δ	處理後	處理前	Δ
變數量	58	34	24	70	40	30
全樣本 PseudoR ² (%)	10.99	9.88	1.11	10.86	11.21	-0.35
樣本外 PseudoR ² (%)	6.07	2.99	3.08	3.45	2.25	1.2

註：表格內值為 Pseudo R²，樣本外時點皆為全樣本起點之 36 期之後。

第五章 建構風險指標與應用

衡諸第四章的方法比較，由於在不同起點的期間、全樣本與樣本外的共同因子不同的擷取方式嘗試中，發現在樣本外預測上，直接對不分構面所有的變數萃取重要共同因子的模型預測力較之分構面萃取因子更佳。考量鄰近景氣下行的預測性目標，我們最後選用 PQR ($\tau = 0.1$) 作為諸構面眾多變數降維的因子萃取法，作為金融穩定性風險指數編製的主要模型，進行遞迴式的一期樣本外預測之預測序列，預測鄰近之實質景氣下行。

5-1 金融穩定性風險指標 (financial stability risk index, FSRI)

我們依照 3-5 節的作法，將 PQR 的預測值正規化至 0-100 的區間之後，再轉換後的序列稱之為金融穩定性風險指標 (financial stability risk index, FSRI)：圖形參閱圖 22。

圖中的灰色線為配適模型的成長衝擊數列，而藍色的 PQR 為模型遞迴估計後進行 one-step-ahead 預測所得的模型預測值，大抵沿著成長衝擊的 10% 分量位置擾動，紅色的 FSRI 即為 PQR 依據上式 (12) 所轉換出來的金融穩定性風險指數；其中 1998-2001 為樣本內配適的估計值；2001/01 - 2021/12/31 為起點自 2001/01 開始的樣本外的遞迴預測值。

圖 22 FSRI 轉換前後之時間序列



註：PQR 為以工業生產指數之成長衝擊配適第 10 百分位數為目標之樣本外預測值（左軸），FSRI 則是將 PQR 透過式 (12) 將其轉換並翻轉至 [0,100]（右軸）其中數值愈大代表風險愈高。工業生產指數成長衝擊（灰色圓點），樣本區間為 1998/01/01–2021/12/31；1998-2001 為樣本內配適的估計值；樣本外預測起點為 2001/01。最後一個衰退區間 2020/02 - 2020/04（灰色柱狀體）為美國全國經濟研究所 (NBER) 所認定之景氣循環高峰低谷，並非由中華民國國家發展委員會所認定之景氣峰谷。

表 16 中呈現了 PQR(轉換前) 與 FSRI(轉換後) 的敘述統計，轉換後的 FSRI 值愈接近 0 代表模型預測金融風險下降，反之若 FSRI 愈接近 100 則代表模型預測金融風險愈高，如此一來亦可幫助我們後續比較金融研訓院所設算的臺灣金融指數 (TAIFRI) 進行比較，採用相同方式正規化以便比較兩個數列的異同與趨勢。

表 16 FSRI 轉換前後之敘述統計量

資料起點 1998 年 1 月								
	Mean	Std	Min	Q10	Q50	Q90	Max	ADF
PQR ⁹⁸	-0.06	0.02	-0.20	-0.09	-0.06	-0.04	-0.01	-4.69
FSRI ⁹⁸	26.84	13.55	0.00	13.52	24.62	43.21	100	-4.69
資料起點 2008 年 1 月								
	Mean	Std	Min	Q10	Q50	Q90	Max	ADF
PQR ⁰⁸	-0.06	0.02	-0.15	-0.08	-0.05	-0.04	-0.03	-2.59
FSRI ⁰⁸	24.63	18.31	0	8.5	19.45	44.57	100	-2.59
TAIFRI₀	100.4	1.93	97.31	97.88	100.36	102.74	105.42	-1.55
TAIFRI	38.21	23.79	0	7.11	37.68	67.02	100	-1.55

5-2 對比金融研訓院所編製之「臺灣金融風險指數 (TAIFRI)」

研訓院所編製的臺灣金融風險指數在 2022 年的第一季調整了過去編製的方法，以分構面指數等重加權的方式為後續編製指數之依據。⁹由於並非以模型為基底的方法論，除了資料變數需要依穩定風險意涵的方向性整備並進行變數的正規畫之外，也需要定期調整基期；每次發布更新，數列的歷史數值都會有所更動。

以模型為基礎 (Model-based approach) 的指數編製方式的重要性：如同吳中書等 (2020) 以及 Aikman et al. (2017) 所編製風險指標的方式，必須仰賴先驗的知識或判斷，知道哪些變數對於金融穩定性是正向/負向的影響，從而標準化將所有變數調整成同向。但從模型的觀點，一個變數很可能在某個範圍對於穩定性風險有正向的影響，而逾越了某個範圍以後又變成負向的影響；因此我們認為這應該是一個實證的問題；不應該是被事先認定或主觀的設定的。在我們的金融穩定性風險指數建構過程中，我們仰賴迴歸模型整合變數之間的解釋能力，可以很自然地透過觀察迴歸係數的正向或負向，知道該變數對於該指標所貢獻的影響是正向或負向、以及影響的幅度。這也是我們可以選擇以模型為基底的辯證方式進行金融穩定性指數的編製。

我們將結合多變量降維以及模型基底的 PQR 指數編製方法，針對實質面景氣下行所配適的數列透過轉換 (負轉正) 為風險指數，越下行的，風險越高；我們因此正式將其定義為「臺灣金融穩定性風險指數 (FSRI)」。

值此，我們為了與金融研訓院所設算的臺灣金融指數 (TAIFRI) 進行比較，特別將原來所屬不同值域的數列，更進一步透過最大值與最小值的全距的

⁹ 請參閱該院於 2022 年 5 月發布 TAIFRI 的官網網頁下方“註：2022 年 5 月起，TAIFRI 調整基期為 2017 年 2 月，取消組成成分的正規化並回復四項主構面等權計算。”，網頁連結如下：

<https://www.tabf.org.tw/Article.aspx?id=3807&cid=11>。

轉換，同樣正規化到 [0, 100] 這個區間，以便比較兩個數列的異同與趨勢。我們以 1998 年為樣本起點 (58 個預測變數) 與 2008 年為樣本起點 (70 個預測變數) 分別建構兩個長度不同的 FSRI 進一步與金融研訓院所編製之臺灣金融風險指數 (TAIFRI) 進行比較於圖 23 FSRI⁹⁸ 與 TAIFRI 與圖 24 FSRI⁰⁸ 對比 TAIFRI。根據圖 23 FSRI⁹⁸ 與 TAIFRI 與圖 24 FSRI⁰⁸ 對比 TAIFRI，我們觀察到幾點有趣的發現：

1. 金融研訓院所編製之臺灣金融風險指數 (TAIFRI) 該指數自 2008 年以來有明顯的趨勢 (trend)，暫時恐未能有意義地透過找界定合適的門檻 (threshold) 以用來判別金融體系整體曝險的高低狀態。

表 17 FSRI 與 TAIFRI 編製差異

	有無明顯趨勢	編製方式	基期
FSRI	無	模型基礎	無基期
TAIFRI	有	等權平均	有基期

註：臺灣金融風險指數原本基期為 2013 年，今年 5 月將基期調整為 2017 年。

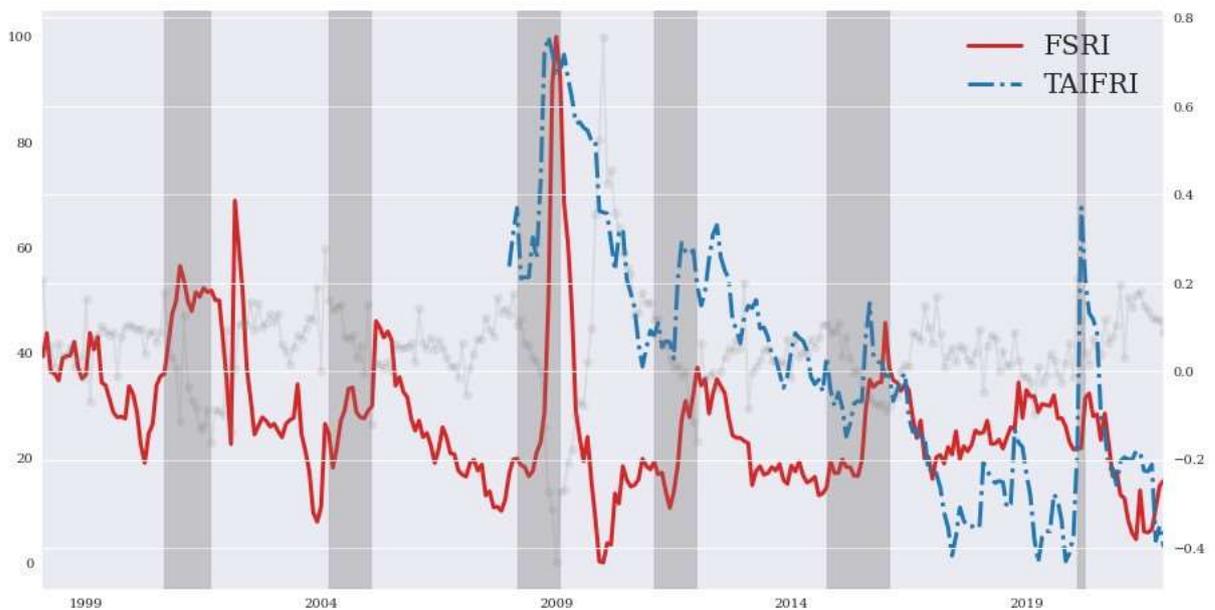
2. 我們以 1998 年為樣本起點 (58 個預測變數) 建構的與 2008 年為樣本起點 (70 個預測變數) 分別建構的 FSRI⁹⁸ 與 FSRI⁰⁸ 儘管樣本期間與使用的資料有別，但走勢的型態與分佈狀態相當一致。對照表格 16 與圖 23、圖 24，除了幾次例如 2001 年的科技股泡沫、2008~2009 年金融海嘯時期、2015 年中國股災等時期呈現較大的數值之外，FSRI 平均指數維持在 25 上下波動，並未如 TAIFRI 呈現長期負成長趨勢。
3. 將下一期的工業生產指數年增率作為應變數，把我們同為 2008 年起的資料所預測的 FSRI 和 TAIFRI 拿去跑 10% 的分量預測迴歸後彙整於以下表 18，從 Pseudo R² 顯見 FSRI 相較於金融研訓院所編製之臺灣金融風險指數 (TAIFRI) 有更高的預測能力。

表 19 風險指標單變量分量迴歸

	FSRI ⁰⁸	TAIFRI
Pseudo R ²	21.38%	1.68%

註： $Q^r(y_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 Index$, $index = FSRI^{08}, TAIFRI$ ，我們設定應變數為工業生產指數年增率。

圖 23 FSRI⁹⁸ 與 TAIFRI 走勢圖



註：我們擷取部分 FSRI⁹⁸ 之樣本外預測區間 (2008 年至 2022 年) 與 TAIFRI 走勢進行比較。圖中灰色圓點連線為工業生產指數成長率。FSRI⁹⁸ 序列採用 4-2 樣本外分析之架構，使用 1998 年為起點的資料並於 2001 年開始樣本外遞迴預測。

最後一個衰退區間 2020/02 - 2020/04 (灰色柱狀體) 為美國全國經濟研究所 (NBER) 所認定之景氣循環高峰低谷，並非由中華民國國家發展委員會所認定之景氣峰谷。

4. 從圖 23 可見，從 1998 年起編製的 FSRI 大抵都能有效地捕捉到景氣的衰退期 (圖中灰色陰影即為政府發布的從高峰到谷底的衰退期)，均為風險上升的態勢，而復甦期則呈現風險下修的態勢。儘管 TAIFRI 也有類似的型態，但差異較大的地方在於：

- FSRI 在衰退期一結束邁入復甦期時，FSRI 風險通常很快地下修，調整到長期平均的水準；但 TAIFRI 則在衰退期結束後緩慢的下修，因為數列中長期向下趨勢的關係，也較難討論回歸長期平均水

位的現象。以 2008~2009 的金融海嘯為例，FSRI 迅速在大量政府量化寬鬆政策與拉抬景氣的局勢下，金融穩定性風險迅速下修，甚至跌至整體樣本期間迄今的將近最低點。但 TAIFRI 則調整緩慢。

- 在 2015 年這個衰退期間，FSRI 與 TAIFRI 同時反應因為中國大陸的股災而上跳，旋即緩步下修。

圖 24 FSRI⁰⁸ 對比 TAIFRI



註：圖中灰色圓點連線為工業生產指數成長率。FSRI⁰⁸ 序列依照小節 4-3 採用 2008 以後的實證分析之架構，使用 2008 年為起點的資料並於 2011 年開始樣本外遞迴預測。

最後一個衰退區間 2020/02 - 2020/04 (灰色柱狀體) 為美國全國經濟研究所 (NBER) 所認定之景氣循環高峰低谷，並非由中華民國國家發展委員會所認定之景氣峰谷。

- 與實質面的有攸關性金融穩定性風險指標：以實質經濟面變數作為考量連結金融名目面向關的背景風險因子，如何讓系統風險 (systemic) 與系統性風險 (systematic) 因子都得以適當的納入、以模型有效地進行變數選取與整合非常重要。

為了說明此一觀點，參閱圖 23 與圖 24 中，最後一個標註陰影的衰退區間為 2020/02 - 2020/04。由於恰好是 COVID-19 爆發的初期，FSRI 與 TAIFRI 顯然同時飆高，但 FSRI 上升的幅度相當溫和 (僅上彈將近 20 點左右)；相比之下，TAIFRI 躍昇的幅度將近有 70 點，上升的幅度甚至超過 2008~2009 年的金融海嘯期間躍

昇的幅度 (不到 50 點)。須知道，這個灰色陰影為美國全國經濟研究所 (NBER) 所認定之景氣循環高峰低谷，並非由國發會所認定之景氣峰谷。衡諸本國的經濟景氣狀態，在 COVID-19 疫情爆發以來至 2021 年底為止，其實並未有實質性的衰退，反而穩健中有相當的成長。

從此角度而言，足以見得，以模型為基底而非變數加權方式、特別是能以實質面的景氣變數作為預測變數、萃取其關聯性於金融名目面的大量變數降維，進而建構穩定性風險指數的重要性。

5-3 預測衰退

由於景氣無法直接由可測變數設算而得，景氣衰退或者是極端景氣衰退事件的發生是相對主觀的，如何認定衰退？本計畫主要的預測對象是工業生產指數成長衝擊第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$)，且藉由模型產生預測值建構金融穩定性風險指數 (FSRI)，該指數應當有助於我們判斷金融面變數如何衝擊實體面經濟，造成極端景氣下行風險或景氣衰退。

由於我們好奇 FSRI 是否有助於預測景氣的衰退？藉此我們將景氣相關變數 (例如工業生產指數年增率) 第 10 與第 50 百分位數作為閾值 (threshold)，並若實際值低於閾值，則我們將其認定為極端景氣衰退事件或一般景氣衰退發生，據此產生二元時間序列 $Z_{i,t}$ ，接著我們將二元時間序列將對本計畫提出的 FSRI 進行羅吉斯迴歸 (Logit regression)：

$$Z_{i,t} = \begin{cases} 1, & y_t < \hat{q}_\tau \\ 0, & o.w \end{cases}, \quad \tau = 0.1, 0.5 \quad (15)$$

其中 \hat{q}_τ 為預測變數 y_t 自身的非條件分位數。我們考慮的應變數的部分，除了工業生產指數年增率 (IPI) 外，我們也將名目國內生產毛額

(GDP)¹⁰、國發會公佈之臺灣景氣循環峰谷（以下簡稱循環峰谷）認定¹¹中，由高峰至谷底所定義的衰退期加入討論。IPI 與 GDP 在定義景氣衰退事件發生的部分我們採用兩個分位數分別是第 10 百分位數用以定義極端衰退事件，第 50 百分位數定義為微小衰退事件，並以上述式 (15) 產生二元邏輯時間序列，循環峰谷的部分我們以時間作為二元判斷邏輯，落於國發會認定之循環峰谷之間的帥衰退其為景氣衰退發生。我們將三個指標 (IPI、GDP、循環峰谷) 產生二元邏輯時間序列作為應變數後，將其對自身原始序列的落後項與 FSRI 做羅吉斯迴歸分析，其中最佳落後項 p 的選擇方法同 5-1 以 VAR 模型之 AIC 作為選擇基準：

$$Z_{i,t+1} = \text{Logit} \left(\beta_0 + \sum_{l=1}^p \beta_p Y_{t-p} + \beta_k \widehat{FSRI}_t \right) \quad (16)$$

在估計出二元邏輯迴歸後，我們想知道 FSRI 的邊際增減對於景氣衰退發生機率的邊際貢獻。我們將估計後的迴歸式，透過式 (17) 在分子分母代入自變數之平均數後，計算該由模型估計出的事件發生機率 (p)；並由式 (18) 代入 FSRI 迴歸係數與發生機率 (p)，計算得到 FSRI 增加之邊際貢獻值 (marginal effect of increasing)：

$$p = \Pr\{Z_{i,t+1} = 1\} = \frac{\exp(\widehat{\beta}_0 + \sum_{l=1}^p \widehat{\beta}_p \overline{Y}_{t-p} + \widehat{\beta}_k \overline{FSRI}_t)}{1 + \exp(\widehat{\beta}_0 + \sum_{l=1}^p \widehat{\beta}_p \overline{Y}_{t-p} + \widehat{\beta}_k \overline{FSRI}_t)} \quad (17)$$

$$\text{Marginal effect} = \widehat{\beta}_k \cdot p \cdot (1 - p) \quad (18)$$

將式 (16) 之迴歸結果呈現在表 20 中。分別以工業生產指數 (IPI) 與國內生產毛額 (GDP) 之第 10 百分位數與第 50 百分位數定義極端衰退 ($\tau = 0.1$) 與微小衰退 ($\tau = 0.5$)，由表 20 子表 A 實證結果可知，FSRI⁹⁸ 不論

¹⁰ 文中對於季資料的 GDP 流量變數如何轉為月成長率：我們主要針對每一季 GDP 除以 3，平均分派給該季的每個月分，再對去年同月取年增率，作為月成長率。

¹¹ https://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=EB8094238F87553B

是預測以工業生產指數定義，或國內生產毛額定義之極端衰退（或微衰退）上，在控制了自身原始序列的落後 3 期下，FSRI⁹⁸ 仍然顯著。進一步佐證，我們編製的 FSRI⁹⁸ 可以有效預測以工業生產指數（或國內生產毛額成長率）分位數界定之景氣衰退。

除了以分位數定義之景氣衰退，我們也將國發會公布之景氣峰谷區間亦納入我們的羅吉斯分析中。FSRI⁹⁸ 其迴歸係數亦顯著不為零，我們編製之 FSRI⁹⁸ 亦能夠預測國發會認定之景氣衰退。接著我們探討以 2008 年 1 月為樣本起點所編製之 FSRI⁰⁸ 的景氣衰退預測效力，將實證結果呈現於表 20 子表 B 中。可以發現樣本數較 FSRI⁹⁸ 少了十年的 FSRI⁰⁸，在預測以工業生產指數成長率、GDP 成長率等兩者之不同分位數所定義之極端衰退與微衰退、甚或國發會所定義之景氣衰退等，共計 5 個不同的衰退定義的結果。FSRI⁰⁸ 其羅吉斯迴歸係數顯著不為零，另外 FSRI⁹⁸ 與 FSRI⁰⁸ 其迴歸係數皆為正，表示 FSRI 愈高則景氣衰退機率愈高。

表 20 羅吉斯迴歸係數顯著性

A FSRI ⁹⁸					
應變數 自變數	IPI (0.1)	IPI (0.5)	GDP (0.1)	GDP (0.5)	循環峰谷
const	-6.39***	-1.18	-3.76**	2.61***	-2.3***
y_{t-1}	0.34	-7.44**	-38.03***	-109.94***	
y_{t-2}	-9.45**	-5.75**			
y_{t-3}	-2.44	-3.39			
FSRI _t	0.12***	0.05***	0.07**	0.06***	0.05***
B FSRI ⁰⁸					
const	-5.28***	-1.97*	-4.49**	1.274	-2.4***
y_{t-1}	-6.63	-8.80**	-49.91***	-138.45***	
y_{t-2}	-3.80	-8.97**			
y_{t-3}	-8.24	-2.24			
FSRI _t	0.08***	0.06***	0.09**	0.07***	0.05***

C TAIFRI					
const	-3.87*	-0.92**	-2.89**	5.23***	-37.00***
y_{t-1}	-14.48**	-12.85***	-47.58***	-140.38***	
y_{t-2}	-4.91	-9.65**			
y_{t-3}	-0.00	-0.70			
$TAIFRI_t$	0.031*	0.00	0.03	-0.01	0.36***

