

國立臺灣大學生物資源暨農學院農業經濟學系

碩士論文

Department of Agricultural Economics
College of Bioresources and Agriculture

National Taiwan University

Master's Thesis

董事會特徵對資本結構影響之動態面板分析

The Impact of Board Characteristics on Capital Structure
Using Dynamic Panel Analysis

陳俊豪

Jun-Hao Chen

指導教授：雷立芬 博士

Advisor: Li-Fun Lei, Ph.D.

中華民國 113 年 6 月

2024, June





國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

董事會特徵對資本結構影響之動態面板分析
The Impact of Board Characteristics on Capital
Structure Using Dynamic Panel Analysis

本論文係 陳俊豪 君（學號 R11627013）在國立臺灣大學生
農學院農業經濟研究所完成之碩士學位論文，於民國 113 年 6 月
6 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

指導教授： 曾立芳 (簽名)

口試委員： 曾立芳 (簽名)

許耀文

邱瑞利

謝辭



時光荏苒，兩年的碩士生涯終迎來最終章。回首臺大的兩年，旅程縱有叢生荊棘滿途，幸得無數星光引路，終得跨越萬千險阻來到終點。無論是同儕間的砥礪切磋、學術中的思辨推敲、實習時的眼界經歷，都是我碩士生涯中寶貴收穫。人生的新篇章將迎來更多故事種子，希冀能以這段旅程的淬鍊灌溉並使之發芽。

論文能夠如期完成，首先感謝指導教授雷立芬老師，論文選題上給予我極大自由度以及發揮空間，並於遭逢瓶頸時給予指導與建議。同時也感謝歐陽利姝老師、許耀文老師擔任口試委員，並提出具體修改方向與建言讓本研究臻至完善。

漫長求學歲月裡，感謝父親給予我經濟上的支持，讓我能夠專心學業而無後顧之憂。謝謝阿姨在媽媽離開後，扮演了母親角色給予我無微不至的照顧與關愛，甚至出席我最重要的畢業典禮，其實在我心中早已將阿姨視為媽媽了。

從高中開始自己獨立生活以來，路上有無數人的幫助與陪伴。特別感謝 700 朋友兼旅伴們（彥翔、韻歲、佳君）、重要的大學摯友兼隊友們（暉翔、旭捷、昱安、益瑤、立承）、不同時期認識的摯友們（沛儒、育均、令河、若竹、瑞航、庠程）還有恩師謝淑蓉，沒有妳的建議與鼓勵，我沒有機會來到臺北並留下如此精彩的故事。在苦海無涯的碩士生涯中是你們豐富我的人生，為我增添更多顏色並留下諸多難忘的回憶。此外還要感謝研究所同學與同門（育涵、靖芳、子綺、若宣、國榮、翊宣）給予的陪伴與最後修改論文的指導，祝大家未來順利。

當然還有最重要的怡伶，自從媽媽離開後我就知道再也沒有家讓我回去了。直到遇見妳，我才重新找回家的意義。謝謝妳伴我走過無數的低谷，即便經歷過掌聲稀疏，或者是我在名利之中迷路，是妳，紀錄了我回家的地圖。

最後，感謝給予我幫助的所有人，期許自己能持續保持勇敢、自信與平靜。

陳俊豪 謹誌於 國立臺灣大學

中華民國一百一十二年六月

摘要

本研究採用系統性廣義動差法 (System Generalized Method of Moments, System-GMM) 探討臺灣非金融上市櫃公司之資本結構調節速度。實證過程中，以負債比率 (Debt to Asset Ratio, D/A ratio) 作為資本結構變數進行分析，同時將靜態估計法下可能影響資本結構的董事會特徵變數納入。實證結果發現，臺灣的非金融上市櫃公司資本結構調整速度約為每年 18.54%，符合動態權衡理論中的部分調整模型假設，同時發現平均需要 5.4 年時間才能將資本結構調整回到最適區間。此外在動態面板估計下，董事會規模、董事會獨立性以及董事會議次數對資本結構存在顯著正向解釋力；獨立董事人數則存在顯著反向解釋力；CEO 雙重性則並未發現顯著解釋力。根據結果建議企業欲提升財務槓桿時，可考慮擴大董事會規模、提升董事會獨立性以及增加董事會議次數；欲降低槓桿使用改善資本結構時，可考慮增加獨立董事人數。

關鍵詞：資本結構、負債比率、董事會特徵、公司治理、系統性廣義動差法

Abstract



This study employs the System Generalized Method of Moments (System-GMM) to investigate the capital structure adjustment speed of non-financial listed companies in Taiwan. The empirical analysis uses the Debt-to-Asset ratio (D/A ratio) as the capital structure variable, incorporating board characteristics that may influence capital structure under static estimation. The results show that the capital structure adjustment speed of non-financial listed companies in Taiwan is approximately 18.54% per year, consistent with the partial adjustment model assumption in the dynamic trade-off theory. It is also found that it takes an average of 5.4 years to adjust the capital structure back to the optimal range. Additionally, the dynamic panel estimation reveals that board size, board independence, and the number of board meetings have significant positive explanatory power on capital structure, while the number of independent directors has a significant negative explanatory power. CEO duality does not show significant explanatory power on the D/A ratio. The findings suggest that to increase financial leverage, companies may consider expanding board size, enhancing board independence, and increasing the number of board meetings. To reduce leverage and improve capital structure, increasing the number of independent directors can be considered.

Keywords: Capital Structure, Debt-to-Asset ratio, Board Characteristics, Corporate Governance, System Generalized Method of Moments

目次



碩士口試審定書	i
謝辭	ii
摘要	iii
Abstract	iv
目次	v
表次	vi
第壹章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	3
第貳章 文獻回顧	6
第一節 臺灣公司治理發展	6
第二節 代理理論	8
第三節 權衡理論	13
第參章 研究方法	16
第肆章 實證結果與分析	23
第一節 敘述性統計	23
第二節 Pearson 相關係數矩陣	25
第三節 靜態估計方法實證結果	27
第四節 System-GMM 實證結果	29
第伍章 結論	35
參考文獻	38
附錄一 動態面板分析與 GMM	45
附錄二 產業分類	48
附錄三 STATA 程式碼	49

表次

表 3.1 變數歸納統整表	20
表 4.1 樣本敘述性統計	24
表 4.2 Pearson 相關係數矩陣	26
表 4.3 固定效果、隨機效果及 VIF	27
表 4.4 GMM 迴歸結果	30
表 4.5 靜態、動態估計法結果比較	34

第壹章 緒論

第一節 研究背景與動機

千禧年以來，隨著美國著名能源公司安隆(Enron)、世界通訊公司(WorldCom)以及雷曼兄弟(Lehman Brothers)等大型公司詐欺案件層出不窮。這些大規模的詐欺、造假事件引起廣泛討論，輿論認為現行法規制度無法有效預防此類財務醜聞再次發生，投資人難以從財務報表中正確看出公司財務指標是否造假。此類案件通常會遊走會計漏洞、製作偏離事實的財報，更甚者還會向經理人、有關部門施壓，用以粉飾真實的財務狀況。當管理當局為求私利而默許這類欺騙行為發生，受傷的往往只有投資人。國際上先進國家紛紛制定公司治理(Corporate Governance)制度，期能增強公司透明度，保障投資人利益並預防有嚴重的財務舞弊產生。例如美國於2002頒布《沙賓法案》(Sarbanes-Oxley Act)、歐盟於2006年頒布《第八公司法指令》(EU Eighth Company Law Directive)、日本2005年頒布的《公司法》(Companies Act)，我國則於2005年與2006年先後修正《公司法》和《證券交易法》。雖然法規趨於嚴謹、監管部門力度加大，會導致公司的發展受到不同程度的限制，惟為避免當時的悲劇重演，加上全球化的浪潮下，穩定的金融市場有助於國內市場穩健成長，公司治理成為各國政府極需改進的重要課題。其中，強化公司董事會結構與提升資訊透明度成為首要目標。

股份有限公司制度最大特點即是「所有權」與「經營權」分離。公司所有權人稱為股東，公司重大決策則召開股東大會由眾股東投票表決；公司經營權人則授權予董事會協助管理，董事會是眾股東為提升公司經營效率而選出的營運團隊，股東雖具有重要決策權，但日常營運與經營細節仍需授予經理人協助營運。Fama & Jensen (1983) 提出董事會為公司內部最高治理機構，有監督日常營運活動、調整人力安排，以確保公司策略與股東利益一致。Shleifer & Vishny (1997) 亦提出，具有良好的董事會運作機制，能夠向股東保證管理層正努力經營公司，並完成股東期待。董事會制度同時也是現代公司治理理論的起源。由於經營權、所有權的分離



，股東在委託管理者時會以公司績效做為薪酬目標，管理者可能為極大化薪酬做出與股東利益不一致的行為，此時便產生代理問題（Agency Problem）。如何透過一套制度，平衡公司所有權人以及經營者利益，同時預防利益衝突產生，即為公司治理核心。

Cadbury（1992）定義公司治理為確保企業經營的透明度和效率，保護股東以外的利益相關者的利益，為首個將公司治理範圍擴展到其他利害關係人的定義。Shleifer & Vishny（1997）認為，確保資金提供者能夠獲得應有的報酬即為公司治理的定義。關於公司治理的定義目前各國並沒有統一的定義，不過國際經濟合作暨發展組織（Organization for Economic Co-operation and Development，OECD）在1999年首度發布公司治理原則，並經過G20財政首長及央行行長會議認可，是世界銀行評估國家公司治理的重要基準，亦是各國在制訂國家公司治理標準時最常被拿來參考、引用的重要依據。該原則在2004年、2015年、2023年都有進行修訂。確立公司治理概念後，如何在監督機制下完全發揮董事會功能成為重要課題。考量於此，獨立董事概念被提出並落實在公司治理當中。Fama & Jensen（1983）曾證明獨立董事能夠緩解代理問題並落實公司治理。Klein（2002）亦將獨立董事納入董事會特徵中並研究公司盈餘管理，發現具有更多獨立董事的董事會能夠有效提升盈餘管理能力，並提高財務報告品質。因此目前主流公司治理研究中，談及董事會特徵時通常亦會考慮納入獨立董事相關指標。

Gill et al.（2020）表示透過有效管理營運現金流可以提高信用評等，進而降低債務成本。Lambrinoudakis et al.（2019）表示良好的資本結構（Capital Structure）可以更好應對外生衝擊，或是在未來有合適投資機會時能及時參與，提升財務上靈活性。PeiZhi & Ramzan（2020）提出，不良的資本結構會影響股價，進而降低投資意願。這些研究共通點在於，都將董事會特徵納入解釋變數當中，足以顯見資本結構為公司治理的重要指標，旨在維護股東權益。以我國而言，公開發行公司需在公開資訊觀測站定期揭露財務報告，投資人能透過財務報表直接了解到企業的財務健

康程度，進而決定是否投資該企業。綜上所述，資本結構已不再只是財務管理領域的顯學，同時也是公司治理領域的重點研究對象。

董事會是公司經營的核心機制，能夠透過一系列決策以制定公司營運方向。自公司治理逐漸受到各國重視以來，國內外關於董事會特徵對資本結構影響的研究逐年遞增，例如 Bazhair (2023)、Hossain (2021)、Zaid et al. (2020)。由此可知，探討董事會特徵對於資本結構的影響將有助投資人了解投資標的公司治理的情況，進而做出正確選擇。

