

經營團隊能力與總經理權力對審計意見購買之影響

黃于珊* 戚務君** 謝安軒***

摘要：本文分析經營團隊能力（以下簡稱能力）與總經理權力（以下簡稱權力）對該企業從事審計意見購買行為的影響。實證結果顯示，能力有助於緩解企業購買審計意見的行為，權力則提高審計意見購買現象。此外，前述能力與權力對審計意見購買的影響，主要發生於資訊不對稱較嚴重或產業競爭程度較高的企業。進一步的測試顯示，相較於低能力且低權力的子樣本，高能力且低權力（低能力且高權力）的經理人會減緩（加劇）購買審計意見的行為，而高能力且高權力的經理人則在舞弊風險較高的環境下，會加劇審計意見購買。穩健與敏感性測試進一步支持因果推論。本文從經理人特徵的觀點，觀察審計意見購買現象的影響因素，豐富審計意見購買與經理人特徵的學術研究，同時也回應了主管機關與投資人的疑慮。

關鍵詞：經營團隊能力、總經理權力、審計意見購買、資訊不對稱、產業競爭程度

* 台塑企業總管理處財務幕僚管理師

** 國立政治大學會計學系教授

*** 國立臺北大學會計學系助理教授（通訊作者，E-mail: samwa1029@gmail.com）

110年09月收稿

113年03月接受

DOI: 10.6675/JCA.202411_25(2).0001

The Impact of Management Team Ability and CEO Power on Opinion Shopping

Yu-Shan Huang* Wuchun Chi** Anxuan Xie***

Abstract: This paper examines the impact of management team ability and CEO power on firms' audit opinion shopping behavior. The results show that management team ability tends to reduce opinion shopping, but CEO power has the opposite effect, exacerbating it. These relationships are particularly pronounced in firms facing greater information asymmetry or heightened industrial competition. Further analysis suggests that firms with high management ability and low CEO power are less likely to engage in opinion shopping, whereas those with low ability and high power are more prone to it. Furthermore, in an environment of higher fraud risks, a combination of high ability and high CEO power intensifies opinion shopping. Robustness and sensitivity tests further support our causal inferences. This study is the first research to examine opinion shopping from the perspective of management characteristics, enriching the understanding of audit opinion shopping and management characteristics and providing valuable insights for regulators and investors.

Keywords: management team ability, CEO power, audit opinion shopping, information asymmetry, industrial competition

* Financial Administrator, Formosa Plastics Group

** Professor, Department of Accounting, National Chengchi University

*** Assistant Professor, Department of Accountancy, National Taipei University (Corresponding author, E-mail: samwa1029@gmail.com)

Submitted September 2021

Accepted March 2024

DOI: 10.6675/JCA.202411_25(2).0001

壹、緒論

前國際財務主持人協會 (Financial Executives International) 理事長兼執行長 Philip Livingston 於安隆醜聞 (Enron scandal) 爆發之後，提出相關醜聞有 75% 來自經理人、15% 來自董事會、10% 來自會計師事務所¹。其中，經理人蓄意隱瞞投資損失、資產負債表之外的交易與不透明的財務報告尤為關鍵。此外，也曾發生安達信員工 Carl Bass 因詢問安隆公司的會計處理，而遭經理人撤換的情事 (Raghavan, 2002)，這也提供安隆的經理人對會計師事務所施壓的證據。基於以上現象，本研究檢視經理人特性對審計意見購買的影響。就筆者所知，過往並沒有研究從經理人特徵的角度，分析企業的審計意見購買行為。

不論國內外的主管機關，對於更換會計師可能衍生的審計品質疑慮均感到擔憂 (SEC, 1988; PCAOB, 2011)。法規與審計準則也特別規範更換會計師應揭露的事項²，以及要求前後任會計師應充份溝通財務報表品質相關之重大事項³ (會計研究發展基金會，2022；金融監督管理委員會，2022；PCAOB, 1997)。SEC 與 SOX 法案要求審計委員會針對會計師的適任性評估是否聘僱或留任 (SEC, 2015)。這些規範的目的之一即為了防止管理當局透過更換會計師以尋求有利審計意見而制定的政策。林孝倫與郭俐君 (2016) 提供臺灣上市櫃公司存在以更換會計師事務所方式掩蓋舞弊事件的案例。據此，國內外的實務案例均反映企業購買審計意見的現象與嚴重後果，並且引發資本市場與主管機關的擔憂。

許多學術研究證實審計意見為傳達財務報表品質的重要管道，並且對資本市場有重大的影響 (Menon and Williams, 2010; Amin, Krishnan, and Yang, 2014; Chen, He, Ma, and Stice, 2016)。DeFond and Zhang (2014) 指出企業的審計意見購買 (若有) 係屬機會主義 (opportunistic) 的行為。企業成功購買審計意見不僅因傷害會計師獨立性而降低審計品質，也同時提高企業的盈餘管理與財務報表誤述可能性。例如 Chen, Peng, Xue, Yang, and Ye (2016) 與 Chung, Sonu, Zang, and Choi (2019) 都發現市場存在審計意見購買的情形，並且購買意見的行為會傷害盈餘品質、提高審計意見的型二錯誤機率 (會計師未對危機企業在破產前出具繼續經營假設有疑慮的審計意見)，以及增加財務報表誤述的可能性。García Osma, Gill-De-Albornoz Nogueir, De Las Heras Cristóbal, and Rusanescu (2022) 以西班牙的審計市場為分析對象，提供審計意見購買

¹ 演講資訊參閱以下網址：<https://slideplayer.com/slide/4495217/>。

² 公開發行公司年報應行記載事項準則規定，如公司在近二年度及期間有更換會計師者，應揭露更換會計師之原因、前任會計師於近二年度是否簽發無保留以外之查核意見、有無查核範圍受限、擴大查核情事、有無發現內控不實、財報可信度受損、或與前任會計師查核過程之爭議等情事。

³ 以臺灣為例，審計準則 201A 號第五條規範，繼任會計師應向前任會計師查詢：(1) 管理階層品德、(2) 前任會計師與管理階層對會計原則、查核程序及其他有關重要事項是否存有歧見、(3) 委任人更換會計師之原因。

會傷害盈餘品質的證據。不過前述現象只在事務所層級的審計意見購買行為中找到顯著的證據，而合夥人層級則可能因為大型事務所的內控與合夥組織的監督效果，使企業無法成功向合夥人購買審計意見（未得到顯著的統計證據）。基於審計意見購買的嚴重後果，有必要進一步討論審計意見購買的形成過程。本文依循過往文獻，聚焦於我國會計師事務所層級的審計意見購買現象⁴。

相關研究已經提供審計服務需求方與供給方的諸多特徵，會影響企業的審計意見購買行為。舉例而言，Chen et al. (2016)發現會計師的客戶重要性以及事務所的組織特徵會影響審計意見購買行為，Newton, Persellin, Wang, and Wilkins (2016)則發現內控意見購買行為會受到審計市場的競爭程度而加劇。然而，基於審計意見購買係屬管理當局的機會主義行為以及經理人的壕溝行為（management entrenchment）（DeFond and Zhang, 2014; Chen, Francis, and Hou, 2019），本文從經理人的特性，來檢視企業的審計意見購買行為。

本研究利用 Lennox (2000)所發展的模型，檢視經理人特徵對審計意見購買的影響。過往相關研究也曾經運用該模型，檢視簽證會計師對財務報表以及內部控制所出具的查核意見，是否以及如何受到影響（Lennox, 2002; Chen et al., 2016; Newton et al., 2016; Chung et al., 2019; Singer and Zhang, 2022）。具體而言，藉由 Lennox (2000)模型，本文觀察經理人特徵是否透過「留任會計師」或「更換會計師」方式以取得有利的審計意見。

本研究選定的經理人特徵包含經營團隊能力與總經理（CEO）權力。有別於新古典經濟學派（neoclassical economics）對於高階經理人係同質的假設，近期的相關研究發現高階主管對組織也存有實質影響（Hambrick and Mason, 1984; Bertrand and Schoar, 2003; Hambrick, 2007; Dyreng, Hanlon, and Maydew, 2010; Ge, Matsumoto, and Zhang, 2011; Dejong and Ling, 2013）。這些研究成果不僅證明經理人特徵係屬異質，而且對企業的行為、風險、績效、以及資金成本有顯著的影響（Morse, Nanda, and Seru, 2011; Demerjian, Lev, and McVay, 2012; Bonsall, Holzman, and Miller, 2017; Cornaggia, Krishnan, and Wang, 2017; Uygur, 2018; Brochet, Limbach, Schmid, and Scholz-Daneshgari, 2021）。

關於經營團隊能力之衡量指標，本文以 Demerjian et al. (2012)的方法進行估算。近期許多的文獻已經證實 Demerjian et al. (2012)的衡量方法所捕捉的經營團隊能力，與財務報表品質以及審計品質有顯著的關聯性（Baatwah, Salleh, and Ahmad, 2015; Krishnan and Wang, 2015; Abernathy, Kubick, and Masli, 2018; Mitra, Jaggi, and Al-Hayale, 2019）。至於本文總經理權力的衡量方式則參考 Finkelstein (1992)與 Lisic,

⁴ 本文也執行合夥人層級的審計意見購買分析（參見表 8），然而與 García Osma et al. (2022)相同，我們並未發現臺灣審計市場存有合夥人層級的審計意見購買現象。除此之外，我們也並未發現合夥人層級的審計意見購買行為與經理人特徵的關聯性。

Neal, Zhang, and Zhang (2016)，透過九項總經理的特質建立權力指標。諸多文獻也提供 CEO 權力影響財務報表品質、審計品質以及公司治理（或審計委員會）有效性的證據（Mande and Son, 2012; Beck and Mauldin, 2014; Lisic et al., 2016; Draeger, Haislip, and Sterin, 2022; Sun, Johnson, and Bradley, 2022; Mutschmann, Hasso, and Pelster, 2022; Bedford, Ghannam, Grosse, and Ma, 2023）。

基於以下說明，本研究以臺灣的數據來建構經理人特徵。臺灣的資料庫提供相當豐富的經理人學經歷特徵，得以建構完整的經理人資料。相較於美國主管機關雖然規定企業必須於 10-K 的 Part III 揭露高管相關資訊，BoradEX 與 Execucomp 資料庫蒐集到的高管特徵卻經常缺漏嚴重、不完整、或未涵蓋所有市場。研究者需要以純手工方式自行蒐集美國市場的數據（例如 Cannella, Park, and Lee (2008)、Zhang (2019)、Wang (2023)等）。現存美國數據的研究，多數也僅能使用部份市場作為樣本，可能衍生代表性不足的疑慮。與美國市場相似的是，臺灣主管機關同樣規範所有公開發行以上公司，均必須在年報上完整揭露所有協理級以上人員以及各部門或分支機構主管的個人資料，包含國籍、性別、年資、持股、薪酬、兼任狀況、過去與現在的詳細經歷、曾經就讀過的學校與科系名稱等。而與美國資料不同的是，臺灣的資料庫公司（TEJ）將這些資訊完整蒐集至資料庫中，提供涵蓋全部市場的資訊，較無選樣與缺漏的問題。接著，我們以手工方式整理資料庫提供的經理人學經歷文本資訊後，本研究得以建立長期間且大樣本的結構化經理人特徵數據，為使用臺灣資料的一項優勢。除此之外，臺灣的審計資料提供完整的合夥人層級數據，可同時觀察事務所與合夥人層級的審計意見購買現象，以及觀察合夥人的特徵資訊。以上係本文聚焦臺灣資料的原因，得以回答國外資料所無法提供實證證據的重要審計議題，具有增額的學術意涵與本土價值。

以 2006 至 2015 年的臺灣上市櫃公司數據做為研究樣本，本文實證結果發現如後。首先，我們提供 Lennox (2000)模型適用臺灣市場的實證證據，支持臺灣市場存有事務所層級的審計意見購買現象。第二，主測試結果指出經營團隊能力會減緩企業的審計意見購買行為，CEO 權力則會加劇審計意見購買現象。第三，前述能力對審計意見購買的影響，主要發生於資訊不對稱程度較高的環境；而權力對審計意見購買的影響，則發生在產業競爭程度較高的環境。這項發現意謂在高度資訊不對稱環境下，投資人無法取得足夠資訊以監督企業，而高能力經營團隊提供較好的資訊與財報品質，能夠抑制審計意見購買的行為；而產業競爭程度則強化總經理維持工作機會、聲譽與薪酬的考量，形成高權力 CEO 有較強的審計意見購買行為。第四，在額外的測試中，我們觀察能力與權力交互作用對審計意見購買的影響。實證結果發現高能力且低權力的經理人，有助於減緩審計意見購買；而低能力且高權力者則會導致嚴重的不良後果。至於高能力且高權力的經理人，在一般情況下，可能受到抵銷作用的影響，導致高能力且高權力特徵與審計意見購買無關；然而，若將企業依據

舞弊風險進行區分，則發現高能力且高權力的經理人，分別在有財務危機或公司治理制度較差的環境下，會嚴重加劇審計意見購買的行為。第五，在經過一系列的穩健測試（例如刪除更換合夥會計師子樣本、更換 CEO 或 CFO 子樣本）與敏感性測試（例如控制經理人過度自信變數、固定效果模型、以金融海嘯為外生事件的檢測、工具變數法、PSM 配對、Entropy 配對）後，均能支持本文的因果關係推論。最後，額外的測試上，我們並未發現臺灣市場存在經理人特徵與合夥人層級的審計意見購買關聯性。本文不僅發現經理人特徵會影響企業審計意見購買行為，同時提供不同情境的測試，說明影響前述關聯性的環境因素。

本文的研究貢獻有以下三點：首先，本文擴展審計意見購買的學術研究視野。有別於過去文獻，本文為國內外第一篇從經理人特徵角度探索相關議題的研究，發現經理人特徵為影響審計意見購買行為的重要因素。這項發現也呼應主管機關與投資人所擔憂的審計意見購買議題，同時有助於利害關係人辨別企業購買審計意見的風險因子。此外，本文也對於會計師更換可能引發的問題提供了新的證據。第二，本文對於經理人特徵與異質性的學術研究也有重要的貢獻。截至目前，國內外全面檢視 CEO 權力特徵與經濟後果的文獻仍舊不多，而經營團隊能力與審計的相關研究也有擴展的必要。本文完整檢視經營團隊能力、CEO 權力與審計意見關聯性的研究⁵，說明能力與權力是否以及如何對審計意見產生影響。除此之外，對於管理學領域關心能力與權力相互影響的經濟後果，本文提供了詳細的實證證據，同時也發現經理人能力可能的負面影響（dark side）。最後，本文也提供了廣泛的實證分析，說明外在環境是否以及如何影響經理人特徵與審計意見購買之間的關聯性，有助於利害關係人辨別環境風險。簡言之，本文回答了主管機關與投資人的疑慮：是否存在審計意見購買的現象與形成的因素，同時也補充了審計意見購買與經理人特徵的學術研究。

本研究後續架構如下。第貳節為文獻回顧及假說建立，第參節介紹研究方法、實證模型與變數定義，第肆節提供主測試的實證結果，第伍節提供額外測試的結果，最後一節為結論。

貳、文獻探討與研究假說

一、經營團隊能力

許多管理與財務研究，已經提供經營團隊風格或能力會影響企業決策與績效的證據。有別於新古典經濟學派對於高階經理人係同質的假設，近期的相關研究發現高階主管對組織也存有實質影響（Hambrick and Mason, 1984; Hambrick, 2007）。此外，高階主管的管理風格不但影響公司決策（Bertrand and Schoar, 2003），其個人偏

⁵ 本文的額外測試也包含了經理人過度自信行為的實證分析與討論。

好也會影響公司的自願揭露和財務報告結果 (Bamber, Jiang, and Wang, 2010; Dyreng et al., 2010; Ge et al., 2011; Dejong and Ling, 2013)。Boeker (1989)與 Kor (2003)指出，經理人能力反應管理者內在知識、技能與經驗的異同，並因而擬訂不同的策略和技術。Coff (1997)與 Coff (1999)也指出，隨著經理人所積累的專業知識與領域經驗 (domain experience)，不同的經理人，因不同的經驗造就能力的異同。換言之，這些研究成果不僅證明經理人能力係屬異質，而且對企業的行為與績效有顯著的影響。

本文採用 Demerjian et al. (2012)所發展之 *MAScore* 作為經營團隊能力衡量指標 (詳細的計算步驟於研究方法再予說明)，該指標已成為目前衡量能力之主流指標 (例如 Cornaggia et al. (2017)、Bonsall et al. (2017)與 Uygur (2018))⁶。Demerjian, Lev, Lewis, and McVay (2013)利用前述的 *MAScore* 指標檢視經理人能力與盈餘品質的關聯性。他們的實證結果顯示經理人能力愈強，會降低企業財務報表誤述的可能性及壞帳估計的錯誤，並提高應計數的品質與應計項目的持續性。Baik, Farber, and Lee (2011)發現經理人能力與(a)企業主動提供盈餘預測的可能性與頻率，以及(b)盈餘預測的準確性，均呈現顯著的正向關聯性。Bonsall et al. (2017)發現經理人能力能夠降低經營績效的波動程度，進而提高信用評等以及降低新增借款利率。Demerjian, Lewis-Western, and McVay (2017)、Baik, Choi, and Farber (2020)、Doukas and Zhang (2020)也發現經理人能力與盈餘平穩化程度正相關，有助於提高盈餘的預測能力以及降低盈餘波動程度。Cornaggia et al. (2017)指出經理人能力愈高，能夠為企業帶來更高的經營績效；基於傳訊與聲譽考量，會提供更多資訊以降低資訊不對稱問題；較遵守法律規範以及提供更高品質的企業社會責任。他們也發現經理人能力對信用評等的正面幫助。Koester, Shevlin, and Wangerin (2017)發現經理人能力會降低企業的避稅行為。Wang, Chen, Chin, and Zheng (2017)利用中國的數據，發現經理人能力與企業財務報表舞弊呈反向關係，而企業的政治關聯性可能會弱化前述效應。Huang and Sun (2017)提供經理人能力與企業從事實質性營業活動盈餘管理 (real activity earnings management, REM) 呈現負向關聯性的證據。Baik, Brockman, Farber, and Lee (2018)發現經理人能力與資訊不對稱指標 (以分析師跟隨人數、分析師盈餘預測準確性以及買賣價差衡量) 顯著負相關。

就審計研究而言，Krishnan and Wang (2015)認為經理人能力愈高，能夠降低企業的經營風險與提高財務報表品質，進而降低審計風險。他們同樣利用 DEA 模式估計經理人能力，實證結果支持能力與審計公費負相關。此外，在給定有財務壓力的

⁶ 另一種估計經理人能力的方法為「固定效果模型」。然而基於該模型有相當多屬於數據性的限制條件 (例如要求總經理必須至少服務二間以上企業，並且在每間企業服務滿三年等)。這些限制使得固定效果的研究方法受到相當的質疑與挑戰 (Bamber et al., 2010; Ge et al., 2011)。此外，Fee, Hadlock, and Pierce (2013)也進一步指出該方法無法將公司特性與其外在環境條件 (如該地區的氣候與便利程度) 做區隔。

企業之下，經理人能力愈高，會計師出具繼續經營有疑慮的審計意見機率較低。Abernathy et al. (2018)發現經理人能力愈高，盈餘公告較為及時、查核報告的延遲時間 (audit lag) 較短、主管機關要求填報資訊 (SEC filing) 時的遲交機率較低。Baatwah et al. (2015)同樣也發現 CEO 能力愈好，查核報告延遲時間較短。Mitra et al. (2019)發現經理人能力愈高，有助於減緩 CEO 過度自信對審計品質的負面影響。

然而，一些文獻也發現經理人能力的負面影響。文獻指出高能力的經理人，有較強的風險偏好，將提高企業的營運風險與績效壓力。此外，企業也需要支付較高的薪酬成本以聘僱高能力經理人，導致利益衝突與代理問題 (Mishra, 2014; Cheung, Naidu, Navissi, and Ranjeeni, 2017; Gul, Khedmati, Lim, and Navissi, 2018; Yung and Chen, 2018)。這些研究發現經理人能力與審計公費的關聯性，在財務壓力較高的子樣本中為正相關，而在財務壓力較低的子樣本中則為負相關。他們也發現在財務壓力較高的環境中，經理人能力與財務報表品質 (以應計品質以及財務報表誤述衡量) 為負相關，並且愈容易執行投機行為以賺取更高的權益薪酬，進而提高審計風險。Mishra (2014)認為經理人能力愈高，會進行更多風險性投資 (例如企業併購)，並且較不會與投資人溝通，導致代理問題與資訊不對稱問題。他的實證結果指出經理人能力愈高，投資人會要求較高的預期報酬，進而提高資金成本；此外，前述的關聯性主要出現在併購密度與營運複雜程度較高以及公司治理較差的企業環境。Albrecht, Mauldin, and Newton (2018)發現高度財務專業能力的經理人，在薪酬誘因愈高的情況下，會顯著加劇財務報表誤述的機率以及降低審計公費。Cornaggia et al. (2017)也指出經理人能力與企業的經營績效並非線性關係，經理人能力過高，可能導致更嚴重的自利動機與利益衝突。Cheng and Cheung (2021)發現企業使用衍生性金融商品的程度愈高，有助於降低公司的經營風險，但是此關聯性卻會隨著經理人能力愈好而被減弱。他們的研究說明高能力經理人可能隱含尋租行為，要求更高的報酬，導致損害公司經營績效。

二、總經理權力

權力代表「某種程度的強制力量」，換言之，即使面臨反對的意見，擁有權力的個人仍可有效地遂行其意志。而 CEO 權力係指其在企業發揮影響力的程度 (Finkelstein, 1992; Daily and Johnson, 1997)，同時是影響公司資源與利益分配的主要特徵，對公司的經營與決策過程扮演重要的角色 (Finkelstein, 1992)。相關研究指出 CEO 權力過高會導致缺乏監督、拒絕接受建議、企業績效表現較差、較高的風險偏好與信用風險、資訊揭露與財務報表品質較差、經理人過度自信與過度投資行為等負面影響。

代理理論指出高權力 CEO 因為缺乏適當的監督，並且會為了維持其權力而傾向避免分享資訊、新知識以及缺乏溝通的行為，導致資訊品質較差。Jensen (1993)指出

CEO 權力愈高，愈可能支配董事會，使董事會缺乏監督的能力。Adams, Almeida, and Ferreira (2005)指出 CEO 決策權高度集中之下，即使面對其他經營團隊成員的反對聲音，高權力 CEO 也可能遂行非理想策略。Adams and Ferreira (2007)說明經理人會減少資訊的分享，以避免受到董事會的監督。Morse et al. (2011)指出高權力 CEO 可能利用其權勢影響董事會，進而制訂極大化自身利益的決策或有利於己的薪酬合約，使企業價值受到傷害。

財務研究發現 CEO 權力與公司的經營績效呈現負相關。Veprauskaitė and Adams (2013)利用英國倫敦交易所的數據，在控制住公司治理特徵後，發現 CEO 權力（以總經理兼任董事長、任期、持股比衡量）與經營績效（ROA、ROE 與 Tobin's Q）呈現負相關。Patel and Cooper (2014)以美國 S&P 1500 製造業成分股中的家族企業為研究樣本，實證發現家族成員與非家族成員的權力愈均衡時，有助於提升公司績效；反之，權力愈不對等時，則會傷害公司績效。前述權力均衡程度與績效的正向關聯性會受到環境不確定性愈強以及公司治理機制較佳的影響而強化，但是在 CEO 為創辦人的樣本中則較弱。Bebchuk, Cremers, and Peyer (2011)也發現 CEO 權力愈高，企業績效與市場價值較差。Haynes, Zattoni, Boyd, and Minichilli (2019)同樣發現 CEO 權力與企業績效負相關的證據，進一步的分析則指出 CEO 權力的負面影響會隨著董事會監督效能以及 SOX 法案後而減緩。

CEO 任期愈長也能夠為其帶來更多的控制權力，過去研究將 CEO 任期視為 CEO 權力之一 (Finkelstein, 1992)。Brochet et al. (2021)發現 CEO 任期的長短受到該 CEO 是否同時兼任董事長影響。此外，他們也發現 CEO 任期與企業價值的關係為倒 U 型，亦即 CEO 的任期愈短或愈長均會傷害企業價值（以 Tobin Q 衡量）。進一步的分析則指出長任期 CEO 意外死亡時，股價異常報酬率愈高，說明投資人對長任期權力的 CEO 抱持負面觀點。而前述的效果在全球化程度較高、競爭較激烈的產業環境下越為明顯。

觀察 CEO 權力與薪酬的關聯性，得以了解高權力經理人是否衍生利益衝突。Morse et al. (2011)的分析性模型指出 CEO 會透過權力操縱薪酬激勵合約。當 CEO 權力愈高，績效獎酬與股票報酬率（或資產報酬率）之間的敏感程度愈高，並且此現象會隨著公司未來的不確定性或人力資本密集程度而更為明顯。他們同時利用美國的數據進行實證，除了支持前述分析性模型的預期結果之外，進一步的測試也指出 CEO 的薪酬操縱行為會傷害公司未來的經營績效；並且隨著 CEO 權力所引發的薪酬操縱行為愈嚴重時，對企業價值（Tobin's Q、ROA 與股價報酬）的傷害也愈大。Grabke-Rundell and Gomez-Mejia (2002)指出經理人的結構權力愈高，愈容易控制下屬或同事，同時增加自利行為，支付的經理人薪酬也較高。Abernethy, Kuang, and Qin (2015)發現權力愈高的 CEO 有較高機率實施股價績效基礎的選擇權獎酬制度，並且會訂立較不具挑戰性的目標進而傷害企業績效。此外，高權力

CEO 也會提早履行獎酬選擇權，避免面對股東的壓力。Song and Wan (2019)也發現高權力 CEO 為賺取較多的薪酬，可能傷害公司價值⁷。

亦有研究觀察 CEO 權力與企業風險的關聯性。Adams et al. (2005)認為在 CEO 權力較高的組織中，做出非常好或非常壞決策的可能性較高。而低權力 CEO 進行決策時須要獲得更多經營團隊成員的同意或授權，相當於共同領導的情況下，成員會傾向風險趨避以及審慎決策。他們的實證結果指出 CEO 權力與企業經營風險（以 ROA、Tobin's Q 與股價報酬衡量的波動性衡量）呈正相關。Sheikh (2019)以六項指標捕捉 CEO 權力，實證結果指出 CEO 權力與股價報酬率的標準差呈現正相關，說明高權力 CEO 有較高的風險偏好程度。Liu and Jiraporn (2010)指出信評機構擔憂高權力經理人的代理問題，導致較高的信用風險，因此給予較差的信用評等。

相關文獻也指出 CEO 權力對財務報表的品質具有負面的影響。Mande and Son (2012)指出基於聲譽的考量，當經理人的集權情形愈嚴重時，會提高企業迎合分析師預期的程度。Sun et al. (2022)發現 CEO 權力與年報可讀性負相關，亦即財務報表揭露品質較差。Gul and Leung (2004)指出總經理為了確保不受監督以及隱匿可能的舞弊行為，其自願性揭露的財務或非財務資訊較少，財務報表品質較差，資訊不對稱的問題也較嚴重。Mutschmann et al. (2022)的研究相當有趣，透過對管理者進行量表調查，他們發現具有黑暗三合會特質（指具有自戀、馬基雅維利主義和精神病態特質）的管理者，財務報表舞弊行為較為嚴重，而公司治理機制可以減緩前述的負向關聯。

就審計研究而言，Lennox (2005)發現經理人持股愈高（權力愈高），選擇大型會計師事務所的機率較低。Lisic et al. (2016)發現 CEO 權力會影響審計委員會（audit committee, AC）的有效性，降低 AC 抑制內部控制缺失的能力；此外，前述 CEO 權力的負面影響會隨著經理人內部交易獲利程度而加劇。Bedford et al. (2023)以美國市場的資料證實 CEO 權力愈高，較不會聘僱高品質的 AC 成員（指成員中較少財務專家比率、較缺乏擔任董事經驗、菁英學校程度較 CEO 差、以及與 CEO 有較多的社會關係）。此外，在前述的情況下會提高企業小額正盈餘的行為，產出較差的盈餘品質。Beck and Mauldin (2014)同樣觀察管理當局權力（具體為 CFO 權力）與 AC 權力對審計公費的關聯性。他們發現在金融海嘯與經濟衰退期間，若 CFO 的權力愈高，審計公費折價情形愈嚴重；反之，AC 的權力愈高，則能夠抑制審計公費折價的情形。Tee (2019)以馬來西亞的資料證實 CEO 權力愈高，審計公費愈低，而家族企業有助於減緩

⁷ 管理領域亦有大量的文獻討論 CEO 權力的負面經濟後果。比方說，Kang and Zardkoohi (2005)與 Keltner, Gruenfeld, and Anderson (2003)的回顧型文獻指出，過去研究的實證結果多數支持 CEO 權力與公司經營績效呈現負相關。此外，高權力者對報酬的敏感程度較高，可能係為了賺取報酬而提高代理成本。Anderson and Galinsky (2006)指出高權力者通常認為自己的成功機率較高，也會執行更多的風險性決策。Rucker, Dubois, and Galinsky (2011)發現高權力者會花費更多金錢在自己身上，並且展現更為自私的行為。Bendahan, Zehnder, Pralong, and Antonakis (2015)說明高權力者傾向使用權力，以違反社會規範的方式為自己賺取報酬。

前述的負向關係。Draeger et al. (2022)以 AC 成員平均任期與 CEO 任期之間的差異作為相對權力指標，發現 AC 相對權力愈大（CEO 權力愈小），管理當局盈餘公告日期在查核報告日之後的機率較高（表示公告的盈餘已經過會計師查核）；即使盈餘公告日期在查核報告日前，兩者的日期差距也較接近；此外，財務報表誤述的機率較低、盈餘公告的日期愈晚（表示盈餘公告的數字較穩健）；而查核報告延遲時間則不顯著，可能原因係 AC 權力較高時，需要更仔細地討論查核結果。Oradi (2021)則發現 CEO 任期愈長或由企業內部晉升的 CEO，查核意見延遲時間愈長。