註：表中數值為羅吉斯迴歸係數，***, **, * 分別代表 p 值在 1%、5%、10% 以下拒絕虛無假設。FSRI⁹⁸，FSRI⁰⁸ 分別代表使用 1998 年與 2008 年為樣本起點並於 36 期後樣本外遞迴預測建構之 FSRI，金融研訓院每月公布之金融風險指數 (TAIFRI)，TAIFRI 樣本起點為 2008 年 1 月，我們將該指數正規化至 [0,100] 區間中以利與 FSRI 比較。表首括號內為預測變數之特定分位數界定景氣衰退與否所產生的二元序列，例如 IPI (0.1) 代表以工業生產指數年增率的第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$) 界定之；循環峰谷即是預測時間是否處於國發會認定之景氣衰退區間故沒有與其對應之原始序列落後項。

我們以相同的方法檢驗 TAIFRI 並將實證結果列表於表 20 子表 C 中。同樣定義之衰退事件上，TAIFRI 只能對以 IPI(0.1) 定義、或國發會定義之景氣衰退，兩者之羅吉斯迴歸係數顯著不為零；TAIFRI 對其他定義之景氣衰退則無法有效預測。由此可以推論 FSRI 相較於 TAIFRI 更加具備對景氣下行的預測力。接下來我們會依照羅吉斯迴歸結果，進一步就 FSRI 或 TAIFRI 對景氣衰退的綜合機率評估以及邊際機率貢獻進行分析。

延續表 20 不同定義景氣衰退之羅吉斯迴歸分析，藉由羅吉斯迴歸的特性，我們可以進一步推論，若解釋變數增加一單位會邊際提高多少衰退事件發生機率；即 FSRI 每增加一單位，衰退事件發生機率會增加多少？實證結果列於表 21 中。

首先我們分析 FSRI⁹⁸，發現迴歸估計之事件發生機率值在工業生產指數定義之極端衰退 (IPI, 0.1) 下為 50.6% 遠高於單純使用歷史分位數 10% 的結果 (3.07%)，代表 FSRI 每增加一個單位，會提高 3.07% 極端率退事件發生的機率值。至於微衰退雖其模型機率值為 64.61% 亦高於平賭的 50%，但其增加的程度卻遠低於在極端衰退，這佐證了 FSRI 更適用於預測極端事件。

表 21 羅吉斯迴歸邊際效果

A FSRI ⁹⁸					
	IPI(0.1)	IPI(0.5)	GDP(0.1)	GDP(0.5)	循環峰谷
\bar{P}	50.60	64.61	50.80	67.81	56.63
邊際機率	3.07	1.18	1.72	1.27	1.18
B FSRI ⁰⁸					
\bar{P}	50.38	61.75	50.47	60.91	56.10
邊際機率	2.06	1.44	2.35	1.74	1.3
C TAIFRI					
\bar{P}	50.64	62.18	50.77	61.71	36.79
邊際機率	0.76	0.11	0.75	-0.21	0.71

註：表格中數值以百分比表示對應表 20 中羅吉斯模型之機率值（以百分比表示）。表頭括號內為預測變數之特定分位數界定景氣衰退與否所產生的二元序列，例如 IPI (0.1) 係以工業生產指數年增率的第 10 百分位數 ($\tau = 0.1$) 界定之極端景氣衰退；循環峰谷即是預測時間是否處於國發會認定之景氣衰退區間。

5-4 最適 FSRI 預警判別標準

在 5-3 節 中我們將極端衰退定義於若工業生產指數年增率的實際值低於其特定之歷史分位數 ($\tau = 0.1$) 產生實際發生之二元序列，為了更進一步能夠使決策者參照如何應用 FSRI 判別景氣衰退，我們需要替 FSRI 定義一臨界值 (critical threshold value, K)，藉以判別本計畫中以模型基底建構的金融穩定性風險如何認定過高或尚屬適中？換言之，若 FSRI 超過該臨界值則表示模型預測風險發生為二元序列：

$$\hat{z}_{t+1} = \begin{cases} 0, & FSRI < K \\ 1, & FSRI > K \end{cases} \quad (19)$$

臨界值選擇的依據，我們採用常見於分類問題上由 Youden (1950) 提出的 Youden's J 統計量，同時考慮了正確命中率 (sensitivity)¹²與正確否定率 (specificity)¹³，並透過極大該統計量來選擇最佳臨界值：

$$J(K) = sensitivity(K) + specificity(K) - 1 \quad (20)$$

$$K^* = arg \max_{(K \in [0, 100])} J(FSRI)$$

我們將 1998 年 1 月為樣本起點採用了採用 58 個預測變數之 FSRI⁹⁸ 與以 2008 年 1 月為起點採用 70 個預測變數之 FSRI⁰⁸，並以極端衰退 ($\tau = 0.1$) 與微衰退 ($\tau = 0.5$) 為預測目標的 4 個結果呈現於表 22 中，可以發現若預測極端衰退，根據 Youden's J 統計量建議臨界值 K 應介於 34~37 之間較為合適，而若以預測微衰退則臨界值 K 以 22~27 之間較為合適。圖 25 中以 FSRI⁰⁸ 為例，橫軸代表 FSRI 可能值域 $[0, 100]$ ，我們每次代入不同的臨界值 K 作為分類後計算 Youden's J 統計量，兩者所對應關係呈現於圖 25，可以發現對應極大 Youden's J 統計量的臨界值，即為 37 (紅點處)。

¹² 正確命中率：sensitivity = true positives / (true positives + false negatives)

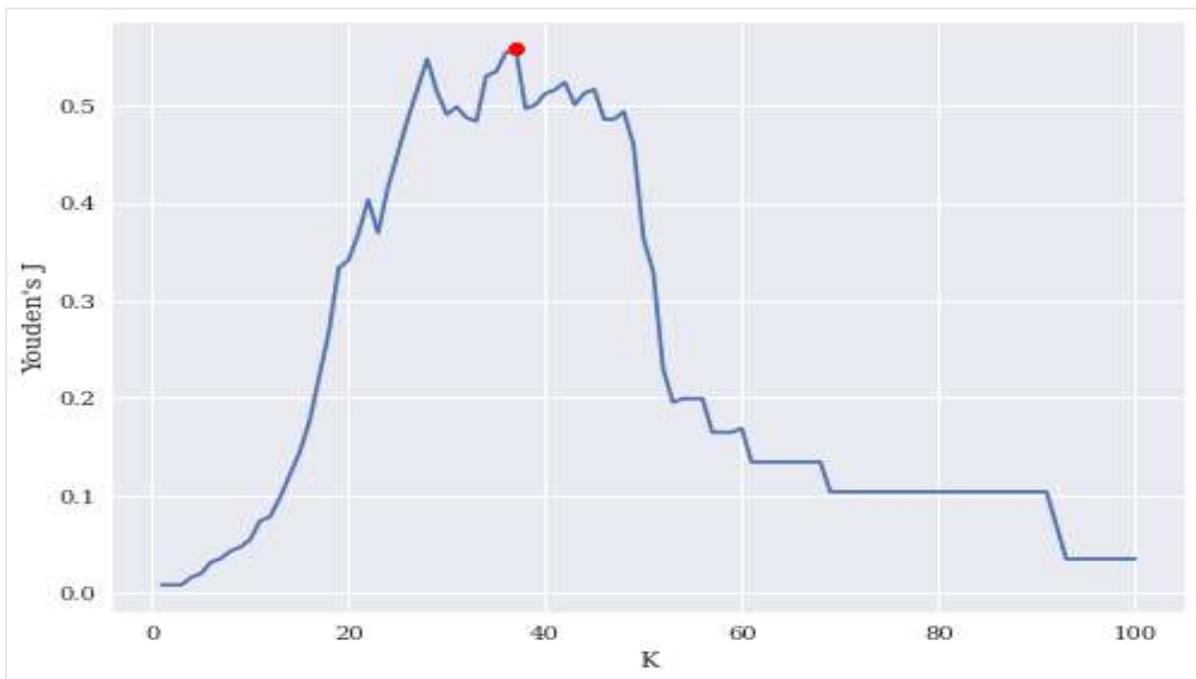
¹³ 正確否定率：specificity = true negatives / (true negatives + false positives)

表 22 最佳臨界值所對應之 Youden's J 統計量

樣本起點	極端衰退 ($\tau = 0.1$)		微衰退 ($\tau = 0.5$)	
	FSRI ⁹⁸	FSRI ⁰⁸	FSRI ⁹⁸	FSRI ⁰⁸
最佳臨界值	37	34	27	22
Youden's J	0.56	0.69	0.27	0.52

註：表 22 呈現以 1998 年與 2008 年為資料起點的 FSRI，括號內為建構 FSRI 時鎖定的工業生產指數年增率分位數。Youden's J 統計量參照式 (20)。

圖 25 尋找最佳臨界值



註：圖 25 為以採用樣本起點為 1998 年以預測極端衰退(工業生產指數年增率第 10 分位數)為目標以樣本外遞迴預測所建立之 FSRI，圖中紅點為極大 Youden's J 統計量之最佳臨界值。

綜合前一小節 (5.3) 與本小節的結果，以及表 22 分別對 FSRI 針對一般衰退或極端衰退，根據 Youden's J 統計量所找到的最佳臨界值，我們可以進一步直接應用 FSRI 對一般衰退或極端衰退進行預警，預警的結果呈現在圖 26 與圖 27。

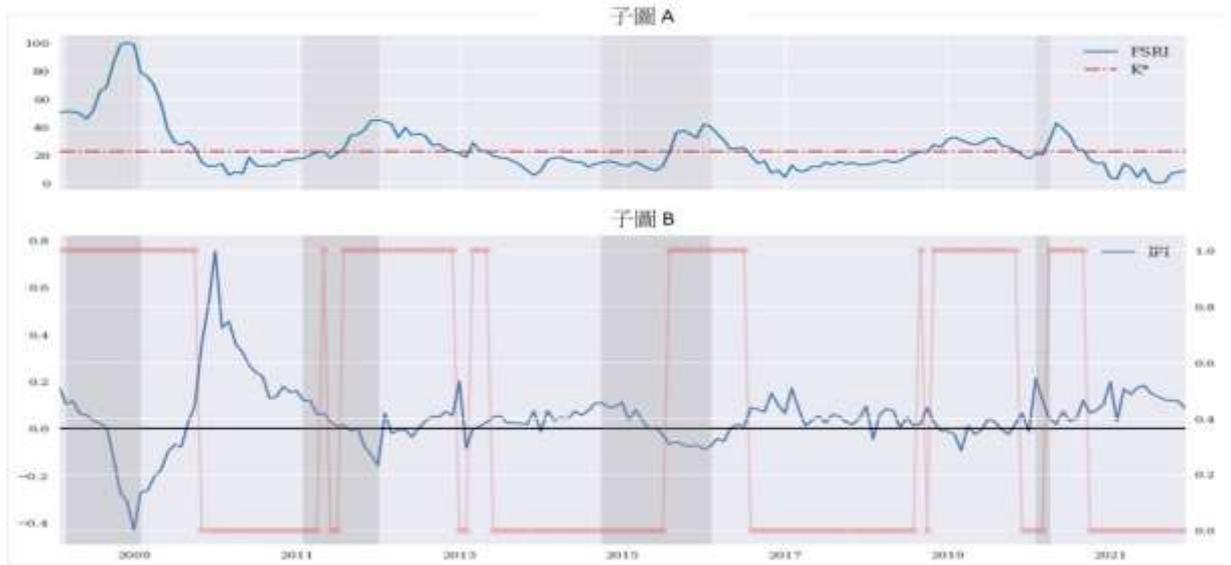
在圖 26 中，子圖 A 中藍色實線為 FSRI 序列紅色虛線則為根據 Youden's J 統計量選定之最佳臨界值；子圖 B 中藍色實線為工業生產指數

年增率 (IPI)，陰影處為國發會公告之高峰低谷。紅色圓點即為 FSRI 與將 $K^*=22$ 代入式 (19) 所產生之 \hat{z}_{t+1} 數列，一旦為 1 時則代表 FSRI 預警工業生產指數年增率邁入一般的 (以中位數為界) 景氣衰退的發生與否的可能性大增。同理，圖 27 所示的則為 FSRI 預警工業生產指數年增率邁入極端景氣衰退 (以工業生產指數年增率的極端衰退，非條件分量($\tau = 0.1$)為界) 景氣衰退的發生與否。

以圖 26 為例說明，以 FSRI 是否高過 $K^*=22$ 作為預測下一期工業生產指數年增率是否將低於過去歷史的中位數，進入微衰退的預警預測，有很好的效果。途中可以看到一旦上圖中的 FSRI (藍線) 向上突破紅色的虛線 ($K^*=22$)，幾乎先於或同時於下圖代表藍色線的工業生產指數年增率的向下穿透。特別需點出來的，在這裡我們定義的衰退為工業生產指數年增率是否將低於過去歷史的中位數，並不是國發會公告之高峰至低谷的衰退期 (也就是圖中標註為灰色陰影的柱狀區域)。如果放大地去看在圖 26 的下圖每一段國發會認定的景氣衰退期間，可以看到紅色圓點為 1 出現的預警都早於、或同時於工業生產指數年增率翻轉為負的時點，顯示 FSRI 搭配預警門檻，的確對於此處定義的衰退相當有鑑別力。同樣的，圖 27 也有相類似的成果。

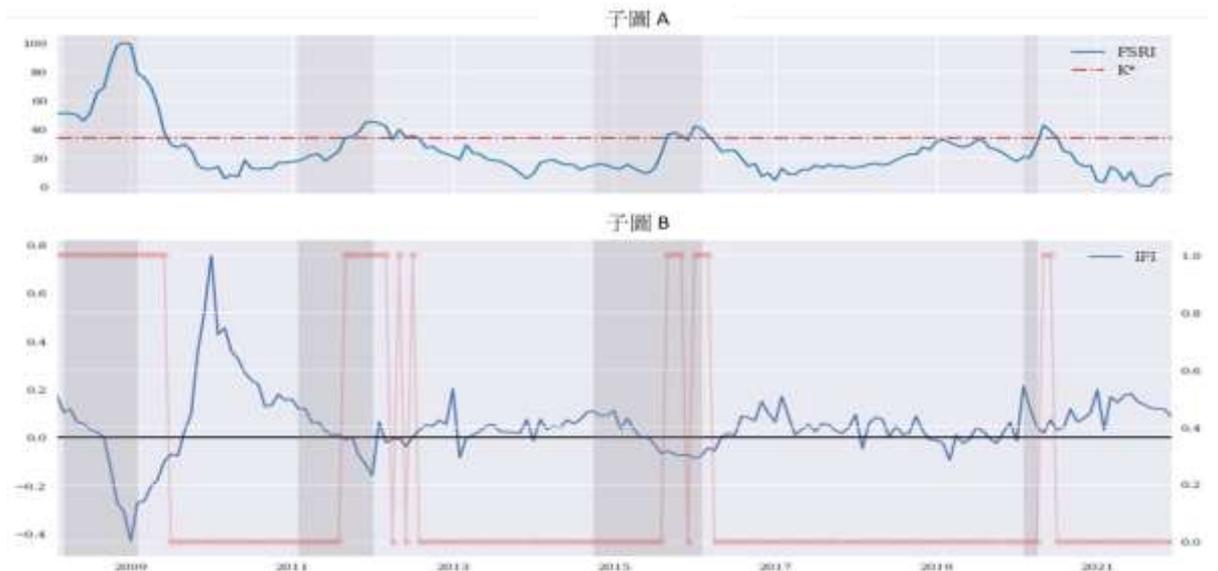
儘管我們也標示了國發會公告的衰退期，而形成好像 FSRI 在搭配了最適的預警臨界值以後，並未能及時捕捉景氣下行的風險。這其實是很嚴重的誤解。我們所持的理由是，FSRI 乃是透過 PQR 依據工業生產指數年增率成長衝擊的尾端資訊與高維度的金融變數所建構而成。須知國發會認定的景氣循環有一套很嚴謹的過程與多面向的資訊來源，並非單單參酌經濟成長率去認定。如果工業生產指數年增率本身即落後國發會認定的景氣循環，則無可避免的 FSRI 也會落後於國發會認定的景氣循環。從根本的指數建構目標，也並不是主旨在用於景氣轉折點的研判，所以，希望以上說明可以澄清這個認知上造成的謬誤。

圖 26 以最適臨界值 $K^*=22$ 預測微衰退



註：樣本起點為 2008 年 1 月以工業生產指數成長衝擊之第 50 百分位數為預測目標建構之 FSRI；子圖 A 中藍色實線為 FSRI 序列紅色虛線則為根據 Youden's J 統計量選定之最佳臨界值；子圖 B 中藍色實線為工業生產指數年增率 (IPI)，紅色圓點為 1 時則代表模型認定之景氣衰退，陰影處為國發會公告之高峰低谷，根據 0 的位置繪製黑色實線；

圖 27 以最適臨界值 $K^*=37$ 預測極端衰退



註：樣本起點為 2008 年 1 月以工業生產指數成長衝擊之第 10 百分位數為預測目標建構之 FSRI；子圖 A 中藍色實線為 FSRI 序列紅色虛線則為根據 Youden's J 統計量選定之最佳臨界值；子圖 B 中藍色實線為工業生產指數年增率 (IPI)，紅色圓點為 1 時則代表模型認定之景氣衰退，陰影處為國發會公告之高峰低谷，根據 0 的位置繪製黑色實線

5-5 FSRI 與其它景氣指標的攸關性

除了前幾節驗證 FSRI 對於景氣下行的預測與預警，為了進一步檢視探討本計畫所建構的 FSRI 與相關景氣指標之間的關係，我們依循既有文獻作法，除了本文的主角之一——工業生產指數的年增率之外，選用常用的幾個景氣指標：包含景氣對策訊號、同時指標、領先指標¹⁴，分別從跨期交叉相關係數與 Granger 因果檢定的角度，檢視 FSRI 與這些相關景氣指標之間的動態相依或關聯。

首先，就 FSRI 指數與四個景氣指標之間的跨期交叉相關係數的比較而言，結果陳列於表 23 與表 24。由表 23 可知 FSRI⁹⁸ 與這些景氣指標變數之間不管同期、領先或落後，均具有相當程度的負相關，景氣越樂觀金融穩定性風險越小，與直覺大致相符。例如：FSRI⁹⁸ 與「景氣對策訊號」之間同期相關係數為-0.64 為最高，顯示這兩變數大抵呈現同期的負向共振。綜合表 23 的訊息，粗略地可以得知，FSRI⁹⁸ 大抵與景氣對策訊號、工業生產指數的年增率同期負向共振，而同時指標會領先 FSRI⁹⁸ 一期，領先指標反而會落後 FSRI⁹⁸ 一期。

從 2008 年起建構的 FSRI⁰⁸ 與四個景氣指標之間的跨期交叉相關係數整理在表 24，揭露的訊息主要在於 FSRI⁰⁸ 大致上與景氣對策訊號、工業生產指數的年增率、甚至領先指標都在同期相關上最高，顯示大抵維持同步負向的關係，惟 FSRI⁰⁸ 與領先指標的負相關似乎加劇了不少幅度。在這個期間，FSRI⁰⁸ 與同時指標的前三期的相關高達-0.85，不僅領先期數與相關程度都躍升顯著。顯然金融穩定性風險與不同面向的景氣指標的連動性，在這兩個期間有所不同，顯著地增強。

¹⁴ 本小節所用的景氣對策訊號、同時指標、領先指標等資料皆來自台灣新報 (TEJ) 資料庫。

表 23 $FSRI^{98}$ 對各景氣指標之跨期交叉相關係數 $\text{Corr}(FSRI_t^{98}, X_{t-k})$

景氣指標	領先/落後期數							
	k	-3	-2	-1	0	1	2	3
景氣訊號		-0.54	-0.58	-0.61	-0.64	-0.64	-0.61	-0.55
同時指標		-0.59	-0.63	-0.64	-0.61	-0.55	-0.46	-0.33
領先指標		-0.49	-0.58	-0.65	-0.71	-0.73	-0.72	-0.67
ipi_yoy		-0.46	-0.53	-0.59	-0.63	-0.64	-0.57	-0.47

表 24 $FSRI^{08}$ 對各景氣指標之跨期交叉相關係數 $\text{Corr}(FSRI_t^{08}, X_{t-k})$

景氣指標	領先/落後期數							
	k	-3	-2	-1	0	1	2	3
景氣訊號		-0.59	-0.63	-0.66	-0.68	-0.66	-0.61	-0.55
同時指標		-0.85	-0.84	-0.79	-0.69	-0.57	-0.42	-0.26
領先指標		-0.73	-0.81	-0.86	-0.87	-0.84	-0.78	-0.68
ipi_yoy		-0.56	-0.62	-0.65	-0.65	-0.61	-0.54	-0.44

由於上述的交叉相關係數的結果，並非控制了條件變數下的結果，接續著我們以雙變量向量自我迴歸 (vector autoregressive, VAR) 模型下的因果檢定 (Granger causality test) 檢視 FSRI 與各個景氣指標間的可能領先與落後關係的統計顯著性¹⁵。兩個期間的 FSRI 與對應期間的景氣指標之間的因果檢定結果表列於表 25 與表 26。

由表中結果可發現，在 5% 的顯著水準下，FSRI 指數與「同時指標」「領先指標」在兩個期間均具有雙向領先或者同步回饋關係，僅有表 25 中「景氣訊號」顯著領先 *FSRI*⁹⁸ 指數；而 2008 年起，*FSRI*⁰⁸ 領先「ipi_yoy」。綜合本小節的結果，可以看得出，本計畫雖然以大量名目面的金融變數，透過 PQR 彙整成長衝擊的下行風險所萃取的共同因子，所編製而成的金融穩定性風險指標-FSRI，的確得以與代表實質景氣的相關景氣指標有相當緊密的連動、甚至雙向領先關係，能有效掌握景氣的脈動。