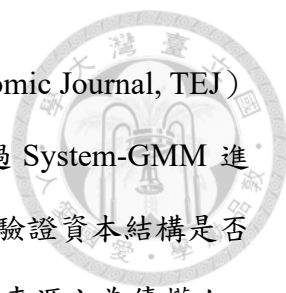
第二節 研究目的

財務、會計領域中，財務報告並非財務部門製作完成立即發布，而是需要透過一系列的核備、審核才可對外公開，因此過程中會產生時間的落後性。以我國上市公司為例，發布財報的時點遵循臺灣證券交易所 (Taiwan Stock Exchange, TWSE) 及金融監督管理委員會 (金管會) 規定，季度財務報表需於每季度結束後 45 天內公布；年度財報需於會計年度結束後 3 個月內完成編制，並在編制完成後 2 週內完成發布。除非這段期間內企業發生可能影響投資人決策的重大事項，且於公開資訊觀測站發布重大即時訊息，否則財報上其餘資料皆屬於歷史資料，而非企業經營的即時資料，因此目前普遍認為財務報告以及其所提供的資訊相對於公司營運來說是落後的指標。由於財報中揭露的資本結構具有時間上的落後性，因此應將時間調整因子納入考量，觀察資本結構的時間效應是否為完全調整，理論上較適合採取動態面板分析 (Dynamic Panel Analysis)。事實上 Arellano & Bond (1991) 曾提出靜態估計法估計動態框架中的變數時，可能會使結果產生偏誤。Fischer et al. (1989) 提出動態權衡理論 (Dynamic Trade-off Theory)，納入交易成本，用以探討稅盾效益和破產成本之間的關係，同時將時間因素納入考量，故企業多數時候都是偏離最佳資本結構，且最佳資本結構是為區間而非固定值。動態抵換模型核心觀點在於，強調隨機衝擊可能迫使公司偏離其最佳負債比率，若公司要將最佳負債比恢復到



目標水平，就必須因市場摩擦、政策變動、物價漲幅等時間因素而承擔調整成本，且企業的資本結構僅在某些特定時期處於最佳比率，多數時候都處於調整階段。此觀點與動態面板分析不謀而合，都將時間落後因素納入模型中。更精準來說，使用靜態面板估計資本結構時，並未考量到調整成本，因此誤用靜態面板可能會導致偏誤。Ozkan (2001) 與 Ramjee & Gwatidzo (2012) 分別使用英國與南非的上市公司數據估計資本結構後，證實被解釋變數為資本結構時，符合部分調整模型的特徵。亦即，資本結構調節確實存在時間調整成本，應採用動態模型進行估計。實證文獻上，Ramjee & Gwatidzo (2012) 採用廣義動差估計法 (Generalized Method of Moments, GMM) 進行估計，有效控制董事會特徵與資本結構關係中的內生性與反向因果效應。簡言之，動態面板資料 (Dynamic Panel Data) 與面板資料 (Panel Data) 差別在於，解釋變數額外納入被解釋變數的前期值 (Lagged Value)。採用動態面板資料優勢在於研究政策有效性或經濟現象時，結果並非完全於施政年度始得見效，而是可能會在一定期間後發酵。

Zaid et al. (2020)、Hossain (2021)、Bazhair (2023) 皆採用 GMM 估計法研究巴勒斯坦、沙烏地阿拉伯之上市公司資本結構。前述文獻提出在靜態估計假設下，解釋變數 (董事會特徵) 與被解釋變數 (資本結構) 並不存在相關性。不過該假設在實際上卻並非嚴格外生，若導致誤用可能產生內生性，進而降低靜態估計法的效率。同時提出透過利用動態面板估計的 GMM 估計法，除放寬解釋變數外生性假設外，亦將調整成本和市場並非完全競爭的影響納入模型中。GMM 又可分為一階差分 GMM (First-order Difference GMM, FD-GMM)、水平 GMM (Level GMM) 以及系統性 GMM (System-GMM)，具體內容詳見本研究附錄一。由於 System-GMM 具有更加穩健的統計結果，同時近年國外採用 System-GMM 而非其他靜態估計方法的公司治理期刊論文漸增，例如 Bazhair (2023)、Aslam & Haron (2021)、Bolarinwa & Adegboye (2020) 皆使用該方法作為估計資本結構的主要方法，都能說明 System-GMM 是個良好的計量模型。



本研究擬根據動態權衡理論以臺灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫內提供之非金融業上市櫃公司 2014-2022 年資料，並透過 System-GMM 進行估計動態面板分析，探討董事會特徵對資本結構之影響，同時驗證資本結構是否為部分調整模型。本研究排除金融業理由如下：(1) 金融業資金來源主為債權人，監管力度大，強調保護債權而非利潤極大；(2) 金融公司財報編製方法獨樹一格，資本結構組成與非金融業有顯著差異；(3) 公司治理類研究按慣例會將金融業排除，以免結論產生誤差。

具體而言，歸納本研究詳細研究目的如下：

1. 選用負債比率做為資本結構變數，透過 System-GMM 確認臺灣非金融上市櫃公司資本結構是否符合部份調整模型。
2. 檢定靜態估計法下的董事會特徵在動態面板估計時，是否仍對資本結構存在顯著解釋力。

本研究共有五章。除第壹章說明研究背景與目的提出與現行研究外，第貳章回顧代理理論與資本結構理論基礎。第參章說明研究變數以及實證模型；第肆章為實證分析，包含敘述性統計、相關性分析及 GMM 迴歸實證結果，深入探討董事會特徵對於資本結構影響，並證實資本結構為部分調整模型；第伍章依據研究結果進行總結，並提出研究限制及後續研究可改進之處。

第貳章 文獻回顧

本研究欲探討董事會特徵對資本結構影響，第一節回顧臺灣公司治理發展，並點出面臨的挑戰。第二節以代理理論（Agency Theory）切入，先點出董事會制度之弊病以及解決方法，後整理相關可能影響資本結構之文獻。第三節介紹權衡理論並進行相關文獻回顧，期能將臺灣公司治理背景、董事會特徵與資本結構的理論基礎相連結。

第一節 臺灣公司治理發展

根據證交所成立之公司治理中心資訊可知，受到 1997 年亞洲金融風暴啟示，臺灣自 1998 年導入公司治理概念，同時向國內公開發行公司進行宣導。2003 年行政院正式成立專案小組將公司治理法制化並落實於臺灣，在此期間內相關法規如《公司法》、《證券交易法》經歷多次修訂，同時增設《上市（櫃）公司治理實務守則》，並在往後的 10 年間得到初步成效，進而奠定臺灣公司治理的基礎。根據亞洲公司治理協會（Asian Corporate Governance Association, ACGA）2010 年發布之亞洲公司治理評鑑結果中臺灣名列亞洲第 4 名即可看出。

彼時公司治理改革仍是由政府單方面以法令規範進行主導，公司也僅是最低程度上符合法令限制，並無誘因主動改善公司治理和揭露更多資訊，無法徹底落實公司治理。同時，其他亞洲國家亦著手改善國內公司治理，且發展速度相較臺灣迅速，這點從 ACGA 在 2012 年評鑑結果臺灣跌落到亞洲第 6 名可見一斑。Porta et al. (1998) 表示，國家的法律體系對於資本市場發展有深遠的影響，法律保護越強的國家越容易吸引投資。Claessens & Fan (2002) 回顧亞洲公司治理相關文獻後，發現亞洲地區企業並未發現經營不善的事實，反而是證實了亞洲國家對於小股東的保護有限，同時發現亞洲企業透明度較低，容易使代理問題變得更加嚴重。為健全公司治理發展，以及提升臺灣在國際上的吸引力，臺灣於 2013 年起先後設立公司治理中心、開辦公司治理評鑑、編制公司治理與永續指數，期待能夠團結民間資

源共同鼓勵企業、投資人參與公司治理，為臺灣形成良好公司治理文化。

（一）公司治理中心

為加速公司治理改革，證交所於 2013 年成立公司治理中心。彼時臺灣有不少的民間組織，例如公司治理協會、董事協會及內部稽核協會，可惜沒有整合所有資源的平台，故業務推動上難免有重複或各自為政的狀況。公司治理中心除解決該問題，能將資源整合後進行有效運用外，亦成為企業、民間提供政府公司治理建議的良好橋梁。公司治理評鑑也是由公司治理中心統籌辦理。主要服務內容為：1. 公司治理評鑑規劃及研議；2. 參考國外公司治理規範與實務，進行專案研究並研議修正相關法規；3. 蒐集案例及製作教材，輔導董事進修以加強公司治理；4. 編制公司治理及永續指數。

（二）公司治理評鑑

公司治理中心 2015 年基於原先的資訊揭露評鑑，改良並開辦公司治理評鑑。公司治理評鑑為臺灣公司治理政策的重要指引，可使企業、民間明確理解政府公司治理的未來規劃。該評鑑每年辦理一次，對象為臺灣所有上市櫃公司。內容主係根據 2004 年 OECD 的公司治理六大原則、2015 年 G20/OECD 公司治理進行編制。評鑑構面、指標會參考國內外公司治理發展情形不定期進行調整。截至本研究時點，評鑑共有四大構面：（一）維護股東權益及平等對待股東；（二）強化董事會結構與運作；（三）提升資訊透明度；（四）推動永續發展。四大構面底下皆有具體指標，總計近 80 項。評鑑分為上市公司、上櫃公司 2 組，並依照成績分為 7 種級距，分別為：前 5%；6%～20%；21%～35%；36%～50%；51%～65%；66%～80%；81%～100%。每年評鑑結果表現優良的公司會被證交所及櫃買中心納入公司治理指數，同時頒獎予以表揚。林俊傑等（2018）發現，公司治理評鑑等級提升對公司價值有正面影響。足以顯示企業入選優良評鑑有助提升企業形象，進而提升公司價值，使企業有更多誘因積極改善公司治理。

（三）公司治理與永續指數

公司治理中心為因應企業社會責任（Corporate Social Responsibility, CSR）投資潮流，自 2010 年起陸續編制 5 檔指數。按照時間先後分別為：臺灣就業 99 指數；臺灣高薪 100 指數；臺灣公司治理 100 指數；臺灣永續指數；臺灣企業社會責任中小型指數。該些指標篩選標準雖有差異，目標卻殊途同歸，皆是政府希望以實際行動支持企業落實公司治理。編制指數有利於未來授權基金、投信業者使用以發行金融商品。入選指數的公司在資金進場後可享受更多資金流入，進而提高公司價值。

得益於上述三大改善措施，臺灣近 10 年間公司治理發展迅速。主要差別在於此時的公司治理已不再只是政府的單打獨鬥。雖法規仍經歷多次增訂，更多的卻是企業深刻理解其重要性後，主動做出改變並落實公司治理。此舉對企業的永續經營，以及增加資本市場的吸引力都是正面的影響。這點從 ACGA 於 2023 年最新發布之亞洲公司治理評鑑結果，臺灣提升至歷史最佳的亞洲第 3 名足以顯見。另外，根據金管會定義，臺灣目前處於公司治理 3.0 的階段。金管會於《公司治理 3.0-永續發展藍圖》報告點出，現階段最重要的挑戰在於董事會運作、董事職能有待加強。秉持著精益求精原則，同時為應對日益複雜的市場環境及國際挑戰，金管會表示公司應加強揭露資訊以利投資人進行決策。公司治理中心於 2023 年發布的《第 10 屆公司治理評鑑評鑑結果》中，「董事會結構與運作」得到 31% 的配分權重，是四個構面中配分最高的類別，亦顯示董事會結構是現階段臺灣公司治理最核心的改革項目。

第二節 代理理論

在代理理論被廣泛接納前，學界曾有過關於董事會人數對公司治理影響的研究。由於董事會代表著公司經營權，Zahra & Pearce（1989）主張更大的董事會能帶來更豐富、專業的知識，對公司形成正面影響。不過 Berger et al.（1997）卻指出

另外一種可能，即董事會規模越大，需要更多的溝通時間與成本才能達成一致的決策，可能導致策略無法及時執行。換言之擁有更多董事並不一定能為公司帶來更好的結果，甚至因此影響資本結構。

Jensen & Meckling (1976) 首次提出代理理論，該研究核心觀點認為，由於企業經營權和所有權的分離，公司在專業經理人（經營權）和股東（所有權）之間會出現嚴重的權益代理問題（Agency problem of equity）。權益代理問題的成因主要可歸類為兩種：利益不一致以及資訊不對稱。董事會是所有專業經理人的統籌，因此最關鍵的問題在於，如何設計一款制度用以監督董事會以降低代理問題，確保董事會與股東利益方向一致，藉以將企業利潤極大化。由於董事會權力滔天，因此若能從董事會內部及時進行監督，可在決策尚未制定時就導正方向。目前公司治理研究中，普遍認為能透過「獨立董事制度」以降低權益代理成本，並合理保障投資人權益。以下為兩種權益代理問題說明：

