



國立臺灣大學社會科學院經濟學系
碩士論文

Department of Economics
College of Social Sciences
National Taiwan University
Master's Thesis

ESG 風險管理對臺灣銀行業績效之跨期影響：市場與會計績
效分歧之實證研究

The Inter-temporal Impact of ESG Risk Management on
Banking Performance in Taiwan: An Empirical Study on the
Market–Accounting Divergence

詹清任
Ching-Jen Chan

指導教授：李顯峰 博士
Advisor: Hsien-Feng Lee, Ph.D

中華民國 115 年 6 月

June 2026

誌 謝



回想兩年前被數據、迴歸、檢定…搞得焦頭爛額的時候，我應該是想不到會有論文完成的一天；首先，我可以完成這篇論文，要感謝的是指導教授李顯峰老師，李老師學術淵博之外，還有顆溫暖的心，要不是李老師的細心指導及提醒，這本論文是不可能產生的；另外感謝謝德宗老師及賴錦璋老師的指導，為本論文更加完整與嚴謹。

另外，要感謝的是系上的老師，令人懷念的張清溪老師，以及毛慶生老師、駱明慶老師、陳旭昇老師等，台大經濟系名師薈萃，感謝老師們讓我能一窺經濟學的廟堂之美；其次是一起學習的同班同學，在作業寫不出來以及禮拜天還要上課的日子，感謝有你們可以一起相濡以沫。

我還要感謝我的父母，從小到大給我很大的寬容，很大的信賴區間，如果我的寫作能力成就了論文的最後一哩路，那都要感謝我的母親，我國小跟她去菜市場買菜，她從來沒有拒絕我在菜市場旁邊的小書局想買的任何一本書。

最後要感謝的是我的太太，一生的摯愛鳳儀，沒有妳的耳提面命，我可能很難乖乖的坐著打開筆電完成論文，我一定會很懷念我用電腦跑 STATA，妳在旁邊唸英文的時光，學術跟人生的道路有妳相伴，是我這輩子最大的幸運。



摘要

本研究探討 2017 至 2024 年 24 家臺灣銀行環境、社會與公司治理 (Environmental, Social, and Governance, ESG) 風險管理對銀行財務績效之跨期影響，並深入解析市場類與會計類績效指標間之分歧現象。本研究採用臺灣經濟新報 (TEJ) 所建構之 TESG 永續發展指標，涵蓋事件雷達 (Event Radar Score, ERS)、環境 (ENV)、社會 (SOC) 及公司治理 (GOV) 四個構面，並以資產報酬率 (ROA)、股東權益報酬率 (ROE)、息稅前利潤率 (EBIT) 及 Tobin's Q 四項指標衡量銀行績效，建立實證矩陣，應用縱橫資料迴歸 (Panel Data Regression) 進行實證研究。將變數採滯後一期處理，以消除反向因果之疑慮，另以銀行層級之叢集穩健標準誤 (cluster-robust standard errors) 修正，確保統計推論之穩健性。

實證結果揭示臺灣銀行業存在顯著之「市場—會計分歧現象」：ESG 事件雷達 (ERS) 對 Tobin's Q 於極高顯著水準下呈穩健正向影響，惟對 ROA、ROE 及 EBIT 等會計類績效指標之影響皆不顯著，呼應 Friede et al. (2015) 整合 2,200 篇研究所揭示之國際普遍規律。此外，實證結果顯示 ESG 效應呈現顯著之「條件性結構」(conditional structure)：ESG 市場溢價主要集中於民營銀行與金控銀行，而 ESG 對會計績效之改善效益則主要出現於公股銀行；公司治理 (GOV) 之經濟價值高度集中於金控銀行，於市場價值 (Tobin's Q) 與營運績效 (EBIT) 兩個層面皆顯著為正。

上述實證結果印證 Pástor et al. (2021) 之 ESG 風險溢價理論與 La Porta et al. (2002) 之政府銀行所有權理論，並為金管會「綠色及轉型金融行動方案」之政策成效評估提供具有時代意義之實證依據。

關鍵字: ESG、銀行績效、市場—會計分歧、縱橫資料、臺灣銀行業



Abstract

This study examines the inter-temporal impact of Environmental, Social, and Governance (ESG) risk management on the financial performance of Taiwan's banking industry, with a particular focus on the divergent effects between market-based and accounting-based performance indicators. Using a balanced panel dataset of 24 Taiwanese banks over the period 2017–2024 (168 bank-year observations after one-period lagging), this research employs the TEJ TESG Sustainability Indicators, which encompass four ESG dimensions—the Event Radar Score (ERS), Environmental (ENV), Social (SOC), and Governance (GOV) pillars—to investigate their effects on four performance measures: Return on Assets (ROA), Return on Equity (ROE), Earnings Before Interest and Taxes margin (EBIT), and Tobin's Q, forming a complete “four-dimension $\times$ four-indicator” empirical matrix.

To address the “cost-front-loaded, benefit-deferred” nature of ESG investments and to mitigate potential endogeneity concerns, all ESG variables and time-varying controls are lagged by one period. Model selection. Cluster-robust standard errors at the bank level are employed to address heteroskedasticity and serial correlation.

The empirical findings reveal a robust “Market–Accounting Divergence” of ESG effects in Taiwan's banking sector: the Event Radar Score (ERS) exhibits a significantly positive impact on Tobin's Q at the 1% level, while its effects on ROA, ROE, and EBIT are statistically insignificant, echoing the international pattern documented in Friede et al.'s (2015) meta-analysis of over 2,200 studies. Furthermore, heterogeneity analyses—uncover a “conditional structure” of ESG effects: ESG market premiums are concentrated in private and FHC-affiliated banks, whereas accounting performance improvements driven by ESG are more salient in state-owned banks. In addition, the economic value of Governance (GOV) is highly concentrated in FHC-affiliated banks, exhibiting significantly positive effects on both market valuation (Tobin's Q) and operational performance (EBIT).

These findings provide local empirical evidence for Pástor et al.'s (2021) ESG risk-premium theory and La Porta et al.'s (2002) government ownership theory in Taiwan's

banking context, and offer policy implications for the Financial Supervisory Commission's Green and Transition Finance Action Plan.

Keywords: ESG; Bank Performance; Market–Accounting Divergence;; Panel Data; Taiwan Banking Industry



目 次



誌謝	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目次	v
圖次	viii
表次	ix
第一章 緒 論	1
1.1 研究背景與動機	1
1.2 研究目的	3
1.3 研究範圍與限制	4
1.4 研究架構與流程	5
第二章 文獻探討	7
2.1 ESG 表現與企業績效之關聯	7
2.2 ESG 對企業市場價值之影響	8
2.3 ESG 與銀行業績效之實證研究	9
2.4 銀行業所有權結構與公司治理	11
2.5 文獻回顧小結與本研究定位	12
2.5.1 既有文獻之主要共識	12
2.5.2 既有文獻之研究缺口	12
2.5.3 本研究之差異化貢獻	13
第三章 研究方法與計量模型建立	15
3.1 研究假說	15
3.2 研究設計與實證模型	17
3.2.1 樣本選擇	17
3.2.2 變數定義	19
3.2.3 實證方法	20
3.2.4 實證模型設定	21
3.3 計量模型選擇方法	23
3.3.1 模型介紹	23
3.3.2 模型適用檢定	23
第四章 實證結果分析	25

4.1	多重共線性檢定.....	25
4.2	敘述統計量分析.....	25
4.2.1	財務績效之離散程度	26
4.2.2	ESG 事件雷達 (ERS) 之分布	27
4.2.3	銀行特質控制變數	27
4.2.4	偏態與峰態分析	27
4.3	模型適用檢定.....	30
4.3.1	被解釋變數：資產報酬率 (ROA)	30
4.3.2	被解釋變數：股東權益報酬率 (ROE)	31
4.3.3	被解釋變數：息稅前利潤率 (EBIT)	31
4.3.4	被解釋變數：Tobin's Q	32
4.3.5	模型適用檢定之綜合結論	32
4.4	異質變異與序列相關之診斷檢定	33
4.4.1	異質變異檢定 (Modified Wald Test)	34
4.4.2	序列相關檢定 (Wooldridge Test)	34
4.4.3	檢定結論與標準誤修正	34
4.5	ESG 對銀行績效之影響	35
4.5.1	資產報酬率 (ROA) 之實證分析	38
4.5.2	股東權益報酬率(ROE)之實證分析	39
4.5.3	息稅前利潤率 (EBIT) 之實證分析	40
4.5.4	市場價值 (Tobin's Q) 之實證分析	41
4.5.5	綜合討論：ESG 影響的「市場—會計分歧現象」	42
4.6	異質性分析：依銀行型態與金控背景之結構性差異	44
4.6.1	異質性分析之動機	44
4.6.2	銀行型態之異質性 (公股 vs. 民營)	47
4.6.3	金控背景之異質性 (金控 vs. 非金控)	48
4.6.4	分組迴歸驗證	50
4.6.5	異質性分析之綜合詮釋	51
第五章	結論與建議.....	53
5.1	主要研究結論.....	53
5.2	政策意涵與實務建議.....	54
5.2.1	對主管機關之政策建議	54
5.2.2	對銀行業者之經營建議	55
5.2.3	對機構投資人之投資建議	56
5.3	研究貢獻.....	56
5.4	研究限制.....	58
5.5	未來研究方向.....	59

參考文獻.....	61
附 錄.....	64
附表 1 分組迴歸對照（依銀行型態，Cluster-Robust SE）.....	64
附表 2 分組迴歸對照（依金控背景，Cluster-Robust SE）	64

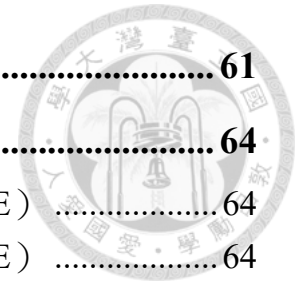


圖 次



圖 1-1	本研究研究架構流程圖	6
圖 3-1	ESG 對銀行績效之研究假說架構.....	17
圖 3-2	研究樣本銀行型態 × 金控背景分布	18
圖 3-3	本研究實證架構圖	24
圖 4-1	四項銀行績效指標之分布盒鬚圖 (n = 192)	28
圖 4-2	研究變數之相關係數熱圖	29
圖 4-3	臺灣 24 家銀行 ESG 各構面平均得分時間趨勢 (2017–2024)	29
圖 4-4	年份效果 (Year Dummy) 標準化係數時序圖 (2018 年為基準)	37
圖 4-5	ESG 四構面對銀行績效之標準化係數與 95% 信賴區間	38
圖 4-6	異質性分析：分組迴歸主要係數對照 (Cluster-Robust SE)	46

表 次

表 2-1	本研究與既有文獻之差異對照	13
表 3-1	研究樣本銀行所屬金控型態與金控背景交叉分類	18
表 3-2	變數定義與預期方向	19
表 3-3	ESG 各構面之具體衡量內容	20
表 4-1	共線性檢定結果	25
表 4-2	研究變數之敘述統計量	26
表 4-3	研究變數間之相關係數矩陣	28
表 4-4	ROA 模型適用檢定	30
表 4-5	ROE 模型適用檢定	31
表 4-6	EBIT 模型適用檢定	31
表 4-7	Tobin's Q 模型適用檢定	32
表 4-8	各被解釋變數模型適用結論彙整	33
表 4-9	異質變異與序列相關檢定結果	35
表 4-10	ESG 對銀行績效之實證結果 (Cluster-Robust Standard Errors)	37
表 4-11	ESG 影響的「市場—會計分歧現象」	42
表 4-12	研究假設預期方向與檢定結果 (基於 Cluster-Robust SE)	43
表 4-13	銀行型態異質性檢定 (交乘項法, Cluster-Robust SE)	48
表 4-14	金控背景異質性檢定 (交乘項法, Cluster-Robust SE)	49
表 4-15	異質性分析主要發現整理	51



第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

近年來，全球氣候變遷加劇、社會不平等議題持續發酵，國際間對企業永續經營之重視已非單純之道德訴求，而逐漸演變為資本市場與監理機關共同推動之系統性議題。聯合國於 2015 年通過 17 項永續發展目標（Sustainable Development Goals, SDGs），將永續理念正式納入國際治理體系；同年聯合國氣候變遷大會通過《巴黎協定》（Paris Agreement），宣示全球升溫應控制於攝氏 1.5 度以內，各國紛紛承諾於 2050 年達成淨零排放目標。在此趨勢下，環境（Environmental）、社會（Social）與公司治理（Governance）三大構面所構成之 ESG 績效，已成為衡量企業永續競爭力之核心指標。

根據全球永續投資聯盟（Global Sustainable Investment Alliance, GSIA）統計，全球永續投資資產規模已自 2016 年之 22.8 兆美元成長至 2022 年之 30.3 兆美元，顯示 ESG 投資已由利基市場（niche market）進入主流（mainstream）。而 2020 年新冠肺炎（COVID-19）疫情爆發後，全球資本市場對 ESG 議題之關注更為強化——疫情期間 ESG 評等較佳之企業普遍展現較強之韌性與較低之股價波動，此現象使機構投資人更深刻體認 ESG 風險管理對企業長期價值之關鍵意義。

在此國際趨勢下，臺灣金融監督管理委員會（以下簡稱金管會）自 2017 年起陸續推動「綠色金融行動方案」1.0、2.0 及 3.0，將永續金融理念逐步深化至本土金融體系。2022 年金管會進一步推出「綠色及轉型金融行動方案」，並啟動國內首次對金融機構之永續金融評鑑，要求銀行業強化 ESG 揭露品質、推動綠色授信業務、納入氣候相關風險管理機制。此一系列政策推動使臺灣銀行業之 ESG 表現於近年呈現明顯之結構性提升，亦使銀行業 ESG 議題成為當前財務金融研究中具有時代意義之核心議題。

銀行業作為金融體系之核心，扮演資金中介、風險分擔與資源配置之關鍵角色，其 ESG 表現之經濟意涵與一般產業有所不同。一方面，銀行透過授信決策、投資組合管理與金融商品設計，將 ESG 理念傳遞至實體經濟，發揮永續資金引導

之乘數效果；另一方面，銀行業具高度槓桿、嚴格監管與資訊不對稱等特性，使 ESG 對銀行績效之傳導路徑與一般產業存在差異。在永續金融轉型過程中，銀行業既是政策推動之重要對象，也是承擔轉型成本與風險之主要金融機構。因此，深入理解 ESG 表現與銀行績效之關聯，不僅具學術研究價值，亦對主管機關之總體經濟政策設計、銀行經營者策略制定及投資人決策具有重要實務意涵。

自 1970 年代以來 ESG 表現與企業財務績效之關聯研究即為財務金融領域之重要議題，迄今累積之實證研究論文已逾 2,000 篇。然而，相關文獻結論呈現高度異質性：Friede, Busch & Bassen (2015) 整合超過 2,200 篇研究之後設分析 (meta-analysis) 發現，約 90% 之研究顯示 ESG 與企業財務績效具非負向關聯，其中投票計數法類型研究有 47.9%、後設分析類型研究有 62.6% 呈現正向關聯，但仍存在大量『不顯著』或『混合結果』之研究；其進一步發現，ESG 對市場類績效指標（如 Tobin's Q、股票報酬）之正向關聯比例顯著高於對會計類指標之比例。此一系統性差異揭示了「ESG 市場—會計分歧」(Market-Accounting Divergence of ESG Effects) 之普遍現象，其形成原因可能涉及樣本期間、產業特性、ESG 衡量方式及計量方法等多重因素。

在臺灣本土研究方面，銀行業 ESG 議題之系統性實證仍存在以下三項研究缺口：第一，多數國內研究聚焦於全產業上市公司或單一構面（如僅 ESG 整體分數或企業社會責任 CSR），較少同時涵蓋 ESG 四構面對四項銀行績效指標之完整分析；第二，異質性分析多採單一維度分組（如僅金控/非金控），較少同時於銀行型態（公股/民營）與金控背景（金控/非金控）兩維度進行系統性比較；第三，較少將事件雷達 (Event Radar Score, ERS) 此一「重大性 ESG 風險訊號」獨立納入分析，相較於環境構面 (ENV)、社會構面 (SOC)、公司治理構面 (GOV) 三大構面，ERS 之研究地位仍處於發展階段，其作為負面事件強度量化指標之獨特價值尚待更多實證驗證。

基於上述背景，本研究以 2017 年至 2024 年臺灣 24 家銀行為研究對象，採用臺灣經濟新報資料庫 (TEJ) 所建構之 TESG 永續發展指標（涵蓋 ENV、SOC、GOV 三大構面與 ESG 事件雷達 ERS），結合銀行財務數據，建立縱橫資料 (Panel Data) 迴歸模型，系統性檢視 ESG 四構面對銀行四項績效指標——資產報酬率 (ROA)、股東權益報酬率 (ROE)、息稅前利潤率 (EBIT) 與 Tobin's Q

之影響。同時，考量 ESG 投入對企業績效之傳導具有『成本前置、效益遞延』之時間落差特性——銀行為達成永續金融轉型目標所投入的成本（如減碳設備購置、綠色授信流程改造、揭露成本等）於當期立即計入費用，而其長期效益，如資金成本下降(El Ghoul et al., 2011)、客群忠誠度提升、ESG 評等改善等需要 3 至 5 年方能完整顯現，本研究於模型設定中將核心解釋變數採用滯後變數（Lagged Variable）處理，以更精確捕捉 ESG 之跨期影響。此外，本研究亦進一步區分公股與民營銀行、金控與非金控銀行，採用交乘項法與分組迴歸法雙重策略進行異質性分析，以揭示 ESG 效應於不同所有權結構與組織型態間之結構性差異。

綜合上述，本研究擬回答以下三個核心研究問題：(1) 臺灣銀行業之 ESG 四構面(ERS、ENV、SOC、GOV)對四項財務績效指標(ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q)之影響方向與強度為何？(2) ESG 對市場類績效與會計類績效之影響是否存在系統性差異？(3) 此影響是否因銀行所有權結構(公股/民營)及組織型態(金控/非金控)而呈現異質性？

透過上述研究設計，本研究期能於臺灣銀行業背景下提供 ESG 與財務績效關聯之系統性實證證據，為主管機關綠色金融政策成效評估、銀行業者永續策略制定及機構投資人投資決策提供具有時代意義之參考依據。

1.2 研究目的

基於前一節所述之研究背景與動機，本研究擬透過縱橫資料分析方法，系統性探討 ESG 四構面對臺灣銀行業財務績效之影響，具體研究目的可歸納為下列五項：

(1) 檢視 ESG 各構面對銀行績效之影響方向與強度。本研究分別檢驗 ESG 事件雷達（ERS）、環境構面（ENV）、社會構面（SOC）及公司治理構面（GOV）四個面向，對銀行 ROA、ROE、EBIT 及 Tobin's Q 四項績效指標之影響，建立完整之「四構面 × 四指標」實證矩陣，補充既有文獻多以單一指標或單一構面進行分析之不足。

(2) 揭示「ESG 市場—會計分歧現象」於臺灣銀行業之具體展現。本研究透過同時納入會計類績效指標（ROA、ROE、EBIT）與市場類績效指標（Tobin's

Q)，檢驗 ESG 對兩類指標之影響是否呈現系統性差異，並進一步從理論層面解讀此一分歧現象之傳導機制（如風險溢價管道、資訊優勢管道）。

(3) 探討 ESG 投入之「時間落差效應」與最適模型設定。本研究將核心解釋變數均採滯後變數處理，以捕捉 ESG 投入「成本前置、效益遞延」之動態特性；並透過 F 檢定、Lagrange Multiplier (LM) 檢定及 Hausman 檢定等模型適用性檢定，分別為四項績效指標選定最適之縱橫資料估計方法（固定效果模型或隨機效果模型），確保估計結果之穩健性。

(4) 進行銀行型態與金控背景之雙維度異質性分析。本研究採用交乘項法與分組迴歸法雙重策略，分別於「公股 vs. 民營」與「金控 vs. 非金控」兩維度進行異質性檢驗，以揭示 ESG 效應於不同所有權結構與組織型態間之結構性差異，並從公司治理代理理論 (Shleifer & Vishny, 1997) 與政府銀行所有權理論 (La Porta et al., 2002) 之觀點提供理論詮釋。

(5) 提供政策意涵與實務建議。本研究樣本期間 (2017–2024) 涵蓋金管會「綠色金融行動方案」1.0 至 3.0 推動之關鍵階段，研究結果可供主管機關評估政策推動成效、銀行業者規劃永續經營策略、投資人辨識 ESG 風險定價機制之參考。

綜合上述五項研究目的，本研究希望透過嚴謹之計量方法與完整之異質性分析，於臺灣銀行業背景下提供 ESG 與財務績效關聯之系統性實證證據，並與國際主流 ESG 文獻（如 Friede et al., 2015；Pástor et al., 2021）建立對映，深化我國金融在此一議題之學術研究。

