Review of Accounting and Auditing Studies
會計審計論叢，第 16 卷第 1 期，2026 年 6 月
第 103-152 頁

會計師創新氛圍感知與審計品質

邱彥毅*
國防大學財務管理學系

薛敏正
國立臺北大學會計學系

陳建榮
國防部

收稿日：2025 年 9 月 9 日；接受日：2026 年 5 月 18 日

摘要

在數位轉型與創新的趨勢下，會計師事務所積極營造創新氛圍，以因應科技發展與市場需求。然而，此種創新氛圍是否能有效提升審計品質，亟待進一步驗證。因此，本文探討會計師創新氛圍感知對審計品質之影響，以台灣四大會計師事務所合夥人為研究對象，透過問卷調查蒐集其對所內創新氛圍之主觀感知，並結合其於 2019 至 2022 年間簽證之上市櫃公司資料進行實證分析。本文利用裁決性應計數之絕對值作為審計品質的代理變數。實證結果顯示，會計師創新氛圍感知愈強，其受查客戶之裁決性應計數絕對值愈高，顯示審計品質可能下降。進一步分析發現，在非審計公費占比較高的子樣本中，此一正向關係更為顯著。這顯示當事務所過度強調業務創新與營收成長時，會引發主簽會計師在核心查核工作與跨部門非審計業務推展間的資源競爭，進而產生分心效果。

關鍵詞：審計品質、創新氛圍、非審計服務

* 通訊作者邱彥毅為國防大學財務管理學系副教授。地址：台北市中央北路二段 70 號，電話：(02)2898-3772，E-mail: yenyeee@gmail.com.tw。作者衷心感謝「2025 中華會計教育學會年會」的發表機會，並感謝研討會評論人施念恕教授提供之寶貴建議。此外，特別感謝本刊總編輯戚務君教授、廖芝嫻教授與兩位匿名評審所提供的寶貴意見。

臺灣人文與社會科學引文索引

Review of Accounting and Auditing Studies
Vol. 16 No. 1, June 2026
pp.103-152

Auditors' Perceptions of Innovation Climate and Audit Quality

Yan-Yi Chiou*
Department of Financial Management, National Defense University

Min-Jeng Shiue
Department of Accountancy, National Taipei University

Chien-Jung Chen
Ministry of National Defense R.O.C.

Received 9 September 2025; accepted 18 May 2026

Abstract

Amid the trends of digital transformation and innovation, audit firms are actively fostering an innovation-oriented climate to meet technological advancements and market demands. However, whether such an innovation climate can effectively enhance audit quality requires further empirical verification. Therefore, this study investigates the impact of auditors' perceived innovation climate on audit quality. Focusing on partners from the Big 4 audit firms in Taiwan, this research collects their subjective perceptions of the internal innovation climate via a questionnaire survey and integrates this with empirical data from the listed companies they audited between 2019 and 2022. This paper utilizes the absolute value of discretionary accruals as a proxy for audit quality. The empirical results reveal that the stronger the auditors' perception of the innovation climate, the higher the absolute value of discretionary accruals among their clients, indicating a potential decline in audit quality. Further analysis demonstrates that this positive relationship is more pronounced in the subsample with a higher proportion of non-audit fees. This suggests that when firms place excessive emphasis on business innovation and revenue growth, it triggers a resource competition for engagement partners between core audit tasks and cross-departmental non-audit business development, ultimately creating a distraction effect that diminishes their supervisory engagement.

Keywords: Audit quality; Innovation climate; Non-audit services

* Yan-Yi Chiou (corresponding author) is an Associate Professor of Department of Financial Management, National Defense University, No. 70, Section 2, Central North Road, Beitou District, Taipei City (R.O.C.), Tel: +886-2-2898-3772, E-mail: yenyeee@gmail.com.tw. The authors sincerely appreciate the opportunity to present this paper at the 2025 Taiwan Accounting Association (TAA) Annual Conference and thank Professor Nien-Su Shih (the discussant) for her valuable suggestions. We also extend our special gratitude to Professor Wuchun Chi (Editor-in-Chief), Professor Chih-Hsien Liao (Editor-in-Chief), and two anonymous reviewers for their insightful and constructive comments.

壹、緒論

面對數位科技快速變革所帶來的衝擊，審計產業正經歷日益加劇的創新與轉型壓力。人工智慧(Artificial Intelligence, AI)、資料分析與自動化工具的導入，不僅為查核流程帶來效率提升，更是會計師事務所在複雜商業環境中維持競爭力的必然趨勢。然而，創新文化的推展與審計工作的本質之間，卻存在著潛在的內在衝突。審計服務高度依賴標準化程序與審計準則的嚴格遵循，這與創新所強調的「打破常規」與「容許試錯」在本質上存在張力(Samiolo et al. 2024)。此外， Kang et al. (2020)指出，在高度風險及監管的情境中，查核人員仍往往傾向採取保守且熟悉的傳統程序，顯示創新在審計實務中的應用，受限於組織文化與制度因素。因此，創新的導入未必能直接提升審計品質。

審計工作的數位轉型，除了取決於查核人員的專業素養與會計師事務所的技術資源外，更深受其所處工作環境與組織文化影響。其中，「創新導向的組織氛圍」(innovation-oriented organizational climate)通常被視為能否有效推動轉型與提升品質的關鍵條件。其核心內涵包括是否鼓勵創新、容許試錯、提供資源並支持創意發展。過去研究指出，組織氛圍能顯著影響員工的創新行為與工作投入(Scott and Bruce 1994; Amabile et al. 1996)。因此，本文關注的並非有形的創新工具導入成效，而是當查核人員主觀感知到其事務所強烈鼓勵創新時，是否會改變其資源分配邏輯與專業判斷，進而反映在客戶的盈餘品質上。

對查核人員而言，組織氛圍不僅影響其接受創新科技的態度與查核程序選擇，更可能左右其專業懷疑強度與判斷品質，最終形塑財務報導的可靠性。儘管現有文獻多聚焦於創新審計工具如何提升查核效率(e.g., Eulerich et al. 2022; Eulerich et al. 2024)，但針對查核人員主觀感知到的創新氛圍是否影響其查核品質，實證研究仍屬闕如。根據現有文獻，一方面，有研究指出，創新導向的組織氛圍能激勵員工學習與應用新技術，提升其專業懷疑與問題解決能力(Amabile et al. 1996)。即便審計工作強調標準化與風險控管，正向的創新氛圍仍有助於激發成員主動思考、優化流程、提升查核深度與品質。另一方面，若創新資源過度傾斜至非查核領域（如顧問服務或 ESG 諮詢）(Choi et al. 2024)，則可能削弱查核人員對審計工作的投入與獨立性，反而降低財務報導的盈餘品質。

針對會計師主觀感知如何轉化為客觀審計產出之內在機制，本研究引用 James et al. (1978)之心理氛圍理論 (Psychological Climate Theory) 進行解釋。該理論主張，心理氛圍係個體對工作情境所建構出具心理意義之認知表徵，更是連結組織環境與個人行為之關鍵變數。此種主觀感知構成個體解讀組織價值體系與獎酬標準之基礎，進而成為其行為決策與資源配置之重要指引。因此，會計師對創新氛圍的感知強弱，將直接左右其查核策略與注意力分配，進而對審

臺灣大學會計學系

計品質產生實質影響。此種資源與注意力分配的排擠效應，特別是在台灣「低公費、高競爭」的審計市場環境下，恐更為加劇。由於主簽合夥會計師往往同時肩負「客戶關係管理者」之角色，當其感知到強烈的創新與業務拓展氛圍時，常受制於獲取新業務之績效壓力，必須耗費大量心力於跨部門的「非審計業務推展與引薦」(Carter and Spence 2014; Lennox and Wu 2018)。此種高強度的跨部門協調，將嚴重消耗主簽會計師有限的注意力資源，進而引發削弱核心查核投入的「分心效果」(Beardsley et al. 2021)。

綜合上述，本文旨在探討會計師對創新氛圍的主觀感知，是否會影響其專業判斷與投入程度，進而改變查核客戶之盈餘品質，亦即審計品質。本文以台灣四大會計師事務所合夥人為研究對象，先透過問卷調查蒐集其對事務所創新氛圍的主觀感知，再結合其於 2019 至 2022 年間查核之上市櫃公司財務資訊進行實證分析。以裁決性應計數之絕對值作為盈餘品質的代理變數，進而衡量審計品質表現；同時以事務所高層領導風格作為創新氛圍的工具變數，以處理潛在的內生性問題。實證結果顯示，會計師對創新氛圍之感知愈強，其查核客戶之裁決性應計數絕對值顯著偏高，反映創新導向的組織文化可能不利於查核品質的維持。進一步分析亦發現，當查核客戶對非審計服務的依賴程度較高時，此一正向關係更為顯著，顯示當創新氛圍伴隨業務多元化傾向時，可能導致會計師注意力分散，減弱其對查核工作的專業投入程度。整體而言，研究結果支持「創新氛圍」與「審計品質」之間存在負向關聯性。

本文具有三項主要貢獻。第一，本文以會計師對創新氛圍之主觀感知為切入點，補足過去文獻多以組織層級客觀指標(如 Information Technology, IT 投資)衡量創新之限制，凸顯了「個體心理認知環境」在審計決策與風險容忍度中的關鍵角色。第二，針對創新氛圍與審計品質間潛在的內生性問題，本文以事務所高層之轉換型領導風格作為工具變數，有效提升了模型估計的識別性與穩健性。第三，本文之核心結論絕非主張會計師事務所不應追求創新，而是提出「創新是一把雙面刃」的實務警示。實證結果不僅呼應了 Choi et al. (2024) 關於創新資源配置偏誤的觀點，更進一步從台灣市場語境與主簽會計師的實務角色出發，揭示了事務所若一味追求業務創新與營收成長，而未同步建立強化案件品質管制複核機制，將不可避免地引發資源排擠與分心風險。此一發現對審計監理機關與事務所高層在推動數位轉型時，如何兼顧商業發展與公眾利益，提供了具備高度防護意識的管理意涵與政策啟示。

本文共分為五章。第一章為緒論，說明研究背景、動機、目的與貢獻。第二章為文獻探討與假說發展，回顧相關理論並提出研究假說。第三章為研究方法與設計，說明研究架構、變數定義與實證模型。第四章為實證結果與分析，呈現描述統計、第一階段工具變數迴歸結果與各項敏感性分析。第五章為結論與研究建議，總結研究發現，並提出管理意涵。

臺灣大學圖書館期刊資料庫

貳、文獻探討

一、創新氛圍的概念與影響

創新氛圍指的是員工對其工作環境是否支持創新行為的整體感知，包括組織是否鼓勵創新思考、容許錯誤、提供資源支持，以及是否營造正向學習氛圍(Scott and Bruce 1994)。這種組織氛圍反映了企業文化中對變革與創新的態度，進而影響員工的行為選擇與工作投入程度。根據 Amabile et al. (1996)的組織創造力理論，創新的起點為個人或團隊的創造行為，而此行為深受工作環境中心理知覺因素影響。具體而言，組織鼓勵創新、自主性高與資源支持充足的環境有助於激發員工的內在動機與創意表現。West (1987) 亦指出，當員工擁有更大的工作自主權與決策參與時，更能展現角色創新與主動性行為。進一步地，Farr and Ford (1990)則強調資源的可得性與支持系統的完備性是創新得以實現的關鍵條件。綜合上述觀點，創新導向的組織氛圍不僅可激發創造力，也可能強化員工在面對複雜任務時的問題解決能力與專業判斷品質。

Amabile et al. (1996) 所提出的 KEYS 架構指出，主管支持、自主性、團隊支持、挑戰性任務與組織鼓勵等，皆為促進創意的重要正向因素。其中，主管是否展現支持態度與容錯心態，是員工敢於嘗試創新行為的關鍵。Edmondson (1999)則提出「心理安全」的概念，強調當員工處於無須擔心羞辱與懲罰的環境中，更能安心提問、討論錯誤與承擔實驗風險。這種心理氛圍雖不等同於創新文化，但可視為其重要心理基礎，進而促進持續學習與創新行為的展現。在此基礎上，良好的創新氛圍亦有助於激發員工的學習主動性與技能發展意願。當組織鼓勵新技能的習得、提供充足資源並容許試誤時，員工更可能積極投入培訓、學習數位工具或實驗新方法。這不僅有助於個人職能提升，更能促進知識分享與跨部門協作。資深員工也較可能主動傳授經驗，而新進同仁則能在支持性的環境中完成能力轉換，進一步形成組織層級的學習循環(Edmondson 1999)。

然而，創新氛圍的建構與實踐仍面臨若干挑戰與潛在風險。首先，若技術導入與文化轉型脫節，將導致所謂的「創新氛圍表面化」。部分組織在推動數位轉型時，雖口頭上強調創新的重要性，卻未同步建立配套制度與資源配置，使員工僅形式上使用新工具，實際上缺乏認同感與深度應用能力，影響技術投資的成效(Westerman et al. 2014)。其次，創新文化與審計產業傳統文化之間的張力亦不可忽視。創新強調開放、實驗與試錯容忍，然而審計工作長期建立於保守、審慎與法遵導向之上。在高監管與高度問責的環境中，員工對「創新」的定義與界限常感模糊與不安，進而抑制實質創新行為，甚至形成僅流於形式主義的創新(Suddaby et al. 2007)。再者，科技創新本身亦潛藏風險。以人工智慧(AI)為例，其於審計流程中可能產生「黑箱式決策」(black box decision-making)，使查核人員難以解釋其結果與承擔問責責任(Alles 2015)。此外，即使創新程序在理

臺灣人文藝術期刊資料庫

論上具備更高效率與偵錯潛力，實際上在高風險或高監督壓力的情境下，未必能轉化為更高品質的審計成果。Kang et al. (2020)基於目標啟動理論(goal activation theory)進行實驗研究指出，當查核人員面對高查核風險時，即便認為創新程序效能較佳，仍傾向採用可防禦性較高的傳統程序，以因應 PCAOB 或其他監理單位的審查壓力。此現象顯示，在高度問責的制度環境下，查核人員的目標可能從追求準確性轉向維護可辯護性，進而抑制創新程序的採用，甚至導致創新形式化與保守化的矛盾結果。

綜上所述，創新氛圍雖為推動學習與轉型的重要驅動力，然若無相應的制度調整與風險容忍機制，反可能誘發查核人員的風險規避行為，削弱創新措施的實質效益與落地能力。

二、創新氛圍與組織績效

眾多研究指出，創新氛圍是影響組織績效的重要驅動力之一。在跨國研究中，Deshpandé and Farley (1999)發現，企業若具備開放信任、支持創新與知識共享的組織氛圍，能顯著提升其市場導向程度與財務績效，特別是在轉型中或制度較不成熟的市場環境中，效果更為明顯。類似的，Nybakk and Jenssen (2012)針對挪威傳統製造業實證指出，創新氛圍中的主管鼓勵、資源支援與團隊凝聚力等要素，皆與企業財務績效（如銷售成長與整體競爭力）呈顯著正向關聯。即便處於保守、低技術密集度產業，員工所感知的創新友善環境，仍可成為推動績效的關鍵條件。整體而言，創新氛圍不僅是激發創意與學習行為的心理前提，更是企業在多變環境中維持競爭優勢的核心無形資產。

此外，創新氛圍亦可視為高壓環境下的一種「組織層級資源」。當工作壓力與職責負荷升高而缺乏足夠支持時，員工容易產生耗竭，進而影響組織整體表現。King et al. (2007)以英國 131 家醫療機構為樣本，實證發現創新氛圍不僅能直接提升績效，亦可顯著緩衝工作壓力對績效的負面影響。具體而言，當組織鼓勵創意實踐、提供資源並支持新方法的應用，員工更能透過流程創新與協作回應工作挑戰，有效維持或提升營運效能。

值得注意的是，上述文獻多聚焦於一般商業組織的財務績效或市場競爭力。然而，會計師事務所具備獨特的雙重屬性，既需追求營運效率與獲利，亦需維持高度的專業審計品質以符合公眾利益。因此，當創新氛圍成功提升事務所的商業績效（如業務成長或效率）時，其對『審計品質』的具體影響方向為何，仍有待釐清。

臺灣大學學術期刊資料庫

三、假說發展

(一) 創新氛圍感知與審計品質提升

審計品質一直是審計研究與實務界關注的核心議題，尤其在科技快速發展與資訊不對稱加劇的環境下，高品質的審計對於保障財務報表的可靠性與提升投資人信心具有關鍵作用。隨著審計工作日益依賴數位工具與分析能力，創新導向的組織氛圍對審計品質具有潛在影響。