綜上所述，相關文獻已經發現 CEO 權力對經營績效、經營風險、財務報表品質以及審計品質的負面影響。同時，高權力的經理人也可能干預公司治理的有效性（AC 的選任以及 AC 的有效性）以及會計師的選任。

值得額外補充的是，有關 CEO 權力的衡量方式，對欲從事相關研究議題的學者來說是一個極大的挑戰。Finkelstein (1992)最早建立一套完整且客觀的 CEO 權力衡量指標，對相關研究具有重要的貢獻。Finkelstein (1992)進一步驗證這些權力指標的互斥與關聯性，並且證實權力指標與問卷調查的結果相符。此外，實證的結果也指出這套 CEO 權力指標與企業執行併購的成本以及併購案件數顯著正相關，說明指標對組織策略確實有重大影響，後續受到許多研究引用。而 Lisic et al. (2016)則延伸 Finkelstein (1992)，考量資料的可取得性，建立一套廣泛適用 CEO 權力指標。

具體而言，Lisic et al. (2016)依據 CEO 獲得權力的來源，將其權力區分為四個面向：結構權力（structure power）、所有權權力（ownership power）、專家權力（expert power）與聲譽權力（prestige power），並以此為基礎發展 10 項 CEO 權力的具體指標。「結構權力」係指 CEO 在組織中的地位。CEO 擁有最大的控制權，得以透過職務地位影響組織成員。例如分配工作內容或進行人事任免方式以控制企業決策。結構權力通常是 CEO 與其他高管人員權力最大的差異來源。「所有權權力」包含總經理股權以及是否為創始人。在組織中，相較於較少股權的經理人，擁有大量股權的經理人有較高的投票權，其結構權力也較大。此外，若經理人同時為創始人，表示與董事會具有長期關係，對董事會的影響力與控制力較高。「專家權力」指 CEO 對該企業相關背景與知識的了解程度。「聲譽權力」指 CEO 來自個人的聲望或社會地位所衍生的權力。CEO 的聲望會影響組織其他成員對其權力合理性的看法。本文詳細的 CEO 權力衡量方法，將留待研究方法一節再予討論。

這些權力指標的數值愈高者，也意謂這位總經理的權力愈大。後續的會計與審計研究，多數依循 Finkelstein (1992)與 Lisic et al. (2016)這套衡量方法，採用部份指標作為 CEO 權力的代理變數。值得說明的是，這些指標的衡量與蒐集相當複雜，因此過去文獻多數僅使用其中的 3 至 4 項作為衡量基礎（例如最常見的指標有董事長是否身兼總經理、經理人任期、與總經理持股比率），僅少數研究採用完整的 10 項權力指標（Bedford et al., 2023）。本文參考 Finkelstein (1992)與 Lisic et al. (2016)以及

臺灣的資料情況，建構適用本土的 CEO 權力指標，其中涵蓋 Lisic et al. (2016) 原始衡量方式中的 9 項指標，並進一步檢視該變數與審計意見購買的關聯性。

三、審計意見購買

審計意見為會計師對外溝通財務報表品質的重要工具，許多研究已經證實審計意見具有資訊內涵，對資本市場的影響重大。例如 Choi and Jeter (1992) 證實會計師出具保留式審計意見會降低盈餘反映係數，其中又以導因於查核範圍受限且繼續經營假設有疑慮的保留意見影響最為嚴重。後續許多研究也發現非標準式的審計意見會造成股價下跌以及權益資金成本提高的證據 (Menon and Williams, 2010; Amin et al., 2014)。Chen et al. (2016) 利用中國的數據，發現企業收到修正式審計意見 (modified audit opinion, MAO) 會大幅提高次一年度新增借款利率、降低債權人以財務條件作為債務條約、同時提高非財務條件的使用。其中，又以繼續經營假設有疑慮的 MAO 影響最為重大，其次為前期財務報表誤述。他們的進一步分析提供債權人係在收到審計意見後做出債務合約調整的穩健性證據，而非收到 MAO 前。他們的研究隱含審計意見對債權市場的重要性。Abad, Sánchez-Ballesta, and Yagüe (2017) 觀察審計意見對市場資訊不對稱程度的影響，發現企業前期收到保留意見會提高次期資訊不對稱程度，其中又有繼續經營假設有疑慮的審計意見影響最為嚴重。

由於企業審計意見購買行為會降低後續收到修正式意見之機率。此外，此項行為，不僅因為傷害會計師獨立性而降低審計品質，也同時提高企業的盈餘管理與財務報表誤述的可能性 (DeFond and Zhang, 2014)。例如 Chen et al. (2016) 透過中國的數據，發現合夥人層級的審計意見購買證據，進一步的分析指出審計意見購買情形會隨著客戶重要性愈高以及公司組織型態的事務所 (相較於合夥組織事務所) 而更為嚴重。最後，他們也發現審計意見購買會傷害盈餘品質的證據。Newton et al. (2016) 發現審計市場也存在內部控制意見購買的情形，且當審計市場競爭程度愈高時，會加劇內控意見購買的問題。Chung et al. (2019) 發現財務危機公司會進行繼續經營假設審計意見 (going concern audit opinion, GC) 的購買行為，進一步的分析指出 GC 審計意見的購買會造成後續較高的型二錯誤機率以及財務報表誤述的機率。

如何衡量審計意見購買則是另一個重要的議題。早期的審計研究指出，雖然企業在於收到不利的審計意見後，會提高其更換會計師事務所的可能性。然而，在其它條件不變的情況下，更換會計師並無法顯著提高該企業於未來收到有利審計意見 (例如無保留意見查核報告) 的可能性 (Chow and Rice, 1982; Smith, 1986)。依據前述的分析邏輯，過往研究做出企業更換會計師與審計意見購買無關的結論，而該行為也與會計師的獨立性無關。

然而，Lennox (2000) 提出另一種創新的觀點與研究方法，這種方法也成功地運用於相關的審計研究，例如 Lennox (2002)、Chen et al. (2016) 與 Newton et al. (2016)。這個創

新方法的核心在於「繼續聘僱現任的簽證會計師」與「重新聘僱新任的簽證會計師」相比，企業於精算後發現續聘原會計師的情況下，取得有利審計意見的可能性較高，則企業將選擇續聘。Lennox (2000)認為前述行為也屬於審計意見購買。換言之，在 Lennox (2000)的研究模型下，倘若更換會計師（與不更換會計師相比）可以提高企業取得有利審計意見的機率；或者，不更換會計師（與更換會計師相比）可以提高企業取得有利審計意見的機率，前述二者的任一情況均屬於審計意見購買。具體而言，從購買審計意見的角度，「換與不換」會計師，均代表企業對未來可能審計意見的最適決策。

就經濟分析的角度來看，審計意見購買有兩項要件。第一、審計服務與品質要有相當的異質性 (García Osma et al., 2022)。這是因為審計市場中存在著異質性品質的審計服務，企業才能夠在市場中選擇願意出具較寬鬆審計意見的事務所。文獻指出，雖然會計師事務所會耗費時間與精力去評估客戶風險 (O'Keefe, Simunic, and Stein, 1994; Hackenbrack and Knechel, 1997)，但是會計師事務所在專業懷疑和承受客戶壓力的能力和意願則有所不同；事務所在這些面向的差異會顯著影響審計結果 (Nelson and Tan, 2005; Nelson, 2009)。對於會計師事務所而言，對特定客戶的經濟依賴也可能會損害事務所的獨立性 (DeAngelo, 1981; Reynolds and Francis, 2000)。第二、公司可以影響事務所之任命。舉例而言，總經理面臨較為嚴格的會計師事務所，該總經理有高度可能更換為較寬鬆的會計師事務所，以提高企業取得無保留意見的可能性。

審計意見購買之文獻可分為事務所層級及合夥人層級。目前的文獻顯示，合夥人層級的審計意見購買僅在中國市場出現 (Chen et al., 2016)。這是因為中國審計市場的地理位置分散且事務所內控較差；因此，即便在相同的會計師事務所內，合夥人間也存有高度的競爭。García Osma et al. (2022)以西班牙的數據，進行事務所與合夥人層級的審計意見購買研究，並預期在(a)審計市場高度集中、(b)品質管制機制較強的大型事務所主導市場、(c)所內監督功能與訴訟風險較高之合夥組織制的西班牙審計市場中，企業較難成功對合夥人進行審計意見購買，進而轉向進行事務所層級的審計意見購買。他們的實證結果證實這項論點。

基於臺灣的審計市場與西班牙較為接近（較不易發生合夥人層級之審計意見購買），但是會計師事務所間仍具高度競爭與異質性（較容易發生事務所層級之審計意見購買）；據此，本研究將 Lennox (2000)所發展的模型應用於臺灣的審計市場，以檢視經營團隊能力與 CEO 權力，是否與企業的審計意見購買行為具有顯著的統計關聯性。事實上，臺灣的相關研究也都是聚焦於會計師事務所層級（例如，洪玉舜與陳怡如，2015）。

四、假說建立

(一)經營團隊能力與審計意見購買之關聯性

基於相關的審計理論與實證結果，本文認為經營團隊能力與購買審計意見存有不同面向的影響。從正面角度來看，先前的文獻指出能力高的經營團隊會伴隨較佳

的企業經營績效，因而有助於累積其專業聲譽。而董事會傾向聘請能力較好的經理人，以充分運用高能力經理人的聲譽及專業知識。此外，Demerjian et al. (2013)發現經理人能力愈強，企業的盈餘品質愈高。Wang et al. (2017)提供經理人能力與企業財務報表舞弊為反向關係的證據。Krishnan and Wang (2015)也證實經理人能力愈高，有助於降低審計公費以及收到繼續經營假設有疑慮之審計意見的機率。從以上因素來看，能力較高的經營團隊表現較好的經營績效、財報品質與較低的審計風險，無須透過審計意見購買的方式，來遂行以犧牲股東權益為手段的私利行為。

從負面角度來看，則有不同的論點。Lennox (1998)發現企業收到 MAO 會提高經理人離職率以及降低經理人薪酬。我們認為高能力的經理人，為了避免聲譽與薪酬受損，有更強的誘因避免收到 MAO 而進行審計意見購買行為。高能力經理人勢必面臨較高的績效目標壓力，而經理人的財富（例如獎金、紅利與股票選擇權等）又與公司經營績效有高度的連結。基於 Cressey (1953)的舞弊三角論（fraud triangle model），高能力經理人也可能因為較嚴峻的績效壓力，而遂行審計意見購買的行為。比方說，Healy (1985)發現經理人會因為自身的短期報酬而操縱收益，Guidry, Leone, and Rock (1999)則指出經理人的權益基礎獎酬計畫（例如認股權與股份基礎給付）會誘使他們運用盈餘管理策略。此外，基於前一小節的文獻也指出，高能力經理人具有尋租行為（Cheng and Cheung, 2021），亦有可能對企業經營績效、營運風險、財報誤述機率與審計公費產生負面影響（Mishra, 2014; Cornaggia et al., 2017; Albrecht et al., 2018）。因此，從負面觀點進行推論，能力高的經營團隊，反而有較強的誘因從事審計意見的購買。最後，依據公司法第 29 條規定，會計師事務所之委任、解任及報酬均應經過董事會普通決議通過，基於能力高的經理人有較為卓越的商業知識（Coff, 1999; Holcomb, Holmes, and Connelly, 2009），因此也容易說服董事會同意更換偏好會計師的主張。

綜合以上經營團隊能力對審計意見購買行為可能同時具有正面或負面影響的論述，本文形成以下第一個研究假說（以對立假說形式呈現）：

假說 1：經營團隊能力與審計意見購買，二者具有顯著的關聯性。

（二）總經理權力與審計意見購買之關聯性

前一節的文獻已經說明 CEO 權力會導致代理問題，負面影響企業的經營績效、財務報表品質以及審計品質（Beck and Mauldin, 2014; Haynes et al., 2019; Draeger et al., 2022; Mutschmann et al., 2022）。而關於會計師的任免，雖然理論上會計師係由董事會選任，但是無可諱言的，在實務運作中，CEO 權力必然有相當的影響力。比方說，Lennox (2005)發現 CEO 權力與選擇大型會計師事務所的關聯性。Lisic et al. (2016)發現 CEO 權力會負面影響審計委員會效能的證據。Bedford et al. (2023)也發現高權力 CEO 會傾向聘僱品質較差的 AC 成員。Feng, Ge, Luo, and Shevlin (2011)同

樣指出企業舞弊行為與 CEO 權力正相關，而舞弊發生前三年的 CFO 離職率顯著較高，說明不願配合 CEO 的 CFO 可能擔負被辭退的風險。而本研究也認為，受到 CEO 控制的 AC 或 CFO，將更難以抵抗 CEO 對會計師任免的干預。以上的文獻均指出高權力 CEO 會影響公司治理、審計委員會的有效性、以及會計師的選任，同時透過刪減審計公費而影響審計品質 (Beck and Mauldin, 2014; Tee, 2019)。

除此之外，高權力 CEO 也具有較高的聲譽考量。例如 Li, Gong, Zhang, and Koh (2018) 發現高權力 CEO 有較多的 ESG 活動，以傳達 ESG 表現。基於聲譽觀點與自利動機，高權力 CEO 有能力與誘因避免收到會計師出具 MAO。類似的管理學文獻也指出高權力經理人更有可能從事不道德的風險行為，這可能是因為他們對於自己的權力與地位更加自信，且擁有更多資源可以掩飾自己的行為 (Treviño, Weaver, and Reynolds, 2006)。

基於以上的說明，本文預期在其它條件不變的情況下，CEO 權力會提高企業成功購買審計意見的可能性。據此，本文提出第二個研究假說 (以對立假說形式呈現)：
假說 2：總經理權力與審計意見購買相關，二者具有顯著的正向關聯性。

參、研究方法

一、經營團隊能力

本文採用 Demerjian et al. (2012) 所發展的 *MAScore* 作為總經理能力的代理指標，該指標捕捉總經理運用資源的能力。具體而言，我們先以 DEA 計算特定企業於其所屬產業的相對總效率，並以模型(1)的 θ 值代表，該值愈大代表效率愈佳。為便於繕打，本文省略年度與公司的對應下標 *it*。該模型的分子 (銷貨收入, *Sales*) 代表企業的產出；而分母為對應的企業投入，包括銷貨成本 (*COGS*)、推銷及管理費用 (*SG&A*)、期初不動產、廠房與設備淨額 (*PP&E*)、研究發展費用 (*R&D*)、商譽 (*Goodwill*) 及其他無形資產淨額 (*OtherIntan*)⁸。

$$mas_{it}\theta = \frac{Sales}{v_1COGS + v_2SG \& A + v_3PP \& E + v_4R \& D + v_5Goodwill + v_6OtherIntan} \quad (1)$$

由於企業經營效率同時受公司特性和經營團隊能力所影響，本研究續透過模型(2)所示，分產業執行 Tobit 迴歸模型，將企業總效率 (亦即第(1)式 θ 以及第(2)式的 *Efficiency*) 進一步區分為能透過公司特質解釋 (亦即控制變數) 以及無法透過公司特質解釋 (亦即殘差項) 二部分。

⁸ 值得強調的是，在 Demerjian et al. (2012) 的模型還包括「資本化營業租賃」，而此變數係以未來 5 年營業租賃的現值予以計算。基於臺灣年報並未強制要求企業揭露營業租賃的資訊，本研究予以排除。而 DEA 模型的存量科目 (*PP&E*、*Goodwill*、*OtherIntan*) 係採用期初金額衡量，而流量科目 (*Sales*、*COGS*、*SG&A*、*R&D*) 則採用全年金額衡量。

$$Efficiency_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it} + \alpha_2 MarketShare_{it} + \alpha_3 FreeCashFlow_{it} + \alpha_4 Age_{it} + \alpha_5 Segement_{it} + \alpha_6 Foreign_{it} + YearFE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

最後，本研究將第(2)式殘差項 (ε) 依據不同年度以及不同產業別，轉換為 10 組排序數值 (rank value)，並命名為 *MAScore*。換言之，*MAScore* 為 0 者代表經營團隊能力最低，而 *MAScore* 為 9 者則代表經營團隊能力最高⁹。

以下簡要說明第(2)式控制變數的衡量方式，詳細定義見附錄 1。參照 Demerjian et al. (2012) 以及相關研究，第(2)式的公司特質解釋變數包含公司期末總資產取自然對數 (*Size*)。市場佔有率 (*MarketShare*) 為該公司營收淨額除以對應產業營收的合計數。淨現金流量 (*FreeCashFlow*) 為指標變數，當營業活動淨現金流量減除資本支出後的現金流量為正 (負) 者，其值為 1 (0)。公司設立年數 (*Age*) 為公司成立年數。部門集中程度 (*Segement*) 為先計算各部門銷貨收入對企業總收入之佔比，再計算該佔比平方的合計數¹⁰。是否有外幣兌換損益 (*Foreign*)，有外幣兌換損益者為 1，反之為 0。下標 *i* 與 *t* 分別代表企業與年度。

二、總經理權力

參酌 Finkelstein (1992) 與 Lisic et al. (2016) 所建構的四類總經理權力特徵 (結構權力、所有權權力、專業權力與聲譽權力)，本研究透過以下九項經理人特徵建構 CEO 權力的綜合指數 (*CEOPower*)¹¹。

具體而言，本文所定義的結構權力包含總經理是否身兼董事長 (*Duality*) 以及總經理薪酬對經營團隊成員次高薪酬的相對比值 (*RelComp*)。 *Duality* 為 1 或 *RelComp* 較高者，代表 CEO 的結構權力較大。所有權權力納入 CEO 持股比率 (*ShareOwn%*) 以及該 CEO 是否為公司創辦人 (*Founder*) 的指標變數。 *Founder* 為 1 或 *ShareOwn%*

⁹ 關於 *MAScore* 在文獻上的處理方式有：(1) 以第 2 階段 Tobit 模型估算後之原始殘差值衡量 (Bonsall et al., 2017; Koester et al., 2017)；(2) 將殘差值依產業年分 10 組 (避免極端值影響，同時考量年度與產業的區別)，再以組數轉換為 0.1 到 1 的數值做為團隊能力指標 (Demerjian et al., 2012; Demerjian et al., 2013; Krishnan and Wang, 2015; Cornaggia et al., 2017; Gul et al., 2018)；(3) 同樣依產業年分成 10 組後再轉換為 0 到 1 的數值 (Baik et al., 2020)。而本文將殘差原始值依產業年分為 10 組 (0 到 9 分) 做為 *MAScore*，有助於與 *CEOPower* 同樣分為 10 組 (0 到 9 分) 的基礎做經濟顯著性的比較。事實上，若將 *MAScore* 轉換為 [0.1,1] 或 [0,1] 的作法，其結論與主測試幾乎一致。舉例而言，以本文表 5 的第(3)欄測試為例，若將 *MAScore* 改為 [0,1] 衡量，其主要交乘項 *OpnShop* × *MAScore* 與 *OpnShop* × *CEOPower* 的估計係數分別為 2.210 (p 值 < 0.01) 與 -0.537 (p 值 < 0.01)，與本文原始報導結果 (兩個主要交乘項係數分別為 0.248 與 -0.538，見表 5) 相比，僅 *OpnShop* × *MAScore* 交乘項係數有平移現象，其餘變數的估計係數幾乎不變。

¹⁰ 若第二階段 Tobit 模型的解釋變數部門集中程度 (*Segement*) 為缺失值者，本研究參考過去文獻以 1 取代之 (Baik et al., 2020)。

¹¹ 補充說明的是，Finkelstein (1992) 是首篇彙集 CEO 權力來源與量化可能性的學術文獻，然而當時的討論多數屬於概念性觀念。他所提供的部份指標取自田野調查，截至目前，國內外資料庫仍舊缺乏相關資訊 (例如 CEO 經歷是否符合該公司所處環境的需求、是否具有廣泛的學經歷背景、一等親與二等親的分別持股、S&P 針對 CEO 的評級)。Lisic et al. (2016) 則是延伸 Finkelstein (1992)，依據資料可取得性，建立具體的 10 項 CEO 權力量化指標。本文同樣基於資料取得考量所建立的 9 項權力指標均完全參照 Lisic et al. (2016)，僅擔任 CEO 前的任期無法透過任何方式取得資訊。

較高者，代表 CEO 的所有權權力較強。專家權力以 CEO 任期 (*Tenure*) 以及擔任 CEO 前的累積職務數 (*NumExec*) 予以衡量。這二項變數的數值愈高者，均代表較高的 CEO 專家權力。聲望權力則納入以下三項變數，分別為當年度 CEO 擔任其它公開發行公司董事 (或監察人) 的平均兼職數 (*CorpBD*)，擔任非營利事業組織董事 (或監察人) 的平均兼職數 (*NonPrftBD*)，以及菁英教育程度 (*EliteEDU*)¹²。其中 *EliteEDU* 為 0 分到 3 分的排序性學歷分數，分別為(a)大學以下學歷 (0 分)，(b)取得大學以上學歷，但該學歷非屬美國名校大學也非屬國立臺灣大學 (1 分)，(c)取得大學學歷，且該學歷係屬美國名校大學或國立臺灣大學 (2 分)，(d)取得碩博士以上文憑，且該學歷係屬美國名校或國立臺灣大學 (3 分)。無論 *CorpBD*、*NonPrftBD* 或 *EliteEDU*，其值愈高者代表聲望權力愈強。

最後，與 Lisic et al. (2016) 的作法相同，先將上述九項變數中的七項連續變數 (*RelComp*、*ShareOwn%*、*Tenure*、*NumExec*、*CorpBD*、*NonPrftBD*、*EliteEDU*) 分年依中位數轉換為 0 或 1 的指標變數。對指標變數而言 (亦即 *Duality* 與 *Founder*)，則無需轉換。最後加總前述九項指標，得到一個理論最低值為 0，最高值為 9 的 CEO 權力水準指標，並表示為 *CEOPower*。其值愈高者，代表 CEO 的權力愈強。經理人的相關資料整理自台灣經濟新報社的董監經理人學經歷資料庫。

三、審計意見購買

本文採用 Lennox (2000) 之方法，利用一套二階段的程序分析企業購買審計意見的程度。簡而言之，第一階段先透過審計報告模型 (audit reporting model) 分別估算企業「如果更換」以及「如果未更換」會計師事務所時，其分別收到修正式審計意見 (*MAO*) 的機率值，並計算該二項機率的差異值 (*OpnShop*)。第二階段再利用事務所更換模型 (audit firm switching model)，檢視該差異值 (*OpnShop*) 與事務所更換的統計關聯性。詳細程序說明如下：

(一) 審計報告模型 (audit reporting model)

本研究利用模型(3)的 Probit model 建構企業的審計報告類型。具體而言，該模型的被解釋變數 *MAO* (指標變數)，代表該企業於當年度的審計意見是否為非標準

¹² 菁英學校標準參考 Finkelstein (1992)，包括 Amherst College、Brown University、Carleton College、Columbia University、Cornell University、Dartmouth College、Harvard University、Haverford College、Johns Hopkins University、Massachusetts Institute of Technology、New York University、Northwestern University、Oberlin College、Princeton University、Stanford University、Swarthmore College、United States Military Academy、United States Naval Academy、University of California、Berkeley、University of California, Los Angeles、University of Chicago、University of Michigan、University of Pennsylvania、Wellesley College、Williams College 與 Yale University。此外，本文加入我國排名第一的國立臺灣大學做為菁英學校標準之一，以反映經地區調整的 CEO 權力指標。根據世界大學 (QS) 與高等教育泰晤士 (THE) 機構的調查報告指出，國立臺灣大學於 2021 年 (或本研究樣本期間 2015 年) 的世界排名分別為 66 名與 97 名 (本研究樣本期間則為 70 名與 167 名)，參考網址：<https://www.cheers.com.tw/talent/article.action?id=5101626>。

式審計意見。若企業取得非標準式無保留意見者，其值為 1，反之為 0。其中 Φ 代表標準常態分配的累積機率密度函數。

$$\begin{aligned} \Pr(MAO_{it} = 1) = & \Phi(\beta_0 + \beta_1 LagMAO_{it} + \beta_2 Switch_{it} + \beta_3 LagMAO_{it} \times Switch_{it} \\ & + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \beta_6 Leverage_{it} + \beta_7 Size_{it} + \beta_8 ARINV_{it} + \beta_9 Age_{it} \\ & + \beta_{10} Return_{it} + \beta_{11} Loss_{it} + \beta_{12} Current_{it} + \beta_{13} RPTLend_{it} + \beta_{14} BODShare_{it} \\ & + InteractionTerms_{it} + IndustryFE + YearFE + \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (3)$$

該模型的主要解釋變數為前期審計意見 ($LagMAO$) 與會計師事務所更換 ($Switch$)。若本期發生事務所更換者， $Switch$ 設定為 1，反之則為 0。Lennox (2000) 指出，第(3)式負值的 β_3 代表當客戶前期為非標準式審計意見 ($LagMAO$ 為 1)，倘若企業採取會計師事務所更換 ($Switch$ 為 1) 的策略，在其它條件不變的情況下，會顯著降低企業繼續取得 MAO 意見的機率。

根據 Lennox (2000)、DeFond, Wong, and Li (1999)、Chen, Chen, and Su (2001)、DeFond, Raghunandan, and Subramanyam (2002)、Chan, Lin, and Mo (2006) 以及 Chen et al. (2016) 等研究，本文盡可能控制所有潛在影響審計報告的變數。具體而言，第(3)式控制企業的獲利能力 (ROA)、營業活動現金流量 (OCF)、負債比率 ($Leverage$)、公司規模取自然對數 ($Size$)、應收帳款率與存貨占總資產比重 ($ARINV$)、公司設立年數 (Age)、當年度股票報酬率 ($Return$)、當年度是否發生虧損 ($Loss$)、流動比率 ($Current$)、關係人借貸 ($RPTLend$)、董監事持股比 ($BODShare$)。接著，依據 Lennox (2000)，本文將上述的全部控制變數，悉數皆與 $Switch$ 進行交乘，並簡稱這些交乘項變數為 $Interaction Terms$ 。此外，本文也加入產業 ($IndustryFE$) 以及年度 ($YearFE$) 的固定效果。詳細的變數定義，參見附錄 1。

另外必須強調的是，本研究關於 MAO 的定義係採用 Duh, Knechel, and Lin (2020) 的觀點。具體而言，舉凡因(1)適用新法條或規定、(2)涉及其他會計師責任、(3)會計原則變動或(4)適用新公報，而導致出具修正式審計意見者，仍將其歸類為無保留的標準式審計意見。

在完成第(3)式的估計後，我們分別估算個別公司選擇「更換」會計師事務所以及「不更換」會計師事務所的二種情況下，該企業於本期取得 MAO 的機率，並分別表示為 $\Pr(MAO_{it}^{Switch=1})$ 以及 $\Pr(MAO_{it}^{Switch=0})$ 。接著，令以下模型(4)的 $OpnShop$ 代表企業的審計意見購買變數：

$$OpnShop = \Pr(MAO_{it}^{Switch=1}) - \Pr(MAO_{it}^{Switch=0}) \quad (4)$$

第(4)式經濟意義為：在 $OpnShop$ 大於 0 (且數值愈高) 的情況下，更換會計師事務所會「提高」企業取得 MAO 的機率；據此，理性的企業會選擇不更換會計師事務所 ($Switch=0$)。相反的，若 $OpnShop$ 小於 0 (且數值愈低)，此時更換會計師事務所會「降低」企業取得 MAO 的機率；據此，理性的企業會採取更換會計師事務所 ($Switch=1$) 的策略。換言之，如果企業的確從事審計意見的購買行為，第(4)式的

OpnShop 可以解釋企業更換會計師 (*Switch*) 的決策。更具體而言，依據 Lennox (2000)，*OpnShop* 與 *Switch* 二變數存有顯著的負向關聯性。

(二)轉換事務所模型 (audit firm switching model)

本研究除了運用第(4)式的 *OpnShop* 來解釋 *Switch* 外，更重要的是檢視經營團隊能力 (*MAScore*) 以及總經理權力 (*CEOPower*) 是否與企業的更換會計師行為有關。同樣地，運用 Lennox (2000) 的研究，本文建構以下模型(5)的實證模型。

$$\begin{aligned} \Pr(\text{Switch}_{it} = 1) = & \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 \text{OpnShop}_{it} + \gamma_2 \text{MAScore}_{it} + \gamma_3 \text{CEOPower}_{it} \\ & + \gamma_4 \text{MAScore}_{it} \times \text{OpnShop}_{it} + \gamma_5 \text{CEOPower}_{it} \times \text{OpnShop}_{it} + \gamma_6 \text{ROA}_{it} \\ & + \gamma_7 \text{OCF}_{it} + \gamma_8 \text{Leverage}_{it} + \gamma_9 \text{Size}_{it} + \gamma_{10} \text{ARIV}_{it} + \gamma_{11} \text{Age}_{it} + \gamma_{12} \text{Return}_{it} \\ & + \gamma_{13} \text{Loss}_{it} + \gamma_{14} \text{Growth}_{it} + \gamma_{15} \text{Raise}_{it} + \gamma_{16} \text{AFTenure}_{it} + \gamma_{17} \text{APTenure}_{it} \\ & + \gamma_{18} \text{AFExpertise}_{it} + \gamma_{19} \text{APEExpertise} + \text{IndustryFE} + \text{YearFE} + \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (5)$$

以下先說明主要估計係數 (γ_1 、 γ_4 與 γ_5) 的經濟意義。首先，依據 Lennox (2000) 模型，*OpnShop* 與 *Switch* 為負相關 (亦即 $\gamma_1 < 0$)。其次，就 *MAScore* 與 *OpnShop* 的交乘項而言， $\gamma_4 < 0$ ($\gamma_4 > 0$) 代表經營團隊能力會強化 (減緩) 審計意見購買現象。最後，就 *CEOPower* 與 *OpnShop* 的交乘項而言， $\gamma_5 < 0$ 代表總經理權力會加劇企業的審計意見購買現象。