1.3 研究範圍與限制

本研究以臺灣銀行業為研究對象，研究範圍界定如下：在樣本對象方面，選取 2017 年至 2024 年期間在臺灣經營之 24 家銀行，涵蓋公股銀行（包括 100% 政府持股之純官股銀行及政府持股未過半但具實質控制權之泛公股銀行）8 家及民營銀行 16 家；依組織型態區分，金控銀行 14 家、非金控銀行 10 家。由於本研究核心解釋變數採滯後變數處理，實際進入迴歸分析之觀察值期間為 2018–2024 年，共 168 筆觀察值（24 家銀行 × 7 年）。在資料來源方面，ESG 相關變數 (ERS、ENV、SOC、GOV) 採用臺灣經濟新報 (TEJ) 所建構之 TESG 永續發展指標；

銀行財務變數（ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q、總資產、資本適足率、負債比率等）亦取自 TEJ 資料庫。在實證方法方面，採用縱橫資料（Panel Data）迴歸模型進行實證研究，同時以銀行層級之叢集穩健標準誤（cluster-robust standard errors）修正組間異質變異與組內序列相關問題。

1.4 研究架構與流程

本研究共分為五章，各章節之主要內容與邏輯銜接如下：

第一章為緒論，闡述本研究之研究背景與動機，說明 ESG 議題於全球及臺灣金融體系之重要性、銀行業 ESG 研究之獨特意涵以及既有文獻之研究缺口；接續提出本研究之研究目的、界定研究範圍與限制，最後說明全文之研究架構與流程。

第二章為文獻探討，回顧 ESG 表現與企業績效關聯之國際與國內代表性文獻，依序整理：（1）ESG 表現與企業績效之關聯；（2）ESG 對企業市場價值之影響；（3）ESG 與銀行業績之實證研究；（4）銀行業所有權結構與公司治理之相關文獻；（5）綜合文獻小結與本研究定位。

第三章為研究方法與模型建立，首先依據文獻探討提出本研究之四項研究假說（H1 至 H4，分別對應 ERS、ENV、SOC、GOV 對銀行績效之影響）；其次說明研究設計，包括樣本選擇、變數定義與衡量、實證方法與模型設定；最後說明模型適用性檢定方法（F 檢定、LM 檢定、Hausman 檢定）及異質變異與序列相關之診斷檢定方法。

第四章為實證結果分析，依序進行：（1）多重共線性檢定；（2）敘述統計量分析；（3）模型適用性檢定，分別為四項被解釋變數選定最適模型；（4）異質變異與序列相關之診斷檢定；（5）各變數對銀行績效之影響分析；（6）依銀行型態與金控背景之異質性分析。本章為本研究之核心實證部分，揭露 ESG 對銀行績效之整體影響及其結構性異質性。

第五章為結論與建議，首先彙整本研究之主要發現，包括 ESG 市場—會計分歧現象、ESG 效應之異質性結構及主要研究假說之檢驗結果；其次依據實證結果提出對主管機關、銀行業者及投資人之政策意涵與實務建議；最後說明本研究之學術貢獻、研究限制及未來研究方向。

本研究之研究架構流程圖如圖 1-1 所示，呈現各章節研究推進之整體脈絡。

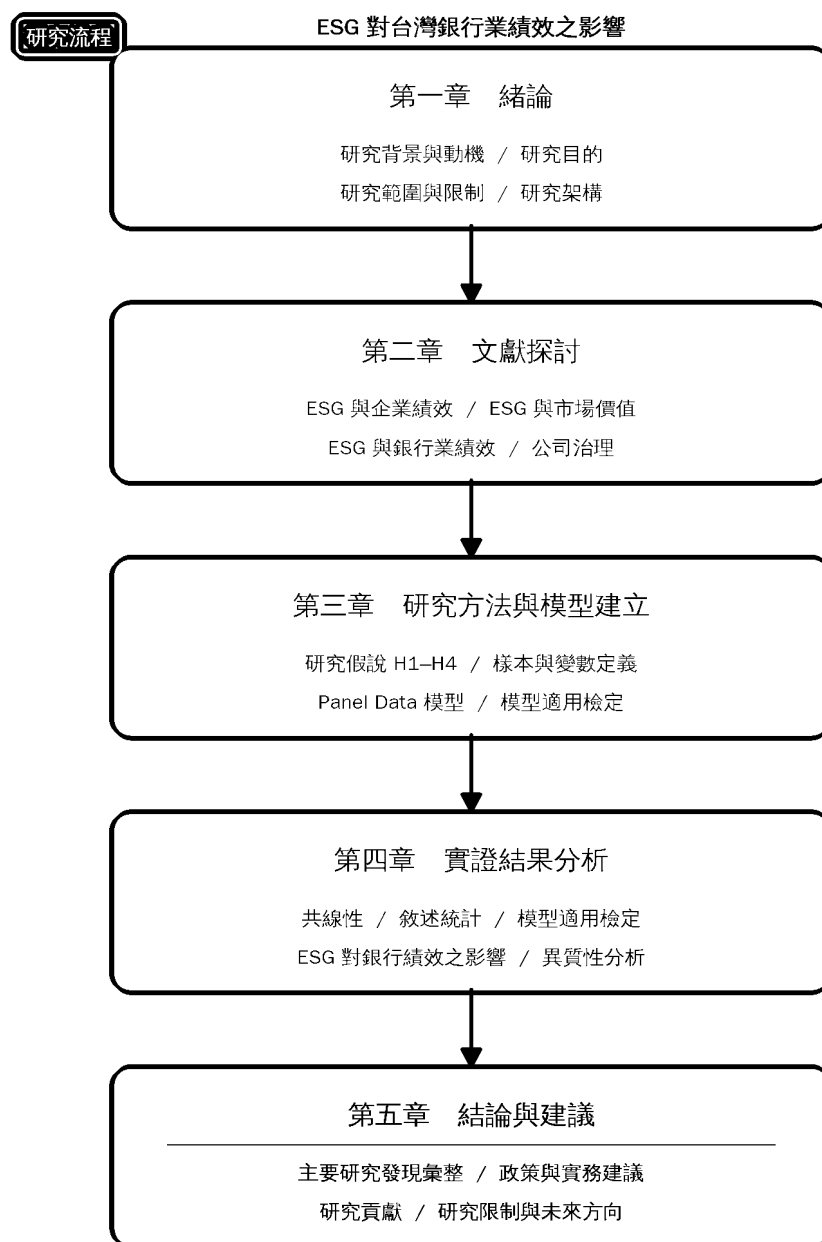


圖 1-1 本研究研究架構流程圖

來源：自行繪製

第二章 文獻探討

本章首先回顧 ESG 表現與企業績效關聯之國際與國內文獻，繼而聚焦 ESG 對市場價值之影響、銀行業 ESG 之實證脈絡及銀行業所有權結構與公司治理之相關研究，最後整理本研究與既有文獻之差異，凸顯研究缺口與貢獻。本章共分五節，各節文獻之選擇均聚焦於與本研究核心議題（ESG 四構面對銀行績效之跨期影響）直接相關之代表性研究。

2.1 ESG 表現與企業績效之關聯

ESG 表現對企業財務績效之影響，自 1970 年代以來即為財務與會計領域的重要研究議題，迄今累積之實證研究已逾 2,000 篇。然而，文獻結論呈現高度異質性，迄今尚未形成單一共識，原因可能涉及樣本期間、產業特性、ESG 衡量方式及計量方法等多重因素。本節整理三項代表性綜述研究與理論文獻，作為本研究之文獻基礎。

應用後設分析（meta-analysis）研究 ESG 與企業財務績效的關係中，Friede, Busch & Bassen（2015）整合超過 2,200 篇實證研究文獻，係 ESG 領域引用率最高之文獻之一。其核心發現指出，約 90% 之研究顯示 ESG 與企業財務績效具非負向關聯，其中文獻結果投票計數法（vote-count）類型研究有 47.9%、後設分析（meta-analysis）類型研究有 62.6% 呈現正向關聯，但仍存在大量「不顯著」或「混合結果」之研究。值得注意的是，ESG 對市場類績效指標（如 Tobin's Q、股票報酬）之正向關聯比例顯著高於對會計類績效指標之比例。此一系統性差異揭示了「ESG 市場—會計分歧」現象之普遍性，亦為本研究核心發現提供主流文獻支持。

與此相關，應用後設分析研究企業社會責任（CSR）與企業財務績效的關係，Margolis, Elfenbein, & Walsh（2009）整合 251 篇實證研究，發現 CSR 與財務績效之整體關聯雖多呈正向，但效果量相對有限，且結果會受到績效衡量方式、樣本期間與研究設計影響。此一發現說明 ESG/CSR 對財務績效之影響並非必然呈現顯著且一致之正向效果，亦為本研究後續觀察到 ESG 各構面對 ROA、ROE、EBIT 影響不一致之結果提供文獻背景。

至於 ESG 治理與時間落差效果，Wang & Sarkis (2017) 指出，企業社會責任治理、CSR 成果與財務績效之間並非立即同步反映，企業投入永續治理與相關管理制度後，其效益可能透過營運改善、風險降低與利害關係人信任累積逐步反映於財務績效。此觀點支持本研究採用滯後變數 ESG 變數之模型設定，以捕捉 ESG 投入對銀行績效可能存在之跨期影響。

綜合以上文獻，ESG 對企業績效之影響並非單一線性關係，而是受到績效指標類型（會計 vs. 市場）、ESG 構面（E、S、G）及時間落差等多重因素影響。本研究於後續章節將分別檢視 ESG 四構面（事件雷達 ERS、環境 ENV、社會 SOC、公司治理 GOV）對臺灣銀行業四項績效指標（ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q）之影響，並深入解讀「市場—會計分歧」此一普遍現象於臺灣銀行業背景下之具體展現。

2.2 ESG 對企業市場價值之影響

相較於 ESG 對會計績效之影響存在較大之文獻分歧，ESG 對市場價值之正向影響已累積較為一致之理論與實證證據。本節整理四項代表性理論文獻，建構 ESG 影響企業市場價值之「資訊優勢管道」與「風險溢價管道」之理論架構。

近年來關於 ESG 與企業價值關聯中最具影響力之理論框架為 Pastor, Stambaugh, & Taylor (2021) 提出之「永續投資均衡模型」（equilibrium model of sustainable investing）主張當投資人具有 ESG 偏好時，市場將形成 ESG 風險溢價（ESG risk premium）：低 ESG 風險之企業（即 ESG 表現較佳者），即使其當期會計績效尚未改善，將享有更低之資金成本與更高之 Tobin's Q 估值。

此外，Pedersen, Fitzgibbons & Pomorski (2021) 之「ESG 效率前緣」（ESG-efficient frontier）理論，進一步釐清 ESG 影響企業價值之傳遞機制。其核心觀點為：ESG 對企業價值之影響存在「資訊優勢管道」（information advantage channel）——即使 ESG 對當期 ROA、ROE 影響不顯著，理性投資人仍會將 ESG 表現視為未來現金流穩定性與下行風險保護之領先指標（leading indicator）。此一理論為本研究「Tobin's Q 顯著而 ROA/ROE 不顯著」之核心發現提供直接之經驗對應——投資人在會計報表尚未反映 ESG 效益之前，已透過市場價格傳達其前瞻

性評價。而 Hartzmark & Sussman (2019) 採用 Morningstar 永續評等發布作為自然實驗，發現投資人會對永續評等資訊做出資金配置反應，顯示 ESG 資訊具有市場定價與投資決策意涵。此研究可作為本研究討論 ESG 資訊如何影響市場評價之文獻基礎。

另以 ESG 是否屬於重大性議題研究，例如 Khan, Serafeim & Yoon (2016) 將 ESG 議題區分為「財務重大性」與「非財務重大性」兩類，發現僅與產業特性相關之重大性 ESG 議題對企業價值具顯著正向影響，非重大性 ESG 議題則影響不顯著或為負。此一研究啟示本研究之 ESG 衡量設計：本研究採用 TEJ 事件雷達 (ERS) 作為 ESG 風險訊號，其聚焦於負面 ESG 事件之強度、頻率與時間衰減，可視為一種與 Khan et al. (2016) 所強調之『重大性』精神相呼應的風險衡量指標——兩者皆強調 ESG 議題之『具經濟重要性』面向，雖然 Khan et al. 之重大性係基於 SASB 之產業分類，而 TEJ ERS 係基於負面事件之強度與頻率

綜合以上文獻，ESG 對企業市場價值之正向影響具有較為堅實之理論與實證基礎，其傳導機制可歸納為兩條主要管道：（1）投資人偏好管道：當投資人具有 ESG 偏好時，綠色資產（高 ESG 評分企業）因被投資人偏好持有，其市場估值（Tobin's Q）將被推高（Pástor, Stambaugh & Taylor, 2021）；同時，較佳之 ESG 表現透過降低資訊不對稱與企業特定風險，可降低權益資金成本（El Ghouli, Guedhami, Kwok & Mishra, 2011）；（2）ESG 資訊管道（本研究稱之為『資訊優勢管道』）：根據 Pedersen, Fitzgibbons & Pomorski (2021) 之 ESG-efficient frontier 理論，ESG 分數可提供關於企業基本面（fundamentals）之資訊，投資人將其納入定價，並透過 ESG-adjusted CAPM 影響均衡資產價格。

2.3 ESG 與銀行業績之實證研究

銀行業作為金融體系之核心，其 ESG 表現之經濟效應具有與一般產業不同之特性。一方面，銀行透過授信、投資與金融商品設計，扮演 ESG 資金引導之關鍵角色；另一方面，銀行業之高度槓桿、嚴格監管與資訊不對稱特性，亦使 ESG 對銀行績效之影響呈現獨特之傳導模式。

Cornett, Erhemjamts & Tehranian (2016) 採用美國商業銀行之縱橫資料，於金

融危機背景下檢驗 CSR 表現與銀行財務績效之關聯，係銀行業 CSR 研究中最具代表性之文獻之一。其核心發現為：銀行整體上因承擔社會責任而獲得回報——CSR 分數與銀行財務績效（ROA、ROE）呈顯著正相關。然而，該研究亦呈現重要之異質性：規模最大之銀行從事 CSR 活動之程度顯著高於小型銀行，且大型銀行於 2009 年後 CSR 強項（CSR strengths）大幅上升、CSR 疑慮（CSR concerns）大幅下降，反映金融危機後大型銀行於 CSR 投入之策略性轉向。

此研究於下列三方面與本研究形成重要對話：（1）方法論層面，其採用 KLD 資料庫之 CSR 強項與疑慮分項衡量，與本研究採用 TEJ 事件雷達（ERS）作為「重大性 ESG 風險訊號」之精神一致，皆強調 CSR/ESG 之風險面向；（2）異質性層面，其依銀行規模分組之分析啟發本研究依銀行型態（公股/民營）與金控背景（金控/非金控）進行雙維度異質性分析；（3）研究發現層面，其揭示之 CSR—績效正向關聯主要反映於會計績效。

Berger & Humphrey (1997) 綜述銀行業效率之衡量，整合 130 篇銀行業效率研究，指出銀行業績衡量需識別表現優異單位並與其他機構區分，且不同績效指標（ROA、ROE、Tobin's Q）各具不同衡量意涵。此綜述為本研究同時採用四項績效指標（ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q）提供方法論支持——單一指標無法完整捕捉銀行績效之多重面向，而本研究所揭示之「市場—會計分歧」現象，正凸顯多元衡量方式之必要性。

關於臺灣商業銀行 ESG 與績效之實證研究，Liu, Lien & Li (2025) 可謂為近年最重要之臺灣銀行業實證研究之一。該研究以臺灣 30 家商業銀行於 2018–2022 年共 120 筆觀察值為樣本，結合 TEJ 資料庫、銀行年報及永續報告書，系統性檢驗 ESG 三構面對銀行績效之影響。其核心發現包括：（1）ESG 活動之效益雖未能完全補償其相應成本，但確能緩解外部衝擊，反映 ESG 投入於危機時期具有風險緩衝（risk-cushioning）功能；（2）環境永續性對非金控銀行之助益高於金控銀行，反映非金控銀行因組織規模較小、決策彈性較高，環境投入之邊際效益較易顯現；（3）社會與治理永續性對 1991 年金融自由化前成立之銀行影響大於後者，揭示銀行制度背景對 ESG 效應之調節作用。

此研究與本研究於樣本選擇（皆聚焦臺灣商業銀行）、ESG 衡量（皆採用

TEJ 資料庫) 及異質性分析設計上均有高度交集，故為本研究最重要之同產業對照文獻。本研究在其基礎上進一步擴展：(1) 將樣本期間延伸至 2024 年，涵蓋升息周期與金管會綠色金融行動方案 1.0 至 3.0 之完整推動階段；(2) 採用銀行型態(公股/民營)與金控背景(金控/非金控)雙維度異質性分析架構，補充 Liu et al. (2025) 以金控/非金控與成立時點為分組維度之既有分析；(3) 將事件雷達(ERS)此一「重大性 ESG 風險訊號」獨立納入分析，更完整呈現 ESG 風險面向對銀行價值之影響；(4) 同時納入 ROA、ROE、EBIT 與 Tobin's Q 四項績效指標，建立完整之「四構面×四指標」實證矩陣。

此外，柯奕(2022)探討 ESG 品質與揭露對企業財務表現的影響，研究發現社會責任對企業表現有正面影響，但環境議題卻可能降低企業表現；吳馥伊(2023)以臺灣銀行業永續報告書揭露的溫室氣體排放量及綠色授信餘額探討 ESG 是否影響銀行業經營績效，研究發現溫室氣體排放量對銀行業績效具顯著正面影響，但綠色授信餘額則不顯著；蔡孟翰(2023)研究則發現 ESG 整體分數對銀行績效沒有顯著影響，而公司治理則對銀行績效有倒 U 字型的非線性影響；另林柔宇(2026)透過對金融從業人員的問卷方式，研究自變項客觀 ESG 認知、主觀 ESG 認知等，並以員工之幸福感與留任意願作為依變項，結果顯示自變項對幸福感與留任意願均呈現中高程度。

臺灣銀行業 ESG 文獻雖累積已有相當數量，但於下列三方面仍存在研究缺口：(1) 多數國內研究聚焦單一構面(如僅 ESG 整體分數或 CSR)或單一績效指標，較少同時涵蓋四項績效指標進行系統性分析；(2) 異質性分析多採單維度(如僅金控/非金控)，較少同時考量銀行型態與金控背景之雙維度交叉差異；(3) 較少將事件雷達(ERS)此一風險訊號獨立納入分析。本研究將於上述三方面提出延伸與貢獻。

2.4 銀行業所有權結構與公司治理

此議題的經典論述，Shleifer & Vishny (1997) 系統整理公司治理之核心理論，其核心觀點為：健全治理機制可降低代理成本(agency cost)、提升決策品質與資本配置效率。該文特別強調投資人法律保護與所有權集中度兩個治理機制

要素：在投資人法律保護較完善之環境中，市場約束機制（如併購市場、股東訴訟）具有重要約束力；在保護不足之環境中，所有權集中則扮演替代性治理角色，本研究參酌上述理論建立假說進行驗證。



關於政府所有權銀行的效率，La Porta, Lopez-de-Silanes, & Shleifer (2002) 採用全球跨國銀行樣本進行大規模研究，發現政府所有權銀行普遍存在於低度開發國家、落後金融體系、干預性政府與產權保護不足之國家，且 1970 年代較高之政府銀行所有權與後續較慢之金融發展、較低之人均所得與生產力成長相關。此證據支持政府銀行所有權效應之『政治理論』——政府擁有銀行往往導致資源配置效率低落、政治介入授信決策，本研究應用此一理論框架進行研究。

綜合 Shleifer & Vishny (1997) 與 La Porta et al. (2002) 之理論，銀行業所有權結構與組織型態為 ESG 效應之重要調節變數。本研究在實證估計中加以驗證。

2.5 文獻回顧小結與本研究定位

綜合上述四節之文獻回顧，本研究整理出既有文獻之三項主要發現與本研究擬補充之三項缺口。

2.5.1 既有文獻之主要共識

ESG 對企業績效之影響存在系統性差異：ESG 對市場類績效指標（如 Tobin's Q、股票報酬）之正向關聯較對會計類指標（ROA、ROE）穩健（Friede et al., 2015；Pedersen et al., 2021）。此外，ESG 效應因企業特質而異：所有權結構、資訊環境、組織複雜度均為重要調節變數（Shleifer & Vishny, 1997；La Porta et al., 2002；Hartzmark & Sussman, 2019）。

2.5.2 既有文獻之研究缺口

整理說明如下：

- （1）臺灣銀行業之系統性實證仍有限：多數國際 ESG 與銀行業文獻以歐美為主



(Cornett, Erhemjamts & Tehranian, 2016；Brogi & Lagasio, 2019)，臺灣本土研究則多聚焦全產業上市公司或單一構面，較少同時涵蓋 ESG 四構面對四項銀行績效指標之完整分析。

(2) 異質性分析之多維度整合不足：既有研究多採單一維度分組（如金控/非金控），較少同時於銀行型態（公股/民營）與金控背景（金控/非金控）兩維度進行系統性比較。

(3) 事件雷達（ERS）作為「重大性 ESG 風險訊號」之獨立分析較少：相較於 ENV、SOC、GOV 三大構面，ESG 事件雷達之研究地位仍處於發展階段，其作為負面事件強度量化指標之獨特價值尚待更多實證驗證。