（一）利益不一致

利益不一致通常是指股東僅將管理權以及資源「授權」予專業經理人，期待經理人能運用自身專業、產業經驗替公司謀取最多利潤，極大化公司價值。此時，若專業經理人僅領取固定薪資，無法從公司成長享受到額外紅利的情況下，恐會出現改以自身利益極大作為決策方式。例如 Eisenhardt (1989) 提出，經理人會因為沒有額外誘因而產生工作怠惰，以及使用職務特權進行私人消費；Jensen & Meckling (1976) 提出經理人可能發起管理層收購（Management Buyout, MBO）反客為主買下公司，以及可能規避風險，僅採安全但收益低的方案進行投資。

（二）資訊不對稱

股東因無法隨時監督公司營運狀況，因而授權專業經理人代為經營。不過同時也代表，任何公司現況、市場脈動的訊息都是由專業經理人第一線接觸，此時股東與專業經理人會出現資訊上的落差。另外，專業經理人交易行動也是資訊落差的一種。因股東無法及時察覺專業經理人投資決策，但後續若招致損失股東權益會連



帶受損，美國最大破產案的雷曼兄弟便是屬於此類資訊不對稱。McDonald & Robinson(2009)詳細敘述此次金融海嘯發生過程。先是雷曼兄弟大量購入次級抵押貸款，並將其證券化為次級抵押貸款證券（Mortgage-Backed Securities, MBS），而後再將其打包成債務抵押證券（Collateralized Debt Obligations, CDOs）。CDOs 資產組成相對 MBS 更加多樣化，包含信貸、車貸、垃圾債券及各種具有現金流的證券化資產。CDOs 是金融機構專業經理人所開發出來的產品，結構複雜且難以追蹤資產價值表現，不過 CDOs 確實使包含雷曼兄弟在內的金融機構獲利。彼時背景下，市場瀰漫著投資 CDOs 就可以賺錢的氛圍，鮮少股東、其他投資人能夠完全理解內容卻瘋狂搶進，因此後續引發的金融海嘯才會如此慘烈，最後雷曼兄弟也落得破產清算的下場。

綜合上述兩種原因，代理理論認為專業經理人可能基於自利犧牲股東權益，因此並不能完全信任。Fama & Jensen（1983）以及 Eisenhardt（1989）認為董事會需具備獨立性，才能透過內部治理機制來監督專業經理人。此外，Jensen & Meckling（1976）提出代理理論同時，亦表示董事會可以透過治理機制減少專業經理人與股東之間的代理衝突，肯定了董事會的監督作用。雖然目前公司治理領域參考 OECD 編制的 6 大原則，實際上最早提出公司治理原則的卻是英國。1992 年，英國財政報告委員會以及倫敦證券交易所合作，糖果品牌 Cadbury 集團的董事長 Adrian Cadbury 籌組委員會，並於 1992 年發布了公司治理領域著名的報告書，簡稱為 Cadbury 報告。該報告篇幅簡短，卻是多個國家公司治理參考的範本，堪稱是英國公司治理的重要里程碑。Cadbury（1992）具體提出 2 種能使董事會更好發揮作用的指標：1. 任命獨立非執行董事；2. 董事長與執行長（Chief Executive Officer, CEO）角色分離。

1. 任命獨立非執行董事（相當於我國的獨立董事）

Cadbury（1992）肯定獨立董事的重要性，認為獨立董事能夠扮演監督董事會的角色，藉以提高財務報告的透明度，進而影響資本結構。然而，也有其他反面的

實證結果，例如 Bhagat & Black (2001) 指出擁有更多獨立董事不會使公司表現更好的績效表現，雖然該篇論文並未提及對於資本結構的影響，但績效表現好的公司盈餘亦可能挹注到權益，進而影響資本結構。另外，有鑑於各國對於公司治理擁有不同程度的規範，亦可能造成獨立董事對於資本結構影響方向不一致。

此外，Alves et al. (2015) 提出董事會獨立性概念，衡量方法為獨立董事人數除以董事總人數。Ezeani et al. (2023) 在研究英國、德國、法國的資本結構時，亦將該項指標納入。該些研究認為，僅將董事人數、獨立董事人數的絕對數量納入解釋變數仍不足，而是需要以相對比例來觀測董事會獨立性的重要。舉例來說，董事會規模有 20 位卻僅有 2 位獨立董事的公司，董事會獨立性僅有 10%；董事會規模有 3 位卻有 2 位獨立董事的公司，董事會獨立性達 67%。上述案例中獨立董事人數相同，董事會獨立性卻存在巨大落差，是否能夠良好發揮獨立董事功能值得討論。據此，越來越多的公司治理類研究開始將董事會獨立性納入被解釋變數。

Shivdasani & Zenner (2004)、Vafeas (1999) 認為，董事會會議有助於能讓董事們更好理解公司經營戰略，對於公司營運有著正面影響。Ezeani et al. (2022) 亦提出，董事會會議次數對資本結構的影響在德國、日本具有正向解釋力，其中德國解釋力特別顯著。查閱臺灣公司治理相關法規可知，目前並未規定董事會開會次數的最低限制。不過根據 TWSE 與中華民國證券櫃檯買賣中心(Taipei Exchange, TPEx) 規定，上市櫃公司需定期揭露開會紀錄與會議摘要，包含但不限於參與人員名單與請假事由、董事與獨董於報告期內參與次數等。因此董事開會次數能夠被投資人所觀察，參與次數過低足以顯示對於公司業務不夠上心，無法有效行使決策或監督之實，未來選舉或有可能撤換。Brown & Caylor (2006) 透過全球最大的公司治理顧問機構 ISS (Institutional Shareholder Services) 資料庫，創建一檔公司治理因素指標，用來衡量與公司績效之間的關係。令人意外的是，該研究中董事會出席率取代董事會議次數成為公司治理重要指標，與公司績效呈現顯著正向關係。不過 Bhatt & Bhattacharya (2015) 在研究印度公司時卻發現，董事會參與率並未發現顯

著關係，反而是董事會議次數存在顯著正向關係。該研究額外提出董事會參與率未發現顯著相關的可能原因在於樣本國家所處環境不同導致，例如法律環境、各別公司章程等規範。

目前全球許多國家已意識到獨立董事在公司治理中的價值，於是各國紛紛制定、修訂相關法規，將獨立董事席次作為重要標準納入法規當中，期待能夠強化公司治理防止舞弊，並提升透明度保障投資人。例如我國在 2002 年修訂的證交法，規定公開發行公司應至少設立 2 名獨立董事，且不得低於總席次 1/5。中國證監會在 2001 年《關於在上市公司設立獨立董事制度的指導意見》要求所有在上海、深圳證交所上市的公司獨立董事應佔董事會總席次 1/3 以上；紐約證交所 2003 年起開始要求，獨立董事人數需佔據董事總席次 1/2 以上，那斯達克交易所則是規定上市公司董事會至少要有 1 名獨立董事。

2. 董事長與執行長角色分離

董事長與 CEO 為同一人在公司治理領域有個專業名詞，稱為 CEO 雙重性 (CEO Duality)。董事是由股東們進行推派，而董事長是由董事們集體投票選出，相當於是董事會的龍頭。董事長需要對股東負起最終責任；CEO 通常是企業內職位最高的專業經理人，同時統御所有專業經理人，負責制定公司營運方向並對結果負責，需要定期向董事會報告業務成果。Millstein & Katsh (2003) 和 Cadbury (1992) 指出，董事長與 CEO 之間若形成角色分工可以更加有效率監督專業經理人。Brickley et al. (1997) 亦主張 CEO 與董事會主席應當分開，以確保監督能夠有效執行。不過 CEO 雙重性對於資本結構是否具有影響，在學界上仍有不同看法。Bodaghi & Ahmadpour (2010) 研究伊朗上市公司資本結構時，發現 CEO 雙重性對資本結構並未造成影響。雖臺灣證交法、公司法並未規定董事長與 CEO 需為不同人，惟臺灣獨立董事制度較國外為嚴謹，無法直觀判定其影響方向。

在解決代理問題以改善公司治理上已有諸多不同的思考方式，例如董事會獨立性、董事會開會次數、董事會參與率、CEO 雙重性等。這些指標旨在改善董事

會內部治理，希望董事會能夠在握有公司經營大權時不會徇私舞弊傷害股東權益，善盡監督義務以達到股東期待，是公司治理研究重要且富有研究價值的衡量指標。



第三節 權衡理論

(一) Modigliani-Miller Theorem (簡稱 MM 定理)

相對於公司績效是以極大化利潤為首要目標來說，資本結構是更複雜且需考慮多種面向的指標，彼時學界雖認為存在企業存在一個最適資本結構 (Optimal Capital Structure)，不過卻沒有相關理論支持，僅是主張在某特定條件的資本結構中，能使公司加權平均資金成本 (Weighted Average Cost of Capital, WACC) 達到最低點，進而極大化公司價值。Modigliani & Miller (1958) 提出第一版本 MM 定理，被普遍稱為：資本結構無關論 (Capital Structure Irrelevance Theory)。該篇研究證明無論企業舉債金額多寡，都不會改變 WACC 以及公司價值。換言之，即使該公司負債金額超越總資產，公司不會面臨任何破產風險，因此不會影響 WACC 以及公司價值。MM 理論也因此推導出非常重要的結論：「在不考慮稅收下，不論總負債為何皆不影響 WACC 與公司總價值，因此不存在最適資本結構。」自 MM 理論問世以來，學術界對於資本結構的爭論不斷，原因主係認為該模型假設過於嚴謹且難以達到。雖然 MM 理論模型假設與實務存在差距，不過所有經濟學原理、財務模型都是在多重假設下推導而出，而後逐漸鬆綁假設並考慮更多影響因子而臻至完善。此外 MM 理論是學術界首度獨立討論資本結構的研究，當時引起學界、業界的轟動，具有劃時代的意義。該理論引起廣大的討論的同時亦發展、延伸出更多資本結構的理論，是公司財務理論進步的重要推手。Modigliani & Miller (1963) 在重新考量稅率後，得出企業舉債所衍生的利息具有稅盾 (Tax Shield) 效果能夠部分抵免應納稅額，最終能夠提升企業價值並降低 WACC。考量上述情況，Modigliani & Miller (1963) 指出在企業在長期的資本結構下，應善用稅盾效果進行舉債，藉以實現公司價值極大化。該版本的 MM 理論放寬稅率

假設進而產生出不同的結論，相對 1958 年的版本來說稍微貼近現實情況，該項研究啟迪了後許多後來許多資本結構理論，例如：權衡理論、融資順位理論。

（二）權衡理論

權衡理論是基於 MM 定理發展而來。Modigliani & Miller（1963）雖考量稅盾效果帶來的好處，卻忽略舉債帶來的弊端，因此市面上也無法看到任何公司使用如此極端槓桿的資本結構。考量於此，Kraus & Litzenberger（1973）以及 DeAngelo & Masulis（1980）將代理成本、破產成本納入模型中。該論點認為，企業增加負債的同時會為企業帶來部分負面效果，主要包含財務危機成本與負債代理成本，並統稱這些負面效果為槓桿關聯成本（Leverage-related costs）。財務危機成本是企業經營不善、利息壓力過大無力償還時，導致企業破產、清算或債務重整所衍生出的一切費用，例如：律師費、會計師費、訴訟費、調查費用...等。負債代理成本則是討論股東與債權人的關係，債權人將資金使用權利授予企業使用，企業擁有該資金使用權。若企業過度使用槓桿股東與代理人之間容易形成利益衝突。股東希望經理人極大化公司利潤，若有利可圖應積極承擔風險；債權人僅向公司收取債息，只希望公司保守營運支付利息，不願看到公司進行過於積極的投資。隨舉債增加，股東與債權人之間容易形成利益衝突，此時有可能產生資產替換、債務積壓等代理問題，進而產生代理成本。此種同時將舉債的利益與代價納入考量的資本結構理論，即稱為靜態權衡理論（Static Trade-off Theory）。靜態權衡理論派學者主張企業舉債時除需考慮稅盾所帶來的正面利益，也應考慮與財務關聯成本間的抵換關係（Trade-off）。Myers（1984）認為，資本結構是同時考量財務槓桿的利弊，並從中取得平衡的結果。若舉債產生的邊際稅盾效果優於槓桿關聯成本，則該公司適合多使用槓桿改善資本結構。