就控制變數而言，參考 Lennox (2000)、Chan et al. (2006)、Blouin, Grein, and Rountree (2007)、Landsman, Nelson, and Rountree (2009)、Chi and Chin (2011)、Chen et al. (2016) 等研究，第(5)式納入的控制變數為資產報酬率 (*ROA*)、營業活動現金流量 (*OCF*)、負債比率 (*Leverage*)、公司規模 (*Size*)、應收帳款與存貨占總產比重 (*ARINV*)、公司設立年數 (*Age*)、當年度股票報酬率 (*Return*)、當年度是否發生虧損 (*Loss*)、營收成長率 (*Growth*)、當年度是否發生現金增資 (*Raise*)、會計師事務所任期 (*AFTenure*)、合夥會計師任期 (*APTenure*)、簽證會計師事務所是否為產業專家 (*AFExpertise*)、簽證會計師事務所是否為產業專家 (*APEExpertise*)。本研究也進一步納入產業 (*IndustryFE*) 以及年度 (*YearFE*) 的固定效果。詳細的變數定義，參見附錄 1。

四、資料來源與樣本篩選過程

本文的所有數據皆來自台灣經濟新報社資料庫 (以下簡稱 TEJ)，樣本期間為 2006 年至 2015 年的所有上市及上櫃公司。分析數據起於 2006 年，係因 TEJ 的「董監經理人學經歷資料庫」以該年度為蒐集數據的起始年；結束於 2015 年，係因第 57 號至第 62 號審計準則公報，大幅修訂查核報告的類型。為了排除分類不一致的可能影響，所以本研究的樣本期間截止於 2015 年。表 1 彙整樣本篩選過程以及基本數據的分布狀況。

表 1 的 Panel A 說明本研究自研究期間，所有 13,865 筆上市上櫃公司的觀察值中，依序刪除(a)金融保險相關產業數據 (454 筆)，(b)當年度首次上市上櫃的樣本

(396 筆)¹³，(c)審計意見或控制變數缺失觀察值(403 筆)¹⁴，(d)經理人資料缺失的觀察值(482 筆)¹⁵，以及(d)無法估算經營團隊能力的企業(1,428 筆)¹⁶，得到最終研究樣本為 10,702 筆數據。

表 1 的 Panel B 分年報導審計意見(MAO)與更換會計師事務所(Switch)的分佈狀況。除了 2012 年與 2015 年簽發 MAO 的比率較高，其餘年度分佈尚屬一致¹⁷。而 Switch 的年分佈狀況則相當平均。樣本期間簽發 MAO 筆數為 863 筆¹⁸(佔比 8.06%)，Switch 的筆數為 294 筆(佔比 2.75%)。本文簽發 MAO 的比率與 Duh et al. (2020)與 Chin and Chi (2011)統計結果相比較高¹⁹，可能受到研究期間與認定方式差

¹³ 本文參考 Chen et al. (2016)排除首次上市上櫃的公司，避免這些企業因為審計需求改變或其他考量而更換查核事務所，與審計意見購買無關。本文透過 TEJ 公司基本資料數據庫蒐集上市上櫃日期，據以判斷每年首次上市上櫃的公司家數。

¹⁴ 本文排除被解釋變數審計意見資料(含前期或當期)缺失觀察值 23 筆，以及事務所資訊缺失 63 筆。至於其餘控制變數或橫斷面分組變數數據缺失的筆數為 317 筆，其中涵蓋參考 Kim, Li, and Zhang (2011)作法，排除當年度股票交易不滿 26 週而導致無法計算市場變數的公司年數據。以上合計刪除 403 筆資料缺失的觀察值。

¹⁵ 本研究透過資料庫搭配手工方式辨識企業的最高經理人，然而存在一些總經理資料缺失或無法有效辨識的情況。例如：一家公司同期間有多個總經理且經手工判斷仍無法分辨最高經理人者、正值總經理更換期間而未有最高經理人、總經理學經歷背景資訊揭露不足導致無法判斷權力指標、任期資料缺失或 TEJ 資料庫無提供該公司高管資訊等狀況，這部份合計排除 482 筆觀察值。

¹⁶ 以 DEA 模型估計決策單位(DMU；本研究之公司年)的經營效率時，本研究參考過去文獻以 0 取代投入要素缺失值者(Bates, Kahle, and Stulz, 2009)。然而，實際計算時若某筆數據有過多的投入要素同時為 0，容易產生該筆數據無法估計效率值的問題，因此排除的觀察值有 1,428 筆。其中常見狀況為研發費用(R&D)、無形資產(Other Intan)與商譽(Goodwill)同時為 0 者。特別說明的是，根據生產效率方法論的文獻指出，利用數值平移的方式可以改善 DEA 無法估計效率值的問題，然而這樣的作法也可能提高估計的偏誤程度(Zhu and Cook, 2007)。事實上，我們也針對文獻提出的可能作法，將所有 DEA 要素值平移(加上 10)後估計新的經營團隊能力，並以擴大樣本重新執行測試，結果顯示不論經營團隊能力或 CEO 權力對審計意見購買行為的影響均與主測試一致(結果列式於表 8 第 2 欄之採用擴大樣本的測試結果)。

¹⁷ 本文調查 2012 年與 2015 年 379 筆公司年的 MAO 類型，次數前五高者依序為強調重大事項(249 筆)、財務報表重編相關(73 筆)、虧損與流動性問題(31 筆)、重大訴訟進行(21 筆)、繼續經營假設疑慮(16 筆)，與整體樣本的分佈接近，並未發現異常。本文也考量 2012 年與 2015 年可能受到調整至 IFRS 以及新式查核報告的特殊影響，將二個年度分別或同時刪除後重新執行分析，結果與表 4 主測試一致。

¹⁸ 本文依循 Duh et al. (2020)定義非標準式審計意見(MAO=1)，將四類未實質傷害審計品質的意見類型予以重新分類為非 MAO 之審計意見。這些原因包含適用新法規(1,600 筆)、提及其他會計師之責任(3,445 筆)、會計原則變動(1,600 筆)、適用新公報而影響財報一致性或可比性(1,510 筆)。在排除前述無實質傷害的意見類型後，最終得到 MAO 數據 863 筆。其中，牽涉保留意見的筆數有 3 筆、無法表示意見的筆數亦有 3 筆，其餘 857 筆均為修正式無保留意見類型。若將 863 筆 MAO 依照簽發原因細分，依筆數的多寡排序後，數量達 20 筆以上的分別為：強調重大事項(419 筆)、財務報表重編相關(158 筆)、虧損與流動性問題(104 筆)、繼續經營假設有疑慮(96 筆)、客戶有重大訴訟案件進行(74 筆)、客戶發生違約、逾期、紓困、展延或跳票情事(47 筆)。其餘筆數小於 20 筆的有：長投或子公司未查核、未依權益法認列、損益認列期間錯誤、長投或不動產損益認列錯誤、壞帳未提列或應收帳款收現性有疑慮、存貨盤點錯誤、資產或負債高低估、重新簽發審計意見、前期長期投資未查核或由其他會計師查核、無法取得足夠證據與其他事項等。需特別說明的是，一個 MAO 可能同時牽涉多個原因，因此前述原因類型的總和並不等於本研究 MAO 的總數(863 筆)。

¹⁹ Duh et al. (2020)的 MAO 比率為 2.6%，研究期間 2008 年至 2011 年，與本文並不相同。此外他們的研究刪除了未回覆問卷的事務所樣本，以及為了將三個審計品質模型調整至一致的樣本規模，進而刪除高達二

異的影響，但是若與 Chen et al. (2016)比較則相當接近。至於有更換會計師事務所 ($Switch=1$)的比率為 2.75%，與臺灣資料的文獻相當(例如 Chi, Lisic, Myers, Pevzner, and Seidel (2022)調查臺灣 2006 年至 2017 年的統計數據為 2.62%)。

表 1 樣本篩選過程及基本數據的分布狀況

Panel A: 樣本篩選過程					
	篩選條件				資料筆數
2006 年至 2015 年的所有上市上櫃數據 (以公司搭配年度為基礎)					13,865
刪除數據：					
	金融保險相關服務業				(454)
	首次上市上櫃企業				(396)
	審計意見或控制變數資料缺失				(403)
	總經理資料缺失				(482)
	無法估算經營團隊能力 (詳見註腳 16 說明)				(1,428)
最終樣本					10,702
Panel B: 樣本分佈狀況					
年度	審計意見		是否更換會計師事務所		合計數
	MAO=0	MAO=1	Switch=0	Switch=1	
2006	862	49	884	27	911
2007	910	52	914	48	962
2008	905	73	943	35	978
2009	943	59	971	31	1,002
2010	975	58	1,004	29	1,033
2011	1,019	75	1,073	21	1,094
2012	861	264	1,101	24	1,125
2013	1,108	59	1,143	24	1,167
2014	1,133	59	1,162	30	1,192
2015	1,123	115	1,213	25	1,238
合計數	9,839	863	10,408	294	10,702
(比率)	(91.94%)	(8.06%)	(97.25%)	(2.75%)	(100%)

成的觀察值，可能使 MAO 比率缺乏可比較性。而 Chi and Chin (2011)的 MAO 比率為 4.73%，研究期間 1983 年至 2004 年。由於早期訴訟風險較低、審計監管較寬鬆，簽發 MAO 的機率可能較低。除前述原因之外，本文在辨認過程中，若一筆 MAO 同時具有多起原因時將一併考量，亦即只要任一原因牽涉傷害審計品質的類型，則認定為 MAO。此舉也可能是本文 MAO 比率稍高於過去文獻的因素之一。

圖 1 以年度為橫軸，將樣本依據前期審計意見 (*LagMAO*) 予以分組。具體而言，實線代表 *LagMAO* 為 1 並於次期選擇更換會計師事務所的樣本比率；虛線代表 *LagMAO* 為 0 但企業於次期選擇更換會計師事務所的樣本比率。由圖 1 可以發現，各年度實線高度均高於虛線高度，表示前期收到 MAO 的企業較傾向更換事務所。換言之，圖 1 初步說明 Lennox (2000) 模型在臺灣的審計市場有一定程度的適用性。

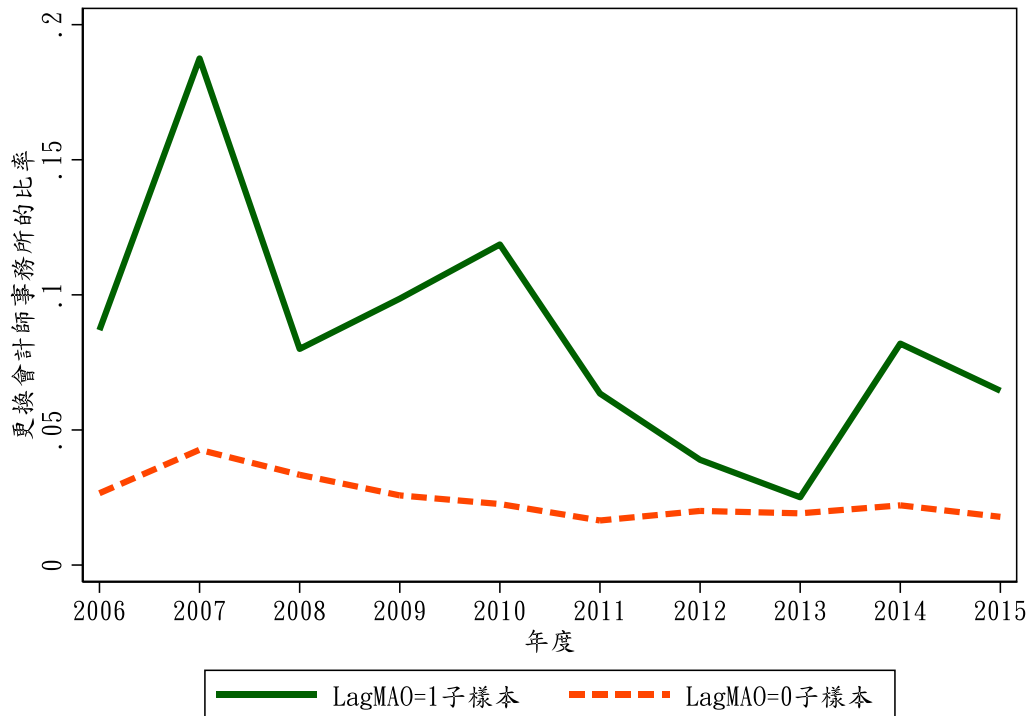


圖 1 更換會計師事務所的比率

肆、實證結果

一、敘述性統計

表 2 Panel A 提供研究變數的敘述統計量。被解釋變數 (*MAO*、*Switch*) 的統計量不再贅述。主要解釋變數經營團隊能力 (*MAScore*) 的平均數為 4.440 (本研究將經營團隊能力區分為 0 至 9 共十組)。我們也提供 *MAScore* 原始殘差值的平均數與中位數分別為 -0.003 與 -0.018，與文獻相當接近 (Wang et al., 2017)。而總經理權力 (*CEOPower*) 的平均數與中位數分別為 2.732 分與 3 分 (本研究的 *CEOPower* 值域介於 0 至 9 分之間)，最小值為 0 分，而最大值僅為 8 分，係因未有公司在所有權力項目都拿到分數，此現象與美國市場的調查亦屬相當 (Lisic et al., 2016)。

表 2 敘述性統計量 (n=10,702)

Panel A: 敘述性統計量							
Variables	Mean	S.D.	Min	Q1	Median	Q3	Max
MAO	0.081	0.272	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
LagMAO	0.076	0.265	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Switch	0.027	0.163	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
MAScore	4.440	2.874	0.000	2.000	4.000	7.000	9.000
CEOPower	2.732	1.503	0.000	2.000	3.000	4.000	8.000
ROA	0.047	0.095	-0.283	0.005	0.048	0.098	0.304
OCF	0.069	0.098	-0.244	0.013	0.067	0.126	0.334
Leverage	0.408	0.175	0.062	0.275	0.409	0.530	0.872
Size	15.347	1.418	12.583	14.340	15.148	16.149	19.804
ARINV	0.317	0.170	0.008	0.191	0.311	0.429	0.766
Age	28.136	12.570	7.000	18.000	26.000	37.000	60.000
Return	0.021	0.368	-0.940	-0.206	-0.000	0.232	1.084
Loss	0.222	0.415	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Current	2.586	2.271	0.424	1.373	1.886	2.882	15.284
RPTLend	0.010	0.026	0.000	0.000	0.000	0.005	0.169
BODShare	0.205	0.134	0.040	0.109	0.165	0.261	0.663
Growth	0.057	0.290	-0.572	-0.096	0.024	0.155	1.411
Raise	0.142	0.350	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
AFTenure	12.601	6.958	1.000	7.000	12.000	17.000	29.000
APTenure	3.075	1.741	1.000	2.000	3.000	4.000	7.000
AFExpertise	0.543	0.498	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
APExpertise	0.113	0.316	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000

Panel B: 依MAScore分數分組的平均數檢定

分數	(1)	(2)	(3)	(4)
	Full Sample Switch 平均數(n.)	LagMAO=1 Switch 平均數(n.)	LagMAO=0 Switch 平均數(n.)	(2)-(3) 平均數檢定
0	0.037 (1,154)	0.105 (114)	0.030 (1,040)	0.075***
1	0.025 (1,062)	0.061 (98)	0.022 (964)	0.039**
2	0.031 (1,080)	0.085 (82)	0.026 (998)	0.059***
3	0.027 (1,048)	0.082 (85)	0.022 (963)	0.061***
4	0.025 (1,058)	0.050 (80)	0.022 (978)	0.028
5	0.041 (1,086)	0.073 (82)	0.039 (1,004)	0.034
6	0.023 (1,083)	0.017 (60)	0.023 (1,023)	-0.007
7	0.019 (1,045)	0.017 (59)	0.019 (986)	-0.002
8	0.022 (1,097)	0.058 (69)	0.019 (1,028)	0.039**
9	0.023 (989)	0.069 (87)	0.019 (902)	0.050***
合計	0.027 (10,702)	0.066 (816)	0.024 (9,886)	0.042***

Panel C: 依CEOPower分數分組的平均數檢定

分數	(1)	(2)	(3)	(4)
	Full Sample Switch 平均數(n.)	LagMAO=1 Switch 平均數(n.)	LagMAO=0 Switch 平均數(n.)	(2)-(3) 平均數檢定
0	0.035 (659)	0.000 (47)	0.038 (612)	-0.038
1	0.035 (1,672)	0.084 (143)	0.030 (1,529)	0.054***
2	0.028 (2,550)	0.061 (197)	0.025 (2,353)	0.035***
3	0.030 (2,617)	0.072 (180)	0.027 (2,437)	0.045***
4	0.025 (1,872)	0.067 (149)	0.021 (1,723)	0.046***
5	0.016 (956)	0.103 (68)	0.009 (888)	0.094***
6	0.003 (292)	0.000 (26)	0.004 (266)	-0.004
7	0.000 (73)	0.000 (6)	0.000 (67)	0.000
8	0.000 (11)	-	0.000 (11)	-
合計	0.027 (10,702)	0.066 (816)	0.024 (9,886)	0.042***

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 相關變數定義參考附錄 1。

以下介紹本文控制變數的敘述性統計。*ROA* 與 *OCF* 平均值為 4.7% 與 6.9%，負債比率 (*Leverage*) 與關係人借貸占總資產比重 (*RPTLend*) 的平均值分別 40.8% 以及 1%，董監持股比 (*BODShare*) 平均佔比約為二成，*Current* 平均約 2.5 倍，*Size* 的平均值為 15.347，應收與存貨佔資產比重 (*ARINV*) 平均值為 0.317，公司成立年數 (*Age*) 平均 28 年，*Return* 平均值為 2%，虧損企業 (*Loss*) 約占二成，*Growth* 平均值為 5.7%，當年度增發新股 (*Raise*) 的企業約為 14%。事務所任期 (*AFTenure*) 與簽證會計師任期 (*APTenure*) 的平均值分別為 12.6 年與 3.075 年，另外，約有五成的樣本由產業專家會計師事務所查核 (*AFExpertise*)，一成的樣本則由產業專家合夥會計師提供簽證審計服務 (*APExpertise*)。前述控制變數的統計量大致都與近期我國數據的研究相符 (余駿展、謝安軒與黃華偉，2022；Chen et al., 2016; Chi, Lisic, Myers, Pevzner, and Seidel, 2019; Chi et al., 2022; Chou, Pittman, and Zhuang, 2021; Huang, Chen, Kaplan, and Lin, 2021)。為了減輕離群值的影響，本文所有連續變數均經過溫賽化 (winsorize) 1% 與 99% 處理。

表 2 Panel B 報導 *MAScore* 各分數組別 (0 至 9) 對應的觀察值與 *Switch* 平均數，同時依 *LagMAO* 區分子樣本後進行調查。第(1)欄整體樣本的統計顯示 *MAScore* 各組觀察值數接近。第(2)欄以 *LagMAO*=1 為子樣本的調查大致發現經營團隊能力愈低組與愈高組的 *Switch* 平均數有較高的趨勢。*MAScore* 最低組 (0) 的 *Switch* 平均數達到 10.5%，而次高組 (8) 與最高組 (9) 同樣得到不低的 *Switch* 平均數 (0.058 與 0.069)。第(3)欄以 *LagMAO*=0 為子樣本的調查結果，則未發現顯著的趨勢。第(4)欄則為前述兩組子樣本的平均數差異檢定，結果顯示 *MAScore* 愈低組或愈高組的 *Switch* 平均數差異值 (第 2 欄減去第 3 欄) 均顯著較高，初步驗證經營團隊能力對審計意見購買行為可能同時有正面與負面的影響，支持假說 1 的觀點。而兩者嚴謹的關聯性仍需要透過後續的迴歸分析予以觀察。

表 2 Panel C 依相同邏輯調查 *CEOPower* 各分數組別 (0 至 9) 的狀況。第(1)欄各組別觀察值的分布與 Lisic et al. (2016) 相當²⁰。第(2)欄以 *LagMAO*=1 為子樣本的調查發現 *CEOPower* 愈高，*Switch* 的比重有些微提升趨勢。相反的，第(3)欄則顯示 *CEOPower* 愈高，*Switch* 的比重明顯愈低。第(4)欄的統計結果，除了 *CEOPower* 大於或等於 6 分的組別，因為較缺乏觀察值與 *Switch* 事件而無法比較之外，大致發現 *CEOPower* 愈高組的 *Switch* 平均數差異 (第 2 欄減去第 3 欄) 愈大 (達傳統顯著水準)。例如 *CEOPower* 在 5 分組的 *Switch* 平均數差異達到 9.4% (=0.103 - 0.009) (p 值 < 0.01)，相反的 *CEOPower* 在 1 分組的差異為 -3.8% (但未達統計顯著性)，初步支持假說 2 的觀點。

²⁰ Lisic et al. (2016) 調查美國的情況，多數的 CEO 權力指數集中在 3 至 4 分 (他們採用 10 項指標，實際的分數範圍為 0 至 9 分)。本文調查臺灣市場的情況顯示多數 CEO 權力指數集中在 2 至 3 分 (本文採用 9 項指標，實際的分數範圍為 0 至 8 分)，1 分差距可能來自於指標數的差異，應為合理的狀況。

表 3 提供相關係數矩陣。*MAO*、*Switch* 與大部份變數的單變量關係與文獻接近 (Chen et al., 2016)，其中 *Switch* 與 *LagMAO* 正相關，同樣說明事務所層級審計意見購買的情形。而 *MAScore* 與被解釋變數 *MAO* 或 *Switch* 均為負相關，初步說明經營團隊能力愈高，收到不利意見或更換事務所的情況較少。至於 *CEOPower* 與 *MAO* 單變量檢定不相關，但是與 *Switch* 為負相關。就共線性問題而言，除了第(3)式的 *ROA* 與 *Loss* 因定義關係而存在較高的負相關性 (-0.720)，第(3)式或第(5)式所有解釋變數之間的相關係數絕對值均小於 0.7。此外，未製表的結果顯示，第(3)式或第(5)式每一個解釋變數與其他變數的偏相關係數絕對值均小於 0.06。最後，若以 OLS 執行第(3)式或第(5)式，所有解釋變數的 VIF 值也都小於 6.23，符合 Hair, Anderson, Tatham, and Black (1998)建議的臨界值 10 門檻，說明共線性的問題並不嚴重。

二、事務所層級的審計意見購買實證結果

表 4 的第(1)欄與第(2)欄分別提供模型(3)與部分模型(5)的實證結果，完整的模型(5)留待表 5 再予以陳述。第(2)欄的本質係以臺灣數據重新複製 Lennox (2000)的模型。就筆者所知，並沒有已發表的學術文章驗證該模型的有效性；據此，本研究先驗證該模型在臺灣的適用性。

表 4 第(1)欄審計報告模型的實證結果如下。首先，*LagMAO* 的估計係數 (2.778) 為顯著正值 (p 值 $< 1\%$)，這代表審計意見有相當程度持續性。其次，*LagMAO* 與 *Switch* 交乘項的估計係數 (-1.688) 為顯著負值 (p 值 $< 1\%$)，換言之，當前期審計意見為非標準式 (*LagMAO* 為 1) 時，更換會計師事務所會顯著降低企業繼續取得非標準式審計意見的可能性。第三，其餘的控制變數而言，整體看來，與過去文獻相比並未發現有明顯不一致的現象 (Chen et al., 2016)。我們透過表 4 的結果與模型(4)計算審計意見購買變數 (*OpnShop*)，其平均數與中位數分別為 -0.006 與 -0.005，也與文獻相當接近 (Chen et al., 2016)。

表 4 第(2)欄提供 Lennox (2000)模型的驗證結果。具體而言，*OpnShop* (估計係數 -0.838， p 值 $< 1\%$)與被解釋變數 *Switch* 呈現顯著的負相關。這意謂在其它條件不變的情況下，當企業取得不利的審計意見後，會提高他們更換會計師事務所的傾向。換言之，這個實證結果支持 Lennox (2000)模型在臺灣審計市場的適用性。就經濟顯著性而言，*OpnShop* 由樣本的最小值 (-0.544) 提高到最大值 (0.596) 時，*Switch* 的機率將由 4.25%降低到 0.37%，對於 *Switch* 的樣本平均數 2.7%而言，有相當大程度的影響。

三、經營團隊能力與總經理權力對審計意見購買的影響

表 5 報導經營團隊能力與總經理權力與審計意見購買之關聯性。基於本研究的宗旨，我們關心 *OpnShop* × *MAScore* 以及 *OpnShop* × *CEOPower* 的估計係數，其中前者捕捉經營團隊能力對審計意見購買的影響，而後者則檢視 CEO 權力對審計意見購買的影響。

表 3 相關係數矩陣 (n=10,702)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
(1)MAO	1	0.351 [#]	0.036 [#]	-0.045 [#]	0.001	-0.140 [#]	-0.091 [#]	0.155 [#]	0.018 [#]	-0.072 [#]	0.008	-0.049 [#]	0.160 [#]	-0.144 [#]	0.015	-0.036 [#]	-0.067 [#]	0.075 [#]	-0.011	-0.007	0.016	-0.108 [#]
(2)LagMAO	0.351 [#]	1	0.068 [#]	-0.033 [#]	-0.006	-0.101 [#]	-0.080 [#]	0.120 [#]	0.008	-0.073 [#]	0.004	0.011	0.109 [#]	-0.106 [#]	0.013	-0.008	-0.053 [#]	0.102 [#]	-0.029 [#]	0.007	0.001	0.036 [#]
(3)Switch	0.036 [#]	0.068 [#]	1	-0.022 [#]	-0.035 [#]	-0.078 [#]	-0.066 [#]	0.023 [#]	-0.087 [#]	-0.037 [#]	-0.010	-0.021 [#]	0.077 [#]	-0.032 [#]	0.002	0.019 [#]	-0.026 [#]	0.066 [#]	-0.070 [#]	-0.047 [#]	-0.011	-0.059 [#]
(4)MAScore	-0.045 [#]	-0.033 [#]	-0.022 [#]	1	-0.020 [#]	0.233 [#]	0.127 [#]	-0.072 [#]	0.077 [#]	0.113 [#]	0.006	0.057 [#]	-0.174 [#]	0.097 [#]	0.005	-0.004	0.091 [#]	-0.023 [#]	0.015	0.009	-0.027 [#]	0.028 [#]
(5)CEOPower	0.001	-0.004	-0.038 [#]	-0.012	1	0.005	0.012	0.010	0.094 [#]	0.014	0.037 [#]	-0.015	0.001	-0.009	-0.003	-0.050 [#]	-0.011	-0.039 [#]	0.091 [#]	-0.014	-0.030 [#]	0.005
(6)ROA	-0.174 [#]	-0.122 [#]	-0.102 [#]	0.220 [#]	-0.003	1	0.559 [#]	-0.267 [#]	0.102 [#]	0.108 [#]	-0.063 [#]	0.304 [#]	-0.720 [#]	0.297 [#]	-0.006	0.058 [#]	0.395 [#]	-0.033 [#]	-0.038 [#]	0.028 [#]	0.001	0.066 [#]
(7)OCF	-0.097 [#]	-0.092 [#]	-0.072 [#]	0.109 [#]	0.010	0.556 [#]	1	-0.236 [#]	0.097 [#]	-0.099 [#]	-0.103 [#]	0.167 [#]	-0.379 [#]	0.179 [#]	0.021 [#]	0.030 [#]	0.108 [#]	-0.096 [#]	-0.025 [#]	-0.004	-0.010	0.062 [#]
(8)Leverage	0.181 [#]	0.142 [#]	0.034 [#]	-0.077 [#]	0.008	-0.272 [#]	-0.234 [#]	1	0.313 [#]	0.285 [#]	0.150 [#]	-0.045 [#]	0.151 [#]	-0.786 [#]	0.095 [#]	-0.053 [#]	0.066 [#]	0.055 [#]	0.089 [#]	-0.033 [#]	-0.012	-0.037 [#]
(9)Size	0.025 [#]	0.012	-0.086 [#]	0.058 [#]	0.111 [#]	0.124 [#]	0.121 [#]	0.297 [#]	1	-0.075 [#]	0.284 [#]	0.013	-0.168 [#]	-0.298 [#]	0.234 [#]	-0.195 [#]	0.086 [#]	-0.071 [#]	0.334 [#]	0.005	0.059 [#]	0.062 [#]
(10)ARINV	-0.067 [#]	-0.069 [#]	-0.037 [#]	0.105 [#]	0.005	0.100 [#]	-0.143 [#]	0.275 [#]	-0.102 [#]	1	-0.030 [#]	0.021 [#]	-0.127 [#]	-0.053 [#]	0.001	-0.006	0.125 [#]	-0.015	-0.049 [#]	-0.005	-0.058 [#]	-0.023 [#]
(11)Age	0.011	0.007	-0.009	0.001	0.033 [#]	-0.027 [#]	-0.087 [#]	0.134 [#]	0.296 [#]	-0.078 [#]	1	0.045 [#]	-0.074 [#]	-0.169 [#]	0.060 [#]	-0.055 [#]	-0.052 [#]	-0.172 [#]	0.394 [#]	0.010	0.100 [#]	-0.080 [#]
(12)Return	-0.044 [#]	0.011	-0.000	0.057 [#]	-0.028 [#]	0.224 [#]	0.121 [#]	-0.035 [#]	-0.035 [#]	0.029 [#]	-0.026 [#]	1	-0.214 [#]	0.050 [#]	0.016 [#]	0.031 [#]	0.215 [#]	0.048 [#]	0.024 [#]	-0.025 [#]	0.017 [#]	0.000
(13)Loss	0.160 [#]	0.109 [#]	0.077 [#]	-0.174 [#]	0.001	-0.703 [#]	-0.359 [#]	0.164 [#]	-0.160 [#]	-0.127 [#]	-0.078 [#]	-0.134 [#]	1	-0.199 [#]	-0.020 [#]	-0.047 [#]	-0.300 [#]	0.066 [#]	-0.042 [#]	-0.033 [#]	-0.035 [#]	-0.046 [#]
(14)Current	-0.075 [#]	-0.046 [#]	-0.016	0.042 [#]	-0.020 [#]	0.117 [#]	0.052 [#]	-0.641 [#]	-0.243 [#]	-0.221 [#]	-0.119 [#]	0.007	-0.053 [#]	1	-0.124 [#]	0.032 [#]	-0.024 [#]	-0.035 [#]	-0.096 [#]	0.049 [#]	-0.004	0.031 [#]
(15)RPTLend	0.003	0.001	0.014	0.030 [#]	-0.038 [#]	0.028 [#]	0.020 [#]	0.028 [#]	0.043 [#]	0.082 [#]	-0.061 [#]	0.019 [#]	-0.026 [#]	-0.047 [#]	1	0.111 [#]	0.037 [#]	-0.024 [#]	0.058 [#]	-0.040 [#]	0.010	-0.007
(16)BODShare	-0.025 [#]	-0.002	0.022 [#]	0.015	-0.064 [#]	0.060 [#]	0.041 [#]	-0.031 [#]	-0.121 [#]	-0.038 [#]	-0.069 [#]	0.004	-0.047 [#]	0.017 [#]	0.177 [#]	1	0.027 [#]	0.019 [#]	-0.081 [#]	0.006	0.053 [#]	0.011
(17)Growth	-0.048 [#]	-0.034 [#]	-0.008	0.077 [#]	-0.016 [#]	0.342 [#]	0.064 [#]	0.050 [#]	0.049 [#]	0.124 [#]	-0.073 [#]	0.150 [#]	-0.239 [#]	-0.038 [#]	0.042 [#]	0.031 [#]	1	0.104 [#]	-0.059 [#]	-0.017 [#]	0.004	0.014
(18)Raise	0.075 [#]	0.102 [#]	0.066 [#]	-0.023 [#]	-0.042 [#]	-0.062 [#]	-0.113 [#]	0.056 [#]	-0.061 [#]	-0.011	-0.164 [#]	0.074 [#]	0.066 [#]	-0.005	-0.007	0.011	0.123 [#]	1	-0.172 [#]	0.002	-0.035 [#]	0.027 [#]
(19)MFTenure	-0.009	-0.026 [#]	-0.070 [#]	0.012	0.095 [#]	-0.009	-0.013	0.084 [#]	0.345 [#]	-0.067 [#]	0.412 [#]	-0.035 [#]	-0.046 [#]	-0.059 [#]	-0.050 [#]	-0.079 [#]	-0.081 [#]	-0.167 [#]	1	0.084 [#]	0.068 [#]	0.003
(20)MFTenure	-0.008	0.008	-0.045 [#]	0.010	-0.010	0.024 [#]	-0.006	-0.033 [#]	0.004	-0.008	0.010	-0.055 [#]	-0.035 [#]	0.049 [#]	-0.010	0.009	-0.020 [#]	0.000	0.092 [#]	1	0.008	0.036 [#]
(21)MFTExpense	0.016	0.001	-0.011	-0.027 [#]	-0.030 [#]	0.007	-0.006	-0.015	0.062 [#]	-0.055 [#]	0.111 [#]	-0.002	-0.035 [#]	0.013	-0.002	0.056 [#]	-0.003	-0.035 [#]	0.076 [#]	0.007	1	0.027 [#]
(22)MFTExpense	-0.108 [#]	0.036 [#]	-0.059 [#]	0.028 [#]	0.009	0.068 [#]	0.063 [#]	-0.043 [#]	0.065 [#]	-0.023 [#]	-0.072 [#]	-0.003	-0.046 [#]	0.004	-0.001	0.011	0.006	0.027 [#]	0.007	0.033 [#]	0.027 [#]	1