2.5.3 本研究之差異化貢獻

基於上述研究缺口，本研究於既有文獻基礎上提出以下差異化貢獻，整理如表 2-1 所示。

表 2-1 本研究與既有文獻之差異對照

比較維度	既有文獻主流	本研究
樣本對象	多以美國/歐洲商業銀行 (Cornett, Erhemjamts & Tehranian, 2016；Brogi & Lagasio, 2019)；臺灣相關研究亦多聚焦全產業上市公司或一般企業樣本	聚焦臺灣 24 家銀行 (2018-2024)；完整覆蓋公股/民營、金控/非金控四種交叉組合
ESG 衡量	多採 MSCI / Refinitiv / Bloomberg 等國際資料庫	採用 TEJ TESG 永續指標 + 事件雷達 ERS (重大性風險訊號)
績效指標	多偏向會計類或市場類單一面向 (Friede et al., 2015)	同時涵蓋 ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q 四項指標，揭示「市場—會計分歧」
異質性處理	多採全樣本迴歸；分組分析較少	雙重策略：交乘項法 + 分組迴歸法；銀行型態 × 金控背景兩維度
計量穩健性	部分研究未處理異質變異與序列相關問題	完整 F/LM/Hausman/Modified Wald/Wooldridge 檢定 + cluster-robust SE
時代背景	COVID-19 前文獻較難捕捉永續金融政策衝擊	樣本期涵蓋金管會「綠色金融行動方案 1.0→3.0」推動全程

來源：本研究自行整理

基於上述差異化定位，本研究之預期貢獻可歸納為：(1) 本研究相較於多

數既有研究，較完整地同時納入於臺灣銀行業樣本下進行 ESG 構面 × 績效指標 × 組織型態之三維分析；（2）為「市場—會計分歧現象」於臺灣銀行業背景提供本土實證證據；（3）深化 Pástor et al.（2021）之 ESG 風險溢價理論與 La Porta et al.（2002）之政府銀行所有權理論於臺灣金融業之應用；（4）為金管會「綠色及轉型金融行動方案」之政策成效評估提供實證依據。

第三章 研究方法與計量模型建立



3.1 研究假說

ESG 表現對銀行財務績效之影響，學界向有「成本觀點」與「價值創造觀點」之爭議。為釐清 ESG 各衡量面向之效果差異，本研究依循 TEJ 經濟新報所揭露之四個構面（ESG 事件雷達 ERS、環境 ENV、社會 SOC、公司治理 GOV），分別對銀行之四項財務績效指標——資產報酬率（ROA）、股東權益報酬率（ROE）、息稅前利潤率（EBIT）及托賓 Q 值（Tobin's Q）——建立四項研究假說，檢驗其關聯方向與強度。

考量 ESG 投入轉化為財務績效通常具時間落差（ESG 措施須經一段期間方能反映於營運成果與市場評價），本研究於實證模型中將四個 ESG 解釋變數均採前一期值（L.ERS、L.ENV、L.SOC、L.GOV）以捕捉滯後效應；此一處理屬模型設定之方法論考量，並非待檢驗之假說，故不另列。各假說之具體陳述如下：

H1：ESG 事件雷達總分（ERS）與銀行財務績效呈顯著正相關。

事件雷達為以負面事件強度、頻率與時間衰減計算之風險訊號，分數越高代表負面爭議越少，故 ERS 與銀行績效之預期方向為正向（分數高 = 風險低 = 績效佳）。依據 ESG 偏好均衡模型（Pástor, Stambaugh & Taylor, 2021），當投資人具有 ESG 偏好時，ESG 表現較佳（事件雷達分數較高）之銀行將獲得較高之市場估值，因投資人願意支付溢酬以持有此類資產；同時，根據資金成本理論（El Ghoul et al., 2011），ESG 風險較低之銀行因資訊環境較佳，享有較低之權益資金成本，亦反映於較高之市場估值。

H2：ESG 環境構面得分（ENV）與銀行財務績效呈顯著正相關。

環境構面涵蓋碳排放、能源管理及水資源利用等議題。銀行透過授信政策與綠色金融商品落實環境管理，可降低高碳資產風險、提升永續金融業務收益，預期對銀行各項績效指標具正向影響。

Liu et al.（2025）以臺灣商業銀行為樣本之研究亦顯示，環境永續性投入對非金控銀行具有正向績效效益；Cornett et al.（2016）則於美國銀行業樣本中發現 CSR 整體表現（涵蓋環境面向）與 ROA、ROE 呈顯著正相關；吳馥伊（2023）

以溫室氣體排放量作為環境代理變數，亦發現其對臺灣銀行業績具正向影響，共同支持本假說之預期方向。

H3：ESG 社會構面得分（SOC）與銀行財務績效呈顯著正相關。

社會構面涵蓋勞資關係、員工福利及社會參與。良好之社會表現可提升員工生產力、降低人才流失率，並強化品牌聲譽與顧客忠誠度，預期對銀行各項績效指標具正向影響。

Margolis et al.（2009）整合 251 篇研究之後設分析顯示，CSR 表現（尤其社會責任面向）與財務績效整體多呈正向關聯；柯奕（2022）於臺灣企業樣本亦發現社會責任對企業績效具正面影響；林柔宇（2026）則進一步指出，ESG 社會實踐透過促進員工幸福感與留任意願，有助於強化組織人力資本，共同支持本假說之正向預期。

H4：ESG 公司治理構面得分（GOV）與銀行財務績效呈顯著正相關。

公司治理構面涵蓋董事會運作、股東權益及稅務透明度。依據代理理論（Shleifer & Vishny, 1997），健全之治理機制可降低代理成本、提升決策品質與資本配置效率，預期對銀行各項績效指標具正向影響。

La Porta et al.（2002）進一步指出，政府所有權銀行之治理品質往往影響其資源配置效率，顯示 GOV 對不同型態銀行之效益可能存在結構性差異。蔡孟翰（2023）以臺灣銀行業為樣本，亦發現公司治理對績效具顯著影響（呈倒 U 型），Liu et al.（2025）則發現治理永續性之效益因金控背景而異，大致上皆支持 H4 之正向預期，亦預示後續異質性分析之必要性。

上述四項假說之預期方向均為正向（+），其檢驗結果彙整於本論文第四章表 4-12，研究假說之概念架構則如圖 3-1 所示。

ESG 對銀行績效之研究假說架構

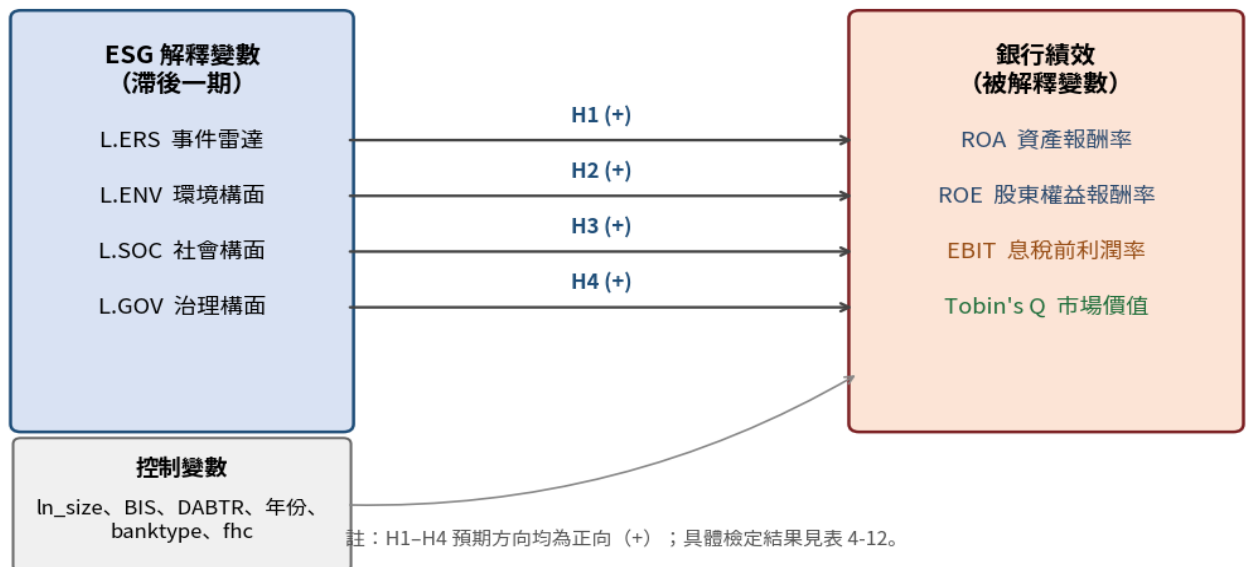


圖 3-1 ESG 對銀行績效之研究假說架構

來源：自行繪製

3.2 研究設計與實證模型

3.2.1 樣本選擇

本研究以臺灣 24 家銀行為研究對象，樣本期間涵蓋 2017–2024 年共 8 個年度。由於本研究核心解釋變數採滯後一期 (lagged one-period) 處理，實際進入迴歸之觀察值期間為 2018–2024 年，共 168 筆觀察值 (24 家銀行 × 7 年)。資料來源為臺灣經濟新報 (TEJ) 之 TESG 永續發展指標 (含 ENV、SOC、GOV 三大構面與事件雷達 ERS) 及銀行財務數據。樣本銀行依「銀行型態」(公股／民營) 與「金控背景」(金控／非金控) 之交叉分類如表 3-1 與圖 3-2 所示。

表 3-1 研究樣本銀行所屬金控型態與金控背景交叉分類

	公股銀行	民營銀行
金控銀行	華南金、兆豐金、第一金、臺灣金、合庫金（5 家）	富邦金、國泰金、凱基金、玉山金、元大金、臺新金、新光金、永豐金、中信金（9 家）
非金控銀行	彰銀、臺企銀、高雄（3 家）	京城、臺中、聯邦、遠東、安泰、王道、上海（7 家）

註：1. 銀行型態：公股銀行包括 100% 政府持股之純官股銀行，及政府（含財政部、國發基金等）持股合計未超過 50% 但仍具實質控制權之泛公股銀行；民營銀行為民間資本所組成之銀行。

2. 金控背景：金控銀行為金融控股公司之子銀行；非金控銀行為獨立經營之銀行。

3. 本研究以銀行為分析對象，惟部分樣本之 TEJ 財務及市場資料係依其所屬金控資料對應整理，故表中同時列示所屬金控名稱。

來源：自行整理

研究樣本銀行型態 × 金控背景分布

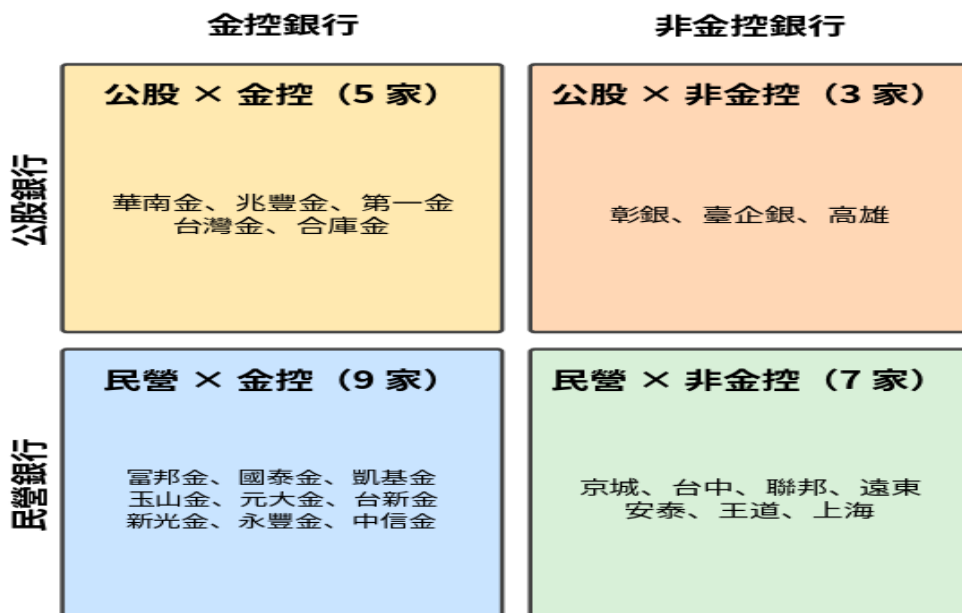


圖 3-2 研究樣本銀行型態 × 金控背景分布

來源：自行繪製

本研究採用臺灣經濟新報（TEJ）開發之 TESG 永續發展指標，該指標係專為臺灣企業設計的 ESG 評分系統，透過模型運用大量公開資訊進行標準化計算，可解決企業永續報告書揭露不一的問題。指標分為三大構面（E、S、G）及 ESG 事件雷達：環境構面（E）涵蓋碳排放、能源管理及水資源利用等；社會構面（S）涵蓋勞資關係、員工福利及社會參與；公司治理構面（G）涵蓋董事會運

作、股東權益、稅務透明度等。事件雷達（ERS）則由每日蒐集新聞與公告建立事件資料庫，根據負面事件之強度、時間與頻率計算風險值。



3.2.2 變數定義

本研究之變數定義及預期方向如表 3-2 所示，TEJ TESG 各構面變數之具體衡量內容則彙整於表 3-3。

表 3-2 變數定義與預期方向

變數類別	變數名稱	變數代碼	變數定義與衡量方式	預期符號
依變數 (Y)	資產報酬率	ROA	(稅後淨利／總資產)×100%，衡量銀行資產運用效率。	依變數
	股東權益報酬率	ROE	(稅後淨利／股東權益)×100%，衡量股東投資獲利能力。	依變數
	息稅前利潤率	EBIT	(稅前利潤／營業收入)×100%，衡量核心經營績效。	依變數
	Tobin's Q	TOBINSQ	(股價×流通股數＋負債總額)／總資產，衡量企業市場價值。	依變數
核心自變數 (滯後一期)	事件雷達	L.ERS	滯後一期之 ESG 事件雷達得分。	+
	環境構面	L.ENV	滯後一期之環境構面得分。	+
	社會構面	L.SOC	滯後一期之社會構面得分。	+
	公司治理	L.GOV	滯後一期之公司治理構面得分。	+
控制變數	銀行規模	L.ln_size	滯後一期之銀行總資產之自然對數，控制規模經濟效應。	+
	資本適足率	L.BIS	滯後一期之資本適足率，衡量銀行資本適足度與風險承擔能力。	+
	負債比率	L.DABTR	滯後一期之(總負債／總資產)×100%，衡量財務槓桿程度。	-
	銀行型態	banktype	虛擬變數：1 = 公股銀行；2 = 民營銀行。	+/-
	金控背景	fhc	虛擬變數：1 = 金控銀行；2 = 非金控銀行。	+

年度效應 i.year 年度虛擬變數，控制特定年份之總體經濟衝擊。
控制

註 1：Tobin's Q 為 James Tobin (1969) 提出之投資理論指標，計算「公司市場價值」與「資產重置成本」之比率。Tobin's Q > 1 代表投資意願高；Tobin's Q < 1 代表投資意願低。

註 2：本研究原始資料中 banktype 編碼為 1 = 公股、2 = 民營；實證迴歸中則以公股銀行作為基準組，估計民營銀行相對於公股銀行之差異；原始資料中 flc 編碼為 1 = 金控、2 = 非金控；迴歸分析以金控銀行為基準組，估計非金控銀行相對差異。

註 3：由於臺灣多數大型銀行隸屬金融控股公司，本研究之 Tobin's Q 係依 TEJ 可取得之市場價值與財務資料計算，主要作為市場評價之相對指標，而非銀行資產重置成本之絕對衡量。

註 4：本研究採用滯後一期，主要係因為滯後二期或三期造成樣本數太少，將造成統計檢定力太低及估計值極度不穩定等結果。

來源：自行整理

表 3-3 ESG 各構面之具體衡量內容

變數	構面	定義說明	衡量方式	資料來源
ERS	整體 ESG	事件雷達分數 (Event Radar Score)，衡量企業 ESG 事件風險反向指標。分數越高代表負面 ESG 事件越少，事件強度、頻率及新穎性越低，顯示企業風險控管能力較佳。	0-100 分	TEJ
ENV	環境構面	衡量企業在環境面之表現，包括溫室氣體排放、能源管理、用水及廢水管理、廢棄物及有毒物質管理及揭露程度。	0-100 分	TEJ
SOC	社會構面	衡量企業在社會責任之表現，包括人權與社區關係、資料安全、產品品質與安全、員工資訊與健康安全及揭露程度。	0-100 分	TEJ
GOV	公司治理	衡量企業治理品質，包括控制股權與席次、公平對待利害關係人、資訊透明度及治理揭露程度。	0-100 分	TEJ

註：得分區間 0-100 分，數值越高代表表現越佳。TEJ 為「臺灣經濟新報資料庫」之簡稱。

來源：自行整理

3.2.3 實證方法

為確保模型估計結果之穩健性，本研究依下列計量篩選流程進行模型診斷與選擇：(1) 以 F 檢定判斷縱橫資料是否存在固定之個體差異，作為 OLS 與固定效果模型之選擇依據；(2) 以 LM 檢定 (Lagrange Multiplier test) 判斷是否存在隨機之個體差異，作為 OLS 與隨機效果模型之選擇依據；(3) 以 Hausman 檢定判定固

定效果模型（FE）與隨機效果模型（RE）之適用性；(4) 進一步採用 Modified Wald 檢定與 Wooldridge 檢定診斷組間異質變異與組內序列相關問題，並以銀行層級之叢集穩健標準誤（cluster-robust standard errors clustered at bank level）修正，以確保統計推論之有效性。

由於本研究資料為銀行層級之縱橫資料，同一銀行於不同年度之誤差項可能存在序列相關，且不同銀行間亦可能因規模、業務結構與風險承擔程度不同而產生異質變異。若未修正此問題，可能導致標準誤低估並影響顯著性判斷。因此，本研究於最終實證結果中採用銀行層級之叢集穩健標準誤，以提升統計推論之穩健性。

3.2.4 實證模型設定

本研究使用縱橫資料進行實證分析。相較於橫斷面或時間序列資料，縱橫資料同時結合時間與個體兩個維度，具有多項優勢：第一，能有效控制不可觀察且不隨時間變動之個體異質性（如各銀行之經營文化、風險偏好與制度背景等），透過固定效果模型可避免遺漏變數偏誤（omitted variable bias）；第二，提供較多樣本資訊與變異來源，有助於提升估計效率並降低共線性問題；第三，透過觀察同一個體隨時間之變化，能更精確識別變數的動態關係，強化因果推論之可信度；第四，可同時分析跨個體差異與時間趨勢效果，使實證結果更具解釋力與穩健性。

本研究分別針對 ROA、ROE、EBIT 與 Tobin's Q 四項指標進行估計。為降低反向因果關係產生的內生性問題，並考量 ESG 投入產生效益需要時間發酵，本研究之核心自變數與控制變數均採滯後一期（lagged one-period）處理。其中 ESG 各變數之滯後處理係考量投入效益之時間發酵特性；控制變數（ln_size、BIS、DABTR）採滯後處理之理由則為避免財務比率受當期績效回饋影響之內生性疑慮，並維持模型時序假設之一致性。由於控制變數中包含「銀行型態（banktype）」與「金控背景（fbc）」兩項不隨時間變動（time-invariant）之虛擬變數，於固定效果模型估計下將被個體固定效果完全吸收而無法獨立估計；於隨機效果模型估計下則可保留估計。為使模型形式之設定完整，本節依縱橫資料之兩種主要估計方法（固定效果模型、隨機效果模型）分別呈現實證模型形式如



下，至於各被解釋變數實際應採用何種估計方法，將於第 4.3 節經 F 檢定、LM 檢定及 Hausman 檢定之結果共同決定。

(一) 固定效果模型

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ERS_{i,t-1} + \beta_2 ENV_{i,t-1} + \beta_3 SOC_{i,t-1} + \beta_4 GOV_{i,t-1} + \beta_5 \ln_size_{i,t-1} + \beta_6 BIS_{i,t-1} + \beta_7 DABTR_{i,t-1} + \sum \gamma_t Year_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

(求和範圍：t = 2019, 2020, ..., 2024，以 2018 年為基準年)

(二) 隨機效果模型

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ERS_{i,t-1} + \beta_2 ENV_{i,t-1} + \beta_3 SOC_{i,t-1} + \beta_4 GOV_{i,t-1} + \beta_5 \ln_size_{i,t-1} + \beta_6 BIS_{i,t-1} + \beta_7 DABTR_{i,t-1} + \beta_8 banktype_i + \beta_9 fhc_i + \sum \gamma_t Year_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3-2)$$

(求和範圍：t = 2019, 2020, ..., 2024，以 2018 年為基準年)