首先，若審計採用 AI、資料分析與自動化工具進行風險識別、異常偵測與模式分析，將能補足傳統抽樣方法的侷限，提升查核程序的深度與廣度(Kokina and Davenport 2017)，從而降低審計風險並強化對重大錯報的判斷能力。其他研究亦指出，以 AI 作為分析工具，將強化查核效率與錯誤偵測能力，進而使財報重編機率顯著下降，提升財務報導品質(Fedyk et al. 2022)。因此，新科技的導入有助於提升審計品質；而感知到所內具備較高創新氛圍的會計師，更可能積極採納並應用新技術，進而強化查核準確性與專業判斷品質。

再者，創新氛圍感知對審計品質的影響也體現在其對知識分享行為的促進效果。Bock et al. (2005)指出，若組織能營造具公平性且鼓勵創新的氛圍，並強化團隊歸屬感，將有助於提升員工的知識分享意願，進而增強其面對專業挑戰時的應變能力。故知識分享不僅是提升工作效率的重要機制，更能強化審計團隊對風險的辨識與判斷一致性。Duh et al. (2020)亦透過台灣 22 家會計師事務所的實證研究發現，事務所內部的知識分享程度愈高，審計品質愈佳，顯示審計人員在資訊充足與經驗交流順暢的環境中，更能展現專業懷疑與風險警覺性。

綜合上述，會計師事務所的創新氛圍不僅能促進新技術的應用與員工持續學習，更能透過促進知識分享與互信，強化問題解決能力與團隊協作，最終提升審計品質。因此，本文提出以下假說：

H1a：會計師創新氛圍感知與審計品質呈正相關。

(二) 創新氛圍感知與審計品質下降

雖然創新導向有助於會計師事務所提升技術能量，但當會計師感知到創新氛圍過強並內化為組織文化時，可能會改變其認知框架與資源分配邏輯，進而對審計品質產生負面影響。

首先，就創新氛圍中的「支持」構面而言，根據 Scott and Bruce (1994) 的定義，此類氛圍的核心特質在於組織鼓勵成員以不同方式解決問題，並對與眾不同的作法展現包容性。然而，審計工作本質上高度依賴標準化程序與審計準則的嚴格遵循。Curtis et al. (2016) 透過分析國際審計準則的發展歷程指出，審計創新（如商業風險審計模式）往往強調針對客戶特性的「客製化」與「專業

臺灣大學會計資訊研究發展基金會提供

判斷」，這與監管機構為確保查核一致性所要求的「標準化」及「詳細實質性測試」存在衝突。若組織文化過度強調打破常規，可能使查核人員在面臨查核風險時，誤將偏離標準程序視為一種受鼓勵的創新表現，甚至被監管機構視為缺乏嚴謹度。此外，具備較高風險容忍度的會計師，其客戶出現盈餘管理的機率顯著較高 (Pittman et al. 2023)。因此，源自創新氛圍的「支持變革」特質，若未經適當引導，恐在無意間削弱查核人員對法規遵循的嚴謹度。

其次，就創新氛圍中的「資源」構面而言，Scott and Bruce (1994)強調組織是否提供成員充足的資源，例如給予額外的時間以尋求創意激盪或發展新想法。當組織氣候鼓勵將稀缺的時間資源投入於非例行性的創意發想時，勢必會對核心查核業務產生排擠效應。Beardsley et al. (2021) 提出的「分心效果」(distraction effect)即證實，當事務所資源配置偏重於非核心任務（如非審計服務）時，會稀釋對查核工作的專注力，導致財報重編率上升。Choi et al. (2024) 亦發現，事務所的創新投入往往集中於諮詢業務，而非查核核心技術，進一步加劇了資源排擠的風險。特別是在台灣獨特的審計市場環境中，此種資源排擠與分心效果恐更為顯著。台灣審計公費水準長期顯著低於亞洲鄰近市場，且具備高度競爭性(李貴富等 2019)，陳坤志等(2024)亦提及並支持此論述。同時，在現行之獨立性規範下，台灣會計師事務所仍獲允許為審計客戶提供多項高附加價值之非審計顧問服務（如 ESG 永續諮詢、數位轉型規劃等）。在此「低公費、高競爭」且「法規允許業務多元化」的環境驅使下，事務所推展創新的動機，極易傾向於尋求高利潤之非審計業務。

必須釐清的是，儘管實務上大型事務所之非審計業務多由專屬的顧問部門執行，查核團隊並未直接參與；然而，此處之「分心效果」實則主要發生於「主簽合夥會計師的認知資源與注意力分配」層次。於實務運作中，主簽合夥會計師除負責審計簽證外，往往同時肩負「客戶關係管理者」之角色，其注意力與資源分配深受跨部門「非審計業務之推展與引薦」職責所影響(Carter and Spence 2014; Lennox and Wu 2018)。當事務所為因應獲利挑戰，將創新氛圍與資源高度傾斜於推展非審計顧問服務時(Choi et al. 2024)，主簽合夥會計師常受制於薪酬誘因與獲取新業務之績效壓力(Beardsley et al. 2021)，必須耗費大量稀缺之時間與心力，進行跨部門之業務引薦、聯合提案協調，以及複雜的獨立性風險評估。此種高強度之跨部門協作與業務拓展壓力，將嚴重消耗主簽會計師有限的注意力資源，進而無可避免地引發排擠核心查核業務之分心效果(Beardsley et al. 2021)。因此，當查核人員感知到事務所高度鼓勵將時間投入於發展新想法或推展跨部門業務時，其對傳統查核證據蒐集與案件督導的專注力與實質投入程度，反而可能隨之下降。

最後，創新文化所隱含的技術應用導向，亦可能引發對自動化工具的過度依賴。Samiolo et al. (2024) 指出，在強調技術創新的環境下，查核人員可能產

臺灣人文與學術期刊資料庫

生「自動化偏誤」(Automation Bias)，即過度信任 AI 或分析工具產出的結果。Munoko et al. (2020) 進一步警告，由於許多先進的創新工具運作如同黑盒子(Black Box)，查核人員若無法理解其背後的演算法邏輯，將難以判斷 AI 是否遺漏了關鍵風險或給出了錯誤建議。Kokina et al. (2025) 針對資深審計人員的訪談亦發現，雖然 AI 有助於提升效率，但其透明度不足可能造成審計人員對其判斷基礎缺乏了解，進而引發盲目信任的風險。此外，Bhattacharjee et al. (2024) 亦發現，創新氛圍所伴隨的彈性管理若缺乏適當配套，恐損及複雜查核任務中的決策品質。

綜上，強烈的創新氛圍感知可能透過加劇標準化與創新的衝突、排擠核心查核資源，以及引發自動化偏誤等路徑，負向影響審計品質。因此，本文提出相對假說：

H1b：會計師創新氛圍感知與審計品質呈負相關。

參、研究設計

本章內容包括研究模型、變數定義與操作、問卷設計與發放、樣本選取與資料期間說明，以及衡量指標與資料來源。為驗證前章所提出之假說，本文採用問卷調查方式，蒐集具簽證經驗之會計師對其所屬會計師事務所創新氛圍的主觀感受與認知，並結合該會計師於 2019 年至 2022 年間所查核之上市櫃公司財務資料，進行統計分析，以探討創新氛圍與審計品質之關聯性。

一、研究模型

本研究旨在探討會計師創新氛圍感知(*IC*)對查核客戶盈餘品質(*DA*)之影響。考量創新氛圍係屬會計師之主觀感知變數，可能因遺漏變數或測量誤差而產生內生性問題，本研究採用 兩階段最小平方法(Two-Stage Least Squares, 2SLS)進行估計。

在工具變數(Instrumental Variable)的選擇上，本研究採用事務所高層之「轉換型領導」(Transformational Leadership, TCL)作為 *IC* 的工具變數。理論上，高層領導風格會形塑組織的創新氛圍(相關性)，但領導風格本身應不至於直接影響特定客戶的裁決性應計數(外生性)，符合工具變數之條件。

本研究之分析單位設定為「受查公司—年度」(client-year)。雖然「創新氛圍」與「轉換型領導」本質上屬會計師層級資料，但在實證模型中，本研究依據查核委任關係，將負責查核公司 *i* 之簽證會計師的特質分數，對應至該公司之觀察值。因此，模型中所有變數下標均設定為 *it*，以反映變數對應後之資料結構。本研究建立之 2SLS 迴歸模型如下：

臺灣大學學術期刊資料庫

$$IC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCL_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sigma_{it} \quad (1)$$

再以預測值 $\widehat{IC}_{it}$ 代入第二階段模型，估計創新氛圍對審計品質之影響：

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{IC}_{it} + \beta_2 Controls_{it} + YearFE + IndustryFE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

二、變數定義與操作性衡量

(一) 應變數：裁決應計數絕對值(*DA*)

根據 DeAngelo (1981)，審計品質可定義為「審計人員能夠發現並且揭露受查者財務報導中重大錯誤的機率」。此定義強調兩個構面：第一，審計人員的專業能力(competence)決定其能否辨識財報錯誤；第二，其獨立性(independence)則影響是否願意揭露已發現之問題。因此，審計品質不僅取決於技術，也反映查核人員面對利害關係人壓力時的判斷與誠信。

然而，實務上審計品質無法直接觀察，需透過可行的替代指標加以衡量。現有文獻多以盈餘品質作為審計品質之指標，特別是透過異常應計項目(discretionary accruals, *DA*)，以評估管理階層是否進行盈餘管理，以及審計人員是否有效發揮監督職能。其中，Jones (1991)最早提出 Jones models 來衡量盈餘品質。再者，Dechow et al. (1995)提出之 Modified Jones Model，為排除營收操縱的影響，將營收變動扣除應收帳款變動後計算 *DA*。而 Kothari et al. (2005)進一步提出 Performance-Matched Modified Jones Model，在模型中加入資產報酬率(*ROA*)作為控制變數，以降低企業績效對應計行為的影響，提升異常應計估計的準確性。以上模型皆採橫斷面模式，按逐年逐產業進行估計。

因此，本研究採用上述三種模型估計裁決應計數的絕對值，以衡量盈餘管理程度，並作為審計品質之代理變數。理論上，若審計品質較高，查核人員應能有效抑制受查者操控盈餘之行為，進而呈現較低之異常應計，即模型估計殘差項之絕對值愈小，反之亦然。

(二) 測試變數：創新氛圍感知(*IC*)

Klein and Sorra (1996)指出，組織中鼓勵創新的氛圍有助於促進創新實務的推動與落實，強調組織成員對於創新是否被支持、是否有足夠資源進行創新活動的主觀感受，將深刻影響其創新行為表現。為具體衡量此種「創新氛圍」之心理感知，Scott and Bruce (1994)所發展的創新氛圍自評量表被廣泛引用(如附錄 2)，該量表根據組織心理氛圍理論，強調成員對於組織環境的主觀詮釋，並透過實證驗證其對創新行為具有顯著解釋力。本研究考量該量表設計涵蓋對創新的組織支持、資源供給等關鍵面向，與本研究關注之會計師事務所創新氛圍感知密切相關。因此，本研究選用該量表作為衡量會計師事務所創新氛圍感受

臺灣博碩士論文知識加值系統

之依據，並依據其所提出之兩個構面：「對創新的支持」(*IC_F1*)與「對創新提供資源」(*IC_F2*)，作為後續實證模型中之主要變數。

需特別說明的是，本研究之 *IC* 變數本質上係屬「合夥人層級」(Partner-level)之主觀感知變數，雖然本文調查的對象僅為四大會計師事務所之合夥會計師，但事務所創新氣候在合夥會計師層次上可能存在認知差異，且查核決策係由個別會計師執行。因此，在實證分析上，為配合受查公司層級之審計品質資料，本研究依據查核簽證關係，將個別會計師填答之創新氛圍分數，歸屬至其所負責之每一家受查公司—年度觀察值。因此，模型中的 IC_{it} 代表的是，「受查核公司 *i* 之會計師，在 *t* 年度所感知的事務所創新氛圍」。

在變數衡量上，本研究依據創新氛圍感知量表所提出之兩個構面：「對創新的支持」(*IC_F1*，由 16 個題項組成)與「對創新提供資源」(*IC_F2*，由 6 個題項組成)作為實證變數。具體計算方式為將各構面所屬題項之得分進行算術平均。此外，為降低填答人之慣性勾選偏誤，量表中包含 11 個負向計分題項[1]。本研究在計算平均值前，已預先針對負向題項進行反向計分轉換（轉換公式為：新得分 =6 減原始得分。例如：原始填答為 1 分，轉換後為 5 分），確保所有題項之得分方向與「創新氛圍感知」定義一致。

(三) 工具變數：轉換型領導(*TCL*)

本文採用 Carless et al. (2000)所發展之轉換型領導量表衡量轉換型領導(*TCL*)(詳見附錄 3)，此量表由 7 個題項組成，無反向題，並同樣採取題項平均法作為衡量基礎。此一選擇主要基於以下兩方面評估其作為工具變數的適用性：

1. 關聯性(Relevance)：

工具變數須與內生變數具顯著相關，方能有效修正估計偏誤。根據 Jung et al. (2003)之研究，轉換型領導透過激勵與啟發部屬，有助於營造開放、信任且鼓勵創新的組織氛圍。Scott and Bruce (1994)亦指出，組織中支持性氛圍能顯著提升成員之創新行為。因此，*TCL* 與 *IC* 之間具有穩固的理論與實證連結，符合關聯性要求。

2. 外生性(Exogeneity)：

工具變數亦須與誤差項無關，亦即不可直接影響依變數。本研究以盈餘品質為最終依變數，而轉換型領導反映會計師事務所內部管理風格，雖可能影響查核人員對創新氛圍的感知，但較不可能作用於查核客戶之盈餘品質表現，兩者間無明確直接因果關係，亦無共同決定因素，因而可視為外生。

[1] 問卷創新氛圍(*IC*)題項中，第 4、5、7、8、9、11、12、13、17、18 及 22 題為反向題。

臺灣大學學術期刊資料庫

綜合上述，*TCL* 不論在理論基礎或實證檢定上，皆具備成為創新氛圍工具變數的合理性，適用於本研究後續建構之兩階段最小平方法(2SLS)模型[2]。

(四) 控制變數

1. 會計師層級控制變數

根據研究指出，個別會計師的個人特質對審計品質具有顯著的解釋力(e.g., Chin and Chi 2009; Gul et al. 2013; Aobdia et al. 2015)。因此，本文納入多項會計師個人特徵作為控制變數，說明如下：

(1) 年齡(*AGE*)：

Sundgren and Svanström (2014) 指出，隨著年齡增長，會計師可能會因職業倦怠或職涯考量而改變其風險偏好與工作投入度，進而影響審計品質與決策行為。因此，本文控制會計師年齡。

(2) 性別(*GENDER*)：

會計文獻廣泛支持性別差異會影響審計行為。Ittonen et al. (2013)發現，相較於男性，女性會計師傾向於更加風險趨避(Risk-averse)，且在查核過程中展現較高的審計品質與保守性。因此本文控制會計師性別，若為女性，設虛擬變數為 1；男性則為 0。

(3) 合夥人年資(*PTR_TEN*)：

會計師擔任合夥人的任期長短與其經驗累積及獨立性密切相關。Chen et al. (2008) 利用台灣資料實證發現，合夥人年資與裁決性應計數呈負相關，顯示資深合夥人具備較佳的經驗與獨立性來抑制盈餘管理。Chi et al. (2017)亦指出會計師在接手當前客戶之前，擔任簽署會計師的累積年資越長時，裁決性應計數越低，故本文控制會計師升任合夥人之年資。

(4) 教育程度(*EDU_LEV*)：

教育程度與會計師的認知能力及專業判斷息息相關。Che et al. (2018)實證發現，具備較高學歷(如碩士以上)的會計師，通常具備更佳的訊息處理能力，能提供較高的審計品質。因此，若會計師具備碩士或博士學位，虛擬變數設為 1，否則為 0。

[2] 本研究實證結果顯示，*TCL* 與 *IC_FI* 間呈現顯著正向關係，符合工具變數「與解釋變數顯著相關」之條件，具備充分的工具強度。

臺灣期刊學術期刊資料庫

(5) 教育背景(*EDU_BG*)：

Bonner and Lewis (1990) 認為，審計專業知識的廣度與深度會影響會計師偵測異常的能力。擁有多元教育背景(如非純會計學位)之會計師，可能具備跨領域的知識互補優勢，有助於應對複雜的創新審計環境。因此，若會計師具備會計學系以外之學位，虛擬變數設為 1，否則為 0。

(6) 其他工作經驗(*DIV_CAR*)：

Zerni (2012)指出，個別合夥人獨特的專業知識與經驗是決定審計品質的關鍵。擁有多元職涯經驗（如非傳統審計部門經歷或業界工作經驗）的會計師，能累積獨特的人力資本，使其在面對複雜商業環境時具備更佳的判斷力與適應性。因此，若會計師具備非財稅簽證之其他業務經驗或非事務所工作經歷，虛擬變數設為 1，否則為 0。