¹⁵ 模型中以 SIC 準則挑選出雙變量 VAR 最適的落後期數均為 2 期。

表 25 $FSRI^{98}$ 對各景氣指標之因果檢定結果

變數	領先關係	變數	Wald 檢定 P-值
$FSRI^{98}$	→	景氣訊號	0.257
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{98}$	→	同時指標	< 0.001 ***
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{98}$	→	領先指標	< 0.001 ***
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{98}$	→	ipi_yoy	0.0146 **
	←		< 0.001 ***

註：VAR 架構下的因果檢定，係以 Block Exogeneity Wald Test 進行，以 χ^2 統計量加以判定。*** 代表 1% 的顯著，** 代表 5% 的顯著；而其領先關係，以不同顏色的箭頭方向表示。

表 26 $FSRI^{08}$ 對各景氣指標之因果檢定結果

變數	領先關係	變數	Wald 檢定 P-值
$FSRI^{08}$	→	景氣訊號	0.022 **
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{08}$	→	同時指標	0.0482 **
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{08}$	→	領先指標	< 0.001 ***
	←		< 0.001 ***
$FSRI^{08}$	→	ipi_yoy	0.001***
	←		0.1227

註：VAR 架構下的因果檢定，係以 Block Exogeneity Wald Test 進行，以 χ^2 統計量加以判定。*** 代表 1% 的顯著，** 代表 5% 的顯著；而其領先關係，以不同顏色的箭頭方向表示。

第六章 結論

本計畫以工業生產指數成長衝擊作為實質景氣的代理變數，嘗試從實質景氣或鄰近景氣下行預測的切入點，重新審視名目面金融變數所代表的系統性與金融體系穩定性風險對於實質面的影響，並嘗試利用 ECB 2018 年所採用的方法編製具有實質面攸關性、以模型為基底的金融穩定性風險指數。

在我們的報告中，我們發現有層次的鋪陳、如何有效地利用資訊集合中裡面相關的資訊，對於建構與景氣下行有攸關性的金融穩定性風險指數，有重大而不一樣的意義。以多變量降維的因子萃取方法而言，如何提取解釋變數集合中的資訊進行預測？我們直接以變數進入模型建模？或者利用主成分分析先整合所有解釋變數的資訊再投入模型建模？或者我們在萃取解釋變數集合中可能的資訊內涵同時，也能考慮融入他們與應變數的潛在關係？這些解釋變數與應變數之間的關聯性是否又會因為提取應變數的不同區位的資訊內涵而有所不同？

從我們比較多變量迴歸、PCQR、PLS 與 PQR 等不同層次的作為，可以發現，關注在景氣下行的情況下，以 PQR 建構指數最有彈性，也最能在高維度眾多的金融背景變因中有效萃取出攸關於實質面景氣下行的金融穩定性風險指標。我們對於名目面的金融背景變數如何利用變數演變趨勢，進一步深化所編指數的即時適應性，也有新的嘗試。我們利用資料中應變數與各個迴歸變數在第一階段的判定係數，作為加權變數成為共同因子的重要訊息來源。以下是我們的重點彙整：

1. 與實質面的有攸關性：以實質經濟面變數作為考量連結金融名目面向關的背景風險因子，如何讓系統風險(systemic risk)與系統性風險(systematic risk)因子都得以適當的納入、如何有效地進行變數選取與整合非常重要。

2. 全樣本降維時各模型共同因子愈多則Pseudo R^2 愈高，但樣本外預測的檢驗下，PLSQR 與 PQR 更傾向於萃取 1 個共同因子，PCAQR 則以 2 個共同因子為最優。
3. 監督式學習之降維尋找共同因子作法(PLSQR, PQR)顯然優於非監督式學習(PCAQR)尋找共同因子作法；儘管以同樣的預測變數集合為基底，透過考量其與成長衝擊不同分量部位的相關性所建構得的共同因子，可以發現以成長衝擊的中央趨勢(如中位數或平均數)與金融背景變因所在的連結所形成的共同因子，其掌握景氣下行的解釋力與預測力，都不若直接考量成長衝擊的左尾(下行風險)與金融背景變因的函數關聯所建構出來的共同因子。利用預測變數的中央趨勢或者尾端趨勢於建構攸關性的系統性共同因子，不管在變數的組合、變數的重要性、甚是找出的共同因子的時間走勢，都有很大的差異。
4. 因為額外納入變數的局部動能(local momentum)所擴增的訊息集合效果：我們同時利用定態變數的水準值；以及當期與過去一年 12 期的離差作為局部動能，讓金融變數的變化傾向與轉折得以加深指數對局勢變化的敏感性。實證顯示不僅提高預測力，也顯示在晚近的樣本期間中，金融市場情緒與系統性氛圍變數(特別是這些變數的局部動能)對於金融穩定性風險、甚至擴及對實質面臨近衰退預測的重要性。
5. 先分預測變數不同構面降維解構而得不同構面的共同因子，再利用於預測的作法，並未如文獻所說的有額外的預測力提升；更甚者，如果根據不同構面所得的降維因子，再進行一次降維所得的共同因子(factor of factors, FOF)，反而更不具預測效力。文中雜揉個構面變數整體性利用 PQR 進行降維所得的共同因子，不論在全樣本或樣本外期間，都有相對較優的預測表現。

6. 在實證中，我們也發現¹⁶，儘管 PLSQR 形成共同因子所用的資訊為成長衝擊中間區位之資訊，但在有些情境下，PLSQR 與 PQR 結果不分軒輊，特別是 PLSQR 全樣本與樣本外分析時，重要性變數排序一致。做為共同因子，和 PQR 一樣皆可以在我們兩階段中的第二個階段提供相關的預測。考量第五章分析指數對預測衰退時的攸關性，因為區分極端衰退事件與微衰退事件，後續研究也可以嘗試就 PLSQR 檢視其與對極端衰退事件與微衰退事件的預測或預警效果。
7. 對於實質景氣衰退的預測上，本計畫所編製的 FSRI 相對於臺灣金融研訓院所編製的 TAIFRI 都有相對優異的預測表現。FSRI 羅吉斯迴歸對預測極端衰退事件(第 10 百分位數)比預測微衰退事件(第 50 百分位數之中央趨勢)更重要(參照邊際機率)之外；FSRI 升高一點，平均將對景氣極端衰退事件發生的機率增加 1.7%~3%，而對一般景氣衰退事件的機率增加約 1.2%~1.7%。
8. 在未來 FSRI 指數的應用上，我們亦利用歷史的資料結合 Youden's J 的方法，嘗試界定出那些門檻的臨界值一旦被超過，會對實質景氣的極端衰退或一般衰退事件有所影響，進而預警。實證顯示，當 FSRI 超過 22~27 這個區間的水準之上，顯示衰退(成長率低於歷史中位數)的可能性大增；而 FSRI 一旦超過 34~37 這個區間，則將大幅提升陷入極端衰退(成長率低於歷史 10%分位數)的概率。
9. 本計畫雖然以大量名目面的金融變數，透過 PQR 彙整成長衝擊的下行風險所萃取的共同因子，所編製而成的金融穩定性風險指標-FSRI，的確得以與代表實質景氣的相關景氣指標有相當緊密的連動、甚至雙向領先關係，能有效掌握景氣的脈動。

¹⁶ 感謝央行計量分析科評論同仁提出的觀察與建議。

10. 在本計畫所包含的各構面變數中，不乏與貨幣政策或金融政策直接或間接相當有攸關性的變數。由於受限於時間與版面的關係，未能就這些構面中相關的貨幣或金融政策變數，檢視其跨期對於金融穩定性風險貢獻比例的消長趨勢，我們將把這個部分留予未來延伸研究方向，並期待能透過有模型為基礎的評估，能更精確地說明效果、引導最適政策的規劃方向。

參考文獻

- 黃裕烈、葉錦徽、陳重吉 (2021). “臺灣經濟政策不確定性指標之建構與分析”，經濟論文叢刊，49 卷 2 期，307-334。
- 吳中書等.(2020). 臺灣金融風險指數編製專刊，金融研訓院。
- Acemoglu, D., Ozdaglar, A., & A., Tahbaz-Salehi. (2015). Systemic risk and stability in financial networks, *American Economic Review* 105, 564–608.
- Acharya, V. V., Cooley, T., Richardson, M., & I. Walter. (2010). Manufacturing tail risk : a perspective on the financial crisis of 2007-2009, *Foundations and Trends in Finance* 4, 247–325.
- Acharya, V. V., Engle, R., & M., Richardson. (2012). Capital shortfall : a new approach to ranking and regulating systemic risks, *American Economic Review* 102, 59–64.
- Acharya, V.V., L.H. Pedersen, & T. Philippon. (2017). Matthew richardson, measuring systemic risk, *Review of Financial Studies*, 30(1), 2–47.
- Adrian T. & M.K. Brunnermeier. (2016). CoVaR, *American Economic Review*, 106(7), 1705-1741.
- Aikman, D., Kiley, M., Lee, S.J., Palumbo, M.G., & M., Warusawitharana. (2017). “Mapping heat in the U.S. financial system”, *Journal of Banking & Finance*, 81, 36-64.
- Allen L., T. G. Bali, & Y. Tang. (2012). Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns? *Review of Financial Studies*, 25(10), 3000–3036,
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns : cross-section and time-

series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.

Bai, J., & S., Ng. (2006). Evaluating latent and observed factors in macroeconomics and finance, *Journal of Econometrics* 131(2), 507-537.

Baker, S., Bloom, N., & S., Davis. (2016). Measuring economic policy uncertainty, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.

Banulescu, G.-D., & E.-I., Dumitrescu. (2015). Which are the SIFIs? A Component expected shortfall approach to systemic risk. *Journal of Banking and Finance*, 50, 575–588.

Benoit, S., Colliard, J.-E., Hurlin, C. & C., Pérignon. (2017). “Where the risks lie : A survey on systemic risk”, *Review of Finance*, 21(1), 109-152.

Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 535–559.

Blei, S. & B., Ergashev. (2014). Asset commonality and systemic risk among large banks in the United States. Office of The Comptroller of the Currency, Economics working paper 2014-3.

Brownlees C., & R.F., Engle. (2017). SRISK : A conditional Capital shortfall measure of systemic risk. *Review of Financial Studies*, 30(1), 48–79.

Brunnermeier, M.K., and L.H. Pedersen. (2009). Market liquidity and funding liquidity, *Review of Financial Studies* 22, 2201– 2238.

Brunnermeier, M., Gorton, G., & A., Krishnamurthy. (2014). Liquidity mismatch measurement, in : M. Brunnermeier and A. Krishnamurthy (eds.), *Risk Topography : Systemic Risk and Macro Modeling*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 99–112.

Deghi, A., P. Welz, & D., Żochowski. (2018). “A new financial stability risk index to predict the near-term risk of recession,” *Financial Stability Review*, European Central Bank, vol. 1.

Diebold, F. X., & K., Yilmaz. (2014). On the network topology of variance decompositions : Measuring the connectedness of financial firms, *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134.

Dodge, Y., & J. Whittaker, (2009). Partial quantile regression. *Biometrika*, 70, 35–57.

Duan, J.C., J., Sun & T., Wang. (2012). Multiperiod corporate default prediction – A forward intensity approach, *Journal of Econometrics*, 170(1), 191-209.

Duan, J.C., & Y., Zhu. (2020a). Credit risk cycle indices - properties and macroprudential Policy, NUS working paper.

Duan, J.C., & Y., Zhu. (2020b). Economic growths of ASEAN-5 countries impacted by global and domestic credit risks, *Asian Journal of Economics and Banking*, 4(2), 1-20.

Giglio S., B. Kelly, & S., Pruitt. (2016). Systemic risk and the macroeconomy : An empirical evaluation, *Journal of Financial Economics*, 119(3), 457-471.

Gu, S., Kelly, B., & Xiu, D. (2020). Empirical asset pricing via machine learning, *The Review of Financial Studies*, 33(5), 2223-2273.

Huang, X., Zhou, H., & H., Zhu. (2009). A framework for assessing the systemic risk of major financial institutions, *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2036–2049.

Jobst, A. A. (2014). Measuring systemic risk-adjusted liquidity (srl) - a model approach, *Journal of Banking and Finance* 45, 270–287.

Kelly, B. and S. Pruitt (2015), “The Three-Pass Regression Filter : A New Approach to Forecasting Using Many Predictors,” *Journal of Econometrics*, 186, 294-316.

Koenker, R., & J., Machado. (1999). Goodness of fit and related inference processes for quantile regression, *Journal of the American Statistical Association* 94, 1296– 1310.

Kritzman, M., & Y., Li. (2010). Skulls, financial turbulence, and risk management. *Financial Analysts Journal*, 66(5), 30-41.

Kritzman, M., Li, Y., Page, S., & R., Rigobon. (2011). Principal components as a measure of systemic risk. *Journal of Portfolio Management*, 37(4), 112–126.

Lehar, A. (2005). Measuring systemic risk : a risk management approach, *Journal of Banking and Finance* 29, 2577–2603.

Lopez-Salido, D., Stein, J.C., & Zakrajsek E. (2017). Credit-market sentiment and the business cycle. *Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 373-1426.

Markose, S. M., Giansante, S., & A. R., Shaghghi. (2012). Too interconnected to fail financial network of US CDS market : topological fragility and systemic risk, *Journal of Economic Behavior and Organization* 83, 627–646.

Næs, R., Skjeltorp, J.A., & B.A. Ødegaard (2011). Stock market liquidity and the business cycle, *Journal of Finance* 66, 139-176.

Segoviano, B.M. & C.A.E., Goodhart. (2009). Banking stability measures,

IMF Working Paper No. 09/4.

Stock, J. H. & M.W. Watson (2002), Macroeconomic forecasting using diffusion indexes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162

Youden, W. J. (1950). Index for rating diagnostic tests. *Cancer*, 3(1), 32-35.

附錄

附錄一、本計畫編製之變數

附錄 1-1 Delta CoVaR

附錄 1-1-1 簡介

編製此指標主要參考 Adrian and Brunnermeier (2016)，用以衡量大盤月報酬於金融機構有發生風險事件、沒有發生風險事件的條件下之 VaR。建構之樣本期為 1998~2021 年。

預測變數	狀態變數 (State Variable)	解釋變數
大盤月報酬 金融指數月報酬	非流動性指標 (見 2-2-1 小節)	大盤報酬標準差 大盤股價落後項 金融股股價 0050 成分股

其中金融股皆為上市股，包含銀行業、金控業、券商、保險業，參見附錄。並於最後針對預測變數與解釋變數進行敏感度分析。

附錄 1-1-2 編製方法 1

第一步，估計股票 i 於各個時間點 t 之 VaR。

式 (A.2) 為式 (A.1) 之估計式，根據式 (A.2) 我們以個股月報酬 (X) 當作預測變數、資料矩陣 (M) 作為解釋變數，進行分量迴歸之估計，所得之個股月報酬率估計值即為股票 i 之 VaR。

$$X_t^i = \alpha_q^i + \gamma_q^i M_{t-1} + \epsilon_{q,t}^i \quad (\text{A.1})$$

$$\text{VaR}_{q,t}^i = \hat{\alpha}_q^i + \hat{\gamma}_q^i M_{t-1} \quad (\text{A.2})$$

接著，設定不同分位數 (q)，我們可以得到不同分位數下 X 之估計值。本計畫分別設定 q = 0.5、q = 0.01，欲使用 50 百分位數刻劃一般水準下之 VaR、使用 1 百分位數刻劃風險事件下之 VaR。

藉由以上設定，每筆個股資料可以計算出兩筆 VaR 序列，式 (A.2-1) 與式 (A.2-2)。

$$\text{VaR}_{0.5,t}^i = \hat{\alpha}_{0.5}^i + \hat{\gamma}_{0.5}^i M_{t-1} \quad (\text{A.2-1})$$

$$\text{VaR}_{0.01,t}^i = \hat{\alpha}_{0.01}^i + \hat{\gamma}_{0.01}^i M_{t-1} \quad (\text{A.2-2})$$

第二步，利用股票 i 之 VaR 估計大盤報酬在各個時間點的 VaR，我們稱之為 CoVaR。

式 (A.3) 為式 (A.4) 之估計式，根據式 (A.4) 進行分量迴歸之估計，我們以大盤月報酬 (X market) 當作預測變數、資料矩陣 (M) 與個股月報酬 VaR 作為解釋變數，進行分量迴歸之估計，所得到之大盤月報酬估計值即為 CoVaR。

$$X_t^{\text{market}|i} = \alpha_q^{\text{market}|i} + \gamma_q^{\text{market}|i} M_{t-1} + \hat{\beta}_q^{\text{market}|i} X_t^i + \epsilon_{q,t}^{\text{market}|i} \quad (\text{A.3})$$

$$\text{CoVaR}_{q1,t}^i = \hat{\alpha}_{q2}^{\text{market}|i} + \hat{\gamma}_{q2}^{\text{market}|i} M_{t-1} + \hat{\beta}_{q2}^{\text{market}|i} \text{VaR}_{q1,t}^i \quad (\text{A.4})$$

設定 q2 = 0.01，並將於第一步所得到的 VaR 序列 (由式 (A.2-1) 取得) 代入式 (A.4)，即可以得到式 (A.4-1)

$$\text{CoVaR}_{0.01,t}^i = \hat{\alpha}_{0.01}^{\text{market}|i} + \hat{\gamma}_{0.01}^{\text{market}|i} M_{t-1} + \hat{\beta}_{0.01}^{\text{market}|i} \text{VaR}_{0.01,t}^i \quad (\text{A.4-1})$$

最後一步，計算 DELTA_COVAR_1。對式 (4) 做調整，可以得到式 (5)。

$$\Delta\text{CoVaR}_{q,t}^i = \hat{\alpha}_q^{\text{market}|i} + \hat{\gamma}_q^{\text{market}|i} M_{t-1} + \hat{\beta}_q^{\text{market}|i} (\text{VaR}_{0.01,t}^i - \text{VaR}_{0.5,t}^i) \quad (\text{A.5})$$

設定 $q = 0.01$ ，並利用於 Step 1 所得之兩個 VaR 序列，即可估計出大盤報酬於個股 i 下之 Delta CoVaR。對樣本中的所有金融個股，重複 Step 1~3，並將所有結果進行簡單平均，可得 DELTA_COVAR_1。

附錄 1-1-3 編製方法 2

除了式 (A.5)，作者提供另一種計算方式，式 (A.6)。

首先將式 (A.4-1) 所估計出之 beta 用於式 (A.6)，接著利用式 (A.2-1) 與 (A.2-2) 所得之 VaR 的差值來計算 DELTA_COVAR_2。

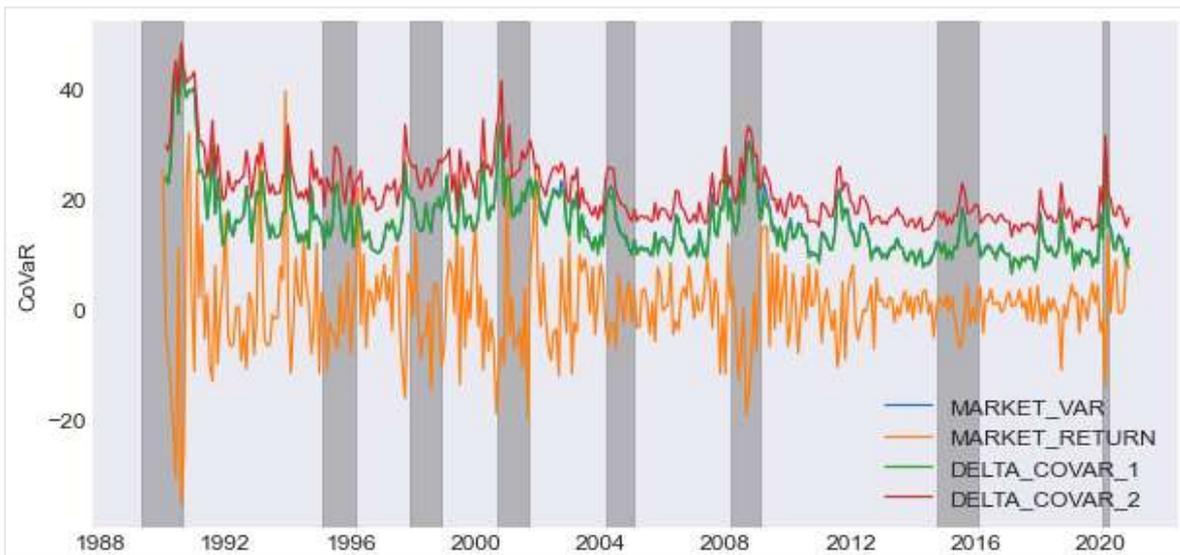
$$\Delta\text{CoVaR}_{q,t}^i = \hat{\beta}_q^{\text{market}|i} (\text{VaR}_{q,t}^i - \text{VaR}_{0.5,t}^i) \quad (\text{A.6})$$

兩種 DELTA_COVAR 編製方式皆是針對單一個股，因此在最後一步我們針對樣本中的所有金融個股，重複附錄 1-1-2 的做法，並將所有結果進行簡單平均，即可得本計畫所使用之 DELTA_COVAR_2。