上式中各變數之意義如下：

1. 依變數 (Dependent Variable)：Y_{i,t} 代表第 i 家銀行於第 t 期之財務績效指標，分別以資產報酬率 (ROA)、股東權益報酬率 (ROE)、息稅前利潤率 (EBIT) 及 Tobin's Q 衡量。
2. 滯後核心自變數 (Lagged Independent Variables)：為降低內生性問題，ESG 相關變數均採滯後一期 (t-1)。ERS_{i,t-1} 為事件雷達分數；ENV_{i,t-1} 為環境構面指標；SOC_{i,t-1} 為社會構面指標；GOV_{i,t-1} 為公司治理構面指標。
3. 控制變數 (Control Variables，均採滯後一期處理)：ln_size_{i,t-1} 為滯後一期之銀行規模 (總資產自然對數)；BIS_{i,t-1} 為滯後一期之資本適足率；DABTR_{i,t-1} 為滯後一期之負債比率。banktype_i (=1 公股、=2 民營) 與 fhc_i (=1 金控、=2 非金控) 為時不變虛擬變數，於式 (3-1) 中被個體效果 μ_i 吸收而不予估計，僅於式 (3-2) 中保留估計。
4. 年份固定效果：Year_t 為年份虛擬變數，本研究實際分析期間涵蓋 2018–2024 年 (lag 後)，以 2018 年為基準年 (base year)，納入 2019–2024 共 6 個年份虛擬變數。
5. 個體效果與誤差項：式 (3-1) 中 μ_i 為個體固定效果；式 (3-2) 中 u_i 為個體隨

機效果，假設 $u_i \sim \text{iid}(0, \sigma_u^2)$ 且與解釋變數不相關。 $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機誤差項，假設 $\varepsilon_{i,t} \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。

為處理縱橫資料常見之組間異質變異與組內序列相關問題，本研究於後續實證分析中採用銀行層級之叢集穩健標準誤（cluster-robust standard errors clustered at bank level）進行統計推論，相關診斷檢定與修正依據詳見第 4.4 節。

3.3 計量模型選擇方法

3.3.1 模型介紹

最小平方法（OLS）為迴歸分析中最常用之估計方法，但無法處理個體異質性與異質變異，且容易產生內生性問題。固定效果模型（Fixed Effects Model）可控制個體之不可觀察且隨時間不變的個體特性，透過消除個體固定效果，使估計結果僅反映同一樣本隨時間變動之影響，從而降低遺漏變數偏誤；惟其無法估計不隨時間變動之變數，且僅利用個體內變動資訊，可能降低估計效率。隨機效果模型（Random Effects Model）假設個體效果為隨機變數且與解釋變數不相關，同時利用橫斷面與時間序列資訊，具有較高之估計效率；但若個體特質與解釋變數存在相關性，則隨機效果模型將產生偏差估計，故本研究進一步透過 Hausman 檢定判斷模型適用性。

3.3.2 模型適用檢定

F 檢定（OLS vs. 固定效果）之虛無假設為 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_n = 0$ （即式（3-1）中各銀行個體固定效果皆為零，截距項無顯著差異），若拒絕 H_0 ，代表個體間存在顯著異質性，應採用固定效果模型。LM 檢定（Breusch-Pagan Lagrange Multiplier test）之虛無假設為 $H_0: \sigma_u^2 = 0$ （即式（3-2）中個體隨機效果 u_i 之變異數為零），若拒絕 H_0 ，表示存在顯著之個體效果。Hausman 檢定比較固定效果模型與隨機效果模型之估計結果，虛無假設為 $H_0: \text{Cov}(u_i, X_{k,i,t}) = 0$ （即式（3-2）之隨機效果 u_i 與解釋變數不相關）；若拒絕 H_0 ，應採用固定效果模型；反之則採用隨機效果模型。本研究實證研究架構如圖 3-3 所示。

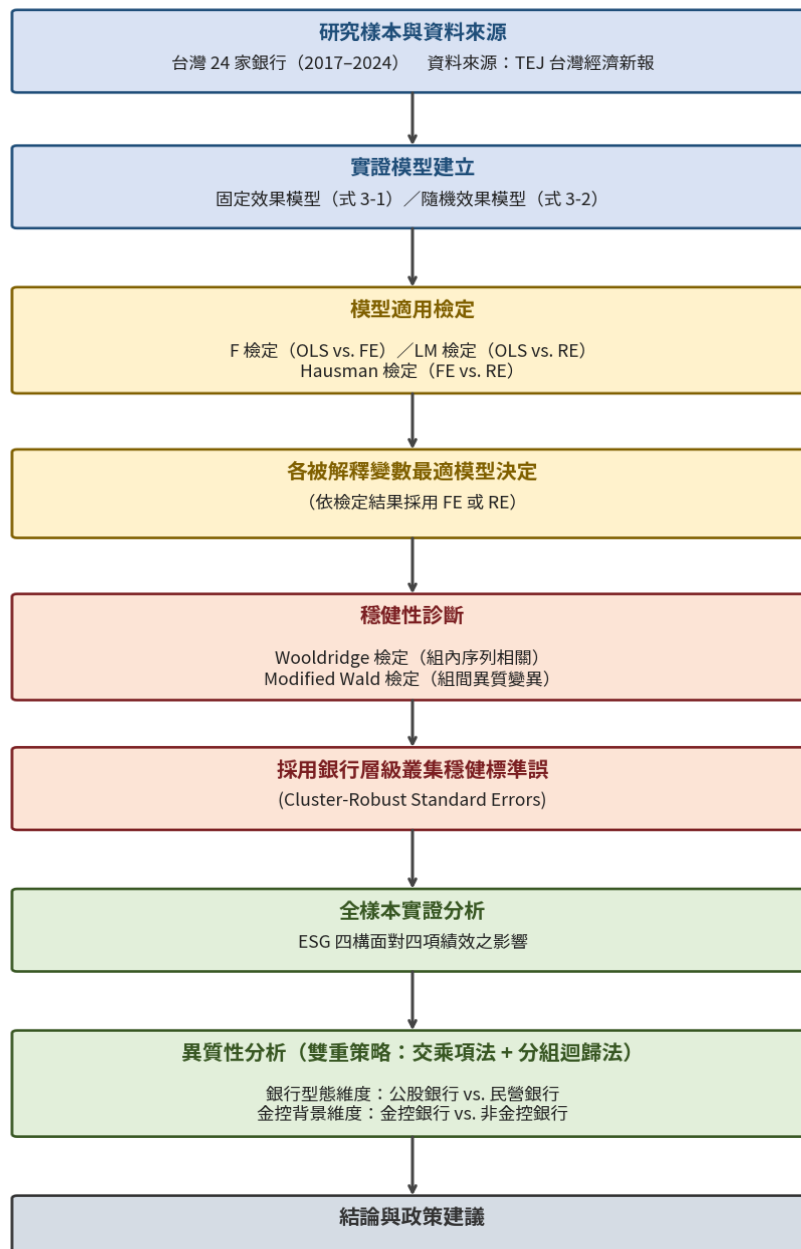


圖 3-3 本研究實證架構圖

來源：自行繪製

第四章 實證結果分析



本章陳列實證研究過程與實證結果分析。

4.1 多重共線性檢定

為確保模型之穩定性，本研究進行多重共線性檢定（Variance Inflation Factor, VIF）。結果顯示平均 VIF 為 2.21，個別最高 VIF 值亦未超過 5，遠低於常用之門檻值 10，證實本研究自變數之選取適當，無嚴重共線性疑慮。ESG 相關變數之 VIF 均約在 1.4 左右，代表事件雷達、環境、社會與公司治理四個構面在模型中具有獨立解釋力，並無互相重疊或替代之問題（表 4-1）。

表 4-1 共線性檢定結果

變數類別	變數名稱（代號）	VIF 值	1/VIF（容忍度）
核心自變數	事件雷達（L.ERS）	1.43	0.697
	環境構面（L.ENV）	1.41	0.709
	社會構面（L.SOC）	1.43	0.700
	公司治理（L.GOV）	1.48	0.678
控制變數	銀行規模（L.ln_size）	4.73	0.211
	資本適足率（L.BIS）	2.31	0.433
	負債比率（L.DABTR）	2.01	0.498
	銀行型態（banktype）	1.99	0.503
	金控背景（fhc）	3.10	0.323
平均 VIF		2.21	

註 1：年度虛擬變數之 VIF 已納入計算但未個別列出，平均 VIF = 2.21 為含時間虛擬變數之全模型 VIF。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.2 敘述統計量分析

研究變數之敘述統計量列示於表 4-2，四項績效指標之分布形態見圖 4-1，研究變數間之相關係數矩陣見表 4-3 與圖 4-2。



表 4-2 研究變數之敘述統計量

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值	中位數	偏態	峰態
資產報酬率 (ROA)	192	0.529	0.713	-3.320	2.790	0.540	-1.024	10.268
股東權益報酬率 (ROE)	192	7.277	8.689	-44.910	38.620	7.505	-2.002	15.707
息稅前利潤率 (EBIT)	192	32.517	16.504	-50.020	78.920	35.580	-0.947	6.848
Tobin's Q	192	0.101	0.029	0.040	0.210	0.100	0.496	3.319
事件雷達 (ERS)	192	76.202	16.316	29.170	100.000	77.775	-0.192	2.412
環境構面 (ENV)	192	66.242	13.932	30.200	90.260	68.730	-0.847	3.187
社會構面 (SOC)	192	66.508	13.079	31.220	87.550	68.595	-0.684	2.694
公司治理 (GOV)	192	60.238	8.548	35.480	76.730	60.465	-0.595	3.112
銀行規模 (ln_size)	192	21.450	1.046	19.389	23.346	21.683	-0.458	2.258
資本適足率 (BIS)	192	14.599	1.203	10.610	17.690	14.535	-0.054	3.456
負債比率 (DABTR)	192	92.449	2.018	85.520	96.040	92.820	-1.068	4.364

註 1：ERS、ENV、SOC、GOV 之得分區間為 0-100 分；ROA、ROE、EBIT、BIS、DABTR 單位為 %。

註 2：由於銀行業資產負債結構與一般產業不同，且本研究依 TEJ 資料定義計算 Tobin's Q，其數值水準不宜直接與一般製造業或科技業比較，本文主要關注其相對變化與迴歸關聯。

註 3：敘述統計量採原始資料(2017-2024),迴歸分析因 lag 處理實際使用 168 筆。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.2.1 財務績效之離散程度

ROE 之最大值 (38.62%) 與最小值 (-44.91%) 差距較大，標準差 (8.689) 相對較高，顯示臺灣銀行業在股東報酬表現上存在高度異質性。Tobin's Q 之平均值僅 0.101 且標準差極低 (0.029)，說明市場對銀行業之估值相對保守且穩定 (圖 4-1)。

4.2.2 ESG 事件雷達 (ERS) 之分布

ERS 平均分數為 76.20，最大值達 100（代表完全無爭議事件），但最小值僅 29.17，說明部分銀行在樣本期間內遭遇較為嚴重之 ESG 負面爭議事件。觀察圖 4-3 之時間趨勢可發現，2020 年起 ERS 平均分數明顯躍升，反映金管會「綠色金融行動方案」推動後臺灣銀行業 ESG 事件管理能力之改善，惟 2021 年後分數略有下滑，可能與永續報告書揭露程度提升致更多事件被計入有關。

4.2.3 銀行特質控制變數

負債比率 (DABTR) 平均高達 92.45%，符合銀行業高度槓桿之產業特性（存款即負債）；資本適足率 (BIS) 平均為 14.60%，均高於法定標準，顯示樣本銀行整體財務穩健度良好。

4.2.4 偏態與峰態分析

由表 4-2 可觀察到，財務績效變數 (ROA、ROE、EBIT) 皆呈現左偏分配（偏態值分別為 -1.024、-2.002、-0.947），且峰態值均大於 3（10.268、15.707、6.848），呈現高狹峰特徵，顯示樣本期間內多數銀行財務表現集中於中高水準，但少數銀行因經營虧損而出現極端負值，尤以 ROE 最為明顯（最小值達 -44.91%）；圖 4-1 之盒鬚圖亦清楚顯示此一現象。Tobin's Q 偏態為 0.496，呈現輕微右偏；峰態 3.319 接近常態，分配相對對稱。ESG 相關變數 (ERS、ENV、SOC、GOV) 偏態值介於 -0.847 至 -0.192 之間，皆呈現左偏分配，意味多數銀行的 ESG 表現集中於中高分數區間。整體而言，多數變數偏離常態分配，因此後續迴歸分析使用縱橫資料迴歸模型並進行相關穩健性檢定，以確保估計結果之可靠性。

四項銀行績效指標之分布盒鬚圖 (n=192)

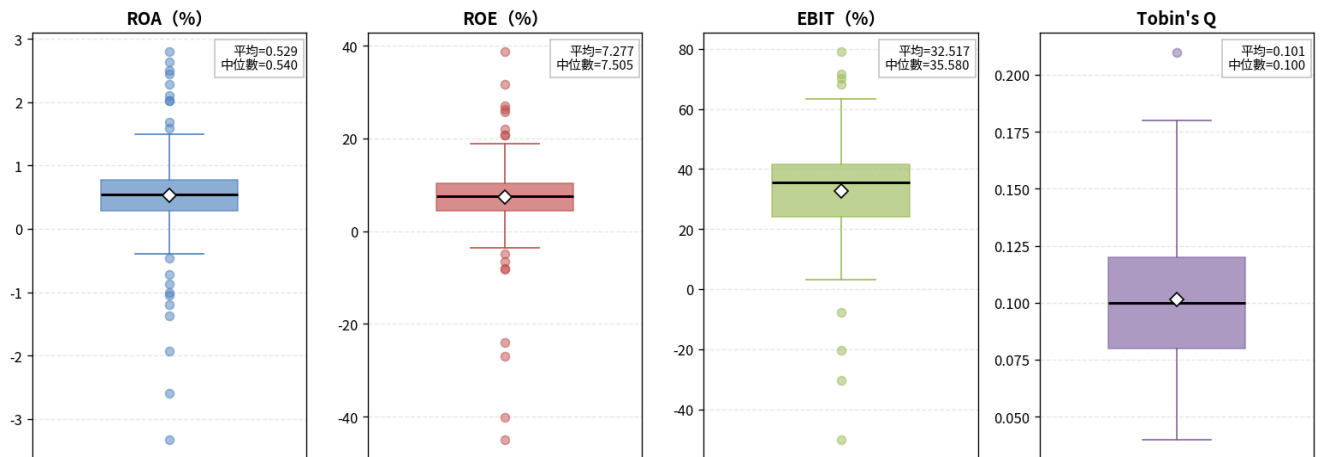


圖 4-1 四項銀行績效指標之分布盒鬚圖 (n = 192)

註:盒中黑線為中位數,菱形標誌為平均值,圓點為極端值(outliers)。

來源：自行繪製

表 4-3 研究變數間之相關係數矩陣

	ROA	ROE	EBIT	Q	ERS	ENV	SOC	GOV	Size	BIS	Dabt r
ROA	1.00										
ROE	0.89*	1.00									
EBIT	0.23*	0.06	1.00								
Tobin's Q	0.28*	0.16	0.46*	1.00							
ERS	-0.03	-0.12*	0.12*	-0.06	1.00						
ENV	0.06	0.11	-0.12*	0.20*	0.11	1.00					
SOC	-0.13*	-0.04	-0.02	0.16	0.13*	0.41*	1.00				
GOV	0.03	-0.02	0.13*	-0.05	0.28*	0.08	0.03	1.00			
ln_size	-0.07	0.09	-0.34*	0.08	-0.09	0.43*	0.44*	-0.22*	1.00		
BIS	0.20*	0.11	0.00	0.29*	0.25*	0.13*	-0.03	0.02	0.24*	1.00	
DABTR	-0.45*	-0.20*	-0.42*	-0.45*	-0.06	0.09	0.34*	-0.06	0.48*	-0.35*	1.00

註：1. * 表示 $p < 0.10$ 。

2. 各解釋變數間之相關係數最高僅為 0.48，呼應表 4-1 之 VIF 結果，顯示無嚴重多重共線性疑慮。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

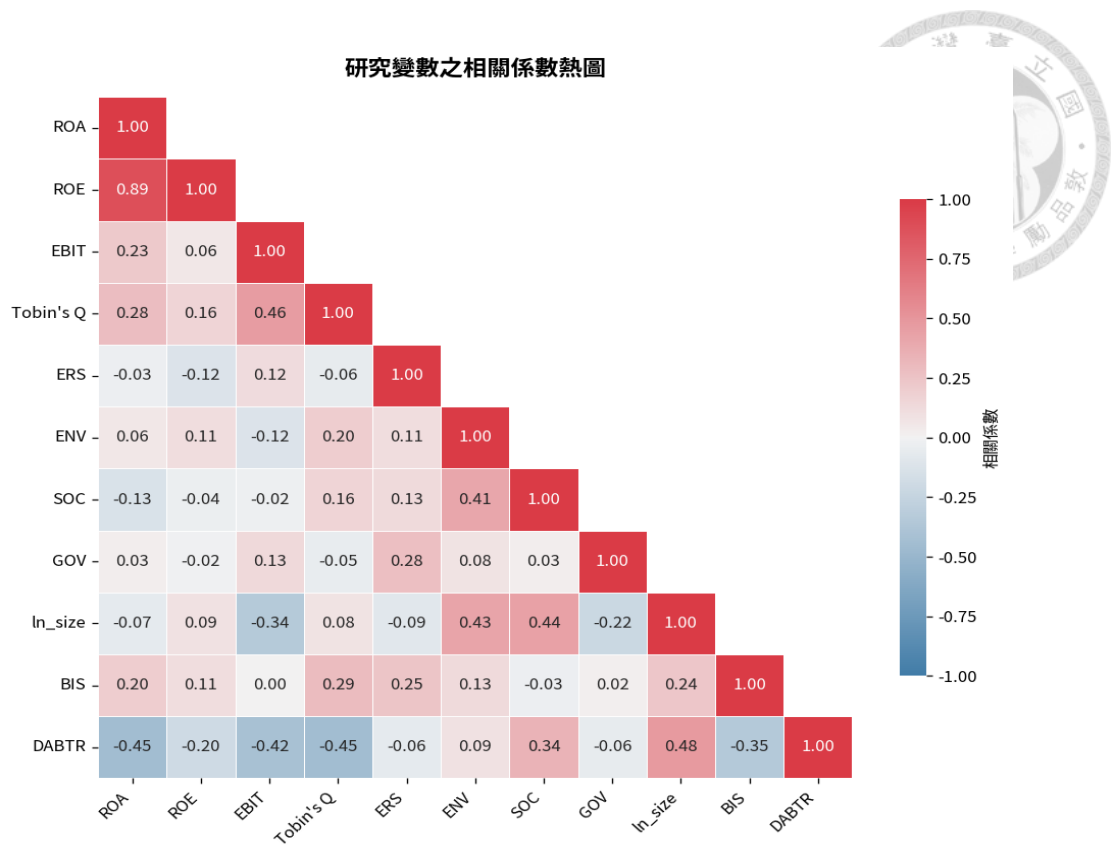


圖 4-2 研究變數之相關係數熱圖

註：色階由藍至紅表示相關係數由 -1 至 +1。

來源：自行繪製

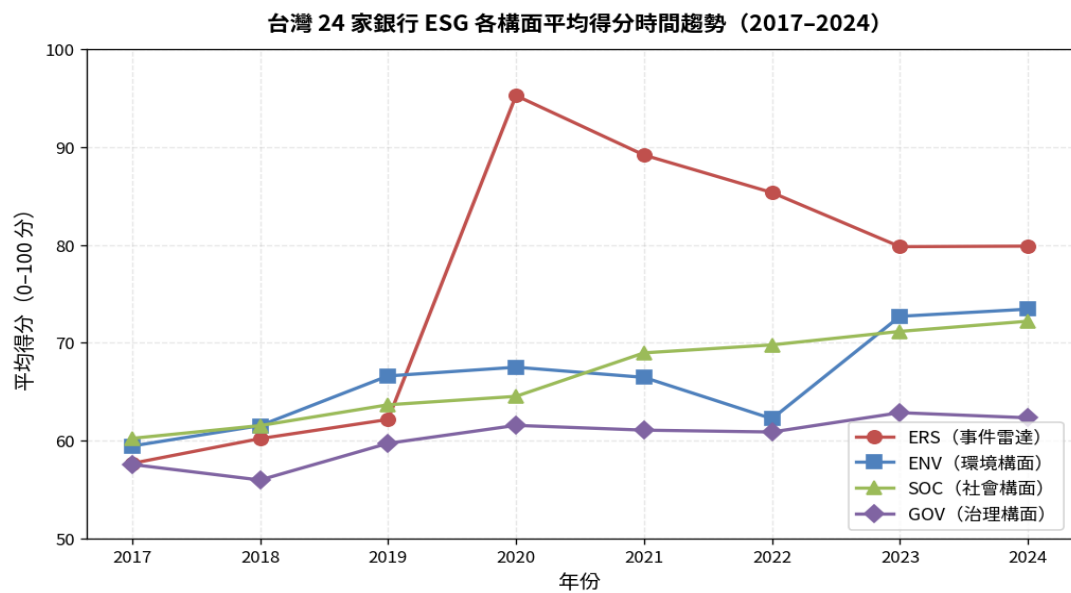


圖 4-3 臺灣 24 家銀行 ESG 各構面平均得分時間趨勢 (2017-2024)

