

本國銀行風險承擔之同儕效果— 動態空間計量模型之應用

中央銀行經濟研究處

郭柏昇

民國 114 年 6 月

摘 要

本研究探討本國銀行風險承擔決策是否受同儕銀行所影響，估計銀行風險承擔之同儕效果。為刻劃同儕銀行之間的相依關係，本研究利用 Fama and French (2015)五因子資本資產定價模型(CAPM)與 Diebold and Yilmaz (2014)網路拓撲分析，建構同儕相依矩陣，並以動態空間自我迴歸(DSAR)模型進行實證分析。樣本銀行包含本國 6 家泛公股銀行及 15 家民營銀行，合計 21 家上市銀行，樣本期間則為 2009 至 2024 年。

實證結果顯示，全樣本期間內銀行風險承擔變化存在正向的同儕效果，表示銀行進行風險承擔決策時會觀察其他銀行的行為，並做出與同儕銀行相同的決策；惟動態效果為負向，表示銀行風險承擔的增幅並不會隨時間而持續上升，其可能為來自金融監理機關或股東的壓力所致。此外，新冠肺炎(COVID-19)疫情後之樣本期間同儕效果轉變為負向，顯示面對未來不確定性高的經濟金融環境，銀行傾向於採取與同儕銀行不同的風險承擔決策。根據本研究之實證結果，央行監理銀行體系之系統風險時，應將不同時期銀行風險承擔決策之同儕效果納入考量，適時利用總體審慎措施抑制系統風險，避免正向同儕效果造成系統風險累積，成為威脅我國金融穩定之潛藏因子。

目 錄

一、前言	1
二、文獻回顧	3
三、研究方法	6
(一) 動態空間自我迴歸(DSAR)模型	6
(二) 空間權重矩陣	8
(三) 資料及變數說明	13
四、實證分析	19
(一) 單根檢定及多重共線性檢定	19
(二) 同儕相依矩陣	22
(三) 全樣本期間 DSAR 模型估計結果	26
(四) 不同樣本期間 DSAR 模型估計結果	30
(五) 穩健性測試	33
五、結論及政策意涵	35
參考文獻	37

一、前言

除了維持物價穩定之外，促進金融穩定亦為我國央行被賦予之重要職責之一¹。2008 年全球金融危機爆發後，國際間對金融穩定之重視程度提升，使各國央行紛紛強化其在金融體系中的角色及責任。為達成金融穩定的目標，央行需持續關注國內外總體經濟及金融情勢發展，並定期評估潛在風險之來源。其中，銀行間風險承擔決策之相互連結可能導致系統風險²(systemic risk)形成及累積，而理解銀行風險承擔如何受同儕銀行影響，將對央行監理銀行系統風險有所助益。

經濟體之金融結構可分為直接金融型及間接金融型體制，兩者係依非金融部門在金融體系的主要籌資方式進行劃分。若非金融部門透過金融市場籌資的比例較大，其為直接金融型體制；若非金融部門透過金融中介融資的比例較大，則為間接金融型體制。根據央行的統計，我國 2019 年底直接金融占比為 17.39%，而間接金融占比則為 82.61%³，顯示我國金融結構應屬間接金融型體制。在間接金融型體制中，金融中介機構於金融穩定中扮演重要的角色，其風險承擔行為的變化將對金融體系產生顯著的影響，任何使銀行業整體風險承擔增加之因素皆可能導致系統風險上升，進而對金融穩定造成威脅。本研究欲在此框架中，透過探討本國銀行風險承擔之同儕效果，檢視其是否可能為影響我國金融穩定之潛藏因子。

根據過去的文獻，經濟個體進行決策時可能因同儕競爭壓力、資訊級聯(informational cascades)或名譽考量，使其決策受到同儕所影響(Scharfstein and Stein, 1990；Banerjee, 1992；Fiegenbaum, Hart, and Schendel, 1996)。然而，現有探討銀行風險承擔之文獻大多假設銀行

¹ 根據我國「中央銀行法」第 2 條，央行的經營目標包括促進金融穩定、健全銀行業務、維護對內及對外幣值之穩定，以及於前述目標範圍內協助經濟之發展。

² 指特定事件可能造成整個金融體系失效的風險。

³ 此為將金融機構之投資納入間接金融計算之結果，若將金融機構之投資納入直接金融計算，則直接金融占比為 38%，間接金融占比則為 62%。

的決策具獨立性，未將風險承擔決策之同儕效果納入考量(Laeven and Levine, 2009; Khan, Scheule, and Wu, 2017; Smith, Grill, and Lang, 2017)。有鑑於此，本研究先參考 Hale and Lopez (2019)之作法，利用 Fama and French (2015)之五因子資本資產定價模型(capital asset pricing model, CAPM)及 Diebold and Yilmaz (2014)之網路拓樸(network topology)分析方法，估計銀行股票超額報酬(excess return)特徵(idiosyncratic)組成之關聯指數(connectedness measures)，並建構同儕相依矩陣(peer dependence matrix)，續以動態空間自我迴歸(dynamic spatial autoregressive, DSAR)模型估計本國銀行風險承擔變化之同儕效果。

近期文獻中，Wang et al. (2023)同樣探討銀行風險承擔之同儕效果，該研究採用台灣以外之 32 個經濟體共 557 家銀行 2000 至 2018 年的追蹤資料(panel data)，以 Diebold and Yilmaz (2014)之方法建立同儕銀行風險的影響權重，並以固定效果(fixed effects, FE)模型進行實證估計。與該研究相比，本研究樣本銀行雖僅有 21 家，但皆為台灣的上市銀行，且樣本期間為 2009 至 2024 年，包含新冠肺炎(COVID-19)疫情爆發後之年份，實證結果對我國金融監理機關更具政策意涵。此外，本研究係採用準最大概似(quasi maximum likelihood, QML)估計法對 DSAR 模型進行估計，除了能有效解決內生性(endogeneity)問題外，亦能估計銀行風險承擔變化之動態效果。

本研究之主要實證結果如下：首先，全樣本期間銀行風險承擔變化之同儕效果為正向，表示銀行風險承擔增幅將因同儕銀行之增幅上升而增加，顯示銀行進行決策時會觀察同儕銀行的行為，並做出與其他銀行相同的風險承擔決策。其次，全樣本期間銀行風險承擔變化之動態效果為負向，顯示銀行風險承擔增幅並不會隨時間而持續上升，而是於特定水準呈現上下波動，可能為來自金融監理機關或股東之壓力所致。再者，新冠肺炎疫情爆發前，銀行風險承擔變化之同儕效果

為正向，疫情爆發後，同儕效果卻轉變為負向，顯示此時銀行風險承擔決策模式可能出現變化，經濟前景不確定性驅使其採取與同儕銀行不同之決策。

本研究除第一節為前言外，其餘內容安排如下：第二節為文獻回顧；第三節為研究方法，介紹 DSAR 模型、空間權重矩陣(spatial weight matrix)及變數與資料；第四節為實證分析，說明全樣本期間及不同樣本期間之估計結果。第五節為結論及政策意涵。

二、文獻回顧

過去有許多研究探討同儕效果在經濟個體進行決策的過程中所扮演的角色及影響管道。Scharfstein and Stein (1990)建立理論模型檢視企業經理人進行投資決策時的從眾行為(herd behavior)，指出為了顧及名譽⁴，經理人可能會盲從其他企業經理人的投資決策。Banerjee (1992)及 Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch (1992)則分別透過序列決策模型(sequential decision model)及資訊級聯理論解釋經濟個體的從眾行為，兩者皆指出經濟個體進行決策時會觀察其他人的行為，試圖獲取及利用他人決策中所隱含的資訊，最終做出與他人相同的決策。

競爭壓力為造成經濟個體的決策受到同儕所影響的另一個潛在機制。Fiegenbaum, Hart, and Schendel (1996)提出策略參考點理論(strategic reference point theory)，指出企業經理人經常將其競爭對手設為參考點⁵，並將其作為自身之決策準則，使企業的行為及績效容易受到同儕所影響。在近期的文獻中，Huang and Kuo (2024)探討企業投資效率的同儕效果，該文採用臺灣半導體業 44 家上市公司 2013 至 2021

⁴ 由於所有經理人都做出相同的錯誤投資決策，即使投資產生虧損，經理人名譽受到的負面影響會較單獨犯錯時為小，Scharfstein and Stein (1990)稱之為「共同承擔責難效果(sharing-the-blame effect)」。

⁵ 策略參考點又可進一步分為企業內部條件(如投入與產出)、企業外部條件(如競爭者、客戶與利害關係人)及時間(如過去、現在與未來)等 3 個維度。

年期間的追蹤資料，以 DSAR 模型進行實證估計，發現企業為了在資本支出上不落於競爭對手之後，即使並未有像同儕企業一樣好的投資機會，仍會跟從其投資決策，導致同儕企業的投資效率對企業自身的投資效率有負面的影響。

在銀行行為決策之同儕效果的相關文獻中，大多數研究皆著重於探討銀行的放款行為。Jain and Gupta (1987)檢視 1980 年代拉丁美洲債務危機發生之前，美國小型銀行在國際放款決策上是否存在跟從大型銀行的從眾行為。該文採用美國前 24 家中大型銀行及 150 餘家小型區域銀行 1977 至 1982 年期間的混合資料(pooled data)進行實證估計，實證結果指出小型銀行的國際放款確實會跟從中大型銀行的放款決策。Rötheli (2001)探討瑞士 3 大主要銀行之競爭關係是否造成放款決策之從眾行為，該文分別採用該 3 家銀行 1987 至 1996 年期間的時間序列資料(time series data)，以似無相關迴歸(seemingly unrelated regression, SUR)模型進行實證估計，實證結果支持基於競爭關係的放款從眾行為，並指出 3 家銀行中有 2 家互為領導者及跟隨者，而其餘第 3 家則僅為跟隨者。

此外，在亞洲地區的相關文獻上，Uchida and Nakagawa (2007)、Nakagawa and Uchida (2011)及 Nakagawa (2022)採用日本銀行 1975 至 2000 年期間的資料，分別以普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)、向量自我迴歸(vector autoregression, VAR)及動態 FE 模型探討銀行放款決策之從眾行為。綜合上述 3 篇研究的實證結果，規模相同及規模不同的銀行之間在放款行為上皆可能存在從眾行為。Wang et al. (2021)則探討中國大陸銀行授信組合(loop portfolio)的同儕效果，利用中國大陸不同規模商業銀行 2007 至 2018 年期間的追蹤資料，該文固定效果模型的實證結果指出區域銀行的同儕效果為正向，而大型銀行的同儕效果則為負向。

目前僅有少數文獻探討同儕決策對銀行風險承擔行為的影響。Tran, Nguyen, and Lin (2017)探討澳洲銀行放款的從眾行為對其放款品質的影響，該文計算 2004 年第 1 季至 2011 年第 4 季期間澳洲銀行放款的從眾指標⁶，並以時間序列模型進行實證估計，實證結果指出從眾指標與放款品質間呈現負相關，顯示放款的從眾行為可能提高銀行的信用風險。Wang et al. (2023)探討銀行風險承擔的同儕效果，該文採用 32 個經濟體共 557 家銀行 2000 至 2018 年的追蹤資料，以 Diebold and Yilmaz (2014)之方法建立同儕銀行風險的影響權重進行實證估計。該研究 FE 模型的實證結果皆指出，個別銀行的風險⁷與同儕的風險呈現正相關，顯示銀行的風險承擔決策受其同儕所影響。