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。
 2. 上標[#]表示達到 10%的雙尾顯著水準。
 3. 左下角與右上角分別為 Pearson 與 Spearman 相關係數值。

表 4 審計意見購買模型

Variables	(1) Y=MAO		(2) Y=Switch	
	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)
<i>LagMAO</i>	2.778***	(22.13)		
<i>Switch</i>	-1.225	(-0.48)		
<i>Switch×LagMAO</i>	-1.688***	(-3.49)		
<i>OpnShop</i>			-0.838***	(-2.73)
<i>ROA</i>	-1.570*	(-1.75)	-1.136**	(-2.21)
<i>OCF</i>	-0.169	(-0.28)	-0.527	(-1.46)
<i>Leverage</i>	2.870***	(7.79)	0.567***	(3.16)
<i>Size</i>	-0.008	(-0.22)	-0.172***	(-6.45)
<i>ARINV</i>	-1.321***	(-3.71)	-0.930***	(-4.58)
<i>Age</i>	-0.003	(-0.59)	0.005**	(2.00)
<i>Return</i>	-0.054	(-0.63)	0.043	(0.79)
<i>Loss</i>	0.394***	(2.90)	0.004	(0.04)
<i>Current</i>	0.003	(0.12)		
<i>RPTLend</i>	1.233	(0.69)		
<i>BODShare</i>	-0.747**	(-2.19)		
<i>Growth</i>			0.068	(0.71)
<i>Raise</i>			0.245***	(3.50)
<i>AFTenure</i>			-0.015***	(-3.35)
<i>APTenure</i>			-0.049***	(-2.75)
<i>AFExpertise</i>			-0.216***	(-4.13)
<i>APExpertise</i>			-0.021	(-0.23)
<i>Switch×ROA</i>	1.299	(0.48)		
<i>Switch×OCF</i>	-0.470	(-0.21)		
<i>Switch×Leverage</i>	3.227***	(2.67)		
<i>Switch×Size</i>	-0.027	(-0.18)		
<i>Switch×ARINV</i>	-0.365	(-0.29)		
<i>Switch×Age</i>	-0.009	(-0.58)		
<i>Switch×Return</i>	0.082	(0.40)		
<i>Switch×Loss</i>	0.662	(1.06)		
<i>Switch×Current</i>	0.172*	(1.90)		
<i>Switch×RPTLend</i>	12.845	(1.64)		
<i>Switch×BODShare</i>	-0.008	(-0.54)		
Intercept	-4.077***	(-4.96)	0.823	(1.51)
Year FE	Yes		Yes	
Industry FE	Yes		Yes	
Firm cluster	Yes		Yes	
n	10,702		10,702	
pseudo R ²	0.276		0.126	
p-value	0.000		0.000	

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量，*、**、***分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1、< 0.05 與 < 0.01。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果，並針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。

首先，表 5 第(1)欄 *OpnShop*×*MAScore* 與 *Switch* 顯著正相關（估計係數 0.258， p 值 $<1\%$ ），意謂經營團隊能力愈高，會降低審計意見購買的行為。其次，第(2)欄 *OpnShop*×*CEOPower* 與 *Switch* 顯著負相關，這代表 CEO 權力愈高，在其他條件不變的情況下，會提高企業從事審計意見購買的傾向。最後，第(3)欄為完整的模型(5)分析，實證結果與前二欄的係數與顯著性均相當接近，這意謂經營團隊能力與 CEO 權力各自對審計意見購買產生完全相反的影響，並且不受到另一變數的干擾。表 5 的結果支持假說 1 與假說 2 的觀點。

我們以表 5 第(3)欄為例，說明經濟顯著性的評估結果。當其餘變數代入實際值（或平均數）的情況之下，*MAScore* 與 *CEOPower* 的平均邊際效果分別為 0.03% (0.02%)與 -0.23% (-0.36%)，*CEOPower* 邊際影響程度達到 *Switch* 樣本平均數（2.7%）的一成以上，而 *MAScore* 的影響程度稍低，但仍有助於減緩審計意見購買行為。在其他條件為實際值的情況下，估算 *MAScore* 最低組（0 分）與最高組（9 分）的 *Switch* 機率分別為 2.6%與 3%，提升幅度為 0.4%。若改以估算 *CEOPower* 最低組（0 分）與最高組（8 分）的 *Switch* 機率分別為 3.7%與 1.1%，降低幅度為 2.6%²¹。

四、橫斷面的實證分析

根據管理學的研究指出，經理人特質對企業經濟後果的影響，受到外在環境不同而可能產生重大的變化（Pitcher and Smith, 2001; Sturm and Antonakis, 2015）。本小節進一步檢視資訊環境（information environment）以及產業競爭程度是否影響經理人特質與審計意見購買行為之間的關聯性，有助於理解經理人進行審計意見購買行為的外在影響因素。

（一）資訊不對稱的橫斷面分析

許多文獻已經證實資訊不對稱將產生資訊風險以及代理問題，因而投資人與債權人會要求較高的資金成本以彌補其風險（Easley, Hvidkjaer, and O'Hara, 2002）。Richardson (2000)指出在高度資訊不對稱環境中，投資人無法取得足夠資訊以監督企業，因而給予經理人更多的機會進行盈餘管理行為。Choi and Suh (2019)發現財務報表可比性品質與經理人權益薪酬的正向關聯性，會隨著資訊不對稱程度提高而增強。

²¹ 特別說明的是，表 5 第(1)欄至第(3)欄的 *OpnShop* 單獨項係數僅能表示 *MAScore* 等於 0 (第 1 欄)或 *CEOPower* 等於 0 (第 2 欄)或二者同時等於 0 (第 3 欄)時的審計意見購買情形。換言之，第(1)欄 *OpnShop* 單獨項係數顯著為負，表示能力最差的子樣本仍存在審計意見購買現象；第(2)欄 *OpnShop* 單獨項係數為不顯著正，表示權力最低的子樣本未發現審計意見購買的統計顯著性；第(3)欄 *OpnShop* 單獨項係數為不顯著負，同樣表示能力最差且權力最低的子樣本未發現審計意見購買的統計顯著現象，這可能係能力與權力互相抵銷之緣故。

表 5 經營團隊能力與總經理權力對審計意見購買的影響 (Y=Switch)

Variables	(1)		(2)		(3)	
	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)
<i>OpnShop</i>	-2.075***	(-3.92)	0.684	(1.26)	-0.614	(-0.87)
<i>MA Score</i>	0.005	(0.41)			0.004	(0.37)
<i>OpnShop</i>×<i>MA Score</i>	0.258***	(3.22)			0.248***	(2.90)
<i>CEOPower</i>			-0.065***	(-3.92)	-0.064***	(-3.89)
<i>OpnShop</i>×<i>CEOPower</i>			-0.584***	(-3.61)	-0.538***	(-3.28)
<i>ROA</i>	-1.115**	(-2.15)	-1.117**	(-2.17)	-1.103**	(-2.12)
<i>OCF</i>	-0.524	(-1.44)	-0.526	(-1.47)	-0.517	(-1.43)
<i>Leverage</i>	0.554***	(3.11)	0.572***	(3.11)	0.564***	(3.08)
<i>Size</i>	-0.171***	(-6.40)	-0.169***	(-6.23)	-0.168***	(-6.16)
<i>ARINV</i>	-0.912***	(-4.46)	-0.929***	(-4.58)	-0.914***	(-4.46)
<i>Age</i>	0.005*	(1.94)	0.006**	(2.23)	0.006**	(2.16)
<i>Return</i>	0.039	(0.72)	0.037	(0.68)	0.035	(0.64)
<i>Loss</i>	0.004	(0.04)	0.004	(0.05)	0.003	(0.03)
<i>Growth</i>	0.059	(0.62)	0.068	(0.72)	0.060	(0.63)
<i>Raise</i>	0.245***	(3.51)	0.248***	(3.50)	0.250***	(3.53)
<i>AF Tenure</i>	-0.015***	(-3.34)	-0.014***	(-3.16)	-0.014***	(-3.13)
<i>AP Tenure</i>	-0.049***	(-2.75)	-0.051***	(-2.89)	-0.051***	(-2.87)
<i>AF Expertise</i>	-0.222***	(-4.24)	-0.221***	(-4.21)	-0.227***	(-4.31)
<i>AP Expertise</i>	-0.025	(-0.26)	-0.027	(-0.28)	-0.029	(-0.30)
Intercept	0.823	(1.51)	0.908	(1.64)	0.893	(1.61)
Year FE	Yes		Yes		Yes	
Industry FE	Yes		Yes		Yes	
Firm cluster	Yes		Yes		Yes	
n	10,702		10,702		10,702	
pseudo R^2	0.128		0.133		0.135	
<i>p-value</i>	0.000		0.000		0.000	

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量，*、**、***分別表示雙尾分析下的顯著水準 $p\text{-value} < 0.1$ 、 < 0.05 與 < 0.01 。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果，並針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。

根據訊號假說，在資訊不對稱環境下，能力高的經營團隊有誘因提供更多的資訊以傳達管理風格與企業價值，降低資訊不對稱與代理問題 (Healy and Palepu, 2001)。Baik et al. (2018)證實經理人能力愈高，有助於提供更好的資訊揭露品質，降低資訊不對稱問題。換言之，高能力的經營團隊 (相較於能力低的經營團隊) 提升財務報表品質與審計品質的效果，在高度資訊不對稱環境下更為明顯，預期減緩審計意見購買行為的效果也更顯著。

Adams and Ferreira (2007)指出經理人傾向減少資訊分享，以避免受到董事會的監督。Gul and Leung (2004)指出經理人兼任總經理時，自願性揭露的財務或非財務資訊均較少，財務報表品質較差，資訊不對稱的問題也較嚴重。管理學的研究指出CEO權力可能傷害企業經營績效，並且兩者的負向關係會隨著環境不確定性與變化程度提高而增強(Boyd, 1995; Grabke-Rundell and Gomez-Mejia, 2002; Patel and Cooper, 2014)。基於經理人偏好在資訊不對稱的環境，得以避免監督與隱匿資訊，干預財務報表品質的成本更低，對績效、財報品質與審計品質的傷害預期更為嚴重。此外，在資訊不對稱的環境中，董事會能夠取得的資訊更少，發揮監督的力量更為薄弱，可能加劇高權力經理人(相較於權力低者)成功購買審計意見的機率。

基於以上說明，本文認為經營團隊能力與CEO權力對審計意見購買行為的關聯性，將隨著企業資訊不對稱程度的提高而更為明顯。為了觀察以上的推論，本文進一步將研究樣本，依據年度中位數將樣本區分為高資訊不對稱組與低資訊不對稱組，並預期在高資訊不對稱組中的MAScore以及CEOPower與審計意見購買有較強的統計關聯性。

本研究所採用衡量資訊不對稱程度的方式包含以下五項指標：相對有效價差(relative effective spread, RES)、資訊交易機率(probability of information-based trading, PIN)、股價流動性(illiquidity, ILLIQ)、股價崩跌風險(negative conditional return skewness, NCSKEW)，而第五項係以前述四項指標，經主成分分析後所建立的資訊不對稱程度綜合指數(IASY)。各項指標的詳細衡量方式、代表的含意以及統計量說明於附錄2。分組測試結果依序列示於表6 Panel A第(1)欄至(5)欄。特別說明的是，分年依中位數區分樣本的結果，可能使分組的樣本數不盡相同。

首先說明表6 Panel A經理人能力的分析結果。不論以何種資訊不對稱指標區分樣本，在高資訊不對稱環境下， $OpnShop \times MAScore$ 交乘項的估計係數均顯著大於0(p值均小於0.01)；而在低資訊不對稱環境之下的估計係數也大於0，但是未達到傳統顯著性。若以第(5)欄IASY綜合指標分組為例，跨式檢定結果顯示，高與低資訊不對稱環境相比， $OpnShop \times MAScore$ 交乘項係數差為0.312(0.363-0.051)，並且達到顯著水準(p值為0.046)，而其餘欄位的跨式檢定結果也至少均達到單尾以上的顯著性(p值介於0.06至0.15)。接著說明表6 Panel A總經理權力的分析指出，所有欄位的 $OpnShop \times CEOPower$ 交乘項係數均顯著小於0(p值<0.1)。比較資訊不對稱程度較高組與較低組的結果顯示，高資訊不對稱組下的係數均有較大的趨勢。雖然，跨式檢定的結果未能得到全部的差異檢定均符合傳統顯著水準，但仍顯示有零星的顯著差異(p值約介於0.5至0.07)。

這套分析的結果代表高能力的經營團隊，在資訊不對稱較為嚴重的環境下，所提供的資訊與財報品質顯著優於低能力者，有助於減緩審計意見購買現象。在資訊較充足的環境中，經理人能力高低對審計意見購買的影響則沒有顯著差異。而CEO

權力對審計意見購買的影響，較大程度發生於高度資訊不對稱的環境，然而在低資訊不對稱環境中仍會加劇審計意見購買的行為。表 6 Panel A 的結果隱含資訊不對稱環境對經理人的審計意見購買傾向有相當程度的影響，並且多數集中於高度資訊不對稱的環境，與預期相符。

(二) 產業競爭程度的橫斷面分析

本小節進一步檢視產業競爭環境對於企業審計意見購買行為之影響。文獻指出企業的經營風險、併購風險、經理人風險性投資以及經理人權益薪酬比重，會隨著產業競爭程度的提高而增強 (Hart, 1983; Schmidt, 1997; Zhdanov, 2007; Karuna, 2007)，進一步增加企業的盈餘管理與查核風險 (Bell, Landsman, and Shackelford, 2001; Wang and Chui, 2015)。此外，文獻指出產業競爭程度強化經營績效與經理人離職率之間的關聯性 (Farrell and Whidbee, 2003; Dasgupta, Li, and Wang, 2018)，經理人為了維持工作機會、聲譽與薪酬考量，形成較強的盈餘管理動機 (Cheng and Warfield, 2005; Shi, Sun, and Zhang, 2018)，進而提高 MAO 的機率。

另一方面，不同的經理人特質對產業競爭環境的反應也不盡相同。例如，行為學的文獻指出，人類面對高難度工作時，能力或權力愈高者會展現更高的過度自信傾向 (Griffin and Tversky, 1992; Adams et al., 2005)，而這樣的過度自信行為可能提高財務報表舞弊機率與會計師的查核風險 (Schrand and Zechman, 2012; Mitra et al., 2019)。

Finkelstein and Hambrick (1990) 發現經營團隊能力 (以團隊成員平均任期衡量) 對經營績效與營運策略持續性的正向影響，主要來自於高度競爭的電子業。Yung and Nguyen (2020) 則發現經營團隊能力與研發費用支出以及企業價值的關聯性，在高度競爭環境下呈現顯著正相關。Cheng, Lee, and Shevlin (2016) 也證實經營團隊能力對抑制盈餘管理的效果，在產業競爭環境中更為明顯。Haleblian and Finkelstein (1993) 發現經營團隊能力 (以團隊規模衡量) 對經營績效的正向關聯，在高度競爭的電腦產業中更為顯著。Cornaggia et al. (2017) 發現經營團隊能力與信用評等的正向關聯，在產業競爭環境中更為加劇。

Haleblian and Finkelstein (1993) 檢視 CEO 權力與經營績效的負向關聯，同樣在高度競爭的電腦產業中更為明顯。Sheikh (2019) 發現高度產業競爭環境會強化 CEO 權力與企業資訊品質的負向關係。Brochet et al. (2021) 發現 CEO 的任期 (本文的權力指標之一) 愈長將傷害企業價值 (以 Tobin Q 衡量)。進一步的分析則指出長任期 CEO 意外死亡時，股價異常報酬率愈高，說明投資人對長任期的 CEO 抱持負面觀點。而前述的效果在全球化程度較高、競爭較激烈的產業環境下愈為明顯。

綜上所述，基於企業收到 MAO 會提高經理人被解雇的可能性 (Lennox, 1998)，權力高的經理人有誘因在競爭環境中避免收到 MAO，預期增加審計意見購買的行為。而在競爭環境中，經營團隊能力對經營績效與盈餘品質的影響更為明顯，減緩

審計意見購買的效益可能較強。我們預期經理人特質與審計意見購買行為的關聯性受到產業競爭程度的影響。

具體而言，本研究實際執行測試係依公司所處產業的競爭程度指標（隨產業年變化的數值），分年依據中位數將樣本區分為高競爭組與低競爭組，並預期在高競爭組中的 *MAScore* 或 *CEOPower* 與審計意見購買有較強的關聯性。

本研究所採用的產業競爭程度衡量方式包含以下五項指標：賀芬達指數 (*HHI*)、市場集中程度 (*CON4*)、產業正 *ROA*⁺ 的持續性 (*Persist*)、產業同質性指標 (*HOMO*)，而第五項係以前述四項指標經主成分分析後所建立的產業競爭程度綜合指數 (*COMP*)²²。各項指標的詳細衡量方式、代表的含意以及統計量說明於附錄 3，大致上這些指標的統計量均與文獻接近。分組測試結果依序列示於表 6 Panel B 第(1)欄至(5)欄。特別說明的是，產業競爭程度係屬於產業年的變數，分年依中位數區分樣本的結果，可能使分組的樣本數不盡相同。

以下說明表 6 Panel B 經營團隊能力的分析結果。不論以何種方式衡量產業競爭程度，低競爭組或高競爭組的 *OpnShop*×*MAScore* 交乘項係數均顯著大於 0 (*p* 值均 <0.1)。而兩組相比之下，高競爭組下的係數有較大的趨勢，但是跨式檢定結果未發現兩組具有顯著差異。接著說明表 6 Panel B 總經理權力的分析指出，在高競爭組之下，*OpnShop*×*CEOPower* 交乘項的估計係數均顯著小於 0 (*p* 值均 <0.01)；而在低競爭組之下的估計係數也小於 0，雖然未達傳統顯著性，*p* 值亦介於 0.1 至 0.2，表示仍有相當程度的解釋力。若以第(5)欄 *COMP* 綜合指標分組為例，跨式檢定結果顯示高競爭與低競爭組的 *OpnShop*×*CEOPower* 交乘項係數差值為 -0.415 (-0.791-(-0.376))，並且達到顯著水準 (*p* 值為 0.09)，而其餘欄位的跨式檢定也多數符合傳統顯著水準 (*p* 值 <0.1)。

這套分析的結果代表經營團隊能力對審計意見購買的影響，雖然較大程度發生於高度競爭的產業環境，但是在低競爭產業中仍具有影響。事實上，Jensen and Meckling (1976)指出，相較於競爭環境，即使獨占廠商同樣有降低代理問題的需求，也提供誘因以刺激優秀的經理人提高績效與財務報表品質。Cornaggia et al. (2017)也發現經營團隊能力與信用評等的正向關聯，雖然在產業競爭環境中較為明顯，但是在較不競爭的環境中依然維持顯著正相關。據此，高能力的經營團隊在低競爭環境中，仍然持續投入努力以便能提高經營績效與盈餘品質，同樣有助於減緩審計意見購買的情形。而 CEO 權力對審計意見購買的影響，在高度競爭的產業中更為顯著。這意謂在競爭環境下，CEO 面臨的壓力與誘因更高，加劇高權力 CEO 的負面影響。

表 6 整體的結果隱含資訊不對稱環境與產業特性對經理人的審計意見購買傾向有相當程度的影響，並且主要影響效果多數集中於高度資訊不對稱或高度產業競爭的環境中，與預期相符。

²² 本文也參考 Nevo (2001)以及 Karuna (2007)以產品替代性，作為產業實質競爭程度指標進行實證分析，其結果並未不同。

表 6 橫斷面的實證分析 (Y=Switch)

Variables	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	依RES分組		依PIN分組		依ILLIQ分組		依NCSKEW分組		依IASY分組	
	較低組	較高組	較低組	較高組	較低組	較高組	較低組	較高組	較低組	較高組
<i>OpnShop</i>	係數(z)	-0.646 (-0.61)	係數(z)	-1.118 (-1.09)	係數(z)	-0.860 (-0.85)	係數(z)	-0.577 (-0.57)	係數(z)	-0.267 (-0.26)
										較高組
										較低組
<i>MAScore</i>	係數(z)	0.019 (-1.53)	係數(z)	0.028* (1.86)	係數(z)	-0.010 (-0.41)	係數(z)	0.003 (0.18)	係數(z)	-0.033 (-1.41)
										較高組
										較低組
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i> (β_3)	係數(z)	0.079 (0.43)	係數(z)	0.113 (0.87)	係數(z)	0.118 (0.68)	係數(z)	0.067 (0.55)	係數(z)	0.051 (0.33)
										較高組
										較低組
<i>CEOPower</i>	係數(z)	-0.072** (-2.41)	係數(z)	-0.062** (-2.41)	係數(z)	-0.070** (-2.50)	係數(z)	-0.031 (-1.26)	係數(z)	-0.091*** (-3.21)
										較高組
										較低組
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i> (β_5)	係數(z)	-0.445** (-2.43)	係數(z)	-0.520*** (-3.51)	係數(z)	-0.518*** (-2.85)	係數(z)	-0.434* (-1.81)	係數(z)	-0.495*** (-2.88)
										較高組
										較低組
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
n	5,353	5,349	5,354	5,348	5,353	5,349	5,353	5,349	5,353	5,349
pseudo <i>R</i> ²	0.150	0.142	0.132	0.160	0.148	0.148	0.121	0.187	0.151	0.156
F-test:										
β_3 (高組) - β_3 (低組)	Coef. Diff. (F-stat.)	0.245 (2.32)	Coef. Diff. (F-stat.)	0.227 (2.31)	Coef. Diff. (F-stat.)	0.210 (2.02)	Coef. Diff. (F-stat.)	0.311* (3.31)	Coef. Diff. (F-stat.)	0.312** (4.00)
β_5 (高組) - β_5 (低組)	Coef. Diff. (F-stat.)	-0.159 (1.18)	Coef. Diff. (F-stat.)	-0.025 (0.70)	Coef. Diff. (F-stat.)	-0.013 (0.70)	Coef. Diff. (F-stat.)	-0.182* (3.17)	Coef. Diff. (F-stat.)	-0.105 (1.04)

表 6 橫斷面的實證分析 (Y=Switch) (續)

Variables	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	依HHI分組		依CON4分組		依Persist分組		依HOMO分組		依COMP分組	
	低競爭組 係數(z)	高競爭組 係數(z)	低競爭組 係數(z)	高競爭組 係數(z)	低競爭組 係數(z)	高競爭組 係數(z)	低競爭組 係數(z)	高競爭組 係數(z)	低競爭組 係數(z)	高競爭組 係數(z)
<i>OpnShop</i>	-1.237 (-1.27)	-0.194 (-0.18)	-1.092 (-1.06)	-0.291 (-0.26)	-1.122 (-1.26)	-0.173 (-0.15)	-1.613 (-1.62)	-0.345 (-0.35)	-1.148 (-1.15)	-0.063 (-0.05)
<i>MAScore</i>	0.004 (0.26)	-0.007 (-0.36)	-0.001 (-0.05)	-0.000 (-0.01)	-0.004 (-0.23)	0.015 (0.80)	0.015 (0.75)	0.003 (0.21)	0.002 (0.11)	-0.004 (-0.20)
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i> (β_3)	0.213* (1.84)	0.267** (2.13)	0.212* (1.75)	0.257** (2.19)	0.194* (1.73)	0.290** (2.04)	0.256* (1.93)	0.271** (2.35)	0.181* (1.79)	0.321** (2.16)
<i>CEOPower</i>	-0.013 (-0.55)	-0.107*** (-4.48)	-0.030 (-1.18)	-0.091*** (-4.06)	-0.049** (-2.12)	-0.075*** (-3.34)	-0.101*** (-3.95)	-0.030 (-1.34)	-0.028 (-1.15)	-0.092 (-3.91)
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i> (β_5)	-0.344 (-1.60)	-0.683*** (-2.98)	-0.362 (-1.59)	-0.662*** (-2.64)	-0.241 (-1.18)	-0.782*** (-3.43)	-0.271 (-1.35)	-0.725*** (-3.11)	-0.376 (-1.49)	-0.791*** (-2.98)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
n	5,091	5,611	5,095	5,607	5,204	5,498	4,783	5,919	5,344	5,558
pseudo R ²	0.141	0.173	0.152	0.161	0.155	0.150	0.161	0.160	0.145	0.162
F-test:										
β_3 (高組) - β_3 (低組)	0.054 (0.17)		0.045 (0.05)		0.096 (0.08)		0.015 (0.03)		0.140 (1.17)	
β_5 (高組) - β_5 (低組)	-0.339* (3.38)		-0.300 (2.38)		-0.541** (3.97)		-0.454* (2.92)		-0.415* (2.71)	

1 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量, *, **, *** 分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1, < 0.05 與 < 0.01。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果, 並針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。

伍、額外測試

一、經營團隊能力與總經理權力的相互影響

權力與能力是否相互影響以及相互影響下的經濟後果一直是管理學的重要議題，然而截至目前仍舊缺乏相關的實證證據，有必要進一步討論 (Treadway, Breland, Williams, Cho, Yang, and Ferris, 2013; Rahim, 2018)。本小節特別調查經營團隊能力與 CEO 權力的交互作用，是否以及如何影響審計意見購買行為，能夠回答重要的管理與審計議題。

管理學研究指出權力與能力可能具有互補或替代效果。權力的來源與個人能力息息相關，並且其對組織的效益也受到能力的影響而不同 (Greene and Podsakoff, 1981; Rahim, 2018)。Sturm and Antonakis (2015) 指出權力反映的企業經濟後果，受到經理人個人特質的影響。Rouwelaar, Schaepkens, and Widener (2021) 針對管理會計師所進行的問卷調查，發現其專業能力愈強，愈能對企業的決策發揮影響力。Rahim (2018) 指出領導人的能力高低將影響其權力的有效性，並且反應出不一樣的經濟後果。例如：領導人的專業能力愈佳，很可能受到下屬或董事會更多的敬重而給予經理人更高的權力，提高專業權力與聲望權力，以及提高行使權力時的允當性；反之，能力表現較差時，領導人僅能使用強制性的權力，以懲罰脅迫下屬執行其決策，容易衍生獨斷或非法行為。財務與會計文獻指出經營團隊有誘因監督與限制 CEO 的機會主義行為，並且影響 CEO 的實質權力以及產出不同的經營成果 (Acharya, Myers, and Rajan, 2011; Sturm and Antonakis, 2015; Cheng et al., 2016)。換言之，經營團隊的能力愈佳，較能有效監督 CEO 的不法行為。Mitra et al. (2019) 證實經理人的過度自信行為與審計公費的正向關係，會隨著經營團隊能力的提高而減緩，係因高能力的經營團隊提供更精準的會計資訊以及高品質的投資計畫。