來源：自行繪製



4.3 模型適用檢定

本節依據第三章 3.2.4 節所建立之實證模型（式 3-1、式 3-2），針對 ROA、ROE、EBIT 及 Tobin's Q 四項被解釋變數，分別進行 F 檢定、LM 檢定與 Hausman 檢定，以選擇最適之縱橫資料迴歸估計方法。各檢定之假設、統計量與判定準則已於第 3.3.2 節詳述，本節呈現各被解釋變數之檢定統計量與 p 值，並依序判定其最適模型，最後彙整於本節末。

4.3.1 被解釋變數：資產報酬率（ROA）

表 4-4 ROA 模型適用檢定

模型檢定	虛無假設與對立假設	檢定統計量	p 值
F 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 固定效果模型	$F = 1.75$	$0.0269 < 0.05$
LM 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 隨機效果模型	$\lambda = 0.00$	$1.0000 > 0.05$
Hausman 檢定	H_0 : 隨機效果模型 / H_1 : 固定效果模型	$m = 28.91$	$0.0002 < 0.05$
最適模型：固定效果模型（FE）			

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

(1) F 檢定： $F = 1.75$ ，p 值 0.0269，於 5% 顯著水準下拒絕 H_0 ，表示銀行間存在顯著之個體異質性，固定效果模型優於 OLS。

(2) LM 檢定： $\lambda = 0.00$ ，p 值 1.0000，未能拒絕 H_0 ；個體層級之隨機效應變異數（ σ_u^2 ）估計為零，模型傾向於 OLS。

(3) Hausman 檢定：儘管 LM 檢定不顯著，Hausman 檢定統計量為 28.91，p 值 0.0002，於 1% 顯著水準下強烈拒絕 H_0 。當 Hausman 檢定顯著時，個體效應與解釋變數之間存在相關性，隨機效果模型之估計量會產生偏誤，固定效果模型成為一致且無偏的估計量。因此，本研究判定固定效果模型為 ROA 之最適實證模型。

4.3.2 被解釋變數：股東權益報酬率（ROE）

表 4-5 ROE 模型適用檢定

模型檢定	虛無假設與對立假設	檢定統計量	p 值
F 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 固定效果模型	$F = 2.77$	$0.0001 < 0.05$
LM 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 隨機效果模型	$\lambda = 0.00$	$1.0000 > 0.05$
Hausman 檢定	H_0 : 隨機效果模型 / H_1 : 固定效果模型	$m = 43.51$	$0.0000 < 0.05$
最適用模型：固定效果模型（FE）			

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

- (1) F 檢定： $F = 2.77$ ，p 值 0.0001，於 1% 顯著水準下拒絕 H_0 ，銀行間存在顯著之個體效果，固定效果模型優於 OLS。
- (2) LM 檢定： $\lambda = 0.00$ ，p 值 1.0000，未能拒絕 H_0 ， $\sigma_u^2 = 0$ ，資料於 ROE 模型上無顯著之隨機效應。
- (3) Hausman 檢定：統計量 43.51，p 值 0.0000，於 1% 顯著水準下強烈拒絕 H_0 。隨機效果模型估計量將產生偏誤且不具一致性。因此，本研究判定固定效果模型為 ROE 最適用之估計模型，能有效控制銀行端不隨時間變動之異質性。

4.3.3 被解釋變數：息稅前利潤率（EBIT）

表 4-6 EBIT 模型適用檢定

模型檢定	虛無假設與對立假設	檢定統計量	p 值
F 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 固定效果模型	$F = 5.36$	$0.0000 < 0.05$
LM 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 隨機效果模型	$\lambda = 42.26$	$0.0000 < 0.05$
Hausman 檢定	H_0 : 隨機效果模型 / H_1 : 固定效果模型	$m = 13.22$	$0.0670 > 0.05$
最適用模型：隨機效果模型（RE）			

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

- (1) F 檢定： $F = 5.36$ ，p 值 0.0000，拒絕虛無假設，模型具備顯著之個體效應，固定效果模型優於 OLS。
- (2) LM 檢定： $\lambda = 42.26$ ，p 值 0.0000，拒絕虛無假設，證實隨機效果優於 OLS。
- (3) Hausman 檢定：統計量 13.22，p 值 0.0670，於 5% 顯著水準下未能拒絕 H_0 。

當 Hausman 檢定未達顯著時，隨機效果模型之估計量不僅具備一致性，且相較於固定效果模型更具估計效率。另採用隨機效果模型亦能保留「銀行型態 (banktype)」與「金控背景 (fhc)」等不隨時間變動之重要控制變數。因此，本研究判定隨機效果模型為 EBIT 指標之最適實證模型。

4.3.4 被解釋變數：Tobin's Q

表 4-7 Tobin's Q 模型適用檢定

模型檢定	虛無假設與對立假設	檢定統計量	p 值
F 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 固定效果模型	$F = 21.31$	$0.0000 < 0.05$
LM 檢定	H_0 : OLS 模型 / H_1 : 隨機效果模型	$\lambda = 167.17$	$0.0000 < 0.05$
Hausman 檢定	H_0 : 隨機效果模型 / H_1 : 固定效果模型	$m = 19.57$	$0.0066 < 0.05$
最適用模型：固定效果模型 (FE)			

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

(1) F 檢定： $F = 21.31$ ，p 值 0.0000，拒絕虛無假設，模型存在個體效果，固定效果模型優於 OLS。

(2) LM 檢定：LM 檢定統計量為 167.17，p 值為 0.0000，拒絕「無隨機個體效果」之虛無假設，表示資料具有顯著 Panel 結構，隨機效果模型優於 OLS。

(3) Hausman 檢定：統計量 19.57，p 值 0.0066，於 1% 顯著水準下拒絕 H_0 。銀行個體異質性的截距項與 ESG 投入、銀行規模等自變數之間存在顯著的相關性。因此，本研究判定固定效果模型為 Tobin's Q 指標之最適實證模型。

4.3.5 模型適用檢定之綜合結論

綜合上述對 ROA、ROE、EBIT 及 Tobin's Q 四項被解釋變數所進行之 F 檢定、LM 檢定及 Hausman 檢定結果，本研究各被解釋變數所適用之 Panel Data 估計模型彙整如表 4-8 所示。

ROA、ROE 及 Tobin's Q 三項被解釋變數均於 Hausman 檢定中以高度顯著水準拒絕虛無假設 ($p < 0.01$)，意謂個體效應 (u_i) 與解釋變數之間存在顯著相關性，於此情況下隨機效果模型之估計量將產生偏誤而不具一致性，因此採用第三章式 (3-1) 所設定之固定效果模型進行實證估計。EBIT 模型之 Hausman 檢定統

計量為 13.22 ($p = 0.0670$)，於 5% 顯著水準下未能拒絕虛無假設，配合該模型 LM 檢定強烈拒絕「無隨機效應」之虛無假設 ($\chi^2 = 42.26, p < 0.001$)，故採用第三章式 (3-2) 所設定之隨機效果模型進行實證估計，此舉同時亦能保留 $banktype_i$ 與 fhc_i 兩項不隨時間變動但具理論重要性之控制變數於估計式中。

此一針對不同績效構面選用最適模型之分層處理策略，能更精準地檢視 ESG 三大構面與事件雷達對銀行績效之跨期影響，亦符合計量經濟學之模型選擇準則，為後續實證結果 (4.5 節) 提供穩健之估計基礎。

表 4-8 各被解釋變數模型適用結論彙整

被解釋變數	Hausman 檢定 p 值	選用模型	對應公式
ROA	0.0002 ***	固定效果模型 (FE)	式 3-1
ROE	0.0000 ***	固定效果模型 (FE)	式 3-1
EBIT	0.0670	隨機效果模型 (RE)	式 3-2
Tobin's Q	0.0066 ***	固定效果模型 (FE)	式 3-1

註：1. *** 表示於 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

2. Hausman 檢定虛無假設 H_0 ：隨機效果模型估計量具一致性。當 $p < 0.05$ 時拒絕 H_0 ，採用固定效果模型；反之則採用隨機效果模型。

3. EBIT 模型雖 Hausman 檢定未顯著，但 LM 檢定 $\chi^2 = 42.26$ ($p < 0.001$) 強烈支持隨機效應之存在，故採用隨機效果模型。

4. 部分 Hausman 檢定結果出現差異共變異數矩陣非正定之警示，可能與樣本期間較短、變數尺度差異或模型自由度限制有關。本研究採用 sigmamore 選項進行檢定，並綜合 F 檢定、LM 檢定與理論判斷決定最適模型。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.4 異質變異與序列相關之診斷檢定

在 Panel Data 分析中，殘差項常面臨組間異質變異 (heteroskedasticity) 與組內序列相關 (serial correlation) 之問題。若未針對該等問題進行修正，將導致標準誤估計偏誤、進而影響統計推論之有效性，甚至產生「假性顯著」之錯誤結論。本節依序進行兩項診斷檢定，作為後續採用叢集穩健標準誤 (cluster-robust standard errors) 之依據。



4.4.1 異質變異檢定 (Modified Wald Test)

本研究對 ROA、ROE 及 Tobin's Q 三個固定效果模型，採用 Greene (2000) 提出之 Modified Wald 檢定；對於 EBIT 隨機效果模型，本研究以 Breusch-Pagan LM 檢定確認個體隨機效果之存在，並基於 Panel 資料可能存在組間變異與標準誤偏誤之考量，後續一併採用銀行層級之叢集穩健標準誤進行修正，檢定結果列示於表 4-9。

四個模型之檢定統計量皆於 1% 顯著水準下強烈拒絕「組間變異數同質」之虛無假設，其中 ROA 模型統計量達 2,865.25、ROE 模型達 8,770.95，數值尤為顯著。此結果與本研究樣本之銀行規模差異甚大相符——公股大型銀行（如臺銀、土銀、合庫）之資產規模約為中小型民營銀行之數倍至十餘倍，使得各銀行間殘差項變異數呈現高度異質性，此係銀行業縱橫資料之典型特徵。

4.4.2 序列相關檢定 (Wooldridge Test)

採用 Wooldridge (2002) 提出之一階自我相關檢定，分別對四個績效指標進行檢定（表 4-9）。ROA、ROE 及 Tobin's Q 三個模型之 F 統計量皆於 1% 顯著水準下拒絕「無一階序列相關」之虛無假設，其中 ROA 之 $F(1, 23) = 165.06$ 數值最大，顯示銀行於不同期間之資產報酬率具有極強之持續性 (persistence)，此符合銀行業務模式相對穩定、財務結構慣性高之經營特徵。EBIT 模型之 $F = 0.504$ ($p = 0.4848$) 則未達顯著，意謂該指標於組內並無明顯序列相關，此與其採用隨機效果模型（個體效應與自變數獨立）之特性一致。

4.4.3 檢定結論與標準誤修正

綜合上述兩項診斷檢定結果，本研究之資料同時存在組間異質變異與組內序列相關問題。依據 Petersen (2009) 與 Cameron & Miller (2015) 之建議，於縱橫資料中採用「銀行層級之叢集穩健標準誤」(cluster-robust standard errors clustered at bank level) 可同時修正此兩項偏誤，為當前計量經濟學界處理此類問題之標準作法。此種修正方式不影響迴歸係數之點估計，僅修正標準誤之估計，從而提供更為穩健之統計推論。本研究於後續實證分析 (4.5 節) 採用 cluster-robust SE 進行假設檢定。

表 4-9 異質變異與序列相關檢定結果

模型	異質變異檢定		序列相關檢定		修正方式
	統計量	p 值	F 統計量	p 值	
ROA (FE)	$\chi^2(24)=2,865.25^{***}$	0.0000	$F(1,23)=165.06^{***}$	0.0000	Cluster-Robust SE
ROE (FE)	$\chi^2(24)=8,770.95^{***}$	0.0000	$F(1,23)=76.19^{***}$	0.0000	Cluster-Robust SE
EBIT (RE)	$LM=42.26^{***}$	0.0000	$F(1,23)=0.504$	0.4848	Cluster-Robust SE
Tobin's Q (FE)	$\chi^2(24)=97.65^{***}$	0.0000	$F(1,23)=14.20^{***}$	0.0010	Cluster-Robust SE

註：1. 異質變異檢定：FE 模型採用 Modified Wald Test；RE 模型採用 Breusch-Pagan LM Test。

2. 序列相關檢定：採用 Wooldridge (2002) 之 AR(1) 自我相關檢定。

3. *** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.10$ 。

4. 由於 EBIT 模型經模型適用檢定後採用隨機效果模型，且 Panel Data 可能存在組間變異與標準誤估計偏誤，本研究基於一致處理原則，於 EBIT 模型亦採用銀行層級之叢集穩健標準誤進行修正。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.5 ESG 對銀行績效之影響

本節基於採用叢集穩健標準誤 (cluster-robust SE) 後之實證結果 (見表 4-10 所示)，逐一分析 ESG 各構面與控制變數對四項績效指標之影響。值得注意的是，採用 cluster-robust SE 後雖部分變數之顯著性較傳統 OLS 標準誤下為低，但此係嚴謹計量處理之必然結果，亦使本研究之統計推論更具穩健性與可信度。

本研究於所有迴歸模型中皆納入年份虛擬變數 (year dummy variables)，旨在控制樣本期間內 (2018–2024 年) 不隨個體變動但隨時間演進之總體經濟環境衝擊 (具體年份效果如圖 4-4 所示)。本研究實證模型整體解釋力良好：由判定係數 (R^2) 觀察，ROA 與 ROE 模型分別達 0.514 與 0.615，顯示模型對銀行財務績效具有一定程度之解釋能力；Tobin's Q 模型之 R^2 為 0.242，雖相對較低，但考量市場績效易受外部因素影響，此結果仍屬合理範圍。

表 4-10 ESG 對銀行績效影響之實證結果 (Cluster-Robust Standard Errors)

變數	ROA (FE)	ROE (FE)	EBIT (RE)	Tobin's Q (FE)
L.ERS (事件雷達)	0.00227 (0.00672)	0.0860 (0.0700)	0.2710 (0.1710)	0.000334*** (0.000109)
L.ENV (環境構面)	-0.00434 (0.00468)	-0.1440* (0.0705)	-0.0435 (0.0936)	-0.0000079 (0.000107)
L.SOC (社會構面)	0.0105 (0.00640)	0.0552 (0.0468)	0.0317 (0.1090)	-0.0000745 (0.000111)
L.GOV (公司治理)	0.00954 (0.01080)	0.2220 (0.1460)	-0.1900 (0.3080)	-0.000113 (0.000313)
L.ln_size (銀行規模)	-1.789* (0.9700)	-34.00** (12.63)	-1.471 (3.172)	0.0342 (0.0234)
L.BIS (資本適足率)	0.122 (0.0903)	1.895* (1.016)	-2.072* (1.249)	0.00184 (0.00153)
L.DABTR (負債比率)	0.370*** (0.0901)	6.648*** (1.530)	-3.085** (1.420)	-0.000894 (0.00184)
banktype (銀行型態)	—	—	-6.290 (4.997)	—
fhc (金控背景)	—	—	0.850 (4.770)	—
2019.year	0.843*** (0.226)	7.396*** (1.692)	0.414 (1.394)	0.00770** (0.00309)
2020.year	0.753** (0.269)	7.100*** (2.514)	-1.022 (2.047)	-0.00604 (0.00360)
2021.year	0.480 (0.361)	2.611 (3.480)	-2.109 (6.435)	-0.0109* (0.00575)
2022.year	-0.433 (0.418)	-8.818* (4.973)	-2.569 (6.061)	-0.0210*** (0.00708)
2023.year	0.0322	-2.560	-11.20	-0.0118

	(0.420)	(4.656)	(6.947)	(0.00830)
2024.year	0.829*	10.32*	9.052**	-0.00913
	(0.462)	(5.031)	(3.814)	(0.00943)
常數項	1.358	76.80	381.5***	-0.581
	(20.23)	(221.0)	(129.2)	(0.477)
觀察值 (N)	168	168	168	168
R ² (within)	0.514	0.615	0.276	0.242

註：1. 括號內為叢集穩健標準誤（cluster-robust standard errors clustered at bank level）。

2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ 。

3. 所有迴歸模型均納入年份虛擬變數以控制總體經濟環境衝擊（2018 年為基準年）。

4. ROA、ROE、Tobin's Q 採用固定效果模型（FE）；EBIT 採用隨機效果模型（RE）。

5. banktype 與 fhc 為時不變變數，於 FE 模型中被個體固定效果吸收，故僅於 EBIT (RE) 模型呈現估計值。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

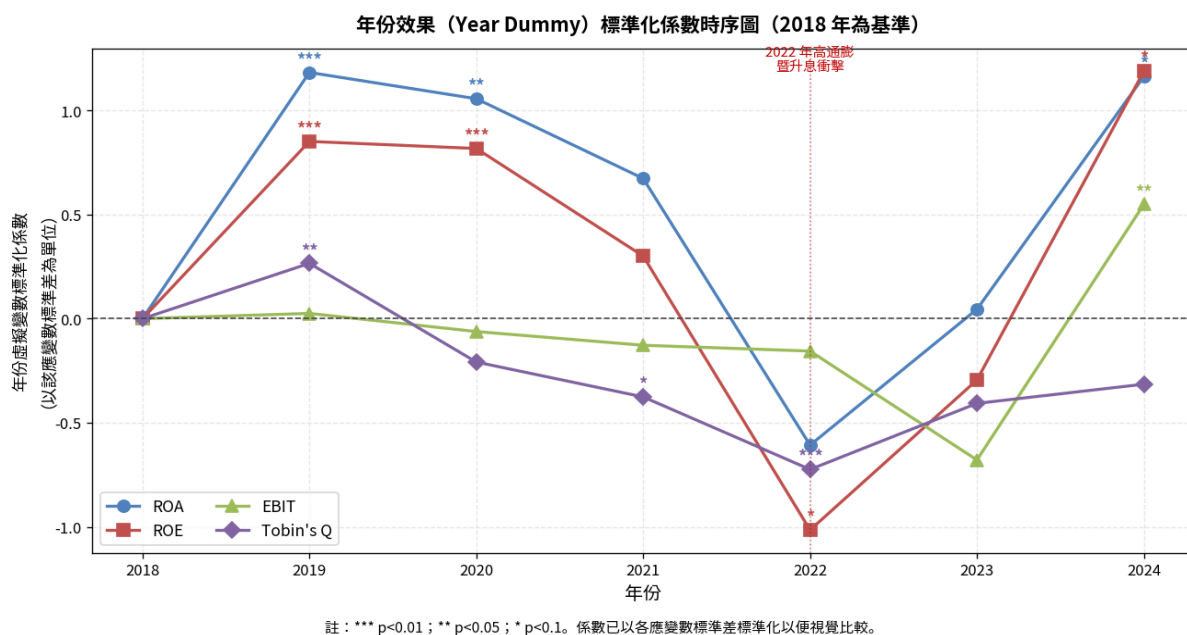


圖 4-4 年份效果 (Year Dummy) 標準化係數時序圖 (2018 年為基準)