相對於並未考慮連續時間的靜態權衡模型來說，事實上 Brennan & Schwartz（1978）、Kane et al.（1984）就已經將不確定性、稅、槓桿關聯成本納入考慮，並組建出一個連續時間的動態模型。該模型分析稅盾效應與破產成本的抵換關係問題。



不過該模型並未考慮交易成本，故當資本結構受到負向衝擊時，企業能夠迅速因應並即時調整。Fischer et al. (1989) 基於 Kane et al. (1984) 理論，重新提出動態權衡理論 (Dynamic Trade-off Theory)。該理論納入交易成本，用以探討稅盾效益和破產成本之間的關係，同時將時間因素納入考量，反應外生衝擊發生時資本重組需要時間的特性，並由此證明出最佳動態資本結構需在稅盾效果、破產成本外，同時考慮交易成本、無風險利率、收益波動率、資本重組成本。此外，由於企業資本結構調整需要時間，故多數時候都是偏離最佳資本結構，且最佳資本結構是為區間而非固定值。故公司願意讓資本結構在設定區間內來回波動，當實際資本結構與最適資本結構區間出現嚴重偏差時才會進行調整，直到回到設定範圍為止。

文獻回顧第一節從臺灣公司治理發展情況出發，點出董事會結構是當前重要改革方向。第二節則透過回顧代理理論，肯定董事會在公司治理中扮演重要角色，同時點出董事會制度衍生出的弊病及可能解法。綜觀前兩節內容可知，臺灣公司治理發展方向與代理理論都涉及董事會結構與特徵，足以顯示董事會之重要性。現行研究多以探討公司績效為主流，惟董事會在治理公司時應不僅影響獲利能力，資本結構同時也應受到影響。故本研究透過回顧代理理論以及相關文獻，藉此選定可能影響資本結構的董事會特徵，例如：獨立董事人數、CEO 雙重性等。此外，由於資本結構選擇涉及多種面向，例如槓桿關聯成本、稅盾效果、調整成本、現金流量等，並非單以利潤極大作為考量，故第三節針對權衡理論進行介紹。最後，由於本研究欲探討動態面板估計下董事會特徵對資本結構影響，故採用考慮時間因素的動態權衡理論作為本研究資本結構理論的核心觀點，期待以此連結臺灣公司治理發展、代理理論與權衡理論。

第參章 研究方法



Graham & Harvey (2001) 曾發行問卷訪問 392 名公司財務長，發現總債務帳面價值是管理者主要關注目標。本研究以總負債對總資產比率 (Debt-to-Asset Ratio, D/Aratio, 定義為 DA) 代表資本結構，衡量方式為公司總債務帳面價值 (Book Value) 除以總資產的比率。此外，Kyriazopoulos (2017) 亦強調進行資本決策時，由於帳面價值相對於市價 (Market Value) 來說對價格波動較不敏感，因此使用帳面價值相對於市價來說更為可靠。Bazhair (2023) 研究沙烏地阿拉伯資本結構時，同時將 D/A ratio 與總負債對總權益比率 (Debt to Equity Ratio, D/E ratio) 作為資本結構的替代變數進行估計。不過 Frank & Goyal (2009) 以及 Titman & Wessels (1988) 表示相較於 D/E ratio 來說，使用 D/A ratio 具有 3 大優勢：(1) 直接反應資本結構：不同於 D/E ratio 僅用來衡量舉債槓桿，D/A ratio 直接顯示公司總資產中有多少的負債，反應公司使用資本結構的保守程度；(2) 獨立於權益波動：D/E ratio 會因為權益變動如盈餘分派、股價波動、市場情緒受到較大影響，D/Aratio 相對穩定，不容易因會計政策或市場情緒受到影響；(3) 研究泛用性廣：研究不同股權結構或產業的公司時，D/Aratio 提供較一致的標準，財務報表亦採用總資產作為分母進行共同比分析。在公司因持有股權較少或負的股東權益時，D/E ratio 會因極端波動失去分析意義，D/A ratio 則提供更清晰的訊息。綜上所述，本研究以 D/A ratio 作為被解釋變數。

Fischer et al. (1989) 提出動態權衡理論，並採取部分調整模型作為此資本結構理論基礎，原始式如以下方程式所式。

$$Y_{it} = \beta_0 + (1 - \lambda)Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中 Y_{it} 表示第 i 間公司於第 t 期的被解釋變數值， Y_{it-1} 是 Y_{it} 的前期值，亦即第 i 間公司於 $t-1$ 期的被解釋變數值。 λ 是模型調整參數且值介於 0 到 1 之間，用來捕捉企業對目標資本結構的動態調整， $(1 - \lambda)$ 代表收斂速度。當企業資本結構為完全調整時 $\lambda = 1$ ，不需調整時 $\lambda = 0$ 。 β_0 為截距項， μ_i 為未觀察到的產業效應， μ_t



為第 t 期末觀察到的時間效應， ε_{it} 為誤差效應。

本研究從代理理論與資本結構理論出發並提出相關假說，選定之董事會特徵解釋變數有以下 7 項，分別說明理由與預期方向於後。

(1) 董事總人數 (Board Size, BS)

Zahra & Pearce (1989) 主張人數較多的董事會有更多的經驗與知識，能夠對公司形成正面影響；Bazhair (2023) 在研究沙烏地阿拉伯非金融上市公司時將董事總人數作為資本結構的解釋變數放入模型中，結果發現擁有更多的董事能降低負債比率。不過 Berger et al. (1997) 指出董事會人數越多，所耗費的溝通成本將提升，不一定能帶來更好表現。考量到各個國家法規環境不同，可能呈現不同的結論。

(2) 獨立董事人數 (Independent Director, IND)

Cadbury (1992) 認為獨立董事能夠扮演監督的角色，藉以公司透明度，進而影響資本結構。然而，Bhagat & Black (2001) 指出擁有更多獨立董事可能出現董事會過度保守經營公司，進而錯過投資機會，最後並不會帶來更好表現。

(3) 董事會獨立性 (Independent Director Percentage, INDP)

董事會獨立性由 Alves et al. (2015) 提出，衡量方法為獨立董事人數除以董事總人數。Ezeani et al. (2023) 在研究英國、德國、法國的資本結構時，發現董事會獨立性在法國、德國呈現顯著負相關；在英國卻呈現顯著正相關，雖影響方向不同但都具備顯著解釋力，故該研究明確表示董事會獨立性將影響資本結構。僅將董事人數、獨立董事人數的絕對數量納入解釋變數仍不足。

(4) 董事會議次數 (MEET)

Shivdasani & Zenner (2004) 與 Vafeas (1999) 認為，董事會會議有助於能讓董事們更好理解公司經營戰略。Ezeani et al. (2022) 研究日本、法國、德國上市公司後發現，董事會會議次數對資本結構的影響在德國、日本具有正向解釋力，惟法國卻並未存在顯著相關。可能原因在於各國上市公司受到法規限制以及環境不同所致。為觀察臺灣非金融上市櫃公司確切影響方向，本研究將董事會議次數納入被

解釋變數。

(5) 董事會出席率 (Attendance Rate, ATTEN)

Brown & Caylor (2006) 透過顧問機構 ISS (Institutional Shareholder Services) 資料庫，創建公司治理指標，用來衡量與公司績效間的關係。該研究發現董事會出席率是公司治理重要指標，與公司績效呈現顯著正向關係。不過 Bhatt & Bhattacharya (2015) 在研究印度公司時卻發現，董事會參與率並未存在顯著相關。考量不同國家的董事會出席率影響方向存在分歧，為觀察臺灣非金融上市櫃公司確切影響方向，本研究將董事會出席率納入被解釋變數。

(6) CEO 雙重性 (CEO Duality, DUAL)

Millstein & Katsh (2003) 和 Cadbury (1992) 研究指出，董事長與 CEO 角色分離可以達到更好的專業分工。Brickley et al. (1997) 亦主張 CEO 與董事會主席應當分開，以確保監督能夠有效執行。不過也有學者表示，CEO 雙重性可能導致權力分散，不一定能替公司帶來更好的效益。例如 Bodaghi & Ahmadpour (2010) 研究伊朗上市公司資本結構時，發現 CEO 雙重性並未對資本結構造成顯著影響。上述討論得知，CEO 雙重性對資本結構影響在學界仍具有爭議。據此為觀察臺灣非金融上市櫃公司確切影響方向，本研究將 CEO 雙重性納入被解釋變數。

(7) 總負債佔總資產比率前一期值 (Lagged Value of D/A ratio, L.DA)

Fischer et al. (1989) 基於 Kane et al. (1984) 理論，重新提出動態權衡理論 (Dynamic Theory of Capital Structure)。該理論假設資本結構屬於部分調整模型，亦即 λ 介於 0-1 之間，原因主係將交易成本、時間調整成本納入模型中，主張外生衝擊時資本結構需要時間進行重組，因此前期值應會影響到當期的資本結構。本研究以總負債佔總資產比率做為資本結構替代變數，以驗證動態權衡理論的部分調整模型設定是否合理，以及資本結構前期值是否影響當期值。Bazhair (2023)、Buvanendra et al. (2017) 亦將資本結構前期值做為解釋變數，發現資本結構前期值顯著影響當期資本結構，故本研究將 L.DA 作為解釋變數納入模型中。



本研究在模型中另外控制以下 4 種變數：公司資產規模（Firm Size, FS）、資產報酬率（Return on Asset, ROA）、時間固定效應（Time Fixed Effect）及產業固定效應（Industry Fixed Effect）。Abor（2007）提出公司資產規模（FS）衡量方式為總資產取自然對數。Sani & Alifiah（2020）表示資產規模較大的公司通常伴隨較高的債務，原因在於資產規模大的公司通常具有多元的收益來源以及現金流。Frank & Goyal（2003）研究亦提出，金融機構傾向提供更多的授信額度與優惠利率爭取資產規模大的公司往來，公司在能更容易獲得貸款的情況下可能會積極使用槓桿，因此 D/A ratio 可能隨公司資產擴大而提高。ROA 是資本結構研究中必然會討論到的重要變數，原因在於 ROA 對於 D/A ratio 的影響存在矛盾，並沒有固定的影響方向。本研究採用 Agyei & Sun S（2020）定義 ROA 之方式，即稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產（Earnings Before Interest and Taxes divide by Asset, EBIT/ROA）作為 ROA 衡量標準。EBIT 相對於本期淨利是更好衡量公司獲利能力的指標，撇除業外損益以及非經常損益的影響，僅以營收扣除營業所需費用後，加上並未實際現金支出的折舊和隨時可結清債務的利息，是金融機構在評估併購、授信時最重要的指標。Jensen（1986）表示獲利的公司（ROA 為正）通常擁有自由現金流量（Free Cash Flow, FCF），亦即公司營收扣除所有營業成本、營業費用、資本支出後所剩餘能自由支配的資金。站在經營者立場，公司閒置資金可以留待擴廠或其他投資機會，以備未來不時之需；站在股東角度，會計帳上現金過多應配發更多股利。為避免這種代理衝突的產生，該研究表示公司應積極承擔更多債務以支付利息，用以控制 FCF 處於合理區間，主張 ROA 與 D/A ratio 存在正相關。Myers & Majluf（1984）則抱持相反看法，表示外部融資成本較內部融資來說更高，獲利的公司應減少較外部債務比例，盡量以自有資金進行營運，主張 ROA 與 D/A ratio 存在負相關。時間固定效應上，Bazhair（2023）發現沙烏地阿拉伯非金融上市公司的資本結構調整速度約 3.3 年、Buvanendra et al.（2017）發現印度企業的調整速度約 3.8 年，證實 D/A ratio 約有 3 年以上的時間落後性，因此本研究將時間固定效應以 3 年為單位予以

控制。產業固定效應上，根據中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會（Securities Investment Trust and Consulting Association of the R.O.C., SITCA）分類，我國上市櫃公司具體分類超過 30 種。為簡化模型分析，本研究將該些產業重新分為 3 種，以利後續分析，具體分類詳附錄二。