國內的相關文獻主要集中討論銀行違約的傳染風險⁸(contagion risk)及系統風險。蔡永順、吳榮振(2007)以 1997 至 2004 年期間台灣上市櫃銀行為樣本，探討銀行間的傳染風險⁹，實證結果指出若銀行間連結結構愈不完全，則金融傳染愈嚴重。蔡永順(2012)探討金融合併對傳染風險的影響，發現金控之間的金融傳染較銀行之間為大，且較容易引發系統風險。俞明德等人(2012)以全球向量自我迴歸(global vector autoregression, GVAR)模型量化銀行系統流動性風險，實證結果指出本國銀行發生傳染性違約的機率小，且僅發生於嚴峻情境，顯示本國銀行系統流動性風險低。Chen et al. (2023)則以 Diebold and Yilmaz (2012)之方法建立我國金控公司的關聯指數，並將其作為系統風險之代理變數，實證結果指出公股金控為系統風險傳遞者，且整體營運績效及貨幣政策皆對金控公司的關聯指數有顯著的影響。

⁶ 該文分別以 Lakonishok, Shleifer, and Vishny (1992)提出之 LSV 指標及 Frey, Herbst, and Walter (2007)提出之 FHW 指標計算澳洲銀行放款的從眾指標。

⁷ 該文以 Merton (1974)提出之違約距離(distance to default)衡量銀行之風險。

⁸ 指當一家銀行倒閉後因無法償還對其他銀行的負債，導致其他銀行也隨之倒閉的風險。

⁹ 該文以 Upper and Worms (2004)之方法模擬銀行倒閉的傳染情形。

三、研究方法

為了估計本國銀行風險承擔的同儕效果及動態效果，本研究使用 DSAR 模型進行實證分析。然而，有別於傳統空間計量模型的空間權重矩陣係基於樣本個體間的地理距離或相鄰(contiguity)等空間相依(spatial dependence)關係所建立，本研究以透過本國上市銀行股票超額報酬建構之同儕相依矩陣將其取代。本節將逐一說明本研究之實證模型、矩陣建構方法，以及樣本資料與變數。

(一) 動態空間自我迴歸(DSAR)模型

在 Cliff and Ord (1973) 首先提出空間自我相關(spatial autocorrelation)的概念後，Anselin (1988)發展出空間計量模型在橫斷面(cross-sectional)資料上的應用及估計方法，Elhorst (2005)則將其擴展至追蹤資料，在 FE 模型中加入被解釋變數的空間落遲(spatially lagged)項，並使用最大概似(maximum likelihood, ML)估計法估計模型參數。一般常見的空間計量模型包括加入被解釋變數之空間落遲項的空間自我迴歸(spatial autoregressive, SAR)模型¹⁰、加入被解釋變數及解釋變數之空間落遲項的空間杜賓模型(spatial Durbin model, SDM)，以及僅在誤差項具有空間自我相關的空間誤差模型(spatial error model, SEM)。Elhorst (2012)進一步於空間計量模型中加入時間落遲(time lagged)項，形成動態空間計量模型。

本研究將實證估計之 DSAR 模型設定如式(1)：

$$\begin{aligned} \Delta RWA_{it} = & \tau \Delta RWA_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \Delta RWA_{jt} + \sum_{k=1}^K \theta_k CAELSG_{it-1}^k \\ & + \sum_{m=1}^M \delta_m MACRO_t^m + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

¹⁰ 部分文獻將其稱為空間落遲模型(spatial lag model, SLM)。

其中 ΔRWA_{it} 為第*i*家銀行第*t*期風險性資產占總資產比例相較前 1 期之變化，用以衡量銀行風險承擔的改變； ΔRWA_{it-1} 及 ΔRWA_{jt} 分別表示第 *i* 家銀行第*t*－1期及第*j*家同儕銀行第*t*期風險性資產占總資產比例相較前 1 期之變化； $CAELSG_{it-1}^k$ 為第*i*家銀行第*t*－1期的營運績效相關變數，CAELSG 為央行定期發布於本國銀行營運績效季報之銀行財務指標，用以評估本國銀行之營運狀況，而 C、A、E、L、S、G 分別代表資本適足性、資產品質、獲利能力、流動性、利率敏感性及主要業務年成長率； $MACRO_t^m$ 為總體控制變數； μ_i 及 ε_{it} 分別為銀行的固定效果及誤差項； τ 、 ρ 、 θ_k 及 δ_m 則為待估計的模型參數，分別表示銀行風險承擔變化的動態效果、同儕相依係數，以及 CAELSG 指標與總體變數的係數。

此外，式(1)中的 w_{ij} 為 $N \times N$ 空間權重矩陣 W 中第*i*列第*j*欄的元素，亦即第*i*家銀行受第*j*家銀行影響的權重。茲將空間權重矩陣 W 的形式表示於式(2)：

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} & \dots & w_{1N} \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & \dots & w_{2N} \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} & \dots & w_{3N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ w_{N1} & w_{N2} & w_{N3} & \dots & w_{NN} \end{bmatrix} \quad (2)$$

其中左上至右下對角線上的元素($w_{11}, w_{22}, w_{33}, \dots, w_{NN}$)皆為 0，且矩陣經過列標準化(row standardization)，使各列元素加總皆為 1。

一般而言，空間計量模型通常以準最大概似(quasi maximum likelihood, QML)估計法估計模型參數，QML 估計式可處理誤差項非常態分配及被解釋變數空間落遲項的內生性問題，且具備一致性(consistency)及漸進(asymptotic)常態性等特性，惟模型加入動態設定後，參數估計值仍可能存在偏誤(bias)。因此，本研究以 Yu, de Jong,

and Lee (2008)針對動態空間計量模型提出之偏誤修正(bias-corrected) QML 估計式，對式(1)之模型參數進行估計¹¹。

(二) 空間權重矩陣

由於企業彼此之間的關係無法直接觀察或測量，de Bodt, Eckbo, and Roll (2024)使用股票報酬的共移性檢視同儕企業間的競爭關係。根據 de Bodt, Eckbo, and Roll (2024)，當企業面臨產業內競爭而調整經營策略時，其股票報酬將反映經營策略變動對未來現金流的影響，使採取相似經營策略之同儕競爭者間的股票報酬會呈現較高的共移性(comovement)。據此，本研究進一步參考 Hale and Lopez (2019)提出之方法，運用銀行的股票報酬透過兩階段方法估計本國銀行之關聯指數，再以兩兩銀行之間的關聯指數為基礎，建構 DSAR 模型之空間權重矩陣，並將其稱作同儕相依矩陣。

高頻的銀行股票報酬資料能夠捕捉低頻且具時間落遲的財報資料無法反映之即時資訊，有助於強化金融穩定的監理及建立銀行之間的連結，惟日頻率的股票報酬波動較大，且傾向對市場訊息過度反應，週頻率的股票報酬為在即時性及穩定性之間取得平衡的適當選擇。此外，根據 Hale and Lopez (2019)，由於股票報酬容易受到市場共同因素所影響，若在估計關聯指數前未將各銀行股票報酬之共同組成去除，可能使其高度反映共同因素的影響，進而使銀行間之關聯指數高估。因此，本研究分別對各家上市銀行估計五因子 CAPM，將股票超額報酬拆解為共同及特徵組成兩個部分，並以其特徵組成建構本國銀行之關聯指數。根據 Fama and French (2015)，五因子 CAPM 可表示如式 (3)：

¹¹ 實證估計使用的統計軟體套件為 Stata 的 xsmle，詳參 Belotti, Hughes, and Mortari (2017)。

$$R_{it} - R_t^F = a_i + b_{1i}(R_t^M - R_t^F) + b_{2i}SMB_t + b_{3i}HML_t + b_{4i}RMW_t + b_{5i}CMA_t + u_{it} \quad (3)$$

其中 R_{it} 為上市銀行股票上週五至當週五之週對數報酬率¹²(log return)； R_t^F 為無風險週報酬率，以第一銀行一年期定存利率除以 52 週衡量，而 $R_{it} - R_t^F$ 即為股票的超額報酬； R_t^M 為台灣證券交易所發行量加權股價指數(簡稱加權指數)週報酬率，而 $R_t^M - R_t^F$ 即為市場風險溢酬(risk premium)因子； SMB_t 為小規模市值與大規模市值公司投資組合報酬率之差，即規模溢酬因子； HML_t 為高淨值市價比與低淨值市價比公司投資組合報酬率之差，即淨值市價比溢酬因子； RMW_t 為高獲利與低獲利公司投資組合報酬率之差，即盈利能力因子； CMA_t 為低投資與高投資公司投資組合報酬率之差，即投資因子； a_i 及 e_{it} 則分別為截距項及殘差項。

為了使式(3)中的係數 b_1 至 b_5 能夠隨時間變動，本研究使用滾動迴歸(rolling regression)對該迴歸式進行估計，滾動視窗(window)大小設定為 100 週，階數(step)設定為 1 週。根據 Hale and Lopez (2019)，式(3)模型估計的超額報酬為股票超額報酬的共同組成，而實際超額報酬與預期超額報酬之差，亦即式(3)中的殘差項 u_{it} ，則為股票超額報酬的特徵組成，如式(4)所示：

$$IER_{it} = ER_{it} - \widehat{ER}_{it} = u_{it} \quad (4)$$

其中 IER_{it} 為股票超額報酬的特徵組成； ER_{it} 為實際超額報酬； $\widehat{ER}_{it}$ 為預期超額報酬。此將股票超額報酬拆解為共同及特徵組成之方法，能

¹² 如遇週五為放假日，則以該週最靠近週五之交易日的收盤價格為基礎計算週對數報酬率。週對數報酬率 = $[\ln(\text{當週五收盤價格}) - \ln(\text{上週五收盤價格})] \times 100\%$ 。

夠移除超額報酬中受市場相關共同因素影響的部分，有助於使建構出來的關聯指數更貼近銀行之間真實的關聯程度。

本研究接著透過 Diebold and Yilmaz (2014) 提出之以 VAR 模型為基礎的網路拓撲分析方法，應用各銀行股票超額報酬之特徵組成建構本國銀行之關聯指數。首先，將包含 N 家銀行股票超額報酬特徵組成且落後 p 期的 VAR(p) 模型表示為：

$$IER_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i IER_{t-i} + v_t \quad (5)$$

其中 $IER_t = (IER_{1t}, IER_{2t}, \dots, IER_{Nt})$ 為 $N \times 1$ 的特徵組成向量； Γ_i 為對應於 $N \times 1$ 的落後期特徵組成向量 IER_{t-i} 之 $N \times N$ 的係數矩陣； $v_t = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{Nt})$ 為 $N \times 1$ 的隨機誤差向量，其共變異數矩陣為 Σ_v ，並滿足期望值為 0、無自我相關，以及變異數齊一性(homoscedasticity)等假設。

Diebold and Yilmaz (2014) 以預測誤差變異數分解(forecast error variance decomposition)建構關聯指數。考量到傳統上以科列斯基分解(Cholesky decomposition)對 VAR 模型的預測誤差進行變異數分解的方式可能使結果容易受變數的排序所影響，Diebold and Yilmaz (2014) 採用 Koop, Pesaran, and Potter (1996) 及 Pesaran and Shin (1998) 提出之一般化預測誤差變異數分解(generalized forecast error variance decomposition, GFEVD)，並將 H 階 GFEVD 矩陣 D^{gH} 中第 i 列第 j 欄的元素 d_{ij}^{gH} 表示為：

$$d_{ij}^{gH} = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Theta_h \Sigma_v e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Theta_h \Sigma_v \Theta_h' e_i)} \quad (6)$$