附錄 1-1-4 實證結果

參照附圖 1 可以發現兩種不同 Delta CoVaR 計算方式在結果上有明顯的差異 DELTA_COVAR_1 基本上與市場報酬 VaR 重合，然而 DELTA_COVAR_2 有較明顯不同的走勢。本文所設算兩種 Delta CoVaR 序列都在市場報酬序列的上方，顯示 Delta CoVaR 確實能夠衡量極端事件下整體金融業所反映的系統風險。

附圖 1 台灣金融系統風險 Delta CoVaR



接著我們針對預測變數進行敏感性分析。首先，我們改變預測變數為金融指數之月報酬，可以發現在 Delta CoVaR 水準上沒有明顯差異。以加權指數為預測變數時（附圖 2 以大盤月報酬為預測變數），在 1998 年時 Delta CoVaR 有領先衰退的現象，且整條序列也相對較少雜訊；以金融指數為預測變數時（附圖 3 金融指數月報酬為預測變數），在 2008 年、2011 年 Delta CoVaR 水準有較顯著的躍升。

附圖 2 以大盤月報酬為預測變數



附圖 3 金融指數月報酬為預測變數



接著進行解釋變數之敏感性分析，我們保持預測變數不變，改變金融股為 0050 成分股。當我們使用 0050 成分股來建構 Delta CoVaR (參見附圖

5 以 0050 成分股為基底認定系統風險)，可以發現 Delta CoVaR 在水準上有明顯的不同。然而，當我們觀察其走勢，可以發現新的序列於各衰退期間之相對變化和原本的序列非常相似，且新的序列有更明顯的雜訊。

附圖 4 以臺灣金融股為為基底認定系統風險

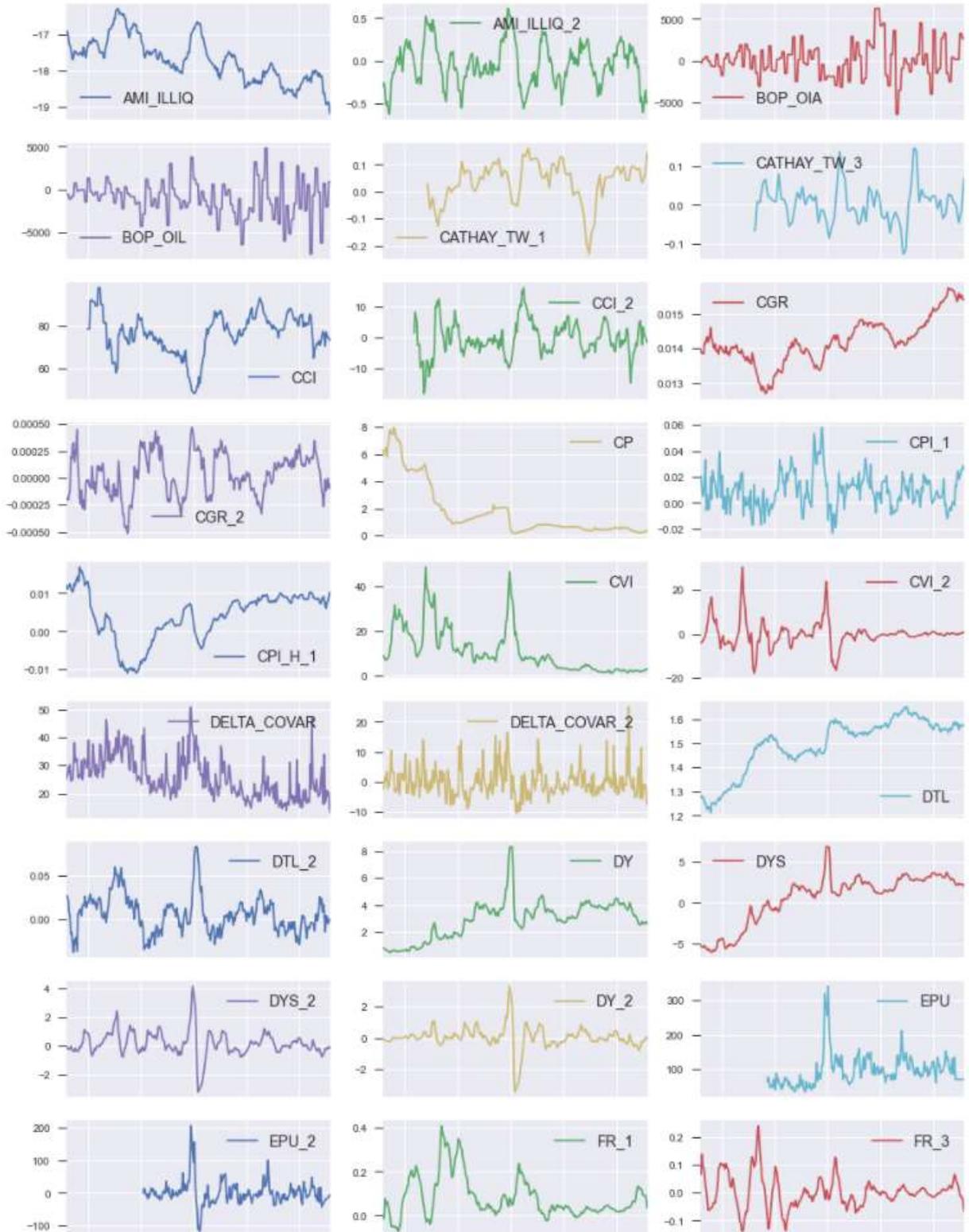


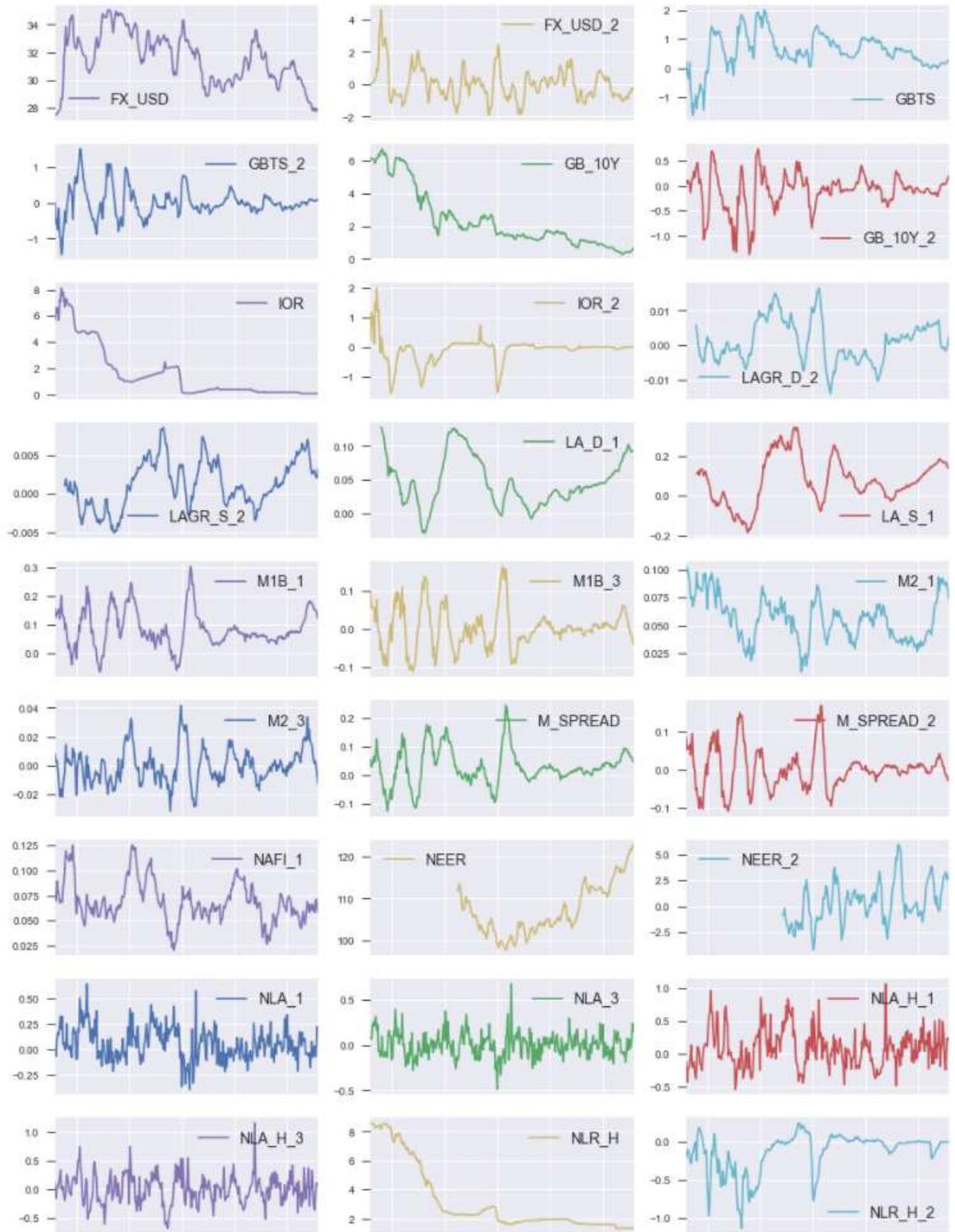
附圖 5 以 0050 成分股為基底認定系統風險

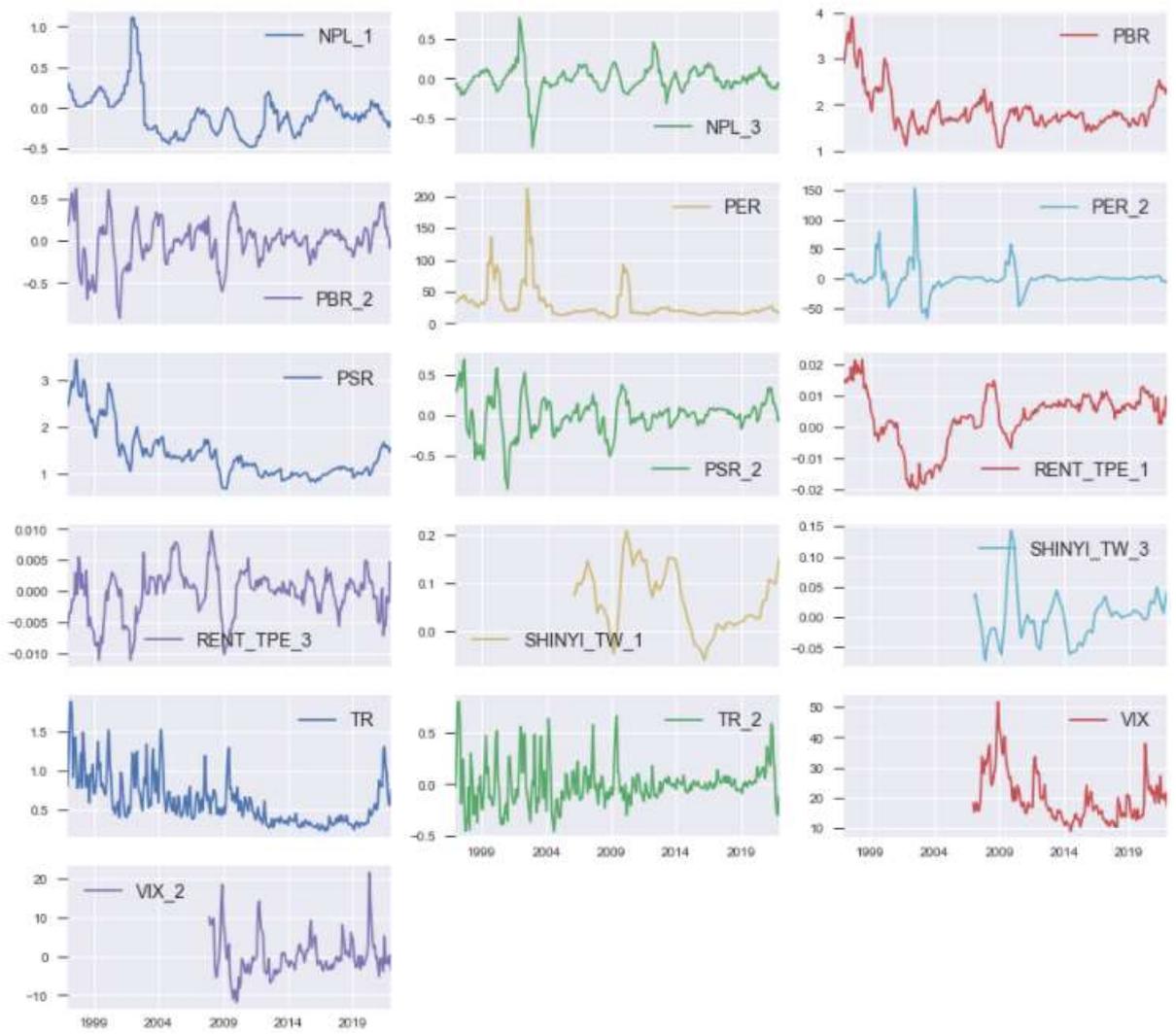


附錄二、圖表補充變數定義、時間序列與來源說明

附圖 7 變數走勢圖







附表一、變數名稱、調整方式與資料來源彙整表

五大構面	變數名稱	資料單位	調整方式	資料來源
資產評價與風險	全台信義房價指數-季 SHINYI_TW	指數	1、3	信義房屋
	全台國泰可能成交指數-季 CATHAY_TW	指數	1、3	內政部不動產資訊平台
	全台消費者物價指數-房租類 CPI_H	指數	1	行政院主計處
	台北市房租指數 RENT_TPE	指數	1、3	政府資料開放平台
	國際收支-其他投資-負債-季 BOP_OIL	百萬美元		中華民國國際收支平衡季報
	國際收支-其他投資-資產-季 BOP_OIA	百萬美元		中華民國國際收支平衡季報
	外匯存底 FR	百萬美元	1、3	中央銀行重要金融指標
	消費者物價指數 CPI	指數	1	行政院主計處
	美元即期匯率 FX_USD	NTD/USD	2	中央銀行外匯資訊
	十年期政府公債 GB_10Y	%	2	中央銀行重要金融指標
	商業本票 CP	%	2	中央銀行重要金融指標
	31-90 天期次級市場利率 長短天期利差 GBTS	%	2	自行計算
	大盤股價淨值比-日 PBR	比值	2	TEJ
	大盤本益比-日 PER	比值	2	TEJ
	大盤股價營收比-日 PSR	比值	2	TEJ
	大盤現金殖利率-日	%	2	TEJ

	DY			
	大盤現金殖利率與公債利差 DYS	%	2	自行計算
	金融業拆款利率 IOR	%	2	TEJ
	名目有效匯率的月變動 NEER	指數	2	台北外匯發展基金會
脆弱性	企業脆弱性指數 CVI	指數	2	新加坡國立大學 CRI 官網
	逾放比 NPL (non-performing loan)	%	1、3	中央銀行重要金融指標
	全體貨幣機構存放比 DTL	比值	2	中央銀行重要金融指標
	全體金融機構-資產淨額 NAFI	百萬新台幣	1	TEJ
	信用對產出占比 CGR	比值	2	中央銀行重要金融指 標、央行統計資訊網
	五大銀行新承做放款金額 NLA	百萬新台幣	1、3	五大銀行(台銀、合庫 銀、土銀、華銀及一 銀)新承做放款金額與 利率
	五大銀行新承做放款金額 -購屋貸款 NLA_H	百萬新台幣	1、3	五大銀行(台銀、合庫 銀、土銀、華銀及一 銀)新承做放款金額與 利率
	五大銀行新承做放款利率 -購屋貸款 NLR_H	%	2	五大銀行(台銀、合庫 銀、土銀、華銀及一 銀)新承做放款金額與 利率
	消費者購屋貸款-購置住宅貸 款與房屋修繕貸款 LA_D	百萬新台幣	1	中華民國統計資訊網
	生產者建屋貸款-建築貸款 LA_S	百萬新台幣	1	中華民國統計資訊網

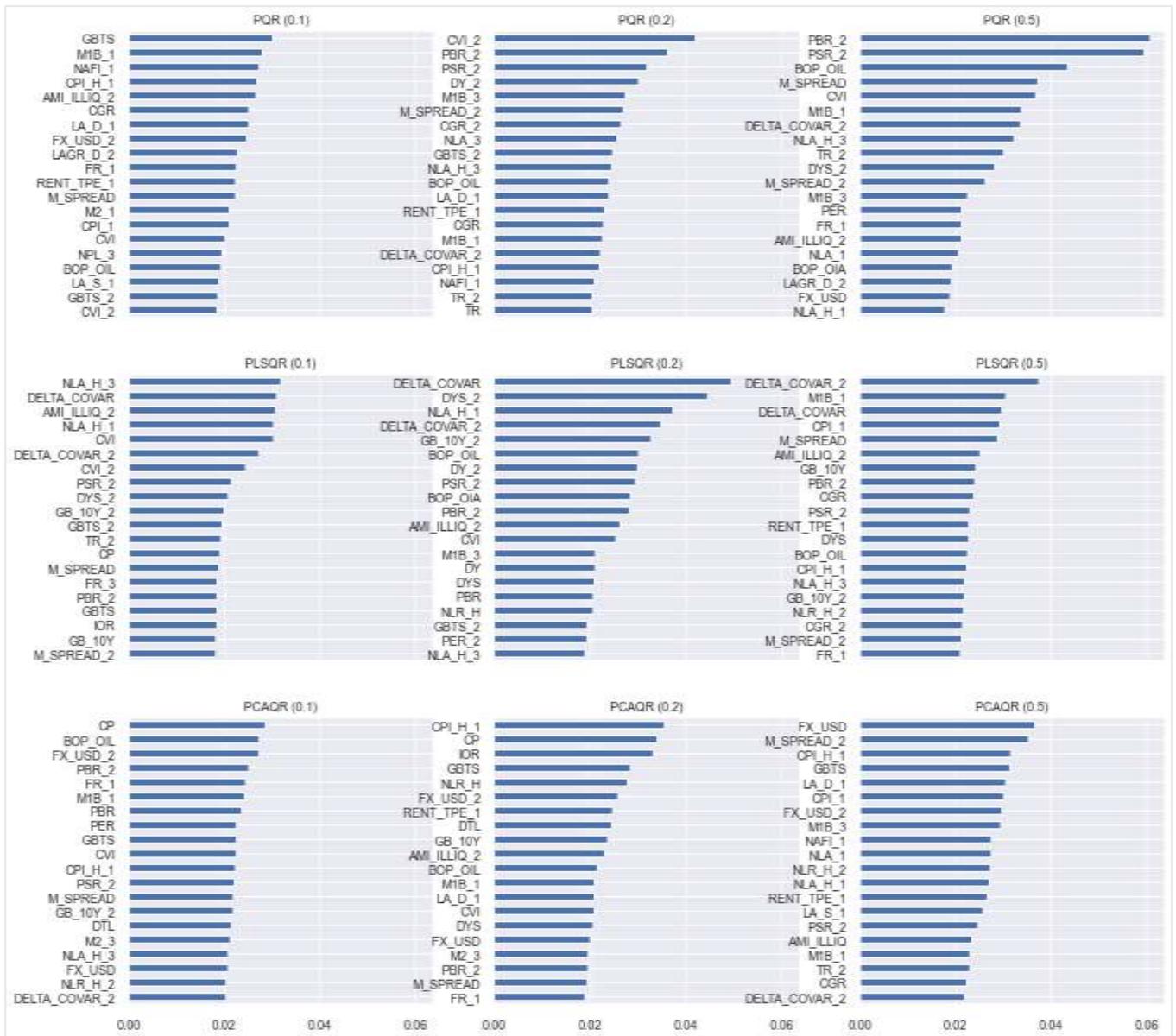
	消費者購屋貸款集中度 LAGR_D 消費者購屋貸款/過去 12 期 名目月 GDP 總和	比值	2	中華民國統計資訊網
	生產者建屋貸款集中度 LAGR_S 生產者建屋貸款 / 過去 12 期名目月 GDP 總和	比值	2	中華民國統計資訊網
傳導與外溢機制	Delta CoVaR DELTA_COVAR	數值	2	作者研究團隊編製
	Amihud 非流動性指標 AMI_ILLIQ	比值	2	作者研究團隊編製
	成交量週轉率-日 TR 「股市」成交量	%	2	TEJ
	M1B 貨幣 M1B	億元台幣	1、3	中央銀行重要金融指標
	M2 貨幣 M2	億元台幣	1、3	中央銀行重要金融指標
	M1B 與 M2 年增率差值 M_SPREAD	%	2	自行計算
市場情緒氛圍	經濟政策不確定性指數 EPU	指數	2	作者研究團隊編製
	消費者信心指數 CCI	指數	2	TEJ
	臺指選擇權波動率指數-日 VIX	指數	2	TEJ
其他研究中使用 變數	工業生產指數 IPI	指數		中華民國統計資訊網
	名目國內生產毛額-季 GDP_N	百萬新台幣		中華民國統計資訊網
	研訓院金融風險指標 TAIFRI	指數		臺灣金融研訓院
	研訓院金融風險指標-傳染與	指數		臺灣金融研訓院