根據部分調整模型，將本研究之解釋變數、被解釋變數、控制變數帶入後如式 2。其中為方便後續變數表達，下文以 $L.DA_{it}$ 代表 DA_{it-1} 。另本研究額外控制時間效應，並以 μ_t 表示。截距項則以 $Cons$ 表示。

$$DA_{it} = Cons + (1 - \lambda)L.DA_{it} + \beta_1 BS_{it} + \beta_2 IND_{it} + \beta_3 INDP_{it} + \beta_4 DUAL_{it} + \beta_5 MEET_{it} + \beta_6 ATTN_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 FS_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

根據文獻，本研究彙整本研究之解釋變數與控制變數之實證結果於表 3.1。

表 3.1 變數歸納統整表

解釋變數/控制變數	文獻討論	預期結果
董事會人數	Zahra & Pearce (1989) Berger et al. (1997) Bazhair (2023)	+ $\triangle$ —
獨立董事人數	Cadbury (1992) Bhagat & Black (2001)	+ —
董事會獨立性	Alves et al. (2015) Ezeani et al. (2023)	+ —
董事會會議次數	Vafeas (1999) Shivdasani & Zenner (2004) Ezeani et al. (2022)	+
董事會參與率	Brown & Caylor (2006) Bhatt & Bhattacharya (2015)	+ $\triangle$
CEO 雙重性	Brickley et al. (1997) Bodaghi & Ahmadpour (2010)	+ $\triangle$
資本結構前期值	Buvanendra et al. (2017) Bazhair (2023)	+
公司資產規模	Frank & Goyal (2003)	+

	Abor (2007) Sani & Alifiah (2020)	
資產報酬率	Jensen (1986) Myers & Majluf (1984)	

說明：+表示預期有正向影響；-表示預期有負向影響；△表示預期無影響。

Stata 進行 GMM 估計時，即會自動預設前 2 期的被解釋變數做為模型工具變數之一。經本研究檢定，ROA 與模型其他解釋變數高度相關，且與誤差項不相關，符合工具變數定義。為進一步增強模型有效性，故本研究選定前 2 期的 D/Aratio 以及 ROA 為工具變數。Stats 相關指令詳附錄三。前 2 期的被解釋變數符合工具變數定義主係 Arellano & Bond (1991) 在 GMM 導證過程引入一階差分，迭待過程中前 2 期的被解釋變數 (Y_{t-2}) 與當期被解釋變數 (Y_t)、前期被解釋變數 (Y_{t-1}) 產生自我相關，因此相關性來自自迴歸路徑，外生性則是序列外生假設。ROA 是衡量公司績效的主流指標，亦是董事會重要責任之一，可預期 ROA 與本研究之解釋變數即董事會特徵間存在高度相關性。此外 ROA 主要受到公司內部經營效率以及外部市場表現影響。內部經營效率可透過董事會特徵進行捕捉；外部市場表現則可以透過時間固定效果、產業固定效果予以控制。考量上述原因，本研究假設 ROA 與隨機誤差項不存在相關性。GMM 估計方法會額外針對工具變數進行檢定，以確保工具變數的有效性。

使用 System-GMM 時，需在研究中額外報告以下 2 種檢定是否通過測試，並需要將結果附在研究中。以下為使用 System-GMM 必須要先進行的模型診斷。

1. 自我相關檢定 (Autocorrelation Test)

檢定殘差項是否存在自我相關。常用檢定為 Arellano-Bond 自相關檢定，該檢定需檢驗 AR1 以及 AR2，同時使用 System-GMM 時需要報告 AR1 及 AR2 結果，用以判定研究是否能使用該模型。具體而言，AR1 的假說檢定為：殘差項不存在一階自我相關，用以檢驗本期殘差與前一期殘差之間是否存在自我相關。惟根據 Arellano & Bond (1991)，進行一階差分過程中，差分本身就會引入自我相關，故 AR1 預期為 0 應拒絕假設。因此，主要需要檢定的對象為 AR2。AR2 的假說檢定為：殘差項不存在二階自我相關。由於 Arellano-Bond 檢定是雙尾檢定，故在 5%

信心水準下若統計結果證明 AR2 的 P-Value 大於 0.1，則表示沒有足夠證據拒絕假設，亦即本期殘差項與前二期殘差項之間並未存在顯著關係。

2. 過度識別檢定 (Over-identification Test)

檢定所有工具變數與誤差項皆不存在相關性，可用來判斷所選之工具變數是否皆有效。在 5%信心水準下，若統計結果證明 P-Value 大於 0.1，則表示沒有足夠證據拒絕虛無假設，亦即所有工具變數與誤差項不存在顯著相關，所選工具變數有效。常用的過度識別檢定有 Sargan Test、Hansen Test，其中後者為前者的改良，可放寬同質變異性假設，允許數據中存在異質變異性，可得到更穩健且符合一致性的結果。GMM 可按照計算難度與精確性分為 One-Stage GMM 以及 Two-Stage GMM。Two-Stage GMM 相較於 One-Stage GMM 考慮異質變異性以及自我相關等問題，並利用 One-Stage GMM 初步計算出來的權重矩陣再次進行更準確的估計，雖說計算上較複雜，但同時 Two-Stage GMM 的結果會相較 One-Stage GMM 來得更精準及穩健，故目前研究在使用 GMM 方法時，通常會採用 Two-Stage GMM 的結果。由於 Hansen Test 可放寬異質變異假設，結果更符合 Two-Stage GMM 的需求，故研究者通常更關注 Hansen Test，而非 Sargan Test。例如 Bazhair (2023)、Bazhair & Alshareef (2022) 針對迴歸結果報告過度識別檢定結果時，亦只報告 Hansen Test 的 P-Value。

第肆章 實證結果與分析



本章說明本研究之實證結果，共分為 4 節。第一節為敘述性統計，說明總樣本數與各變數平均值、標準差和極值。第二節為 Pearson 相關係數分析，判斷變數間是否呈現顯著相關，並按照相關係數判讀是否存在共線性問題。第三節為靜態估計法實證結果，採 Hausman 檢定後選定固定效果模型對樣本數據進行分析。第四節為 System-GMM 估計結果。

第一節 敘述性統計

本研究進行當下，臺灣上市櫃公司 2023 年報、會計師財務簽證尚未發布完全，故樣本研究期間為 2014 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日，共計 9 年份資料。數據來源於臺灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫。擷取時間設定為 2014 年，主係參考臺灣公司治理第一版 (又稱：公司治理 1.0)。彼時我國金管會為加速上市櫃公司治理改革，健全企業全方位發展而推動該計畫，並於同年開辦公司治理評鑑。公司治理評鑑架構參考 OECD，並最終調整為 5 大構面：維護股東權益、平等對待股東、強化董事會結構與運作、提升資訊透明度及落實企業社會責任。考量公司治理評鑑中的「強化董事會結構與運作」與本研究欲探討的董事會特徵高度重疊，故最終選定 2014 年為研究時間起點。另外，本研究納入之樣本還需符合 2 項條件：1.需擁有 2014 至 2022 年所有變數資料 2.在 2014 年至 2022 年間持續運營。本研究將研究期間內有任何變數資料缺失，或者 2014 年至 2022 年間新成立、解散的公司予以剔除，初步排除可能導致結果偏差的樣本，總樣本數共為 12,716 筆資料。

本研究利用統計軟體 STATA 以及 EXCEL 進行估計。表 4.1 為本研究各項研究變數之敘述性統計。從表 4.1 可知，總負債佔總資產比率(DA)之平均值為 0.4254，標準差為 0.1757。根據統計結果表明，樣本公司中平均有 42.54%的總資產是透過債務進行融資。董事會特徵中，董事會總人數 (BS) 平均約有 8 位，最少與最

多分別為 2 位與 33 位。獨立董事人數 (IND) 平均約 3 位，最少與最多分別為 0 位與 7 位，會出現 0 位主係臺灣雖於 2013 年 7 月起開始強制董事會設立獨董，惟實際執行中有許多公司趕不及設置，於後續幾年才陸續改善。獨立董事人數佔董事會總人數比例 (INDP) 平均值為 0.3303，顯示董事人數中約有 33.03% 為獨立董事。CEO 雙重性 (DUAL) 做為虛擬變數，平均值為 0.3505，代表樣本中有 35.05% 的公司具有 CEO 雙重性。董事會開會次數 (MEET) 平均值約為 7 次，代表樣本公司每年平均召開 7 次董事會，最少與最多的開會次數分別為 2 次與 33 次。董事會參與率 (ATTEN) 平均值為 0.8977，代表樣本公司董事於董事會出席率達 89.77%，最小值與最大值分別為 10.93% 與 100%。控制變數中，本研究以企業總資產取自然對數 (FS) 衡量資產規模，平均值為 15.4548，最小值與最大值分別為 10.9931 與 22.1425。資產回報率 (ROA) 以稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產進行衡量，平均值為 0.0875，代表樣本公司平均獲利率為 8.75%，最小值與最大值為 -19.49% 與 33.05%，因公司營收可能呈現虧損故有負值存在。

表 4.2 樣本敘述性統計

	平均值	標準差	最小值	最大值	樣本數
DA	0.4254	0.1757	0.0776	0.9976	12,716
BS	7.7303	2.1069	2.0000	33.0000	12,716
IND	2.5031	0.9112	0.0000	7.0000	12,716
INDP	0.3303	0.1237	0.0000	0.8000	12,716
DUAL	0.3505	0.4771	0.0000	1.0000	12,716
MEET	7.2193	2.4767	2.0000	33.0000	12,716
ATTEN	0.8977	0.0962	0.1093	1.0000	12,716
FS	15.4548	1.4726	10.9931	22.1425	12,716
ROA	0.0875	0.0792	-0.1949	0.3305	12,716

說明：資料期間為 2014.01-2022.12 共 9 年，樣本數 12,716 筆。DA 表總負債佔總資產比率、BS 表

董事會總人數、IND 表獨立董事人數、INDP 表獨立董事人數佔董事會總人數比例、FS 表公司資產規模，衡量方法為總資產之自然對數、DUAL 表 CEO 雙重性、MEET 表董事會開會次數、ATTEN 表董事會參與率、ROA 表稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產。



第二節 Pearson 相關係數矩陣

為檢視被解釋變數與選定之解釋變數、控制變數間是否存在相關，以及觀察變數之間是否存在共線性問題，本研究以皮爾森相關係數（Pearson's Correlation Coefficient）計算出變數間 Pearson 相關係數，並以星號表示不同顯著水準下的顯著性，整理後製成表 4.2。判定共線性問題的方法有很多種，例如變異膨脹因子（Variance Inflation Factor, VIF）、容忍度（Tolerance）以及相關係數矩等。不同於 OLS 需要計算 VIF 以檢定共線性問題，GMM 只要選定之工具變數有效，即便變數出現共線性問題仍可保持一致性。換言之，共線性問題並非 GMM 關注的重點。綜上，本研究擬採用相關係數矩陣進行檢定。Gujarati & Porter（2010）提出，當解釋變數間相關性的絕對值高於 0.8 時，就會出現多重共線性問題。綜觀表 4.2 可觀察得知，變數間相關係數最高者為獨立董事人數（IND）與獨立董事人數佔董事會總人數比例（INDP）的 0.7872。由於相關係數最高值取決對值後並未高於 0.8，因此本研究變數之間雖存在線性相關，卻並未出現共線性問題。

根據表 4.2 結果顯示，董事會特徵等變數對資本結構變數 D/A ratio 而言，董事會總人數（BS）、獨立董事人數（IND）、董事會開會次數（MEET）與 D/A ratio 存在顯著正向關係；董事會參與率（ATTEN）與 D/A ratio 之間存在顯著負向關係；獨立董事人數佔董事會總人數比例（INDP）、CEO 雙重性（DUAL）與 D/A ratio 之間並未發現顯著關係。控制變數中，公司資產規模（FS）與 D/A ratio 之間並未發現顯著關係。稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產（ROA）與 D/A ratio 之間存在顯著負向關係。