(7) 國外經驗(*FOR_EXP*)：

Gunn and Michas (2018)的研究指出，具備跨國審計專業知識(Multinational Expertise)的會計師，更能有效應對複雜商業環境與跨國營運的查核風險，進而提供顯著較高的審計品質。因此，若會計師具備國外進修或工作經驗，虛擬變數設為 1，否則為 0。

2. 公司層級控制變數

過去文獻指出，影響公司裁決性應計數的因素眾多，為避免其他變數干擾推論結果，本文在實證模型中納入以下控制變數。負債比率(*LEV*)：財務困難的公司，尤其是與債權人進行契約重新協商時，可能會透過下調盈餘(如認列非現金減損損失)來反映其困境並取得債權人讓步，而非單純為了粉飾財務狀況或避免債務違約(DeAngelo et al. 1994)；亦可能因面臨違約風險，進而透過裁決性應計項目調整盈餘以符合契約要求(DeFond and Jiambalvo 1994)。因此，本文預期負債比率與裁決性應計數相關，但不預期方向。現金比率(*CASH*)：營運活動現金流量較高者，通常代表經營穩健、資金壓力較低，管理者進行盈餘操控以傳遞績效訊號之誘因相對較弱(Dechow et al. 1995)，故預期現金比率越高，盈餘操控程度越低。公司規模(*SIZE*)：規模較大之公司在財務報導流程上更為嚴謹，應計項目波動亦相對穩定(Dechow and Dichev 2002)，故本文，故本文預期其與裁決性應計數呈負相關。獨立董事比率(*INDIR*)：董事會中獨立董事比例提高，有助於強化治理效果、降低資訊不對稱與盈餘操控風險(Chen et al. 2015)，故預期其比率越高，裁決性應計數越低。專業董事比率(*EXDIR*)：若董事會成員具備財務、會計或法律等專業背景，將提升監督能力與資訊辨識力，進而提升報導品質(Badolato et al. 2014)，故本文預期其與裁決性應計數呈負相關。機構投資人

臺灣大學學術期刊論文資料庫

持股比率(*INSTI*)：機構投資人具備資訊分析優勢與監督能力，能有效抑制管理階層進行盈餘管理(Velury and Jenkins 2006)，因此本文預期其比率愈高，盈餘品質愈佳。市價淨值比(*MTB*)：*MTB* 為衡量企業成長性與市場期待之指標。成長性越高，管理者可能更傾向提高當期盈餘以維持市場預期(Skinner and Sloan 2002)，故本文預期 *MTB* 與裁決性應計數呈正向關係。

3. 事務所層級控制變數

最後，考量會計師事務所整體的資源稟賦與業務規模可能同時影響其創新投入意願及審計品質，本研究納入了事務所規模(*AUDIT_SIZE)*作為事務所層級的控制變數。根據 DeAngelo (1981) 的論點，大型事務所通常擁有較充沛的資源與較佳的聲譽誘因來維持審計品質。為避免事務所層級的異質性干擾實證結果，本研究參酌文獻，以該會計師所屬事務所當年度查核所有上市櫃公司之總營收取自然對數，作為事務所規模之代理變數。控制此變數旨在捕捉事務所整體的業務量體與資源基礎，以降低因事務所特性差異所導致的遺漏變數偏誤。

此外，本文亦控制年度固定效果(*Year FE)*與產業固定效果(*Industry FE)*，以排除整體經濟環境變化、會計準則修正或產業特性差異所可能產生之共同影響。以上變數定義如附錄 1。

三、問卷設計與發放

(一) 問卷設計

本研究問卷共區分三大部分，問卷計 29 題。首先於第一部份為受訪者基本資料題項，包含事務所名稱及組別、姓名、年齡、性別、年資、學歷、過往經歷等。第二部份為衡量創新氛圍，總計 22 題。本文採用 Scott and Bruce (1994) 所提出的量表，該量表由兩個面向衡量創新氛圍。首先是對創新的支持，共 16 題，透過衡量個人對於組織是否對於改變持開放態度、鼓勵成員提出新穎想法以及成員多元化的接受度程度的感受，另其餘 6 題旨在衡量組織中提供的資源是否充足，其中此量表含 11 題反向題，以反向計分採計。最後，第三部份為轉換型領導風格衡量，總計 7 題，本文採用 Carless et al. (2000)，衡量領導能力之量表。

上述量表的題項再進行翻譯後，於 2022 年 8 月初至四大會計師事務所與資深會計師合夥人進行專家訪談。借助專家豐富經驗，更容易聚焦於研究問題，並修正本問卷之用詞及語句，使會計師進行填答時能充分理解問卷的表達內容。本問卷以中文施測，採用李克特五點量表(5-point Likert Scale)，透過分數以量化受訪者態度，創新氛圍量表以 1-5 分依序表示完全不同意，不同意，中立，同意，完全同意；而轉換型領導風格量表以 1-5 分依序表示鮮少，偶爾，有時，

臺灣大學學術期刊資料庫

通常，經常。問卷題項如附錄 2、3。

(二) 問卷發放與信度分析

本研究以個別會計師作為分析的對象，考量到四大會計師事務所在會計行業中的領導地位，這些事務所在創新與審計品質方面的重視與追求，對於其他會計師事務所具有指導性作用。再者，金融監督管理委員會近期推行的審計品質指標，也是率先在四大會計師事務所進行試點(金融監督管理委員會 2022)，因此，本研究選擇四大會計師事務所的合夥人作為問卷調查的研究對象。

問卷調查採用紙本方式，透過四大事務所內部的資深合夥人協助進行普發。問卷調查的實施時間從 2022 年 8 月 8 日開始，至 11 月 4 日結束，歷時 58 天，共回收 154 份有效問卷。具體回收情況如下：勤業眾信聯合會計師事務所回收 46 份(2021 年該所簽證會計師人數為 128 人)；安侯建業聯合會計師事務所回收 38 份(2021 年簽證會計師人數 86 人)；資誠聯合會計師事務所回收 37 份(2021 年簽證會計師人數 71 人)；安永聯合會計師事務所回收 33 份(2021 年簽證會計師人數 39 人)。有效回收問卷總計 154 份，信度分析如下：

「對創新的支持」構面中，其 Cronbach's α 係數為 0.92，組合信度為 0.935，代表「對創新的支持」之題項信度良好，符合內部一致性。「對創新提供資源」構面中，其 Cronbach's α 係數為 0.841，組合信度為 0.889，代表「對創新提供資源」之觀察題項信度良好，即測量題項具有能測出該潛在變數之信度。「轉換型領導風格」構面中，其 Cronbach's α 係數為 0.946，組合信度為 0.956，代表「轉換型領導風格」之觀察題項信度良好。

四、實證樣本選取與資料期間說明

為結合會計師的創新氛圍感知與其相對的審計品質，本文回溯查詢 TEJ 資料庫中上述受訪的 154 位會計師，於 2019 年至 2022 年間之上市櫃公司財報簽證紀錄，作為衡量審計品質與相關財務變數之依據。選擇 2019 年至 2022 年為觀察期間，係基於本研究之問卷調查自 2022 年 8 月開始，至同年 11 月結束，由於創新氛圍屬於組織文化與制度支持等特性之反映，具高度時間敏感性，若觀察期間過長，恐導致會計師於問卷中所陳述之經驗與實際查核行為產生落差，進而降低推論解釋力。Schneider et al. (2013)亦指出，組織氛圍研究應確保個體感知與行為變項之間具備時間對應性(temporal alignment)，否則可能削弱氛圍對行為的預測效果。因此，本文僅納入與問卷填答時間相對接近之近年查核資料，藉此提升研究設計之內在效度與整體推論品質。

在樣本配對程序上，考量主簽會計師通常主導查核案件之決策，本研究在資料配對上，係以查核報告書中排名第一位之『主簽會計師』為依據。意即當受訪會計師擔任該公司當年度之主簽會計師時，始將該公司－年度納入觀察值。經比對後，扣除未填寫姓名者 16 人，以及在 2019 年至 2022 年間未實際執

臺灣人文學術期刊資料庫

行簽證業務者 39 人，最終取得 99 位可配對 TEJ 資料之會計師，以及 1,843 筆受查公司的觀察值。

肆、實證結果與分析

一、會計師特徵統計

為呈現受訪對象整體背景特徵，本文首先針對回收之 154 份問卷進行描述性統計分析(詳見表 1)。須特別說明者，本節所使用之樣本為全部有效問卷資料(n = 154)，與後續迴歸分析所使用之 99 位具實際簽證資料且能與 TEJ 資料配對者不同，僅作為樣本基本結構說明之參考。結果顯示，在性別方面，男性占比約六成；年齡方面平均為 49 歲，66% 介於 46 至 55 歲之間；教育背景方面，有 53% 的會計師合夥人具備會計學系以外之學位，且以碩士學歷為主(占 74%)。在國際經驗方面，55% 受訪者無國外進修或工作經驗；其他工作經驗方面，55% 未從事過其他類型工作，另有 25% 曾於會計師事務所以外機構任職。年資部分，受訪者於總事務所平均年資為 24 年，主要集中於 26 年以上(占 38%)；現職事務所年資及合夥人年資亦以資深者為主，其中合夥人年資 10 年以內者占 57%。

表 1　受訪會計師背景特徵分布表（N = 154）

維度	分群	樣本數	百分比
年齡	40 歲以下	6	4
	41 至 45 歲	28	18
	46 至 50 歲	55	36
	51 至 55 歲	46	30
	56 歲以上	19	12
性別	男	92	60
	女	62	40
合夥人年資	5 年以下	46	30
	6 年至 10 年	42	27
	11 年至 15 年	30	20
	16 年至 20 年	25	16
	21 年以上	11	7
教育程度	大學(專)	37	24
	碩士	114	74
	博士	3	2
教育背景	僅具會計學位	72	47
	具會計以外學位	82	53
其他工作經驗	無其他工作經歷	85	55
	非財、稅簽證工作經歷	31	20
	非會計師事務所工作經歷	18	12
	兼具上述兩類型工作經歷	20	13
國外經驗	未具備	85	55
	具備	69	45

臺灣大學學術期刊資料庫

二、問卷量表敘述統計

本節所使用之樣本為全部有效問卷資料(n = 154)，與後續迴歸分析所使用之 99 位具實際簽證資料且能與 TEJ 資料配對者不同。創新氛圍量表分為「對創新的支持」構面 16 題，「對創新提供資源」6 題，總計 22 題。從回收問卷的填答狀況統計資料顯示(如附錄 2)，「對創新的支持」構面題項間平均數最高者為「我所在的事務所是鼓勵創造力的」(4.494)，次之為「我所表現的創造力是受到上級尊重的」(4.429)，反映出在填答者的感受與認知之中，身處的工作環境不僅鼓勵勇於創新，同時充分尊重成員所展現的創造力，在具備良好的創新氛圍下，方能實現會計師事務所的創新。另外在標準差最高者為「我所在的事務所，最佳的人際關係相處方式是和其他人保持一致的意見」(0.96)，次之為「我所在的事務所，特立獨行的做事情，會惹人憤怒」(0.942)，從數據可以了解，儘管在鼓勵並尊重團隊成員勇於展現創造力的工作環境中，實踐創新仍然需要重視工作夥伴的意見，融洽的溝通達成團隊的共識，以避免帶來負面的的人際關係的同時，更造成團隊運作的負擔。

「對創新提供資源」構面題項間平均數最高者為「我所在的事務所有足夠的創新資源」(4.222)，次之為「我所在的事務所，隨時可以對團隊提出要求來協助發展新想法」(4.162)，在填答者的感受與認知之中，團隊有充足的資源來支持創新，並且是歡迎團隊成員提出需求的，在充足的資源投入之下，透過將想法化成具體行動，最終得到創新成果，在快速變動環境中維持良好的審計品質。另外在標準差最高者為「我所在的事務所，因人力的缺乏常阻礙創新」(1.026)，次之為「我所在的事務所，有足夠的時間尋求創意的激盪」(0.782)，可以看到儘管在資源分配及運用上，團隊成員並未達成共識，且雖然擁有足夠資源，但不論執行財務或稅務簽證的會計師受到繁重的業務負荷影響，在人力與時間運用受到挑戰。

轉換型領導風格衡量，總計 7 題。從回收問卷的填答狀況統計資料(如附錄 3)，平均數最高者為「我的上司促進團隊之間的信任、參與及合作」(4.39)，次之為「我的上司傳達團隊未來明確及積極的願景」(4.364)，表示在填答者的感受與認知之中，上司對於願景有完善計畫，致力於打造團結、互信及互助的團隊，並朝向團隊目標前進。

依本問卷回收後填答狀況，四大會計師事務所各構面平均得分及標準差如表 2。其中各會計師事務所得分皆以轉換型領導風格量表最高，顯示會計師事務所透過領導作用激勵團隊成員，超越自我勇於創新嘗試，建立團隊共識與承諾；而在創新氛圍量表，四大會計師事務所在「對創新的支持」構面，得分皆大於「對創新提供資源」構面，顯示在滿足團隊成員對於創新資源的需求，還有成長空間。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2　問卷構面之敘述統計結果（N=154）

問卷構面	會計師事務所	全部	甲	乙	丙	丁
	填寫問卷人數	154	33	38	46	37
對創新的支持(*IC_F1*)	平均數	3.93	4.11	4.10	3.61	3.99
	標準差	(0.53)	(0.47)	(0.43)	(0.45)	(0.59)
對創新提供資源(*IC_F2*)	平均數	3.86	4.10	4.05	3.58	3.82
	標準差	(0.59)	(0.50)	(0.60)	(0.52)	(0.62)
轉換型領導(*TCL*)	平均數	4.29	4.55	4.55	3.96	4.20
	標準差	(0.65)	(0.46)	(0.49)	(0.63)	(0.75)

註：表中括號內為標準差。變數定義如附錄 1。

三、實證樣本敘述統計

表 3 顯示本研究各主要變數之敘述性統計結果，樣本總數為 1,843 筆。須注意的是，表 2 係以填答會計師人數(N=154)為統計基礎，而表 3 則係以受查公司－年度觀察值(N=1,843)為統計基礎。由於最終進入迴歸模型之 99 位會計師，其各自簽證之客戶家數不同，故表 3 之變數分布係反映經查核案件數之結果。就依變數部分而言，三種裁決性應計數指標(*DA_Mojones*、*DA_Jones* 與 *DA_Kothari*)之平均值分別為 0.043、0.042 與 0.042，顯示不同模型估計之異常應計程度變異相對穩定。解釋變數方面，創新氛圍的兩個構面中，「對創新的支持」(*IC_F1*)平均為 3.916，「對創新提供資源」(*IC_F2*)平均為 3.824，標準差分別為 0.520 與 0.582，代表多數會計師對事務所創新文化持正向看法但仍存在一定程度之感知差異。轉換型領導(*TCL*)之平均值為 4.311，第 25 百分位數(p25)達 4.0，顯示數據呈現偏態分佈。此現象反映出大型會計師事務所普遍重視合夥人領導力與企業文化培訓，致使多數受訪者給予正面評價。此外，針對 TCL 變數中出現的最小值 1.286，本文並未如處理連續性財務變數般進行縮尾處理(Winsorize)。其主要考量在於，*TCL* 係由李克特五點量表計算所得之原始分數，保留其原始數值能最真實反映受訪會計師對領導風格的負面感知，避免因人為調整而破壞心理測量工具的資訊含量。

針對問卷量表交錯配置正、負向題項，是否可能引發受訪者填答時之衡量干擾，本研究進一步檢視了各題項之敘述性統計特徵。數據顯示，題項之計分方向並未單向主導填答結果。例如，*IC_F1* 之第 11 題雖為負向題，其平均值仍達 4 以上；反之，*IC_F2* 之第 16 題與第 19 題為正向題，其平均值卻在 4 以下。此一交叉現象充分表明，受訪會計師之給分高低，係有效反映其對各題項具體內容的客觀感受，而非單純受正、負向計分設計引發之系統性衡量干擾。上述數據特徵進一步佐證了本研究問卷在衡量上之有效性與可靠性。

此外，本文觀察到表 3 敘述性統計顯示 *TCL* 之平均分數略高於 *IC_F1* 與 *IC_F2*。此分數差異主要源於衡量構面之本質不同：*TCL* 反映個人領導特質，

臺灣上市櫃公司財務報告資料庫

在四大會計師事務所中易獲極高評價；而 *IC* 衡量整體組織環境與資源，其得分雖略低但仍趨近於同意水準。值得注意的是，儘管平均分數存在差異，但後續的實證模型檢定將進一步證實，轉換型領導確實能顯著正向影響創新氛圍，確為一有效且具高度解釋力之工具變數。