另一方面，管理學的文獻也指出 CEO 能力對企業策略與產出績效的關聯性，同樣會受到 CEO 權力的高低而有所不同 (Pitcher and Smith, 2001)。Cheng et al. (2016) 發現經營團隊能力對實質營業活動盈餘管理的負向關係，在較弱的 CEO 權力環境 (以企業當年度對外招募新任 CEO 衡量) 中更為明顯。本研究認為經營團隊能力與 CEO 權力的交互作用將導致不同的審計意見購買行為。

為了觀察能力與權力的交互影響，本研究將經營團隊能力 ($MAScore$) 與 CEO 權力 ($CEOPower$) 分別依據年度中位數區分為四組：低能力低權力組、高能力低權力組、低能力高權力組、以及高能力高權力組，並且針對後三組分別建立指標變數 ($MAScore^H CEOPower^L$ 、 $MAScore^L CEOPower^H$ 、 $MAScore^H CEOPower^H$)，進行子樣本間的比較，而對照組則為低能力且低權力的子樣本 ($MAScore^L CEOPower^L$)。

根據前二節的實證結果，高能力經營團隊能夠抑制審計意見購買行為，高權力經理人則導致審計意見購買加劇。本研究認為企業管理階層同時具備高能力與低權力特質時，由於經營表現與財務報表品質較好，並且經營團隊與董事會的監督力量較強，預期 $MAScore^H CEOPower^L$ 組能夠有效減緩審計意見購買行為。

相反的，在低能力與高權力特質組合下，低能力經營團隊很可能無法抑制高權力經理人的行為，導致審計意見購買問題更為嚴重。此外，低能力的經營團隊產出相對較差的經營績效以及盈餘品質，若同時受高權力經理人管理時，可能加劇傷害財務報表品質與審計品質。最後，管理學文獻也指出，缺乏能力的領導人，很可能轉向使用強制類型的權力以遂行非法或投機行為 (Rahim, 2018)。本研究預期 $MAScore^L CEO Power^H$ 組更可能提高審計意見購買行為。

當企業同時具備高能力團隊與高權力經理人 ($MAScore^H CEO Power^H$) 時，較難以預期對審計意見購買行為的影響。CEO 與經營團隊互動關係的相關文獻亦有正反兩面的觀點。

從負面角度而言，Friedman (2014) 指出當 CEO 考量行使權力的成本低於所賺取的準租 (quasi rent)，高權力的 CEO 會向財務專業的 CFO 施加壓力，要求提供扭曲的財務績效與較差的財報品質，並且高權力 CEO 很可能運用職權將非法行為推由下屬或 CFO 承擔。Fink (2002) 訪談 141 個上市公司財務長，調查指出 17% 的 CFO 在過去五年曾經受到 CEO 的壓力，要求提供造假的財務報表資訊。Feng et al. (2011) 同樣指出企業舞弊行為與 CEO 權力正相關，但與 CFO 的薪酬誘因無關。他們的分析也指出，舞弊發生前三年的 CFO 離職率顯著較高，說明不願配合高權力 CEO 的 CFO 可能擔負被辭退的風險。Feng et al. (2011) 暗示高權力 CEO 透過人事任命權挑選偏好的團隊成員，並使經營團隊屈服於高權力 CEO。Adams et al. (2005) 指出企業決策權高度集中時，即使面對經營團隊的反對聲浪，高權力經理人也可能遂行非理想的策略。Tost, Gino, and Larrick (2012) 組織行為學的實驗指出，權力較高者較不會採納專業人士 (高能力者) 的建議，遂行其獨斷的行為。反之，低權力者則更重視經驗豐富的專家所提供之建議。他們的研究也發現誘導高權力者與專家的合作，可以促進高權力者更重視專家建議。

然而，也有文獻提出不同的看法。CEO 權力愈高，可能導致過度自信的行為。Mitra et al. (2019) 發現經營團隊能力愈高，有助於減緩經理人過度自信對審計品質的負面影響。換言之，經營團隊能力能夠抑制高權力經理人的負面行為。Greene and Podsakoff (1981) 指出專業權力係指來自於經理人的專業知識、技術或教育水準的能力，以及將這些知識分享以取得對他人影響的程度。而高專業權力的經理人可能較不會行使其他強制性權力，避免執行獨斷或非法行為。Song and Wan (2019) 發現 CEO 權力與總薪酬正相關，並且相關性會隨著經理人的能力而提高。此外，若將總薪酬拆分為權益薪酬與現金薪酬，前述的效果主要反映在現金薪酬。他們的研究說明 CEO 權力與能力兩者兼具時，能夠有效發揮其能力，為企業帶來更好的績效以及為自己帶來較多的現金獎酬，但不會提高與盈餘管理誘因較攸關的權益型薪酬，支持高能力且高權力經理人的管家理論 (stewardship theory) 觀點。

綜整以上文獻，從負面角度而言，權力可能凌駕於能力之上，高權力經理人獨斷行使其偏好的策略。此外，即使高能力的經營團隊仍可能需聽命於高權力經理人的決策，以避免遭受解雇，那麼將可能加劇審計意見購買的行為。從正面角度而言，

能力也可能將權力引導至正確方向，也能減緩權力的負面影響。這一部份的實證分析有助於理解高能力與高權力 ($MAScore^HCEOPower^H$) 同時作用的影響。

表 7 的第(1)欄為能力與權力交互作用的分析結果。首先， $MAScore^HCEOPower^L$ 的係數值 (1.692) 顯著大於 0 (p 值 < 0.5)，說明高能力且低權力的經營團隊特徵有助於減緩審計意見購買。而 $MAScore^LCEOPower^H$ 的係數值 (-1.178) 顯著小於 0 (p 值 < 0.1)，同樣與預期相符，說明低能力且高權力的經營團隊將加劇審計意見購買。較特別的是，高高組 $MAScore^HCEOPower^H$ 的係數值為 -1.121，雖未達到傳統顯著水準 (p 值 = 0.182)，但仍有微弱證據顯示高能力且高權力的經營團隊可能存有審計意見購買的情形。另一可能是，高能力與權力的交互作用也需視環境而有不同的反應，導致綜合的效果相互抵消。本文認為有必要做進一步的分組檢視，有助於理解高能力與高權力的交互作用在不同情況下對審計意見購買的影響。

表 7 能力與權力交互作用分析 (Y=Switch)

Variables	壓力與誘因			機會	
	(1) Full Sample	(2) 非財務危機 子樣本	(3) 財務危機 子樣本	(4) 公司治理 環境 較佳子樣本	(5) 公司治理 環境 較差子樣本
	係數(z)	係數(z)	係數(z)	係數(z)	係數(z)
<i>OpnShop</i>	-0.909** (-1.97)	-2.987*** (-3.35)	-0.329 (-0.70)	-1.209** (-1.99)	-0.640 (-1.07)
$MAScore^HCEOPower^L$	0.068 (1.05)	0.140 (1.41)	0.011 (0.10)	0.189** (2.00)	-0.062 (-0.68)
$MAScore^LCEOPower^H$	-0.215*** (-2.92)	-0.069 (-0.61)	-0.294*** (-2.91)	-0.194* (-1.73)	-0.229** (-2.37)
$MAScore^HCEOPower^H$	-0.044 (-0.55)	0.077 (0.68)	-0.150 (-1.15)	-0.009 (-0.07)	-0.119 (-1.10)
$OpnShop \times MAScore^HCEOPower^L$	1.692** (2.31)	3.715** (2.33)	1.394* (1.76)	1.290 (1.38)	1.954** (2.11)
$OpnShop \times MAScore^LCEOPower^H$	-1.178* (-1.68)	-0.058 (-0.04)	-1.620** (-2.04)	-0.789 (-0.72)	-1.419* (-1.69)
$OpnShop \times MAScore^HCEOPower^H$	-1.121 (-1.33)	2.244 (1.49)	-2.040* (-1.77)	0.626 (0.68)	-2.153** (-2.26)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
n	5,091	5,611	5,095	5,229	5,473
pseudo R^2	0.141	0.173	0.152	0.145	0.157

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。
2. 括弧內為 z 統計量，*、**、***分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1、< 0.05 與 < 0.01。
3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果，並針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。指標變數 $MAScore^HCEOPower^L$ 、 $MAScore^LCEOPower^H$ 、以及 $MAScore^HCEOPower^H$ 為 1 時，分別表示高能力低權力組、低能力高權力組、以及高能力高權力組的子樣本。

二、經營團隊能力與總經理權力交互作用的進一步分析

Albrecht et al. (2018)透過舞弊三角理論區別公司所處環境，發現具有財務會計專業知識或經驗的經理人，在舞弊風險較高的環境下，將會顯著提高財務報表誤述的機率。換言之，高權力與高能力的經營團隊，在舞弊風險較高的環境下，很可能提高審計意見購買的情形。

為了驗證此項測試，本文透過審計準則 AS 2110、AS 2401 (PCAOB, 2010, 2014, 2015) 定義的舞弊三角 (fraud triangle) 中的壓力或誘因 (pressure or incentive)、機會 (opportunity)，區別公司的舞弊風險。

具體而言，本文以企業是否具有財務危機以及公司治理良窳分別做為舞弊壓力或誘因以及舞弊機會的代理變數。Cornaggia et al. (2017)證實經營團隊能力與信用評等的正向關聯，主要來自財務壓力較大的環境。Gul et al. (2018)發現在財務壓力較大的環境中，高能力的經理人會傾向提高權益薪酬的佔比。Mishra (2014)發現經理人職位經歷數以及兼任家數 (本文的 CEO 權力指標) 對資金成本的負面影響，會隨著經營壓力與財務壓力而提高。Cheng et al. (2016)發現管理團隊其他成員的權力愈強，實質營業活動盈餘管理的程度愈低，隱含團隊成員權力分散能夠提高財務報表品質。此外，前述現象在疑似盈餘操弄以及財務壓力較高的子樣本中更為明顯。

了解公司治理的影響相當重要，能夠觀察監督能力的效果以及是否抑制經理人的不當行為。Gul and Leung (2004)指出經理人兼任總經理與自願性揭露品質的負向關聯，會受到公司治理的影響而減緩。Zhang (2019)發現經營團隊同質性特徵對財務報表品質的負面影響，在疑似盈餘操弄的子樣本中更為嚴重，但是在公司治理較佳的環境中則能夠得到減緩。DeBoskey, Luo, and Zhou (2019)發現 CEO 權力愈高，公司盈餘宣告時採用樂觀字眼報導的程度愈高。而公司治理會減緩兩者的關聯性，避免高權力經理人發佈過於樂觀的盈餘報告。Sun et al. (2022)發現公司治理能夠減緩 CEO 權力與年報可讀性的負向關聯。Mutschmann et al. (2022)發現具有黑暗三合會特質 (有較高的自戀與支配傾向) 管理者與財務報表舞弊行為的正向關聯，會受到公司治理機制的抑制。

前述的文獻說明舞弊風險因子會加劇 (弱化) 總經理權力 (經營團隊能力) 對企業風險、績效與財報品質的關聯性，同樣與審計品質攸關。本文預期經營團隊能力或 CEO 權力對審計意見購買的關聯性，會受到舞弊風險環境而有所影響 (惡化或減緩)。

舞弊因子的具體衡量方式說明如下。本文參考 Beck, Francis, and Gunn (2018)，以企業當年度的(a)報導淨利、(b)保留盈餘、(c)營業活動現金流量為負值者或(d)流動比率小於 1 為標準，符合前述任一條件者則視為具有財務危機的子樣本。參考 Srinidhi, He, and Firth (2014)與 DeBoskey et al. (2019)，先將(a)董事會開會的平均出席率、(b)董事會開會次數、(c)董事會規模三項連續變數值依年度中位數轉換為指標變數後，加總得到 0 分 (最差) 至 3 分 (最好) 的公司治理綜合指標。再將綜合指標同樣依年度中位數為基準，區分為公司治理較佳與較差子樣本。

表 7 第(2)欄與第(3)欄為壓力與誘因風險因子 (以是否有財務危機衡量) 的橫斷面測試。首先觀察第(2)欄非財務危機子樣本，高權力組 ($MAScore^L-CEOPower^H$ 或

$MAScore^HCEOPower^H$) 不論經營團隊能力高低，對於審計意見購買行為均不具影響力（交乘項係數不異於 0）。而高能力低權力組（ $MAScore^HCEOPower^L$ ）對於審計意見購買仍然具有顯著的正面效果。接著觀察第(3)欄財務危機子樣本，與第(2)欄不同的是，高權力組（ $MAScore^LCEOPower^H$ 或 $MAScore^HCEOPower^H$ ）不論經營團隊能力高低，均顯著加劇審計意見購買情形（交乘項係數顯著小於 0）。此外，與第(2)欄相比，第(3)欄交乘項 $OpnShop \times MAScore^LCEOPower^H$ 係數有明顯較低的趨勢。

相較於公司治理較差的情況，表現較佳的公司預期監督與制度較完善，能夠減少管理當局舞弊的機會。表 7 第(4)欄與第(5)欄為機會風險因子（以公司治理衡量）的橫斷面測試。首先，以第(4)欄公司治理較佳的子樣本為例，與第(1)欄的全樣本相比，高能力低權力組（ $MAScore^HCEOPower^L$ ）減緩審計意見購買的效果較弱。這可能代表公司治理環境提高了內部監督效果而使經理人能力的影響不具有顯著差異。其次，以第(5)欄公司治理較差的子樣本為例，結果與第(1)欄及第(3)欄相當，代表監督品質較差的環境下會加劇經理人權力對審計意見購買的負面影響。

綜整而言，舞弊環境的測試結果均顯示在舞弊風險較高的情況下，高能力與高權力的經理人會導致更嚴重的審計意見購買行為，隱含權力的負面影響可能支配了能力的監督作用。除此之外，這項測試的結果也提供經理人能力對審計意見具有負面影響的證據以及情境（CEO 權力與舞弊環境的影響效果），補充經理人能力黑暗面（dark side）與審計關聯性的文獻。

三、穩健性的分析

本小節提供四項穩健性測試，結果列示於表 8。基於本小節的測試樣本有所改變，本文將重新執行 Lennox (2000) 審計意見購買的兩階段模型，並將結果分別報導於 Model A 與 Model B，至於 Model C 則為本文經理人特質的測試結果。

表 8 第(1)欄執行會計師合夥人層級的審計意見購買分析。基於 Chen et al. (2016) 的發現，本文重新分析臺灣市場會計師合夥人層級的審計意見購買現象。為了避免更換會計師事務所的混淆影響，這項測試參考 Chen et al. (2016) 作法，刪除更換會計師事務所觀察值（294 筆），得到樣本規模 10,408 (=10,702-294) 筆公司年數據。其中，所內更換主簽會計師（不論強制或自願）²³的觀察值有 1,916 筆（佔比 18.41%），並以 $APSwitch$ 變數值為 1 表示，未更換者則為 0。Model A 與 Model B 實證結果與 García Osma et al. (2022) 以西班牙數據進行的分析相當，皆未發現臺灣市場具有合夥人審計意見購買的現象。此外，即便 Model C 考量經營團隊能力與 CEO 權力的效果後，也未發現兩者對於合夥人層級審計意見購買行為的相關性。

接著說明表 8 第(2)欄採用調整後的 DEA 方法，將所有投入與產出要素值平移（加上 10），以避免要素值為 0 而無法估計經營團隊能力的情況。再重新進行能力值的估算後，加回先前無法取得經理人能力的觀察值（1,428 筆），並得到擴大樣本

²³ 無論採用僅強制或僅自願輪調作為主簽會計師合夥人更換的定義，結論均與表 8 第(1)欄相似，未能發現會計師合夥人層級的審計意見購買證據。

12,130 (=10,702+1,428)筆公司年數據重新執行分析。Model A 與 Model B 的結果仍舊支持臺灣市場具有事務所層級的審計意見購買情形，Model C 的結果同樣支持本文的論點。雖然本文尚未找到合夥人層級的審計意見購買證據，然而基於 Chen et al. (2016)的概念，我們仍然擔心所內更換會計師合夥人可能造成實證結果具有雜訊。例如所內更換會計師可能隱含一些與審計意見有關（或無關）的因素，若涵蓋這部份的樣本，將錯誤地將所內更換會計師合夥人子樣本作為更換事務所子樣本的對照組。表 8 第(3)欄將所內更換合夥人的觀察值（1,916 筆）予以排除，得到乾淨樣本 8,786 (=10,702-1,916)筆數據後重新執行分析。實證結果顯示，不論 Model A、Model B 與 Model C 的結果均與本文主測試相當。

企業更換 CEO 或 CFO 可能對經營團隊能力與總經理權力的有效性產生無法預期的影響。此外，更換管理階層與更換會計師事務所之間可能具有其他無法觀察的混淆因素。例如：公司營運模式重大改變時，很可能因此同時更換管理階層與查核會計師事務所。第三，新任管理階層可能選擇偏好的會計師事務所擔任查核會計師²⁴。換言之，在這些情況下，更換會計師事務所可能隱含與審計意見購買無關的動機。最後，考量新任管理階層可能有較強的風格以及隱含公司或經理人之間的自我選擇問題（亦即經理人選擇公司或被公司選擇），導致較容易得到顯著的關聯性（Hirshleifer, Low, and Teoh, 2012; Kim, Wang, and Zhang, 2016）。本文參考 Hirshleifer et al. (2012)、Kim et al. (2016)、Lisic et al. (2016)排除當年度更換 CEO 或 CFO 的觀察值 608 筆，得到樣本 8,786 (=10,702-1,916)筆公司年數據重新執行分析。表 8 第(4)欄顯示不論 Model A、Model B 與 Model C 的結果均與本文主測試相當。

四、其他額外分析與內生性問題

本小節提供其他額外測試以及解決可能的內生性問題。首先，為避免遺漏變數問題，本文額外對經理人過度自信（overconfidence）行為變數予以控制。其次，一些無法觀察且較不隨時間改變的遺漏變數（例如：經理人風格、董事會風格、公司文化特徵或會計師事務所風格等）但可能影響本文主要自變數與應變數之間的關聯性，我們透過公司與會計師事務所的固定效果（fixed effect）加以控制。第三，本文使用金融海嘯（2008 年至 2009 年）作為外生衝擊事件，測試主要解釋變數經營團隊能力與 CEO 權力的有效性。第四，本文的主要研究變數（經營團隊能力與 CEO 權力）可能隱含無法觀察的經理人自我選擇因素，有必要採取 Heckman 兩階段迴歸（2SLS）方法減緩主要自變數的內生性問題。第五，為了避免實證模型可能存在可觀察的自我選擇因素以及函數形式設定錯誤的問題（functional form misspecification, FFM），本文也採用兩種配對方法重新執行主測試分析。這部份的實證結果陳列於表 9，詳細的討論與操作步驟說明如後。

²⁴ 我們依據相同邏輯，刪除當年度更換董事長的樣本（222 筆），得到 10,480 筆觀察值（=10,702-222）後重新進行分析。實證結果顯示交乘項 $OpnShop \times MAScore$ 與 $OpnShop \times CEOPower$ 的係數值與顯著性（0.184 與 -0.746，p 值 < 0.05）均與主測試相當，結論並無二致。

表 8 穩健性測試 (Y=Switch)

Models & Variables	(1)		(2)		(3)		(4)	
	會計師合夥人層級的分析 係數 (z統計量)	採用擴大樣本之分析 係數 (z統計量)	排除所內更換會計師合夥人之樣本 係數 (z統計量)	排除當年度更換CEO或CFO之樣本 係數 (z統計量)				
Model A: Y=MAO								
LagMAO	2.783*** (20.72)	2.809*** (24.96)	2.774*** (21.34)	2.753*** (20.27)				
APSwitch	1.558 (1.33)							
APSwitch×LagMAO	-0.041 (-0.17)							
Switch		0.389 (0.20)	-1.210 (-0.47)	-1.183 (-0.38)				
Switch×LagMAO		-1.452*** (-3.72)	-1.648*** (-3.41)	-2.001*** (-3.75)				
pseudo R ²	0.274	0.287	0.282	0.275				
Model B: Y=Switch								
APOpnShop	0.883 (1.25)							
OpnShop		-0.869*** (-2.84)	-0.878*** (-2.76)	-0.537* (-1.84)				
pseudo R ²	0.054	0.138	0.129	0.117				
Model C: Y=Switch								
OpnShop	0.931 (1.31)	-0.802 (-1.12)	-0.450 (-0.58)	0.473 (0.61)				
MAScore	0.007 (1.09)	0.001 (0.10)	0.005 (0.42)	-0.004 (-0.34)				
OpnShop×MAScore	0.002 (0.03)	0.226** (2.56)	0.281*** (2.63)	0.251** (2.21)				
CEOPower	-0.003 (-0.26)	-0.058*** (-3.76)	-0.067*** (-3.92)	-0.067*** (-3.78)				

表 8 總健性測試 (Y=Switch) (續)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	會計師合夥人 層級的分析	採用擴大樣本 之分析	排除所內更換 會計師合夥人之樣本	排除當年度更換 CEO或CFO之樣本
Models & Variables	係數 (z統計量)	係數 (z統計量)	係數 (z統計量)	係數 (z統計量)
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i>	-0.090 (-0.93)	-0.507^{***} (-2.88)	-0.673^{***} (-3.42)	-0.877^{***} (-4.63)
pseudo <i>R</i> ²	0.054	0.144	0.139	0.130
Model A & B & C:				
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year & Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes
n	10,408	12,130	8,786	10,094

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量，*、**、*** 分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1、< 0.05 與 < 0.01。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果，並針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。指標變數 *APSwitch* 為 1 時，表示當年度有更換審核會計師合夥人。變數 *APOpnShop* 係以會計師合夥人層級為分析標的所估計之審計意見購買行為變數。

表 9 其他額外測試與內生性問題

Panel A: 控制經理人過度自信變數 (Y=Switch)						
Variables	係數		(z統計量)			
<i>OpnShop</i>	-0.081		(-0.11)			
<i>MAScore</i>	0.004		(0.33)			
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i>	0.228***		(2.68)			
<i>CEOPower</i>	-0.064***		(-3.89)			
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i>	-0.505***		(-3.17)			
<i>OverCAPEX</i>	-0.088		(-1.54)			
<i>OpnShop</i> × <i>OverCAPEX</i>	-1.353**		(-2.18)			
<i>OverInvest</i>	-0.002		(-0.03)			
<i>OpnShop</i> × <i>OverInvest</i>	0.032		(0.06)			
Controls & Year & Industry FE	Yes					
Firm cluster	Yes					
n	10,702					
pseudo R ²	0.137					
Panel B: 公司固定效果模型 (Y=Switch, OLS model)						
Variables	係數		(t統計量)			
<i>OpnShop</i>	-0.108*		(-1.95)			
<i>MAScore</i>	0.001		(0.34)			
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i>	0.026***		(3.65)			
<i>CEOPower</i>	-0.002		(-1.20)			
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i>	-0.050***		(-3.92)			
Controls & Year FE	Yes					
Firm FE	Yes					
CPA Firm FE	Yes					
n	10,702					
Adjusted R ²	0.201					
Panel C: 區分金融海嘯期間的分析 (Y=Switch)						
Variables	(1)		(2)		(3)	
	非金融海嘯期間 (非2008年與2009年)		金融海嘯期間 (2008年與2009年)		金融海嘯期間 且非更換CEO樣本	
	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)
<i>OpnShop</i>	-0.828	(-1.10)	-0.610	(-0.39)	-0.685	(-0.39)
<i>MAScore</i>	0.009	(0.65)	-0.011	(-0.44)	-0.010	(-0.40)
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i>	0.261***	(2.81)	0.375*	(1.90)	0.385*	(1.82)
<i>CEOPower</i>	-0.068***	(-3.74)	-0.032	(-0.87)	-0.041	(-1.06)
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i>	-0.488***	(-2.60)	-0.726**	(-2.14)	-0.720**	(-1.95)
Controls & Year & Industry FE	Yes		Yes		Yes	
Firm cluster	Yes		Yes		Yes	
n	8,722		1,980		1,855	
Adj. R ²	0.153		0.137		0.142	

表9 其他額外測試與內生性問題 (續)

Panel D: 兩階段工具變數法(2SLS)分析 (n=10,702)						
Variables	(1)OLS (Y=Switch)		(2)至(3)2SLS (針對變數MAScoer)		(4)至(5)2SLS (針對變數CEOPower)	
	係數	(t)	(2)第一階段 (Y=MAScore)	(3)第二階段 (Y=Switch)	(4)第一階段 (Y=MAScore)	(5)第二階段 (Y=Switch)
	係數	(t)	係數	(t)	係數	(t)
(IV)TMTTenure			-0.016 ^{***}	(-4.24)		
(IV)TMTEduScore			0.160 ^{***}	(4.34)	0.182 ^{***}	(3.60)
(IV)CEOPower ^{NDMed}					-0.418 ^{***}	(-6.69)
(IV)CEOFemale					-0.761 ^{**}	(-2.03)
OpnShop	-0.069	(-0.88)	-0.755	(-1.51)	-0.059	(-0.83)
MAScore	0.001	(1.63)	0.000	(0.52)	0.000	(0.52)
OpnShop×MAScore	0.027 ^{***}	(2.76)	0.020 [*]	(1.65)	0.026 ^{***}	(3.85)
CEOPower	-0.003 ^{***}	(-3.11)	0.006	(0.43)	-0.003 ^{***}	(-2.73)
OpnShop×CEOPower	-0.058 ^{***}	(-2.96)	0.414 ^{**}	(2.31)	-0.044 ^{***}	(-3.67)
ROA	-0.116 ^{***}	(-2.75)	5.788 ^{***}	(15.25)	-0.115 ^{***}	(-3.95)
OCF	-0.022	(-0.84)	-1.228 ^{***}	(-4.57)	-0.023	(-1.10)
Leverage	0.050 ^{***}	(2.96)	-1.138 ^{***}	(-7.62)	0.050 ^{***}	(4.43)
Size	-0.010 ^{**}	(-5.94)	0.183 ^{***}	(9.79)	-0.009 ^{***}	(-6.48)
ARINV	-0.063 ^{***}	(-4.37)	2.633 ^{***}	(17.18)	-0.058 ^{***}	(-4.93)
Age	0.000	(1.47)	-0.011 ^{***}	(-4.72)	0.000 [*]	(1.83)
Return	0.004	(0.83)	0.107 ^{**}	(2.57)	0.004	(1.16)
					-0.018	(-0.63)
					0.049 ^{***}	(4.21)
					-0.009 ^{***}	(-3.83)
					-0.061 ^{***}	(-4.78)
					0.000	(1.43)
					0.003	(1.06)

表 9 其他額外測試與內生性問題 (續)

Variables	(1)OLS		(2)至(3)2SLS (針對變數MAScoer)		(4)至(5)2SLS (針對變數CEOPower)	
	(Y=Switch) 係數 (t)	(2)第一階段 (Y=MAScore) 係數 (t)	(3)第二階段 (Y=Switch) 係數 (t)	(4)第一階段 (Y=MAScore) 係數 (t)	(5)第二階段 (Y=Switch) 係數 (t)	
<i>Loss</i>	0.003 (0.51)	-0.098 (-1.38)	0.003 (0.64)	0.040 (0.80)	0.003 (0.63)	
<i>Growth</i>	0.004 (0.49)	0.030 (0.36)	0.005 (0.71)	-0.036 (-0.62)	0.004 (0.64)	
<i>Raise</i>	0.019*** (3.03)	-0.047 (-0.76)	0.019*** (4.09)	-0.092** (-2.16)	0.019*** (3.83)	
<i>AFTenure</i>	-0.001** (-3.37)	-0.005 (-1.34)	-0.001*** (-3.70)	0.016*** (6.76)	-0.001** (-2.37)	
<i>APTenure</i>	-0.003*** (-2.98)	0.002 (0.19)	-0.003*** (-2.69)	-0.028*** (-3.21)	-0.003*** (-2.72)	
<i>AFExpertise</i>	-0.015*** (-4.89)	0.085** (2.05)	-0.015*** (-4.61)	0.007 (0.23)	-0.015*** (-4.76)	
<i>APExpertise</i>	-0.002 (-0.42)	0.102 (1.47)	-0.003 (-0.51)	-0.077 (-1.59)	-0.003 (-0.47)	
Intercept	0.200*** (6.50)	1.677*** (4.19)	0.187*** (6.15)	-0.673** (-2.19)	0.199*** (6.51)	
Year & Industry FE & Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
Adj. R ²	0.034	0.469	0.033	0.057	0.038	
Partial R ²		R ² =0.002	R ² =0.006		R ² =0.006	
Partial F-Stat.		F _p =12.704 (p-value<0.001)	F _p =32.137 (p-value<0.001)		F _p =32.137 (p-value<0.001)	
Over-identifying restrictions test		chi2=0.275 (p-value=0.600)	chi2=0.008 (p-value=0.928)		chi2=0.008 (p-value=0.928)	
Wu-Hausman test		F=3.307 (p-value=0.069)	F=2.94 (p-value=0.087)		F=2.94 (p-value=0.087)	

表 9 其他額外測試與內生性問題 (續)