	蔓延 TAIFRI_CS			
	研訓院金融風險指標-金融部門穩定性 TAIFRI_FS	指數		臺灣金融研訓院
	研訓院金融風險指標-非金融部門穩定性 TAIFRI_NFS	指數		臺灣金融研訓院
	研訓院金融風險指標-資產評價壓力 TAIFRI_AP	指數		臺灣金融研訓院
	臺灣加權股價指數-日 TWI_D	指數		TEJ
	臺灣加權股價指數 TWI_M	指數		TEJ
	股價-金控股 STOCK_FINANCIAL_HOLDING	調整股價(元)		TEJ
	股價-銀行股 STOCK_BANK	調整股價(元)		TEJ
	股價-保險股 STOCK_INSURANCE	調整股價(元)		TEJ
	股價-券商股 STOCK_BROKER	調整股價(元)		TEJ

註: 1 代表 年增率調整 ; 2 代表局部動能調整 ; 3 代表先經年增率調整後再經局部動能調整

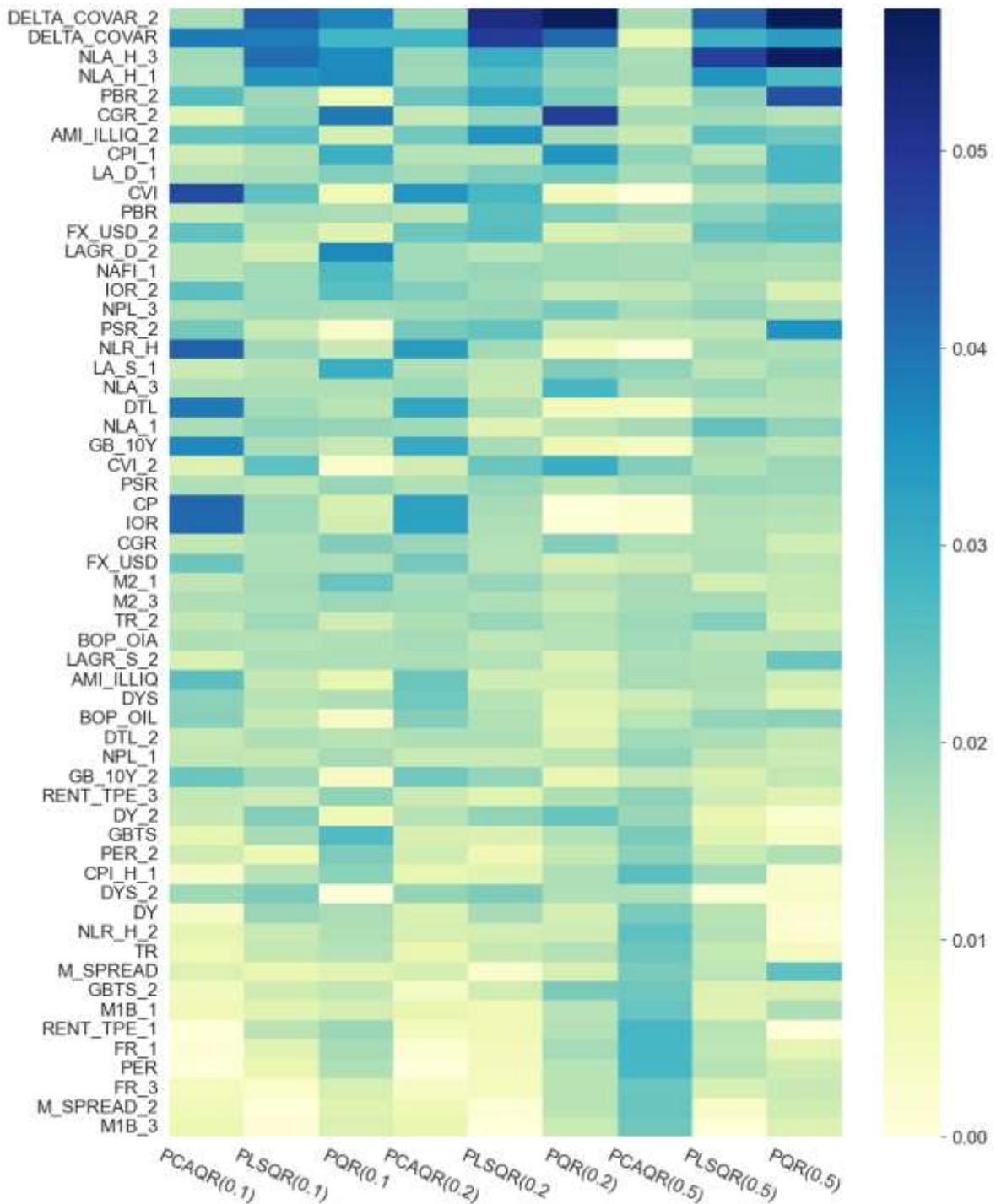
附錄三、不同分位數下之變數重要性

附圖 8 各模型在不同分位數下之變數重要性 – 全樣本(1998)



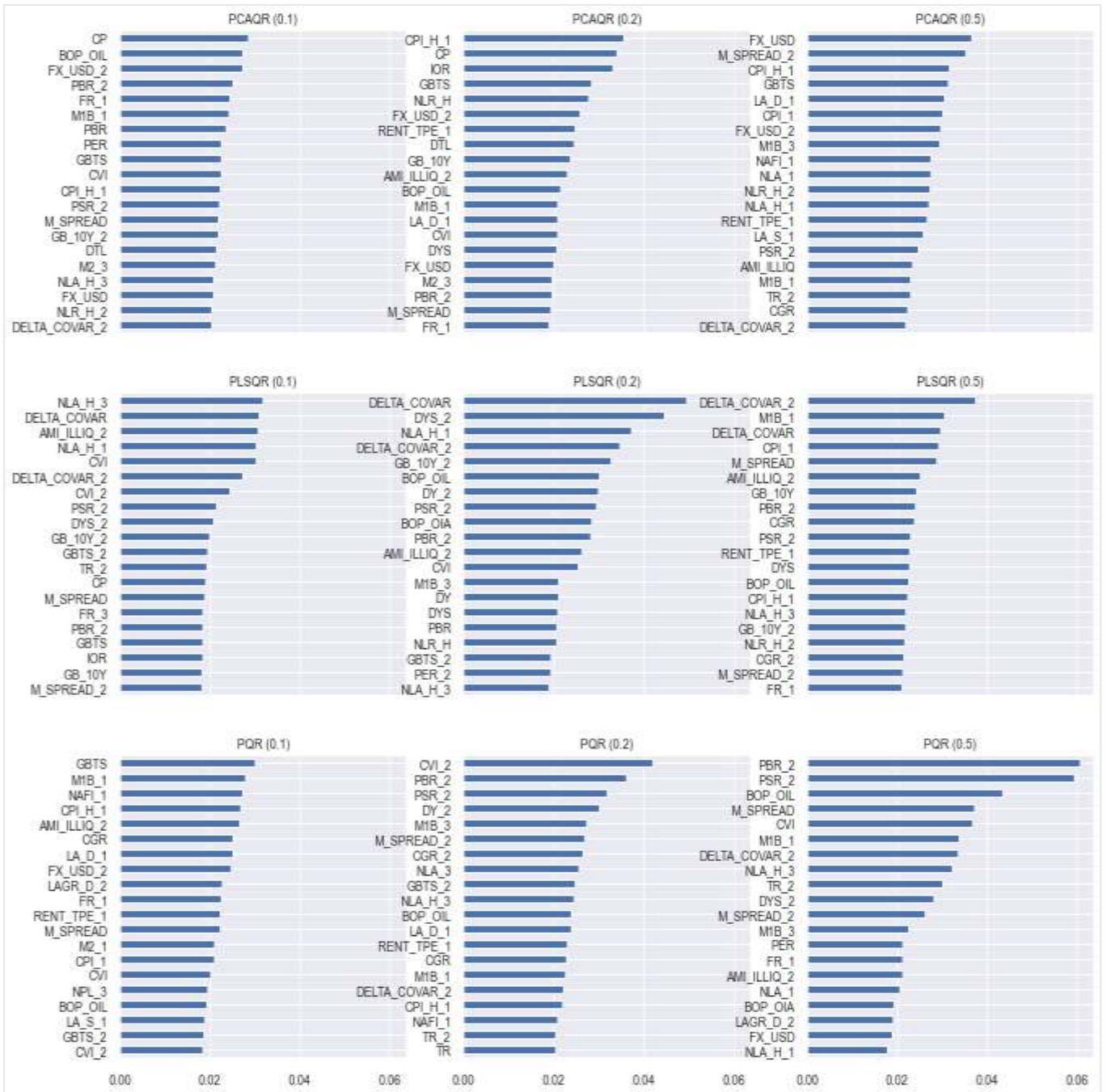
註：此圖為採用 1998 年之資料集在全樣本下，PCAQR、PQR 與 PLSQR 以工業生產指數特定分位數所建構因子模型之個別變數的邊際貢獻，我們取個模型之前 20 個重要變數。其中括號內數字為工業生產指數之特定分位數。

附圖 9 各模型在不同分位數下之變數重要性熱力圖 - 全樣本(1998)



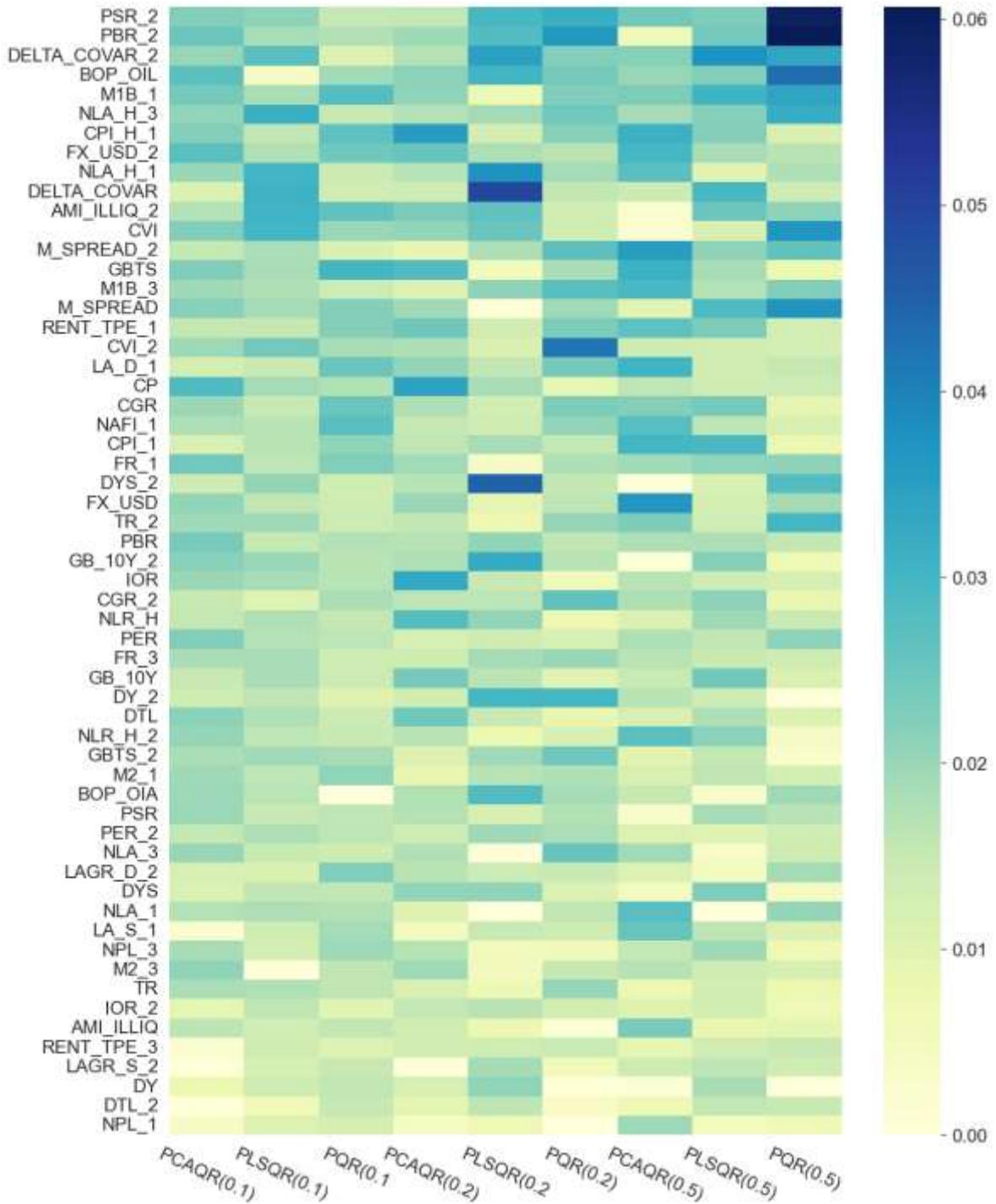
註：此圖為接續錯誤! 找不到參照來源。將所有變數 (58 個) 之全樣本變數重要性繪製於熱力圖中

附圖 10 各模型在不同分位數下之變數重要性 – 樣本外(1998)



註：此圖為採用 1998 年之資料集在 36 期後樣本外遞迴預測之 PCAQR、PQR 與 PLSQR 以工業生產指數特定分位數所建構因子模型之個別變數的邊際貢獻。其中括號內數字為工業生產指數之特定分位數。

附圖 11 各模型在不同分位數下之變數重要性熱力圖 - 樣本外(1998)



註：此圖為接續將所有變數 (58 個) 之樣本外變數重要性繪製於熱力圖中

附錄四、期中評論意見回覆表

	評論	作者修正	
		章節與頁次	說明
石百達教授之評論	1. 本計畫的名稱是「台灣金融穩定性風險指數之編製與應用」，因此我原先以為迴歸式左邊變數(即 y)會是金融體系的狀況，但目前文中的使用的 y 是用工業生產指數的年增率，會讓我有點感到困惑，可能需要補充說明。		根據 Giglio, Kelly and Pruitt (2016)、Deghi, Welz, and Zochowski (2018) 的做法，雜揉了許多金融面變數 (用以衡量金融風險)，以模型為基底建構與某個預測變數有攸關性的系統風險指數。正如歐洲央行關注的為實質景氣的臨近衰退 (near-term recession) 的可能性與預測，因此如果能將金融、名目面變數透過特殊編製方法之下，如何與實質景氣做連結，理解這些金融體系變數對於實質景氣的前瞻性與攸關性，意義會不同於僅僅只用金融體系變數所設算的風險；這也是我們所編製的指數與臺灣金融研訓院所編製的指數差異最大之處。在計畫中，由於央行關注景氣的臨近衰退，因此，我們選用工業生產指數年增率作為我們預測變數的資訊來源。
	2. 文中將所有變數分為 5 個構面，又用了一些例如 PCA 等降維方法來萃取因子。想知道用萃取因子是從所有變數萃取的嗎?還是有區分在各構面下萃取因子?區分不同構面去萃取因子的好處是，可以了解各個構面的重要性，在做實證分析時也比較容易解釋，例如不只可指出危機，還能知道危機可能	4-1、4-2、4-3 因子模型(P. 27~42)	我們已經在期末報告中的 4-1、4-2、4-3 等小節就不同構面的變數分構面解析其共同因子後，進行模型的比較，並對比相關的構面對於萃取因子建模的資訊內涵差異。相關分構面萃取因子的分析與整合說明，因內容較多，請參酌左列的小節。

	<p>是從哪個構面所引發的，並可採取相對的因應措施。這種模型結果與解釋變數之間的對應關係可能也是蠻重要的。</p>		
	<p>3. 就金融穩定而言，不同行業(例如銀行業與保險業)之間的運作模式差異很大，不知道是否需要將不同行業別區分開來，此種 bottom-up 的好處是，可以看各部門的問題，來分析對整體的影響。但目前的文章方法似乎是採 top-down 的模式，或許未來的計畫可以以 bottom-up 的角度來思考問題。</p>	<p>2-2 本計畫計算之變數 (P. 8)</p>	<p>本計畫於建構 Δ CoVaR 時，有考慮到各個金融部門對於系統風險的貢獻。然而，在建構金融穩定性風險指數時，如果要沿用同樣的模型，無法針對銀行、保險各金融產業個別去進行區分的原因為變數過少。</p> <p>考量依據不同穩定性風險構面的意涵，目前做法是先把相關變數整合之後當成輸入變數，如果未來有機會，也許可以嘗試使用不同金融部門去建構 Δ CoVaR，再去檢視哪一個建構方法對於整體的指數表現貢獻較大。</p>
	<p>4. 金融穩定性風險這種極端的事件，不知是否可能由單一因素或單一個構面就觸發而成?此種思考模式下，在機器學習的方法中，例如 decision tree，它可以讓我們追蹤到發生問題的原因所在，並提出因應策略。研究團隊或許也可思考以機器學習的方式來分析問題。</p>	<p>5-4 最適 FSRI 預警判別標準 (P.61)</p>	<p>參酌委員的建議，我們在期末的報告中，嘗試融合機器學習中對於分類問題最適門檻的決定，結合我們在 5-3 小節中應用 logistic 迴歸檢視 FSRI 對(一般、極端)景氣衰退預測的結果，應用在編製出來的 FSRI 如何協助預警臨近景氣下行的風險。請參酌 5-4 小節。</p>
許育進	<p>1. 本文的計量方法應該要在寫清楚一點，此外 notation 的使用在模型中似乎也有點混</p>	<p>第三章 系統性風險衡量方法(P. 16 - 22)</p>	<p>感謝委員的指正，我們已經在方法論一節中修正相關的模型、變數說明與符號，力求符號與變數在文中的一致性。</p>

<p>研究員之評論</p>	<p>淆，不同模型 notation 有互相干擾的現象。希望作者在下個版本能有較清楚的模型定義與計算方法，這樣我可以給較多的建議。</p>		
	<p>2. 另外，(1)式中 x_t 可以分為 f_t 與 g_t (前者屬系統性風險因子，後者屬非系統性風險因子)，作者用 PQR 分離出 f_t，但在 PCA 方法下又是如何將 f_t 與 g_t 分開來，作者似乎沒有清楚說明。另外，作者也需說明並決定要取幾個因子，f_t 與 g_t 各自要取幾個因子。</p>	<p>第 3 章(P. 17 – P.23)</p>	<p>感謝委員的指正。我們已經在期末報告中修正了相關說明，並統一有系統地將方法論與相關符號做了調整，相信可以澄清一些之前的疑慮。</p> <p>關於 x_t 可以分為 f_t 與 g_t，我們添加了一個註解 4，其中 g_t 可以理解成是會影響模型預測變數但並不會驅動 y_{t+1} 的條件分量的因子。所以整體而言，x_t 變數集合共同變中，有部分來自於對於未來預測預測變數有攸關性的 f_t，因此可以預測未來 y_{t+1} 的條件分量；另一個部分則為對於未來預測性沒有攸關性的 g_t，Giglio, Kelly and Pruitt (2016) 舉例說，g_t 可以是代表金融緊縮或財務危機 (financial distress) 中跟實質面無關的部分，或者可以被政府政策干預調整、消彌的部分。因此這個不可見的部分 g_t 可以當成是預測預測變數 y_{t+1} 時額外的擾動，因為它普遍地存在預測變數中，在降維過程中，自然會在變數形成的因子組合中平滑掉，因此我們的降維方法不管監督或非監督式，都聚焦在有攸關性的 f_t 如何萃取。至於因子數的選擇，我們也在實證中作說明。</p>

<p>3. 從附錄來看有些變數包含 trend、有些可能是定態或是非定態，作者需要清楚說明每個變數是如何處理的。</p>	<p>節 2-3 本文變數處理 (P. 10 – P.16)；附錄二、圖表補充變數定義、時間序列與來源說明 (P. 83 – P.88)</p>	<p>我們已經於期末報告中說明、修正期中報告中變數是否為定態之疑慮。除了針對非定態的數列取同期增長率之外，我們也針對定態之原始變數或增長率變數設算局部動能變數，擴大變數資訊集合。目前調整轉換過的變數皆符合定態。相關變數走勢圖請參閱附錄二中的附圖 7 變數走勢圖。</p>
<p>4. 附錄 6.3，作者說明使用 ILLIQ_2 而非原本文獻上使用的 ILLIQ 的原因是 ILLIQ_2 變動較大，但這似乎不是有力的解釋，應該再給更多的 motivation。</p>	<p>2-2-1 非流動性指標 Illiquidity Index (P. 7)</p>	<p>期末報告中我們已經應用 Amihud (2002) 之計算結果作為變數進行平滑處理，再對數列取自然對數作為編製 ΔCoVaR 時的輸入變數，以及利用模型編製金融穩定性風險指數的輸入變數。</p>
<p>5. 原本 Deghi et al. (2018)使用 4 個構面的變數，現在作者又增加了第五的構面「市場情緒與氛圍」。實證上若作者分析增加第 5 個構面的差別，才能說明「市場情緒與氛圍」構面是重要的。</p>	<p>4-3 採用 2008 以後樣本外實證分析(P. 44)</p>	<p>參酌 Gu et al. (2020) 中使用的方法，即是估計兩個模型分別為包含全變數下的 Pseudo R^2 以及移除變數 X_j 下的 Pseudo R^2 並計算兩者差異，即為此變數在控制模型其他條件不變之下之邊際貢獻。我們已經在目前的報告中已納入關於「市場情緒與氛圍」此一構面變數對於選模與既定模型貢獻的邊際解釋能力。在 2008 起始期以後樣本外實證分析中可見，市場情緒與氛圍面的變數，甚至其局部動能的資訊，在近期的指數編製上有相當顯著的重要性。</p>
<p>6. 一般在衡量 mean regression 的 goodness-of-fit 很好定義，但在偏分量迴歸中該如何衡量 goodness-of-fit?文中 P.14 所提出的 Pseudo R^2 似乎不足夠。</p>		<p>我們曾在各個模型的第二階段分量迴歸中，使用穿透率、likelihood ratio test、Pseudo R^2 比較模型是否有改進空間。但從過去的圖表亦可以看出穿透率多半所設定的分量位置差異不大，因此最後沒有呈現在報告上。後續我們依據 Giglio, Kelly and Pruitt (2016)、Deghi, Welz, and Żochowski (2018)</p>