其中 H 為預測期數； e_j 為第 j 家銀行為 1，其他銀行為 0 的選擇向量； Θ_h 為落後預測期間 h 期之隨機誤差向量的係數矩陣； σ_{jj} 為共變異數矩陣 Σ_v 中對角線上第 j 個元素。由於在 GFEVD 的環境下衝擊未必為正交(orthogonal)，使得矩陣 D^{gH} 各列加總未必等於 100%，Diebold and Yilmaz (2014)進而將矩陣 D^{gH} 列標準化為 $\tilde{D}^{gH}$ ，亦即

$$\tilde{d}_{ij}^{gH} = \frac{d_{ij}^{gH}}{\sum_{j=1}^N d_{ij}^{gH}} \quad (7)$$

並以標準化的 $\tilde{D}^{gH}$ 建構後續的關聯指數。

根據 Diebold and Yilmaz (2014)的定義，銀行 j 對銀行 i 的成對方向性關聯指數(pairwise directional connectedness)為：

$$C_{i \leftarrow j}^H = \tilde{d}_{ij}^{gH} \quad (8)$$

$N \times N$ 的矩陣 $\tilde{D}^{gH}$ 中扣除左上至右下對角線上的元素後共有 $N^2 - N$ 個成對方向性關聯指數。若將銀行 j 對所有其他銀行的成對方向性關聯指數加總，則可得到銀行 j 傳遞至所有其他銀行的總流出(total to)關聯指數，定義為：

$$C_{\bullet \leftarrow j}^H = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^{gH} \quad (9)$$

同理，若將所有其他銀行對銀行 i 的成對方向性關聯指數加總，則可得到銀行 i 接收自所有其他銀行的總流入(total from)關聯指數，定義為：

$$C_{i\leftarrow\bullet}^H = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{d}_{ij}^{gH} \quad (10)$$

若進一步將對角線以外的所有成對方向性關聯指數加總後取平均值，則可得到總關聯指數，定義為：

$$C^H = \frac{1}{N} \sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^N \tilde{d}_{ij}^{gH} \quad (11)$$

本研究假設銀行*j*對銀行*i*的成對方向性關聯指數高，代表其距離或關係較為緊密，使銀行*i*的決策容易受銀行*j*所影響，並依此建構本國上市銀行之同儕相依矩陣。為了將關聯指數轉換為空間加權矩陣中的權重，本研究在估計式(8)中銀行之間的成對方向性關聯指數後，將矩陣 $\tilde{D}^{gH}$ 中對角線上的元素皆以 0 取代，並進行列標準化，使各列元素加總皆為 1，或將非對角線上的元素除以該銀行接收自所有其他銀行的總流入關聯指數。可將式(2)中空間權重矩陣*W*的元素 w_{ij} 表示為：

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{C_{i\leftarrow j}^H}{C_{i\leftarrow\bullet}^H} & \text{if } i \neq j \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (12)$$

由於通常 $C_{i\leftarrow j}^H \neq C_{j\leftarrow i}^H$ ，故式(12)建構出的空間權重矩陣亦呈現不對稱，表示銀行*i*的決策受銀行*j*所影響的程度可能與銀行*j*的決策受銀行*i*所影響的程度不同。此特性有異於一般常見以個體間的地理距離或相鄰關係所建立的空間權重矩陣，其在列標準化前為對稱。考量銀行之間的同儕相依性可能並不平等，使用不對稱的同儕相依矩陣有助於使實證估計的同儕效果更靠近銀行之間的真實互動情形。

(三) 資料及變數說明

本研究樣本個體包含本國 6 家泛公股銀行及 15 家民營銀行，合計 21 家上市銀行¹³，資料期間為 2009 年上半年至 2024 年下半年¹⁴，由於迴歸模型包含被解釋變數之落後項，實際樣本期間為 2009 年下半年至 2024 年下半年，追蹤資料樣本數共 651 筆。茲將樣本中涵蓋的銀行名稱及其代號整理於表 1。

實證模型之被解釋變數為風險性資產比率取一階差分(ΔRWA_{it})，衡量其相較前一期之變化。根據 Smith, Grill, and Lang (2017)，風險性資產總額¹⁵占總資產比例為銀行風險承擔最直接的衡量指標，相較於 Z-score¹⁶，該指標更能夠即時捕捉銀行風險的變化。為了控制個別銀行特性對風險承擔的影響，並同時檢視銀行的營運狀況如何影響其風險承擔，本研究參考 Chen et al. (2023)，在實證模型中加入 CAELSG 指標作為銀行特性相關之控制變數。在 CAELSG 各指標之代理變數的選擇上，本研究以資本適足率(CAR_{it-1})及槓桿比率(LR_{it-1})衡量資本適足性，以逾期放款比率($NPLR_{it-1}$)衡量資產品質，以資產報酬率(ROA_{it-1})衡量獲利能力，以流動準備比率(LRR_{it-1})衡量流動性，以利率敏感比率(ISR_{it-1})衡量利率敏感性，並以存款成長率(DGR_{it-1})衡量主要業務年成長率。此外，為避免內生性問題，所有 CAELSG 變數

¹³ 由於王道商業銀行及上海商業儲蓄銀行分別直到 2017 年 5 月及 2018 年 10 月才在台灣證券交易所上市，而本研究以上市銀行為研究樣本，為使追蹤資料維持平衡，本研究將該 2 家銀行自樣本中剔除，最終樣本銀行個數為 21 家上市銀行。

¹⁴ TEJ 資料庫中，部分變數資料(如槓桿比率)僅可追溯至 2008 年下半年，且少數銀行自 2009 年上半年開始才無缺失值。為極大化樣本數，本研究蒐集 2009 年上半年至 2024 年下半年期間之資料進行實證分析。

¹⁵ 風險性資產總額係指信用風險加權風險性資產總額，加計市場風險及作業風險應計提之資本乘以 12.5 之合計數，但已自自有資本中減除者，不再計入風險性資產總額。其中，信用風險加權風險性資產衡量交易對手不履約，致銀行產生損失之風險，以銀行資產負債表內表外交易項目乘以加權風險權數之合計數額表示；市場風險應計提之資本衡量市場價格(利率、匯率及股價等)波動，致銀行資產負債表內表外交易項目產生損失之風險；作業風險應計提之資本則衡量銀行因內部作業、人員及系統之不當或失誤，或因外部事件造成損失之風險。

¹⁶ Z-score 衡量銀行的倒閉風險，計算公式為 $Z\text{-score} = (\text{資產報酬率}(ROA) + \text{股東權益占總資產比例}) / ROA\text{之標準差}$ 。

表 1 樣本銀行說明

銀行名稱	代號	金控子公司	資產總額(兆元)	財政部持股比率
彰化商業銀行	CH	否	2.09	12.19% (17.12%)
中國信託商業銀行	CT	是	2.92	0% (1.54%)
國泰世華商業銀行	CU	是	2.67	0% (0%)
玉山商業銀行	ES	是	2.16	0% (0%)
安泰商業銀行	ET	否	0.36	0% (0%)
第一商業銀行	F	是	2.70	11.49% (20.49%)
台北富邦銀行	FB	是	2.21	0% (0%)
遠東國際商業銀行	FE	否	0.60	0% (0%)
華南商業銀行	HN	是	2.41	1.70% (26.77%)
凱基商業銀行	KGI	是	0.70	0% (1.70%)
高雄銀行	KH	否	0.26	0% (0%)
京城商業銀行	KT	否	0.27	0% (0%)
兆豐國際商業銀行	MG	是	3.10	8.20% (13.48%)
台灣新光商業銀行	SK	是	1.02	0% (0%)
永豐商業銀行	SP	是	1.65	0% (0%)
台灣中小企業銀行	TB	否	1.63	2.08% (20.58%)
合作金庫商業銀行	TC	是	3.41	26.06% (28.19%)
台中商業銀行	TCC	否	0.61	0% (0%)
台新國際商業銀行	TS	是	1.77	0% (0%)
聯邦商業銀行	UB	否	0.60	0% (0%)
元大商業銀行	YT	是	1.30	0% (2.25%)

註：1.資產總額為樣本期間 2009 至 2024 年各銀行年底資產負債表揭露之資產總額平均值，單位為新台幣兆元。

2.財政部持股比率為根據 2024 年底財政部持股情形，以及各金控與銀行網站公布之主要股東名單計算，括號內的值為財政部及其所屬公營事業持股比率合計數，惟主要股東名單僅列出持股 1%以上之股東，致本研究自行計算之持股比率合計數仍可能與實際數有出入。

皆採用落後 1 期的設定。銀行股票週報酬、Fama and French 五因子及計算 CAELSG 變數所需之財報資料皆取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫¹⁷。

其中資本適足率為自有資本與風險性資產之比率¹⁸，槓桿比率為第一類資本淨額與暴險總額¹⁹之比率，逾期放款比率為逾期放款與放款總額之比率，資產報酬率為年化稅前淨利與平均資產之比率²⁰，流動準備比率為流動準備資產總額與應提流動準備之負債總額之比率，利率敏感比率為一年以內之利率敏感性資產與利率敏感性負債之比率²¹，存款成長率為當期存款相對上年同期存款增加數與上年同期存款總額之比率。

考量總體相關變數²²可能影響銀行的風險承擔，本研究參考 Smith, Grill, and Lang (2017)，於實證模型中加入金融業隔夜拆款利率(ON_t)及 M2 年增率($M2_t$)等變數，以控制貨幣政策的影響；並加入實質 GDP 年增率(GDP_t)、CPI 年增率(CPI_t)及失業率的變化(ΔUNE_t)等變數，以控制總體經濟環境的影響；另由於資產價格上升可能增加銀行風險

¹⁷ 若該銀行為上市金控所屬子公司，則其股票報酬以母公司金控之股價計算。其中合作金庫銀行於 2011 年 12 月成為合作金庫金控子公司，萬泰銀行於 2014 年 9 月為開發金控併購，並於 2015 年 1 月更名為凱基商業銀行，上述銀行後續股票報酬序列資料皆以母公司金控之股票報酬接續。此外，銀行財報資料皆採用個別銀行之非合併財報資料。

¹⁸ 本研究樣本銀行於樣本期間內皆採用標準法計提資本，自 2025 年 1 月起金管會允許銀行可申請採用內部評等(internal ratings-based, IRB)法計提資本。用以計算資本適足率之自有資本包含第一類資本及第二類資本，其中第一類資本指股本(普通股股本、永續非累積特別股股本)、資本公積、保留盈餘或累積虧損、透過其他綜合損益按公允價值衡量之金融資產未實現損失、避險工具之損失、確定福利計畫再衡量數、國外營運機構財務報表換算之兌換差額、庫藏股票及本年度累計至當月底之損益等之合計數；第二類資本指股本(永續累積特別股股本)、透過其他綜合損益按公允價值衡量之金融資產未實現利益、避險工具之利益及確定福利計畫再衡量數等之合計數。

¹⁹ 暴險總額為資產負債表內暴險、衍生性金融商品暴險、有價證券融資交易暴險及資產負債表表外項目暴險之合計數。

²⁰ 年化稅前盈餘上半年為累計稅前淨利餘乘以 2，下半年為全年累計稅前淨利。平均資產為期初與期末資產總額之平均值。

²¹ 利率敏感性資產指收益受利率變動影響之生利資產，以及雖固定收息惟在特定期間內因屆期須重新訂價之資產，例如機動利率計息之放款、與利率變動有關之投資及存拆放同業等。利率敏感性負債則指成本受利率變動影響之付息負債，以及雖固定付息惟在特定期間內因屆期須重新訂價之負債，例如機動利率計息之定期性存款、活期性存款及借入款等。

²² 本研究依循 Smith, Grill and Lang (2017)、Chen et al. (2023)等既有文獻之作法，在總體控制變數的選擇上僅聚焦於影響本國銀行風險承擔之國內因素。