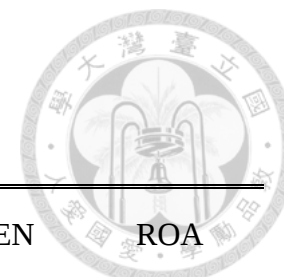


表 4.3 Pearson 相關係數矩陣

	DA	BS	IND	INDP	FS	DUAL	MEET	ATTEN	ROA
DA	1								
BS	0.0548***	1							
IND	0.0354***	0.4014***	1						
INDP	-0.0100	-0.1923***	0.7872***	1					
FS	0.3298***	0.3762***	0.1754***	-0.0731***	1				
DUAL	-0.0124	-0.1310***	0.0020	0.0836***	-0.1269***	1			
MEET	0.1416***	0.0028	0.0039	-0.0123	0.1003***	-0.0020	1		
ATTEN	-0.0219**	0.0839***	0.3158***	0.2577***	0.1321***	-0.0282***	-0.0599***	1	
ROA	-0.1764***	0.0862***	0.1215***	0.0577***	0.1727***	-0.0632***	-0.0460***	0.1846***	1

說明：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。資料期間為 2014.01-2022.12 共 9 年，樣本數 12,716 筆。

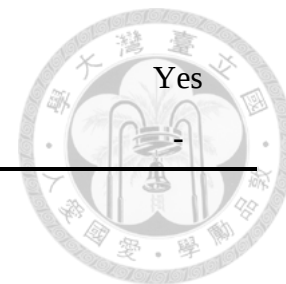
第三節 靜態估計方法實證結果

採用靜態估計方法的實證結果整理於 4.3。由於本研究主要實證結果採取 GMM 估計法，且 IND 與 INDP 同時作為 GMM 估計法解釋變數時工具變數方得有效。換言之，兩者需同時存在於 GMM 模型中，才能通過工具變數測試。由於 IND 為 INDP 的分子，故可預期兩者存在高度相關。惟 Hall (2003) 及 Baum et al. (2003) 指出 GMM 重點在於工具變數，即便解釋變數間存在高度共線性問題，仍能提供穩健且具有一致性的估計結果。不過採取靜態估計法時，IND 與 INDP 之 VIF 值皆大於 10，若未經處理將兩者同時放入模型中可能導致迴歸結果產生偏誤。為得到更穩健的估計結果，故本研究將解釋變數中 VIF 最高者的 IND 剔除，只留下 INDP 放入模型中進行估計。剔除 IND 後，所有解釋變數之 VIF 並未高於 10，故該模型中並未出現共線性問題。

表 4.4 固定效果、隨機效果及 VIF

解釋變數	固定效果		隨機效果		VIF
	估計值	標準誤	估計值	標準誤	估計值
Cons	-1.0640 ***	0.0433	-0.5631 ***	0.0316	-
BS	-0.0017**	0.0008	-0.0032 ***	0.0007	1.31
INDP	-0.1740**	0.0084	-0.0137*	0.0083	1.34
DUAL	0.0120 ***	0.0024	0.0123 ***	0.0024	1.04
MEET	-0.0002	0.0004	0.0003	0.0004	1.03
ATTEN	-0.0888 ***	0.0113	-0.0882 ***	0.0112	1.23
ROA	-0.3414 ***	0.0146	-0.3407 ***	0.0143	1.08
FS	0.1049 ***	0.0027	0.0732 ***	0.0019	1.26
Overall F-value	254.55 ***		-		-
Individual Effects F-value	34.12 ***		-		-
Wald Chi-Squared	-		2277.56 ***		-
Year dummies	Yes		Yes		Yes

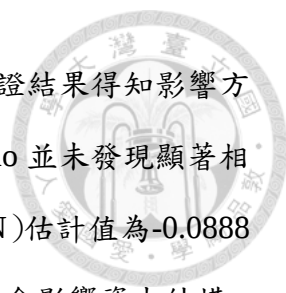
Industry dummies	Yes	Yes
Overall-R ²	0.1389	0.1532
Hausman Chi-Squared	438.02 ***	
Hausman P-value	0.000	



說明：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。資料期間為 2014.01-2022.12 共 9 年，樣本數 12,716 筆。Cons 表示截距項、DA 表總負債佔總資產比率、BS 表董事會總人數、INDP 表獨立董事人數佔董事會總人數比例、DUAL 表 CEO 雙重性、MEET 表董事會開會次數、ATTEN 表董事會參與率、ROA 表稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產、FS 表公司資產規模，衡量方法為總資產之自然對數。Year dummies、Industry dummies 分別表示控制了年份和產業的虛擬變數。

根據靜態面板分析實證結果，本研究針對固定效果、隨機效果估計結果進行 Hausman 檢定。該檢定用來判定面板資料適合採取的模型。假說檢定 H_0 ：採取隨機效應模型是適當的（個體效應與解釋變數無關）。根據實證結果可知 Hausman 卡方估計值為 438.02，P 值為 0.000，在 1%顯著水準下有足夠證據拒絕 H_0 ，亦即該筆面板資料適合採取固定效應模型。由於實證結果支持固定效果模型，故僅針對固定效果模型進行分析。

根據本研究固定效果實證顯示，在控制產業效應、時間效應下，整體 F 值為 254.55，P 值為 0.000，表示在 1%顯著水準下所選之解釋變數對於 D/A ratio 具有顯著解釋力；個體效應 F 值為 34.12，P 值為 0.000，表示在 1%顯著水準下個體效應顯著存在。整體 R^2 達 0.1389。截距項（Cons）估計值為 -1.0640，與 D/A ratio 在 1%顯著水準下呈現顯著相關，且影響方向為負向。截距項包含本研究未收錄之解釋變數，表示除選定之解釋變數外，仍有其他未觀察到變數對於 D/A ratio 存在顯著解釋力。董事會特徵解釋變數中，董事會規模（BS）估計值為 -0.0017，與 D/A ratio 在 5%顯著水準下呈現顯著相關，即董事會規模會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為負向。董事會獨立性（INDP）估計值為 -0.1740 與 D/A ratio 在 5%顯著水準下呈現顯著相關，即董事會獨立性會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為負向。CEO 雙重性（DUAL）估計值 0.0120，與 D/A ratio 在 1%顯著



水準下呈現顯著相關，即 CEO 雙重性會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為正向。董事會開會次數 (MEET) 估計值-0.0002，與 D/A ratio 並未發現顯著相關，亦即董事會開會次數不影響資本結構。董事會參與率 (ATTEN) 估計值為-0.0888，與 D/A ratio 在 1% 顯著水準下呈現顯著相關，即董事會參與率會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為負向。控制變數中，稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產 (ROA) 估計值-0.3414，與 D/A ratio 在 1% 顯著水準下呈現顯著相關，根據實證結果得知影響方向為負向。公司資產規模 (FS) 估計值 0.1049，與 D/A ratio 在 1% 顯著水準下呈現顯著相關，根據實證結果得知影響方向為正向。

第四節 System-GMM 實證結果

System-GMM 估計方法的實證結果整理於表 4.4。根據結果可知，總負債佔總資產的前一期值 (L.DA) 係數為正，且在 1% 的顯著水準上呈現顯著。這項結果提供足夠的證據，證明前期資本結構調整會影響當期資本結構。確定研究模型屬動態模型而非靜態，適合採取動態面板估計。另外，此結果與本研究文獻回顧所提及的動態權衡理論符合，證實公司調整資本結構時確實存在時間落後問題，故公司調整前期資本結構時會影響對本期資本結構產生影響，直至回到最適資本結構區間。根據 System-GMM 估計結果，因係數介於 0-1 故為部分調整，調整速度為 $(1-0.8146)$ ，代表董事會特徵以每年 18.54% 的速度縮小實際 D/A ratio 與目標 D/A ratio 的差距。亦即，所選之董事會特徵將會使公司在約 5.4 年 $(100\%/18.54\%)$ 的時間達到企業所設定之最佳 D/A ratio。本研究實證結果相對於 Bazhair (2023) 發現沙烏地阿拉伯非金融上市公司的調整速度約 3.3 年、Buvanendra et al. (2017) 發現印度企業的調整速度約 3.8 年來說，臺灣非金融上市櫃公司調整成本較高。

表 4.5 System-GMM 迴歸結果

	估計值	標準誤差	Z 值	P-value
Cons	-2.3282 *	1.2284	-1.90	0.058
L.DA	0.8146 ***	0.0620	13.13	0.000
BS	0.1905 **	0.0904	2.11	0.035
IND	-0.5984 **	0.2584	-2.32	0.021
INDP	4.3724 **	2.1119	2.07	0.038
DUAL	0.0522	0.0980	0.53	0.594
MEET	0.0094 *	0.0050	1.89	0.059
ATTEN	0.1479	0.3043	0.49	0.627
ROA	-0.2691 **	0.1186	-2.27	0.023
FS	0.0507	0.0589	0.86	0.389
AR1	-	-	-	0.000
AR2	-	-	-	0.554
HANSEN TEST	-	-	-	0.297
Year dummies	-	-	-	Yes
Industry dummies	-	-	-	Yes

說明：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。資料期間為 2014.01-2022.12 共 9 年，樣本數 12,716 筆。Cons 表示截距項、DA 表總負債佔總資產比率、BS 表董事會總人數、IND 表獨立董事人數、INDP 表獨立董事人數佔董事會總人數比例、DUAL 表 CEO 雙重性、MEET 表董事會開會次數、ATTEN 表董事會參與率、ROA 表稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產、FS 表公司資產規模，衡量方法為總資產之自然對數。Year dummies、Industry dummies 分別表示控制了年份和產業的虛擬變數。

董事會特徵解釋變數中，董事會規模（BS）估計值為 0.1905，P 值為 0.035，與 D/A ratio 在 5%顯著水準下呈現顯著相關，即董事會規模會影響資本結構。這項結果表明，臺灣非金融上市櫃公司資本結構的 D/A ratio 會隨董事會規模而改變，根據實證結果得知影響方向為正向。此研究結果與 Zahra & Pearce（1989）的主張符合，認為更大的董事會會對企業帶來正面影響。獨立董事人數（IND）估計值為-0.5984，P 值為 0.021，與 D/A ratio 在 5%顯著水準下呈現顯著相關，即獨立董



事人數會影響資本結構，且根據實證結果得知影響方向為負向。獨立董事除需盡到監督董事會的責任，若企業最終面臨破產清算亦需負擔相關損失，故獨立董事需嚴格審視企業舉債情形，導致資本結構偏向保守。此觀點與 Bhagat & Black (2001) 相同，獨立董事人數過多可能導致企業舉債傾向安全，導致 D/A ratio 下降。本研究選定解釋變數前，考量到董事會規模與獨立董事人數可能出現相反結論，單就絕對數字恐導致誤判，故本研究同時納入獨立董事佔董事總人數比例 (INDP)。實證結果顯示，估計值為 4.3724，P 值為 0.038，與 D/A ratio 在 5% 顯著水準下呈現顯著相關，即董事會獨立性會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為正向。該結果與 Abor (2007)、Kyriazopoulos (2017)、Tarus & Ayabei (2016) 結論相同，董事會獨立性除擁有豐富產業經驗與專業知識，同時能兼顧監督管理者的責任。多數情況下，由於企業總資產多於總負債，D/A ratio 會小於 1。另外臺灣多數上市櫃公司屬於家族企業，上市櫃後股權仍多數掌握在家族成員手中，因此偏向保守經營而使用低槓桿。在此基礎下，董事會獨立性能確保企業在合理經營下適當使用槓桿提升經營動能，並調整資本結構至最適區間，因此 D/A ratio 會上升。CEO 雙重性 (DUAL) 估計值 0.0522，P 值為 0.594，與 D/A ratio 在統計上並未發現顯著相關。CEO 雙重性主張賦予 CEO 更多權力可帶來更好公司績效，不過是否能影響資本結構尚無定論。根據本研究實證結果證實，CEO 雙重性對於改善資本結構並無足夠解釋力，此結果與 Bodaghi & Ahmadpour (2010) 研究伊朗上市公司資本結構時結論相同。需特別強調的點在於，CEO 雙重性對於資本結構雖並無足夠解釋力，惟被解釋變數若為公司績效時則可能有不同結論，本研究僅以代理理論觀點連結董事會特徵與資本結構，故無法貿然斷定代理理論不成立。董事會開會次數 (MEET) 估計值 0.0094，P 值為 0.059，與 D/A ratio 在 10% 顯著水準下呈現顯著相關，亦即開會次數會影響資本結構，根據實證結果得知影響方向為正向。本研究結果與 Shivdasani & Zenner (2004) 以及 Vafeas (1999) 觀點接近，肯定董事會會議能讓董事們能夠更好掌握公司現況的功能，並期待董事們根據公司狀況採取相