			的做法，仍以 Pseudo R2 作為我們檢討模型的優劣的原則，也參酌參酌 Gu et al. (2020) 的方法應用在計算不同變數組合的資訊內涵對於模型的邊際貢獻程度。
計量分析科同仁之評論	1. FRSI 對於成長衝擊做樣本內外的比較，而非對經濟成長率做配適。	第四章風險指標實證分析 (P. 23 – P.50)	感謝央行計量分析科同仁的建議。的確，FRSI 所有的編製過程都是以成長衝擊配適出來，感謝央行同仁對於文字說明的指正，我們已經補正修改相關文字說明。
	2. 針對變數做系統系的整理，例如，原本相關變數有哪些，因為一些限制之下只用了哪些變數。	第二章資料 (P. 4)；附錄二、圖表補充變數定義、時間序列與來源說明 (P. 83 – P.88)	感謝央行計量分析科同仁的建議。我們已經於期末報告中針對所有的使用變數、是否轉換，轉換後的符號以及資料期間可以涵蓋多少變數，統一在第二章有較系統性的說明。除了修正期中報告中變數是否為定態之疑慮之外，也針對定態之原始變數或增長率變數設算局部動能變數，擴大變數資訊集合。特別是在實證的第四章，我們也標註出模型使用的變數個數。
	3. 獨立章節說明變數處理。	第二章資料 (P. 4)；附錄二、圖表補充變數定義、時間序列與來源說明(P. 83 – P.88)	感謝央行計量分析科同仁的建議，我們已經於期末報告中針對所有的使用變數、是否轉換，轉換後的符號以及資料期間可以涵蓋多少變數，統一在第二章有較系統性的說明。相關變數定義、頻率、資料來源，以及所有變數的原始之資料或轉換後變數的時間趨勢圖，可以參閱附錄二。
	4. 系統性的模型解釋，先有整體性的說明之後再進行分析。	第三章 (P. 17 – P.23)；第四章 (P.24 – P.53)	感謝央行計量分析科同仁的建議，報告中已經在第三章系統性風險衡量方法交代模型，並在第四章的實證結果中，依照提示的架構進行說明與分析。

	5. 希望變數多、樣本期間長。	第 2-3 節變數的主要處理原則(P. 9);第四章風險指標實證分析(P. 23 – P.50)	我們在第二章以圖 3 揭露本計畫跨時可供選擇的變數量。並在第四章的風險實證分析中，分別提供兩個版本(從 1998 年起或者 2008 年起)，不同資料長度與樣本數的實證分析。
程玉秀行委之評論	1. 本文表 1 所用的 5 大構面變數中的前 4 大構面似乎與 Deghi et al. (2018) 使用的變數相同，但是在此文內文或附錄中缺乏「非金融部門的失衡」這個構面下的變數，作者是否可在後續研究中補充此構面下的變數?	第二章資料(P. 4)	感謝行委的提醒，由於相關構面中，原先「非金融部門的失衡」僅能找到有限的幾個變數(例如 CVI)，作為單一的構面恐與其他構面的資料集合個數差異過大，考量構面間資料的平衡性與應用降維模型的適用性，我們在期末報告中選擇仍以四個構面(分別是：資產評價與風險、脆弱性、傳導與外溢機制、市場情緒與氛圍)重新進行建模。
	2. 在代表資產評價與風險的變數中，作者使用了 3 個變數，包含「外人資本流入總額」、「外人證券投資」與「本國居民資金回流」。其中，「外人證券投資」其實是「外人資本流入總額」的子項目，而「外人資本流入總額」變數所包含的項目中，其實只有「其他投資」項目在過去金融危機(例如 1997 年亞洲金融危機或 2008 年全球金融危機)中會有較大的波動，其他項目如「直接投資」其實與金融風險關係不大，而「衍生性金融商品」在國際收支帳中是	第二章資料(P. 4)	感謝行委特別提供的資料建議，我們已經以金融帳負債面下的「國際收支-其他投資-負債-季 BOP_OIL」與「國際收支-其他投資-資產-季 BOP_OIA」取代原先變數，並融入在「資產評價與風險」這個風險構面下。

	<p>結算後的收付，金額不大應該可以忽略，因此建議使用金融帳負債面下的「其他投資」取代「外人資本流入總額」。另外，建議應以金融帳資產面下的「其他投資」來替換「本國居民資金回流」。</p>		
3.	<p>P.5 第 5 點提到「台灣經濟結構相當仰賴製造業的出口以及服務業進口貿易」，但台灣目前的服務貿易已呈順差狀態，加上文中似乎沒有用到貿易的資料，因此建議將此句刪除，只需討論金融面的變數即可。</p>		<p>感謝專委寶貴的建議，我們已經在報告中刪除相關的討論，並聚焦於名目金融面的變數對於編製金融穩定性風險指數。感謝指正。</p>

附錄五、期末評論意見回覆表

	評論	作者修正	
		章節與頁次	說明
石百達教授之評論	1. 簡報 P.46 若比較 2012 與 2015 年期間，可發現 FSRI 上升幅度較 TAIFRI 還大，似乎顯示 FSRI 在非極端事件時增加幅度反而較多，建議作者對 P.46 的圖做更完整的說明。	5-2 對比金融研訓院所編製之「台灣金融風險指數 (TAIFRI) 」 (P.60 - P.62)	簡報 P.46 的圖形對應期末報告中的圖 23 與圖 24。我們已經做更完整的說明。
	2. 簡報 P.53 最佳臨界值是從 FSRI 的水準值判斷得出，作者或許可考慮採用 FSRI 的變化率作為判斷的指標，或許能夠使預測景氣衰退的時點提前一些。		謝謝委員建議，若時間允許，我們可以嘗試採用 FSRI 的變化率作為判斷的指標，否則可能會將此建議放在未來研究的延伸探討。
	3. 本計畫建構 FSRI 的目標變數為工業生產指數年增率，而景氣的認定是採國發會公布的峰谷日期來判斷。從 FSRI 預測景氣衰退的結果來看，FSRI 好像都會落後，不曉得工業生產指數成長率與景氣循環的關聯性是如何？若兩者關係緊密，則可預期 FSRI 與景氣的關聯性會較高。	5-4 最適 FSRI 預警判別標準 (P.69) 5-5 FSRI 與其他景氣指標的攸關性 (P.71 - P.75)	由於我們使用 PQR 方法建構 FSRI 時，以工業生產指數成長率的衝擊作為目標變數。國發會認定景氣循環轉折點係參考諸多的景氣指標與方法所綜合性整合出來的結果，並不僅僅依據產出的成長率。從實際資料來看，工業生產指數成長率的确會落後國發會所認定的景氣循環轉折點，這也是 FSRI 會稍微落後景氣循環的主要原因， 我們會在結論加強補充說明。

許育進 研究員之 評論	1. 書面報告 P.3 在探討四大構面變數時，似乎不是依照表 1 的四大構面依序討論，這可能會讓讀者較不易了解。	2-1 四大構面變數討論 (P.4 - P.7)	謝謝許老師的建議，我們會依您的建議以表 1 作為變數說明的順序解釋清楚。
	2. 書面報告 P.9 似乎沒有解釋為何選擇工業生產指數年增率作為目標變數，為何不是採用 GDP 成長率或是其他變數，建議增加 motivation 說明選擇此變數的原因。	2-3 變數的主要處理原則 (P.10)	選擇以工業生產指數成長率作為目標變數的原因是，當初央行徵招此計畫主要是希望可以建構一個指數對鄰近 (near-term) 實質景氣衰退有預測能力，因此實質 GDP 成長率會是第一個考慮的變數。然而金融研訓院編製的 TAIFRI 是月頻，為了可與 TAIFRI 做比較，我們才會選擇以工業生產指數作為目標變數。我們會在 motivation 上做更多的補充說明。至於為何沒有考慮將 GDP 成長率 up sampling 至月頻率做為目標變數的原因是，up sampling 是另一套技術，而我們把主要重點放在降維解釋變數，因此才有這樣的做法。
	3. 書面報告 P.10 似乎沒有清楚說明如何對存量與流量資料進行頻率調整，而第 3 點資料調整方式的 3 個步驟似乎也不是很清楚，建議搭配表 2 做更清楚的說明。	2-3 變數的主要處理原則 (P.10) 2-3-2 解釋變數處理原則 (P.12 - P.15)	從存量與流量資料來看，假設原始資料為季資料，存量的做法是這季季底值減去上季季底值再除以 3 得到本季每個月的值，但 GDP 是流量資料，除了不適合以這樣的方法調整外，調整後的 measuring error 也可能很大。FSRI 會落後是因為實質產業面的變化較國發會認定的景氣轉折點晚，或許未來可嘗試採用

		<p>國發會的基準循環數列作為目標變數。</p> <p>變數處理程序部分我們已經全部重新調整過，應該較之前版本清楚，並盡量與表 2 一致。</p>
<p>4. 書面報告第三章模型部分，式 (1) 的等號左邊應該是 conditional set。作者感興趣的是式 (1)，而式 (1) 會簡化為式 (3) 的模型，然而式 (1) 與式 (3) 的等號左邊完全相同，因此不太清楚式 (3) 等號右邊到底是作者的假設還是從式 (2) 因子模型所 imply 出來的條件。由於 quantile 並不是一個線性函數，因此式 (1) 與式 (3) imply 的 quantile 模型其實相當不同的，建議作者從式 (1) 變到式 (3) 的邏輯與 motivation 應該寫清楚。</p>	<p>3-1 分量迴歸 (P.18-P.19)</p>	<p>完全同意委員說的 information set 與 quantile function 是 nonlinear 的問題。我們已經將相關的方程式依照條件訊息集的組成為變數或因子模型嘗試將式 (3) 的 information set 改為因子模型的 factor，相信這樣已經不會再有委員所提的疑慮。</p>
<p>5. 作者在敘述 3 種方法的建構步驟應該寫得更清楚一點，另外在文字上也須再作調整，例如 P.17 第一行「...以自然的方法」，讓人相當困惑。</p>	<p>第三章 系統性風險衡量方法(P.18-P.23)</p>	<p>我們已經移除讓人困惑的語句，並將第三章的文字與說明鋪陳得更清楚。</p>
<p>6. 書面報告 P.53 本文的 FSRI 是透過式 (12) 調整而來，文中並沒有清楚說明式 (12) 的 normalize 為何，倘若是依圖 22 的註釋所調整，代表每新增一個觀察值整條數列就可能變動，假設去年某時間點的數值為 50，但今年該時點的值可能就變成 45，是否會讓使用者不易解讀數值代表意義，不知道是否有適合的轉換方式可以讓過去的數值不會改變？</p>		<p>FSRI 數列是 relative scale 的概念，因此若一個觀察值加入，則整個數列都會調整，此現象在編製 CPI 或 EPU 也同樣會出現，的確是目前編製指數的難處。</p> <p>黃教授裕烈補充答覆：</p> <p>編指數的方法非常多種，並無絕對的優劣，各有其偏好。本文 FSRI 的</p>

			<p>編製方式，當一個觀察值會改變數列的最小值或最大值時，這個觀察值一定會是一個重大的事件，因此當一更重大事件發生後，看待過去事件的態度當然會有所變化，我個人感覺這樣的調整並無太大不妥。</p> <p>葉教授錦徽補充答覆：</p> <p>金融研訓院的 TAIFRI 是選取一個基期來編製指數，而我們的 FSRI 是以模型為基礎(model-based) 採遞迴方式所建構。它的好處是除非今天新增的觀察值是一個極端事件而改變數列的最大最小值，否則其估計出來的值大致會在一個長期穩定的範圍上下波動，沒有像 TAIFRI 有明顯的趨勢。指數編製方法的擇取依所需求各有考量與擅場，我們編製的 FSRI 指數應該仍算相當合理！</p>
計量分析科同仁之評論	一、文字結構部分		<p>1. 從本文的題目來看，金融穩定風險指標應為首當要完成部分，然而直到第 5 章才出現相關說明，建議第三章系統性風險衡量便討論指標建構方式，而第四章為指標實證分析，然而風險指標卻尚未建立，係到第 5 章才有，第 4 章名稱是否需要改變？另外，本研究藉由 PQR 的預測值標準化至 0~100 區間之後，再將 100 減標準化的值，做為台灣金融穩定性風險指標。以 PQR 模</p> <p>3-5 金融穩定性風險指數的編製 (P.24-P.25)</p> <p>第四章 實證建構模型與變數之比較</p> <p>感謝同仁的建議。我們已經在期末報告中針對相關的章節編排做的一些調整如下：</p> <p>(1)將原先在第五章才講到的 FSRI 建構定義，調整到第三章的指數建構方法論中，目前於 3-5 節說明。該節中，我們對於何以標準化以及 rescale 的原因、意義等有進一步的說明。</p> <p>(2)由於第四章並不涉及指數的計</p>

<p>型預測值建構指數以及 100 減標準化的預測值是否有相關文獻使用，亦一併可在第三章說明。</p>		<p>算，我們依照同仁的建議將第四章的名稱改為："實證建構模型與變數之比較"。</p>
<p>2. 本文第四章似乎是在選擇較佳的計量方法 (PCAQR、PLSQR、PQR) 與因子個數；但本文目的是編製台灣的金融穩定性風險指數，並就指數本身的應用或性質進行探討，這部分的内容則涵蓋於第五章。就篇幅比例而言，屬於本文重點的第五章卻遠少於第四章；故建議可稍加整理並精簡第四章的内容，詳細的實證過程可置於附錄，以助讀者掌握本文脈絡。</p>	<p>第四章 實證建構模型與變數之比較 (P.26)</p>	<p>調整後的第四章為第三章所有方法論與變數相關的實證分析，主要在比較不同的模型與方法，一邊驗證那些構面或變數的邊際貢獻，對於研析鄰近景氣下行教有攸關性，嘗試離析出我們後續模型的選擇基礎。儘管篇幅較長、內容較繁雜，但對於掌握不同方法的優劣勢，形成未來編製指數的掌握，有一定的貢獻。</p> <p>由於小節間彼此有引述比較，我們尚未拿捏出比較好的精簡模式或移至附錄的段落。然而為助讀者掌握本文脈絡，我們在第四章增加了一段說明整章的各小節安排，並在段落最末提醒讀者 "建議欲掌握概貌的讀者可以略去 4-3 與 4-4 小節。"</p>
<p>3. 第四章對 PCAQR、PLSQR、PQR 等計量方法與因子數目進行了許多比較，建議可於最後增補一段結論，說明何種方法與因子數目的表現最佳、評判標準為何。否則第五章直接選擇 PQR 方法建構指數，讀者不易了解緣由。</p>	<p>第五章 建構風險指標與應用 (P. 55)</p>	<p>感謝很好的建議，因為第四章已經結構很大，我們調整添加了一段第四章小結於第五章的開始之處。應有助於讀者銜接後續作為而不失焦。</p>

<p>4. 第五章有關 FSRI 編製過程的說明過於簡略，建議補充更多編製過程的細節，以及參考的相關文獻。</p>	<p>3-5 金融穩定性風險指數的編製</p>	<p>我們已經將原先在第五章才講到的 FSRI 建構定義與設算，調整到第三章的指數建構方法論中，目前於 3.5 節說明。該節中，我們對於何以標準化以及 rescale 的原因、意義等有進一步的說明，請參酌。</p>
<p>5. 本研究在 Deghi et al. (2018) 原本使用 4 個構面的變數，增加第五構面「市場情緒與氛圍」。PQR 方法是挑選與經濟下行風險較有關的因子，可預期在加入與景氣連動較緊密的變數，將可提高模型表現。因此，PQR 模型納入如消費信心指數以及政策不確定性等市場情緒與氛圍變數後，兩者重要性居前。本研究目的為建構金融穩定風險指數，使用消費信心指數以及政策不確定性等總體變數是否會與原始（以金融相關變數建構金融穩定風險指標）的初衷衝突，建議可再補充相關文獻也有類似處理。</p>	<p>2-1 四大構面變數討論 (P.5-P.6)</p>	<p>從早期 80 年代的銀行擠兌、資產泡沫文獻，歷經 2008~2009 的金融海嘯，到後來行為經濟與行為財務學在 2016 年獲諾貝爾獎肯定以來，咸認為市場參與者或投資人的信心、市場氛圍等，會影響投資情緒的心理面因素以及危機風險的預期，對於金融危機有至關重大的影響。</p> <p>例如在 Brunnermeier and Pedersen (2008, RFS)，Aikman et al. (2017, JBF)，Benoit et al. (2017, RoF) 都有不少篇幅提及投資人情緒、市場氛圍對於危機的傳導、恐慌的放大、追高殺低、流動性急凍都與原本的風險成因、或者形成過程有交互作用，而擴大加劇市場的不穩定性。</p> <p>從各國的金融主管機關面對金融危機常做的信心喊話，也可以知道，如果如何轉化投資人或市場參與者的認知心理以及對風險/危機的預期，在必要的時候仍有一定的作用。</p> <p>因此，我們認為，納入如消費信心指數以及政策不確定性等市場情緒與氛圍變數，不僅不會與利用金融相關變數建構金融穩定風險指標的初</p>

			<p>衷衝突之外，反而可以補強文獻中未曾適當地把這些相關變數考量進來的漏洞。</p> <p>相關說明我們也已經添加於 2-1 四大構面變數的討論之中，請參酌。</p>
	<p>6. 建議在結論的部分，加入 FSRI 對貨幣政策決策的意涵，以提升整體報告的重要性。</p>		<p>在本研究計畫所包含的各構面變數中，不乏與貨幣政策或金融政策直接或間接相當有攸關性的變數。</p> <p>由於受限於時間與版面的關係，未能就這些構面中相關的貨幣或金融政策變數，檢視其跨期對於金融穩定性風險貢獻比例的消長趨勢，我們將把這個部分留予未來延伸研究方向，並期待能透過有模型為基礎的評估，能更精確地說明效果、引導最適政策的規劃方向。</p>
<p>二、變數處理與說明</p>			
	<p>1. 表一有關四大構面變數與其他變數的問題：</p> <p>(2) 有關名目有效匯率 (NEER) 的月變動，P.4 表 1 將其列為「資產評價與風險」項下之變數，而附錄 P.87 是將其列為「市場情緒氛圍」項下之變數，其他文章出現部分也都屬於資產評價與風險，是屬 typo 或是有其他特別原因？</p>	<p>2-3 變數的主要處理原則 (P.10)</p> <p>2-3-2 解釋變數處理原則 (P.12-P.15)</p> <p>附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-</p>	<p>(1)感謝同仁們的指正，的確，名目有效匯率 (NEER) 的月變動率應屬「資產評價與風險」項，已經將附錄中錯置的變數歸位在期項目下。</p> <p>(2)儘管在變數的定義上是如此，但如果同仁參照附錄二的第二頁資料圖示中，關於 NEER 與 FX_USD 變數的原始資料與局部動能的跨時走勢可以發現，兩個變數的型態以及所反映的資訊的確有所不同。就如何萃取、整合與金融穩定性風險</p>

<p>(3) NEER 中，美元應占最大權重，另又再挑選了美元即期匯率 FX_USD 之總體變數，會不會有重複或是過度計算美元比重之問題？另選擇 NEER 而非 REER 的原因為何？</p> <p>(4) 在選取市場情緒與氛圍的構面變數，是否有嘗試將國發會的台灣景氣指標(對策信號) 納入參考？</p> <p>(5) 表 1 所選取之各大構面變數中包含存量資料 (stock) 與流量資料 (flow)，除了 P.10 針對其變數頻率進行調整外，有無其他需要特別處理或說明之部分？</p> <p>(6) 表 1 只列出 40 個解釋變數，一直至 P.13 才提到「40 個解釋變數增加至 70 個解釋變數」。建議作者在 P.9 補充說明，避免讀者產生困惑。此外，58 個變數中未包含「市場情緒與氛圍」構面變數也應在 P.9 提醒讀者。</p>	<p>P.97)</p>	<p>相關的變數訊息編製指數，我們期待盡量以能夠萃取最多、不同對於判斷金融穩定性風險具有攸關性的訊息內涵為考量，我們仍舊沿用此二變數。另外，未使用 REER 實質匯率指數變數的原因在於要跟我們的研究結構一致。也就是說，本文旨在從眾多的財金相關市場的名目變數中，嘗試萃取與實質景氣的下行有攸關性的資訊內涵。在其他變數皆為名目面的情況下，我們因此以 NEER 而非 REER 作為我們的原始變數集合。</p> <p>(3)基於以上的考量，由於國發會的台灣景氣指標 (對策信號) 屬於實質面的變數，我們暫時不納入市場情緒與氛圍的構面的變數。</p> <p>(4)需要特別處理或轉換的方式，我們統一已經於「2-3-2 解釋變數處理原則」一節中說明，請參酌。</p> <p>(5)我們已經在 P.10 中補充此兩個部分的說明。</p>
<p>2. 商業本票 CP 是指次級市場 1-30 天期利率？消費者購屋貸款集中度/生產者建屋貸款集中度各是如何計算？成交量周轉率-日 (TR) 係指「股市」成交量？建議說明清楚。</p>	<p>附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-P.97)</p>	<p>商業本票為 31-90 天期次級市場利率；成交量週轉率係指「股市」成交量。</p> <p>消費者購屋貸款集中度 (生產者建屋貸款) 集中度算法 = 消費者購屋貸款 (生產者建屋貸款) / 過去 12 期名目月 GDP 總和。</p>