表 2 變數定義

變數	代號	定義
風險性資產比率	<i>RWA</i>	風險性資產/總資產×100%
資本適足率	<i>CAR</i>	自有資本/風險性資產×100%
槓桿比率	<i>LR</i>	第一類資本淨額/暴險總額×100%
逾期放款比率	<i>NPLR</i>	逾期放款/放款總額×100%
資產報酬率	<i>ROA</i>	上半年：累計稅前淨利×2/[(期初資產總額+期末資產總額)/2]×100% 下半年：全年累計稅前淨利/[(期初資產總額+期末資產總額)/2]×100%
流動準備比率	<i>LRR</i>	流動準備資產總額/應提流動準備之負債總額×100%
利率敏感比率	<i>ISR</i>	一年以內之利率敏感性資產/一年以內之利率敏感性負債×100%
存款成長率	<i>DGR</i>	(當期存款總額-上年同期存款總額)/上年同期存款總額×100%
隔夜拆款利率	<i>ON</i>	上(下)半年平均金融業隔夜拆款利率
M2 年增率	<i>M2</i>	上(下)半年平均 M2 年增率
實質 GDP 年增率	<i>GDP</i>	(上(下)半年各季實質 GDP 加總-上年同期實質 GDP)/上年同期實質 GDP×100%
CPI 年增率	<i>CPI</i>	上(下)半年平均 CPI 年增率
失業率	<i>UNE</i>	上(下)半年平均失業率
房價指數年增率	<i>HP</i>	上(下)半年平均房價指數年增率
加權指數年增率	<i>SP</i>	上(下)半年平均加權指數年增率

承擔的誘因，故加入信義房價指數年增率(HP_t)及加權指數年增率(SP_t)等變數，以控制資產價格變化的影響。金融業隔夜拆款利率及 M2 年增率資料來源為中央銀行，實質 GDP 年增率、CPI 年增率及失業率資料來源為主計總處，信義房價指數資料來源為信義房屋，加權指數資料來源為台灣證券交易所。茲將本研究採用之變數定義及其敘述統計分別彙整於表 2 及表 3。

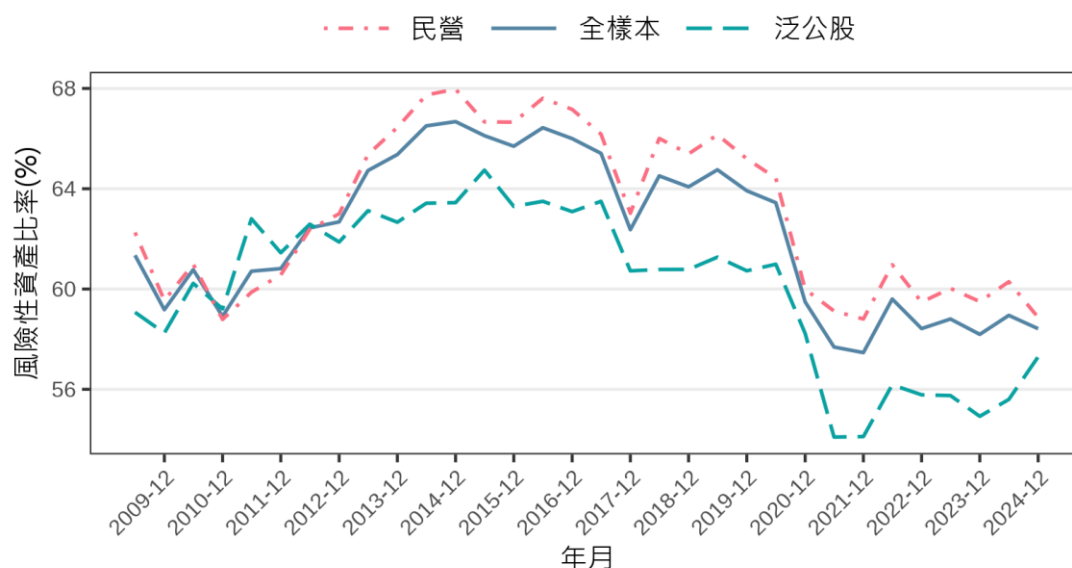
表 3 敘述統計

變數	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3	最小值	最大值
RWA_{it}	62.21	7.99	56.26	61.82	67.25	43.25	94.77
CAR_{it-1}	13.17	1.74	11.78	13.30	14.40	8.23	18.14
LR_{it-1}	6.27	1.66	5.35	6.16	6.98	3.07	12.94
$NPLR_{it-1}$	0.42	0.59	0.17	0.25	0.45	0.01	7.64
ROA_{it-1}	0.71	0.62	0.52	0.70	0.88	-7.40	3.13
LRR_{it-1}	26.76	6.28	22.08	26.25	31.19	12.15	48.48
ISR_{it-1}	103.95	14.65	96.35	102.73	110.02	39.11	195.41
DGR_{it-1}	3.52	7.42	0.98	3.20	5.31	-12.79	158.23
ON_t	0.31	0.20	0.18	0.22	0.39	0.08	0.82
$M2_t$	5.45	1.55	3.86	5.65	6.47	3.22	9.02
GDP_t	3.69	2.55	2.10	3.43	4.72	-1.01	11.79
CPI_t	1.20	1.03	0.57	1.25	2.10	-1.30	3.13
UNE_t	4.01	0.56	3.68	3.88	4.17	3.36	5.97
HP_t	7.30	6.29	1.71	8.66	12.39	-4.67	19.50
SP_t	10.60	16.38	-1.53	10.62	17.33	-17.68	49.25

註：Q1 及 Q3 分別指第 1 四分位數及第 3 四分位數。

圖 1 所示為樣本銀行中全樣本、民營及泛公股銀行 2009 年上半年至 2024 年下半年之風險性資產比率平均值。由圖 1 可以發現，全球金融危機發生後，21 家樣本銀行之平均風險性資產比率從 2009 年 12 月底之 59.17% 上升至 2014 年 12 月底之 66.68%，達到 25 年樣本期間之最高點；維持在高檔約莫 3 年，2017 年 12 月底之平均風險性資產比率由 6 月底之 65.41% 下跌至 62.37%，隨後於 2018 年 6 月底回升至 64.51%；新冠肺炎疫情爆發後，平均風險性資產比率由 2020 年 6 月底之 63.44% 迅速降至 2021 年 12 月底之 57.46%，顯示銀行傾向於在經濟不確定較大或對經濟前景悲觀時進行去風險(de-risking)；近 3 年則維持在 58% 至 59% 左右。

圖 1 2009 至 2024 年期間樣本銀行平均風險性資產比率



資料來源：TEJ 資料庫

進一步比較圖 1 中民營銀行與泛公股銀行之間的差異，全球金融危機發生後，2010 年兩者之平均風險性資產比率相當，然而隨著民營銀行之風險性資產比率於 2011 年開始快速成長，2012 年 12 月底之後民營銀行之平均風險性資產比率皆高於泛公股銀行，可見民營銀行對於風險承擔的態度較泛公股銀行積極。在樣本期間中兩者走勢相似，惟泛公股銀行 2017 年 12 月底之平均風險性資產比率由 6 月底之 63.5%下降至 60.72%後未有明顯的回升；2020 年新冠肺炎疫情爆發，民營銀行之風險性資產比率迅速下降，泛公股銀行之降幅則較小，使兩者差距逐漸縮小；2021 年泛公股銀行之風險性資產比率續降，民營銀行之降幅則趨緩，使兩者差距轉而擴大。近年來，泛公股銀行風險性資產比率呈上升趨勢，與民營銀行相反，使兩者之平均風險性資產比率差距再度縮小。此走勢差異可能與政府於 2023 年陸續推出的「中小暨微型企業振興融資方案²³」及「青年安心成家購屋優惠貸款精進

²³ 「中小暨微型企業振興融資方案」期間自 2023 年 4 月 17 日起至 2025 年 12 月 31 日止，由公股銀行以自有資金配合辦理，總融資額度為 1.5 兆元，利率最高不逾中華郵政儲金二年期定期儲金機動年利率加 1%。該方案提供中小企業、微型及新創事業之疫後振興資金需求，資金可用於營運周轉、設備升級、研發創新、綠色支出等。

方案²⁴」(簡稱新青安貸款)有關。由於上述政策皆由政府督導公股銀行以自有資金配合辦理，公股銀行將擴大授信規模，進而增加風險性資產，使其風險性資產比率上升。

四、實證分析

(一) 單根檢定及多重共線性檢定

在正式進行實證分析之前，應先對 DSAR 實證模型中的變數進行單根檢定(unit root test)及多重共線性檢定(multicollinearity test)，以確保實證估計結果的可靠性。單根檢定係用以檢驗具時間序列特性之變數是否為定態，若將非定態之變數納入迴歸模型可能造成虛假迴歸(spurious regression)，亦即自變數與被解釋變數間的假性顯著關係，此時將該非定態變數進行一階差分，並重新檢驗取差分後是否為定態。

本研究分別以 Levin, Lin, and Chu (2002)、Im, Pesaran, and Shin (2003)及 Hadri (2000)提出之 LLC、IPS 及 Hadri 追蹤資料單根檢定檢驗隨著個體與時間變化之變數是否為定態，其中 LLC 及 IPS 檢定之虛無假設為追蹤資料具有單根，Hadri 檢定之虛無假設則為追蹤資料為定態。表 4 所示為各追蹤資料單根檢定之統計量，可知除了 RWA_{it} 、 CAR_{it-1} 、 LR_{it-1} 及 LRR_{it-1} 外，其餘變數在 3 個單根檢定中可至少通過 2 個檢定，故進一步將上述 4 個變數取一階差分。取差分後，該 4 個變數皆能同時通過 3 個單根檢定。

²⁴ 「新青安貸款」期間自 2023 年 8 月 1 日起至 2026 年 7 月 31 日止，由公股銀行以自有資金配合辦理，符合無自有住宅之特定條件者可申請，貸款額度最高為 1,000 萬元，貸款年限最長為 40 年，寬限期最長為 5 年，且貸款利率除公股銀行自行吸收減收半碼外，再由政府補貼 1.5 碼。該方案旨在協助無自有住宅之家庭購屋，減輕民眾居住負擔，促進居住正義。

表 4 追蹤資料單根檢定結果

變數	LLC	IPS	Hadri
RWA_{it}	0.67	1.34	42.52
ΔRWA_{it}	-21.26 ***	-21.54 ***	-1.29
CAR_{it-1}	-2.87 ***	0.09	62.35 ***
ΔCAR_{it-1}	-29.86 ***	-28.83 ***	-3.01
LR_{it-1}	-2.42 ***	-1.06	54.08 ***
ΔLR_{it-1}	-21.51 ***	-20.84 ***	-2.36
$NPLR_{it-1}$	-24.55 ***	-26.18 ***	37.07 ***
ROA_{it-1}	-9.52 ***	-9.94 ***	16.23 ***
LRR_{it-1}	-1.10	-1.06	30.19 ***
ΔLRR_{it-1}	-18.70 ***	-20.73 ***	-0.10
ISR_{it-1}	-4.83 ***	-4.43 ***	58.40 ***
DGR_{it-1}	-20.16 ***	-18.92 ***	-1.91

註：1. LLC 及 IPS 檢定之虛無假設為追蹤資料具有單根，Hadri 檢定之虛無假設則為追蹤資料為定態。

2. 模型設定均包含截距項。LLC 及 IPS 檢定最大落後期數以 AIC 選定，Hadri 檢定之最大落後期數以 Newey-West 方式選定。

3. ***表示可在 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

此外，本研究分別以 Dicky and Fuller (1979)、Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) 及 Kwiatkowski et al. (1992) 提出之 ADF、DF-GLS 及 KPSS 單根檢定檢驗不隨個體變化之變數是否為定態，其中 ADF 及 DF-GLS 檢定之虛無假設為時間序列具有單根，KPSS 檢定之虛無假設則為時間序列為定態。表 5 所示為各單根檢定之統計量，可知除了 UNE_t 外，其餘變數在 3 個單根檢定中可至少通過 2 個檢定，故進一步將該變數取一階差分。取差分後，該變數可至少通過 2 個單根檢定。

表 5 時間序列資料單根檢定結果

變數	ADF	DF-GLS	KPSS
ON_t	-1.94	-1.99 **	0.15
$M2_t$	-2.58	-1.71 *	0.17
GDP_t	-5.34 ***	-5.35 ***	0.15
CPI_t	-3.37 **	-2.20 **	0.33
UNE_t	-2.22	-0.20	0.61 **
ΔUNE_t	-4.84 ***	-4.33 ***	0.35 *
HP_t	-2.78 *	-2.39 **	0.20
SP_t	-3.94 ***	-3.41 ***	0.17