對應的改善措施，進而調整資本結構。同時本結果亦可作為 Ezeani et al. (2022) 的補充，證實董事會會議次數對臺灣上市櫃公司的資本結構的正向影響。董事會參與率 (ATTEN) 估計值為 0.1479，P 值為 0.627，與 D/A ratio 在統計上並未發現顯著相關。可能原因有 2 點。(1) 根據臺灣《公司法》規定，董事有義務勤勉履行職責，若參與率過低可能被視為未盡到勤勉義務。若導致董事會無法做出有效決議導致損失時，董事需對不出席行為承擔法律責任；(2) 根據臺灣《公開發行公司董事會議事辦法》規定，公司營運計畫、財務報告、內控制度...等重要消息需於董事會討論，董事如無法親自出席，得依公司章程出具委託書委任其他董事代理出席。根據上述法令規範，臺灣上市櫃公司董事會參與率應屬高，該觀點與表 4.1 所揭示之平均出席率達 89.77% 得到驗證。綜上原因，董事會平均參與率高可能已反應董事積極參與董事會事實，故董事會參與率對 D/A ratio 並無足夠解釋力。

控制變數中，稅前、息前、折舊攤銷前淨利除以總資產 (ROA) 估計值 -0.2691，P 值為 0.023，與 D/A ratio 在 5% 顯著水準下呈現顯著相關，根據實證結果得知影響方向為負向。該結果與 Moradi & Paulet (2019) 相同，即考慮外部融資成本相對內部融資成本來說更高，獲利能力較高的公司會減少外部融資比例降低總負債，進而平衡 D/A ratio。公司資產規模 (FS) 估計值 0.0507，P 值為 0.389，與 D/A ratio 在統計上並未發現顯著相關。該結果並未支持 Sani & Alifiah (2020)；Titman & Wessels (1988) 的主張，即資產規模較大的公司擁有多種不同收益率與現金流量的資產，因此能夠更快速調節資本結構。統計數據表明，臺灣上市櫃公司持有的資產規模多寡並不會對調節資本結構有顯著影響。基於本研究作者銀行業實務經驗，認為可能原因在於臺灣銀行業存在過度競爭 (Overbanking)。銀行多在企業上市櫃前就與企業有良好的存款、授信往來，無論當年度是否有資金需求皆會與多家銀行開立授信額度，因此企業面臨資金需求時籌措管道靈活且多元。此外，企業動撥授信額度之成本相較公司債券、股權融資來說較低，且企業持有之投資型資產基於戰略目的未必能隨時處分或贖回。實務上每逢季底、年底等企業編製財報時點，為

美化財務結構也會視情況動撥、清償授信額度。上述可能為資產規模對 D/A ratio 並未具有顯著解釋力之原因。

使用 System-GMM 估計法時，需要報告 AR1、AR2 以及是否通過 Sargan-Hansen Test。如 Arellano & Bond (1991) 所示，由於一階微分方程式中包含前期值故預期會出現 AR1，本研究 AR1 值為 0 與預期相符合。AR2 則是檢定誤差項與解釋變數間不應存在相關性。本研究 AR2 值 P 值為 0.554 且大於 0.1，Hansen Test P 值為 0.297，統計上並無足夠證據拒絕誤差項與解釋變數間不存在相關性之假設。換言之，本研究所選定之工具變數有效且不存在過度識別問題。

根據 GMM 實證結果歸納出主要發現如下：

(一) 總負債佔總資產前一期值 (L.DA) 顯著影響資本結構，係數為 0.8146， λ 為 0.1854，由此確認臺灣資本結構確實為部分調整模型，並以每年調整 18.54% 的速度接近目標資本結構，臺灣非金融上市櫃公司平均需要 5.4 年 ($1/0.1854$) 才能將調整至最適資本結構。結果相較 Bazhair (2023) 發現沙烏地阿拉伯非金融上市公司的調整速度約 3.3 年；Buvanendra et al. (2017) 發現印度企業的調整速度約 3.8 年來說，臺灣的調整速度較為緩慢。換言之，臺灣的資本結構調整成本較高。

(二) 董事會規模 (BS) 對 D/A ratio 具有顯著相關，影響方向為正向；獨立董事人數 (IND) 對 D/A ratio 具有顯著相關，影響方向則為負向。惟獨立董事增加也會增加董事會總人數，此時結論出現矛盾。惟觀察董事會獨立性 (INDP) 可知估計值為 4.3724，對 D/A ratio 具有顯著相關，影響方向為正向。亦即董事會獨立性增加會為公司帶來更多產業經驗與專業知識，同時盡到監督董事會的責任，並在合理評估下鼓勵公司使用外部債務，故 D/A ratio 提升。

(三) CEO 雙重性 (DUAL) 對 D/A ratio 並未發現顯著解釋力，亦即董事長與 CEO 角色分離對 D/A ratio 並無影響。

(四) 董事會議次數 (MEET) 對 D/A ratio 具有顯著相關，影響方向為正向；董事會參與率 (ATTEN) 則並未發現顯著相關。顯示臺灣法規以及公司各別章程已能

有效督促董事參與，董事無法無故缺席董事會議。此外根據表 4.1 之敘述統計，董事會參與率平均率高達 89.77%可知，只要公司董事會議次數增加，就可充分反應董事積極參與公司事務的事實。

最後整理靜態、動態估計法的估計值以及預期方向比較於表 4.5。兩種估計方法下對資本結構皆具有顯著解釋力的變數有：Cons、BS、IND、ROA。差別部分在於，靜態估計法中，僅 MEET 並未顯著影響 D/A ratio；動態估計法 GMM 中，DUAL、ATTEN、FS 並未顯著影響 D/A ratio，且 MEET 在 10%信心水準下顯著影響資本結構。此外靜態估計中 Cons 在 1%信心水準下具有顯著解釋力，而 GMM 估計中 Cons 則是降至 10%信心水準下才具有顯著解釋力。可能原因在於靜態估計中未觀察到的效應被 Cons 所捕捉，而 GMM 額外納入的 L.DA 以及 INDP 則稀釋了 Cons 的部分解釋力。

表 4.6 靜態、動態估計法結果比較

變數	預期方向	靜態估計法估計值	GMM 估計值
Cons	+/-	-1.0640 ***	-2.3282 *
L.DA	+	-	0.8146 ***
BS	+/-	-0.0017**	0.1905 **
IND	+/-	-0.1740**	-0.5984 **
INDP	+/-	-	4.3724 **
DUAL	+/-	0.0120 ***	0.0522
MEET	+	-0.0002	0.0094 *
ATTEN	+/-	-0.0888 ***	0.1479
FS		-0.3414 ***	0.0507
ROA	+	0.1049 ***	-0.2691 **

說明：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。資料期間為 2014.01-2022.12 共 9 年，樣本數 12,716 筆。

第五章 結論



本研究蒐集臺灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫內提供之非金融業上市櫃公司 2014-2022 年資料，透過 System-GMM，以 D/A ratio 作為資本結構變數，同時將靜態估計法下可能影響資本結構的董事會特徵變數納入，進行動態面板估計同時檢驗資本結構是否具有部分調整特性。根據迴歸結果得知，董事會規模、董事會獨立性以及董事會議次數對資本結構存在顯著正向解釋力；獨立董事人數則存在顯著反向解釋力；CEO 雙重性則並未發現顯著解釋力。此外，本研究實證結果支持模型為動態面板中的部分調整模型，並發現我國調整速度相較國外來得更久，需要長達 5.4 年時間才能回到最適資本結構區間。

以下根據實證分析整理出結論，並提出相關建議：

(一) 投資人

臺灣非金融上市櫃公司礙於法律因素以及主管機關眾多，在面臨法令重大變動以及重大資本決策時，往往會需要更多時間才能反應。例如 2025 年臺灣針對每年排放量超過 25,000 噸的企業即將課徵碳稅，卻早在 2021 年就修訂《氣候變遷因應法》以明定碳費收取及減排措施，調整與轉型期間與本研究實證結果的調整速度 5.4 年差距不大。可以預期的是碳費開徵過後，對於鋼鐵業、燃煤業及半導體大廠成本巨幅提升，屆時該些公司資本結構將迎來重大變革。本研究對於投資人最大貢獻在於，明確知道非金融上市櫃公司資本結構調整速度約在 5 年前後，若企業面臨較高財務壓力或市場劇變，將會因為較長的調整期間導致投資人面臨更高的投資風險，除傳統財務指標外，亦可將資本結構調節速度納入投資決策當中。

(二) 公司經理人

根據動態權衡理論，最適資本結構是一個區間而非定值。本研究證實臺灣調整成本較國外來得更高，倘若目前資本結構與設定的目標區間偏離程度過大，調整時需要使用更長時間才能回到目標區間，且短期內無法任意調節回到健康水位，而是需基於長遠戰略目標進行階段性調整。調整成本較高原因在於可能原因為企業受



到的法令約束較多，例如《公司法》、《證券交易法》、《公平交易法》、《洗錢防制法》等。此外公司亦受到多間監管機構監督，例如金管會、證交所、財政部以及公平交易委員會。這些可能是導致臺灣公司調整成本較高的原因。公司可於香港、新加坡、開曼群島（Cayman Islands）、荷蘭等地區設立境外公司從當地進行融資。這些地區通常具有資金調度上的優勢，或享有低監管及低稅收。例如台積電曾通過在荷蘭的子公司 TSMC Global 募集到歐洲市場的資金來源，相對於直接向本國銀行借款可能引起投資人負面解讀，於荷蘭融資關注度較低且享有更便宜的資金。除此之外公司還能夠動用銀行短期授信額度，以此活化財務靈活度，這些措施對於資本結構調節速度可能有正向提升。

此外董事會規模、獨立董事人數、董事會獨立性以及董事會議次數對資本結構存在顯著相關，可以從上述指標著手強化董事會運作效能。具體做法為，董事會規模較小的公司可增加更多董事，吸收不同專業知識與戰略資源，並在良好投資機會出現時積極使用槓桿。規模較大或董事會獨立性較低的公司可以增加獨立董事人數，由於高董事會獨立性通常代表高透明性，更容易爭取債權人支持，未來公司在面臨資金需求時可以順利取得資金，並盡快調整至達到最適資本結構。

（三）金融機構

金融機構對企業進行徵信時，財務報表往往是最重要的評估標準，以銀行來說最常使用的財務指標即是 D/A ratio、D/E ratio、EBIT 以及其他獲利能力。本研究提供了資本結構調節速度作為額外的觀點，期待能夠協助金融機構在徵信階段有更多資訊進行判讀，降低銀行呆帳風險。具體作法為針對資本結構調整速度較慢的公司，在中長期額度中加上提徵擔保品的條件，或者僅給予一年內到期的短期額度，藉以規避掉授信戶於資本結構調整時間內因財務調度面臨的倒閉風險。

本研究實證結果表示收斂速度小於 1 (λ 為 0.1854)，為動態權衡理論中的部分調整模型假設提供支持，有助於學術界未來在評估資本結構時，考慮採用動態估計方法而非靜態估計法。此外，未來除了加入其他構面研究董事會特徵外，亦可針對