Panel E: 配對樣本分析 (Y=Switch)		(1)至(4)PSM配對樣本分析		(5)至(8)Entropy Matching配對樣本分析											
(1)至(2)MAScore配對分析		(3)至(4)CEOPower配對分析		(5)至(6)MAScore配對分析		(7)至(8)CEOPower配對分析									
Variables	係數 (z)	(2)	係數 (z)	(3)	係數 (z)	(4)	係數 (z)	(5)	係數 (z)	(6)	係數 (z)	(7)	係數 (z)	(8)	係數 (z)
<i>OpnShop</i>	0.944 (0.78)	-1.589** (-2.17)	-1.779* (-1.92)	-1.684*** (-2.67)	-0.703 (-0.58)	-2.209** (-2.39)	-0.975 (-1.36)	-0.978** (-2.09)							
<i>MAScore</i>	-0.017 (-1.00)	0.012 (0.62)	0.269** (1.52)	0.025 (1.52)	0.361*** (2.76)	0.025 (1.52)	-0.001 (-0.06)	0.189* (1.93)							
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i>	0.236* (1.75)	-0.081*** (-2.45)	-0.081*** (-3.73)	-0.081*** (-3.03)	-0.083*** (-3.03)	-0.081*** (-3.73)	-0.086*** (-4.74)	-0.086*** (-4.74)							
<i>CEOPower</i>	-0.099*** (-3.10)	-1.228*** (-4.23)	-0.380* (-1.93)	-0.380* (-1.93)	-0.851*** (-4.06)	-0.380* (-1.93)	-0.406*** (-2.69)	-0.406*** (-2.69)							
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower</i>	-1.228*** (-4.23)	0.060 (0.63)	0.095 (0.90)	0.095 (0.90)	0.202** (2.21)	0.095 (0.90)	0.202** (2.21)	0.061 (0.78)							
<i>MAScore</i> ^{High}	0.060 (0.63)	2.737*** (2.85)	1.788** (2.25)	1.788** (2.25)	3.476*** (3.59)	1.788** (2.25)	3.476*** (3.59)	1.010* (1.85)							
<i>OpnShop</i> × <i>MAScore</i> ^{High}	2.737*** (2.85)	1.788** (2.25)	1.788** (2.25)	1.788** (2.25)	3.476*** (3.59)	1.788** (2.25)	3.476*** (3.59)	1.010* (1.85)							

表 9 其他額外測試與內生性問題 (續)

	(1)至(4)PSM配對樣本分析		(5)至(8)Entropy Matching配對樣本分析					
	(1)至(2)MAScore配對分析		(3)至(4)CEOPower配對分析		(5)至(8)MAScore配對分析		(7)至(8)CEOPower配對分析	
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)	係數 (z)
<i>CEOPower^{High}</i>		-0.312 ^{***}		-0.244 ^{***}		-0.284 ^{***}		-0.263 ^{***}
		(-2.51)		(-3.10)		(-3.14)		(-3.89)
<i>OpnShop</i> × <i>CEOPower^{High}</i>		-3.092 ^{***}		-1.534 [*]		-2.948 ^{***}		-1.725 ^{***}
		(-2.82)		(-1.91)		(-3.28)		(-2.61)
Controls & Year & Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
FE								
Firm cluster	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
n	3,456	3,456	6,120	6,120	10,702	10,702	10,702	10,702
pseudo R ²	0.178	0.175	0.180	0.180	0.173	0.177	0.162	0.162

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。
 2. 括弧內為 z 統計量, *, **, *** 分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1, < 0.05 與 < 0.01。
 3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果。除了 Panel B 採用公司與事務所固定效果模型, 因此並未對公司群聚效果進行殘差校正之外, 其餘的測試均針對公司群聚效果 (cluster) 進行殘差校正。指標變數 *OverCAPEX* 與 *OverInvest* 為 1 時, 分別表示有過度資本支出與過度投資的子樣本。*TMTTenure* 與 *TMTEDuScore* 為經營團隊能力的工具變數, *CEOPower^{INDMed}* 與 *CEOFemale* 為總經理權力的工具變數。指標變數 *MAScore^{High}* 與 *CEOPower^{High}* 為 1 時, 分別表示高能力與高權力的子樣本。

(一)控制經理人過度自信變數

觀察經理人的能力與權力對審計意見購買的影響時，我們必須確保之間的關聯性不受其他經理人特徵的影響，避免遺漏變數導致估計係數偏誤的可能性。

近期的文獻指出能力、權力與過度自信三項重要的經理人特徵存在高度的關聯性。然而，實際上這些特徵的意涵與經濟影響並不相同 (Schrand and Zechman, 2012; Judd, Olsen, and Stekelberg, 2017; Mitra et al., 2019)。過度自信係指經理人對其自我能力過於膨脹的信心水準，以及過於相信自己對事件的預測結果 (Malmendier and Tate, 2008)。經理人能力係指經理人的才能與技術 (Demerjian et al., 2012)。而 CEO 權力指的是影響他人的能力以及遂行其個人意志的能力 (Finkelstein, 1992; Adams et al., 2005)。本文認為即便這些特徵的定義與影響具有差異，文獻卻也指出經理人過度自信行為與能力或權力之間具有替代或干擾的效果 (Schrand and Zechman, 2012; Judd et al., 2017; Mitra et al., 2019)。

除此之外，近期文獻指出過度自信的經理人可能對投資決策過於樂觀，因而投入過多資源而傷害企業價值，導致財務壓力與投資風險，引發較高的財務報表誤述機率與審計風險 (Schrand and Zechman, 2012; Mitra et al., 2019)。換言之，能力、權力與過度自信的經理人特徵對審計品質的影響途徑也可能相當類似，本文認為有必要釐清經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見的關聯性不受到經理人過度自信的影響。

具體而言，參考 Schrand and Zechman (2012)與 Mitra et al. (2019)，本文以兩項指標變數 (0/1) 作為經理人是否具有過度自信行為的代理變數：(1)過度資本支出 (*OverCAPEX*) 指當年度資本支出金額占前期總資產的比率超過當年度產業中位數者為 1，其餘為 0；(2)過度投資 (*OverInvest*) 指透過資產成長率對營收成長率 (平減產業中位數) 執行迴歸估計後所得到之殘差值，若大於樣本平均數 (亦即大於 0) 者為 1，其餘為 0。兩項指標若為 1 時，表示經理人過度自信的程度較為嚴重。接著，我們比照經營團隊能力與 CEO 權力的作法，同時於實證模型中控制 *OverCAPEX* 與 *OverInvest* 以及對應的 *OpnShop* 交乘項變數²⁵。這項測試的主要目的係觀察經理人過度自信行為是否使本文的結論受到影響，以確保經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買仍具有增額影響力。此外，我們也能一併觀察經理人過度自信是否以及如何影響審計意見購買。

實證結果列示於表 9 Panel A。結果顯示交乘項 *OpnShop*×*MAScore* 與 *OpnShop*×*CEOPower* 係數 (0.228 與 -0.505, p 值均 <0.01) 均與主測試相當。*OpnShop*×*OverCAPEX* 係數顯著小於 0 (-1.353, p 值 <0.05)，而 *OpnShop*×*OverInvest* 則不具有顯著性。實證結果說明經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買的邊際效

²⁵ 若改以主成分分析方法計算兩項指標 (*OverCAPEX* 與 *OverInvest*) 的綜合指數，再以年度中位數區分經理人過度自信為高或低兩組的作法，仍然不影響本文主測試的結論。

果並不受過度自信行為影響。此外，我們也發現經理人過度自信對審計意見購買同樣具有部份的負面影響，提供經理人過度自信對審計品質具有傷害的實證證據。

(二)固定效果模型

就本研究而言，存在一些無法觀察且較不隨時間改變的遺漏變數（例如：經理人風格、董事會風格、公司文化特徵或會計師事務所風格等），可能同時與經理人特質以及審計意見購買行為相關。我們透過公司以及會計師事務所的固定效果，減緩不可觀察且不隨時間改變的公司與事務所特徵。實證結果列於表 9 Panel B²⁶。首先，在控制兩組固定效果（公司與會計師事務所的固定效果）後，模型的解釋力達到 20.1%，說明固定效果的有效性。其次，觀察 $OpnShop \times MAScore$ 與 $OpnShop \times CEOPower$ 係數絕對數值的大小有下降的趨勢，但係數方向與顯著性（0.026 與 -0.050，p 值均 < 0.01）均與主測試一致，說明經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買的影響仍不受公司與事務所風格影響，同樣支持本文的結論。

(三)外生事件的影響測試

如果存在經理人評估公司狀況後，自我選擇較容易或較不容易執行審計意見購買行為的公司（或者被公司選擇），實證結果可能無法支持經理人特質會影響審計意見購買行為的因果關係推論。過去文獻透過重大經濟危機作為外生事件，有助於減緩經理人與公司之間的內生選擇問題（Kim et al., 2016）。而金融海嘯（2008 年至 2009 年）造成的經濟危機，使企業經營環境產生重大改變，提供自然的外生實驗情境得以強化本文的因果推論，減緩前述的內生問題。此外，在其他條件不變的情況下，重大經濟危機能夠強調經理人特質對審計意見購買的影響。

金融海嘯期間可能使經理人的訴訟風險與經營風險大幅提高。而高能力的經理人預期能發揮更強的資源整合能力，有效解除企業危機以及提高危機下的資訊透明度（Andreou, Philip, and Robejsek, 2016; Cornaggia et al., 2017），降低經營風險與審計風險，減少審計意見購買情形。然而，金融海嘯也可能使高能力或高權力的經理人面臨重大的經營壓力與訴訟風險，基於經理人聲譽的考量，可能提高執行審計意見購買的誘因。

就會計師的角度而言，金融海嘯也大幅提高會計師的訴訟風險（Das, Shroff, and Zhang, 2009）。會計師為了避免被告可能提高審計努力與獨立性，則經理人執行審計意見購買將更為困難。換言之，金融海嘯情境對會計師與經理人的行為產生差異，能夠更嚴格的檢視經理人特質對審計意見購買的影響。

區分金融海嘯期間測試的實證結果列示於表 9 Panel C。我們透過三個情境重新解釋經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買的影響。首先，Panel C 第(1)欄使用非金融海嘯期間（非 2008 年與 2009 年）的子樣本作為基礎，實證結果與主測試幾

²⁶ 特別強調的是，當 probit model (或 logistic model) 加入大量的固定效果時，可能導致無法收斂以及係數偏誤的嚴重問題（Allison, 2005）。這一部份的測試我們改以 OLS 進行迴歸分析。

乎一致，故不再贅述。其次，第(2)欄使用金融海嘯期間（2008年與2009年）的子樣本重新執行測試，實證結果也與主測試幾乎一致。此外，相較於第(1)欄，第(2)欄係數的影響程度有較高的趨勢。雖然聯合檢定的結果並未顯示交乘項係數在兩個期間具有顯著差異，不過測試結果仍然支持金融海嘯時期，經營團隊能力與CEO權力會減緩（加劇）審計意見購買行為。最後，參考Houston, Jiang, Lin, and Ma (2014)，我們擔心金融海嘯期間，公司可能會更換經理人以因應經濟危機，並且聘僱有助於企業執行審計意見購買行為的經理人，導致更嚴重的內生問題。本文進一步排除金融海嘯期間有更換CEO與CFO的子樣本重新執行分析，盡可能維持經理人特質在金融海嘯期間不變的假設。實證結果列式於第(3)欄，其結果與第(2)欄幾乎一致，亦不再贅述。這項測試能夠強化本文的因果推論，同時也有助於理解重大危機事件之下，經理人特質如何影響審計意見，補充經理人特質的相關研究。

(四) Heckman 兩階段模型 (2SLS)

儘管我們已透過金融海嘯作為外生事件，減緩可能的內生問題，實證上仍然存在遺漏不可觀察且影響經理人自我選擇（或被公司選擇）因素的可能性。為了減緩前述經理人與公司之間的內生性問題，我們分別針對 *MAScore* 與 *CEOPower* 執行 Heckman 兩階段模型 (2SLS) 測試。

許多文獻支持經理人任期與教育程度應與能力相關 (Li, Meng, Wang, and Zhou, 2008; Lin, Lin, Song, and Li, 2011; Demerjian et al., 2012; Brochet et al., 2021)²⁷，符合工具變數與內生變數具有經濟關聯性的條件。具體而言，本文以高階經營團隊（副總以上成員）的平均任期以及教育程度作為經理人能力的工具變數，並分別以變數 *TMTTenure* 與 *TMTeduScore* 表示。在教育程度的定義上，本文參考 Andreou, Karasamani, Louca, and Ehrlich (2017)，設定經理人若僅取得大學以下學歷（不含大學）得 0 分、大學學歷得 1 分、碩士學歷得 2 分、博士學歷得 3 分。接著計算經營團隊成員的平均學歷分數作為工具變數。相關資料來自臺灣經濟新報的高管學歷資料庫。此外，為了滿足外生條件，本文也測試經理人任期與教育程度對審計意見購買行為的影響。在未製表的實證結果顯示，經理人任期與教育程度並未與審計意見購買行為相關。

為了驗證工具變數的有效性，我們額外再執行一些工具變數的相關檢驗。首先，第一階段模型（應變數為 *MAScore*）的分析結果顯示 *Partial F* 統計量為 12.704 ($p\text{-value} < 0.001$)，大於 Larcker and Rusticus (2010) 建議二個工具變數的門檻值。其次，

²⁷ 就 *MAScore* 而言，許多文獻指出經理人任期與教育程度為可觀察的一般化能力 (general ability) 指標，與經理人能力相關 (Demerjian et al., 2012)。長任期經理人能夠累積專業經驗、工作知識，具較強的能力有助於提升企業價值。然而，長任期經理人也可能缺乏學習、不受監督，導致能力較差 (Brochet et al., 2021)。文獻指出教育程度與經理人能力相關 (Bertrand and Schoar, 2003)。例如 Li, Meng, Wang, and Zhou (2008) 發現教育程度與經營績效 (ROE) 正相關。Lin et al. (2011) 發現經理人教育程度與研究發展投入正相關，有助於提升企業績效。

執行過度辨認測試 (sargan test)，得到 chi^2 統計量為 0.275 (p -value=0.600)，滿足拒絕弱工具變數的假設。最後，執行 Wu-Hausman 測試得到 F 統計量為 3.307 (p -value=0.069)，說明 *MAScore* 隱含內生性問題。

基於相同的邏輯，我們也尋找適合作為 *CEOPower* 的工具變數。首先，不同產業的 *CEOPower* 程度可能具有系統性的差異，影響產業內企業的 *CEOPower* 程度，但對其他產業具有外生性。許多會計與計量文獻經常使用產業的平均數或中位數作為工具變數 (Larcker and Rusticus, 2010)。本文參考 Liu and Jiraporn (2010)，以產業的 CEO 權力中位數作為 *CEOPower* 的工具變數。其次，文獻指出 CEO 性別與經理人的權力風格相關 (Eagly and Johnson, 1990; Helgesen, 1990; Rosener, 1995; Book, 2000; Eagly, Johannesen-Schmidt, and Van Engen, 2003)，應符合工具變數與內生變數 *CEOPower* 具有經濟關聯性的條件。具體而言，本文以產業的 CEO 權力中位數以及是否為女性總經理作為 *CEOPower* 的工具變數，並分別以變數 $CEOPower^{INDMed}$ 與 *CEOFemale* 表示。此外，為了確保工具變數的有效性，我們同樣執行一系列的變數檢驗。檢測結果顯示 *Partial F* 統計量為 32.137 (p -value<0.001)、過度辨認測試的 chi^2 統計量為 0.008 (p -value=0.928)、Wu-Hausman 測試的 F 統計量為 2.94 (p -value=0.087)，滿足工具變數的計量條件。

實證結果列示於表 9 的 Panel D。補充說明的是，2SLS 的執行方式皆為傳統 OLS 估計方法，而非 Probit 模型。Panel D 第(1)欄提供主測試 OLS 的估計結果有助於與 2SLS 的結果進行對照 (Larcker and Rusticus, 2010)。第(2)與(3)欄分別呈現 *MAScore* 的第一與第二階段測試結果。第(4)欄與(5)欄分別呈現 *CEOPower* 的第一與第二階段測試結果。各欄位測試結果簡要說明如下：第(1)欄的 OLS 估計結果與主測試 Probit 估計結果相當²⁸。第(2)欄結果說明工具變數 *TMTTenure*、*TMTEduScore* 與 *MAScore* 具有高度相關性。*TMTTenure* 愈高，*MAScore* 愈差，支持經理人任期的負面觀點。而 *TMTEduScore* 則與 *MAScore* 顯著正相關。整體模型的解釋力為 46.9%。第(3)欄的 *MAScore* 代入第一階段 (第 2 欄) 的估計配適值，迴歸估計結果與第(1)欄相當，惟 *OpnShop*×*MAScore* 交乘項係數的顯著性較差。第(4)欄結果說明工具變數 $CEOPower^{INDMed}$ 、*CEOFemale* 與 *CEOPower* 具有高度相關性。 $CEOPower^{INDMed}$ 與 *CEOPower* 顯著正相關。而 *CEOFemale* 愈高，*CEOPower* 愈低，支持女性經理人管理風格的正面觀點。整體模型的解釋力為 5.7%。第(5)欄的 *CEOPower* 代入第一階段 (第 4 欄) 的估計配適值，迴歸估計結果與第(1)欄相當，不再贅述。整體而言，本文處理 *MAScore* 與 *CEOPower* 可能的內生問題，實證結果也與本文主測試相當，同樣支持經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買具有影響的觀點。

²⁸ 在其他條件為實際值的情況下，*MAScore* 與 *CEOPower* 在 OLS 下的平均邊際效果分別為 0.12% 與 -0.26%。估算 *MAScore* 最低組 (0 分) 與最高組 (9 分) 的 *Switch* 比率分別為 2.2% 與 3.3%，提升幅度為 1.1%。若改以估算 *CEOPower* 最低組 (0 分) 與最高組 (8 分) 的 *Switch* 比率分別為 3.4% 與 1.4%，降低幅度為 2%。就經濟顯著性而言，OLS 與 Probit 的結果也算是接近。

(五)配對樣本測試

即使前述的測試已盡可能降低經理人與公司之間自我選擇的內生性疑慮，計量上仍可能存在可觀測且會影響自我選擇因素的形式為非線性而衍生函數形式設定錯誤的問題 (FFM)。為了減緩前述的 FFM 問題，這部份的測試採用傾向分數配對法 (propensity score matching, 簡稱 PSM) 與熵平衡配對法 (entropy balancing matching, 簡稱 Entropy) 進行分析。

以下先說明 PSM 配對測試。參考 Lisic et al. (2016) 與 Liao, Ouyang, and Tang (2023)，本文依據內生變數的樣本中位數區分並建立指標變數，以 $MAScore^{High}$ ($CEOPower^{High}$) 為 1 時，表示 $MAScore$ ($CEOPower$) 大於等於樣本中位數的子樣本。接著，利用審計意見購買之第二階段模型 (第 5 式) 的所有控制變數作為解釋變數，進而估計傾向分數 (亦即各樣本公司分配為經理人能力較高組或權力較高組的機率值)。這個階段的估計結果列式於附錄 4 的附表 4。第三步則是利用傾向分數為高能力 (或高權力) 的樣本公司進行配對樣本的選取。配對標準參考 Lisic et al. (2016)，本研究採用 1:1 且不重複取樣之同年同產業內的公司進行配對，傾向分數差異門檻 (caliper) 則設定為 0.03。第四步進行控制變數平均數平衡檢測，確保配對後的控制變數不具有差異。最後，以最終配對樣本重新進行審計意見購買行為分析。

本文的第二個配對測試採用 Entropy 方法，同時控制實驗組與控制組的三階條件差異 (平均數、標準差與偏態係數)。由於 PSM 過程可能因為找不到適當的配對公司而嚴重損失觀察值，使樣本大幅限縮，進而衍生額外的選樣偏誤問題。除此之外，PSM 的隨機配對模式可能無法有效解決 FFM 問題，並且降低模型的檢定力 (DeFond, Erkens, and Zhang, 2017; Gaver and Utke, 2019; King and Nielsen, 2019)。相對於 PSM，近期研究使用 Entropy 配對方法，得以在不損失觀察值的情況下，平衡實驗組與控制組的共變異差異 (Hainmueller, 2012; Hainmueller and Xu, 2013)。執行細節類似 PSM 方法，同樣利用審計意見購買之第二階段模型 (第 5 式) 的所有控制變數作為解釋變數，計算控制組每筆觀察值的適當權重。最後，使用估計權重進行加權迴歸分析。

PSM 與 Entropy 配對後的共變異平衡檢測 (平均數檢定與標準差檢定) 結果列式於附錄 5 的附表 5。首先，第(1)至(6)欄為配對前的平衡檢定結果，多數的控制變數在實驗組與控制組中具有顯著差異。其次，在執行 PSM 配對後 (第 7 欄至第 12 欄)， $MAScore^{High}$ ($CEOPower^{High}$) 的配對結果得到 3,456 筆 (6,120 筆) 觀察值。而平衡檢定結果顯示所有控制變數的平均數，在實驗組與控制組中幾乎不具有顯著差異。第三，Entropy 配對後 (第 13 欄至第 18 欄) 的結果更顯示所有控制變數的平均數，在實驗組與控制組中的差異近乎為 0；此外，標準差的差異同樣趨近於 0。換言之，針對 $MAScore^{High}$ ($CEOPower^{High}$) 而言，本研究的 PSM 與 Entropy 取得一組良好的配對樣本。

配對測試的實證結果列式於表 9 Panel E，表格的安排邏輯如下：第(1)至第(4)欄為 PSM 測試，其中前二個欄位 (第 1 欄與第 2 欄) 為 $MAScore^{High}$ 配對後的迴歸結

果，後二個欄位（第3欄與第4欄）則為 $CEOPower^{High}$ 。第(1)欄與第(2)欄的差別在於，第(1)欄使用原始連續變數 $MAScore$ 作為解釋變數，第(2)欄則使用指標變數 $MAScore^{High}$ 作為解釋變數。而第(3)欄與第(4)欄的差別與前相同，分別使用 $CEOPower$ 與 $CEOPower^{High}$ 作為解釋變數的分析。第(5)欄至第(8)欄則是 Entropy 的測試，所有欄位的順序安排與前相同，不再贅述。整體而言，表9 Panel E 配對後的測試結果均與主測試一致，同樣支持經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買具有影響。

(六)權力構面的進一步分析

參考 Finkelstein (1992) 與 Lisic et al. (2016)，本文進一步將 CEO 權力區分成四項特徵，觀察不同來源的權力是否以及如何影響審計意見購買。具體而言，我們將權力特徵拆分為結構權力、所有權權力、專業權力與聲譽權力後，取代 $CEOPower$ ，並比照表5第(3)欄重新執行分析。未製表的結果顯示，對審計意見購買行為具有顯著負面影響的權力特徵依序有結構權力、聲譽權力、專業權力，與 $OpnShop$ 交乘項的係數值分別為-1.06、-0.962、-0.851 (p-value 均小於 0.1)。而所有權權力交乘項係數值為-0.655，雖未達傳統顯著性，但仍具有單尾顯著水準。這項發現與 Lisic et al. (2016) 相當。他們指出在 CEO 四項權力特徵中，傷害審計委員會有效性最為嚴重者即是結構權力與專業權力，而所有權權力則與其他特徵的影響相反但不顯著。

陸、結論

本研究利用 Lennox (2000) 所發展的模式，檢視經營團隊的能力與 CEO 權力對審計意見購買的影響。實證結果顯示，整體而言，經營團隊能力對審計意見購買具有正面的影響，而 CEO 權力對審計意見購買則有負面的影響。其次，前述經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買的影響，主要是發生在資訊不對稱或產業競爭程度較高的企業環境。第三，若考量經營團隊能力與 CEO 權力的交互影響，我們發現經營團隊能力與 CEO 權力對審計意見購買的影響效果將互相抵銷。然而，在舞弊風險（具有財務危機、疑似有盈餘操弄、或公司治理環境較差的企業）較高的環境，則高能力且高權力的同時作用下，會嚴重造成審計意見購買的情形。反之，在舞弊機會較低的環境，則減緩了高權力經理人（不論是否為高能力的經營團隊）的負面影響。最後，在執行一系列的穩健測試與內生性測試後，所有結果均支持本文的觀點。

本文的主要貢獻有二項。首先，本文是首篇針對經營團隊特性而檢視審計意見購買的研究。第二，我們提供企業環境特性與舞弊風險也是影響審計意見購買的重要因子。

就研究限制而言，我們承認本文用以衡量經營團隊能力以及 CEO 權力的方法，可能存有相當程度的誤差問題。第二，相較於過去文獻使用完整的 10 項 CEO 特徵

所建構的權力指標，本文仍有一項 CEO 權力特徵因資料受限而無法蒐集完全，也可能使 CEO 權力指標的完整性受到限制。第三，臺灣數據的部分資料不完整（如詳細的高階主管薪酬）與不一致性（如各公司對高階主管的分類不完全相同），都可能限縮本文實證發現的一般化程度。第四，由於我國 2016 年大幅修訂查核報告表述形式，以至於作者無法透過公開資料取得 2016 年以後的傳統審計意見數據，也可能影響本文實證結果在近期的適用程度。

對於未來研究的建議，第一，誠如前國際財務主持人協會理事長兼執行長 Philip Livingston 所言，醜聞的來源除了經營團隊，仍有董事會以及會計師等因素。這些尚有待於未來的研究持續探討。第二，我們鼓勵後續的研究者，發展新式查核報告下的審計意見辨識方法，擴展審計意見購買相關研究的期間。最後，我們也鼓勵未來研究，繼續針對經營團隊與個別成員特性做更廣泛的深入探討。

參考文獻

- 余駿展、謝安軒與黃華瑋，2022，異常審計公費與實際及認知審計品質關聯之研究：臺灣的近期證據，會計審計論叢，第12卷第2期：39-86。
- 林孝倫與郭俐君，2016，台灣會計師更換之市場反應，當代會計，第17卷第2期：235-264。
- 金融監督管理委員會（金管會），2022，公開發行公司年報應行記載事項準則，臺北：金融監督管理委員會。
- 洪玉舜與陳怡如，2015，前期繼續經營疑慮意見與公司治理對會計師事務所更換方向與後續審計意見購買之研究，中華會計學刊，第11卷第1期：29-78。
- 會計研究發展基金會，2022，審計準則201A號，臺北：會計研究發展基金會。
- Abad, D., J. P. Sánchez-Ballesta, and J. Yagüe. 2017. Audit opinions and information asymmetry in the stock market. *Accounting and Finance* 57 (2): 565-595.
- Abernathy, J. L., T. R. Kubick, and A. Masli. 2018. Evidence on the relation between managerial ability and financial reporting timeliness. *International Journal of Auditing* 22 (2): 185-196.
- Abernathy, M. A., Y. F. Kuang, and B. Qin. 2015. The influence of CEO power on compensation contract design. *The Accounting Review* 90 (4): 1265-1306.
- Acharya, V. V., S. C. Myers, and R. G. Rajan. 2011. The internal governance of firms. *The Journal of Finance* 66 (3): 689-720.
- Adams, R. B., H. Almeida, and D. Ferreira. 2005. Powerful CEOs and their impact on corporate performance. *The Review of Financial Studies* 18 (4): 1403-1432.
- Adams, R. B., and D. Ferreira. 2007. A theory of friendly boards. *The Journal of Finance* 62 (1): 217-250.
- Aktas, N., E. De Bodt, F. Declerck, and H. Van Oppens. 2007. The PIN anomaly around M&A announcements. *Journal of Financial Markets* 10 (2): 169-191.
- Albrecht, A., E. G. Mauldin, and N. J. Newton. 2018. Do auditors recognize the potential dark side of executives' accounting competence? *The Accounting Review* 93 (6): 1-28.
- Allison, P. 2005. *Fixed Effects Regression Methods for Longitudinal Data Using SAS*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5 (1): 31-56.
- Amin, K., J. Krishnan, and J. S. Yang. 2014. Going concern opinion and cost of equity. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 33 (4): 1-39.
- Anderson, C., and A. D. Galinsky. 2006. Power, optimism, and risk-taking. *European Journal of*

- Social Psychology* 36 (4): 511-536.
- Andreou, P. C., D. Philip, and P. Robejsek. 2016. Bank liquidity creation and risk-taking: Does managerial ability matter? *Journal of Business Finance and Accounting* 43 (1-2): 226-259.
- Andreou, P. C., I. Karasamani, C. Louca, and D. Ehrlich. 2017. The impact of managerial ability on crisis-period corporate investment. *Journal of Business Research* 79: 107-122.
- Baatwah, S. R., Z. Salleh, and N. Ahmad. 2015. CEO characteristics and audit report timeliness: Do CEO tenure and financial expertise matter? *Managerial Auditing Journal* 30 (8/9): 998-1022.
- Baik, B., D. B. Farber, and S. Lee. 2011. CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research* 28 (5): 1645-1668.
- Baik, B., P. A. Brockman, D. B. Farber, and S. Lee. 2018. Managerial ability and the quality of firms' information environment. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 33 (4): 506-527.
- Baik, B., S. Choi, and D. B. Farber. 2020. Managerial ability and income smoothing. *The Accounting Review* 95 (4): 1-22.
- Bamber, L. S., J. Jiang, and I. Y. Wang. 2010. What's my style? The influence of top managers on voluntary corporate financial disclosure. *The Accounting Review* 85 (4): 1131-1162.
- Bates, T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz. 2009. Why do U.S. Firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance* 64 (5): 1985-2021.
- Bebchuk, L. A., K. J. M. Cremers, and U. C. Peyer. 2011. The CEO pay slice. *Journal of Financial Economics* 102 (1): 199-221.
- Beck, M. J., and E. G. Mauldin. 2014. Who's really in charge? Audit committee versus CFO power and audit fees. *The Accounting Review* 89 (6): 2057-2085.
- Beck, M. J., J. R. Francis, and J. L. Gunn. 2018. Public company audits and city-specific labor characteristics. *Contemporary Accounting Research* 35 (1): 394-433.
- Bedford, A., S. Ghannam, M. Grosse, and N. Ma. 2023. CEO power and the strategic selection of accounting financial experts to the audit committee. *Contemporary Accounting Research* 40 (4): 2673-2710.
- Bell, T. B., W. R. Landsman, and D. A. Shackelford. 2001. Auditors' perceived business risk and audit fees: Analysis and evidence. *Journal of Accounting Research* 39 (1): 35-43.
- Bendahan, S., C. Zehnder, F. P. Pralong, and J. Antonakis. 2015. Leader corruption depends on power and testosterone. *The Leadership Quarterly* 26 (2): 101-122.
- Bertrand, M., and A. Schoar. 2003. Managing with style: The effect of managers on firm policies. *The Quarterly Journal of Economics* 118 (4): 1169-1208.