<p>3. 作者者於 P.7 提到，與 Amihud et al. (2002) 的資料頻率 (日資料) 不同，本計畫使用的係月報酬及月成交等月資料，進行非流動性指標計算。請問這個部分是純粹受限台灣資料樣本頻率的關係嗎？建議補充說明。</p>		<p>關於 Amihud 非流動性指標這個部分的設算，係因為我們的模型將統一以月的資料進行實證，我們就依照其原始定義算月頻率的指標刻劃股市的非流動性，並非受限於台灣資料樣本頻率。我們也可以算日頻指標再取月平均作為變數，只要總和至月頻率，都有代表性。</p>
<p>4. P.9，成長衝擊用 ARMA 得到，建議補充參考文獻。</p>	<p>2-3-1 預測變數處理原則，攸關實質面的成長衝擊 (P.11)</p>	<p>成長衝擊的建構方式，我們主要參照 Giglio et al. (2016) - P.460 附註 12，已經補充在相關之處。</p>
<p>5. P.13 經過資料處理解釋變數由原始 40 個增加至 70 個，但表 3 敘述統計量的變數不到 70 個，請補充說明。</p>	<p>2-3 變數的主要處理原則 (P.10) 4-4 擴充局部動能變數之資訊內涵 (P.54)</p>	<p>感謝指正相關說明不清之處。 在 1998 年起始的實證期間，34 個變數為原始資料，原始資料經過年增率與局部動能調整後，我們仍保留其水準值，因此原始資料經過調整後，共有 58 個變數 (如表 3)。後續將 2008 年以後可取得的資料納入 2008 年為起始點的另一個研究期間後，原始可得變數便由 34 個增加為 40 個，擴充了局部動能變數後，總變數來到 70 個。相關說明已經補充在資料說明一節以及 4.4 一節。</p>
<p>6. P.15 表 3 建議新增一欄顯示變數的名稱。</p>	<p>附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-P.97)</p>	<p>由於表三的表格已經滿版，加上有很多變數因為擴充了局部動能的輔助變數，在表格的呈現上若要納入中文的變數名稱，恐失去簡潔性，因此，我們已經將所有變數資料的全</p>

		稱、英文簡寫與資料來源均羅列於附錄一中，請同仁們參酌比對，並容許我們在這裡維持比較簡潔的表三呈現方式。
7. 建議 P.32-33,P.41-42 重要性熱力圖以及變數重要性長條圖中說明數值代表的意義。	圖 9、圖 10 變數重要性熱力圖 (P.34、P.43)	我們已經於相關的圖表中加註：熱力圖數值為 3-4 節中個別變數之實際貢獻。
8. P.45 信義與國泰房價指數以及 NEER (若是用 BIS 的) 最早資料應該有從 1998 年開始，請研究團隊再確認。		感謝同仁分享，經確認： 1.信義與國泰房價指數，目前已使用最長可得的樣本期間 2.NEER 是參考台北外匯發展基金會，樣本期間只有從 2005 年開始，若是參考 BIS 確實可以有較長的樣本期間 (1964-) 開始。 我們將依建議將更新後的資料融入未來的分析中。
9. P.57-58 圖 23-24，可加入成長衝擊序列於圖例說明。	圖 22 FSRI 轉換前後之時間序列 (P.56)	我們已經將成長衝擊序列以灰色點連線呈現於圖例中，請參酌。
10. 預測衰退章節中(P.59)，除了 IPI 外，亦以 GDP 定義衰退事件，惟經濟成長率為季資料，請補充說明如何轉為月資料後，再估計出成長衝擊。	註釋 10 (P.63)	文中對於季成長率的流量變數如何轉為月成長率，我們主要針對每一季 GDP 成長率值除以 3，平均分派給該季的每個月分，作為月成長率。
11. P.76 式(A.1)中的 $M_{(t-1)}$ 是表格中的狀態變數嗎？請補充說明。	附錄 1-1 Delta CoVaR (P.85)	確認 $M_{(t-1)}$ 是估計 CoVaR 所需的狀態變數。

<p>12. P.85 附錄二的表中，資料處理方式的數字代表為何，請加註說明。</p>	<p>附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-P.97)</p>	<p>已於附錄二的表中加註說明資料處理方式的數字意義。</p>
<p>三、實證部分</p>		
<p>1. 作者採用 PQR 的預測值來建構指標？為何不是採用實際變數萃取因子(以第 10 百分位數的 PQR 方法建構因子)來編製指數？因為「預測值」是用現有資訊所推估，具有高度不確定性，在應用指數時，可能會帶入許多偏誤。因此，若要編製指數，是否以實際資料編製指數較為適合？</p>		<p>若採用實際變數所萃取因子的配適值來建構指數，通常比較偏向於解釋性與了解的用途。了解因子與目標變數的同期相關，對於利用指數未來去推論未來展望或如本計畫的目標預測景氣下行，幫助甚微。Giglio et al. (2016) 與 Deghi, et al. (2018) 中都以 predictability 的觀點，採用 PQR 因子模型的下一期預測值來建構相關指數。</p> <p>我們同意同仁所提的：用現有資訊所推估「預測值」無可避免地會涉及較多的不確定性，如果模型選取得當，較多的不確定性卻並不一定會帶入偏誤 (bias)。在央行徵求計畫的主旨設定即為掌握鄰近景氣下行目標下，我們認為依循 Giglio et al. (2016) 與 Deghi, et al. (2018) 的做法，應當可以較僅具解釋性功能的指數，有更多政策應用上的價值。</p>
<p>2. P.27~P.43 作者進行 PCAQR、PLSQR、PQR 模型的貢獻、解釋能力與預測比較等，從這些比較面向可發現，PCAQR 之結果較差，PLSQR 與 PQR 結果似</p>	<p>第六章 結論 (P.78)</p>	<p>感謝同仁的仔細閱讀並從中提點出相關的建議。我們完全同意這裡分享的觀點，特別是我們所沒有注意</p>

<p>乎不分軒輊，例如從因子模型的樣本外預測結果來看，PLSQR 在傳導與外溢機制明顯較佳，PQR 在資產評價與風險部分較佳；若從類別重要性來看，PQR 在脆弱性評價，以及傳導與外溢機制較佳，但在資產評價與風險部分較差。再者，PLSQR 全樣本與樣本外分析時，重要性變數排序一致，但 PQR 全樣本與樣本外之重要性變數排序不同。此外，雖 PLSQR 為中間區位資訊，PQR 為尾端資訊，但考量後續分析預測衰退時(P.59~P.67)，有分極端事件與微小衰退，因此，建議在採用 2008 年以後的樣本外實證分析時 (4-3 小節)，不應只有用 PQR 方法進行分析，或許亦可嘗試以 PLSQR 進行分析。</p>		<p>到，模型實證中的一些觀察與比較。特別是 PLSQR 全樣本與樣本外分析時，重要性變數排序一致的觀察。的確，PLSQR 形成共同因子所用的資訊為成長衝擊中間區位之資訊，而 PQR 形成共同因子所使用的為成長衝擊之尾端資訊，區位不同反應的訊息內涵自然不同；但做為共同因子，皆可以在我們兩階段中的第二個階段提供相關的預測。</p> <p>由於整體計畫成果內容已經較為豐富，礙於執行時間的限制與報告版面的考量，我們援引相關說明與建議於結論的第六點中，說明後續研究也可以嘗試就 PLSQR 檢視其與對極端衰退事件與微衰退事件的預測或預警效果，並於註 16 中感謝計量分析科的同仁。</p>
<p>3. 報告強調有關「市場情緒與氛圍」對 near term 景氣衰退預測的重要性。但在第五章應用裡，並沒有看到「市場情緒與氛圍」的角色。雖然第四章有以 Pseudo R2 或邊際貢獻的角度來說明「市場情緒與氛圍」對預測是有幫助的，但我們關心的是，實際在做衰退預測時，他能提供多少的預測能力。所以，若能比較有「市場情緒與氛圍」的 FSRI 與沒有的「市場情緒與氛圍」的 FSRI，才能真的說明「市場情緒與氛圍」構面是重要的。</p>	<p>第四章 實證建構模型與變數之比較 (P.26)</p>	<p>我們在第四章自 08 年起的實證期間，的確針對 PQR 模型納入如消費信心指數以及政策不確定性等市場情緒與氛圍變數，發現兩者重要性居前。四章有以 Pseudo R2 衡量「市場情緒與氛圍」這整個構面的邊際貢獻，其實已經回答了有或沒有「市場情緒與氛圍」這個構面對 PQR (甚至是以此編製的 FSRI) 的衰退預測時，提供多少的預測能力。</p> <p>若以單純地想看「市場情緒與氛圍」實際對衰退預測時能提供多少的預測能力，一個較簡便的方式是利用</p>

			<p>PQR 針對此一類別變數降維所得的共同因子，放入第五章我們驗證不同定義下的衰退機率羅吉斯迴歸模型中，在控制其它構面因子下的邊際效果。</p> <p>另一個可能為：透過仰賴第二階段 recursive PQR 的配適結果，逐月分析影響台灣金融穩定性風險指數變化在不同構面來源的貢獻比重，從而去看「市場情緒與氛圍」相對於其他的構面對 FSRI 整體的貢獻比例。做法是：保留第二階段每一期因子與迴歸係數的乘積，計算每一期各類別乘積對整體之占比，用以衡量該類別每一期相較於其他類別之重要性。</p> <p>不過由於報告的內容已經過多，我們將把這個部分留待未來的延伸研究。</p>
	<p>4. 羅吉斯迴歸部分</p> <p>(1) 文獻在進行衰退機率預測時，多以實質變數作為解釋變數，惟本計畫採用名目 GDP，請補充說明利用此變數的原因。</p> <p>(2) 本研究使用羅吉斯迴歸預測景氣衰退，僅限於樣本內。建議可進一步以羅吉斯模型，比較 PQR 建構的指數與金融研訓院 TAIFRI 的樣本外預測結果，才能真正知道 PQR 編製指數的優勢。此外，也建議加入比較金融市場情緒變數在樣本外預測是否同等重要之分析。</p>	<p>5-3 預測衰退 (P.63)</p>	<p>感謝相關意見。</p> <p>(1)當初在計畫執行中，因為念及所用的解釋變數皆為名目面金融面變數，因此有了一個初步的構想，想看看這些植基於名目面的變數，是否對於名目 GDP 的成長或衰退會有較好的預測力，因此特別在原來的工業生產指數年成長率與國發會定義的景氣循環之外，就名目 GDP 的衰退進行 FSRI 的預測能力比較。</p> <p>(2)我們在 5-3 節羅吉斯迴歸預測景氣衰退其實是 t+1 的衰退對上 t</p>

		<p>期的 FSRI 以及其它控制變數。會讓同仁們困擾的原因是我們誤植了 (16)、(17) 兩式等號左邊的 $Z_{(i,t)}$ 其實是 $Z_{(i,t+1)}$。我們已經在報告中補正，請參酌。</p> <p>(3)如同仁所建議，其實並不只是金融市場情緒變數可以放入羅吉斯迴歸模型中，其它構面所解構降維所得的共同因子，其實可以利用此處的羅吉斯迴歸模型，對相關構面的因子資訊內涵是否有助於預測景氣衰退，進行綜合性的驗證，與 FSRI 作為一個總整的指數相互輝映或比較。然而，由於報告的內容已經過多，我們將把這個部分留待未來的延伸研究。</p>
	<p>5. FSRI 預警景氣衰退部分</p> <p>(1) 本研究目的是建構 FSRI 並探討 FSRI 預測景氣衰退的能力，然而在本文預測極端衰退 (第 10 百分位) 結果中，FSRI08 除了在全球金融危機期間外，在其他景氣衰退期間，普遍落後於國發會發布的時點，似乎為落後指標；在預測微衰退 (第 50 百分位) 中，FSRI08 亦出現落後且在 2013 年與 2019 年有假警報的情況。是否因 FSRI 由 PQR 方法所建構，因此與工業生產指數成長率變化同步，較不易顯現對景氣衰退的即時預警功能？請補充說明 P.66-67 預測景氣衰退圖形的判讀，或在結論中補充模型限制。</p>	<p>5-4 最適 FSRI 預警判別標準 (P.69-P.70)</p> <p>5-5 FSRI 與其他景氣指標的攸關性 (P.71-P.75)</p> <p>(1)這裡對景氣衰退的定義與國發會認定的景氣循環並不同，以致於會有誤解的疑義。關於 FSRI08 普遍落後於國發會發布的時點，似乎為落後指；或者假警報的誤解；我們已經以圖 26 為例統整說明於 5-4 節的末兩段，請參酌。</p> <p>(2)相關說明也已經涵蓋以圖 26 為例解釋景氣衰退圖形的判讀，請參閱 p.69。</p> <p>(3)計畫中採用工業生產指數年增率衝擊第 10 百分位作為目標變數之設定，主要係依循 Giglio et al. (2016) 與 Deghi, et al. (2018) 對 ECB 所作的模式，並遷就希望能有比較有參考性的月頻率下的金融穩定性風險指數，所以以工業生產指</p>

<p>(2) 此外，是否應在建構指數前(P.9) 對工業生產指數、實質 GDP 成長率與景氣循環做比較，以支持採用工業生產指數年增率衝擊第 10 百分位作為目標變數之設定。</p>		<p>數年增率衝擊為目標。當然，置換不同的景氣或成長定義，結果自然會有不同，如果對於看不見的景氣衡量很難找到最好的代理變數，也許也可以利用高維度降維的方式，去就眾多的景氣變數萃取出最重要的幾個因子，做為目標變數。儘管有很多可能性，同仁的建議也很好，可能已經超過這次計畫的核心任務，也許可以待後續探索。</p>
<p>6. 相對於 TAIFRI 利用評分模型 (Score Model) 可追蹤風險變化來源如資產評價壓力、金融部門穩定度、金融部門穩定度、傳染與蔓延，本模型可否逐月分析影響台灣金融穩定性風險指數變化的主要來源？或是能否計算 PQR 模型樣本外隨時間變動的 Pseudo R2，並分析各構面對 Pseudo R2 的邊際貢獻，來判斷各時點下各構面對金融穩定性風險的重要性？</p>		<p>本模型的確可以逐月分析影響台灣金融穩定性風險指數變化在不同構面來源的貢獻比重。不過並不是透過 Pseudo R2，而是仰賴第二階段 recursive 分量迴歸的配適結果。</p> <p>為能夠更清楚觀察各構面類別變數重要程度隨時間變化，我們保留每一期因子與迴歸係數的乘積，計算每一期各類別乘積之占比，用以衡量該類別每一期相較於其他類別之重要性。</p> <p>不過由於報告的內容已經過多，我們將把這個部分留待未來的延伸研究。</p>
<p>7. 文以 Pseudo R2 作為評斷模型優劣與變數預測能力的指標，但並沒有檢定 Pseudo R2 的差異是否顯著，不知是否有適合的檢定可以衡量？</p>		<p>我們主要參照 Giglio et al. (2016)，以 Pseudo R2 作為評斷模型優劣與變數預測能力的指標。在分量迴歸架構下，若要檢定 Pseudo R2 的差異是否顯著，通常可以透過 bootstrap 重抽的方式為之。因為變數眾多、計算的時間與耗能會比較大。可能考慮成本效益，Giglio et al.</p>

		(2016)、Deghi, et al. (2018) 均未對文中的 Pseudo R2 的差異是否顯著進行檢定。我們可以把這個部分放在未來延伸、探討精進模型的研究中。
8. P.24 倒數第二段，根據表 5 的結果，大盤本益比 (PER) 在調整後 (PER 與 PER_2 比較)的迴歸係數似乎沒有變得更為顯著？	4-1-1 單一變數(P.27)	感謝指正，此為勘誤。的確，本益比 PER 確實在調整後沒有更顯著，已經把原報告中的語句「例如 ...PER ...」刪除。
9. 作者已完成編製 (估計)FSRI 外，並可應用得到面臨「極端衰退」或「微衰退」情況下的最佳臨界(門檻)值，此可作未來景氣衰退預警依據。考量本模型的變數相對較多，且 EPU 變數，未來也需要葉老師協助定期維護，建議請葉老師就技術移轉這部分，向計量分析科同仁講解計量方法細節 (含實體操作)，讓更多同仁瞭解。		<p>計畫中的變數除了股市的非流動性變數與 delta CoVaR、EPU 之外，大抵皆可以在公開的資料官網或資料庫取得。</p> <p>本計畫特別針對非流動性變數與系統性 delta CoVaR 設算適用於台灣的數列之外，我們也會將相關的 python 程式移交給央行同仁，未來可以執行相關計算，維持本指數的編製。</p> <p>至於 EPU 的部分，因為新聞媒體網站對於防止外部爬蟲的保護越來越重視，資料取得越來越困難，未來可能需要透過向新聞媒體網站訂購資料的形式方得維護相關的 EPU 指數設算，維運成本似乎已經逾越學研單位可以負擔的臨界點。建議日後若 EPU 無法持續更新的情況下，建議以其它的情緒氛圍變數取代。</p>

<p>四、內文說明部分</p>		
<p>1. 小節 4-1-1(P.24) 為單一變數分位數迴歸，作者說明「迴歸係數顯著之變數占比在各大構面中皆大於百分之五十，且顯著的變數幾乎都有較高的 Pseudo R2」，惟從表 5 (不同構面中個別解釋變數對成長衝擊的統計顯著性) 的結果似乎無法對應這樣的結論。請作者補充說明如何解讀表 5? 針對表 5 中不顯著的變數或是 Pseudo R2 小的變數，若作者在後續研究中仍然使用這 58 個變數，則表 5 的意義何在?</p>		<p>表五是我們在進行變數降維萃取共同因子前的一個預備，主要是揭露，如果僅看個別解釋變數對於成長衝擊在 QR (10 百分位) 以 pseudo R2 衡量的解釋能力，Giglio et al. (2016) 也同樣先呈現相似的結果。然而，須注意的是，跟兩變數的相關係數為非條件下的相關性質一樣，個別變數可能在單一變數的簡單分量迴歸中不具備解釋性，並不代表控制了其它變數以後的條件分量函數上他還是不具備解釋能力 (多元迴歸的概念)! 更有趣的是，在高維變數降維萃取共同因子的過程中，變數會以何種組合的方式連動於應變數的特定位置形成共同因子，其實是未知而亟待探索的實證問題。因此，表五僅僅是位後續的降維因子分析，預先熱身。</p> <p>事實上，如果真的欲判定哪個變數對於建模與因子真的具備在適當控制之下對應變數的解釋力，那應該看的是我們在 3-4 小結中引述的邊際貢獻度衡量方式。從那裡，可以真正對照出有效的變數，可以據而精進模型的解釋與預測力。所以對於表五，初步參考即可，不需執著。再者，入模型以後，變數越多，理論上可以涵蓋的資訊越多，可以雜揉出更具攸關性或解釋、預測力的共同</p>

		因子。
2. 不論在全樣本或樣本外分析，均有利用單一變數進行篇幅不少的分析，但未說明單一變數與因子模型的差異為何？似乎可以在適當的地方加以補充說明。		同上說明，本研究著重在從高維度變數中萃取跟成長衝擊具攸關性的共同因子，我們沒辦法從單一變數檢定中得知該變數在可能與其他變數的聯合或交互作用下，能否提供有用資訊內涵於預測應變數，這剛好是因子模型以及探索如何形成共同因子，最重要的價值之處。故我們需要在提取共同因子階段，維持變數的多樣性與完整性；單一變數的分析只是我們鋪陳的背景資訊。
3. 圖 22 的註釋中說明「樣本區間為 1998/01/01-2021/12/31，樣本外預測起始點為 2001/01」，若是如作者所言，是採用預測值建構指標，請問圖 22 中 FSRI 的 1998~2001 年怎麼來的？	圖 22 FSRI 轉換前後之時間序列(P.56)	1998~2001 年為樣本內訓練區間，我們將樣本內與樣本外共同繪製於圖中，所以圖 22 中 FSRI 的 1998~2001 年為樣本內配適的估計值，並非樣本外的預測值。
4. 4-2-4 小節第二段的文字是否在說明圖 15，且語意不清，請研究團隊重新審視相關內容。	4-2-5 不同方法模型樣本外預測的績效比較 (P.45-P.46)	該小節為搭配圖 15 針對 3 個不同降維方法模型實證樣本外預測的績效做比較，已經重新編排與說明，請參酌。
5. 4-2-4 小節內文文字字型與全文不同。	4-2-5 不同方法模型樣本外預測的績效比較 (P.45-P.46)	感謝指正，我們已經調整相關字形與全文一致。