註：1. 本圖為係數尺度調整後之視覺化結果。

2. 紅色虛線標示 2022 年高通膨暨升息衝擊時點；該年 Tobin's Q 達 1% 顯著為負，與全球央行緊縮政策時序一致。

3. 標準化係數係將原始迴歸係數除以應變數的標準差，讓不同尺度的變數之間可以做相對比較，反映「該年份的總體衝擊，相對於績效指標的整體波動幅度，佔了多大比例」。

4. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ 。

來源：自行繪製

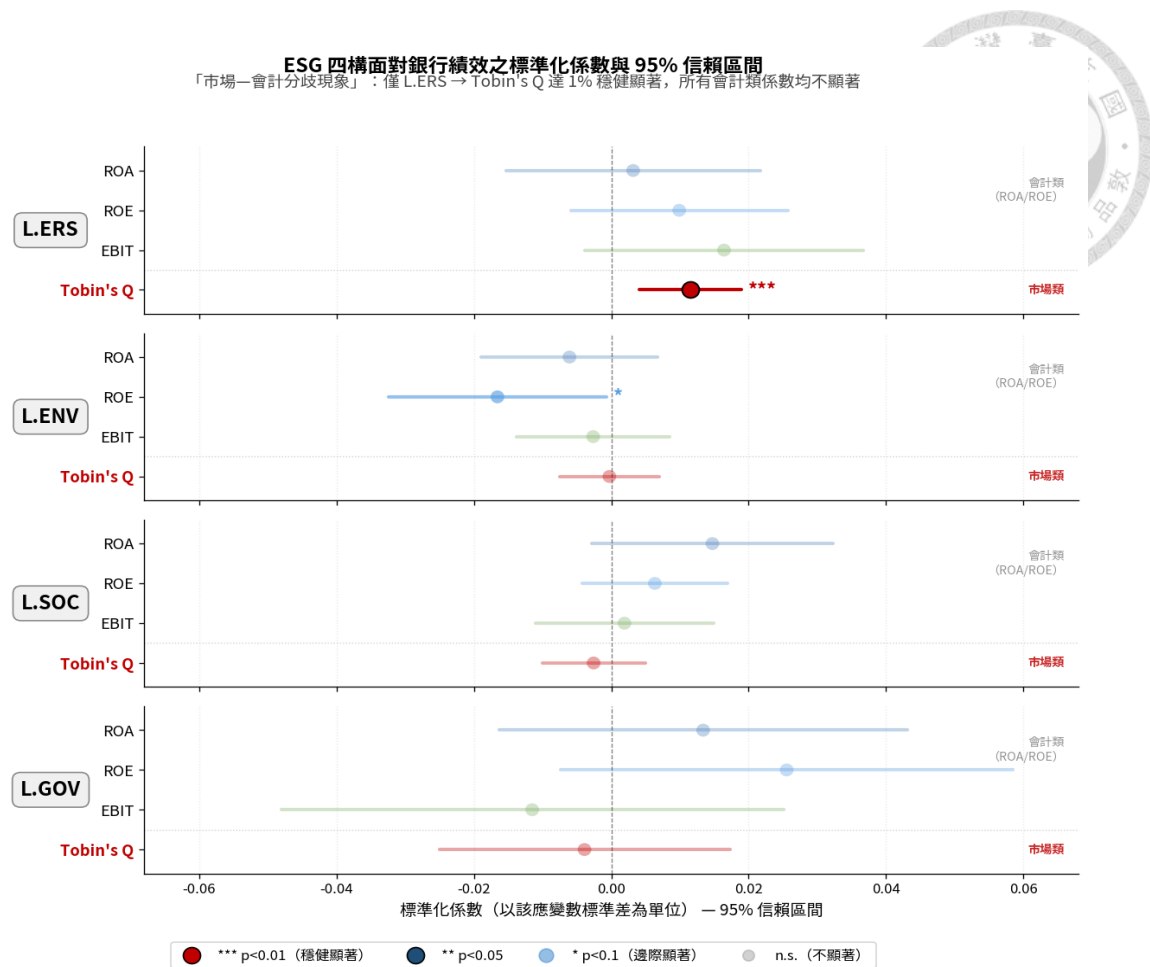


圖 4-5 ESG 四構面對銀行績效之標準化係數與 95% 信賴區間

註：1. 係數已以該應變數標準差標準化以便視覺比較。

2. 圖中可清楚觀察到僅 L.ERS → Tobin's Q 達 1% 穩健顯著（紅色點），呈現本研究核心發現之「市場—會計分歧現象」。

3. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$, n.s. 為不顯著。

來源：自行繪製

4.5.1 資產報酬率（ROA）之實證分析

前述分析檢定 ROA 模型採用固定效果模型，並以 cluster-robust SE 進行修正。

ESG 分項表現：實證結果顯示，事件雷達（L.ERS, 係數 0.00227, $p > 0.10$ ）、環境構面（L.ENV, 係數 -0.00434, $p > 0.10$ ）、社會構面（L.SOC, 係數 0.0105, $p > 0.10$ ）及公司治理構面（L.GOV, 係數 0.00954, $p > 0.10$ ）對資產報酬率均未達統計顯著水準。雖然 SOC 與 GOV 之係數方向為正，符合「ESG 投入有助於提升資產使用效率」之預期方向，但統計上未呈現穩健效果。此結果與目前文獻發現一致：Friede, Busch, & Bassen (2015) 整合超過 2,000 篇 ESG 與企業績效實證研

究，約 90% 之研究顯示 ESG 與企業財務績效具非負向關聯，其中投票計數法類型研究有 47.9%、後設分析類型研究有 62.6% 呈現正向關聯，仍存在大量「不顯著」或「混合」結果。本研究歸納以下三點可能原因：

(1) ESG 投入具有「成本前置、效益遞延」特性：銀行為改善 ESG 表現所投入之成本（如綠色授信審查系統建置、員工 ESG 培訓、永續報告書編製）皆會立即計入當期費用，但其營運效率提升與風險降低之效益往往需要時間發酵才能顯現。本研究樣本期間（2018–2024）相對較短，使 ESG 對 ROA 之正向效果尚未充分顯現。

(2) 會計績效之「短期慣性」效果：本研究 Wooldridge 序列相關檢定顯示 ROA 之 $F = 165.06$ ($p < 0.0001$)，存在極強之自我相關，意謂銀行 ROA 主要由前期績效慣性所驅動，ESG 等外生變數之邊際解釋力相對有限。

(3) 銀行業 ROA 之變異本身較小：銀行業屬高度監管產業，ROA 之變異區間遠小於一般製造業或科技業，使 ESG 邊際效應難以在統計上顯現。

控制變數：負債比率 (L.DABTR, 係數 0.370, $p < 0.01$) 於 1% 水準下呈現極為穩健之顯著正向影響，是 ROA 模型中唯一通過 robust 檢定的核心變數。銀行規模 (L.ln_size, 係數 -1.789, $p < 0.10$) 呈邊際顯著負向，部分支持「規模不經濟」假說。

年份效果：2019 年 (0.843***)、2020 年 (0.753**) 顯著為正，反映該期間臺灣銀行業整體獲利之向上趨勢；2024 年 (0.829*) 邊際顯著為正，反映利率正常化後之資金利差改善（圖 4-4）。

整體而言，ESG 各指標對 ROA 的影響不穩定，顯示 ESG 對短期財務績效之影響有限。

4.5.2 股東權益報酬率 (ROE) 之實證分析

前述實證檢定 ROE 模型採用固定效果模型，並以 cluster-robust SE 進行修正。

ESG 分項表現：環境構面 (L.ENV, 係數 -0.144, $p < 0.10$) 呈現邊際顯著負向影響，為本研究中 ESG 對會計績效唯一顯著之效果。事件雷達 (L.ERS, $p > 0.10$)、社會構面 (L.SOC, $p > 0.10$) 及公司治理構面 (L.GOV, $p > 0.10$) 則未達

顯著。

ENV 顯著為負之合理解釋：Margolis, Elfenbein, & Walsh (2009) 綜合 251 篇 CSP-CFP 實證研究之後設分析研究發現，企業社會責任與財務績效之整體關聯雖為正向但量級偏小 (weighted $r = 0.11$)，且近十年研究之效果量更小，此暗示 CSR/ESG 對財務績效之影響可能受到投入時點、產業特性及衡量方式之多重影響。本研究觀察到之 ENV 對 ROE 邊際侵蝕，可視為此『正向但量級偏小』效應在短期會計指標上的具體展現。具體而言，銀行為達成永續金融轉型目標所投入的成本——包括減碳設備購置、綠色授信流程改造、ESG 諮詢顧問費用、TCFD 揭露成本等，皆於當期由股東權益吸收，而其長期效益（如綠色信貸客群忠誠度、ESG 評等提升降低融資成本）尚未充分轉化為當期股東報酬。Brogi & Lagasio (2019) 以 2000–2016 年美國上市公司為樣本之研究亦顯示，雖然 ESG 整體與銀行 ROA 呈顯著正向關聯，但個別構面之效果存在顯著差異，反映 ESG 各構面對銀行績效之影響具非對稱性。

控制變數：銀行規模 (L.ln_size, $-34.00, p < 0.05$) 顯著為負，顯示大型銀行於股東權益報酬效率上面臨較大挑戰；負債比率 (L.DABTR, $6.648, p < 0.01$) 顯著為正，符合槓桿放大股東報酬之財務理論預期；資本適足率 (L.BIS, $1.895, p < 0.10$) 邊際效果顯著為正。

整體而言，ROE 模型顯示 ESG 對股東報酬之影響具有不一致性，不同構面效果方向不同。

4.5.3 息稅前利潤率 (EBIT) 之實證分析

前述實證檢定 EBIT 採用隨機效果模型，並以 cluster-robust SE 進行修正。

ESG 分項表現：事件雷達 (L.ERS, 係數 $0.271, p > 0.10$)、環境構面、社會構面及公司治理構面均未達統計顯著水準。值得特別說明的是，L.ERS 在採用 cluster-robust SE 前曾於 5% 水準顯著 ($p = 0.021$)，但於 robust 檢定後失去顯著性，係數方向（為正）仍與預期方向一致。

對「ERS 在 robust 後失去顯著性」之合理解釋：此一現象正凸顯了 cluster-robust SE 之學術價值——它幫助本研究避免了「假性顯著」(spurious significance) 的風險。Petersen (2009) 指出當縱橫資料同時存在組間異質變異與

組內序列相關時，未修正之標準誤可能被低估 30%–50%，從而產生過度樂觀之顯著性判定。本研究 Modified Wald 檢定顯示 EBIT 模型存在組間異質變異 ($LM = 42.26, p < 0.0001$)，雖序列相關不顯著，但仍應採用 cluster-robust SE 以維持估計的一致性。

值得注意的是，L.ERS 在 Tobin's Q 模型中於 1% 水準下穩健顯著，顯示 ESG 之風險控管效益主要透過「市場前瞻性評價管道」傳遞，而非透過「當期經營利潤管道」立即顯現，此一發現本身即為本研究之重要學術貢獻（詳見第五章討論）。

控制變數：負債比率 (L.DABTR, $-3.085, p < 0.05$) 顯著為負，與 ROA、ROE 中的正向效果形成有趣對比，顯示槓桿雖能放大股東報酬，但過高之利息支出對「稅前」經營利潤具反向侵蝕作用；資本適足率 (L.BIS, $-2.072, p < 0.10$) 邊際顯著為負，意謂保留較高資本緩衝可能犧牲部分當期利潤。銀行型態 (banktype) 與金控背景 (fbc) 皆未達顯著，但針對以上兩項控制變數，將在 4.6 節做深入討論。

整體而言，EBIT 模型顯示 ESG 對銀行核心經營利潤之影響具有不一致性，不同構面效果方向不同。

4.5.4 市場價值 (Tobin's Q) 之實證分析

前述實證分析檢定 Tobin's Q 採用固定效果模型，並以 cluster-robust SE 進行修正。

ESG 分項表現：事件雷達 (L.ERS, 係數 $0.000334, p < 0.01$) 於 1% 顯著水準下呈現極為穩健之正向影響，係數雖不大，但仍為本研究最重要之實證發現。環境構面、社會構面及公司治理構面則均未達顯著。

對「ERS 顯著且 robust 後不降反升」之深度解讀：此結果具有三層學術意涵：

(1) 結果之高度穩健性：L.ERS 在採用 cluster-robust SE 前於 5% 水準顯著 ($p = 0.012$)，採用後反而升級至 1% 水準 ($p < 0.01$)。此結果顯示 L.ERS 對 Tobin's Q 之正向關聯在叢集穩健標準誤下仍具穩定性，為本研究後續討論 ESG 市場價值效果提供重要依據。



(2) 符合資本市場效率假說與 ESG 風險溢價理論：Pástor, Stambaugh, & Taylor (2021) 認為當投資人具有 ESG 偏好時，低 ESG 風險之企業將享有更低之資金成本與更高之 Tobin's Q 估值，即使其當期會計績效尚未改善。

控制變數：銀行規模、資本適足率、負債比率均未達顯著；2019 年 (0.0077**) 顯著為正、2022 年 (-0.0210***) 於 1% 水準顯著為負，後者反映該年全球高通膨與央行緊縮貨幣政策對金融資產估值之衝擊 (圖 4-4)。

4.5.5 綜合討論：ESG 影響的「市場—會計分歧現象」

綜合上述四個模型之實證結果，本研究發現了一個重要的「ESG 市場—會計分歧現象」(Market–Accounting Divergence of ESG Effects)，其結構性差異彙整於表 4-11，視覺化呈現如圖 4-5。

表 4-11 ESG 影響的「市場—會計分歧現象」

績效指標	ESG 整體 (ERS) 效果	解釋管道	反映時間
Tobin's Q (市場價值)	顯著為正 (1%)	投資人前瞻性評價、風險溢價	即時
ROA (資產報酬率)	不顯著	受會計慣性、ESG 投入成本前置影響	滯後
ROE (股東權益報酬率)	不顯著	環境投入短期侵蝕 (ENV 為負)	滯後
EBIT (核心營運利潤)	不顯著 (方向為正)	受合規成本影響	滯後

註：本表彙整自表 4-10 (採用 cluster-robust SE 之實證結果)。「ERS 效果」係指事件雷達分數對該績效指標之顯著性與方向。

來源：自行整理

本研究與 ESG 文獻主流發現大略一致：Friede, Busch, & Bassen (2015) 整合 2,200 篇研究的後設分析研究即指出，ESG 對市場類績效指標 (如 Tobin's Q、股票報酬) 的正向關聯顯著高於對會計類績效指標 (如 ROA、ROE) 的正向關聯，本研究結果於臺灣銀行業背景下再次驗證此一普遍規律，此一結果亦支持研究假說 H1 於市場類績效指標上之預期方向，與 Pástor, Stambaugh, & Taylor (2021) 之 ESG 偏好均衡模型理論預測高度一致—當投資人具有 ESG 偏好時，ESG 表現較

佳之銀行（即 ERS 分數較高者）將獲得較高之 Tobin's Q 估值，因投資人願意持有此類資產而推高其價格。

另外，對此「環境投入侵蝕短期股東報酬」現象，本研究歸納三項合理解釋：

（1）ESG 投入具「成本前置、效益遞延」特性：銀行為達成永續金融轉型目標所投入之成本，包括減碳設備購置、綠色授信流程改造、揭露系統建置、ESG 諮詢顧問費用等，皆於當期立即由股東權益吸收，而其長期效益（如綠色信貸客群忠誠度、ESG 評等提升降低融資成本）尚未充分轉化為當期股東報酬。

（2）Margolis, Elfenbein, & Walsh（2009）綜合 251 篇 CSP-CFP 實證研究之應用後設分析發現，企業社會責任與財務績效之整體關聯雖為正向但量級偏小，且近十年研究之效果量更小，此暗示 CSR/ESG 對財務績效之影響可能受到投入時點、產業特性及衡量方式之多重影響。本研究觀察到之 ENV 對 ROE 邊際侵蝕，可視為此『正向但量級偏小』效應在短期會計指標上的具體展現。

（3）此一發現與 Brogi & Lagasio（2019）以美國上市公司樣本所揭示之「ESG 各構面對銀行績效影響之非對稱性」一致，意謂環境構面之短期成本侵蝕並非臺灣特有之現象，而具有跨國共通性。

最後，此結果與 Cornett, Erhemjams & Tehranian (2016) 採用美國商業銀行之縱橫資料，於金融危機背景下檢驗 CSR 表現與銀行財務績效關聯之研究，與本研究於臺灣銀行業背景下發現「ESG 對市場價值（Tobin's Q）顯著、對會計績效不顯著」之分歧結果適成對照，凸顯跨國制度背景與資本市場效率之差異。

在本節最後以下表 4-12 逐一檢視第三章 3.1 研究假說所提出的 H1 至 H4 的四個假說成立與否。

表 4-12 研究假設預期方向與檢定結果（基於 Cluster-Robust SE）

研究假設	預期方向	實證指標	係數	係數符號	顯著性	檢定結果
H1：ESG 雷達事件總分 L.ERS 與銀行績效呈正相關	+	ROA	0.00227	+	未顯著	不支持
	+	ROE	0.0860	+	未顯著	不支持
	+	EBIT	0.2710	+	未顯著	不支持

	+	Tobin's Q	0.000334	+	1% ***	支持
H2：ESG 環境面得分						
L.ENV 與銀行績效呈正相關						
	+	ROA	-0.00434	-	未顯著	不支持
	+	ROE	-0.1440	-	10% *	反向顯著
	+	EBIT	-0.0435	-	未顯著	不支持
	+	Tobin's Q	-0.0000079	-	未顯著	不支持
H3：ESG 社會面得分						
L.SOC 與銀行績效呈正相關						
	+	ROA	0.0105	+	未顯著	不支持
	+	ROE	0.0552	+	未顯著	不支持
	+	EBIT	0.0317	+	未顯著	不支持
	+	Tobin's Q	-0.0000745	-	未顯著	不支持
H4：ESG 公司治理面得分						
L.GOV 與銀行績效呈正相關						
	+	ROA	0.00954	+	未顯著	不支持
	+	ROE	0.2220	+	未顯著	不支持
	+	EBIT	-0.1900	-	未顯著	不支持
	+	Tobin's Q	-0.000113	-	未顯著	不支持

註：1. 顯著性判讀基於採用 cluster-robust SE 後之檢定結果。

2. *** $p < 0.01$ ；** $p < 0.05$ ；* $p < 0.10$ 。

3. 「反向顯著」表示係數方向與預期相反但達統計顯著水準。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.6 異質性分析：依銀行型態與金控背景之結構性差異

4.6.1 異質性分析之動機

雖然 4.5 節之全樣本結果揭示了 ESG 對銀行績效之整體影響，惟銀行業內部存在重要結構性差異：公股銀行因兼具政策任務與商業目標，其 ESG 投入動機與民營銀行不同；隸屬金控集團之銀行則可透過跨子公司資源整合產生 ESG 投入之規模經濟。為更深入理解 ESG 效應之傳導機制，本節採用「交乘項法」（interaction term approach）與「分組迴歸法」（split-sample regression）雙重策略，分別從銀行型態與金控背景兩個維度檢視 ESG 效應之異質性。

交乘項法之模型設定如式（3-3）所示，其中 Group 為分組虛擬變數（依檢定

維度分別為 banktype 或 fhc），交乘項 (ESG × Group) 之係數即捕捉兩組間 ESG 效應之差異：

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t-1} + \beta_2 Group_i + \beta_3 (ESG \times Group)_{i,t-1} + \sum \beta_k Controls_k + \sum \gamma_t Year_t + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3-3)$$

上式中各變數之意義如下：

1. 依變數 (Dependent Variable)： $Y_{i,t}$ 代表第 i 家銀行於第 t 期之財務績效指標，分別以資產報酬率 (ROA)、股東權益報酬率 (ROE)、息稅前利潤率 (EBIT) 及 Tobin's Q 衡量。
2. 滯後一期核心 ESG 自變數 (Lagged ESG Variable)：為降低內生性問題，ESG 相關變數均採滯後一期 ($t-1$)。 $ESG_{i,t-1}$ 為核心 ESG 解釋變數之滯後一期值，依所檢驗假說分別代入事件雷達 ($ERS_{i,t-1}$)、環境構面 ($ENV_{i,t-1}$)、社會構面 ($SOC_{i,t-1}$) 或公司治理構面 ($GOV_{i,t-1}$)，各構面得分均介於 0–100 分，分數越高代表表現越佳。
3. 分組虛擬變數 (Group Dummy)： $Group_i$ 為時不變之分組虛擬變數，依異質性分析維度而定：檢驗銀行型態差異時代入 $banktype_i$ (=1 公股為基準組、=2 民營)；檢驗金控背景差異時代入 fhc_i (=1 金控為基準組、=2 非金控)。於固定效果模型 (FE) 中，此時不變變數將被個體效果 u_i 完全吸收而無法獨立估計；於隨機效果模型 (RE) 中則可保留估計。
4. 交乘項 (Interaction Term)： $(ESG \times Group)_{i,t-1}$ 為滯後一期 ESG 得分與分組虛擬變數之乘積，係本式之核心識別項。其係數 β_3 捕捉相對於基準組，對照組之 ESG 效應增量差異：基準組之完整 ESG 效應為 β_1 ；對照組之完整 ESG 效應為 $\beta_1 + \beta_3$ 。 β_3 顯著為正 (負) 代表對照組之 ESG 效應顯著強於 (弱於) 基準組。
5. 控制變數 (Control Variables，均採滯後一期處理)： $\ln_size_{\{i,t-1\}}$ 為滯後一期之銀行規模 (總資產自然對數)； $BIS_{\{i,t-1\}}$ 為滯後一期之資本適足率； $DABTR_{\{i,t-1\}}$ 為滯後一期之負債比率。
6. 年份固定效果： $Year_t$ 為年份虛擬變數，本研究實際分析期間涵蓋 2018–2024 年 (lag 後)，以 2018 年為基準年 (base year)，納入 2019–2024 共 6 個年份虛擬變數，控制不隨個體變動但隨時間演進之總體經濟環境衝擊。

7. 個體效果與誤差項： u_i 為個體隨機效果（RE 模型）或固定效果（FE 模型），捕捉不隨時間變動之銀行個體異質性（如經營文化、風險偏好）。 $\varepsilon_{i,t}$ 為隨機誤差項，本研究採銀行層級之叢集穩健標準誤（cluster-robust standard errors）修正，以解決組間異質變異與組內序列相關問題，確保統計推論之穩健性。

本研究樣本之分組結構為：銀行型態維度—公股銀行 8 家（56 個觀察值）、民營銀行 16 家（112 個觀察值）；金控背景維度—金控銀行 14 家（98 個觀察值）、非金控銀行 10 家（70 個觀察值）。各分組樣本量皆達分組分析之門檻要求。