- 註：1. ADF 及 DF-GLS 檢定之虛無假設為時間序列具有單根，KPSS 檢定之虛無假設則為時間序列為定態。
 2. 模型設定均包含截距項。ADF 及 DF-GLS 檢定落後期數在最大為 2 的限制下以 AIC 選定，KPSS 檢定之最大落後期數以 Newey-West 方式選定。
 3. ***, **及*分別表示可在 1%、5%及 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

接著，本研究以皮爾森相關係數(Pearson correlation coefficient)及變異數膨脹因子(variance inflation factor, VIF)檢驗迴歸模型自變數是否存在多重共線性。多重共線性係指多個自變數之間具有高度相關性，可能導致實證估計結果產生偏誤。表 6 所示為皮爾森相關係數矩陣及變異數膨脹因子，可以發現各個變數之間的相關係數皆小於 0.8，且 VIF 值皆小於 10，表示自變數之間不存在多重共線性。

表 6 皮爾森相關係數矩陣及 VIF

	ΔCAR	ΔLR	$NPLR$	ROA	ΔLRR	ISR	DGR	ON	$M2$	GDP	CPI	ΔUNE	HP	SP
ΔCAR	1.00													
ΔLR	0.53	1.00												
$NPLR$	0.02	0.09	1.00											
ROA	-0.01	0.07	-0.45	1.00										
ΔLRR	0.21	0.03	0.01	-0.03	1.00									
ISR	-0.04	-0.06	-0.20	0.09	-0.02	1.00								
DGR	-0.01	-0.00	-0.09	0.13	-0.08	0.02	1.00							
ON	-0.02	0.05	-0.14	0.11	-0.06	0.05	0.01	1.00						
$M2$	0.01	0.02	-0.02	-0.08	-0.07	0.01	0.10	0.02	1.00					
GDP	-0.04	-0.04	0.22	-0.18	-0.02	-0.09	-0.02	-0.27	0.13	1.00				
CPI	-0.18	-0.13	-0.20	0.08	-0.19	0.08	0.00	0.42	0.14	-0.01	1.00			
ΔUNE	0.21	0.08	-0.11	0.12	0.07	0.07	-0.00	-0.04	0.06	-0.45	-0.18	1.00		
HP	-0.13	-0.27	0.28	-0.22	-0.09	-0.11	-0.01	0.12	0.34	0.52	0.28	-0.41	1.00	
SP	-0.04	-0.09	0.15	-0.16	-0.01	-0.04	0.02	-0.12	0.33	0.75	-0.10	-0.06	0.40	1.00
VIF	1.60	1.76	1.56	1.33	1.10	1.06	1.04	1.64	1.49	5.43	1.57	1.98	2.47	4.00

(二) 同儕相依矩陣

本研究對式(5)之 VAR 模型進行估計時，依據赤池資訊準則 (Akaike information criterion, AIC)選定落後期數為 1 週，並以預測期數設定為 4 週²⁵進行 GFEVD。茲將得出之全樣本關聯指數矩陣繪製於表 7，由於對角線上之元素皆已設為零，故其亦為列標準化前之同儕相依矩陣。

²⁵ 考量 GFEVD 的結果在 4 期以後已收斂於固定數值而不再變動，本研究以預測期數設定為 3 週之 GFEVD 結果估計關聯指數。

表 7 關聯指數矩陣

	CH	CT	CU	ES	ET	F	FB	FE	HN	KGI	KH	KT	MG	SK	SP	TB	TC	TCC	TS	UB	YT	總流入
CH	0	2.8	0.8	3.5	1.2	9.7	0.5	3.3	8.6	0.4	2.6	1.2	4.2	1.3	2.9	7.4	9.4	4.0	4.3	2.3	1.1	71.4
CT	3.5	0	3.9	4.5	0.4	5.4	3.8	3.0	5.2	2.3	0.7	0.5	6.4	1.7	3.5	3.6	5.1	2.5	3.2	1.3	3.4	63.8
CU	1.2	4.5	0	2.2	0.9	1.2	12.8	1.8	1.7	3.0	2.6	0.9	2.6	7.8	2.0	2.0	1.6	1.3	4.2	1.1	1.7	57.2
ES	4.4	4.5	1.7	0	0.6	6.6	1.0	3.5	6.5	1.2	1.7	1.2	4.0	1.4	3.1	3.7	4.4	3.4	6.5	2.9	1.1	63.7
ET	2.6	0.8	1.4	1.7	0	1.0	0.3	3.2	2.2	3.5	2.4	2.1	0.8	0.2	1.6	1.4	2.2	1.5	0.5	3.9	1.4	34.7
F	9.0	3.9	0.8	4.9	0.5	0	0.8	3.1	10.1	0.6	2.6	1.5	4.3	1.1	3.1	5.8	10.1	3.8	4.1	2.4	1.0	73.5
FB	0.8	5.5	15.0	1.5	0.2	1.4	0	0.8	1.6	1.7	0.4	0.8	4.1	3.6	2.9	0.8	2.0	0.5	2.5	1.4	1.1	48.5
FE	4.2	3.4	1.5	3.5	1.7	4.3	0.5	0	3.6	4.0	3.5	2.0	2.4	1.8	2.2	5.3	4.1	5.6	4.7	2.7	2.4	63.4
HN	8.1	3.6	1.2	5.1	0.9	10.5	0.8	2.8	0	0.3	2.9	0.6	5.0	1.1	3.2	6.9	9.4	2.8	3.6	2.6	1.2	72.7
KGI	0.9	3.5	3.9	1.8	3.1	1.3	1.8	5.8	0.6	0	1.7	1.3	0.1	2.5	2.3	1.1	2.1	2.7	4.5	2.0	1.8	45.0
KH	3.7	0.8	2.5	2.2	1.6	3.7	0.2	3.9	3.8	1.3	0	1.2	1.0	3.3	1.4	7.4	4.9	6.5	5.7	3.4	0.2	58.5
KT	2.1	0.9	1.2	2.5	2.3	3.9	0.5	3.3	1.5	1.4	1.6	0	0.9	0.6	0.5	2.0	2.6	6.3	3.5	3.5	1.4	42.4
MG	5.5	6.6	2.3	4.2	0.5	6.4	3.3	2.3	6.8	0.1	1.0	0.5	0	1.3	3.4	4.3	5.0	2.7	3.6	1.9	1.1	62.5
SK	2.1	2.2	8.5	1.9	0.2	2.0	3.2	2.1	1.7	2.1	3.9	0.5	1.7	0	3.0	3.8	2.1	1.5	6.1	1.2	1.9	51.8
SP	4.1	3.9	1.9	3.6	0.9	4.7	2.4	2.6	4.6	1.7	1.4	0.4	3.3	2.5	0	3.3	6.3	2.6	3.2	3.7	1.8	59.2
TB	7.7	2.9	1.4	3.3	0.6	6.6	0.4	4.4	7.6	0.7	5.4	1.0	3.4	2.4	2.5	0	7.2	5.7	3.8	2.1	1.0	70.2
TC	8.6	3.6	1.1	3.5	0.8	10.0	1.0	3.0	9.0	1.0	3.3	1.2	3.5	1.2	4.0	6.3	0	3.8	4.2	3.1	1.5	74.0
TCC	5.0	2.5	1.1	3.4	0.8	5.2	0.3	5.5	3.7	1.9	5.6	3.4	2.7	0.9	2.3	6.7	5.2	0	3.7	3.8	0.8	64.5
TS	5.1	2.9	3.2	5.9	0.2	5.1	1.5	4.0	3.8	2.7	4.7	1.8	3.2	4.2	2.6	4.1	5.1	3.5	0	2.2	0.5	66.3
UB	3.4	1.5	1.1	3.3	2.5	3.8	1.0	3.3	4.0	1.6	3.6	2.6	1.8	1.2	4.1	3.1	5.2	4.5	2.9	0	2.1	56.7
YT	2.6	5.1	2.2	1.7	1.3	2.1	0.8	3.5	2.6	2.0	0.4	1.3	1.8	2.3	2.8	1.8	3.3	1.3	0.8	2.7	0	42.5
總流出	84.7	65.4	56.7	64.0	21.4	94.8	36.9	65.4	89.2	33.5	52.0	25.9	57.5	42.4	53.2	81.1	97.5	66.8	75.4	50.4	28.4	59.2

註：樣本期間為 2009 年 1 月初至 2024 年 12 月底，預測期數為 4 週。底色之深淺，表示成對方向性關聯指數之大小；右下角之數值為銀行之總關聯指數。

表 8 同儕相依矩陣

	CH	CT	CU	ES	ET	F	FB	FE	HN	KGI	KH	KT	MG	SK	SP	TB	TC	TCC	TS	UB	YT
CH	0	0.04	0.01	0.05	0.02	0.14	0.01	0.05	0.12	0.01	0.04	0.02	0.06	0.02	0.04	0.10	0.13	0.06	0.06	0.03	0.02
CT	0.05	0	0.06	0.07	0.01	0.08	0.06	0.05	0.08	0.04	0.01	0.01	0.10	0.03	0.05	0.06	0.08	0.04	0.05	0.02	0.05
CU	0.02	0.08	0	0.04	0.02	0.02	0.22	0.03	0.03	0.05	0.05	0.02	0.05	0.14	0.04	0.04	0.03	0.02	0.07	0.02	0.03
ES	0.07	0.07	0.03	0	0.01	0.10	0.02	0.06	0.10	0.02	0.03	0.02	0.06	0.02	0.05	0.06	0.07	0.05	0.10	0.05	0.02
ET	0.07	0.02	0.04	0.05	0	0.03	0.01	0.09	0.06	0.10	0.07	0.06	0.02	0.01	0.05	0.04	0.06	0.04	0.01	0.11	0.04
F	0.12	0.05	0.01	0.07	0.01	0	0.01	0.04	0.14	0.01	0.04	0.02	0.06	0.01	0.04	0.08	0.14	0.05	0.06	0.03	0.01
FB	0.02	0.11	0.31	0.03	0.00	0.03	0	0.02	0.03	0.03	0.01	0.02	0.08	0.07	0.06	0.02	0.04	0.01	0.05	0.03	0.02
FE	0.07	0.05	0.02	0.06	0.03	0.07	0.01	0	0.06	0.06	0.06	0.03	0.04	0.03	0.03	0.08	0.06	0.09	0.07	0.04	0.04
HN	0.11	0.05	0.02	0.07	0.01	0.14	0.01	0.04	0	0.00	0.04	0.01	0.07	0.02	0.04	0.10	0.13	0.04	0.05	0.04	0.02
KGI	0.02	0.08	0.09	0.04	0.07	0.03	0.04	0.13	0.01	0	0.04	0.03	0.00	0.06	0.05	0.02	0.05	0.06	0.10	0.04	0.04
KH	0.06	0.01	0.04	0.04	0.03	0.06	0.00	0.07	0.06	0.02	0	0.02	0.02	0.06	0.02	0.13	0.08	0.11	0.10	0.06	0.00
KT	0.05	0.02	0.03	0.06	0.05	0.09	0.01	0.08	0.04	0.03	0.04	0	0.02	0.01	0.01	0.05	0.06	0.15	0.08	0.08	0.03
MG	0.09	0.11	0.04	0.07	0.01	0.10	0.05	0.04	0.11	0.00	0.02	0.01	0	0.02	0.05	0.07	0.08	0.04	0.06	0.03	0.02
SK	0.04	0.04	0.16	0.04	0.00	0.04	0.06	0.04	0.03	0.04	0.08	0.01	0.03	0	0.06	0.07	0.04	0.03	0.12	0.02	0.04
SP	0.07	0.07	0.03	0.06	0.02	0.08	0.04	0.04	0.08	0.03	0.02	0.01	0.06	0.04	0	0.06	0.11	0.04	0.05	0.06	0.03
TB	0.11	0.04	0.02	0.05	0.01	0.09	0.01	0.06	0.11	0.01	0.08	0.01	0.05	0.03	0.04	0	0.10	0.08	0.05	0.03	0.01
TC	0.12	0.05	0.01	0.05	0.01	0.14	0.01	0.04	0.12	0.01	0.04	0.02	0.05	0.02	0.05	0.09	0	0.05	0.06	0.04	0.02
TCC	0.08	0.04	0.02	0.05	0.01	0.08	0.00	0.09	0.06	0.03	0.09	0.05	0.04	0.01	0.04	0.10	0.08	0	0.06	0.06	0.01
TS	0.08	0.04	0.05	0.09	0.00	0.08	0.02	0.06	0.06	0.04	0.07	0.03	0.05	0.06	0.04	0.06	0.08	0.05	0	0.03	0.01
UB	0.06	0.03	0.02	0.06	0.04	0.07	0.02	0.06	0.07	0.03	0.06	0.05	0.03	0.02	0.07	0.05	0.09	0.08	0.05	0	0.04
YT	0.06	0.12	0.05	0.04	0.03	0.05	0.02	0.08	0.06	0.05	0.01	0.03	0.04	0.05	0.07	0.04	0.08	0.03	0.02	0.06	0