在公司層級控制變數方面，樣本企業平均負債比率(*LEV*)為 43.9%，現金比率(*CASH*)為 6.5%，市價淨值比(*MTB*)為 1.733。公司規模(*SIZE*)平均對數值為 15.493，對應於中大型企業之資產規模。獨立董事比率(*INDIR*)與具專業背景董事比率(*EXDIR*)分別為 35.1% 與 43.6%，顯示樣本公司普遍具備一定之公司治理機制。在會計師個人層級控制變數方面，樣本中會計師平均年齡(*AGE*)為 49.5 歲，平均合夥人年資(*PTR_TEN*)為 10.3 年。女性比例(*GENDER*)為 36.6%，顯示樣本中女性比例略低於男性。教育程度方面，77.6% 具碩/博士學位，54.8% 具備非會計背景學位，38.6% 曾有國外進修或工作經驗，另有 5.5% 具備跨領域職涯經歷(*DIV_CAR*)。

表 3 各變數之敘述統計分析(N=1,843)

	MEAN	SD	MIN	P25	P50	P75	MAX
DA_Mojones	0.043	0.028	0.000	0.017	0.039	0.073	0.082
DA_Jones	0.042	0.028	0.000	0.017	0.038	0.071	0.081
DA_Kothari	0.042	0.028	0.000	0.017	0.038	0.072	0.084
IC_F1	3.916	0.520	1.750	3.562	3.938	4.250	5.000
IC_F2	3.824	0.582	1.833	3.333	3.833	4.167	5.000
TCL	4.311	0.613	1.286	4.000	4.286	4.857	5.000
LEV	0.439	0.161	0.182	0.307	0.442	0.579	0.671
CASH	0.065	0.065	-0.036	0.015	0.062	0.118	0.168
SIZE	15.493	1.178	13.829	14.497	15.368	16.369	17.484
INDIR	0.351	0.081	0.083	0.300	0.333	0.429	0.429
EXDIR	0.436	0.191	0.083	0.286	0.444	0.667	0.667
INSTI	0.412	0.190	0.105	0.250	0.413	0.569	0.695
MTB	1.733	0.783	0.670	1.070	1.570	2.360	3.050
AGE	49.529	4.934	37.000	46.000	50.000	53.000	58.000
GENDER	0.366	0.482	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
PTR_TEN	10.323	6.603	0.300	4.000	10.000	16.000	25.000
EDU_LEV	0.776	0.417	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
FOR_EXP	0.386	0.487	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
EDU_BG	0.548	0.498	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
DIV_CAR	0.055	0.228	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AUDIT_SIZE	23.072	0.470	21.860	23.121	23.227	23.261	23.423

註：變數定義如附錄 1。

臺灣大學學術期刊資料庫

四、相關係數分析

表 4 顯示本研究主要變數間之相關係數與其顯著性檢定結果。整體而言，依變數(裁決性應計數)間具高度一致性，其中 *DA_Mojones*、*DA_Jones* 與 *DA_Kothari* 彼此間呈高度相關，顯示不同盈餘管理衡量模型在本樣本中具一致性與穩定性。在解釋變數部分，「對創新的支持」(*IC_F1*)與「對創新提供資源」(*IC_F2*)呈現正相關，符合其同屬創新氛圍量表之兩個構面。兩者與轉換型領導(*TCL*)亦呈現正相關，顯示支持性領導風格有助於營造正向創新氛圍。創新氛圍變數與裁決性應計數之間則未呈顯著線性相關，需待後續控制變數下進一步檢驗其影響方向與強度。控制變數部分，部分公司治理變數(如獨立董事比例、專業董事比例、法人持股比率)與公司規模、負債比率、*MTB* 等財務指標皆呈現顯著相關。會計師個人層級變數中，年齡與年資(*PTR_TEN*)高度相關，亦與教育背景變數(如 *EDU_BG*、*EDU_LEV*)呈正相關，顯示資歷越深者通常具有較多元教育經歷。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4　相關係數分析表

	(1)																			
DA_Mojones	1.00																			
DA_Jones	0.98***	1.00																		
	(0.00)																			
DA_Kothari	0.82***	0.81***	1.00																	
	(0.00)	(0.00)																		
IC_F1	-0.01	-0.00	0.03	1.00																
	(0.81)	(0.88)	(0.24)																	
IC_F2	-0.00	0.00	0.03	0.80***	1.00															
	(0.98)	(0.99)	(0.17)	(0.00)																
TCL	0.03	0.04	0.06**	0.71***	0.67***	1.00														
	(0.19)	(0.13)	(0.02)	(0.00)	(0.00)															
LEV	0.11***	0.12***	0.10***	-0.00	-0.04*	-0.06***	1.00													
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.94)	(0.09)	(0.01)														
CASH	0.01	0.01	-0.03	-0.06***	-0.05**	-0.06**	-0.17***	1.00												
	(0.73)	(0.54)	(0.23)	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.00)													
SIZE	-0.08***	-0.07***	-0.06***	-0.04*	-0.09***	-0.07***	0.34***	0.06**	1.00											
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.08)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)												
INDIR	0.04*	0.04*	0.07***	-0.04	-0.03	0.01	-0.00	-0.04*	-0.01	1.00										
	(0.09)	(0.08)	(0.00)	(0.10)	(0.26)	(0.69)	(0.84)	(0.05)	(0.76)											
EXDIR	0.04	0.04	0.05**	0.12***	0.03	0.08***	-0.03	0.02	0.01	0.15***	1.00									
	(0.10)	(0.13)	(0.02)	(0.00)	(0.17)	(0.00)	(0.27)	(0.36)	(0.65)	(0.00)										
INSTI	0.03	0.04*	0.04	-0.05**	-0.10***	-0.07***	0.18***	0.08***	0.41***	0.02	0.07***	1.00								
	(0.13)	(0.09)	(0.12)	(0.04)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.32)	(0.00)									
MTB	0.14***	0.15***	0.10***	0.04	0.04	-0.01	0.06***	0.24***	-0.19***	0.03	0.05**	0.09***	1.00							
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.11)	(0.12)	(0.73)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.14)	(0.04)	(0.00)								
AGE	-0.02	-0.02	-0.03	-0.13***	0.04*	-0.15***	0.02	0.03	0.07***	0.04	-0.01	0.05**	0.00	1.00						
	(0.29)	(0.38)	(0.23)	(0.00)	(0.07)	(0.00)	(0.43)	(0.24)	(0.00)	(0.12)	(0.59)	(0.03)	(0.93)							
GENDER	0.04*	0.03	0.04*	0.11***	0.10***	-0.03	0.03	-0.04	-0.08***	-0.02	-0.08***	-0.02	0.06**	0.08***	1.00					
	(0.10)	(0.14)	(0.08)	(0.00)	(0.00)	(0.22)	(0.18)	(0.12)	(0.00)	(0.42)	(0.00)	(0.46)	(0.01)	(0.00)						
PTR_TEN	-0.03	-0.03	-0.04	0.02	0.18***	-0.05**	-0.00	0.02	0.04*	0.03	-0.05*	0.04	0.00	0.81***	0.06**	1.00				
	(0.15)	(0.25)	(0.13)	(0.34)	(0.00)	(0.02)	(0.97)	(0.48)	(0.09)	(0.26)	(0.05)	(0.13)	(0.91)	(0.00)	(0.01)					
EDU_LEV	-0.07***	-0.06**	-0.06**	0.18***	0.17***	0.15***	-0.05**	-0.09***	0.07***	0.03	0.06**	-0.02	-0.07***	0.02	-0.11***	0.09***	1.00			
	(0.00)	(0.01)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.05)	(0.00)	(0.00)	(0.14)	(0.01)	(0.41)	(0.00)	(0.30)	(0.00)	(0.00)				
FOR_EXP	0.02	0.02	0.00	-0.17***	-0.09***	-0.07***	-0.06**	0.04*	0.03	0.01	-0.04*	0.06**	-0.00	-0.04	-0.22***	0.06**	-0.05**	1.00		
	(0.38)	(0.36)	(0.87)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.06)	(0.21)	(0.60)	(0.09)	(0.01)	(0.93)	(0.12)	(0.00)	(0.02)	(0.03)			
EDU_BG	-0.03	-0.02	-0.02	0.03	0.19***	0.02	0.02	-0.04*	0.05**	0.01	-0.01	0.01	0.02	0.41***	-0.00	0.38***	0.50***	-0.13***	1.00	
	(0.23)	(0.35)	(0.29)	(0.25)	(0.00)	(0.45)	(0.33)	(0.08)	(0.03)	(0.75)	(0.81)	(0.66)	(0.39)	(0.00)	(0.89)	(0.00)	(0.00)	(0.00)		
DIV_CAR	-0.01	-0.01	0.04	0.15***	0.01	0.01	-0.02	-0.02	-0.01	-0.01	0.13***	-0.01	-0.02	0.05**	0.08***	-0.03	0.13***	0.02	-0.01	1.00
	(0.67)	(0.56)	(0.11)	(0.00)	(0.66)	(0.79)	(0.51)	(0.47)	(0.56)	(0.56)	(0.00)	(0.74)	(0.35)	(0.05)	(0.00)	(0.23)	(0.00)	(0.29)	(0.63)	
AUDIT_SIZE	0.02	0.01	0.02	-0.06***	-0.09***	-0.16***	0.05**	0.00	0.09***	0.06***	-0.01	0.06***	-0.02	0.02	0.21***	-0.03	-0.14***	-0.02	0.06**	-0.06**
	(0.51)	(0.74)	(0.41)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.03)	(0.87)	(0.00)	(0.01)	(0.81)	(0.01)	(0.39)	(0.31)	(0.00)	(0.14)	(0.00)	(0.44)	(0.01)	(0.02)

註：變數定義如附錄 1。括弧內為 p 值，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣會計學術期刊資料庫

五、創新氛圍與審計品質之工具變數迴歸分析

(一) 工具變數識別性檢定：第一階段迴歸結果

為處理創新氛圍感知與審計品質之間可能存在的內生性問題，本研究採用兩階段最小平方法(2SLS)進行估計。第一階段之主要目的在於檢驗是否能有效解釋內生變數。本研究將創新氛圍感知拆解為兩個構面：「對創新的支持」(*IC_F1*)與「對創新提供資源」(*IC_F2*)，並選取「轉換型領導」(*TCL*)作為工具變數。

第一階段迴歸結果呈現於表 5 與表 6 之第 (1) 欄。結果顯示，*TCL* 對 *IC_F1* 與 *IC_F2* 均呈現顯著正向影響，其係數分別為 0.572（t=9.33）與 0.626（t=10.26），均達到 1% 之顯著水準。在檢定工具變數強度方面，表 6 與表 7 的 Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量分別為 87.014 與 105.341，遠高於 Stock and Yogo (2005) 所建議之 10% 偏誤臨界值(16.38)，亦顯著優於 Staiger and Stock (1997) 建議之強工具變數門檻(F>10)，排除弱工具變數之疑慮。

此外，Kleibergen-Paap rk LM 統計量在 1% 水準下皆顯著，拒絕模型識別不足之虛無假設。在控制變數方面，除部分個人特徵外，多數變數對創新氛圍之影響未達顯著，進一步證實組織層級的領導風格(*TCL)*是驅動事務所創新氛圍的主要關鍵。綜上所述，TCL 作為工具變數具備高度效力，能有效捕捉創新氛圍之異質性，並為第二階段的迴歸估計提供穩健基礎。

另本文觀察到表 3 敘述性統計顯示 *TCL* 之平均分數略高於 *IC_F1* 與 *IC_F2*。此分數差異主要源於衡量構面之本質不同，*TCL* 反映個人領導特質，在四大會計師事務所中易獲極高評價；而 *IC* 衡量整體組織環境與資源，其得分雖略低但仍趨近於同意水準。更重要的是，上述計量結果證實，轉換型領導確實能顯著帶動並正向預測創新氛圍，確為一有效且具高度解釋力之工具變數。

(二) 兩階段最小平方法估計結果：第二階段迴歸分析

第二階段以 *IC_F1* 與 *IC_F2* 為主要解釋變數，探討其對審計品質之影響，實證結果如表 5 與表 6 所示。模型中控制公司相關變數、會計師特徵變數、以及事務所特徵變數，並納入年度與產業固定效果。為避免問卷量表變數(如 *TCL*)可能存在之偏態分佈或極端觀測值干擾統計推論，本研究在 2SLS 實證模型中，全面採用依個別會計師進行集群調整的穩健標準誤(Standard Errors Clustered by CPA)。此設計能有效控制樣本內潛在的異質變異數(Heteroskedasticity)與非常態分佈問題，確保迴歸係數與統計顯著性之穩健性。

表 5 呈現以 *IC_F1* 為主要解釋變數的 2SLS 實證結果。實證結果顯示，會計師創新氛圍感知與裁決性應計數絕對值之間具有穩定且顯著的正向關聯。在 *DA_Mojones* 模型中，*IC_F1* 的估計係數為 0.003 (z=1.78, p<0.10)；在

臺灣大學圖書館期刊資料庫

DA_Jones 模型中為 0.004 (z=2.00, p<0.05)；在 *DA_Kothari* 模型中亦為 0.004 (z=2.54, p<0.05)。表 6 進一步以 *IC_F2* 為解釋變數，在三種 *DA* 模型下，*IC_F2* 之係數均在 5% 至 10% 的顯著水準下呈現正向影響。綜合而言，無論從創新氛圍的「支持面」或「資源投入面」觀察，皆與查核客戶較高程度的盈餘管理顯著相關。

此結果支持本文提出的假說 H1b，亦即較強的創新氛圍感知與較低的審計品質相關。反映出當會計師感知到組織強調創新風氣時，若缺乏對應的查核品質管控與專業監督機制，反而可能因「分心效果」造成查核重心偏移或執業標準鬆動，導致審計人員難以有效發揮監督功能。

在控制變數方面，許多會計師層級控制變數未達顯著水準，主要原因有三：首先，本研究採用以會計師為單位之集群標準誤(Standard Errors Clustered by CPA)，此保守估計方式雖然提高了顯著性門檻，但確保了推論的穩健性；其次，模型納入產業與年度固定效果，吸收了部分變數之解釋力；最後，關於會計師個人特徵變數之不顯著，係因本研究樣本為四大事務所合夥人，其專業背景具高度同質性，變數變異較小所致。儘管如此，公司層級控制變數表現均符合文獻預期：負債比率(*LEV*)與市值淨值比(*MTB*)皆呈顯著正向，顯示財務壓力與成長誘因為盈餘管理的重要驅動因素；而公司規模(*SIZE*)則一致呈現顯著負向，支持大型企業具備較強監管機制之論點。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5　對創新的支持與裁決性應計數之迴歸分析結果

兩階段最小平方法	第一階段	第二階段		
	(1)	(2)	(3)	(4)
應變數	*IC_F1*	*DA_Mojones*	*DA_Jones*	*DA_Kothari*
Intercept	0.475	0.038	0.044	-0.010
	(0.280)	(0.980)	(1.210)	(-0.230)
TCL_SCORE	0.572***			
	(9.330)			
IC_F1		0.003*	0.004**	0.004**
		(1.780)	(2.000)	(2.540)
LEV	0.133	0.020***	0.020***	0.013**
	(1.300)	(3.320)	(3.270)	(2.180)
CASH	0.020	0.010	0.014	0.006
	(0.120)	(0.800)	(1.130)	(0.440)
SIZE	0.019	-0.003***	-0.003***	-0.002**
	(1.040)	(-3.110)	(-3.110)	(-2.420)
INDIR	-0.311*	0.009	0.010	0.023**
	(-1.950)	(0.940)	(1.070)	(2.320)
EXDIR	0.147*	0.004	0.004	0.005
	(1.880)	(1.090)	(1.020)	(1.360)
INSTI	-0.024	0.005	0.005	0.003
	(-0.320)	(1.130)	(1.120)	(0.720)
MTB	0.034	0.004***	0.004***	0.004***
	(1.510)	(4.160)	(4.400)	(3.400)
AGE	-0.030	0.000	0.000	0.000
	(-1.600)	(0.850)	(0.910)	(0.780)
GENDER	0.123	0.001	0.001	0.001
	(1.330)	(0.810)	(0.740)	(0.750)
PTR_TEN	0.024*	-0.000	-0.000	-0.000
	(1.730)	(-1.340)	(-1.240)	(-1.140)
EDU_LEV	0.102	-0.002	-0.002	-0.002
	(1.120)	(-1.130)	(-0.730)	(-0.870)
FOR_EXP	-0.120	0.002	0.002	0.001
	(-1.250)	(1.350)	(1.530)	(0.960)
EDU_BG	-0.050	-0.000	-0.001	-0.001
	(-0.660)	(-0.100)	(-0.300)	(-0.610)
DIV_CAR	0.330	-0.004	-0.005	0.001
	(1.580)	(-1.030)	(-1.280)	(0.420)
AUDIT_SIZE	0.062	0.000	-0.000	0.001
	(0.970)	(0.010)	(-0.310)	(0.460)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,843	1,843	1,843	1,843
adj. R^2		0.061	0.063	0.103
F		44.785	43.117	138.308
Kleibergen-Paap rk LM	9.546***			
Wald F	87.014			