所有迴歸均採用叢集穩健標準誤（cluster-robust SE）以確保推論之穩健性，主要差異化發現之視覺化呈現於圖 4-6，另本文僅摘要呈現具理論意義與統計顯著之關鍵係數，完整分組迴歸結果列於附錄表 1 及表 2。由於分組後樣本數較全樣本為少，本節異質性分析主要作為全樣本結果之延伸與輔助驗證，重點在於觀察 ESG 效應是否因銀行型態與金控背景而呈現方向與顯著性差異，相關推論仍應審慎解讀。

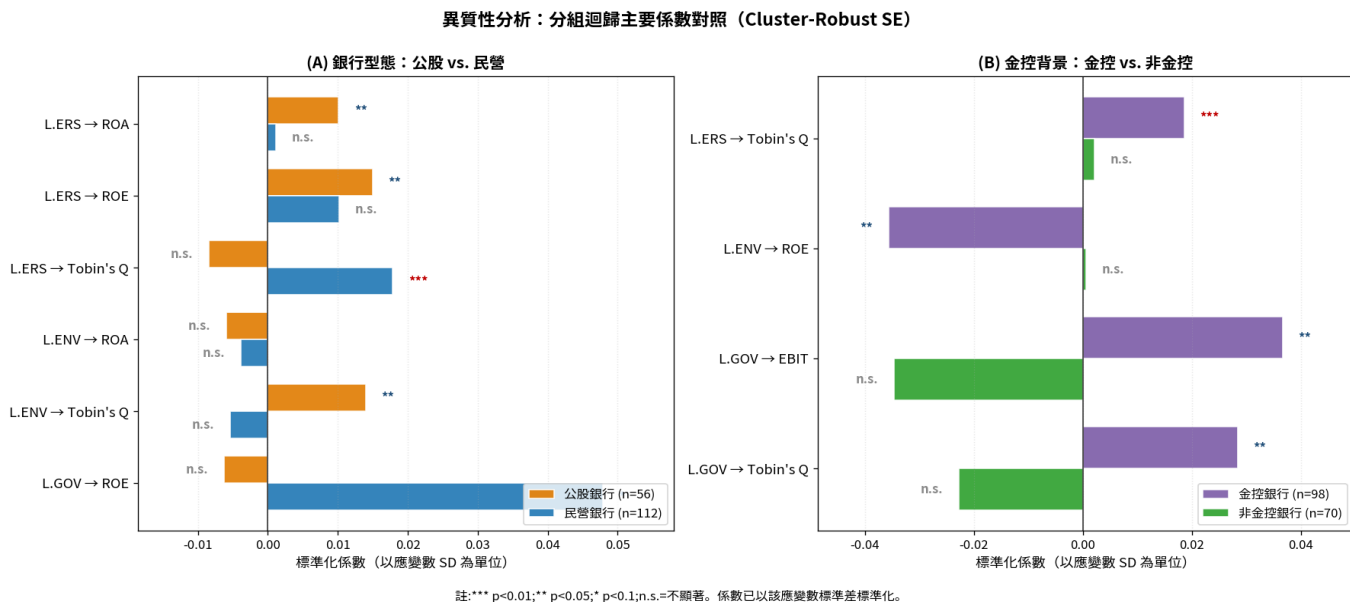


圖 4-6 異質性分析：分組迴歸主要係數對照 (Cluster-Robust SE)

註：1. 係數已以各應變數標準差標準化以便視覺比較。

2. *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.10$; n.s. 為不顯著。

3. 左圖呈現公股 vs. 民營之差異；右圖呈現金控 vs. 非金控之差異，僅列示具經濟意涵之代表性係數。



4.6.2 銀行型態之異質性（公股 vs. 民營）

採用交乘項法以 cluster-robust SE 估計，結果如表 4-13 所示，主要發現可歸納為以下四點：

（1）公司治理（GOV）對 ROE 之效應僅出現在民營銀行：交乘項 $L.GOV \times banktype$ （民營）係數為 0.550（ $p = 0.036$ ），於 5% 顯著水準下顯著為正。配合附錄附表 1 之分組迴歸結果，民營銀行 GOV 係數為 0.416（ $p = 0.055$ ，邊際顯著），而公股銀行 GOV 係數則為負且不顯著。此結果反映民營銀行因受市場機制更直接之約束，治理品質改善能更有效傳導至股東報酬，符合 Shleifer & Vishny（1997）公司治理理論之預期——當所有權結構分散且市場約束力強時，治理機制之邊際價值較高。

（2）事件雷達（ERS）之市場溢價僅出現在民營銀行：交乘項 $L.ERS \times banktype$ （民營）對 Tobin's Q 之係數為 0.000331（ $p = 0.023$ ），於 5% 水準下顯著。分組迴歸進一步證實，民營銀行之 $L.ERS \rightarrow$ Tobin's Q 係數為 0.000517（ $p = 0.001$ ），於 1% 水準下強烈顯著；而公股銀行此一效應反而不顯著（ $p = 0.116$ ）。此一發現具有重要學術意涵：民營銀行受資本市場之 ESG 風險定價機制較強，公股銀行則因政府背景使市場對其 ESG 風險反應較為遲鈍。此結果呼應 Pástor, Stambaugh, & Taylor（2021）之 ESG 風險溢價理論——市場對 ESG 風險之定價效率取決於企業所有權結構之透明度與市場化程度。

（3）環境構面（ENV）對 ROA 之負向效果集中於公股銀行：交乘項 $L.ENV \times banktype$ （民營）係數為 0.0160（ $p = 0.049$ ），於 5% 水準下顯著為正，意謂 ENV 對民營銀行 ROA 之負向效果較公股銀行為弱。基準組（公股） $L.ENV$ 係數為 -0.0164（ $p = 0.028$ ），於 5% 水準下顯著為負。可能原因為公股銀行肩負政策性綠色金融任務（如配合金管會綠色授信政策、執行轉型金融示範案例），環境投入規模較大且時間較早，短期成本壓力對 ROA 之侵蝕更為明顯。

（4）公股銀行展現「ESG 改善會計績效」之獨特模式：分組迴歸顯示，僅在公股銀行樣本中， $L.ERS$ 對 ROA（係數 0.00721, $p = 0.028$ ）與 ROE（係數 0.130, $p = 0.029$ ）皆於 5% 水準下顯著為正。配合資本適足率（BIS）對公股銀行 ROA、

ROE 之穩健正向影響（皆於 5% 顯著），此結果暗示公股銀行透過 ESG 風險管理能有效改善會計績效，但此效益尚未充分轉化為市場估值溢酬。可能反映投資人對公股銀行之估值較依賴股利政策與政府信用背書，而非 ESG 表現。

表 4-13 銀行型態異質性檢定（交乘項法，Cluster-Robust SE）

變數	ROA (FE)	ROE (FE)	EBIT (RE)	Tobin's Q (FE)
L.ERS（公股基準）	0.00867	0.190*	0.278	0.000125
L.ERS × 民營	-0.00765	-0.114	0.0656	0.000331**
L.ENV（公股基準）	-0.0164**	-0.211**	-0.135	0.000154
L.ENV × 民營	0.0160**	0.0532	0.109	-0.000202
L.SOC（公股基準）	0.0169**	0.212**	0.268	-0.0000167
L.SOC × 民營	-0.00576	-0.177*	-0.305	-0.0000653
L.GOV（公股基準）	-0.0101	-0.147	-0.415*	-0.000306
L.GOV × 民營	0.0278	0.550**	0.296	0.000142
L.ln_size	-2.024*	-32.97**	-1.681	0.0251
L.BIS	0.143	2.189*	-2.228	0.000993
L.DABTR	0.410***	7.180***	-2.868**	-0.000414
觀察值 (N)	168	168	168	168
R² (within)	0.530	0.634	0.288	0.276

註：1. 基準組為公股銀行（banktype = 1），交乘項係數代表民營銀行（banktype = 2）相對於基準之差異。

相對於基準之差異；表中 L.ERS、L.ENV、L.SOC、L.GOV 之獨立項係數係公股組（基準）之邊際效應，「L.X

× 民營」交乘項係數則代表民營銀行邊際效應與公股之差異。

2. ROA、ROE、Tobin's Q 採固定效果模型（FE）；EBIT 採隨機效果模型（RE）。

3. 所有模型均納入年份虛擬變數及 cluster-robust SE。

4. *** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.10$ 。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.6.3 金控背景之異質性（金控 vs. 非金控）

採用交乘項法檢驗金控背景對 ESG 效應之調節作用，結果如表 4-14 所示，主要發現可歸納為以下四點：

（1）公司治理（GOV）對 Tobin's Q 之市場溢價僅出現在金控銀行：交乘項

L.GOV $\times$ fhc（非金控）係數為 -0.00138（ $p < 0.001$ ），於 1% 水準下強烈顯著為負，意謂 GOV 對 Tobin's Q 之正向效果在非金控銀行中完全消失。附錄附表 2 之分組迴歸驗證此結果—金控銀行 L.GOV 係數為 0.000823（ $p = 0.023$, 5% 顯著），非金控銀行則為 -0.000660（不顯著）。此一現象反映金控集團之組織結構（涉及銀行、證券、保險、投信等子公司）使治理品質差異化效益更易被市場識別，與 La Porta, Lopez-de-Silanes, & Shleifer（2002）政府銀行所有權理論之預期一致。

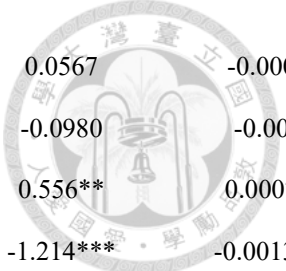
（2）公司治理對 EBIT 之效益亦集中於金控銀行：分組迴歸顯示金控銀行公司治理對營運利潤之條件性效應係數（L.GOV $\rightarrow$ EBIT）為 0.605（ $p = 0.017$, 5% 顯著），非金控銀行則為 -0.573（不顯著）。整合上述兩項發現，治理品質為金控銀行創造價值之關鍵 ESG 構面，符合金控集團多元化經營下治理機制重要性之理論預期。

（3）環境構面（ENV）對 ROE 之負向效果於金控銀行尤為明顯：分組迴歸顯示金控銀行環境構面對營運利潤之條件性效應係數（L.ENV $\rightarrow$ ROE）為 -0.310（ $p = 0.027$, 5% 顯著），非金控銀行則為 0.005（不顯著）。此結果反映金控集團於永續金融轉型過程中承擔較大規模之環境投入成本（如建置 TCFD 揭露系統、編製永續報告書、推動綠色金融商品等），短期內侵蝕股東報酬之效應更為顯著。

（4）事件雷達（ERS）之市場溢價亦集中於金控銀行：分組迴歸顯示金控銀行事件雷達對營運利潤之條件性效應係數（L.ERS $\rightarrow$ Tobin's Q）為 0.000539（ $p < 0.001$, 1% 顯著），非金控銀行則為 0.0001（不顯著）。配合上述 GOV 發現，金控銀行為「ESG 市場價值」之主要受益者，反映金控之資訊揭露相對完整、機構投資人覆蓋率較高、分析師關注度較強，使市場能更有效率地將 ESG 表現納入定價。

表 4-14 金控背景異質性檢定（交乘項法，Cluster-Robust SE）

變數	ROA (FE)	ROE (FE)	EBIT (RE)	Tobin's Q (FE)
L.ERS（金控基準）	0.00306	0.0800	0.312	0.000479***
L.ERS $\times$ 非金控	0.00338	0.119	-0.0711	-0.000176
L.ENV（金控基準）	-0.00990	-0.236**	-0.203	-0.000129
L.ENV $\times$ 非金控	0.0112	0.242*	0.191	-0.0000027



L.SOC (金控基準)	0.0138	0.102	0.0567	-0.0000532
L.SOC × 非金控	-0.00877	-0.0893	-0.0980	-0.000194
L.GOV (金控基準)	0.0165	0.357	0.556**	0.000724**
L.GOV × 非金控	-0.00941	-0.238	-1.214***	-0.001380***
L.ln_size	-1.873	-29.34*	-1.843	0.00526
L.BIS	0.142	2.237*	-1.787	0.000351
L.DABTR	0.417***	7.246***	-3.488***	-0.00180
觀察值 (N)	168	168	168	168
R² (within)	0.521	0.633	0.327	0.331

註：1. 基準組為金控銀行 (fhc = 1)，交乘項係數代表非金控銀行 (fhc = 2) 相對於基準之差異；表中 L.ERS、L.ENV、L.SOC、L.GOV 之獨立項係數係金控組 (基準) 之邊際效應，「L.X × 非金控」交乘項係數則代表非金控銀行邊際效應與金控之差異。

2. EBIT 模型額外納入 banktype 控制變數。

3. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ 。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

4.6.4 分組迴歸驗證

為加強實證結果的穩健性，本研究進一步採用分組迴歸法 (split-sample regression)，分別於公股／民營及金控／非金控四組樣本內進行迴歸估計，結果如附錄附表 1 與附表 2 所示。分組結果與交乘項法之發現高度一致，並進一步揭示若干交乘項法未能完全呈現之細節：

(1) 公股銀行分組中，L.ERS 對 ROA ($\beta = 0.00721, p = 0.028$) 與 ROE ($\beta = 0.130, p = 0.029$) 皆顯著為正，揭示公股銀行 ESG 風險管理對會計績效之改善效果，此結果於全樣本及交乘項分析中皆未能完全呈現。

(2) 公股銀行 L.ENV 對 Tobin's Q 顯著為正 ($\beta = 0.000405, p = 0.046$)，民營銀行則不顯著。此結果暗示市場對公股銀行之環境投入給予正向評價，反映公股銀行之政策性環境投入具有較高之社會公信力。

(3) 金控銀行 L.GOV 對 EBIT ($\beta = 0.605, p = 0.017$) 與 Tobin's Q ($\beta = 0.000823, p = 0.023$) 皆顯著為正，雙重驗證治理機制於金控集團之經濟價值。

(4) 非金控銀行樣本中，負債比率 (DABTR) 對 EBIT 之負向效果極為強烈 ($\beta = -6.119, p < 0.001$)，相較於金控銀行之不顯著 ($\beta = -1.709, p = 0.345$)，顯示非

金控獨立銀行對財務槓桿之承受能力較弱，過高之利息負擔對稅前利潤造成顯著侵蝕。



4.6.5 異質性分析之綜合詮釋

綜合上述四項發現，本研究揭示了 ESG 效應傳導之「條件性結構」(contingent structure)：

(1) 市場價值傳導管道：ESG 對 Tobin's Q 之正向影響主要由民營銀行與金控銀行所驅動，反映此兩類銀行受資本市場機制之約束較強，投資人能更有效率地將 ESG 風險納入定價。

(2) 會計績效傳導管道：ESG 對 ROA、ROE 之正向影響主要出現在公股銀行，反映公股銀行之 ESG 投入透過內部營運效率改善反映於會計指標，但市場尚未充分定價此效益。

(3) 治理價值之集中性：公司治理 (GOV) 構面之經濟效益高度集中於金控銀行，於市場 (Tobin's Q) 與營運 (EBIT) 兩個層面皆顯著，反映金控集團複雜組織結構下治理機制之重要性。

(4) 環境投入成本之分擔：環境構面 (ENV) 之短期股東報酬侵蝕效果主要由金控銀行與公股銀行承擔，反映其於永續金融轉型過程中扮演領頭角色之代價。

由於分組後樣本數較小，異質性分析結果主要作為補充性證據，用以觀察 ESG 效應是否存在結構性差異，相關結果仍需審慎解讀；但此一異質性分析結果仍可深化並修正了 4.5 節之全樣本結論—ESG 對銀行績效之影響並非均質普遍存在，而是高度依賴銀行之所有權結構與組織形式。本研究主要異質性發現整理如表 4-15 所示。

表 4-15 異質性分析主要發現整理

分組維度	顯著差異變數	係數方向與顯著性	經濟意涵
銀行型態	L.ENV → ROA	公股顯著為負 ($\beta = -0.0164^{**}$)；民營不顯著	公股銀行肩負政策性綠色金融任務，環境投入規模較大，短期成本侵蝕 ROA
	L.GOV → ROE	民營顯著為正 ($\beta = +0.550^{**}$)；公股不顯著	民營銀行受市場機制約束較強，治理品質改善能更有效傳導至股東報酬

	L.ERS → Tobin's Q	民營顯著為正 ($\beta = +0.000331^{**}$)；公股不顯著	酬 民營銀行受資本市場 ESG 風險定價機制較強，公股因政府背景反應較遲鈍
金控背景	L.GOV → Tobin's Q	金控顯著為正 ($\beta = +0.000724^{**}$)；非金控顯著為負 ($\beta = -0.001380^{***}$)	金控集團複雜組織結構使治理品質差異化效益更易被市場識別
	L.GOV → EBIT	金控顯著為正 ($\beta = +0.556^{**}$)；非金控顯著為負 ($\beta = -1.214^{***}$)	金控銀行多元化經營下，治理機制對營運利潤影響更為顯著
	L.ENV → ROE (金控組內)	金控顯著為負 ($\beta = -0.236^{**}$)；非金控不顯著	金控集團於永續金融轉型中承擔較大規模環境投入，短期股東報酬侵蝕較大

註：本表彙整自表 4-13 至附錄附表 1、2 之實證結果，僅列示具統計顯著性之異質性發現。

來源：自行整理

第五章 結論與建議



本研究以臺灣 24 家銀行於 2017–2024 年之縱橫資料為樣本，系統性檢視 ESG 對臺灣銀行業績效之影響。

5.1 主要研究結論

本研究歸納出五項主要結論，分別涉及四項研究假說之檢驗結果、ESG 市場—會計分歧現象、銀行型態與金控背景之異質性差異，以及計量穩健性之意涵。

(1) ESG 事件雷達 (ERS) 對市場價值具穩健正向影響

本研究最核心之實證發現為滯後一期之 ESG 事件雷達 (L.ERS) 對 Tobin's Q 呈現穩健正向影響，在採嚴格叢集穩健標準誤 (cluster-robust SE) 檢定後顯著性反而上升，揭示傳統標準誤實際上低估了該變數之穩定性，意謂 ESG 風險管理能力對銀行市場價值之正向效果為高度真實且穩健之經驗事實。

(2) ESG 各構面對會計類績效指標之影響不顯著或反向

ESG 各構面對 ROA、ROE、EBIT 等會計類績效指標之影響整體上未達統計顯著水準，僅環境構面 (L.ENV) 對 ROE 呈現邊際顯著之負向影響，與假說 H2 之預期方向相反。

銀行的 ESG 投入具成本前置、效益遞延特性，無法充分轉為當前股東報酬，與美國上市公司樣本呈現的現象相一致。另外，銀行業受到高度監管，ROA 變異區間較窄，使 ESG 等因素對會計指標之邊際解釋力較小。

(3) ESG 影響呈現「市場—會計分歧」之系統性現象

ESG 事件雷達 (ERS) 對市場價值 (Tobin's Q) 具高度穩健之正向影響，但對會計類績效指標 (ROA、ROE、EBIT) 則整體未達顯著。

顯示資本市場具有「ESG 前瞻評價」能力，符合資本市場效率假說與 ESG 風險溢價理論。臺灣銀行業與跨國 ESG 對市場類績效指標之正向關聯顯著高於對會

計類績效指標正向關聯之現象相一致。



(4) ESG 效應具高度異質性，依銀行型態與金控背景而不同

臺灣銀行業 ESG 市場價值傳導管道集中於民營銀行與金控銀行，而於公股銀行與非金控銀行則不顯著。此結果反映此兩類銀行受資本市場機制之約束較強，投資人能更有效率地將 ESG 風險納入定價。

公司治理 (GOV) 之經濟價值高度集中於金控銀行，而於非金控銀行則完全消失甚至出現顯著負向。此結果反映金控集團之多層組織結構 (涉及銀行、證券、保險、投信等多元子公司) 使治理品質之差異化效益更易被市場識別。公股銀行展現「ESG 改善會計績效」之獨特模式：金控集團與公股銀行於臺灣永續金融轉型過程中扮演領頭角色，承擔較大規模之環境投入成本，短期股東報酬之侵蝕較為明顯。

5.2 政策意涵與實務建議

基於上述主要結論，本研究分別對主管機關、銀行業者與機構投資人提出政策意涵與實務建議。

5.2.1 對主管機關之政策建議

(1) 深化「綠色及轉型金融行動方案」之差異化政策設計，依銀行型態提供差異化之政策誘因。

本研究實證資料顯示，臺灣 24 家銀行 ESG 事件雷達分數於 2020 年起明顯躍升，與金管會「綠色金融行動方案 2.0」之發布時點高度吻合，此現象與金管會綠色金融政策推動時點相近，可能反映制度環境變化與銀行 ESG 表現改善之間存在關聯。然而，本研究亦揭示 ESG 投入於不同銀行型態間具有差異化之短期成本承擔——公股銀行與金控銀行之環境構面 (ENV) 投入對股東報酬具邊際侵蝕作用。建議主管機關於後續永續金融政策設計中，可考量依銀行型態提供差異化之政策誘因 (如綠色授信稅負減免、轉型金融專案融資工具、永續金融評鑑加分機制等)，以緩解永續轉型初期之成本壓力，避免「政策推動者」(公股與金控銀行) 反而面臨較大之短期股東報酬壓力。建議主管機關針對「公股銀行」與「民營銀