- Blouin, J., B. M. Grein, and B. R. Rountree. 2007. An analysis of forced auditor change: The case of former Arthur Andersen clients. *The Accounting Review* 82 (3): 621-650.
- Boeker, W. 1989. Strategic change: The effects of founding and history. *Academy of Management Journal* 32 (3): 489-515.
- Bonsall IV, S. B., E. R. Holzman, and B. P. Miller. 2017. Managerial ability and credit risk assessment. *Management Science* 63 (5): 1271-1656.
- Book, E. W. 2000. *Why the Best Man for the Job is A Woman: The Unique Female Qualities of Leadership*. New York, NY: Harper Collins.
- Boyd, B. K. 1995. CEO duality and firm performance: A contingency model. *Strategic Management Journal* 16 (4): 301-312.
- Brochet, F., P. Limbach, M. Schmid, and M. Scholz-Daneshgari. 2021. CEO tenure and firm value. *The Accounting Review* 96 (6): 47-71.
- Cannella Jr., A. A., J. H. Park, and H. U. Lee. 2008. Top management team functional background diversity and firm performance: Examining the roles of team member colocation and environmental uncertainty. *The Academy of Management Journal* 51 (4): 768-784.
- Chan, K. H., K. Z. Lin, and P. L. L. Mo. 2006. A political-economic analysis of auditor reporting and auditor switches. *Review of Accounting Studies* 11 (1): 21-48.
- Chen, C. J., S. Chen, and X. Su. 2001. Profitability regulation, earnings management, and modified audit opinions: Evidence from China. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 20 (2): 9-30.
- Chen, F., J. R. Francis, and Y. Hou. 2019. *Same-firm audit office switches and informationally motivated opinion shopping*. Workpaper, University of Toronto, University of Missouri and Queen's University. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2899888>.
- Chen, F., S. Peng, S. Xue, Z. Yang, and F. Ye. 2016. Do audit clients successfully engage in opinion shopping? Partner-level evidence. *Journal of Accounting Research* 54 (1): 79-112.
- Chen, P. F., S. He, Z. Ma, and D. Stice. 2016. The information role of audit opinions in debt contracting. *Journal of Accounting and Economics* 61 (1): 121-144.
- Cheng, L., and A. Cheung. 2021. Is there a dark side of managerial ability? Evidence from the use of derivatives and firm risk in China. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 17 (2): 100258.
- Cheng, Q., and T. D. Warfield. 2005. Equity incentives and earnings management. *The Accounting Review* 80 (2): 441-476.
- Cheng, Q., J. Lee, and T. Shevlin. 2016. Internal governance and real earnings management. *The Accounting Review* 91 (4): 1051-1085.

- Cheung, K. T. S., D. Naidu, F. Navissi, and K. Ranjeeni. 2017. Valuing talent: Do CEOs' ability and discretion unambiguously increase firm performance. *Journal of Corporate Finance* 42: 15-35.
- Chi, H. Y., and C. L. Chin. 2011. Firm versus partner measures of auditor industry expertise and effects on auditor quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 30 (2): 201-229.
- Chi, W., and C. Wang. 2010. Accounting conservatism in a setting of information asymmetry between majority and minority shareholders. *The International Journal of Accounting* 45 (4): 465-489.
- Chi, W., L. L. Lisic, L. A. Myers, M. Pevzner, and T. A. Seidel. 2022. Does visibility of an engagement partner's association with recent client restatements increase fee pressures from non-restating clients? *Accounting Horizons* 36 (2): 19-45.
- Chi, W., L. L. Lisic, L. A. Myers, M. Pevzner, and T. A. Seidel. 2019. The consequences of providing lower-quality audits at the engagement partner level. *Journal of International Accounting Research* 18 (3): 63-82.
- Choi, H., and S. Suh. 2019. The effect of financial reporting quality on CEO compensation structure: Evidence from accounting comparability. *Journal of Accounting and Public Policy* 38 (5): 106681.
- Choi, S. K., and D. C. Jeter. 1992. The effects of qualified audit opinions on earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 15 (2-3): 229-247.
- Chou, T. K., J. A. Pittman, and Z. Zhuang. 2021. The importance of partner narcissism to audit quality: Evidence from Taiwan. *The Accounting Review* 96 (6): 103-127.
- Chow, C. W., and S. J. Rice. 1982. Qualified audit opinions and auditor switching. *The Accounting Review* 57 (2): 326-335.
- Chung, H., C. H. Sonu, Y. Zang, and J. H. Choi. 2019. Opinion shopping to avoid a going concern audit opinion and subsequent audit quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 38 (2): 101-123.
- Coff, R. W. 1997. Human assets and management dilemmas: Coping with hazards on the road to resource-based theory. *Academy of Management Review* 22 (2): 374-402.
- Coff, R. W. 1999. When competitive advantage doesn't lead to performance: The resource-based view and stakeholder bargaining power. *Organization Science* 10 (2): 119-133.
- Cornaggia, K. J., G. V. Krishnan, and C. Wang. 2017. Managerial ability and credit ratings. *Contemporary Accounting Research* 34 (4): 2094-2122.
- Cressey, D. R. 1953. *Other People's Money; A Study of the Social Psychology of Embezzlement*. Washington, D.C.: Free Press.

- Daily, C. M., and J. L. Johnson. 1997. Sources of CEO power and firm financial performance: A longitudinal assessment. *Journal of Management* 23 (2): 97-117.
- Das, S., P. K. Shroff, and H. Zhang. 2009. Quarterly earnings patterns and earnings management. *Contemporary Accounting Research* 26 (3): 797-831.
- Dasgupta, S., X. Li, and A. Y. Wang. 2018. Product market competition shocks, firm performance, and forced CEO turnover. *The Review of Financial Studies* 31 (11): 4187-4231.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3 (3): 183-199.
- DeBoskey, D. G., Y. Luo, and L. Zhou. 2019. CEO power, board oversight, and earnings announcement tone. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 52 (2): 657-680.
- Dedman, E., and C. Lennox. 2009. Perceived competition, profitability and the withholding of information about sales and the cost of sales. *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 210-230.
- DeFond, M. L., K. Raghunandan, and K. R. Subramanyam. 2002. Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *Journal of Accounting Research* 40 (4): 1247-1274.
- DeFond, M. L., T. J. Wong, and S. Li. 1999. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China. *Journal of Accounting and Economics* 28 (3): 269-305.
- DeFond, M., D. H. Erkens, and J. Zhang. 2017. Do client characteristics really drive the big N audit quality effect? New evidence from propensity score matching. *Management Science* 63 (11): 3628-3649.
- DeFond, M., and J. Zhang. 2014. A review of archival auditing research. *Journal of Accounting and Economics* 58 (2-3): 275-326.
- Dejong, D., and Z. Ling. 2013. Managers: Their effects on accruals and firm policies. *Journal of Business Finance and Accounting* 40 (1-2): 82-114.
- Demerjian, P. R., B. Lev, M. F. Lewis, and S. E. McVay. 2013. Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review* 88 (2): 463-498.
- Demerjian, P., B. Lev, and S. McVay. 2012. Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science* 58 (7): 1229-1248.
- Demerjian, P., M. Lewis-Western, and S. McVay. 2017. How does intentional earnings smoothing vary with managerial ability? *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 35 (2): 406-437.
- Doukas, J. A., and R. Zhang. 2020. Corporate managerial ability, earnings smoothing, and acquisitions. *Journal of Corporate Finance* 65: 101756.
- Draeger, M. A., J. Z. Haislip, and M. Sterin. 2022. Is audit committee power associated with audit

- completeness and earnings announcement timing? *Accounting Horizons* 36 (2): 71-94.
- 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 and Theory* 39 (2): 51-79.
- Dyreng, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew. 2010. The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 85 (4): 1163-1189.
- Eagly, A. H., and B. T. Johnson. 1990. Gender and leadership style: A meta-analysis. *Psychological Bulletin* 108 (2): 233-256.
- Eagly, A. H., M. C. Johannesen-Schmidt, and M. L. Van Engen. 2003. Transformational, transactional, and laissez-faire leadership styles: A meta-analysis comparing women and men. *Psychological Bulletin* 129 (4): 569-591.
- Easley, D., and M. O'Hara. 1992. Time and the process of security price adjustment. *The Journal of Finance* 47 (2): 577-605.
- Easley, D., R. F. Engle, M. O'Hara, and L. Wu. 2008. Time-varying arrival rates of informed and uninformed trades. *Journal of Financial Econometrics* 6 (2): 171-207.
- Easley, D., S. Hvidkjaer, and M. O'Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *The Journal of Finance* 57 (5): 2185-2221.
- Farrell, K. A., and D. A. Whidbee. 2003. Impact of firm performance expectations on CEO turnover and replacement decisions. *Journal of Accounting and Economics* 36 (1-3): 165-196.
- Fee, C. E., C. J. Hadlock, and J. R. Pierce. 2013. Managers with and without style: Evidence using exogenous variation. *Review of Financial Studies* 26 (3): 567-601.
- Feng, M., W. Ge, S. Luo, and T. Shevlin. 2011. Why do CFOs become involved in material accounting manipulations? *Journal of Accounting and Economics* 51 (1-2): 21-36.
- Fink, R. 2002. *The fear of all sums*. CFO magazine. URL: (<https://www.cfo.com/news/the-fear-of-all-sums/681723/>) (accessed 10.06.13).
- Finkelstein, S. 1992. Power in top management teams: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal* 35 (3): 505-538.
- Finkelstein, S., and D. C. Hambrick. 1990. Top-management-team tenure and organizational outcomes: The moderating role of managerial discretion. *Administrative Science Quarterly* 35 (3): 484-503.
- Friedman, H. L. 2014. Implications of power: When the CEO can pressure the CFO to bias reports. *Journal of Accounting and Economics* 58 (1): 117-141.
- García Osma, B., B. Gill-De-Albornoz Noguer, E. De Las Heras Cristóbal, and S. Rusanescu. 2022. Opinion-shopping: Firm versus partner-level evidence. *Accounting and Business*

- Research* 52 (7): 773-814.
- Gaver, J. J., and S. Utke. 2019. Audit quality and specialist tenure. *The Accounting Review* 94 (3): 113-147.
- Ge, W., D. Matsumoto, and J. L. Zhang. 2011. Do CFOs have style? An empirical investigation of the effect of individual CFOs on accounting practices. *Contemporary Accounting Research* 28 (4): 1141-1179.
- Glosten, L. R., and P. R. Milgrom. 1985. Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics* 14 (1): 71-100.
- Gopalan, R., O. Kadan, and M. Pevzner. 2012. Asset liquidity and stock liquidity. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 47 (2): 333-364.
- Grabke-Rundell, A., and L. R. Gomez-Mejia. 2002. Power as a determinant of executive compensation. *Human Resource Management Review* 12 (1): 3-23.
- Greene, C. N., and P. M. Podsakoff. 1981. Effects of withdrawal of a performance-contingent reward on supervisory influence and power. *The Academy of Management Journal* 24 (3): 527-542.
- Griffin, D., and A. Tversky. 1992. The weighing of evidence and the determinants of confidence. *Cognitive Psychology* 24 (3): 411-435.
- Guidry, F., A. J. Leone, and S. Rock. 1999. Earnings-based bonus plans and earnings management by business-unit managers. *Journal of Accounting and Economics* 26 (1-3): 113-142.
- Gul, F. A., and S. Leung. 2004. Board leadership, outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures. *Journal of Accounting and Public Policy* 23 (5): 351-379.
- Gul, F. A., M. Khedmati, E. K. Lim, and F. Navissi. 2018. Managerial ability, financial distress, and audit fees. *Accounting Horizons* 32 (1): 29-51.
- Hackenbrack, K., and W. R. Knechel. 1997. Resource allocation decisions in audit engagements. *Contemporary Accounting Research* 14 (3): 481-499.
- Hainmueller, J. 2012. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20 (1): 25-46.
- Hainmueller, J., and Y. Xu. 2013. Ebalance: A stata package for entropy balancing. *Journal of Statistical Software* 54 (7): 1-18.
- Hair Jr., J. F., R. E. Anderson, R. L. Tatham, and W. C. Black. 1998. *Multivariate Data Analysis*, 5th ed., Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Haleblian, J., and S. Finkelstein. 1993. Top management team size, CEO dominance, and firm performance: The moderating roles of environmental turbulence and discretion. *Academy of Management Journal* 36 (4): 844-863.

- Hambrick, D. C. 2007. Upper echelons theory: An update. *Academy of Management Review* 32 (2): 334-343.
- Hambrick, D. C., and P. A. Mason. 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review* 9 (2): 193-206.
- Harris, M. S. 1998. The association between competition and managers' business segment reporting decisions. *Journal of Accounting Research* 36 (1): 111-128.
- Hart, O. D. 1983. The market mechanism as an incentive scheme. *The Bell Journal of Economics* 14 (2): 366-382.
- Haynes, K. T., A. Zattoni, B. K. Boyd, and A. Minichilli. 2019. Figureheads or potentates? CEO power and board oversight in the context of Sarbanes Oxley. *Corporate Governance: An International Review* 27 (6): 402-426.
- Healy, P. M. 1985. The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (1-3): 85-107.
- Healy, P. M., and K. G. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics* 31 (1-3): 405-440.
- Helgesen, S. 1990. *The Female Advantage: Women's Ways of Leadership*. New York, NY: Doubleday Currency.
- Hirshleifer, D., A. Low, and S. H. Teoh. 2012. Are overconfident CEOs better innovators? *The Journal of Finance* 67 (4): 1457-1498.
- Holcomb, T. R., R. M. Holmes Jr., and B. L. Connelly. 2009. Making the most of what you have: Managerial ability as a source of resource value creation. *Strategic Management Journal* 30 (5): 457-485.
- Houston, J. F., L. Jiang, C. Lin, and Y. Ma. 2014. Political connections and the cost of bank loans. *Journal of Accounting Research* 52 (1): 193-243.
- Huang, T. C., C. Chen, S. E. Kaplan, and Y. H. Lin. 2021. Audit partners' co-working experience and audit outcomes. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 40 (2): 133-160.
- Huang, X. S., and L. Sun. 2017. Managerial ability and real earnings management. *Advances in Accounting* 39: 91-104.
- Jensen, M. C. 1993. The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The Journal of Finance* 48 (3): 831-880.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Judd, J. S., K. J. Olsen, and J. Stekelberg. 2017. How do auditors respond to CEO narcissism?

- Evidence from external audit fees. *Accounting Horizons* 31 (4): 33-52.
- Kang, E., and A. Zardkoohi. 2005. Board leadership structure and firm performance. *Corporate Governance: An International Review* 13 (6): 785-799.
- Karuna, C. 2007. Industry product market competition and managerial incentives. *Journal of Accounting and Economics* 43 (2-3): 275-297.
- Keltner, D., D. H. Gruenfeld, and C. Anderson. 2003. Power, approach, and inhibition. *Psychological Review* 110 (2): 265-284.
- Khurana, I. K., R. Pereira, and E. X. Zhang. 2018. Is real earnings smoothing harmful? Evidence from firm-specific stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 35 (1): 558-587.
- Kim, J. B., Y. Li, and L. Zhang. 2011. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics* 100 (3): 639-662.
- Kim, J. B., Z. Wang, and L. Zhang. 2016. CEO overconfidence and stock price crash risk. *Contemporary Accounting Research* 33 (4): 1720-1749.
- King, G., and R. Nielsen. 2019. Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis* 27 (4): 435-454.
- Koester, A., T. Shevlin, and D. Wangerin. 2017. The role of managerial ability in corporate tax avoidance. *Management Science* 63 (10): 3285-3310.
- Kor, Y. Y. 2003. Experience-based top management team competence and sustained growth. *Organization Science* 14 (6): 707-719.
- Krishnan, G. V., and C. Wang. 2015. The relation between managerial ability and audit fees and going concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 34 (3): 139-160.
- Landsman, W. R., K. K. Nelson, and B. R. Rountree. 2009. Auditor switches in the pre-and post-Enron eras: Risk or realignment? *The Accounting Review* 84 (2): 531-558.
- Larcker, D. F., and T. O. Rusticus. 2010. On the use of instrumental variables in accounting research. *Journal of Accounting and Economics* 49 (3): 186-205.
- Lennox, C. 2000. Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK. *Journal of Accounting and Economics* 29 (3): 321-337.
- Lennox, C. 2005. Management ownership and audit firm size. *Contemporary Accounting Research* 22 (1): 205-227.
- Lennox, C. S. 1998. *Modified Audit Reports, Executive Compensation and CEO Turnover*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=141012>.
- Lennox, C. 2022. *Opinion Shopping, Audit Firm Dismissals, and Audit Committees*. Available at SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=299843.

- Li, H., L. Meng, Q. Wang, and L. A. Zhou. 2008. Political connections, financing and firm performance: Evidence from Chinese private firms. *Journal of Development Economics* 87 (2): 283-299.
- Li, Y., M. Gong, X. Y. Zhang, and L. Koh. 2018. The impact of environmental, social, and governance disclosure on firm value: The role of CEO power. *The British Accounting Review* 50 (1): 60-75.
- Liao, Q., B. Ouyang, and Y. Tang. 2023. The impact of executive ethnic diversity on real earnings management. *Accounting Horizons* 37 (4): 149-175.
- Lin, C., P. Lin, F. M. Song, and C. Li. 2011. Managerial incentives, CEO characteristics and corporate innovation in China's private sector. *Journal of Comparative Economics* 39 (2): 176-190.
- Lisic, L. L., T. L. Neal, I. X. Zhang, and Y. Zhang. 2016. CEO power, internal control quality, and audit committee effectiveness in substance versus in form. *Contemporary Accounting Research* 33 (3): 1199-1237.
- Liu, Y., and P. Jiraporn. 2010. The effect of CEO power on bond ratings and yields. *Journal of Empirical Finance* 17 (4): 744-762.
- Malmendier, U., and G. Tate. 2008. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction. *Journal of Financial Economics* 89 (1): 20-43.
- Mande, V., and M. Son. 2012. CEO centrality and meeting or beating analysts' earnings forecasts. *Journal of Business Finance and Accounting* 39 (1-2): 82-112.
- Mande, V., and M. Son. 2013. Do financial restatements lead to auditor changes? *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 32 (2): 119-145.
- Menon, K., and D. D. Williams. 2010. Investor reaction to going concern audit reports. *The Accounting Review* 85 (6): 2075-2105.
- Menon, K., and D. D. Williams. 2008. Management turnover following auditor resignations. *Contemporary Accounting Research* 25 (2): 567-604.
- Mishra, D. R. 2014. The dark side of CEO ability: CEO general managerial skills and cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance* 29: 390-409.
- Mitra, S., B. Jaggi, and T. Al-Hayale. 2019. Managerial overconfidence, ability, firm-governance and audit fees. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 52 (3): 841-870.
- Morse, A., V. Nanda, and A. Seru. 2011. Are incentive contracts rigged by powerful CEOs? *The Journal of Finance* 66 (5): 1779-1821.
- Mutschmann, M., T. Hasso, and M. Pelster. 2022. Dark triad managerial personality and financial reporting manipulation. *Journal of Business Ethics* 181 (3): 763-788.

- Nelson, M. W. 2009. A model and literature review of professional skepticism in auditing. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 28 (2): 1-34.
- Nelson, M., and H. T. Tan. 2005. Judgment and decision making research in auditing: A task, person, and interpersonal interaction perspective. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 24 (s-1): 41-71.
- Nevo, A. 2001. Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica* 69 (2): 307-342.
- Newton, N. J., J. S. Persellin, D. Wang, and M. S. Wilkins. 2016. Internal control opinion shopping and audit market competition. *The Accounting Review* 91 (2): 603-623.
- O'Keefe, T. B., D. A. Simunic, and M. T. Stein. 1994. The production of audit services: Evidence from a major public accounting firm. *Journal of Accounting Research* 32 (2): 241-261.
- Oradi, J. 2021. CEO succession origin, audit report lag, and audit fees: Evidence from Iran. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 45: 100414.
- Parrino, R. 1997. CEO turnover and outside succession a cross-sectional analysis. *Journal of Financial Economics* 46 (2): 165-197.
- Patel, P. C., and D. Cooper. 2014. Structural power equality between family and nonfamily TMT members and the performance of family firms. *Academy of Management Journal* 57 (6): 1624-1649.
- Pitcher, P., and A. D. Smith. 2001. Top management team heterogeneity: Personality, power, and proxies. *Organization Science* 12 (1): 1-18.
- Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). 1997. *Auditing Standard AS 2610: Initial Audits—Communications between Predecessor and Successor Auditors*. <https://pcaobus.org/oversight/standards/auditing-standards/details/AS2610>.
- Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). 2010. *Auditing Standard AS 2110: Identifying and Assessing Risks of Material Misstatement*. <https://pcaobus.org/oversight/standards/auditing-standards/details/AS2110>.
- Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). 2011. *Concept Release on Auditor Independence and Audit Firm Rotation*. PCAOB Release No. 2011-007. https://pcaobus.org/Rulemaking/docket037/release_2011-006.pdf.
- Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). 2014. *Auditing Standard AS 2401: Consideration of Fraud in a Financial Statement Audit*. <https://pcaobus.org/oversight/standards/auditing-standards/details/AS2401>.
- Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB). 2015. *Auditing Standard AS 1001: Responsibilities and Functions of the Independent Auditor*.

- <https://pcaobus.org/oversight/standards/auditing-standards/details/AS1001>.
- Raghavan, A. 2002. How a bright star at andersen burned out along with Enron. *The Wall Street Journal* (May 15).
- Rahim, M. A. 2018. Managerial power. In *Global Encyclopedia of Public Administration, Public Policy, and Governance*, edited by A. Farazmand, 3899-3908. Cham: Springer International Publishing.
- Reynolds, J. K., and J. R. Francis. 2000. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30 (3): 375-400.
- Richardson, V. J. 2000. Information asymmetry and earnings management: Some evidence. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 15 (4): 325-347.
- Rosener, J. B. 1995. *America's Competitive Secret: Utilizing Women as Management Strategy*. New York, NY: Oxford University Press.
- Rouwelaar, H. T., F. Schaepkens, and S. K. Widener. 2021. Skills, influence, and effectiveness of management accountants. *Journal of Management Accounting Research* 33 (2): 211-235.
- Rucker, D. D., D. Dubois, and A. D. Galinsky. 2011. Generous paupers and stingy princes: Power drives consumer spending on self versus others. *Journal of Consumer Research* 37 (6): 1015-1029.
- Schmidt, K. M. 1997. Managerial incentives and product market competition. *The Review of Economic Studies* 64 (2): 191-213.
- Schrand, C. M., and S. L. C. Zechman. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics* 53 (1-2): 311-329.
- Securities and Exchange Commission (SEC). 1988. *Financial Reporting Release No. 31: Disclosure Amendments to Regulation S-K, Form 8-K and Schedule 14A Regarding Changes in Accountants and Potential Opinion Shopping Situations, SEC Docket 40 (14): 1140-1147*. Washington, DC: SEC. (SEC Financial Reporting Release No. 31).
- Securities and Exchange Commission (SEC). 2015. *Possible Revisions to Audit Committee Disclosures* (Release Nos. 33-9862, 34-55344RIN 3235AL70. File No. S7-13-15). <https://www.sec.gov/rules/concept/2015/33-9862.pdf>
- Sheikh, S. 2019. CEO power and corporate risk: The impact of market competition and corporate governance. *Corporate Governance: An International Review* 27 (5): 358-377.
- Shi, G., J. Sun, and L. Zhang. 2018. Product market competition and earnings management: A firm-level analysis. *Journal of Business Finance and Accounting* 45 (5-6): 604-624.

- Singer, Z., and J. Zhang. 2022. Do companies try to conceal financial misstatements through auditor shopping? *Journal of Business Finance and Accounting* 49 (1-2): 140-180.
- Smith, D. B. 1986. Auditor “subject to” opinions, disclaimers, and auditor changes. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 6 (1): 95-108.
- Song, W. L., and K. M. Wan. 2019. Does CEO compensation reflect managerial ability or managerial power? Evidence from the compensation of powerful CEOs. *Journal of Corporate Finance* 56: 1-14.
- Srinidhi, B. N., S. He, and M. Firth. 2014. The effect of governance on specialist auditor choice and audit fees in U.S. family firms. *The Accounting Review* 89 (6): 2297-2329.
- Sturm, R. E., and J. Antonakis. 2015. Interpersonal power: A review, critique, and research agenda. *Journal of Management* 41 (1): 136-163.
- Sun, L., G. Johnson, and W. Bradley. 2022. CEO power and annual report reading difficulty. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 18 (2): 100315.
- Tee, C. M. 2019. CEO power and audit fees: Evidence from Malaysia. *International Journal of Auditing* 23 (3): 365-386.
- Tost, L. P., F. Gino, and R. P. Larrick. 2012. Power, competitiveness, and advice taking: Why the powerful don’t listen. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 117 (1): 53-65.
- Treadway, D. C., J. W. Breland, L. M. Williams, J. Cho, J. Yang, and G. R. Ferris. 2013. Social influence and interpersonal power in organizations: Roles of performance and political skill in two studies. *Journal of Management* 39 (6): 1529-1553.
- Treviño, L. K., G. R. Weaver, and S. J. Reynolds. 2006. Behavioral ethics in organizations: A review. *Journal of Management* 32 (6): 951-990.
- Uygur, O. 2018. CEO ability and corporate opacity. *Global Finance Journal* 35: 72-81.
- Veprauskaitė, E., and M. Adams. 2013. Do powerful chief executives influence the financial performance of UK firms? *The British Accounting Review* 45 (3): 229-241.
- Wang, S. 2023. Top management team functional diversity and management forecast accuracy. *Accounting Horizons* 37 (3): 243-278.
- Wang, Y., and A. C. W. Chui. 2015. Product market competition and audit fees. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 34 (4): 139-156.
- Wang, Z., M. H. Chen, C. L. Chin, and Q. Zheng. 2017. Managerial ability, political connections, and fraudulent financial reporting in China. *Journal of Accounting and Public Policy* 36 (2): 141-162.

- Yung, K., and C. Chen. 2018. Managerial ability and firm risk-taking behavior. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 51: 1005-1032.
- Yung, K., and T. Nguyen. 2020. Managerial ability, product market competition, and firm behavior. *International Review of Economics and Finance* 70: 102-116.
- Zhang, D. 2019. Top management team characteristics and financial reporting quality. *The Accounting Review* 94 (5): 349-375.
- Zhdanov, A. 2007. Competitive equilibrium with debt. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42 (3): 709-734.
- Zhu, J., and W. D. Cook. 2007. *Modeling Data Irregularities and Structural Complexities in Data Envelopment Analysis*. New York, NY: Springer.