註：本表呈現採用兩階段最小平方法(Two-Stage Least Squares, 2SLS)第二階段之迴歸估計結果。為處理內生性問題，模型第一階段以轉換型領導(*TCL*)作為 *IC_F1* 之工具變數；第二階段以 *IC_F1* 的預測值估計其對三種裁決性應計數衡量指標之影響，變數定義如附錄 1。第一階段括弧內為 t 統計量；第二階段括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。本模型之工具變數檢定，Kleibergen-Paap rk LM 統計量在 1%水準下顯著；Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量(87.014)逾 10% 偏誤臨界值(16.38)，證實工具變數具備有效性。

臺灣

表 6　對創新提供資源與裁決性應計數之迴歸分析結果

兩階段最小平方法	第一階段	第二階段		
	(1)	(2)	(3)	(4)
應變數	*IC_F2*	*DA_Mojones*	*DA_Jones*	*DA_Kothari*
Intercept	1.360	0.035	0.041	-0.014
	(0.540)	(0.930)	(1.150)	(-0.310)
TCL_SCORE	0.626***			
	(10.260)			
IC_F2		0.003*	0.003**	0.004***
		(1.820)	(2.040)	(2.640)
LEV	0.157	0.020***	0.020***	0.013**
	(1.270)	(3.280)	(3.240)	(2.140)
CASH	0.240	0.010	0.013	0.005
	(1.310)	(0.750)	(1.070)	(0.370)
SIZE	-0.015	-0.003***	-0.003***	-0.002**
	(-0.840)	(-3.000)	(-2.990)	(-2.280)
INDIR	-0.175	0.008	0.010	0.022**
	(-0.960)	(0.900)	(1.020)	(2.270)
EXDIR	0.021	0.005	0.005	0.006
	(0.270)	(1.190)	(1.120)	(1.510)
INSTI	-0.190*	0.005	0.005	0.004
	(-1.760)	(1.260)	(1.260)	(0.880)
MTB	0.029	0.004***	0.004***	0.004***
	(1.140)	(4.190)	(4.430)	(3.420)
AGE	-0.017	0.000	0.000	0.000
	(-1.100)	(0.750)	(0.800)	(0.620)
GENDER	0.144	0.001	0.001	0.001
	(1.540)	(0.800)	(0.730)	(0.740)
PTR_TEN	0.024**	-0.000	-0.000	-0.000
	(1.990)	(-1.360)	(-1.250)	(-1.170)
EDU_LEV	-0.009	-0.002	-0.001	-0.001
	(-0.080)	(-0.990)	(-0.560)	(-0.680)
FOR_EXP	0.007	0.002	0.002	0.001
	(0.070)	(1.160)	(1.280)	(0.600)
EDU_BG	0.165	-0.001	-0.001	-0.002
	(1.270)	(-0.440)	(-0.700)	(-1.070)
DIV_CAR	0.015	-0.003	-0.003	0.003
	(0.050)	(-0.750)	(-0.960)	(0.810)
AUDIT_SIZE	0.005	0.000	-0.000	0.001
	(0.050)	(0.130)	(-0.160)	(0.610)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1,843	1,843	1,843	1,843
adj. R^2		0.062	0.064	0.105
F		39.940	24.418	118.788
Kleibergen-Paap rk LM	10.661***			
Wald F	105.341			

註：本表呈現採用兩階段最小平方法（Two-Stage Least Squares, 2SLS）第二階段之迴歸估計結果。為處理內生性問題，模型第一階段以轉換型領導(*TCL*)作為 *IC_F2* 之工具變數；第二階段以 *IC_F2* 的預測值估計其對三種裁決性應計數衡量指標之影響，變數定義如附錄 1。第一階段括弧內為 t 統計量；第二階段括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。本模型之工具變數檢定，Kleibergen-Paap rk LM 統計量在 1%水準下顯著；Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量(105.341)逾 10% 偏誤臨界值 (16.38)，證實工具變數具備有效性。

(三) 異質性分析：非審計公費分組測試

創新氛圍雖有助於提升會計師事務所的服務彈性與發展潛力，惟其對審計品質的影響取決於創新資源的配置方向。根據 Choi et al. (2024) 的觀點，事務所推動創新的主要動機往往在於擴展高附加價值的非查核服務(NAS)(如數位顧問或 ESG 諮詢)，而非單純優化查核程序。

在此情境下，若事務所的業務結構中非審計公費占比較高，意味著其創新活動與資源配置可能高度集中於非審計領域。根據 Beardsley et al. (2021) 提出的「分心效果」，當事務所側重於發展非審計服務時，會對簽證會計師產生資源排擠與注意力分散的負面影響。具體而言，身處此類環境的查核人員，雖然未必親自執行複雜的顧問業務，但可能因組織資源（如技術支援、人力資本）向非審計部門傾斜，或因需配合事務所的多元化策略而分散了對核心查核風險的關注，進而導致審計品質下降。為檢驗此一理論機制，本文依據非審計公費占比高低將樣本劃分為兩組，再進行 2SLS 分析。

表 7 為第一構面「對創新支持」(*IC_F1*)之迴歸結果，顯示當非審計公費占比較高時，*IC_F1* 與查核客戶之裁決性應計數絕對值呈現顯著正向關聯，且此結果在三種盈餘管理衡量模型中皆一致成立，係數介於 0.006 至 0.008，具統計顯著性。相對地，在非審計公費占比較低之樣本中，*IC_F1* 雖同樣呈現正向，但未達顯著水準。此一結果表明，在查核人員承擔大量非查核業務任務的情境下，即便感知到較高的創新氛圍，其查核客戶之盈餘品質反而較差，可能反映查核過程中投入心力不足、風險判斷力不足或執業標準鬆動等狀況。

表 8 為第二構面「對創新提供資源」(*IC_F2*)之迴歸結果，整體趨勢與 *IC_F1* 相當一致。在高非審計公費組中，*IC_F2* 仍對所有裁決性應計數絕對值呈現顯著正向影響；在低非審計公費組則不顯著。此一結果意涵為，即使會計師感知到事務所提供充足資源以支持創新發展，若查核人員同時承擔較高比例的非查核任務，其查核品質仍有下降之風險。可能原因包括：查核人員角色模糊、執業焦點轉移至顧問任務、或審計專業懷疑被稀釋。

此外，本文進一步分析非審計公費之組成，按照 TEJ 資料庫分類，非審計公費類別包括以下：(1)制度設計、(2)工商登記、(3)人力資源、以及(4)其他。經檢視數據發現，前三項類別存在大量零值觀測值，顯示樣本公司之 NAS 高度集中於「其他」類。根據 TEJ 定義，「其他」類涵蓋了稅務諮詢、內控制度查核等涉及較高專業判斷之服務。為確認前述之分心效果是否源自於複雜的顧問諮詢服務，表 9 與表 10 鎖定非審計公費「其他」類進行分析，同樣依年度中位數劃分高低分組進行測試。

實證結果發現，表 9 與表 10 的整體趨勢與表 7 及表 8 高度吻合，顯示研究結果具備穩健性。值得注意的是，表 9 與表 10 中會計師創新氛圍感知對裁決性應計數絕對值的迴歸係數，相較於表 7 與表 8 呈現微幅上升。此一細微差異隱含重要的經濟意義：當剔除例行性或行政性質(如工商登記)的服務，聚焦於涉及複雜專業判斷的顧問諮詢時，創新氛圍感知對查核品質的負面邊際影響更為顯著。此發現進一步佐證了「分心效果」並非單純源於業務量增加，而

是源於查核人員在執行複雜諮詢任務時，因認知資源分散而導致審計品質下降。

綜上，本研究結果與 Beardsley et al. (2021)及 Choi et al. (2024) 等文獻所揭示的觀點相符。當事務所創新活動主要用於擴展顧問或金融科技服務時，若查核人員同時參與多元業務類型，恐使其注意力由查核主業分散，進而削弱專業懷疑態度與查核品質。

表 7　對創新支持與盈餘品質之分組迴歸結果（依非審計公費分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
非審計公費分組	高	低	高	低	高	低
Intercept	0.051	0.041	0.059	0.044	0.028	-0.023
	(0.960)	(0.740)	(1.120)	(0.790)	(0.460)	(-0.370)
IC_F1	0.006***	0.002	0.007***	0.002	0.008***	0.003
	(2.600)	(0.720)	(2.650)	(0.790)	(3.120)	(1.080)
LEV	0.013*	0.031***	0.015**	0.029***	0.011*	0.021**
	(1.870)	(3.500)	(2.120)	(3.250)	(1.680)	(2.560)
CASH	0.014	0.015	0.018	0.021	0.008	0.017
	(0.730)	(0.820)	(0.920)	(1.120)	(0.400)	(0.870)
SIZE	-0.003**	-0.004***	-0.003**	-0.004***	-0.002	-0.004***
	(-2.250)	(-3.330)	(-2.300)	(-3.170)	(-1.640)	(-3.280)
INDIR	0.019	0.011	0.021*	0.012	0.032***	0.024*
	(1.580)	(0.820)	(1.810)	(0.920)	(2.750)	(1.810)
EXDIR	0.003	0.003	0.004	0.002	0.004	0.005
	(0.560)	(0.560)	(0.800)	(0.380)	(0.710)	(1.020)
INSTI	-0.000	0.011	-0.000	0.011	-0.002	0.008
	(-0.050)	(1.640)	(-0.070)	(1.630)	(-0.300)	(1.100)
MTB	0.005***	0.002	0.005***	0.002	0.005***	0.002
	(3.770)	(1.290)	(3.740)	(1.520)	(2.840)	(1.390)
AGE	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000	0.001*	-0.000
	(2.020)	(-0.390)	(1.980)	(-0.280)	(1.880)	(-0.630)
GENDER	0.003	0.001	0.002	0.001	0.003	-0.000
	(1.200)	(0.570)	(1.020)	(0.640)	(1.220)	(-0.110)
PTR_TEN	-0.001*	-0.000	-0.001*	-0.000	-0.001*	0.000
	(-1.920)	(-0.370)	(-1.790)	(-0.340)	(-1.750)	(0.180)
EDU_LEV	-0.004	0.001	-0.003	0.002	-0.004	0.001
	(-1.180)	(0.380)	(-1.050)	(0.830)	(-1.150)	(0.380)
FOR_EXP	0.004*	0.002	0.005**	0.002	0.005**	-0.001
	(1.860)	(0.910)	(2.150)	(0.850)	(2.320)	(-0.360)
EDU_BG	-0.001	0.001	-0.001	0.000	-0.001	0.000
	(-0.450)	(0.230)	(-0.500)	(0.150)	(-0.440)	(0.070)
DIV_CAR	-0.002	-0.003	-0.003	-0.004	-0.000	0.004
	(-0.400)	(-0.590)	(-0.710)	(-0.720)	(-0.110)	(1.080)
AUDIT_SIZE	-0.003	0.001	-0.003*	0.001	-0.003	0.003
	(-1.580)	(0.620)	(-1.890)	(0.490)	(-1.140)	(1.300)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	860	864	860	864	860	864
adj. R2	0.077	0.051	0.084	0.050	0.080	0.139
F	39.239	33.796	68.158	42.516	64.201	427.911

註：本表依查核客戶之非審計公費占資產總額比例，按各年度中位數進行分組，區分為高非審計公費組與低非審計公費組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術倫理

表 8　對創新提供資源與盈餘品質之分組迴歸結果（依非審計公費分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
非審計公費分組	高	低	高	低	高	低
Intercept	0.041	0.042	0.049	0.044	0.016	-0.022
	(0.750)	(0.760)	(0.890)	(0.820)	(0.260)	(-0.360)
IC_F2	0.006**	0.002	0.006**	0.002	0.008***	0.003
	(2.410)	(0.720)	(2.450)	(0.800)	(2.780)	(1.130)
LEV	0.013*	0.031***	0.015**	0.029***	0.011	0.021**
	(1.840)	(3.490)	(2.070)	(3.240)	(1.630)	(2.550)
CASH	0.014	0.015	0.017	0.020	0.007	0.016
	(0.680)	(0.790)	(0.860)	(1.090)	(0.350)	(0.820)
SIZE	-0.002**	-0.004***	-0.002**	-0.004***	-0.002	-0.004***
	(-2.100)	(-3.230)	(-2.140)	(-3.050)	(-1.490)	(-3.100)
INDIR	0.019	0.011	0.021*	0.012	0.032***	0.023*
	(1.530)	(0.780)	(1.730)	(0.880)	(2.690)	(1.760)
EXDIR	0.004	0.003	0.005	0.002	0.005	0.005
	(0.830)	(0.590)	(1.080)	(0.420)	(1.040)	(1.090)
INSTI	0.000	0.011*	0.000	0.011*	-0.001	0.008
	(0.070)	(1.680)	(0.060)	(1.690)	(-0.160)	(1.170)
MTB	0.005***	0.002	0.005***	0.002	0.004***	0.002
	(3.730)	(1.320)	(3.690)	(1.540)	(2.770)	(1.410)
AGE	0.001*	-0.000	0.001*	-0.000	0.001*	-0.000
	(1.900)	(-0.500)	(1.850)	(-0.400)	(1.750)	(-0.850)
GENDER	0.003	0.001	0.002	0.001	0.003	-0.000
	(1.150)	(0.570)	(0.970)	(0.640)	(1.170)	(-0.110)
PTR_TEN	-0.001*	-0.000	-0.001*	-0.000	-0.001*	0.000
	(-1.880)	(-0.340)	(-1.750)	(-0.300)	(-1.710)	(0.260)
EDU_LEV	-0.003	0.001	-0.002	0.002	-0.003	0.001
	(-0.860)	(0.450)	(-0.710)	(0.910)	(-0.770)	(0.490)
FOR_EXP	0.003	0.002	0.004*	0.001	0.005*	-0.001
	(1.550)	(0.790)	(1.820)	(0.700)	(1.950)	(-0.620)
EDU_BG	-0.003	0.000	-0.003	-0.000	-0.003	-0.000
	(-0.890)	(0.110)	(-0.950)	(-0.020)	(-0.940)	(-0.180)
DIV_CAR	0.000	-0.002	-0.001	-0.003	0.002	0.005
	(0.050)	(-0.450)	(-0.220)	(-0.560)	(0.410)	(1.350)
AUDIT_SIZE	-0.002	0.001	-0.003	0.001	-0.002	0.003
	(-1.280)	(0.640)	(-1.530)	(0.520)	(-0.850)	(1.320)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	860	864	860	864	860	864
adj. R^2	0.071	0.052	0.077	0.051	0.075	0.141
F	36.585	19.049	63.056	20.891	64.102	260.613

註：本表依查核客戶之非審計公費占資產總額比例，按各年度中位數進行分組，區分為高非審計公費組與低非審計公費組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9　對創新支持與盈餘品質之分組迴歸結果（非審計公費其他類別分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
非審計公費其他類別分組	高	低	高	低	高	低
Intercept	0.047	0.050	0.055	0.052	0.030	-0.025
	(0.930)	(0.890)	(1.100)	(0.970)	(0.550)	(-0.390)
IC_F1	0.007***	0.001	0.007***	0.001	0.008***	0.002
	(2.930)	(0.420)	(2.960)	(0.520)	(3.380)	(0.870)
LEV	0.011*	0.034***	0.013*	0.033***	0.008	0.026***
	(1.660)	(3.970)	(1.920)	(3.750)	(1.250)	(3.320)
CASH	0.011	0.019	0.014	0.025	-0.001	0.023
	(0.590)	(1.040)	(0.730)	(1.420)	(-0.050)	(1.300)
SIZE	-0.002*	-0.005***	-0.002*	-0.005***	-0.001	-0.005***
	(-1.740)	(-3.930)	(-1.860)	(-3.720)	(-0.740)	(-3.900)
INDIR	0.016	0.016	0.017	0.018	0.029**	0.026*
	(1.280)	(1.200)	(1.470)	(1.340)	(2.460)	(1.940)
EXDIR	0.003	0.003	0.005	0.002	0.001	0.006
	(0.550)	(0.590)	(0.940)	(0.320)	(0.290)	(1.200)
INSTI	-0.002	0.012*	-0.001	0.011*	-0.003	0.010
	(-0.320)	(1.870)	(-0.210)	(1.820)	(-0.460)	(1.400)
MTB	0.006***	0.002	0.006***	0.002	0.005***	0.002
	(4.060)	(1.160)	(4.040)	(1.370)	(2.860)	(1.420)
AGE	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000
	(2.190)	(-0.520)	(2.180)	(-0.400)	(1.970)	(-0.520)
GENDER	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.000
	(0.860)	(0.690)	(0.680)	(0.710)	(1.090)	(0.110)
PTR_TEN	-0.001**	-0.000	-0.001**	-0.000	-0.001**	0.000
	(-2.320)	(-0.080)	(-2.250)	(-0.060)	(-2.180)	(0.460)
EDU_LEV	-0.004	0.001	-0.003	0.002	-0.005	0.002
	(-1.290)	(0.460)	(-1.180)	(0.890)	(-1.540)	(0.650)
FOR_EXP	0.002	0.003	0.003	0.002	0.003	0.000
	(1.150)	(1.150)	(1.420)	(1.180)	(1.500)	(0.060)
EDU_BG	-0.001	-0.000	-0.001	-0.000	-0.001	-0.001
	(-0.210)	(-0.030)	(-0.340)	(-0.080)	(-0.210)	(-0.370)
DIV_CAR	-0.002	-0.003	-0.003	-0.004	-0.000	0.004
	(-0.440)	(-0.610)	(-0.740)	(-0.730)	(-0.060)	(1.040)
AUDIT_SIZE	-0.003*	0.002	-0.004**	0.001	-0.003*	0.004
	(-1.810)	(0.660)	(-2.030)	(0.530)	(-1.650)	(1.410)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	867	870	867	870	867	870
adj. R^2	0.082	0.059	0.091	0.058	0.080	0.146
F	54.740	27.131	78.573	41.310	198.001	127.932