註：經列標準化後，矩陣各列加總為 1。底色之深淺，表示各銀行受其他銀行影響權重之大小。

由表 7 之關聯指數矩陣可以觀察到，銀行之間成對方向性關聯指數最大者為國泰世華銀行(CU)與台北富邦銀行(FB)，CU 受到來自 FB 的流入關聯指數為 12.8，FB 受到來自 CU 的流入關聯指數則為 15，兩家銀行的資產規模及經營策略相近可能使彼此之間具有較高的關聯程度。此外，我們亦可以發現泛公股銀行之間可能因為銀行性質較為相似，具有較大之成對方向性關聯指數，例如：第一銀行(F)受到來自華南銀行(HN)的流入關聯指數為 10.1，HN 受到來自 F 的流入關聯指數為 10.5；F 受到來自合作金庫銀行(TC)的流入關聯指數為 10.1，TC 受到來自 F 的流入關聯指數為 10。而部分中小型銀行之間亦存在較高之關聯程度，例如：高雄銀行(KH)受到來自台中銀行(TCC)的流入關聯指數為 6.5，TCC 受到來自 KH 的流入關聯指數為 5.6。

觀察表 7 各銀行對所有其他銀行之總流出關聯指數及受到來自所有其他銀行之總流入，兩者之平均值為 59.2，總流出關聯指數最大前 5 名為 TC (97.5)、F (94.8)、HN (89.2)、彰化銀行(CH)(84.7)及台灣中小企業銀行(TB)(81.1)等泛公股銀行，而最小者為安泰銀行(ET)(21.4)；總流入關聯指數最大前 5 名同為 TC (74)、F (73.5)、HN (72.7)、CH(71.4)及 TB (70.2)等泛公股銀行，而最小者亦為 ET (34.7)。

在將關聯指數矩陣轉換為同儕相依矩陣前，還須經過列標準化之程序，進一步將表 7 各列元素除以該銀行之總流入關聯指數，即可得到表 8 之同儕相依矩陣。經列標準化後，表 8 各列矩陣元素代表該銀行受其他銀行影響的權重，且矩陣各列加總皆為 1。若以 CH 為例，該列前 3 大元素中，F 的權重為 0.14，TC 的權重為 0.13，HN 的權重為 0.12，顯示 CH 主要受到其他泛公股銀行所影響。

整體而言，本研究運用本國上市銀行及金控股票報酬資料，透過 Hale and Lopez (2019)及 Diebold and Yilmaz (2014)之方法估計同儕相依矩陣，雖然受限於金控所屬銀行子公司並無單獨股價資料，但估計

結果尚能夠合理地刻劃銀行彼此之間的關係。因此，本研究進一步以表 8 作為 DSAR 實證模型之空間權重矩陣，進行銀行風險承擔同儕效果之實證估計。

(三) 全樣本期間 DSAR 模型估計結果

表 9 所示為以 QLM 估計法估計 2009 年下半年至 2024 年下半年期間 DSAR 模型參數之估計結果，其中同儕相依係數 ρ 衡量其他銀行 j 之風險承擔變化對銀行 i 之影響，亦即本研究欲探究之本國銀行風險承擔之同儕效果。 ρ 之估計值為 0.282，且能夠於 1% 之顯著水準下拒絕係數為零之虛無假設，顯示同儕銀行 j 對銀行 i 之風險承擔變化具有顯著正向影響，在其他條件不變下，若銀行 j 風險承擔變化增加，即風險性資產比率變化幅度較上一期增加，則銀行 i 亦會跟著提升風險性資產比率之增幅。該現象可能為銀行之間的同儕競爭壓力、資訊級聯或經理人顧及自身名譽所致，使銀行經理人進行決策時會觀察其他銀行經理人的行為，並做出與他人相同的風險承擔決策。此估計結果與 Banerjee (1992)、Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch (1992) 及 Scharfstein and Stein (1990) 等文獻提出之經濟個體從眾行為假說及理論相符，並與 Wang et al. (2023) 之實證結果一致。

其次， ΔRWA_{it-1} 的係數 τ 衡量銀行風險承擔變化之動態效果，其估計值為 -0.144，且能夠於 5% 之顯著水準下拒絕係數為零之虛無假設，表示在其他條件不變下，若銀行前一期風險承擔變動增加，當期風險承擔增幅將會減少。此估計結果顯示銀行的風險承擔增幅並不會隨時間而持續上升，而是於特定水準呈現上下波動。該現象可能為來自金融監理機關或股東的壓力所致，若銀行風險性資產快速增加，金融監理機關或股東可能擔心銀行的違約風險提升，而迫使銀行減緩其風險承擔的增幅。

表 9 全樣本期間 DSAR 模型估計結果

變數	係數	短期 直接效果	短期 間接效果	短期 總效果	長期 直接效果	長期 間接效果	長期 總效果
ΔRWA_{it-1}	-0.144** (0.060)						
ΔCAR_{it-1}	-1.604*** (0.188)	-1.624*** (0.180)	-0.617*** (0.187)	-2.241*** (0.232)	-1.417*** (0.158)	-0.448*** (0.129)	-1.865*** (0.183)
ΔLR_{it-1}	1.975*** (0.268)	2.020*** (0.258)	0.775*** (0.265)	2.795*** (0.399)	1.762*** (0.225)	0.563*** (0.183)	2.325*** (0.314)
$NPLR_{it-1}$	-0.515*** (0.092)	-0.144*** (0.089)	-0.202*** (0.075)	-0.723*** (0.138)	-0.455*** (0.077)	-0.146*** (0.052)	-0.602*** (0.111)
ROA_{it-1}	0.160* (0.082)	0.160** (0.079)	0.060* (0.035)	0.220** (0.109)	0.140** (0.069)	0.044* (0.025)	0.183** (0.090)
ΔLRR_{it-1}	-0.176*** (0.037)	-0.174*** (0.037)	-0.070** (0.034)	-0.244*** (0.068)	-0.152*** (0.032)	-0.051** (0.024)	-0.203*** (0.054)
ISR_{it-1}	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.008* (0.004)	-0.029** (0.013)	-0.018** (0.008)	-0.006* (0.003)	-0.024** (0.011)
DGR_{it-1}	0.014 (0.010)	0.014 (0.010)	0.005 (0.004)	0.019 (0.014)	0.012 (0.009)	0.004 (0.003)	0.016 (0.011)
ON_t	-0.757 (0.551)	-0.697 (0.547)	-0.291 (0.263)	-0.988 (0.792)	-0.608 (0.477)	-0.211 (0.188)	-0.818 (0.652)
$M2_t$	-0.394*** (0.070)	-0.400*** (0.071)	-0.152*** (0.051)	-0.552*** (0.096)	-0.349*** (0.062)	-0.110*** (0.035)	-0.460*** (0.079)
GDP_t	-0.222** (0.089)	-0.229*** (0.087)	-0.082*** (0.031)	-0.312*** (0.108)	-0.200*** (0.076)	-0.060*** (0.022)	-0.260*** (0.091)
CPI_t	0.138 (0.088)	0.145 (0.091)	0.056 (0.042)	0.201 (0.128)	0.127 (0.080)	0.041 (0.030)	0.167 (0.106)
ΔUNE_t	-0.260 (0.807)	-0.271 (0.769)	-0.060 (0.307)	-0.331 (1.060)	-0.237 (0.671)	-0.045 (0.221)	-0.282 (0.881)
HP_t	0.130*** (0.024)	0.132*** (0.023)	0.050*** (0.016)	0.182*** (0.030)	0.115*** (0.020)	0.036*** (0.011)	0.152*** (0.025)
SP_t	0.001 (0.014)	0.002 (0.014)	0.000 (0.005)	0.002 (0.019)	0.002 (0.012)	0.000 (0.004)	0.002 (0.016)
ρ	0.282*** (0.073)						
σ_e^2	6.161*** (2.040)						
R^2	0.373						
Log-likelihood	-1507.657						
樣本數	651						

註：1. ***、**及*分別表示可在 1%、5%及 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 括號內的值為穩健標準誤。

至於控制變數的影響，根據 LeSage and Pace (2009)，有別於 OLS 及其他傳統計量模型對自變數係數之解釋方法，利用空間計量模型進行實證分析時，自變數之係數無法代表解釋變數對被解釋變數之影響，而必須估計各個自變數之直接效果、間接效果及總效果。原因係當銀行 i 之自變數影響其銀行風險承擔之變化時，將會透過空間計量模型之空間相依係數，亦即本研究之同儕相依係數 ρ ，進而間接影響其他同儕銀行之風險承擔變化，同儕銀行之風險承擔變化受到影響後，又會再回來影響銀行 i 之風險承擔變化，形成回饋效果(feedback effect)。直接效果估計銀行 i 之自變數 x_{it} 對銀行 i 之風險承擔變化(ΔRWA_{it})的平均邊際影響，亦即：

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{\partial \Delta RWA_{it}}{\partial x_{it}}$$

間接效果估計銀行 j 之自變數 x_{jt} 對銀行 i 之風險承擔變化(ΔRWA_{it})的平均邊際影響，亦即：

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial \Delta RWA_{it}}{\partial x_{jt}}, \quad i \neq j$$

而總效果則為直接效果及間接效果之加總。此外，使用 DSAR 模型進行實證估計時，又可將各個自變數之直接效果、間接效果及總效果區分為短期效果與長期效果，其中短期效果係指解釋變數對被解釋變數之當期影響，長期效果則考量被解釋變數的時間動態效果 τ ，估計解釋變數對被解釋變數之長期累積影響²⁶。

²⁶ 根據 Elhorst (2014)，若以矩陣表示，短期直接效果為 $[(I - \rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{d}}$ ，短期間接效果為 $[(I - \rho W)^{-1} \times (\beta_k I)]^{\bar{rsum}}$ ；長期直接效果為 $[(1 - \tau)I - \rho W]^{-1} \times (\beta_k I)^{\bar{d}}$ ，長期間接效果為 $[(1 - \tau)I - \rho W]^{-1} \times (\beta_k I)^{\bar{rsum}}$ 。其中， $\bar{d}$ 表示計算矩陣中對角線元素之平均值， $\bar{rsum}$ 則表示計算矩陣中非對角線元素各列加總之平均值。

首先檢視 CAELSG 相關變數對銀行風險承擔增幅的影響，本研究發現除了存款成長率外，其他營運績效指標對銀行風險承擔變化在短期及長期之直接效果、間接效果與總效果均有顯著的影響，顯示銀行的營運狀況除了會影響自身風險承擔決策，更會透過銀行間的相依關係間接影響其他同儕銀行的風險承擔決策。