附錄 1 變數定義

附表 1 變數定義表

變數名稱	變數定義
被解釋變數：	
<i>MAO</i>	＝ 指標變數，當查核客戶當年度收到非標準式無保留意見以外之審計意見時為1，反之為0。本文參考Duh et al. (2020)以臺灣樣本進行的研究，將下列四種修正式無保留意見類型視為標準式的無保留意見：(1)適用新法條或規定、(2)提及其他會計師之責任、(3)會計原則變動、(4)適用新公報而影響財務報表一致性或可比較性。
<i>LagMAO</i>	＝ 指標變數，當公司於前一年收到非標準式無保留意見以外之審計意見時為1，反之為0。
<i>Switch</i>	＝ 指標變數，當年度有更換查核會計師事務所為1，反之為0。
主要解釋變數：	
<i>OpnShop</i>	＝ 根據審計意見報告模型(本文的第3式)估計之審計意見購買行為變數。變數數值表示企業「更換事務所後收到MAO的機率」與「不更換事務所時收到MAO的機率」之差額，故該數值愈高(愈低)表示更換(不更換)會計師事務所所有較高機率收到MAO；反之，數值愈低(愈高)表示不更換(更換)會計師事務所時能夠取得較有利的審計意見。收到乾淨意見的機率愈高。詳細的衡量方式請參考研究方法一節。
<i>MAScore</i>	＝ 經營團隊能力指標。本文參考Demerjian et al. (2012)所發展的衡量方法，透過兩階段方法(DEA與Tobit模型)估計經營團隊原始能力值後，將能力值依產業年分為10組，並以第0組與第9組分別表示能力最差與最高的經營團隊。詳細的衡量方式請參考研究方法一節。
<i>CEOPower</i>	＝ 總經理權力指標。本文參考Finkelstein (1992)所發展的衡量方法，先將總經理的9項權力特徵予以量化，再分項依年度中位數轉換為0或1的數值；接著將此9項權力數值相加得到總經理的權力分數，並以0分與9分分別表示權力最低與最高的總經理。詳細衡量方式請參考研究方法一節。
<i>MAScore^{High}</i>	＝ 指標變數，當經營團隊能力指標大於年度中位數者為1，反之為0。
<i>CEOPower^{High}</i>	＝ 指標變數，當總經理權力指標大於年度中位數者為1，反之為0。

附表 1 變數定義表 (續)

變數名稱	變數定義
$MAScore^H CEOPower^H$	= 指標變數，當 $MAScore^{High}$ 與 $CEOPower^{High}$ 均為 1 時，該指標為 1，反之為 0。
$MAScore^H CEOPower^L$	= 指標變數，當 $MAScore^{High}$ 為 1 且 $CEOPower^{High}$ 為 0 時，該指標為 1，反之為 0。
$MAScore^L CEOPower^H$	= 指標變數，當 $MAScore^{High}$ 為 0 且 $CEOPower^{High}$ 為 1 時，該指標為 1，反之為 0。
$MAScore^L CEOPower^L$	= 指標變數，當 $MAScore^{High}$ 與 $CEOPower^{High}$ 均為 0 時，該指標為 1，反之為 0。
其餘解釋變數：	
ROA	= 資產報酬率，以當期稅後淨利除以平均資產衡量。
OCF	= 營業活動現金流量除以平均總資產衡量。
Leverage	= 負債比率，以總負債除以總資產衡量。
Size	= 公司規模，以期末總資產（仟元表達）取自然對數衡量。
ARINV	= 應收帳款率與存貨占總資產比重。
Age	= 公司的設立年數。
Return	= 經市場調整後之股價報酬率。以對數計算之年報酬減去市場年報酬率衡量。
Loss	= 指標變數，當公司報導營業損失時為 1，反之為 0。
Current	= 流動比率，以流動資產除以流動負債。
RPTLend	= 關係人借款占總資產的比率。
BODShare	= 董監事普通股的持股比率。
Growth	= 銷貨收入年成長率，以當期銷貨收入減前期銷貨收入除以前期銷貨收入得到的比率。
Raise	= 指標變數，當年度有現金增資時為 1，反之為 0。
AFTenure	= 查核會計師事務所的連續查核任期。
APTenure	= 主查會計師的連續查核任期。
AFExpertise	= 指標變數，簽證會計師事務所之簽證客戶家數於該產業市占率排名前二名者為 1，反之為 0。
APExpertise	= 指標變數，簽證會計師之簽證客戶家數於該產業市占率排名前二名者為 1，反之為 0。
Sales	= 全年度銷貨收入淨額（仟元表達）。
COGS	= 全年度銷貨成本金額（仟元表達）。
SG&A	= 全年度推銷及管理費用（仟元表達）。

附表 1 變數定義表 (續)

變數名稱	變數定義
<i>PP&E</i>	= 當年度期初不動產、廠房與設備淨額 (仟元表達)。
<i>R&D</i>	= 全年度研究發展費用 (仟元表達)，若無則以0取代。
<i>Goodwill</i>	= 當年度商譽金額 (仟元表達)，若無則以0取代。
<i>OtherIntan</i>	= 當年度其他無形資產淨額 (仟元表達)，若無則以0取代。
<i>Efficiency</i>	= 透過DEA模型 (本文第1式) 估計之企業公司相對效率值。
<i>MarketShare</i>	= 市場佔有率，以公司營收淨額除以對應產業所有公司營收的合計數。
<i>FreeCashFlow</i>	= 指標變數，當營業活動淨現金流量減除資本支出後的現金流量大於0者為1，反之為0。
<i>Segement</i>	= 部門集中程度，先計算各部門銷貨收入對企業總收入之占比，再計算該占比的平方和。若公司無揭露部門資料則以1取代。
<i>Foreign</i>	= 指標變數，企業當年度有外幣兌換損益時為1，否則為0。
橫斷面分析、穩健性測試與其他額外測試之相關變數：	
<i>RES</i>	= 本文資訊不對稱程度指標之一，為公司年級別的變數，係以日內成交單資料計算之相對有效價差 (<i>RES</i>)。詳細計算方式參考附錄2。
<i>PIN</i>	= 本文資訊不對稱程度指標之一，為公司年級別的變數，係以日內成交單資料計算之資訊交易機率 (<i>PIN</i>)。詳細計算方式參考附錄2。
<i>ILLIQ</i>	= 本文資訊不對稱程度指標之一，為公司年級別的變數，係以日收盤資料計算之股價流動性 (<i>ILLIQ</i>)。詳細計算方式參考附錄2。
<i>NCSKEW</i>	= 本文資訊不對稱程度指標之一，為公司年級別的變數，係以個股週報酬資料計算之股價崩跌風險 (<i>NCSKEW</i>)。詳細計算方式參考附錄2。
<i>IASY</i>	= 本文資訊不對稱程度綜合指標，為公司年級別的變數，係以 <i>RES</i> 、 <i>PIN</i> 、 <i>ILLIQ</i> 、 <i>NCSKEW</i> 四項指標經主成分分析後所建立的資訊不對稱程度綜合指數。
<i>HHI</i>	= 本文產業競爭程度指標之一，為產業年級別的變數，係以營收為基礎所計算的產業市佔率平方和衡量之賀芬達指數 (Herfindahl-Hirschman index, <i>HHI</i>)。數值愈低表示產業競爭程度愈高，反之則表示產業競爭程度愈低。詳細計算方式參考附錄3。

附表 1 變數定義表 (續)

變數名稱	變數定義
<i>CON4</i>	= 本文產業競爭程度指標之一，為產業年級別的變數，係以營收為基礎計算的產業營收集集中程度。數值愈低表示產業競爭程度愈高，反之則表示產業競爭程度愈低。詳細計算方式參考附錄3。
<i>Persist</i>	= 本文產業競爭程度指標之一，為產業年級別的變數，係以同產業內之正ROA ⁺ 的持續性 (<i>Persist</i>) 衡量。數值愈低表示產業競爭程度愈高，反之則表示產業競爭程度愈低。詳細計算方式參考附錄3。
<i>HOMO</i>	= 本文產業競爭程度指標之一，為產業年級別的變數，係以個股年內月報酬資料執行二因子市場模型 (包含市場報酬率與產業報酬率) 後取得產業報酬率的估計係數，再依產業別計算產業報酬率估計係數之平均數作為該產業年的同質性指標。數值愈低表示產業競爭程度愈高，反之則表示產業競爭程度愈低。詳細計算方式參考附錄3。
<i>COMP</i>	= 本文產業競爭程度綜合指標，係以 <i>HHI</i> 、 <i>CON4</i> 、 <i>Persist</i> 、 <i>HOMO</i> 四項指標經主成分分析後所建立的產業競爭程度綜合指數。
<i>APSwitch</i>	= 指標變數，當年度有更換查核會計師合夥人為1，反之為0。
<i>APOpnShop</i>	= 以會計師合夥人層級為分析標的所估計之審計意見購買行為變數。衡量方式類似於變數 <i>OpnShop</i> 。
<i>OverCAPEX</i>	= 指標變數，當年度資本支出金額占前期總資產的比率超過當年度產業中位數者為1，其餘為0。變數數值為1即表示企業當年度有過度資本支出的現象。
<i>OverInvest</i>	= 指標變數，將資產成長率對營收成長率 (平減產業中位數) 執行迴歸估計後所得之殘差值，若大於樣本平均數 (亦即大於0) 者為1，其餘為0。變數數值為1即表示企業當年度有過度投資的現象。
<i>TMTTenure</i>	= 經營團隊能力之工具變數，以高階經營團隊 (副總以上成員) 的平均任期衡量。
<i>TMTeduScore</i>	= 經營團隊能力之工具變數，以高階經營團隊 (副總以上成員) 的平均教育程度之分數衡量。本文參考 Andreou et al. (2017)，設定經理人若僅取得大學以下學歷 (不含大學) 得0分、大學學歷得1分、碩士學歷得2分、博士學歷得3分。
<i>CEOPower^{JNDMed}</i>	= 總經理權力之工具變數，以產業的總經理權力指標中位數衡量。
<i>CEOFemale</i>	= 總經理權力之工具變數，當企業CEO為女性時為1，反之為0。

附錄 2 資訊不對稱程度的衡量方法

本研究衡量資訊不對稱程度的五項指標為：(1)相對有效價差 (*RES*)、(2)資訊交易機率 (*PIN*)、(3)股價流動性 (*ILLIQ*)、(4)股價崩跌風險 (*NCSKEW*)、(5)前述四項指標經主成分分析後所建立的資訊不對稱程度綜合指數 (*IASY*)。以下分別就前四項指標的衡量方式與含意進行說明。

1. 相對有效價差 (*RES*)

本文參考 Glosten and Milgrom (1985)、Easley and O'Hara (1992)與 Abad et al. (2017)建立市場相對效率價差 (*RES*)，公式如下：

$$RES_s = \frac{2 \times |p_s - Q_s|}{Q_s} \quad (6)$$

第(6)式下標 *s* 代表 *i* 公司在特定交易日內的某筆成交單； p_s 代表該筆成交單的成交價格； Q_s 代表該筆成交單的報價中點，亦即成交當下之最佳買價 (bid_s) 與最佳賣價 (ask_s) 的簡單平均，並將其作為成交時的有效參考價格。*RES* 的衡量步驟為：(1)計算交易日內每筆成交單的 *RES* 值；(2)以逐筆成交量作為權重，計算每日的加權平均 *RES* 值；(3)對一年內所有加權平均 *RES* 值進行簡單平均後獲得 *i* 公司第 *t* 年的 *RES*。當 *RES* 數值愈高，代表成交價與有效價格的差距愈大，投資人對適切價格的判斷差異愈大，隱含市場資訊不對稱問題。

2. 資訊交易機率 (*PIN*)

本文參考 Aktas, De Bodt, Declerck, and Van Oppens (2007)、Easley, Engle, O'Hara, and Wu (2008)、Chi and Wang (2010)建立市場資訊交易機率 (*PIN*)，公式如下²⁹：

$$PIN_d = \frac{|B_d - S_d|}{|B_d + S_d|} \quad (7)$$

第(7)式下標 *d* 代表 *i* 公司的某特定交易日； B_d 與 S_d 分別代表當日由買單與賣單驅動的成交單總數³⁰。換言之， $|B_d - S_d|$ 代表買賣單的差異數， $|B_d + S_d|$ 代表買賣單的合計數，兩者相除得到每日的資訊交易機率值後，再計算全年度的簡單平均值作為資訊交易機率 (*PIN*)。當 *PIN* 數值愈高，代表買賣單數量差異愈大，買賣方的資訊落差也越嚴重。

²⁹ 原始的資訊交易機率係採用最大似估計法求取資訊交易單佔總交易單的比率。由於臺灣股票市場的成交量較低，並且與美國的股票交易方式不同，較不適用傳統的資訊交易機率模型 (Chi and Wang, 2010)。據此，本文改以 Aktas et al. (2007)對數轉換後的資訊交易機率模型進行衡量。

³⁰ 若成交價格 (P_s) 高於當下最佳買賣價格的平均值時，視為買方驅動成交單 (*B*)；反之，若成交價格 (P_s) 低於當下最佳買賣價格的平均值時，視為賣方驅動成交單 (*S*)。

3. 股價流動性 (*ILLIQ*)

當資訊不對稱程度提高時，為避免逆選擇產生損失，等待買進與賣出的交易者會減少，結果是相同的成交量會導致股價報酬率出現更大的變化，即較小的市場深度。應用前述的概念，本文參考 Amihud (2002) 與 Gopalan, Kadan, and Pevzner (2012) 建立股票低流動性 (*ILLIQ*) 指標，公式如下：

$$ILLIQ_d = \frac{\left(\sum_{d=1}^N \frac{|RET_d|}{OVOL_d} \right)}{N} \quad (8)$$

第(8)式以下標 d 代表 i 公司的某特定交易日； RET_d 代表 i 公司第 d 日的股價報酬率； $DVOL_d$ 代表 i 公司第 d 日的成交金額，係以前一日收盤價乘以當日成交量（以百萬股為單位）計算； N 是 i 公司當年度的交易天數。*ILLIQ* 的衡量步驟為：先計算每日股價報酬率絕對值除以成交金額的比值後；再計算該比值的年度平均數作為 *ILLIQ*，其數值越大表示資訊不對稱程度越嚴重。

4. 股價崩跌風險 (*NCSKEW*)

本文參考 Kim, Li, and Zhang (2011) 與 Khurana, Pereira, and Zhang (2018) 建立股價崩跌風險 (*NCSKEW*)，公式與估計的步驟如下：

$$r_{i,w} = \alpha + \delta_1 \times r_{m,w-2} + \delta_2 \times r_{m,w-1} + \delta_3 \times r_{m,w} + \delta_4 \times r_{m,w+1} + \delta_4 \times r_{m,w+2} + \varepsilon_{i,w} \quad (9)$$

$$W_{i,w} = \ln(1 + \varepsilon_{i,w}) \quad (10)$$

$$NCSKEW_{i,t} = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum_{w=1}^n W_{i,w}^3 \right] / \left[(n-1)(n-2) \left(\sum_{w=1}^n W_{i,w}^2 \right)^{3/2} \right] \quad (11)$$

第(9)式的下標 i 為公司， m 為市場， w 為週數， $r_{i,w}$ 為個股週報酬率， $r_{i,w-2}$ 至 $r_{i,w+2}$ 分別為 w 週之前二週至後二週的市場加權指數週報酬率。股價崩跌風險的計算步驟為：(1) 依分年分公司方式執行第(9)式後，蒐集模型的殘差值 $\varepsilon_{i,w}$ 作為無法被市場報酬所解釋的個股專屬報酬率。實際估計時，本研究參考文獻作法，刪除當年度週報酬率不足 26 週的公司年觀察值。(2) 為了避免殘差值 $\varepsilon_{i,w}$ 有平均數為 0、極端值與非常態分配的現象，文獻上將 $\varepsilon_{i,w}$ 加上 1 取自然對數，並以 $W_{i,w}$ 表示，亦即第(10)式。(3) 計算 $W_{i,w}$ 的負偏態係數 (negative skewness) 作為 i 公司第 t 年的股價崩跌風險 ($NCSKEW_{i,t}$)，亦即第(11)式（其中小寫 n 代表 i 公司當年度的交易總週數）。由於整體數值乘上 -1， $NCSKEW_{i,t}$ 數值愈高，意謂著股價專屬報酬率左偏的機率愈大，隱含股票報酬率發生大跌的情況愈嚴重。文獻指出，股價崩跌的現象來自於管理當局隱匿資訊的行為，導致累積的大量壞消息在爆發後使股價大幅崩跌。據此， $NCSKEW_{i,t}$ 數值愈高，代表企業的資訊愈不透明，資訊不對稱程度愈嚴重。

本文提供前述四項指標的敘述統計結果於附表 2。大致上，所有資訊不對稱指標的統計量與過去文獻相當（Abad et al., 2017; Chi and Wang, 2010; Gopalan et al., 2012; Khurana, Pereira, and Zhang, 2018）。

附表 2 資訊不對稱指標的敘述性統計量 (n=10,702)

Variables	Mean	S.D.	Min	Q1	Median	Q3	Max
<i>RES</i>	0.007	0.009	0.001	0.003	0.004	0.007	0.061
<i>PIN</i>	0.096	0.066	0.002	0.047	0.085	0.132	0.321
<i>ILLIQ</i>	0.545	0.914	0.027	0.136	0.269	0.545	6.390
<i>NCSKEW</i>	-0.084	0.623	-1.704	-0.480	-0.109	0.278	1.761

附錄 3 產業競爭程度的衡量方法

本研究衡量產業競爭程度的五項指標為：(1)賀芬達指數 (*HHI*)、(2)市場集中程度 (*CON4*)、(3)產業正 ROA^+ 的持續性 (*Persist*)、(4)產業同質性指標 (*HOMO*)、(5)前述四項指標經主成分分析後所建立的產業競爭程度綜合指數 (*COMP*)。以下分別就前四項指標的衡量方式與含意進行說明。

1. 賀芬達指數 (*HHI*)

本文採用文獻上經常使用的賀芬達指數 (*HHI*) 衡量產業的競爭程度，公式如下：

$$HHI_j = \sum_{i=1}^n MarketShare_i^2 \quad (12)$$

第(12)式下標 j 代表 i 公司的所屬產業； $MarketShare_i^2$ 代表 i 公司在所屬產業 j 之市場佔有率（以營收計算）的平方值。 HHI_j 表示 j 產業 n 家公司的營收市佔率平方和。 HHI 的值域為 0 到 1，數值愈大代表市佔率愈集中，競爭程度較低；反之，數值愈小，代表企業的市佔率較低、產業營收較分散，競爭程度也較高。

2. 市場集中程度 (*CON4*)

本文參考 Harris (1998) 與 Karuna (2007)，採用營收集中程度衡量產業的競爭程度，公式如下：

$$CON4_j = \frac{\sum_{i=1}^4 Sales_i}{\sum_{i=1}^n Ssales_i} \quad (13)$$

第(13)式下標 j 代表 i 公司的所屬產業； n 代表產業內的企業總家數； $Sales$ 為 i 公司的營收。 $CON4_j$ 表示 j 產業的前四大企業營收合計數除以 j 產業內所有企業營收合計數。 $CON4_j$ 的值域為 0 到 1，數值愈高代表產業的獲利愈集中於營收規模前大的企業，意謂著產業競爭程度較低；反之，若數值愈小代表營收較為分散，競爭程度也較高。

3. 產業正 ROA^+ 的持續性 (*Persist*)

本文參考 Harris (1998) 與 Dedman and Lennox (2009)，採用正 ROA^+ 的持續性衡量產業的競爭程度，公式如下：

$$ROA_{ijt} = \theta_{0j} + \theta_{0j}(D_n \times ROA_{ijt-1}) + \theta_{2j}(D_p \times ROA_{ijt-1}) + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

第(14)式下標 j 代表 i 公司的所屬產業； ROA_{ijt} 與 ROA_{ijt-1} 分別代表 j 產業 i 公司第 t 年與第 $t-1$ 年的資產報酬率； D_n 與 D_p 為虛擬變數，為 1 時分別表示 ROA_{ijt-1} 為負與正的情況，反之則為 0。以分年分產業方式執行第(14)式後，得到的估計係數 θ_{2j} 即是 ROA 為正數時的產業盈餘持續性程度 (*Persist*)。*Persist* 愈高，代表產業內之企業的盈餘持續性愈強，隱含產業的競爭程度較低；反之，則代表產業的競爭程度較高。

4. 產業同質性指標 (*HOMO*)

本文參考 Parrino (1997)、Farrell and Whidbee (2003)與 Cheng et al. (2016)，以產業同質性指標衡量產業的競爭程度。詳細的計算程序為：(1)蒐集各產業隨機挑選至多 50 家企業作為代表公司，並蒐集其月報酬率；產業家數不足 50 者，以全產業樣本進行分析。(2)以每一家公司的月報酬率（不分年度）執行二因子市場模型（含市場加權平均報酬率與產業加權平均報酬率），並取得產業報酬率之迴歸係數值。(3)將迴歸係數值依產業別計算平均數作為該產業的同質性指標。

本文提供前述四項指標的敘述統計結果於附表 3。大致上，所有產業競爭程度指標的統計量與過去文獻相當（Harris, 1998; Farrell and Whidbee, 2003; Karuna, 2007; Chi et al., 2022）。

附表 3 產業競爭程度指標的敘述性統計量 (n=10,702)

Variables	Mean	S.D.	Min	Q1	Median	Q3	Max
<i>HHI</i>	0.095	0.108	0.025	0.038	0.060	0.127	0.836
<i>CON4</i>	0.561	0.208	0.207	0.382	0.605	0.718	0.955
<i>Persist</i>	0.817	0.265	-0.092	0.701	0.840	0.948	2.350
<i>HOMO</i>	0.273	0.086	0.068	0.233	0.267	0.330	0.488

附錄 4 PSM 第一階段迴歸分析

附表 4 PSM 配對法的第一階段迴歸分析

Variables	(1)		(2)	
	PSM		PSM	
	First Stage $Y=MAScore^{High}$		First Stage $Y=CEOPower^{High}$	
	係數	(z統計量)	係數	(z統計量)
<i>OpnShop</i>	0.122	(0.33)	-0.550*	(-1.89)
<i>MAScore</i>			0.004	(0.35)
<i>CEOPower</i>	0.006	(0.36)		
<i>ROA</i>	4.751***	(8.45)	-0.733*	(-1.78)
<i>OCF</i>	-1.367***	(-3.81)	0.083	(0.29)
<i>Leverage</i>	-1.263***	(-6.45)	-0.168	(-1.06)
<i>Size</i>	0.156***	(6.39)	0.108***	(5.63)
<i>ARINV</i>	1.950***	(9.96)	0.347**	(2.14)
<i>Age</i>	-0.009***	(-3.32)	0.009***	(3.99)
<i>Return</i>	0.124**	(2.28)	-0.030	(-0.67)
<i>Loss</i>	-0.081	(-0.89)	0.001	(0.01)
<i>Growth</i>	0.140	(1.27)	0.027	(0.31)
<i>Raise</i>	-0.050	(-0.64)	-0.210***	(-3.10)
<i>AFTenure</i>	0.000	(0.05)	0.016***	(4.46)
<i>APTenure</i>	-0.011	(-0.70)	-0.046***	(-3.54)
<i>AFExpertise</i>	0.097*	(1.88)	0.003	(0.07)
<i>APExpertise</i>	0.062	(0.78)	-0.100	(-1.34)
Intercept	-2.781***	(-5.98)	-3.842***	(-8.40)
Year & Industry FE	Yes		Yes	
Firm cluster	Yes		Yes	
<i>n</i>	10,702		10,702	
pseudo R^2	0.365		0.276	

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量，*、**、***分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1、< 0.05 與 < 0.01。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果，並針對公司群聚效果進行殘差校正。

附錄 5 PSM 與 Entropy 配對前後平衡測試

附表 5 樣本配對前後平衡測試

		(1)至(6)配對前					(7)至(12)PSM配對後					(13)至(18)Entropy配對後						
		$MA_{Score}^{High}=1$		$MA_{Score}^{High}=0$		Diff.	$MA_{Score}^{High}=1$		$MA_{Score}^{High}=0$		Diff.	$MA_{Score}^{High}=1$		$MA_{Score}^{High}=0$		Diff.		
Variables	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Diff.	
Outcome & matching variables:																		
<i>Switch</i>	0.026	0.159	0.029	0.168	-0.003	-0.009***	0.029	0.168	0.027	0.163	0.002	0.005	0.026	0.159	0.016	0.127	0.010*	0.032*
<i>MA_Score</i>	6.966	1.406	1.962	1.424	5.004***	-0.018	6.500	1.453	2.355	1.359	4.145***	0.094**	6.966	1.406	2.569	1.464	4.397***	-0.058
Control variables:																		
<i>OpnShop</i>	-0.008	0.066	-0.005	0.082	-0.003*	-0.015***	-0.008	0.080	-0.008	0.077	0.000	0.004*	-0.008	0.066	-0.008	0.066	0.000	0.000
<i>CEOPower</i>	2.724	1.519	2.740	1.487	-0.016	0.033	2.671	1.535	2.632	1.431	0.039	0.103***	2.724	1.519	2.726	1.522	-0.002	-0.003
<i>ROA</i>	0.063	0.090	0.031	0.096	0.032***	-0.006***	0.046	0.088	0.045	0.082	0.001	0.006***	0.063	0.090	0.063	0.090	0.000	0.000
<i>OCF</i>	0.077	0.100	0.061	0.096	0.016***	0.004***	0.066	0.102	0.063	0.096	0.003	0.006**	0.077	0.100	0.077	0.100	0.000	0.000
<i>Leverage</i>	0.395	0.169	0.421	0.181	-0.026***	-0.012***	0.404	0.186	0.403	0.176	0.002	0.010**	0.395	0.169	0.395	0.169	0.000	0.000
<i>Size</i>	15.390	1.390	15.305	1.444	0.085***	-0.054***	15.405	1.547	15.476	1.498	-0.071	0.049	15.390	1.390	15.391	1.390	-0.001	0.000
<i>ARINV</i>	0.332	0.165	0.302	0.173	0.030***	-0.008***	0.286	0.163	0.288	0.173	-0.002	-0.010**	0.332	0.165	0.332	0.165	0.000	0.000

附表 5 樣本配對前後平衡測試 (續)

Variables	(1)至(6)配對前						(7)至(12)PSM配對後						(13)至(18)Entropy配對後											
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Diff.					
	<i>MAScore^{high=0}</i> (n=5,402)						<i>MAScore^{high=1}</i> (n=1,728)						<i>MAScore^{high=1}</i> (n=5,300)						<i>MAScore^{high=0}</i> (n=5,402)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)						
Age	28.474	12.403	27.804	12.724	0.670***	-0.321*	30.597	13.473	30.049	13.096	0.547	0.377	28.474	12.403	28.473	12.400	0.001	0.003						
Return	0.046	0.364	-0.004	0.370	0.050***	-0.007	0.021	0.360	0.043	0.346	-0.022*	0.014*	0.046	0.364	0.046	0.364	-0.000	0.000						
Loss	0.161	0.368	0.280	0.449	-0.119***	-0.081***	0.200	0.400	0.200	0.400	0.000	0.000	0.161	0.368	0.161	0.368	0.000	0.000						
Growth	0.073	0.282	0.042	0.296	0.031***	-0.014***	0.059	0.294	0.069	0.297	-0.010	-0.004	0.073	0.282	0.073	0.282	0.000	0.000						
Raise	0.130	0.336	0.155	0.362	-0.025***	-0.025***	0.134	0.341	0.146	0.353	-0.012	-0.012	0.130	0.336	0.130	0.336	0.000	0.000						
APTenure	12.799	6.970	12.407	6.941	0.392***	0.028	13.489	7.274	13.466	7.267	0.023	0.007	12.799	6.970	12.798	6.969	0.001	0.001						
APTenure	3.068	1.736	3.082	1.746	-0.014	-0.010	3.107	1.743	3.106	1.718	0.001	0.026	3.068	1.736	3.068	1.736	0.000	0.000						
APExpertise	0.557	0.497	0.529	0.499	0.028***	-0.002	0.530	0.499	0.539	0.499	-0.009	0.001	0.557	0.497	0.557	0.497	0.000	0.000						
APExpertise	0.105	0.307	0.120	0.325	-0.015**	-0.018***	0.127	0.333	0.145	0.352	-0.017	-0.018**	0.105	0.307	0.105	0.307	0.000	0.000						

附表 5 樣本配對前後平衡測試 (續)

Panel B: 針對 $CEOPower^{High}$ 配對前後的平衡測試		(7)至(12)PSM配對後						(13)至(18)Entropy配對後											
		(1)至(6)配對前			$CEOPower^{High}=1$ $CEOPower^{High}=0$			$CEOPower^{High}=1$ $CEOPower^{High}=0$			$CEOPower^{High}=1$ $CEOPower^{High}=0$								
Variables	Mean	S.D.	(3)	(4)	(5)	Diff.	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
Outcome & matching variables:																			
<i>Switch</i>	0.019	0.138	0.031	0.173	-0.012***	-0.035***	0.021	0.143	0.069	0.031	0.172	-0.010**	-0.029***	0.019	0.138	0.029	0.168	-0.010***	-0.030***
<i>CEOPower</i>	4.563	0.779	1.950	0.960	2.612***	-0.181***	4.555	0.764	0.764	1.960	0.950	2.595***	-0.186***	4.563	0.779	1.993	0.947	2.570***	-0.168***
Control variables:																			
<i>OpnShop</i>	-0.008	0.071	-0.005	0.076	-0.003*	-0.005***	-0.007	0.069	0.069	-0.006	0.078	-0.001	-0.009***	-0.008	0.071	-0.008	0.071	0.000	0.000
<i>MA Score</i>	4.346	2.877	4.480	2.873	-0.135**	0.004	4.441	2.875	2.875	4.444	2.837	-0.003	0.038	4.346	2.877	4.346	2.876	0.000	0.001
<i>ROA</i>	0.046	0.096	0.048	0.094	-0.002	0.002	0.046	0.097	0.097	0.043	0.092	0.003	0.005***	0.046	0.096	0.046	0.096	0.000	0.000
<i>OCF</i>	0.070	0.095	0.068	0.100	0.001	-0.005***	0.070	0.096	0.096	0.070	0.098	0.000	-0.001	0.070	0.095	0.070	0.095	0.000	0.000
<i>Leverage</i>	0.410	0.173	0.408	0.176	0.002	-0.003	0.406	0.173	0.173	0.411	0.176	-0.004	-0.003	0.410	0.173	0.410	0.173	0.000	0.000
<i>Size</i>	15.488	1.516	15.287	1.370	0.200***	0.145***	15.373	1.423	1.423	15.422	1.378	-0.049	0.045*	15.488	1.516	15.487	1.516	0.001	0.000
<i>ARIN</i>	0.319	0.163	0.316	0.172	0.003	-0.009***	0.320	0.161	0.161	0.320	0.171	0.000	-0.010***	0.319	0.163	0.319	0.163	0.000	0.000
<i>Age</i>	28.558	11.963	27.955	12.817	0.603**	-0.853***	27.878	11.581	11.581	27.905	12.464	-0.026	-0.883***	28.558	11.963	28.557	11.964	0.001	-0.001
<i>Return</i>	0.014	0.355	0.024	0.373	-0.010	-0.018***	0.015	0.359	0.359	0.010	0.366	0.005	-0.008	0.014	0.355	0.014	0.355	-0.000	0.000
<i>Loss</i>	0.221	0.414	0.221	0.415	-0.000	0.000	0.221	0.415	0.415	0.235	0.424	-0.014	-0.009	0.221	0.414	0.221	0.415	0.000	-0.001

附表 5 樣本配對前後平衡測試 (續)

Variables	(1)至(6)配對前				(7)至(12)PSM配對後				(13)至(18)Entropy配對後									
	CEOPower ^{high} =1 CEOPower ^{high} =0				CEOPower ^{high} =1 CEOPower ^{high} =0				CEOPower ^{high} =1 CEOPower ^{high} =0									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
	0.052	0.283	0.059	0.293	-0.007	-0.009**	0.052	0.285	0.055	0.283	-0.003	0.003	0.052	0.283	0.052	0.283	0.000	0.000
<i>Growth</i>	0.120	0.325	0.152	0.359	-0.032***	-0.034***	0.126	0.331	0.125	0.331	0.001	0.001	0.120	0.325	0.120	0.325	0.000	0.000
<i>Raise</i>	13.202	6.948	12.344	6.947	0.858***	0.001	12.804	6.730	12.919	6.730	-0.115	0.000	13.202	6.948	13.202	6.948	0.000	0.000
<i>AFTenure</i>	3.027	1.735	3.096	1.743	-0.068*	-0.008	3.039	1.737	3.068	1.743	-0.029	-0.006	3.027	1.735	3.027	1.735	0.000	0.000
<i>APTenure</i>	0.546	0.498	0.542	0.498	0.004	0.000	0.546	0.498	0.533	0.499	0.012	-0.001	0.546	0.498	0.546	0.498	0.000	0.000
<i>AFExpertise</i>	0.102	0.303	0.117	0.322	-0.015**	-0.019***	0.102	0.302	0.091	0.287	0.011	0.015***	0.102	0.303	0.102	0.303	0.000	0.000
<i>APExpertise</i>																		

1. 所有連續變數均經過 Winsorize 1%與 99%處理。

2. 括弧內為 z 統計量, *, **, *** 分別表示雙尾分析下的顯著水準 p-value < 0.1、< 0.05 與 < 0.01。

3. 審計報告模型和轉換事務所模型均控制年度與產業固定效果, 並針對公司群聚效果進行殘差校正。平均數差異 (Diff. Mean) 為 t 檢定, 而標準差異 (Diff. S.D.) 則為 F 檢定。