註：本表依查核客戶之非審計公費占資產總額比例，按各年度中位數進行分組，區分為高非審計公費組與低非審計公費組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10　對創新提供資源與盈餘品質之分組迴歸結果（非審計公費其他類別分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
非審計公費其他類別分組	高	低	高	低	高	低
Intercept	0.036	0.050	0.044	0.053	0.018	-0.024
	(0.690)	(0.910)	(0.840)	(1.000)	(0.300)	(-0.380)
IC_F2	0.007***	0.001	0.007***	0.001	0.008***	0.002
	(2.710)	(0.420)	(2.750)	(0.520)	(3.000)	(0.900)
LEV	0.012	0.034***	0.013*	0.033***	0.008	0.026***
	(1.640)	(3.970)	(1.890)	(3.740)	(1.220)	(3.310)
CASH	0.011	0.018	0.013	0.024	-0.002	0.022
	(0.540)	(1.020)	(0.680)	(1.400)	(-0.090)	(1.260)
SIZE	-0.002	-0.005***	-0.002*	-0.005***	-0.001	-0.004***
	(-1.580)	(-3.870)	(-1.700)	(-3.630)	(-0.590)	(-3.740)
INDIR	0.015	0.016	0.017	0.018	0.029**	0.025*
	(1.210)	(1.180)	(1.390)	(1.320)	(2.380)	(1.900)
EXDIR	0.005	0.003	0.006	0.002	0.004	0.006
	(0.910)	(0.600)	(1.310)	(0.340)	(0.690)	(1.240)
INSTI	-0.001	0.013*	-0.000	0.011*	-0.002	0.010
	(-0.180)	(1.900)	(-0.070)	(1.860)	(-0.300)	(1.470)
MTB	0.006***	0.002	0.006***	0.002	0.005***	0.002
	(4.050)	(1.170)	(4.020)	(1.380)	(2.830)	(1.430)
AGE	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000	0.001*	-0.000
	(2.020)	(-0.600)	(2.010)	(-0.490)	(1.800)	(-0.710)
GENDER	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002	0.000
	(0.760)	(0.700)	(0.580)	(0.720)	(0.990)	(0.120)
PTR_TEN	-0.001**	-0.000	-0.001**	-0.000	-0.001**	0.000
	(-2.280)	(-0.060)	(-2.200)	(-0.030)	(-2.130)	(0.540)
EDU_LEV	-0.003	0.001	-0.002	0.002	-0.004	0.002
	(-0.910)	(0.510)	(-0.780)	(0.950)	(-1.110)	(0.750)
FOR_EXP	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	-0.000
	(0.800)	(1.100)	(1.050)	(1.090)	(1.090)	(-0.120)
EDU_BG	-0.002	-0.000	-0.003	-0.000	-0.003	-0.001
	(-0.770)	(-0.100)	(-0.890)	(-0.190)	(-0.810)	(-0.570)
DIV_CAR	0.000	-0.003	-0.001	-0.003	0.002	0.005
	(0.070)	(-0.520)	(-0.200)	(-0.610)	(0.470)	(1.260)
AUDIT_SIZE	-0.003	0.002	-0.003	0.001	-0.002	0.004
	(-1.420)	(0.670)	(-1.620)	(0.540)	0.018	-0.024
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	867	870	867	870	867	870
adj. R^2	0.073	0.060	0.083	0.059	0.073	0.148
F	46.966	19.758	68.513	25.147	130.608	73.189

註：本表依查核客戶之非審計公費占資產總額比例，按各年度中位數進行分組，區分為高非審計公費組與低非審計公費組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

(四) 異質性分析：區分正負向裁決性應計數

為了進一步釐清創新導向環境對審計品質產生「分心效果」，是否因盈餘管理的方向而異。本文參考王登仕等(2024)之研究觀點，裁決性應計數(*DA*)具有方向性，且不同方向對管理階層而言具備相異的操縱意涵。據此，本研究將裁決

臺灣人文與社會科學資料庫

應計數區分為正向應計組(代表具美化績效與虛增利潤之誘因)與負向應計組(代表具洗大澡或隱藏利潤之操弄誘因)；表 11 與表 12 分別呈現了「*IC_F1*」與「*IC_F2*」之 2SLS 迴歸結果。

實證結果顯示出一致的非對稱影響。表 11 在負向應計組中，*IC_F1* 對裁決性應計數絕對值大部分呈現顯著的正向關聯(*IC_F1* 之 z 統計量在模型(2)及(4)分別為 2.23 與 2.24，$p<0.05$)。然而，在正向應計組中，*IC_F1* 在各模型下均未達統計顯著水準。上述發現顯示，會計師創新氛圍感知對審計品質的損害具有高度的方向性，主要體現於查核人員偵測「負向盈餘管理」能力的弱化。類似的，表 12 也同樣呈現相似的結果。

此項非對稱性的發現，可由審計實務中的偵測難度與風險意識差異得到合理解釋。首先，在偵測難度方面，范宏書等(2013)指出，負向盈餘管理的典型手段(如資產減損)涉及高度主觀的會計估計與假設，且管理當局為了延緩壞消息對股價的衝擊，常與會計師針對認列金額進行耗時的協商與溝通。王登仕等(2024)亦發現，為有效抑制負向操弄，需高度依賴監督者的專業經驗與能量。因此，當會計師事務所過度強調創新轉型導致查核人員注意力分散時，反而不易偵測「負向盈餘管理」。

相對而言，在正向應計組中結果不顯著，則反映了會計師對風險的敏感度差異。誠如張瑞當等(2008)所述，會計師對於客戶正向操弄盈餘的警覺心通常較高，因為虛增獲利更容易導致法律訴訟與聲譽受損。由於正向盈餘管理是現行審計風險評估的重點，因此，創新氛圍感知所帶來的分心效果可能對於正向盈餘管理的偵測影響有限。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11　對創新支持與盈餘品質之分組迴歸結果（依裁決性應計數正負分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
裁決性應計數正負分組	正	負	正	負	正	負
Intercept	0.014	0.046	0.014	0.064	-0.065*	0.021
	(0.360)	(0.850)	(0.360)	(1.340)	(-1.650)	(0.330)
IC_F1	0.001	0.005**	0.001	0.005**	0.003	0.004
	(0.180)	(2.230)	(0.420)	(2.240)	(1.460)	(1.460)
LEV	-0.025***	0.043***	-0.024***	0.047***	-0.032***	0.040***
	(-4.310)	(7.560)	(-4.040)	(7.920)	(-5.120)	(6.360)
CASH	-0.284***	0.197***	-0.270***	0.200***	-0.255***	0.159***
	(-12.200)	(9.100)	(-11.730)	(9.330)	(-11.790)	(7.430)
SIZE	0.001	-0.006***	0.001	-0.006***	0.002*	-0.005***
	(1.430)	(-6.320)	(0.550)	(-6.430)	(1.830)	(-5.300)
INDIR	0.002	0.029**	-0.001	0.031**	0.002	0.039***
	(0.170)	(2.360)	(-0.130)	(2.460)	(0.190)	(3.510)
EXDIR	-0.003	0.006	-0.004	0.007	-0.002	0.009*
	(-0.670)	(1.210)	(-0.830)	(1.420)	(-0.510)	(1.740)
INSTI	0.006	-0.001	0.007	0.000	-0.002	0.004
	(1.260)	(-0.190)	(1.390)	(0.070)	(-0.390)	(0.710)
MTB	0.011***	0.001	0.011***	0.001	0.011***	0.000
	(8.190)	(0.490)	(8.110)	(0.690)	(7.590)	(0.050)
AGE	-0.000*	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000	0.001*
	(-1.680)	(2.060)	(-1.340)	(2.280)	(-0.940)	(1.740)
GENDER	-0.000	0.002	-0.000	0.001	-0.000	0.002
	(-0.280)	(0.960)	(-0.040)	(0.500)	(-0.230)	(0.810)
PTR_TEN	0.000	-0.000*	0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.480)	(-1.790)	(0.020)	(-1.540)	(-0.240)	(-1.020)
EDU_LEV	-0.001	-0.002	-0.000	-0.001	-0.002	-0.000
	(-0.520)	(-0.610)	(-0.140)	(-0.440)	(-1.220)	(-0.020)
FOR_EXP	0.001	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001
	(0.650)	(1.260)	(0.880)	(1.120)	(0.630)	(0.580)
EDU_BG	0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.001	-0.003
	(0.050)	(-0.030)	(-0.010)	(-0.230)	(-0.470)	(-1.020)
DIV_CAR	-0.008***	0.001	-0.008***	-0.001	-0.005*	0.003
	(-3.680)	(0.190)	(-4.180)	(-0.290)	(-1.850)	(0.650)
AUDIT_SIZE	0.001	-0.001	0.001	-0.002	0.003**	-0.000
	(0.610)	(-0.220)	(0.810)	(-0.800)	(2.110)	(-0.070)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	872	971	859	984	887	956
adj. R^2	0.261	0.220	0.249	0.227	0.253	0.221
F	16.354	149.507	22.423	177.960	142.053	50.624

註：本表依查核客戶之裁決應計數區分為正向應計組與負向應計組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 12　對創新提供資源與盈餘品質之分組迴歸結果（依裁決性應計數正負分組）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	DA_Mojones		*DA_Jones*		*DA_Kothari*	
裁決性應計數正負分組	正	負	正	負	正	負
Intercept	0.014	0.041	0.013	0.059	-0.067*	0.018
	(0.350)	(0.760)	(0.350)	(1.200)	(-1.750)	(0.270)
IC_F2	0.000	0.005**	0.001	0.005**	0.003	0.004
	(0.180)	(2.120)	(0.430)	(2.110)	(1.460)	(1.400)
LEV	-0.025***	0.043***	-0.024***	0.047***	-0.032***	0.040***
	(-4.300)	(7.580)	(-4.030)	(7.950)	(-5.103)	(6.310)
CASH	-0.284***	0.194***	-0.270***	0.197***	-0.255***	0.157***
	(-12.190)	(8.900)	(-11.710)	(9.110)	(-11.670)	(7.240)
SIZE	0.001	-0.006***	0.001	-0.006***	0.002*	-0.005***
	(1.410)	(-6.170)	(0.610)	(-6.250)	(1.950)	(-5.150)
INDIR	0.002	0.027**	-0.001	0.029**	0.003	0.038***
	(0.170)	(2.250)	(-0.120)	(2.350)	(0.200)	(3.420)
EXDIR	-0.003	0.007	-0.004	0.007	-0.002	0.009*
	(-0.660)	(1.290)	(-0.790)	(1.500)	(-0.420)	(1.790)
INSTI	0.006	0.000	0.007	0.001	-0.002	0.005
	(1.270)	(0.000)	(1.410)	(0.260)	(-0.330)	(0.830)
MTB	0.011***	0.001	0.011***	0.001	0.011***	0.000
	(8.170)	(0.600)	(8.090)	(0.790)	(7.470)	(0.120)
AGE	-0.000*	0.001**	-0.000	0.001**	-0.000	0.001*
	(-1.870)	(2.020)	(-1.590)	(2.230)	(-1.210)	(1.710)
GENDER	-0.000	0.002	-0.000	0.001	-0.000	0.002
	(-0.270)	(0.860)	(-0.020)	(0.420)	(-0.190)	(0.760)
PTR_TEN	0.000	-0.000*	0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.490)	(-1.760)	(0.030)	(-1.490)	(-0.250)	(-0.980)
EDU_LEV	-0.001	-0.001	-0.000	-0.001	-0.002	0.000
	(-0.510)	(-0.400)	(-0.090)	(-0.210)	(-1.040)	(0.120)
FOR_EXP	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001	0.001
	(0.670)	(0.900)	(0.880)	(0.730)	(0.440)	(0.300)
EDU_BG	0.000	-0.001	-0.000	-0.002	-0.001	-0.004
	(0.000)	(-0.490)	(-0.140)	(-0.710)	(-0.850)	(-1.300)
DIV_CAR	-0.008***	0.002	-0.007***	0.000	-0.004	0.004
	(-4.240)	(0.580)	(-4.880)	(0.120)	(-1.450)	(0.920)
AUDIT_SIZE	0.001	-0.000	0.001	-0.001	0.003**	0.000
	(0.630)	(-0.070)	(0.860)	(-0.600)	(2.330)	(0.030)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	872	971	859	984	887	956
adj. R^2	0.260	0.220	0.248	0.226	0.251	0.223
F	16.449	179.411	21.741	388.563	137.128	128.681

註：本表依查核客戶之裁決應計數區分為正向應計組與負向應計組，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

(五) 穩健性檢定：時間對應性之驗證(2022 年子樣本分析)

本研究探討創新氛圍之問卷資料係於 2022 年進行一次性蒐集，然實證模型涵蓋 2019 至 2022 年之樣本。為處理時間對應性不足及推論偏誤之疑慮，本研究進一步篩選出與問卷調查同年之 2022 年子樣本(N=472)，重新執行

臺灣人文與管理期刊版權所有

2SLS 迴歸分析。表 13 與表 14 分別呈現了「創新支持感知(*IC_F1*)」與「創新資源提供(*IC_F2*)」之估計結果。

實證結果顯示，在完全排除時間滯後干擾的 2022 年子樣本中，創新導向對裁決性應計數(*DA*)的影響方向與主模型一致。觀察表 13 與表 14 可知，不論採用何種應計數衡量指標，其係數均穩定呈現正向。這顯示即使在縮減樣本規模後，會計師對創新活動的感知依然傾向與審計品質下降相關。雖然，在統計顯著性表現上，僅採用 *DA_Kothari* 的模型具有顯著效果，如表 13 所示，*IC_F1* 對 *DA_Kothari* 之影響顯著為正（係數= 0.006，z=2.10）；表 14 亦顯示 *IC_F2* 對 *DA_Kothari* 具備顯著正向關聯（係數=0.006，z=2.23）。相較之下，*Da_mojones* 與 *Da_jones* 雖未達統計顯著水準，但其係數符號與主測試保持一致(皆為正值)，且 z 統計量已接近顯著門檻。本研究認為，此差異反映了 2022 年後疫情時代，經濟復甦背景下，企業營運績效波動劇烈的情形。誠如林育慶等(2023) 所述，COVID-19 疫情對企業產銷造成顯著衝擊，導致損益項目易受外部環境干擾。在績效波動劇烈的年份，*DA_Kothari* 模型透過資產報酬率(*ROA*)進行配對調整，能比傳統模型更精確地過濾掉因經濟波動產生的自然應計數，從而有效捕捉審計師因分心導致的審計品質下降。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 13　對創新支持與盈餘品質之迴歸分析結果（2022 年子樣本）

	(1)	(2)	(3)
	DA_Mojones	*DA_Jones*	*DA_Kothari*
Intercept	-0.017	-0.002	-0.041
	(-0.260)	(-0.030)	(-0.580)
IC_F1	0.003	0.003	0.006**
	(1.450)	(1.260)	(2.100)
LEV	0.023***	0.023***	0.022***
	(2.990)	(2.970)	(2.800)
CASH	0.023	0.026	0.016
	(1.110)	(1.310)	(0.840)
SIZE	-0.002	-0.002*	-0.002
	(-1.620)	(-1.760)	(-1.130)
INDIR	0.021	0.024	0.020
	(1.020)	(1.200)	(1.010)
EXDIR	0.005	0.007	0.006
	(0.660)	(1.000)	(0.860)
INSTI	-0.007	-0.005	-0.007
	(-0.980)	(-0.790)	(-0.950)
MTB	0.003*	0.003*	0.002
	(1.730)	(1.940)	(1.320)
AGE	0.001*	0.001	0.001
	(1.670)	(1.580)	(1.430)
GENDER	0.005*	0.005**	0.004*
	(1.830)	(2.140)	(1.690)
PTR_TEN	-0.001**	-0.000*	-0.001*
	(-2.100)	(-1.850)	(-1.780)
EDU_LEV	-0.001	-0.001	-0.002
	(-0.400)	(-0.230)	(-0.470)
FOR_EXP	0.001	0.001	0.001
	(0.540)	(0.600)	(0.210)
EDU_BG	0.001	0.000	0.000
	(0.200)	(0.010)	(0.070)
DIV_CAR	-0.002	-0.002	0.001
	(-0.260)	(-0.270)	(0.130)
AUDIT_SIZE	0.001	-0.000	0.000
	(0.340)	(-0.050)	(0.090)
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	472	472	472
adj. R^2	0.029	0.042	0.059
F	6.462	8.664	57.846