若從短期總效果來看，前一期資本適足率變動及槓桿比率變動上升 1 個百分點，將使風險承擔增幅分別減少-2.24 及增加 2.80 個百分點，顯示資本適足率增加將使銀行減少風險性資產，可見當銀行欲進行去風險時，可能會先行提升其資本適足率，接著再減緩其風險性資產之成長；然而，槓桿比率增加將提升銀行承受損失的能力，誘使其採取更加積極的風險承擔決策，進而將資金配置於更多風險性資產上。前一期逾期放款比率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅減少 0.72 個百分點，顯示當銀行的資產品質下降時，為了防止信用風險暴險惡化，其將減少風險承擔之增加。前一期資產報酬率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅增加 0.22 個百分點，顯示當銀行獲利能力提升，其將願意承擔更多的風險。前一期流動準備比率變動增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅減少 0.24 個百分點，顯示當銀行保留更多流動性，表示其於資金操作及配置上將採取較為保守之方式，進而減少風險承擔之增加。最後，前一期利率敏感比率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅減少 0.03 個百分點，顯示當銀行利率敏感性增加，表示其預期金融情勢將趨於緊縮而提升利率敏感性資產的比重，使利率上升時仍能維持獲利，進而減少風險承擔之增加。

在 CAELSG 變數之長期總效果方面，長期而言，資本適足率變動、槓桿比率變動、逾期放款比率、資產報酬率、流動準備比率變動及利率敏感比率皆對銀行風險承擔變化有顯著的影響，且影響方向皆與短期總效果一致，惟因銀行風險承擔變化動態效果為負值，使各指標長期效果之規模皆小於短期效果。

進而檢視總體相關控制變數對銀行風險承擔增幅的影響，根據表 9 的實證結果，M2 年增率、實質 GDP 年增率及房價指數年增率對銀行風險承擔變化在短期及長期之直接效果、間接效果與總效果均有顯著的影響，顯示總體環境除了影響銀行自身之風險承擔決策外，該影響還會外溢至同儕銀行，對銀行體系之風險承擔造成系統衝擊。在短期總效果方面，M2 年增率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅減少 0.55 個百分點，此負向影響可能與 2020 年後的情況有關，新冠肺炎疫情爆發後，隨財政及貨幣政策的寬鬆，M2 年增率迅速上升，然而銀行風險性資產比率卻因對未來前景擔憂，而將更多資金配置於風險性較低之資產，減緩風險性資產比率之成長。此外，實質 GDP 年增率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅減少 0.31 個百分點，顯示當國內景氣擴張時，民間企業及個人還款能力提升，銀行面對之信用風險下降，進而使風險性資產比率成長趨緩。最後，房價指數年增率增加 1 個百分點，將使風險承擔增幅增加 0.18 個百分點，顯示房價確實為影響銀行風險承擔決策的因素之一，房價上漲使房屋貸款需求及成數提升，進而使銀行房貸放款金額擴張，增加風險性資產之成長。

長期而言，M2 年增率、實質 GDP 年增率及房價指數年增率皆對銀行風險承擔變化有顯著的影響，影響方向皆與短期總效果一致，且長期效果之規模皆小於短期效果。

(四) 不同樣本期間 DSAR 模型估計結果

2020 年新冠肺炎疫情爆發後，各國政府擔憂國內經濟情勢惡化而採行諸多擴張性財政政策，為國內民生及產業提供紓困及振興，各國央行亦紛紛以降息因應。隨著各國經濟活動漸次重啟，商品需求強勁，再加上供應鏈瓶頸俄烏戰爭等非預期事件影響，全球通膨迅速上升。美國聯準會為抑制通膨而啟動升息循環，自 2022 年 3 月以來共升息 11 次，我國央行亦升息 6 次。此段期間全球經濟前景不明，銀

行風險承擔決策可能轉趨謹慎，其同儕效果亦可能發生結構性的變化。為檢視新冠肺炎疫情以來銀行風險承擔同儕效果之變化，本研究將資料期間以 2020 年為界切割為兩個子期間，分別為 2009 至 2019 年及 2020 至 2024 年，由於迴歸模型包含被解釋變數之落後項，實際子樣本期間為 2009 年下半年至 2019 年下半年，以及 2020 年下半年至 2024 年下半年，並以 DSAR 模型對兩個子樣本進行實證估計²⁷。

表 10 所示為不同樣本期間 DSAR 模型之實證結果，從中可以發現，2009 至 2019 年子樣本 ρ 之估計值為 0.262，且能夠於 1% 的顯著水準下拒絕虛無假設，顯示疫情之前銀行風險承擔變化的同儕效果為正向；然而，2020 至 2024 年子樣本 ρ 之估計值卻為 -0.578，且能夠於 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設，顯示該期間之同儕效果轉為負向。由此可知，新冠肺炎疫情爆發後，銀行的風險承擔決策模式發生了變化，由原先受同儕競爭壓力或資訊級聯驅使的從眾行為轉變為採取與同儕銀行不同之決策。

對於該估計結果，本研究提出兩個潛在的解釋方向：其一，負向的同儕效果可能為民營銀行及泛公股銀行間放款行為之差異所致。根據黃朝熙、謝依珊、林宜瑾(2020)，在景氣衰退及金融危機期間，公股銀行放款成長降幅較民營銀行為低，甚至持續增加，且對中小企業放款尤其明顯，凸顯公股銀行扮演穩定資金供給之角色，進而產生民營同儕銀行 j 之風險承擔增幅減少時，泛公股銀行 i 之增幅上升的現象。其二，由於該段期間經濟前景不明，未來的不確定性高，部分銀行可能選擇進行去風險，藉以強化穩健性，而部分銀行可能選擇把握國內經濟復甦時的放款機會，建立競爭優勢，增加風險性資產成長，導致銀行的風險承擔決策出現分歧，進而得出負向之同儕相依係數估計值。

²⁷ 考量銀行間之同儕相依關係長期應趨於穩定，本研究係以銀行間長期穩定之同儕相依關係為基礎，使用全樣本同儕相依矩陣估計不同樣本期間之同儕效果。

表 10 不同樣本期間 DSAR 模型估計結果

變數	(1) 2009-2019			(2) 2020-2024		
	係數	短期 總效果	長期 總效果	係數	短期 總效果	長期 總效果
ΔRWA_{it-1}	-0.178** (0.084)			-0.014 (0.049)		
ΔCAR_{it-1}	-0.782*** (0.158)	-1.064*** (0.203)	-0.857*** (0.162)	-4.119*** (0.308)	-2.679*** (0.530)	-2.655*** (0.521)
ΔLR_{it-1}	0.848*** (0.236)	1.180*** (0.315)	0.950*** (0.251)	7.014*** (0.627)	4.600*** (0.978)	4.559*** (0.961)
$NPLR_{it-1}$	-0.467*** (0.126)	-0.653*** (0.178)	-0.525*** (0.140)	-1.347 (1.969)	-0.946 (1.290)	-0.937 (1.277)
ROA_{it-1}	0.182 (0.126)	0.234 (0.162)	0.188 (0.131)	0.096 (0.774)	0.061 (0.475)	0.061 (0.470)
ΔLRR_{it-1}	-0.326*** (0.049)	-0.443*** (0.081)	-0.356*** (0.062)	0.039 (0.045)	0.029 (0.030)	0.029 (0.030)
ISR_{it-1}	-0.017 (0.011)	-0.024 (0.015)	-0.019 (0.012)	0.027 (0.017)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)
DGR_{it-1}	-0.002 (0.011)	-0.004 (0.015)	-0.003 (0.012)	0.003 (0.039)	0.003 (0.025)	0.003 (0.025)
ON_t	2.323* (1.343)	3.092* (1.807)	2.492* (1.459)	0.910 (1.586)	0.537 (0.984)	0.533 (0.975)
$M2_t$	-0.195 (0.146)	-0.248 (0.189)	-0.200 (0.152)	0.185 (0.349)	0.125 (0.216)	0.124 (0.214)
GDP_t	-0.181** (0.076)	-0.244** (0.103)	-0.196** (0.082)	-0.167 (0.136)	-0.093 (0.083)	-0.092 (0.083)
CPI_t	0.326 (0.267)	0.499 (0.378)	0.400 (0.301)	0.354* (0.183)	0.219** (0.080)	0.217** (0.108)
ΔUNE_t	-0.353 (0.848)	-0.397 (1.161)	-0.322 (0.934)	-7.706*** (2.286)	-4.890*** (1.080)	-4.848*** (1.073)
HP_t	0.077*** (0.021)	0.105*** (0.027)	0.084*** (0.022)	0.162* (0.093)	0.097* (0.052)	0.096* (0.052)
SP_t	0.011 (0.012)	0.015 (0.017)	0.012 (0.014)	0.023 (0.016)	0.013 (0.010)	0.013 (0.010)
ρ	0.262*** (0.054)			-0.578** (0.237)		
σ_e^2	6.090** (2.813)			1.728*** (0.350)		
R^2	0.356			0.850		
Log-likelihood	-1015.572			-312.472		
樣本數	441			189		

註：1. ***、**及*分別表示可在 1%、5%及 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 括號內的值為穩健標準誤。

若觀察控制變數的影響，可以發現 2009 至 2019 年期間，銀行風險承擔變化受資本適足率的變化、槓桿比率的變化、逾期放款比率及流動準備比率的變化等營運指標影響，並受隔夜拆款利率、實質 GDP 年增率及房價指數年增率等總體變數影響，且動態效果為顯著且負向；2020 至 2024 年期間，銀行風險承擔變化僅受資本適足性的變化及 CPI 年增率、失業率的變化與房價指數年增率等總體變數影響，而動態效果則為不顯著。

(五) 穩健性測試

考量本研究實證結果之可靠性取決於以 Hale and Lopez (2019)及 Diebold and Yilmaz (2014)之方法建構之同儕相依矩陣能否有效捕捉銀行之間實際的關聯，此節本研究將檢驗若僅保留矩陣中各銀行受到來自其他銀行關聯程度較高的成對關係，全樣本 DSAR 模型估計結果是否仍能維持穩健。若同儕相依係數估計值仍能維持正向且顯著，則表示本研究建構之同儕相依矩陣有效，且實證結果具可靠性。

為此，本研究將表 7 之同儕相依矩陣中各列元素小於該列權重第 75 百分位數者設為 0，而在第 75 百分位數以上者則予以保留，亦即移除對銀行 i 影響力較小之其他銀行，僅保留對其關聯最為顯著之 25% 同儕銀行，並重新進行列標準化。以此方式重新建構之同儕相依矩陣將由許多非零元素組成之稠密(dense)矩陣，轉變為多數元素為零之稀疏(sparse)矩陣，更貼近傳統空間計量模型使用之空間權重矩陣型態²⁸。

表 11 所示為採用稀疏同儕相依矩陣估計 DSAR 模型之實證結果，可以發現 ρ 之估計值為 0.223，且能夠於 1% 之顯著水準下拒絕係數為零之虛無假設。若與表 8 之估計結果進行比較， ρ 之規模僅略小於採