行」設定差異化的 ESG 績效考核標準，因為兩者承擔的轉型成本（例如 ENV 侵蝕 ROE）與獲得的市場回饋並不對稱。



（2）強化 ESG 資訊揭露之品質與可比較性。

本研究發現市場對 ESG 風險之定價效率高度依賴銀行之資訊揭露透明度與機構投資人覆蓋率，金控銀行因組織規模較大、揭露相對完整，其 ESG 市場溢價較強；非金控銀行則因資訊環境相對受限，市場 ESG 風險定價機制較弱。建議主管機關進一步推動非金控銀行（特別是中小型獨立銀行）之 ESG 揭露提升，例如建立分階段之揭露要求、提供 ESG 資料庫整合與標準化指引、鼓勵第三方驗證機構參與，以提升整體銀行業之 ESG 資訊環境品質。

（3）建立永續金融政策成效之長期追蹤機制。

本研究樣本期間（2017–2024）相對較短，而 ESG 投入具有「成本前置、效益遞延」之特性，其長期效益往往需要 3 至 5 年以上方能完整顯現於財務績效。建議主管機關建立永續金融政策成效之長期縱橫資料庫，定期發布銀行業 ESG 表現與財務績效之關聯研究，作為政策動態調整之依據。

5.2.2 對銀行業者之經營建議

（1）重新定位 ESG 投入之策略意義——由「合規成本」轉向「市場價值創造」。

本研究實證結果顯示，ESG 風險管理能力對銀行 Tobin's Q 具顯著穩健正向影響，意謂市場已能辨識並定價 ESG 表現，將其反映為估值溢酬。目前國內銀行業均由董事會或董事會層級成立之「永續發展小組」審議 ESG 治理決策，建議可將 ESG 表現納入長期經營策略之核心指標，並透過完整且透明之 ESG 揭露與投資人溝通，使市場能更有效地識別其 ESG 投入之經濟價值。

（2）差異化 ESG 投入之優先順序。金控銀行應優先強化公司治理（GOV）構面，民營銀行同時強化治理品質與 ESG 風險管理。

本研究異質性分析顯示，不同型態銀行之 ESG 經濟效益來源有所不同：金控銀行應優先強化公司治理（GOV）構面，因其對 Tobin's Q 與 EBIT 之正向效果於金控集團最為顯著；民營銀行可同時強化治理品質與 ESG 風險管理（ERS），以

同時推升股東報酬與市場估值；公股銀行則可透過嚴謹之 ESG 風險管理改善會計績效，並輔以積極之 ESG 投資人關係溝通，以爭取市場對其政策性永續投入之正向評價。



(3) 採用滯後思維評估 ESG 投入之經濟回報。

本研究模型採用滯後一期設定方能呈現 ESG 對 Tobin's Q 之穩健正向影響，意謂 ESG 投入之經濟回報具有時間落差特性。建議銀行業者於內部績效評估時，避免僅以當期會計指標衡量 ESG 投入之效益，而應建立中長期（如 3-5 年）之 ESG 投入與績效追蹤機制，以更完整地捕捉 ESG 之策略價值。

5.2.3 對機構投資人之投資建議

(1) 將 ESG 事件雷達（ERS）納入銀行業選股之重要篩選指標。

本研究實證結果顯示，ERS 對銀行 Tobin's Q 具高度穩健之正向影響，反映 ERS 作為「重大性 ESG 風險訊號」（material risk indicator）之經濟價值。建議機構投資人於建構銀行業投資組合時，將 ERS 與其他財務指標並列為核心篩選變數，以同時兼顧財務報酬與 ESG 風險管理。

(2) 依銀行型態採差異化之 ESG 投資策略。

鑑於本研究發現 ESG 市場溢價主要存在於民營銀行與金控銀行，機構投資人於民營銀行與金控銀行之投資組合中，可給予 ESG 因子較高權重；於公股銀行與非金控銀行之投資組合中，則可額外納入會計績效（如 ROA、ROE）與 ESG 之交互關係作為選股依據。

(3) 正確解讀 ESG 投入之短期會計衝擊。

本研究發現環境構面投入於短期內可能對 ROE 產生邊際侵蝕效應（呼應 Margolis, Elfenbein, & Walsh (2009) 所揭示之「綠色溢酬兩面性」），此並非反映企業經營惡化，而是永續金融轉型成本之必然體現。

5.3 研究貢獻

本研究於既有文獻基礎上提出下列四項主要學術貢獻：

(1) 本研究嘗試同時納入 TEJ TESG 之四個構面 (ERS、ENV、SOC、GOV)

與四項銀行績效指標 (ROA、ROE、EBIT、Tobin's Q)，建立完整之 16 組假說檢驗矩陣 (詳見第三章 3.1 研究假說及表 4-12)，補充既有文獻多以單一構面或單一指標進行分析之不足。各績效指標之最適估計方法經 F 檢定、LM 檢定及 Hausman 檢定逐一確認—ROA、ROE、Tobin's Q 採固定效果模型 (FE)，EBIT 採隨機效果模型 (RE)，並以銀行層級叢集穩健標準誤 (cluster-robust SE) 統一修正，確保 16 組估計結果之推論穩健性。此一系統性實證設計使「ESG 市場—會計分歧現象」之結構性差異得以完整呈現。

(2) 臺灣銀行業顯現「ESG 市場—會計分歧現象」實證證據。

本研究結果呼應 Friede, Busch, & Bassen (2015) 整合 2,200 篇研究之後分析研究所揭示之國際普遍規律，並透過嚴謹之 cluster-robust SE 檢定確認此分歧現象之穩健性。本研究進一步透過 Pástor, Stambaugh, & Taylor (2021) 之 ESG 風險溢價理論與 Pedersen, Fitzgibbons, & Pomorski (2021) 之研究，ESG 分數兼具兩個角色—(i) 提供關於企業基本面之資訊；(ii) 影響投資人偏好。投資人透過 ESG-adjusted CAPM 將兩者納入定價。

(3) 採用雙維度異質性分析揭示 ESG 效應之「條件性結構」。

本研究於銀行型態 (公股 vs. 民營) 與金控背景 (金控 vs. 非金控) 兩個維度同時進行異質性檢驗，採用交乘項法與分組迴歸法雙重策略，揭示 ESG 對銀行績效之影響並非均質存在，而是高度依賴銀行所有權結構與組織型態。此一發現為 Shleifer & Vishny (1997) 公司治理代理理論與 La Porta, Lopez-de-Silanes, & Shleifer (2002) 政府所有權銀行政治理論於臺灣金融業之應用提供實證支持，亦補充既有文獻多採單維度分組之不足。

(4) 將 ESG 事件雷達 (ERS) 作為獨立變數納入分析，凸顯「重大性風險訊號」之獨特價值。

相較於 ENV、SOC、GOV 三大傳統 ESG 構面，事件雷達聚焦於負面 ESG 事件之強度、頻率與時間衰減，本質上即為 Khan, Serafeim, & Yoon (2016) 所主張之「財務重大性」(financial materiality) 風險指標。本研究實證結果顯示 ERS 之經濟解釋力 (特別是對 Tobin's Q 之穩健正向影響) 強於其他三大構面，為「重

大性 ESG 議題」研究取向之適用性提供臺灣銀行業的實證支持。



5.4 研究限制

本研究於資料、樣本與方法層面仍存在若干限制，分述如下：

(1) 樣本期間相對較短。本研究樣本期間為 2017–2024 年（迴歸實際分析期間 2018–2024 年），鑒於 ESG 投入具有「成本前置、效益遞延」之特性（El Ghoul, Guedhami, Kwok & Mishra, 2011；Lins, Servaes & Tamayo, 2017），其長期效益往往需要 3 至 5 年以上方能完整顯現於財務績效。本研究因樣本數期間的限制，採滯後一期處理以部分緩解此問題，但 ESG 對 ROA、ROE 等會計績效之長期影響仍可能未能於本樣本期間內充分展現；另本研究樣本最後採樣年份為 2024 年，金融景氣及產業環境仍部分受疫情影響，樣本期間若延長至 2026 年上半年，進入股市繁榮成長的階段，計量估計的結果應更能符合理論的預期，以及各假說能夠完整的成立。

(2) 樣本規模相對有限。臺灣銀行業家數有限，扣除外國銀行在臺分行、信託投資公司及樣本期間內之合併變動後，本研究最終納入 24 家銀行。雖然此樣本已涵蓋臺灣本土銀行業之主要組成，但相較於跨國研究（如 La Porta, Lopez-de-Silanes, & Shleifer 2002 之 92 國跨國銀行樣本）之樣本規模仍有差距，使部分異質性分組（如公股 8 家、非金控 10 家）之觀察值較少，可能影響估計結果之精確度。

(3) 潛在遺漏變數之限制。雖然本研究納入銀行規模、資本適足率、負債比率、銀行型態、金控背景及年份效果等控制變數，並透過固定效果模型控制不隨時間變動之個體異質性，但仍可能存在影響銀行績效之未觀察變數（如管理階層之 ESG 認知、董事會 ESG 委員會設置與否、特定客戶結構等），此類遺漏變數可能對估計結果產生若干影響。

(4) 外部衝擊之干擾。本研究樣本期間涵蓋多項重大外部衝擊事件，包括 2020 年新冠肺炎疫情爆發、2022 年全球高通膨與央行升息週期、地緣政治風險升高等。本研究雖透過納入年份虛擬變數控制總體經濟衝擊，但此類重大事件對銀行業績之影響可能具有非線性且異質之特性，使部分估計結果之解讀需審慎為之。

(5) 研究結論之外推性限制。本研究結論係基於臺灣銀行業之實證證據，其外推至其他國家或其他金融子產業（如保險業、證券業）時應審慎評估制度背景之差異。此外，本研究結論主要適用於分析 ESG 對銀行整體績效之影響，未涵蓋 ESG 對銀行授信品質、不良放款比率（NPL）或特定金融商品收益之微觀影響。

5.5 未來研究方向

基於本研究之主要發現與研究限制，本節提出以下五項未來研究方向之建議：

(1) 擴大樣本期間及樣本範圍以檢視 ESG 之長期效應。

建議未來研究於資料可得時延長樣本期間至 10 年以上，採用較長之滯後期數（如滯後 2 至 5 期）或建構動態縱橫資料模型（dynamic panel data model, 如系統 GMM 估計），以更完整地捕捉 ESG 投入「成本前置、效益遞延」之長期動態影響，特別是對 ROA、ROE 等會計類績效指標之長期效益。

另本研究採用的樣本以在 TEJ 資料庫有 ESG 評鑑紀錄的銀行為主，未來研究可將未有評鑑紀錄的銀行（如未上市上櫃的銀行、信合社或外商銀行）作為對照組，與本次有 ESG 評鑑紀錄的銀行做比較，可建構出對 ESG 管理對銀行績效更直接且完整的比較。

(2) 深化 ESG 效應之傳導機制研究。

本研究揭示 ESG 對 Tobin's Q 之穩健正向影響，但 ESG 透過何種具體管道（如資金成本下降、機構投資人持股增加、分析師關注度提升、ESG 評等改善等）影響市場估值，仍需進一步研究。建議未來研究採用中介效應分析（mediation analysis）或工具變數法，識別 ESG 影響銀行價值之具體傳導機制，並區分「風險溢價管道」與「資訊優勢管道」之相對重要性。

(3) 擴展至其他金融子產業以提升結論之外推性。

本研究聚焦於臺灣銀行業，建議未來研究擴展至保險業、證券業、投信投顧業等其他金融子產業，比較 ESG 對不同金融子產業績效之差異化影響，建構更完整之金融業 ESG 經濟效應圖像。

(4) 深化 ESG 對微觀層面銀行業務之影響。

本研究聚焦於 ESG 對銀行整體績效之影響，建議未來研究進一步探討 ESG 對銀行微觀層面業務之影響，例如 ESG 對綠色授信餘額、不良放款比率（NPL）、利差結構、永續金融商品手續費收入等之關聯，以提供更細緻之經營管理啟示。

（5）採用準自然實驗設計強化因果推論。

本研究採用滯後一期處理與固定效果模型以降低反向因果問題，但 ESG 與銀行績效間仍可能存在內生性疑慮。建議未來研究運用金管會永續金融評鑑制度導入、TCFD 揭露要求、特定 ESG 政策衝擊等準自然實驗（quasi-natural experiment），透過差異中之差異法（difference-in-differences）或斷點迴歸法（regression discontinuity）強化 ESG 對銀行績效因果效應之識別。

綜上所述，ESG 與銀行業績效關聯之研究，作為當前財務金融與永續發展交會之重要議題，仍存在豐富之延伸空間。本研究透過完整之計量方法與雙維度異質性分析，於臺灣銀行業背景下提供 ESG 與財務績效關聯之系統性實證證據，期能作為後續研究者深化此一議題之參考基礎，並為主管機關永續金融政策設計、銀行業者經營策略制定及機構投資人投資決策提供具有時代意義之實證依據。

參考文獻



中文文獻

吳馥伊(2023)，ESG 與綠色金融對銀行財務績效影響—以臺灣商業銀行為例，淡江大學財務金融碩士論文

林柔宇(2026)，ESG 實踐對員工認知與組織認同之研究-以金融從業人員為例，政治大學行政管理碩士論文

柯奕(2022)，ESG 品質與揭露對企業財務表現的影響，臺灣大學財務金融碩士論文

金融監督管理委員會（2017），「綠色金融行動方案 1.0」，金融監督管理委員會。

金融監督管理委員會（2020），「綠色金融行動方案 2.0」，金融監督管理委員會。

金融監督管理委員會（2022），「綠色金融行動方案 3.0」，金融監督管理委員會。

金融監督管理委員會（2022），「綠色及轉型金融行動方案」，金融監督管理委員會。

蔡孟翰(2023)，永續金融與銀行績效—傳遞途徑之驗證，臺中科技大學流通管理系碩士論文

臺灣經濟新報（2024），TEJ TESG 永續發展指標方法論說明，臺北：臺灣經濟新報文化事業股份有限公司。

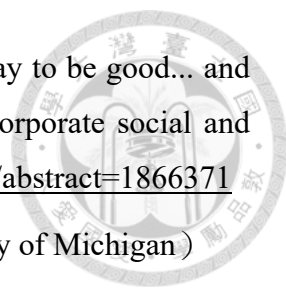
英文文獻

Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). "Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research." *European Journal of Operational Research*, 98(2), 175–212.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics." *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253.

Brogi, M., & Lagasio, V. (2019). "Environmental, social, and governance and company

- 
- profitability: Are financial intermediaries different?" *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 26(3), 576–587.
- Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). "A practitioner's guide to cluster-robust inference." *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372.
- Cornett, M. M., Erhemjamts, O., & Tehranian, H. (2016). "Greed or good deeds: An examination of the relation between corporate social responsibility and the financial performance of U.S. commercial banks around the financial crisis." *Journal of Banking & Finance*, 70, 137–159.
- El Ghouli, S., Guedhami, O., Kwok, C. C. Y., & Mishra, D. R. (2011). "Does corporate social responsibility affect the cost of capital?" *Journal of Banking & Finance*, 35(9), 2388–2406.
- Friede, G., Busch, T., & Bassen, A. (2015). "ESG and financial performance: Aggregated evidence from more than 2000 empirical studies." *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 210–233.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis* (4th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hartzmark, S. M., & Sussman, A. B. (2019). "Do investors value sustainability? A natural experiment examining ranking and fund flows." *The Journal of Finance*, 74(6), 2789–2837.
- Hausman, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6), 1251–1271.
- Khan, M., Serafeim, G., & Yoon, A. (2016). "Corporate sustainability: First evidence on materiality." *The Accounting Review*, 91(6), 1697–1724.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2002). "Government ownership of banks." *The Journal of Finance*, 57(1), 265–301.
- Lins, K. V., Servaes, H., & Tamayo, A. (2017). "Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social responsibility during the financial crisis." *The Journal of Finance*, 72(4), 1785–1824.
- Liu, A.-C., Lien, Y.-C., & Li, Y. (2025). "An empirical investigation of ESG dimensions and bank performance: Evidence from the COVID-19 crisis." *Pacific-Basin Finance Journal*, 93, 102851.

- 
- Margolis, J. D., Elfenbein, H. A., & Walsh, J. P. (2009). "Does it pay to be good... and does it matter? A meta-analysis of the relationship between corporate social and financial performance." SSRN Working Paper. <https://ssrn.com/abstract=1866371>
(Harvard Business School, Ross School of Business, University of Michigan)
- Pástor, L., Stambaugh, R. F., & Taylor, L. A. (2021). "Sustainable investing in equilibrium." *Journal of Financial Economics*, 142(2), 550–571.
- Pedersen, L. H., Fitzgibbons, S., & Pomorski, L. (2021). "Responsible investing: The ESG-efficient frontier." *Journal of Financial Economics*, 142(2), 572–597.
- Petersen, M. A. (2009). "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches." *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). "A survey of corporate governance." *The Journal of Finance*, 52(2), 737–783.
- Tobin, J. (1969). "A general equilibrium approach to monetary theory." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29.
- Wang, Z., & Sarkis, J. (2017). "Corporate social responsibility governance, outcomes, and financial performance." *Journal of Cleaner Production*, 162, 1607–1616.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

附錄



附表 1 分組迴歸對照（依銀行型態，Cluster-Robust SE）

變數	ROA-公 股	ROA-民 營	ROE-公 股	ROE-民 營	EBIT-公 股	EBIT-民 營	Q-公股	Q-民營
L.ERS	0.00721**	0.00084	0.130**	0.0887	-0.0577	0.344	-0.000245	0.000517* **
L.ENV	-0.00421	-0.00279	-0.0749	-0.180	0.136	-0.0490	0.000405* *	-0.000157
L.SOC	0.00532	0.0105	0.0685	0.0284	0.297	0.0116	- 0.0000832	- 0.0000942
L.GOV	-0.00329	0.0179	-0.0542	0.416*	-0.0922	-0.154	-0.000518	-0.000191
L.ln_size	-0.186	-2.140	-7.691	-32.28*	-0.390	-4.288	-0.102	0.0513*
L.BIS	0.151**	0.125	2.240**	1.916	1.785	-3.260**	0.00357	0.000439
L.DABTR	-0.0629	0.424***	0.566	7.510***	-2.439	-2.568	0.00903	-0.000706
N	56	112	56	112	56	112	56	112
R ²	0.761	0.581	0.747	0.664	0.184	0.343	0.492	0.357

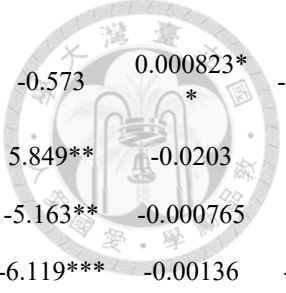
註：1. 「Q」為 Tobin's Q 之簡稱；公股 = banktype 1（n = 56，8 家銀行），民營 = banktype 2（n = 112，16 家銀行）。

2. ROA、ROE、Q 採 FE 模型；EBIT 採 RE 模型。
3. 所有模型納入年份虛擬變數，採 cluster-robust SE。
4. *** p < 0.01，** p < 0.05，* p < 0.10。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理

附表 2 分組迴歸對照（依金控背景，Cluster-Robust SE）

變數	ROA-金 控	ROA-非 金控	ROE-金 控	ROE-非 金控	EBIT-金 控	EBIT-非 金控	Q-金控	Q-非金控
L.ERS	0.00626	-0.00580	0.137	-0.0445	0.299	0.0872	0.000539* **	0.0000596
L.ENV	-0.0155	-0.000474	-0.310**	0.00546	-0.190	-0.0609	- 0.0000882	-0.000105
L.SOC	0.0137	0.00182	0.108	0.0203	-0.00503	-0.209	- 0.0000867	0.0000047



L.GOV	0.0193	-0.00414	0.377	-0.0519	0.605**	-0.573	0.000823*	-0.000660
L.ln_size	-1.436	-2.355	-26.85	-21.38	-9.951**	5.849**	-0.0203	0.0729
L.BIS	0.227	-0.125*	2.958*	-1.295*	-0.872	-5.163**	-0.000765	0.00159
L.DABTR	0.523***	0.0956	9.250***	1.109	-1.709	-6.119***	-0.00136	-0.00785
N	98	70	98	70	98	70	98	70
R ²	0.610	0.436	0.725	0.581	0.458	0.227	0.525	0.314

註：1. 金控 = fhc 1 (n = 98, 14 家銀行)，非金控 = fhc 2 (n = 70, 10 家銀行)。

2. ROA、ROE、Q 採 FE 模型；EBIT 採 RE 模型。

3. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10。

來源：本研究依 TEJ 資料以 Stata 估計整理