<p>6. P.54 表 16 說明兩個 FSRI98、FSRI08 之敘述統計，請於圖 22 補充 FSRI08 序列之結果。</p>		<p>圖 22 僅僅是做法中如何將以 98 年起始的 PQR 配適後之數列轉換成 FSRI98 的過程示意做為參考，協助讀者了解做法，我們認為並不需要額外補充 FSRI08 序列的示意圖。</p>
<p>7. 5-2 小節一開始，作者說明金融研訓院編製的台灣金融風險指數 (TAIFRI) 在 2022 年第一季調整了過去編製的方法，惟公開資料中好像並沒有看到相關訊息，且作者似乎未對 TAIFRI 的建構有相關說明，建議先對金融研訓院的 TAIFRI 做簡單介紹，再補充說明其調整內容，並比較與本文的 FSRI 不同處。</p>	<p>5-2 對比金融研訓院所編製之「台灣金融風險指數 (TAIFRI) 」 (P.58)</p>	<p>感謝指正，我們已經在第一章的緒論中對於研訓院如何進行 TAIFRI 的建構有一個初步的介紹，後續也在 5-2 節中說明與本文建構方式的比較。至於 5-2 小節一開始，作者說明金融研訓院編製的 TAIFRI 在 2022 年第一季調整了過去編製的方法，請參閱該院於 2022 年 5 月發布 TAIFRI 的官網網頁下方“註：2022 年 5 月起，TAIFRI 調整基期為 2017 年 2 月，取消組成成分的正規化並回復四項主構面等權計算”，網頁連結如下： https://www.tabf.org.tw/Article.aspx?id=3807&cid=11。</p>
<p>8. 圖 22 的 FSRI 為 PQR 經過 normalize 再轉化為 0~100 區間數，請問為何 PQR 遠較已經被 normalize 的 FSRI 還要平滑？(應該 FSRI 較平滑才對)。</p>	<p>圖 22 FSRI 轉換前後之時間序列(P.56)</p>	<p>感謝提問，這裡恐怕有點誤解。PQR 的遞迴一期樣本外預測值 (圖中藍色線) 在圖 22 中適用的 Y 軸為左邊的值域 (與成長衝擊一致)，而轉換過後成為 FSRI 適用的值域則在圖形的右邊軸，兩者值域，所以看起來似乎 PQR 比較平滑，其實是因為未相對於該數值所適用的值域的</p>

		關係。從兩個數列的各有平均值與標準差的觀點，如果調整了數值的 scale 其實應該是一樣平滑才對。
9. 圖 23 中的 FSRI98 應該是從 5-1 節 FSRI 編製而來的，但圖 23 中的 FSRI98 似乎與圖 22 的 FSRI 不一樣？請再確認。	圖 24 FSRI08 對比 TAIFRI (P.61)	感謝指正，我們已經更新相關圖形讓該數列在圖 23 中與圖 22 的 FSRI 一致。
10. 圖 22~24，註解應說明灰色線為工業生產指數成長衝擊。	圖 22 FSRI 轉換前後之時間序列 (P.56) 圖 23 FSRI ⁹⁸ 與 TAIFRI 走勢圖 (P.60) 圖 24 FSRI ⁰⁸ 對比 TAIFRI (P.61)	感謝指正，我們已經在相關圖形增添該數列之相關說明，圖 22 灰色線為工業生產指數成長衝擊，但圖 23~24 灰色線則為工業生產指數成長率。
11. P.59 中，作者分別以第 10 百分位數、50 百分位數，定義為極端衰退事件與微小衰退事件，其中以 IPI 第 10 百分位數定義為極端衰退事件，作者在前面章節有說明其原因，惟為何可以第 50 百分位數定義為微小衰退事件則未說明原因，且此與作者在附錄 1-1-2 P.77 之說明，「50 百分位數刻劃一般水準下之 VaR」的說明有所衝突。		以低於成長率的第 50 百分位數定義為微小衰退事件係因為我們想探究 FSRI 是否除了對於預測極端的景氣下行有預測力之外，對於一般的景氣衰退是否也有預測力。 這裡定義為歷史成長率的中位數以下，而非成長率小於零的負成長，或者低於期間過去歷史平均數以定義衰退，主要是立基於我們可以從分量上與本文主角的 PQR 方法做意義上的連結。這裡是景氣衰退的定義差異，不同於附錄 1-1-2 中編製

		金融市場系統風險指標 delta-CoVaR 的部分。在那裡，主要在對照大盤或整體金融市場的條件 VaR，是取決於某個金融機構在它經歷尾端風險相較於該金融機構在一般時候（所以用第 50 百分位數）的差異。所以概念上並不相同，並未有衝突。
12. 5-4 最適 FSRI 預警判定標準小節中 (P.64~67) 似乎僅有 FSRI08 的預測極端衰退與微衰退的結果，請補充有關 FSRI98 的預測相關結果。		根據表 22 中 FSRI ⁰⁸ 的 Youden's J 統計量較高，故我們在 5-4 節中以 FSRI ⁰⁸ 為例，作為演示，如何利用該 FSRI 的門檻值於判定是否預期微衰退（或極端衰退）的應用示意圖。由於判斷是否在下一其進入衰退預警的方式，僅僅是比較 FSRI 數值是否超過表 22 之門檻，即為預測特定景氣下行之預警，相當單純，應無需再添版面呈現如何應用於 FSRI98 的預測。
13. P.70 第 7 點，說明「當 FSRI 逾越 24~27 這個區間的水準之上，顯示衰退」，是否應為表 22 的臨界值「22」。	第六章 結論 (P.78)	感謝指正，此為勘誤，已經據以修正。
14. P.70 第 7 點，不太清楚這裡所說的機器學習方法是指哪個部分？	第六章 結論 (P.78)	感謝指正，已經更正為結合 Youden's J 統計量方法。
15. P.87 經濟政策不確定性指數資料來源應註明明確的來源。	附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-	感謝指正，已經註明來源。

	P.97)	
16. 部分句子過長，建議可以適當分段以利閱讀，如 P.59「IPI 與 GDP 在定義景氣衰退事件發生的部分我們採用兩個分位數分別是第 10 百分位數用以定義極端衰退事件與第 50 百分位數定義為微小衰退事件並以上述式 (15) 產生二元邏輯時間序列」。	5-3 預測衰退 (P.62-P.63)	感謝指正，已經針對相關章節整節文字與文意，做過潤飾與調整，相信已經大幅提升可讀性。
三、勘誤		
<ol style="list-style-type: none"> 1. P.2 第一行，指標 1，其中「1」係註腳，建議改成上標標示。 2. P.4 表 1，M1B 與 M2 年增率「剪刀差」→「差距」。 3. 內文多處用 FSRI 編制、編制指數等文字，建議全改成編製。 4. P.11 第 6 行，「將使原始之 M2 貨幣 (M2)...」。 5. P.17 3-1 標題「分位數迴歸」。建議為分量迴歸。 6. P.18 註 4 第一句是否應為「可以看做是會影響模型預測變數但並不會驅動」。 7. P.20 倒數第 2 段 PCQR 似應為 PCAQR。 8. P.28 表格註釋，「先行取得欸別因子後進行樣本外預測...」。 		感謝諸多勘誤的指證，我們已經逐一修正完成於報告中。請參閱。

<p>9. P.30, 「五大銀行新承做放款金額-購屋貸款年增率...」。</p> <p>10. P.38, 「且兩者在脆弱性指標該類別下皆無法取得有效的預測因子」。</p> <p>11. P.39 第 1 段最後 1 行「PQR 模型皆認定傳導與外溢構面中的變數...」。</p> <p>12. P.45, 「見錯誤! 找不到參照來源」。</p> <p>13. P.46 第二段最後一行, 「見表 12。」是否應為「圖 18」?</p> <p>14. P.49 第三段最後一行, 「見表 13」, 但似乎缺該表。</p> <p>15. P.51, 「接著我們看到個別變數的邊際貢獻(見下圖 21)」, 應為重要性。</p> <p>16. P.52 「在 2008 年起的模型樣本外預測, 我們也可以對照不同分位數模型下所得到的變數重要性進行比較, 相關圖表請參閱附錄三。」但附錄三似乎無相關圖表。</p> <p>17. P.56 表 17 TAIFRI 應係「等權」, 非「加權」平均。</p> <p>18. P.59 第 2 段第 2 行, 我們將名目國內生產毛額(GDP) 名目國內生產毛額(GDP)。同樣 P.60 倒數第 2 行, 國內生產毛額。</p> <p>19. P.62 「遠高於利用分位數來天真估計的 10% ... 亦高於天真以分位數估計的 50% , 」。是否應選用其他字彙來代表 naive 的統計含意?</p>		
---	--	--

	<p>20. P.63 表 21 的註「表 20」字型大小有誤。</p> <p>21. P.64 倒數第 5 行，「2221」？</p> <p>22. P.64 第 3 行 FSFI→FSRI。</p> <p>23. P.65 第一句「以及表 23」，是否應為「表 22」。</p> <p>24. P.65 與 P.66 行距有誤。</p> <p>25. P.66-67 2 張圖標示應為圖 26、27。</p> <p>26. P.66 第 1 行「在圖 28 中，子圖 A 中藍色實線為 FSRI 序列，紅色虛線則為...」。</p> <p>27. P.69，「甚至擴及對實質面臨近衰退預測的重要性」。</p> <p>28. P.70，「顯示衰退（成長率低於歷史中位數）的可能性大增」。</p> <p>29. P.77 最後一行字型大小有誤，且對應式子編號錯誤。</p> <p>30. P.80 不清楚「左圖」、「右圖」是哪一個圖？</p> <p>31. P.81 行距有誤，附圖 5 似乎重複出現。</p>		
<p>參、國內科評論意見</p>	<p>一、變數處理與說明</p> <p>1. 表 1 的「資產評價與風險」構面中，不動產價格相關變數包含房價指數與房租指數，其他變數多為全國性的指標，為什麼會特別加入台北市房租指數？且金融研訓院選取的變數是房價租金比與本文不同，不知道考量為何？對外曝險部位之數量變數僅選取 BOP 之其他投資(資產與負債)、外匯存底，不</p>	<p>表一各大構面變數表 (P.7)</p>	<p>感謝國內科同仁的評論與建議。</p> <p>1.我們也有房價與租金相關變數，自然也可以透過房價租金比的方式讓變數進模型，合先敘明。我們了解以房價租金比變數有經濟學理以及反應不動產房價合理性的基礎，但有鑑於我們編製指數的方法可以透過模型的降維與配適幫我們選擇重要</p>

	<p>知考量為何? 有無試過其他變數?</p>		<p>的變數組合，找到與成長衝擊下行具攸關性的共同因子，因此，我們特別在這樣的彈性下讓模型從資料透析的資訊內涵去捕捉關鍵的變數組合，而不對變數之間可能的組合型式先驗地限制其資訊的揭露型態。這可能與金融研訓院利用評分模型連變數對風險貢獻的方向都需要預先確定有方法論上很大的不同。請參酌 5-2 節我們對於兩套方法的討論。</p> <p>2. 納入台北市房租指數的原因純粹是因為我們主觀地認為，台北市的房租調查對於房屋租金這個概念上比較有參考性。</p> <p>3. 我們曾嘗試羅列其他的變數，部分則因為無法取得而割愛。對外曝險部位之數量變數僅選取 BOP 之其他投資(資產與負債)、外匯存底之考量，一部分係在期中報告後採納程玉秀行委之建議，納入金融帳負債面下的「其他投資」與金融帳資產面下的「其他投資」，較我們先前沿用的變數更有意義；此外，外匯存底及其局部動能也在反映我國的國際償付能力，亦是衡量整體的對外金融穩定性來源之一。</p>
	<p>2. 表 1 脆弱性構面下，有關非金融部門方面，似乎可使用台灣經濟新報資料庫來取得攸關上市櫃公司脆弱性之變數(如公司債成長率、負債比率等財務指標)。此外，該構面下多數為不動產相關的貸款規模或集中度，銀行對企業授信</p>	<p>表一各大構面變數表 (P.7)</p>	<p>企業授信相關變數取得不易，參照研訓院「企業貸款條件變化」以及銀行對企業授信的成長率或相關變數，即由研訓院對銀行業同業問卷所得，且資料起始年份為 2019；我國無統計高收益公司債相關交易，</p>

<p>的相關變數卻很少，不知道考量為何?</p>		<p>相關資料亦取得不易。特別是受限於我們盡量想建構期間相較於金融研訓院所編製的指數更長的金融穩定性風險指數，因此僅能就我們得以找到的相關變數進行重要性驗證以及指數的編製。未來若能取得相關變數將可以進一步擴充。</p>
<p>3. Deghi et al. (2018) 提及的四大構面中，包含資產評價與風險、脆弱性、傳導與外溢機制、及非金融部門失衡 (Non-financial imbalances)。本計畫表 1 中僅含前三項，未包含非金融部門失衡的相關資訊，想請問研究團隊補充未放入此構面的原因。</p>	<p>表一各大構面變數表 (P.7)</p>	<p>計畫中本來亦羅列了非金融部門 (主要是家計與企業等民間部門) 的失衡，但是由於資料的取得不易(我們無法像研訓院透過銀行業同業取得問卷資料；另外，即便是研訓院 TAIFRI 有其它 ECB 採用的很多變數，但也很多未採用)，僅能獲得整體經濟的信用對 GDP 占比、企業脆弱性指標等等，變數過少不成一個構面，無法進行該構面的降維，因此只好割愛，合併到其他的構面中。</p>
<p>二、實證部分</p>		
<p>1. 以全樣本 FSRI08 或樣本外之變數重要性中 (簡報 P35、P39)，消費者信心指數均明顯高於其他變數，是否表示市場情緒與氛圍對金融穩定性風險具關鍵性?</p>	<p>4-3-2 樣本外預測 (P.50-P.54)</p>	<p>是，我們已經在文章中補充說明。</p>
<p>2. 1999 年本土型金融危機與 2000 年代初期的卡債風暴對國內金融穩定衝擊很大，惟本文編製之 FSRI98，似未能反映實際狀況 (簡報 P.46)?</p>		<p>卡債危機期間為本研究之樣本內訓練基準期間，未能有合適的危機與風暴前的資料作為前期訓練模型的基礎，因為本土型金融危機與卡債風暴的出現，剛好會墊高樣本期間對於風險的認定基準。因此模型的</p>

			<p>樣本內配適結果未能有效地反映這段的金融穩定性風險，主要受限於剛好在風暴期間之故。若能將資料起始點向前延伸 1~2 年或許可以偵測出 1999 年本土型金融危機，以及 2000 年代初期的卡債風暴對國內金融穩定衝擊。</p>
	<p>3. 根據台灣金融研訓院 2022 年 6 月發布本年 5 月台灣金融風險指數 (TAIFRI)，指數數值達 99.6，較 4 月增加 2.3，為 2021 年 6 月 97.1 以來 12 個月新高，主要係反映國外市場風險攀升，想請問研究團隊：是否能應用本次計畫之模型的預警判定標準，評估近日俄烏戰爭與供給面衝擊對我國帶來的金融風險？</p>		<p>本計畫編製的金融穩定性風險指數因在建構時就已融入鄰近景氣下行的資訊內涵，應當較研訓院的金融風險指數，更能體現實質面的影響。俄烏戰爭明顯衝擊國際供應鏈與原物料、物價等臺灣實質面經濟影響，但模型受制於資料不足（目前資料截至 2021 年底，延伸至 2022 年 6 月的資料，相關變數可取得性參差不齊），致無法提供較精準對於金融風險、景氣甚至是各構面貢獻風險的評估。未來如果資料較周延，料想應當可以提供較有效的金融穩定風險預警！</p>
<p>三、內文說明部分</p>			
	<p>1. 本計畫以 Deghi et al. (2018) 的編製方法為基礎，增加「國際相對暴險」與「市場情緒氛圍」兩構面衡量我國金融穩定性的風險，作為提供我國金融穩定風險的額外資訊，建議研究團隊可以於計畫內補充說明與 ECB、金融研訓院的編製差異，包含方法與資料選擇上。</p>	<p>第一章 緒論 (P.2- P.3)</p>	<p>感謝相關指正，我們已於第一章的緒論中增加敘述相關的做法，並說明 ECB、金融研訓院在編製方法與資料選擇上的差異，請參酌。</p>

	<p>2. 台灣金融研訓院建構之台灣金融風險指數是利用評分模型 (Score Model) 追蹤風險變化的來源，本計畫則主要係以分量迴歸模型與因子模型為主要方法，建議研究團隊可補充兩類方法的優劣。</p>	<p>5-2 對比金融研訓院所編製之「台灣金融風險指數 (TAIFRI) 」 (P.58-P.62)</p>	<p>感謝提醒。我們在期末報告的 5-2 對比金融研訓院所編製之「臺灣金融風險指數 (TAIFRI)」一節中，針對我們所採用的偏分量迴歸降維與建模兩階段模型所編製出的指數與研訓院相關指數的實證績效進行比較之外，也統整何以我們認為採用偏分量迴歸維基礎的模型法建構指數的一些優勢。請參酌。</p>
<p>四、勘誤</p>			
	<p>1. P.87 經濟政策不確定性指數 (EPU) 中的“黃老師”係指?</p>	<p>附表一變數名稱、調整方式與資料來源彙整表 (P.94-P.97)</p>	<p>感謝指正，我們已經在相關處修正為：作者研究團隊編製。</p>
<p>程 行 委 玉 秀 評 論 意 見</p>	<p>1. 本計畫的 FSRI 與金融研訓院編的 TAIFRI，除了編製方法不同外，使用的變數也不一樣，而 ECB 在編製這個指數時有使用非金融部門的資料，TAIFRI 也有包含非金融部門的變數，不曉得研究團隊沒有採用非金融部門變數的原因是什麼?</p>	<p>表一各大構面變數表 (P.7)</p>	<p>計畫中本來亦羅列了非金融部門 (主要是家計與企業等民間部門) 的失衡，但是由於資料的取得不易 (我們無法像研訓院透過銀行業同業取得問卷資料；另外，即便是研訓院 TAIFRI 有其它 ECB 採用的很多變數，但也很多未採用)，僅能獲得整體經濟的信用對 GDP 占比、企業脆弱性指標等等，變數過少不成一個構面，無法進行該構面的降維，因此只好割愛，合併到其他的構面中。</p>

<p>2. 本研究使用變數包含企業脆弱性指數 (CVI)，該指數由新加坡大學所提供，不曉得取得這個變數是否需要付費？將來央行要維護 FSRI 需要取得 CVI 資料會不會有問題？</p>		<p>本研究使用變數包含企業脆弱性指數 (Corporate Vulnerability Index, CVI)，為新加坡國立大學亞洲數位金融中心 (AIDF) 的信用風險倡議 (CRI) 研究團隊所提供，以個別企業的違約率為基礎，針對特定區域、經濟體、國別或特殊的投資組合所總和衡量的綜合性企業脆弱程度。目前發布的 25 個國家總合的 CVI 係根據內部的動態模型每日更新，可以在網頁上直接免費下載，也可以透過 Bloomberg (代號: CRII) 和 CBonds 的網站瀏覽取得： https://cbonds.com/company/cri</p> <p>但中心可以根據政府組織、金融機構或用戶的所需 (例如特定產業、組織或投資組合因為產業結構不同、組織的大小或重要性)，以合理的收費客製化所對應的 CVI 供決策所需。所以未來央行維護 FSRI 的建構應當不是問題。相關說明請參考官網： https://nuscri.org/en/cvi/</p>
<p>3. 我感覺學術界對政府機構所提供的變數資料似乎很妥協，比如 ECB 就可以有許多非金融部門的變數可使用，而台灣就很少，或許學術圈應該多跟政府機構反應</p>		<p>感謝央行程行委的勉勵，我們感覺這個現象也許跟國內的公部門維護資料，僅是聊備一格，維護有在經營的形象而已，並不真的在意這些資料對於施政的政策形成、或運用資料進行政策效果評估，思辨更好的可能性有很大的關係。</p> <p>更有甚者，甚至害怕這些資料被其他的學術機構或第三方單位所進行</p>

		<p>的研究，反饋回來政策所屬機構的決策或資料問題，更形畏縮地不願意提供資料，以免衍生事端、遭致非議。</p> <p>長期以來這些心態難免已經造成國家的施政不是以科學資料分析、事實為基底的論述，跟國外施政單位不斷地因為開放資料邀請更多的研究、辯論，造成的精進，顯有相當的空間亟待追趕。</p> <p>在羨慕的同時，我們也期待更多的學術同仁、甚至是向央行這樣重要的中央部會長官可以幫忙多跟政府溝通、協調資料的收集、整理與運用，其實都攸關國家長期重要發展的契機，重要性可能不輸給建機場或蓋國道、鐵路等等的重要基礎建設，期望中央與地方的政府能及早布局、補救，完善科研基礎設施與國家長期建設發展的基業。</p>
--	--	---