²⁸ 由於空間單位相鄰特性以及處理大樣本時的計算效率考量，傳統空間計量模型之矩陣型態通常為稀疏矩陣。

表 11 採用稀疏矩陣之 DSAR 模型估計結果

變數	係數	短期 直接效果	短期 間接效果	短期 總效果	長期 直接效果	長期 間接效果	長期 總效果
ΔRWA_{it-1}	-0.149** (0.061)						
ΔCAR_{it-1}	-1.616*** (0.181)	-1.634*** (0.174)	-0.454*** (0.124)	-2.088*** (0.213)	-1.420*** (0.152)	-0.331*** (0.087)	-1.751*** (0.175)
ΔLR_{it-1}	1.943*** (0.262)	1.986*** (0.252)	0.553*** (0.166)	2.539*** (0.332)	1.726*** (0.220)	0.404*** (0.117)	2.130*** (0.272)
$NPLR_{it-1}$	-0.502*** (0.095)	-0.509*** (0.091)	-0.141*** (0.043)	-0.650*** (0.115)	-0.442*** (0.079)	-0.103*** (0.031)	-0.545*** (0.096)
ROA_{it-1}	0.155* (0.086)	0.155* (0.082)	0.041* (0.023)	0.196* (0.102)	0.135* (0.071)	0.030* (0.017)	0.165* (0.086)
ΔLRR_{it-1}	-0.176*** (0.036)	-0.174*** (0.036)	-0.050** (0.022)	-0.225*** (0.055)	-0.151*** (0.031)	-0.037** (0.015)	-0.188*** (0.045)
ISR_{it-1}	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.008** (0.004)	-0.027** (0.011)	-0.018** (0.008)	-0.004** (0.002)	-0.023** (0.010)
DGR_{it-1}	0.014 (0.010)	0.014 (0.010)	0.004 (0.003)	0.018 (0.013)	0.012 (0.009)	0.003 (0.002)	0.015 (0.011)
ON_t	-0.854 (0.563)	-0.792 (0.559)	-0.231 (0.184)	-1.024 (0.730)	-0.688 (0.485)	-0.169 (0.133)	-0.857 (0.609)
$M2_t$	-0.416*** (0.068)	-0.422*** (0.069)	-0.117*** (0.035)	-0.538*** (0.086)	-0.366*** (0.060)	-0.085*** (0.025)	-0.452*** (0.072)
GDP_t	-0.240*** (0.083)	-0.246*** (0.081)	-0.066*** (0.024)	-0.312*** (0.097)	-0.214*** (0.070)	-0.048*** (0.017)	-0.262*** (0.082)
CPI_t	0.185** (0.088)	0.192** (0.090)	0.056 (0.035)	0.248** (0.121)	0.166** (0.078)	0.041 (0.025)	0.207** (0.101)
ΔUNE_t	-0.451 (0.785)	-0.453 (0.747)	-0.010 (0.207)	-0.553 (0.944)	-0.394 (0.650)	-0.074 (0.151)	-0.467 (0.793)
HP_t	0.132*** (0.023)	0.134*** (0.022)	0.037*** (0.010)	0.171*** (0.026)	0.117*** (0.019)	0.027*** (0.007)	0.144*** (0.022)
SP_t	0.002 (0.013)	0.003 (0.013)	0.001 (0.004)	0.004 (0.017)	0.003 (0.011)	0.000 (0.003)	0.003 (0.014)
ρ	0.223*** (0.056)						
σ_e^2	6.175*** (2.027)						
R^2	0.371						
Log-likelihood	-1508.365						
樣本數	651						

註：1. ***、**及*分別表示可在 1%、5%及 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 括號內的值為穩健標準誤。

用稠密矩陣估計之 0.282，顯示前 25%同儕銀行之影響已能大幅捕捉銀行間之同儕相依性，並證明本研究建構之同儕相依矩陣係屬有效。進而檢視動態效果及控制變數之影響，可以發現 ΔRWA_{it-1} 的係數為-0.149，且能夠於 5%之顯著水準下拒絕虛無假設，與表 8 之-0.144 相當；控制變數中，除 CPI 年增率之影響由不顯著轉為顯著外，其餘變數之影響方向、規模及顯著性均與表 8 相當。由此可知，本研究之實證結果兼具穩健性及可靠性。

五、結論及政策意涵

本研究目的是探討本國銀行風險承擔之同儕效果，亦即檢視銀行之風險承擔決策是否受同儕銀行所影響。為此，本研究先參考 Hale and Lopez (2019)之作法，透過 Fama and French (2015)之五因子 CAPM 模型估計銀行股票超額報酬之特徵組成，並採用 Diebold and Yilmaz (2014)之方法估計銀行之間的關聯指數，接著以銀行成對方向性關聯指數為基礎建構同儕相依矩陣，將其作為空間計量模型之空間權重矩陣，最後利用 DSAR 模型進行實證分析。樣本個體包含本國 6 家泛公股銀行及 15 家民營銀行，合計 21 家上市銀行，樣本期間則為 2009 年下半年至 2024 年下半年，追蹤資料樣本數共 651 筆。

根據本研究全樣本期間之實證結果，銀行之風險承擔決策受到來自同儕銀行之影響為正向，表示銀行風險承擔增幅將因同儕銀行之增幅上升而增加，符合 Banerjee (1992)、Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch (1992)及 Scharfstein and Stein (1990)等文獻提出之經濟個體從眾行為理論。若進一步將樣本期間分割為 2009 至 2019 年及 2020 至 2024 年，則可發現 2020 年新冠肺炎疫情發生前，銀行風險承擔變化之同儕效果為正向，然而疫情爆發後，同儕效果卻轉變為負向，顯示 2020 年以後銀行風險承擔決策模式出現變化，經濟前景不明驅使其採取與同儕銀行不同之決策。此外，本研究亦發現銀行的風險承擔增

幅並不會隨時間而持續上升，其可能為來自金融監理機關或股東的壓力所致。衡量銀行營運狀況之 CAELSG 變數中，資本適足率變動、槓桿比率變動、逾期放款比率、資產報酬率、流動準備比率變動及利率敏感比率等指標，在短期及長期除了對銀行自身風險承擔變化有顯著的影響外，其效果亦會外溢至其他同儕銀行，而 M2 年增率、實質 GDP 年增率及房價指數年增率等總體變數亦然。

本研究之實證結果可在銀行系統風險之監理上提供重要的政策意涵。在經濟穩定時期，銀行會觀察其他銀行的行為，並做出與同儕銀行相同的風險承擔決策，使風險承擔變化呈現同步，而此現象可能造成本國銀行體系系統風險擴大或累積。另一方面，在經濟前景不明時期，銀行會對其他銀行風險承擔決策抱持較為謹慎的態度，當部分銀行選擇增加放款以建立競爭優勢時，部分銀行則轉而選擇進行去風險。因此，央行監理銀行體系之系統風險時，應將不同時期銀行風險承擔受同儕決策之影響納入考量，尤其可於承平時期適時利用總體審慎措施抑制系統風險，避免銀行風險承擔決策之正向同儕效果造成系統風險持續累積，成為威脅我國金融穩定之潛藏因子。

參考文獻

- 俞明德、馮立功、陳韋達、林逸苓（2012），「金融系統流動性風險之評估」，*中央銀行季刊*，34（3），3-50。
- 黃朝熙、謝依珊、林宜瑾（2020），「臺灣公股與民營銀行在景氣衰退與金融危機期間放款差異性之實證研究」，*經濟研究*，56（1），59-78。
- 蔡永順（2012），「金融合併與風險傳染：台灣實證研究」，*商略學報*，4（2），93-113。
- 蔡永順、吳榮振（2007），「銀行間市場風險傳染與金融不穩定—台灣實證研究」，*台灣金融財務季刊*，8（4），1-27。
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer.
- Banerjee, A. V. (1992), "A Simple Model of Herd Behavior," *The Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 797-817.
- Belotti F., G. Hughes, and A. P. Mortari (2017), "Spatial Panel-Data Models using Stata," *The Stata Journal*, 17(1), 139-180.
- Bikhchandani, S., D. Hirshleifer, and I. Welch (1992), "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades," *Journal of Political Economy*, 100(5), 992-1026.
- de Bodt, E., B. E. Eckbo, and R. W. Roll (2024), "Competition Shocks, Rival Reactions, and Stock Return Comovement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Forthcoming, Tuck School of Business Working Paper No. 3218544.
- Chen, Y.-P., Y.-L. Chen, S.-H. Chiang, and W.-S. Mo (2023), "Determinants of Connectedness in Financial Institutions: Evidence from Taiwan," *Emerging Markets Review*, 55, 100951.
- Cliff, A. D., and J. K. Ord (1973), *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

- Diebold F. X. and K. Yilmaz (2012), “Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers,” *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Diebold F. X. and K. Yilmaz (2014), “On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms,” *Journal of Econometrics*, 182(1), 119-134.
- Elhorst, J. P. (2005), “Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Log-Linear Dynamic Models for Spatial Panels,” *Geographical Analysis*, 37(1), 85-106.
- Elhorst, J. P. (2012), “Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences,” *Journal of Geographical Systems*, 14(1), 5-28.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Fama, E. F. and K. R. French (2015), “A Five-Factor Asset Pricing Model,” *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.
- Fiegenbaum, A., S. Hart, and D. Schendel (1996), “Strategic Reference Point Theory,” *Strategic Management Journal*, 17(3), 219-235.
- Frey, S., P. Herbst, and A. Walter (2014), “Measuring Mutual Fund Herding – A Structural Approach,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 32, 219-239.
- Hadri, K. (2000), “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.
- Hale, G. and J. A. Lopez (2019), “Monitoring Banking System Connectedness with Big Data,” *Journal of Econometrics*, 212(1), 203-220.
- Huang, J.-T. and P.-S. Kuo (2024), “How Does Tax Avoidance Affect a Firm's Investment Inefficiency in Taiwan's Semiconductor Industry?,” *Review of Development Economics*, Early View.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jain, A. K. and S. Gupta (1987), “Some Evidence on ‘Herding’ Behavior of U.S. Banks,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 19(1), 78-89.

- Khan, M. S., H. Scheule, and E. Wu (2017), "Funding Liquidity and Bank Risk Taking," *Journal of Banking and Finance*, 82, 203-216.
- Koop, G., M. H. Pesaran, and S. M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models," *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Laeven, L. and R. Levine (2009), "Bank Governance, Regulation and Risk Taking," *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices", *Journal of Financial Economics*, 32(1), 23-43.
- LeSage, J. and R. K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, New York: Chapman and Hall/CRC.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Merton, R. C. (1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Nakagawa R. (2022), "Bank Herding in Loan Markets: Evidence from Geographical Data in Japan," *International Review of Finance*, 22(1), 72-89.
- Nakagawa R. and H. Uchida (2011), "Herd Behaviour by Japanese Banks after Financial Deregulation," *Economica*, 78(312), 618-636.
- Pesaran, H. H. and Y. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- Rötheli, T. F. (2001), "Competition, Herd Behavior, and Credit Cycles: Evidence from Major Swiss Banks," *Journal of Economics and Business*, 53(6), 585-592.

- Scharfstein, D. S. and J. C. Stein (1990), “Herd Behavior and Investment,” *American Economic Review*, 80(3), 465-479.
- Smith, J. A., M. Grill, and J. H. Lang (2017), “The Leverage Ratio, Risk-Taking and Bank Stability,” ECB Working Paper 2079.
- Tran, V. T., H. Nguyen, and C. T. Lin (2017), “Herding Behaviour in the Australian Loan Market and its Impact on Bank Loan Quality,” *Accounting and Finance*, 57(4), 1149-1176.
- Uchida, H. and R. Nakagawa (2007), “Herd Behavior in the Japanese Loan Market: Evidence from Bank Panel Data,” *Journal of Financial Intermediation*, 16(4), 555-583.
- Upper, C. and A. Worms (2004), “Estimating Bilateral Exposures in the German Interbank Market: Is there a Danger of Contagion?,” *European Economic Review*, 48(4), 827-849.
- Wang C., Q. Wang, S. Zheng, L. Wan, J. Li, and J.’N. Zang (2021), “Peer Effects of Bank Loan Portfolio on Systemic Insolvency Risk: Evidence from China,” *Applied Economics*, 53(30), 3457-3473.
- Wang, P., M. Chen, J. Wu, and Y. Yan (2023), “Do Peer Effects Matter in Bank Risk? Some Cross-Country Evidence,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 88, 101844.
- Yu, J., R. de Jong, and L.-F. Lee (2008), “Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when Both n and T are Large,” *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.