註：本表進行 2SLS 迴歸分析，僅採用 2022 年子樣本，變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 14　對創新提供資源與盈餘品質之迴歸分析結果（2022 年子樣本）

	(1) *DA_Mojones*	(2) *DA_Jones*	(3) *DA_Kothari*
Intercept	-0.019	-0.003	-0.044
	(-0.280)	(-0.050)	(-0.610)
IC_F2	0.003	0.003	0.006**
	(1.460)	(1.270)	(2.230)
LEV	0.023***	0.023***	0.022***
	(2.980)	(2.960)	(2.770)
CASH	0.022	0.025	0.014
	(1.060)	(1.260)	(0.730)
SIZE	-0.002	-0.002*	-0.001
	(-1.560)	(-1.700)	(-1.010)
INDIR	0.020	0.024	0.019
	(0.990)	(1.170)	(0.960)
EXDIR	0.005	0.007	0.007
	(0.730)	(1.070)	(1.010)
INSTI	-0.006	-0.005	-0.006
	(-0.880)	(-0.700)	(-0.780)
MTB	0.003*	0.003*	0.002
	(1.730)	(1.940)	(1.330)
AGE	0.001	0.001	0.001
	(1.590)	(1.510)	(1.270)
GENDER	0.005*	0.005**	0.004*
	(1.840)	(2.140)	(1.710)
PTR_TEN	-0.001**	-0.000*	-0.001*
	(-2.090)	(-1.830)	(-1.820)
EDU_LEV	-0.001	-0.000	-0.001
	(-0.290)	(-0.140)	(-0.260)
FOR_EXP	0.001	0.001	-0.000
	(0.360)	(0.420)	(-0.090)
EDU_BG	0.000	-0.001	-0.001
	(0.010)	(-0.160)	(-0.280)
DIV_CAR	-0.001	-0.001	0.003
	(-0.110)	(-0.130)	(0.460)
AUDIT_SIZE	0.001	-0.000	0.001
	(0.390)	(-0.000)	(0.180)
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	472	472	472
adj. R^2	0.029	0.042	0.058
F	8.546	13.703	63.185

註：本表進行 2SLS 迴歸分析，僅採用 2022 年子樣本，變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

(六) 控制事務所固定效果之敏感性分析

本研究之主迴歸模型原採用「事務所規模(*AUDIT_SIZE*)」作為控制變數。然而，考量到台灣四大會計師事務所之間，除了客觀規模之差異外，尚可能存在系統性的不可觀測異質性(Unobservable heterogeneity)，例如各事務所內部之品質管制嚴格度以及高層領導基調(Tone at the top)。為確保本研究之核心發現並非由特定單一事務所(如規模極端或創新感知較低之事務所)的差異所驅動，

臺灣期刊資料庫

本節額外執行控制「事務所固定效果(Audit Firm FE)」之敏感性分析。

在計量模型的設定上，由於台灣四大會計師事務所之市場版圖與規模排序具備高度穩定性，若於模型中同時納入「事務所規模變數」與「事務所虛擬變數」，將引發高度之多重共線性(Multicollinearity)，並可能導致過度控制(Over-controlling)而扭曲參數估計之標準誤。因此，本敏感性分析將原模型中之 *AUDIT_SIZE* 變數移除，改以「事務所固定效果」進行控制，藉此吸收各事務所間之絕對規模與固有特性影響，並重新以轉換型領導(*TCL*)作為工具變數，執行兩階段最小平方法(2SLS)估計。

實證結果分別如表 15(對創新支持，*IC_F1*)與表 16(對創新提供資源，*IC_F2*)所示。結果顯示，在嚴格納入事務所固定效果後，部分傳統盈餘管理模型(如 Modified Jones 與 Jones 模型)之主變數顯著性，雖略受固定效果之吸收效應影響；然而，在 Kothari (2005) 模型中，會計師對創新氛圍兩項感知，對裁決性應計數絕對值的影響依舊呈現顯著正相關（*IC_F1*，$p < 0.1$；*IC_F2*，$p < 0.05$）。

由於 Kothari (2005) 模型能有效排除企業績效干擾之嚴謹盈餘品質指標，此一實證結果強烈支持了本研究之核心假說。該結果證實，即使在徹底排除事務所間的特質差異與受查客戶績效影響後，會計師主觀感知到之強烈創新氛圍，仍會引發資源排擠與分心效果，進而對審計品質產生負面衝擊。本節之敏感性分析有效排除了研究結論受單一極端樣本主導之疑慮。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 15　對創新支持與盈餘品質之敏感性分析（控制事務所固定效果）

	(1)	(2)	(3)
	DA_Mojones	*DA_Jones*	*DA_Kothari*
Intercept	0.039**	0.035*	0.004
	(2.030)	(1.770)	(0.200)
IC_F1	0.003	0.003	0.004*
	(1.230)	(1.430)	(1.920)
LEV	0.020***	0.019***	0.013**
	(3.270)	(3.230)	(2.200)
CASH	0.010	0.014	0.005
	(0.810)	(1.120)	(0.370)
SIZE	-0.003***	-0.003***	-0.002**
	(-3.150)	(-3.160)	(-2.500)
INDIR	0.009	0.010	0.023**
	(0.930)	(1.050)	(2.280)
EXDIR	0.004	0.004	0.006
	(1.130)	(1.070)	(1.470)
INSTI	0.005	0.005	0.004
	(1.190)	(1.210)	(0.860)
MTB	0.004***	0.004***	0.004***
	(4.370)	(4.650)	(3.580)
AGE	0.000	0.000	0.000
	(1.010)	(1.160)	(1.110)
GENDER	0.001	0.001	0.001
	(0.670)	(0.570)	(0.650)
PTR_TEN	-0.000	-0.000	-0.000*
	(-1.580)	(-1.600)	(-1.740)
EDU_LEV	-0.002	-0.001	-0.001
	(-0.920)	(-0.460)	(-0.650)
FOR_EXP	0.002	0.002	0.001
	(1.290)	(1.430)	(0.830)
EDU_BG	-0.000	-0.001	-0.001
	(-0.220)	(-0.410)	(-0.550)
DIV_CAR	-0.004	-0.005	0.001
	(-1.000)	(-1.290)	(0.270)
Audit Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	1,843	1,843	1,843
adj. R^2	0.061	0.064	0.105
F	44.647	45.830	119.476

註：本表為控制事務所固定效果(*Audit Firm FE*)之敏感性分析，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 16　對創新提供資源與盈餘品質之敏感性分析（控制事務所固定效果）

	(1)	(2)	(3)
	DA_Mojones	*DA_Jones*	*DA_Kothari*
Intercept	0.041**	0.037**	0.008
	(2.230)	(1.970)	(0.390)
IC_F2	0.002	0.002	0.004**
	(1.270)	(1.490)	(2.070)
LEV	0.019***	0.019***	0.013**
	(3.240)	(3.190)	(2.140)
CASH	0.010	0.013	0.004
	(0.790)	(1.090)	(0.330)
SIZE	-0.003***	-0.003***	-0.002**
	(-3.050)	(-3.050)	(-2.350)
INDIR	0.008	0.010	0.022**
	(0.890)	(1.010)	(2.230)
EXDIR	0.005	0.005	0.006
	(1.180)	(1.140)	(1.600)
INSTI	0.005	0.005	0.004
	(1.270)	(1.300)	(0.980)
MTB	0.004***	0.004***	0.004***
	(4.410)	(4.690)	(3.610)
AGE	0.000	0.000	0.000
	(0.930)	(1.060)	(0.950)
GENDER	0.001	0.001	0.001
	(0.650)	(0.540)	(0.620)
PTR_TEN	-0.000	-0.000	-0.000*
	(-1.570)	(-1.580)	(-1.730)
EDU_LEV	-0.002	-0.001	-0.001
	(-0.820)	(-0.310)	(-0.440)
FOR_EXP	0.002	0.002	0.001
	(1.170)	(1.260)	(0.520)
EDU_BG	-0.001	-0.001	-0.002
	(-0.520)	(-0.780)	(-1.050)
DIV_CAR	-0.003	-0.004	0.002
	(-0.770)	(-1.010)	(0.710)
Audit Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
N	1,843	1,843	1,843
adj. R^2	0.062	0.065	0.106
F	43.459	29.062	128.959

註：本表為控制事務所固定效果(*Audit Firm FE*)之敏感性分析，進行 2SLS 迴歸分析。變數定義如附錄 1。括弧內為 z 統計量，標準差已依個別會計師進行集群(clustered)調整，***表示達 1%顯著水準；**表示達 5%顯著水準；*表示達 10%顯著水準(雙尾檢定)。

臺灣大學學術期刊資料庫

伍、結論與研究建議

一、結論

隨著審計產業面臨快速數位轉型與事務所積極倡導創新文化，本文以台灣四大會計師事務所的合夥會計師為研究對象，結合問卷調查與 2019 至 2022 年受查客戶年報資料，實證分析會計師創新氛圍感知對審計品質的影響。採用兩階段最小平方法進行實證分析後顯示，不論是感知到「對創新的支持」或「對創新提供資源」兩構面，皆與查核客戶的裁決性應計數絕對值呈顯著正向關聯，顯示在會計師創新氛圍感知越強的情境下，審計品質反而下降。此結果隱含當會計師感知到事務所具有較高的創新導向組織氛圍，可能削弱其專業懷疑態度與審計標準的執行力。

究其原因，本研究認為這與台灣特殊的審計市場環境密切相關。台灣審計公費水準長期顯著低於亞洲鄰近市場，反映出事務所面臨極大的成本與競爭壓力。在此「低公費、高競爭」的艱困環境下，事務所推動「創新」的動機被迫轉向尋求高利潤的非審計業務(如顧問、ESG 諮詢)以彌補本業利潤的不足。這種資源配置的傾斜，導致核心查核業務面臨嚴重的「資源排擠」與「分心效果」，查核人員的注意力被引導至非審計領域，而非單純優化低利潤的查核技術。這有力地解釋了為何創新氛圍未能轉化為審計品質的提升，反而造成品質下降。

整體而言，本文突顯會計師創新氛圍感知所引發的「創新分心效應」可能削弱審計品質。研究結果亦提供重要實務建議，即會計師事務所在營造創新氛圍的同時，應同步強化品質控制機制，避免資源與焦點過度偏向非查核領域，以維繫審計專業的核心價值與市場信任。在推動創新時，需同步考量品質監控與制度設計，以確保創新轉型與查核職責的兼容性。

二、管理意涵與監管啟示

本研究的實證發現與主流管理文獻對創新的全面推崇存在部分差異，關鍵在於審計產業高度法規遵循的特殊屬性。然而，本研究之結論絕非主張會計師事務所不應追求創新。在面對數位科技衝擊與日益複雜的商業環境下，事務所推動數位轉型與業務創新乃是維持競爭力的必然趨勢。本研究的核心管理意涵在於提出警示：「創新是一把雙面刃」，事務所的創新轉型必須伴隨相應的品質管制配套機制。

首先，對會計師事務所高層而言，在推動創新文化與多元化業務(如 ESG 諮詢或數位轉型顧問)時，不能僅單向地強調「打破常規」或營收成長，而須同步建立強而有力的「補償性控制機制(Compensatory Controls)」。特別是針對主簽合夥會計師，其身兼「客戶關係管理者」角色，常面臨跨部門推展非審計業務

臺灣大學學術期刊資料庫

的壓力。為避免此種業績導向嚴重耗竭合夥人的認知資源並引發「分心效果」，事務所應適度評估並調整合夥人之查核案件負荷量，或強化案件品質管制複核的深度，以防範核心查核資源被過度排擠。此外，針對基層查核團隊，在鼓勵導入新興自動化分析工具時，應強制要求同步保留適度的傳統證實測試作為交互驗證，以防範「自動化偏誤」所導致的查核風險遺漏。

其次，對於會計師簽證業務的監理機關而言，本研究指出了監理視角的新方向。過去監理重點多聚焦於「有形的」品質管制系統或數位工具的導入程度；然而，本研究證實了「無形的」組織氛圍(即會計師對創新的主觀感知)亦是影響審計品質的關鍵潛在風險因子。特別是在台灣「低公費、高競爭」的審計市場環境下，事務所更有強烈動機透過推展非審計業務來彌補本業獲利。因此，監管機構在評估事務所之審計品質指標(AQI)或進行常規檢查時，除關注數位審計工具的覆蓋率外，更應深入檢視事務所的「高層基調」(Tone at the Top)與「資源配置合理性」：是否在過度追求多元創新與營收成長的同時，淡化了法規遵循的重要性，進而排擠了核心查核程序所需的資源與把關力道。未來的監理框架可考慮納入組織文化與資源排擠風險之評估，以更全面地確保商業發展與公眾利益之平衡。

三、討論與反思

本研究挑戰了「創新必然有益」的普世觀點，並將其置於審計產業的脈絡中進行深度檢視。透過整合創新衝突與資源有限觀點，本研究解釋了為何在高度監管的環境中，缺乏品質管制配套機制的強烈創新氛圍，反而會透過資源排擠與規範衝突，對查核品質產生負面的非預期後果。

相較於過去文獻多以「IT 投資金額」或「專利數量」等客觀硬指標衡量事務所創新，本研究獨闢蹊徑，聚焦於會計師層級的「創新氛圍感知」。根據行為科學觀點，個人的決策行為更多受其主觀認知的驅動，而非純粹的客觀環境。本研究證實，即使在硬體資源或資訊系統相同的事務所環境下，個別會計師若感知到過強的創新氛圍與業務推展壓力，將顯著改變其風險容忍度、資源分配邏輯與查核行為。此一發現不僅彌補了過去文獻過度偏重硬體投入而忽略「心理認知環境」的研究缺口，亦提供了嶄新的行為實證視角。

四、研究限制

儘管本研究從理論與實證層面探討會計師創新氛圍感知與審計品質的關聯性，仍有若干限制，未來研究可從以下方向進一步強化：

(一) 樣本代表性限制

研究對象為四大會計師事務所合夥人，雖具產業代表性，但未涵蓋中小型

臺灣大學學術期刊資料庫

事務所或基層查核人員之觀點，未來可擴大樣本涵蓋範圍，以提升推論的外部效度。

(二) 創新氛圍的主觀評估限制

問卷資料反映個別會計師對創新氛圍的主觀感知，可能受到社會期許偏誤或回溯性錯誤影響。後續研究可結合訪談、行為觀察或次級資料以進行交叉驗證。

(三) 工具變數的外生性挑戰

雖然轉換型領導為理論支持的工具變數，並具良好識別性，但其外生性難以完全驗證，後續研究可採用自然實驗設計或多工具變數比較以加強因果推論。

(四) 問卷延申使用的挑戰

本研究之創新氛圍感知變數係採 2022 年之單一次問卷調查所得，在將其套用於多年期分析時，隱含了事務所創新政策在研究期間具相對穩定性之假設。但在數位轉型加速的後疫情時代，氛圍可能隨政策波動。未來研究若能取得多年期之重複衡量資料，將能更細緻地捕捉創新氛圍與審計品質間的動態演變關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄 1

變數定義彙總表

變數名稱		變數定義
依變數		
DA_Jones	=	裁決性應計數取決對值，根據 Jones models 衡量(Jones 1991)；
DA_Mojones	=	裁決性應計數取決對值，根據 modified Jones models 衡量(Dechow et al. 1995)；
DA_Kothari	=	裁決性應計數取決對值，根據 Performance-Matched Modified Jones Model 衡量(Kothari et al. 2005)；
解釋變數		
IC_F1	=	對創新的支持：係採用 Scott and Bruce (1994)所提出的創新氛圍自評量表(如附錄 1)，分數越高者，代表受查公司 *i* 在 *t* 年度之簽證會計師認為其事務所對創新的支持程度越高。。
IC_F2	=	對創新提供資源：係採用 Scott and Bruce (1994)所提出的創新氛圍自評量表(如附錄 1)，分數越高者，代表受查公司 *i* 在 *t* 年度之簽證會計師認為其事務所對創新提供資源的程度越高。
工具變數		
TCL	=	轉換型領導：採用 Carless et al. (2000)之量表(如附錄 2)，衡量領導者開放風格的程度，分數越高者，代表受查公司 *i* 在 *t* 年度之簽證會計師認為其所屬事務所領導者風格越具啟發性與開放性。
公司層級控制變數		
LEV	=	負債比率：總負債佔總資產之比率。
CASH	=	現金比率：營運現金流量佔總資產之比率。
SIZE	=	公司規模：總資產取自然對數。
INDIR	=	獨立董事比例：獨立董事席次佔董事會席次之比率。
EXDIR	=	專業董事比例：具會計、財稅、法律等背景董事佔董事會之比率。
INSTI	=	法人持股比率；
MTB	=	市價淨值比：股東權益的市場價值與帳面價值之比值。
會計師層級控制變數		
AGE	=	會計師年齡。
GENDER	=	性別虛擬變數：女性則賦予的值為 1；男性則為 0。
PTR_TEN	=	合夥人年資：受訪會計師擔任合夥人之年數。
EDU_LEV	=	教育程度虛擬變數：完成碩士或博士學位者為 1，其餘為 0。
EDU_BG	=	教育背景虛擬變數：若具備非會計學位背景則為 1，否則為 0
DIV_CAR	=	其他工作經驗虛擬變數：若曾從事非財稅簽證業務或非事務所工作則為 1，否則為 0。
FOR_EXP	=	國外經驗虛擬變數：具國外進修或工作經驗者為 1，否則為 0。
事務所層級控制變數		
AUDIT_SIZE	=	事務所規模：以該會計師所屬事務所當年度查核所有上市櫃公司之總營收取自然對數。
其他控制變數		
Audit Firm FE	=	事務所固定效果控制變數。
Year FE	=	年度固定效果控制變數。
Industry FE	=	產業固定效果控制變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄 2

會計師事務所創新氛圍問卷量表及答題敘述性統計

衡量構面		題項	平均值	標準差
對創新的支持(*JC_F1*)	1	我所在的事務所是鼓勵創造力的。	4.494	0.586
	2	我所表現的創造力是受到上級尊重的。	4.429	0.581
	3	我所在的事務所，相同的問題可以嘗試以不同的方式解決。	4.422	0.613
	4	我所在的事務所，經常只能依照命令行事。	3.773	0.796
	5	我所在的事務所，會因為與眾不同而惹上很多麻煩。	3.908	0.789
	6	我所在的事務所，可以用靈活、彈性且不斷適應外界變化來形容。	4.208	0.643
	7	我所在的事務所，特立獨行的做事情，會惹人憤怒。	3.612	0.942
	8	我所在的事務所，最佳的人際關係相處方式是和其他人保持一致的意見。	3.471	0.960
	9	我所在的事務所，人們被寄望以同樣的方式來處理問題。	3.526	0.887
	10	我所在的事務所是開放性且勇於做出改變的。	4.169	0.655
	11	我所在事務所中的主管，通常把別人的建議歸功於自己。	4.045	0.708
	12	我所在的事務所，傾向於承襲往例或已被證實過的方法。	3.487	0.902
	13	我所在的事務所，似乎比較關心現狀勝過於情況改變。	3.669	0.856
	20	我所在的事務所，有鼓勵創新的獎勵制度。	4.071	0.801
	21	我所在的事務所，常公開表揚並鼓勵具創新精神的人。	4.013	0.714
	22	我所在的事務所，獎勵制度對安於現狀的人較有利。	3.701	0.894
對創新提供資源(*JC_F2*)	14	我所在的事務所，隨時可以對團隊提出要求來協助發展新想法。	4.162	0.621
	15	我所在的事務所有足夠的創新資源。	4.222	0.671
	16	我所在的事務所，有足夠的時間尋求創意的激盪。	3.766	0.782
	17	我所在的事務所存在一個問題，即缺乏資源投入及實現創新的構想。	3.908	0.729
	18	我所在的事務所，因人力的缺乏常阻礙創新。	3.403	1.026
	19	我所在的事務所，允許我有時間追求創新。	3.753	0.752

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄 3

會計師事務所轉換型領導風格問卷量表及答題敘述性統計

衡量構面		題項	平均值	標準差
轉換型領導風格	1	我的上司傳達團隊未來明確及積極的願景。	4.364	0.694
	2	我的上司視下屬為獨特個體，支持並鼓勵他們成長。	4.234	0.782
	3	我的上司給予下屬鼓勵和認可。	4.286	0.711
	4	我的上司促進團隊之間的信任、參與及合作。	4.390	0.735
	5	我的上司鼓勵以創新思維解決問題，並測試所提出假設。	4.162	0.788
	6	我的上司清楚他/她的職責所在，並言行一致。	4.286	0.721
	7	我的上司尊重並建立下屬的自信心，並激勵我擁有高度的競爭力。	4.364	0.766

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王登仕、陳玲娜、黃劭彥與康照宗，2024，獨立董事特徵對財務報表品質之影響，管理與系統，第 31 卷，第 3 期：413-457。(Wang, Teng-Shih, Ling-Na Chen, Shaio-Yan Huang, and Chao-Chung Kang. 2024. Investigating the effects of characteristics of independent directors on financial reporting quality. *Journal of Management & Systems* 31 (3): 413-457.)

李貴富、陳韻珊與張玲玲，2019，台灣上市(櫃)審計市場競爭嗎?審計公費觀點，管理與系統，第 26 卷，第 1 期：1-41。(Li, Kuei-Fu, Yun-Shan Chen, and Ling-Ling Chang. 2019. Is the audit market of listed companies in Taiwan competitive? The perspective from audit fees. *Journal of Management & Systems* 26 (1): 1-41.)

林育慶、顏如君與劉乃熒，2023，COVID-19 對於實質盈餘管理之影響：以臺灣資料為例，中華會計學刊，第 19 卷，第 1 期：75-126。(Lin, Yu-Ching, Ju-Chun Yen, and Nai-Yng Liu. 2023. The effect of COVID-19 on real earnings management: Evidence from Taiwan. *Taiwan Accounting Review* 19 (1): 75-126.)

金融監督管理委員會，2022，審計品質指標(AQI)揭露架構及範本。 (Financial Supervisory Commission. 2022. Disclosure framework and template for audit quality indicators (AQIs).)

范宏書、林彥廷與陳慶隆，2013，財務會計準則第 35 號公報與財務報表公佈時效性，臺大管理論叢，第 23 卷，第 2 期：97-132。(Fan, Hung-Shu, Yan-Ting Lin, and Ching-Lung Chen. 2013. Taiwan SFAS No. 35 and Timeliness of Financial Reporting. *NTU Management Review* 23 (2): 97-132 .)

張瑞當、方俊儒與沈文華，2008，集團企業是否委託同一會計師事務所查核財務報表對其盈餘管理行為之影響，管理評論，第 27 卷，第 2 期：29-52。(Chang, Ruey-Dang, Chun-Ju Fang, and Wen-Hua Shen. 2008. Earnings management of the affiliated business groups: The effect of whether being audited by the same CPA firm. *Management Review* 27 (2): 29-52.)

陳坤志、黃祥宇與陳又瑄，2024，臺灣與亞洲鄰近市場審計公費水準以及決定因子之比較，會計審計論叢，第 14 卷，第 1 期：1-32。(Chen, Kun-Chih, Xiang-Yu Huang, and Yu-Hsuan Chen. 2024. A comparative analysis of audit fee levels and determinants between Taiwan and nearby Asian markets. *Review of Accounting and Auditing Studies* 14 (1): 1-32.)

Alles, M. G. 2015. Drivers of the use and facilitators and obstacles of the evolution of big data by the audit profession. *Accounting Horizons* 29 (2): 439-449.

Amabile, T. M., R. Conti, H. Coon, J. Lazenby, and M. Herron. 1996. Assessing the work environment for creativity. *Academy of Management Journal* 39 (5): 1154-1184.

臺灣人學學術期刊資料庫

Aobdia, D., C.-J. Lin, and R. Petacchi. 2015. Capital market consequences of audit partner quality. *The Accounting Review* 90 (6): 2143-2176.

Badolato, P. G., D. C. Donelson, and M. Ege. 2014. Audit committee financial expertise and earnings management: The role of status. *Journal of Accounting and Economics* 58 (2-3): 208-230.

Beardsley, E. L., A. J. Imdieke, and T. C. Omer. 2021. The distraction effect of non-audit services on audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 71 (2-3): 101380.

Bhattacharjee, S., S. M. Hillison, and C. L. Malone. 2024. Auditing from a distance: The impact of remote auditing and supervisor monitoring on analytical procedures judgments. *The Accounting Review* 99 (5): 123-146.

Bock, G.-W., R. W. Zmud, Y.-G. Kim, and J.-N. Lee. 2005. Behavioral intention formation in knowledge sharing: Examining the roles of extrinsic motivators, social-psychological forces, and organizational climate. *MIS Quarterly* 29 (1): 87-112.

Bonner, S. E., and B. L. Lewis. 1990. Determinants of auditor expertise. *Journal of Accounting Research* 28: 1-20.

Carless, S. A., A. J. Wearing, and L. Mann. 2000. A short measure of transformational leadership. *Journal of Business and Psychology* 14 (3): 389-405.

Carter, C., and C. Spence. 2014. Being a successful professional: An exploration of who makes partner in the Big 4. *Contemporary Accounting Research* 31 (4): 949-981.

Che, L., J. C. Langli, and T. Svanström. 2018. Education, experience, and audit effort. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory* 37 (3): 91-115.

Chen, C.-Y., C.-J. Lin, and Y.-C. Lin. 2008. Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality?. *Contemporary Accounting Research* 25 (2): 415-445.

Chen, X., Q. Cheng, and X. Wang. 2015. Does increased board independence reduce earnings management? Evidence from recent regulatory reforms. *Review of Accounting Studies* 20 (2): 899-933.

Chi, W., L. A. Myers, T. C. Omer, and H. Xie. 2017. The effects of audit partner pre-client and client-specific experience on audit quality and on perceptions of audit quality. *Review of Accounting Studies* 22 (1): 361-391.

Chin, C.-L., and H.-Y. Chi. 2009. Reducing restatements with increased industry expertise. *Contemporary Accounting Research* 26 (3): 729-765.

Choi, J., J. Jung, and H. J. Na. 2024. Do auditors innovate? . The 83rd Annual Conference of the Japanese Accounting Association (JAA). Waseda University, Tokyo, Japan.

Curtis, E., C. Humphrey, and W. S. Turley. 2016. Standards of innovation in auditing. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory* 35 (3): 75-98.

臺灣人文與學術期刊資料庫

DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner. 1994. Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 113-143.

DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 183-199.

Dechow, P. M., and I. D. Dichev. 2002. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77 (s-1): 35-59.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.

DeFond, M. L., and J. Jiambalvo. 1994. Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 145-176.

Deshpandé, R., and J. U. Farley. 1999. Executive insights: Corporate culture and market orientation: Comparing indian and japanese firms. *Journal of International Marketing* 7 (4): 111-127.

Duh, R.-R., W. R. Knechel, and C.-C. Lin. 2020. The effects of audit firms' knowledge sharing on audit quality and efficiency. *AUDITING: A Journal of Practice & Theory* 39 (2): 51-79.

Edmondson, A. 1999. Psychological safety and learning behavior in work teams. *Administrative Science Quarterly* 44 (2): 350-383.

Eulerich, M., J. Pawlowski, N. J. Waddoups, and D. A. Wood. 2022. A framework for using robotic process automation for audit tasks. *Contemporary Accounting Research* 39 (1): 691-720.

Eulerich, M., A. Sanatizadeh, H. Vakilzadeh, and D. A. Wood. 2024. Is it all hype? ChatGPT's performance and disruptive potential in the accounting and auditing industries. *Review of Accounting Studies* 29 (3): 2318-2349.

Farr, J. L., and C. M. Ford. 1990. Individual innovation. In *Innovation and Creativity at Work: Psychological and Organizational Strategies*, edited by M. A. West, and J. L. Farr, 63-80. Oxford, England: John Wiley & Sons.

Fedyk, A., J. Hodson, N. Khimich, and T. Fedyk. 2022. Is artificial intelligence improving the audit process?. *Review of Accounting Studies* 27 (3): 938-985.

Gul, F. A., D. Wu, and Z. Yang. 2013. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data. *The Accounting Review* 88 (6): 1993-2023.

Gunn, J. L., and P. N. Michas. 2018. Auditor multinational expertise and audit quality. *The Accounting Review* 93 (4): 203-224.

Ittonen, K., E. Vähämaa, and S. Vähämaa. 2013. Female auditors and accruals quality. *Accounting Horizons* 27 (2): 205-228.

James, L. R., J. J. Hater, M. J. Gent, and J. R. Bruni. 1978. Psychological climate: Implications

臺灣大學學術期刊資料庫

from cognitive social learning theory and interactional psychology. *Personnel Psychology* 31 (4): 783-813.

Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (2):193-228.

Jung, D. I., C. Chow, and A. Wu. 2003. The role of transformational leadership in enhancing organizational innovation: Hypotheses and some preliminary findings. *The Leadership Quarterly* 14 (4): 525-544.

Kang, Y. J., M. D. Piercey, and A. Trotman. 2020. Does an audit judgment rule increase or decrease auditors' use of innovative audit procedures?. *Contemporary Accounting Research* 37 (1): 297-321.

King, E. B., K. De Chermont, M. West, J. F. Dawson, and M. R. Hebl. 2007. How innovation can alleviate negative consequences of demanding work contexts: The influence of climate for innovation on organizational outcomes. *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 80 (4): 631-645.

Klein, K. J., and J. S. Sorra. 1996. The challenge of innovation implementation. *Academy of Management Review* 21 (4): 1055-1080.

Kokina, J., S. Blanchette, T. H. Davenport, and D. Pachamanova. 2025. Challenges and opportunities for artificial intelligence in auditing: Evidence from the field. *International Journal of Accounting Information Systems* 56: 100734.

Kokina, J., and T. H. Davenport. 2017. The emergence of artificial intelligence: How automation is changing auditing. *Journal of Emerging Technologies in Accounting* 14 (1): 115-122.

Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 163-197.

Lennox, C. S., and X. Wu. 2018. A review of the archival literature on audit partners. *Accounting Horizons* 32 (2): 1-35.

Munoko, I., H. L. Brown-Liburd, and M. Vasarhelyi. 2020. The ethical implications of using artificial intelligence in auditing. *Journal of Business Ethics* 167 (2): 209-234.

Nybakk, E., and J. I. Jenssen. 2012. Innovation strategy, working climate, and financial performance in traditional manufacturing firms: An empirical analysis. *International Journal of Innovation Management* 16 (2): 1250008.

Pittman, J., S. E. Stein, and D. F. Valentine. 2023. The importance of audit partners' risk tolerance to audit quality. *Contemporary Accounting Research* 40 (4): 2512-2546.

Samiolo, R., C. Spence, and D. Toh. 2024. Auditor judgment in the fourth industrial revolution. *Contemporary Accounting Research* 41 (1): 498-528.

Schneider, B., M. G. Ehrhart, and W. H. Macey. 2013. Organizational climate and culture.

臺灣大學學術期刊資料庫

Annual Review of Psychology 64: 361-388.

Scott, S. G., and R. A. Bruce. 1994. Determinants of innovative behavior: A path model of individual innovation in the workplace. *Academy of Management Journal* 37 (3): 580-607.

Skinner, D. J., and R. G. Sloan. 2002. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. *Review of Accounting Studies* 7 (2-3): 289-312.

Staiger, D., and J. H. Stock. 1997. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica* 65 (3): 557-586.

Stock, J., and M. Yogo. 2005. Asymptotic distributions of instrumental variables statistics with many instruments. In *Identification and inference for econometric models*: *Essays in honor of Thomas Rothenberg,* edited by D. W. K. Andrews, and J. H. Stock. 6: 109-120. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Suddaby, R., D. J. Cooper, and R. Greenwood. 2007. Transnational regulation of professional services: Governance dynamics of field level organizational change. *Accounting, Organizations and Society* 32 (4-5): 333-362.

Sundgren, S., and T. Svanström. 2014. Auditor-in-charge characteristics and going-concern reporting. *Contemporary Accounting Research* 31 (2): 531-550.

Velury, U., and D. S. Jenkins. 2006. Institutional ownership and the quality of earnings. *Journal of Business Research* 59 (9): 1043-1051.

West, M. A. 1987. Role innovation in the world of work. *British Journal of Social Psychology* 26 (4): 305-315.

Westerman, G., D. Bonnet, and A. McAfee. 2014. *Leading Digital: Turning Technology into Business Transformation*: Brighton, MA: Harvard Business Press.

Zerni, M. 2012. Audit partner specialization and audit fees: Some evidence from Sweden. *Contemporary Accounting Research* 29 (1): 312-340.

臺灣大學學術期刊資料庫