調節速度進行研究。若能具體找到影響調節速度的變數，即可作為政策的建議方向，藉此降低臺灣非金融上市櫃公司的調整成本，活化資金循環。

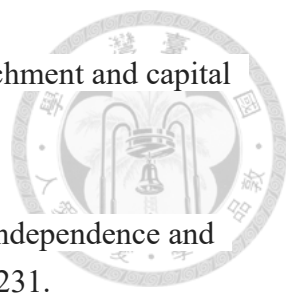
本研究實證結果證明我國非金融上市櫃公司資本結構調節速度緩慢，惟董事會特徵變數範圍廣泛，例如本研究尚未討論到的審計委員會制度、審計委員會開會次數都是後續可以考慮納入的變數之一，放入模型當中或能得到更精準的估計結果。獨立董事對於資本結構的影響僅以董事會議次數以及董事參與率作為解釋變數放入模型中，並未研究獨立董事的投入程度是否為資本結構帶來聲譽效果（Reputational Effect）或忙碌效果（Business Effect）。後續研究時若資料庫若有更多獨立董事相關指標，或能在模型中得到更臻完善的結果。本研究亦提到 Overbanking 可能使 D/A ratio 更容易調節，惟受限於沒有完整的銀行授信往來家數，故並未納入解釋變數。未來研究若有相關資訊，或許會是良好的切入點。除內部董事會特徵外，公司治理類研究常用的外部特徵有外資持股、機構投資人持股、ESG 指標及會計準則變動亦可在後續研究中考慮採用，在基於資訊揭露的基礎上觀察資本結構是否因此改善。

此外，由於 GMM 估計法中工具變數需大於等於解釋變數用以確保工具變數的識別性。按照 SITCA 定義，按照上市櫃公司股票代號進行產業分類會有超過 30 種產業。惟受限於資料取得困難以及工具變數選擇問題，僅將樣本公司分為電子、傳產、其他三大類別以簡化模型。若將產業全數作為虛擬變數加上本研究之解釋變數，總和將遠超過工具變數數量，導致無法進行 GMM 估計。本研究採取合併產業別以減少虛擬變數數量，並未針對產業別進行分析，引用本文結論時應相對保守。最後，未來公司治理研究的被解釋變數選擇會更加多元，已不再限定於公司績效、資本結構，未來研究也可針對資本結構調節速度。雖然臺灣公司受到監管較多、法律也較為複雜，但也在很大程度上保護投資人。不過若能具體找出顯著影響資本結構調節速度的變數，或可做為政策改良的建議，在確保民眾權益不變甚至提升下盡可能降低臺灣公開市場的調整成本，創造更健全、更靈活的交易市場。

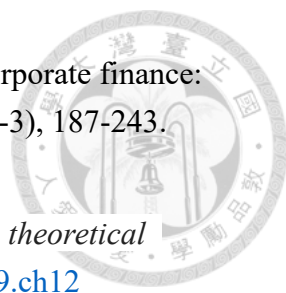
參考文獻



- 林俊傑, 劉梧柏, & 黃華瑋. (2018). 公司治理評鑑與財務績效及公司價值之關聯性探討: 以臺灣上市櫃企業公司治理評鑑為例. *商略學報*, 10(1), 23-46.
<https://doi.org/10.3966/207321472018031001002>
- Abor, J. (2007). Corporate governance and financing decisions of Ghanaian listed firms. *The international journal of business in society*, 7(1), 83-92.
<https://doi.org/10.1108/14720700710727131>
- Agyei, J., Sun, S., & Abrokwhah, E. (2020). Trade-off theory versus pecking order theory: Ghanaian evidence. *Sage Open*, 10(3), 2158244020940987.
<https://doi.org/10.1177/2158244020940987>
- Alves, P., Couto, E. B., & Francisco, P. M. (2015). Board of directors' composition and capital structure. *Research in International Business and Finance*, 35, 1-32.
<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.03.005>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
<https://doi.org/10.2307/2297968>
- Aslam, E., & Haron, R. (2021). Corporate governance and risk-taking of Islamic banks: evidence from OIC countries. *The International Journal of Business in Society*, 21(7), 1460-1474.
<https://doi.org/10.1108/CG-08-2020-0311>
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal*, 3(1), 1-31.
<https://doi.org/10.1177/1536867X0300300101>
- Bazhair, A. H. (2023). Board governance mechanisms and capital structure of Saudi non-financial listed firms: A dynamic panel analysis. *SAGE Open*, 13(2), 21582440231172959.
<https://doi.org/10.1177/2158244023117295>
- Bazhair, A. H., & Alshareef, M. N. (2022). Dynamic relationship between ownership structure and financial performance: A Saudi experience. *Cogent Business & Management*, 9(1), 2098636.
<https://doi.org/10.1080/23311975.2022.2098636>

- 
- Berger, P. G., Ofek, E., & Yermack, D. L. (1997). Managerial entrenchment and capital structure decisions. *The Journal of Finance*, 52(4), 1411-1438.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb01115.x>
- Bhagat, S., & Black, B. (2001). The non-correlation between board independence and long-term firm performance. *Journal of Corporation Law*, 27, 231.
<http://ssrn.com/abstract=313026>
- Bhatt, R. R., & Bhattacharya, S. (2015). Do board characteristics impact firm performance? An agency and resource dependency theory perspective. *Asia-Pacific Journal of Management Research and Innovation*, 11(4), 274-287.
<https://doi.org/10.1177/2319510X156029>
- Bodaghi, A., & Ahmadvpour, A. (2010, June). The effect of corporate governance and ownership structure on capital structure of Iranian listed companies. *Proceedings of the 7th International Conference on Enterprise Systems, Accounting and Logistics* (Vol. 28, pp. 89-96).
- Bolarinwa, S. T., & Adegboye, A. A. (2020). Re-examining the determinants of capital structure in Nigeria. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 37(1), 26-60.
<https://doi.org/10.1108/JEAS-06-2019-0057>
- Brennan, M. J., & Schwartz, E. S. (1978). Corporate income taxes, valuation, and the problem of optimal capital structure. *Journal of Business*, 103-114.
<https://www.jstor.org/stable/2352621>
- Brickley, J. A., Coles, J. L., & Jarrell, G. (1997). Leadership structure: Separating the CEO and chairman of the board. *Journal of Corporate Finance*, 3(3), 189-220.
[https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(96\)00013-2](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(96)00013-2)
- Brown, L. D., & Caylor, M. L. (2006). Corporate governance and firm valuation. *Journal of Accounting and Public Policy*, 25(4), 409-434.
<https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2006.05.005>
- Buvanendra, S., Sridharan, P., & Thiagarajan, S. (2017). Firm characteristics, corporate governance and capital structure adjustments: A comparative study of listed firms in Sri Lanka and India. *IIMB Management Review*, 29(4), 245-258.
<https://doi.org/10.1016/j.iimb.2017.10.002>
- Cadbury, A. (1992). *Report of the committee on the financial aspects of corporate governance* (Vol. 1). Gee.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8683.1993.tb00025.x>

- 
- Claessens, S., & Fan, J. P. (2002). Corporate governance in Asia: A survey. *International Review of Finance*, 3(2), 71-103.
<https://doi.org/10.1111/1468-2443.00034>
- DeAngelo, H., & Masulis, R. W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 3-29.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90019-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(80)90019-7)
- Eisenhardt, K. M. (1989). Agency theory: An assessment and review. *Academy of Management Review*, 14(1), 57-74.
<https://doi.org/10.5465/amr.1989.4279003>
- Ezeani, E., Salem, R., Kwabi, F., Boutaine, K., Bilal, & Komal, B. (2022). Board monitoring and capital structure dynamics: evidence from bank-based economies. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 58(2), 473-498.
<https://doi.org/10.1007/s11156-021-01000-4>
- Ezeani, E., Kwabi, F., Salem, R., Usman, M., Alqatamin, R. M. H., & Kostov, P. (2023). Corporate board and dynamics of capital structure: Evidence from UK, France and Germany. *International Journal of Finance & Economics*, 28(3), 3281-3298.
<https://doi.org/10.1002/ijfe.2593>
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics*, 26(2), 301-325.
<https://www.jstor.org/stable/725104>
- Fischer, E. O., Heinkel, R., & Zechner, J. (1989). Dynamic capital structure choice: Theory and tests. *The Journal of Finance*, 44(1), 19-40.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02402.x>
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2003). Testing the pecking order theory of capital structure. *Journal of Financial Economics*, 67(2), 217-248.
[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00252-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00252-0)
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important?. *Financial Management*, 38(1), 1-37.
<https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2009.01026.x>
- Gill, A., Mand, H. S., Amiraslany, A., & Mathur, N. (2020). Efficient working capital management and the cost of debt. *International Journal of Business and Economics*, 19(2), 151-169.
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:ijb:journl:v:19:y:2020:i:2:p:131-149>

- 
- Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2-3), 187-243.
[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00044-7](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00044-7)
- Hall, A. R. (2003). Generalized method of moments. *A companion to theoretical econometrics*, 230-255. <https://doi.org/10.1002/9780470996249.ch12>
- Hossain, M. S. (2021). A revisit of capital structure puzzle: Global evidence and analysis. *International Review of Economics & Finance*, 75, 657-678.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.05.001>
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
<https://www.jstor.org/stable/1818789>
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Kane, A., Marcus, A. J., & McDonald, R. L. (1984). How big is the tax advantage to debt?. *The Journal of Finance*, 39(3), 841-853.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03678.x>
- Klein, A. (2002). Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 375-400.
[https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(02\)00059-9](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(02)00059-9)
- Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1973). A state-preference model of optimal financial leverage. *The Journal of Finance*, 28(4), 911-922.
<https://doi.org/10.2307/2978343>
- Kyriazopoulos, G. (2017). Corporate governance and capital structure in the periods of financial distress. Evidence from Greece. *Investment Management and Financial Innovations*, 14(1.1), 254-262.
[http://dx.doi.org/10.21511/imfi.14\(1-1\).2017.12](http://dx.doi.org/10.21511/imfi.14(1-1).2017.12)
- Lambrinoudakis, C., Skiadopoulos, G., & Gkionis, K. (2019). Capital structure and financial flexibility: Expectations of future shocks. *Journal of Banking & Finance*, 104, 1-18.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.03.016>
- McDonald, L., & Robinson, P. (2009). *A colossal failure of common sense: The incredible inside story of the collapse of Lehman Brothers*. Ebury Press.

<https://www.amazon.com/Colossal-Failure-Common-Sense-Incredible/dp/0091936152>



- Millstein, I. M., & Katsh, S. M. (2003). *The limits of corporate power: Existing constraints on the exercise of corporate discretion*. Beard Books.
https://www.amazon.com/-/zh_TW/Ira-M-Millstein/dp/1587982021
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
<https://www.jstor.org/stable/1809766>
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443.
<https://www.jstor.org/stable/1809167>
- Moradi, A., & Paulet, E. (2019). The firm-specific determinants of capital structure—An empirical analysis of firms before and during the Euro Crisis. *Research in International Business and Finance*, 47, 150-161.
<https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.07.007>
- Myers, S. C. (1984). Finance theory and financial strategy. *Interfaces*, 14(1), 126-137.
<https://doi.org/10.1287/inte.14.1.126>
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221.
[https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Ozkan, A. (2001). Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28(1-2), 175-198.
<https://doi.org/10.1111/1468-5957.00370>
- PeiZhi, W., & Ramzan, M. (2020). Do corporate governance structure and capital structure matter for the performance of the firms? An empirical testing with the contemplation of outliers. *Plos one*, 15(2), e0229157.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229157>
- Porta, R. L., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of political economy*, 106(6), 1113-1155.
<https://www.jstor.org/stable/10.1086/250042>
- Ramjee, A., & Gwatidzo, T. (2012). Dynamics in capital structure determinants in South Africa. *Meditari Accountancy Research*, 20(1), 52-67.



<https://doi.org/10.1108/10222521211234228>

Sani, A., & Alifiah, M. N. (2020). Determinants of the capital structure of Nigerian listed firms: A dynamic panel model. *International Journal of Psychosocial Rehabilitation*, 24(5), 991-999.

<https://www.psychosocial.com/article/PR201772/16547>

Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x>

Shivdasani, A., & Zenner, M. (2004). Best practices in corporate governance: what two decades of research reveals. *Journal of Applied Corporate Finance*, 16(2-3), 29-41.

<https://doi.org/10.1111/j.1745-6622.2004.tb00536.x>

Tarus, D. K., & Ayabei, E. (2016). Board composition and capital structure: Evidence from Kenya. *Management Research Review*, 39(9), 1056-1079.

<https://doi.org/10.1108/MRR-01-2015-0019>

Tirole, J. (2010). *The theory of corporate finance*. Princeton University Press.

<https://assets.press.princeton.edu/tirole/front.pdf>

Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, 43(1), 1-19.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02585.x>

Vafeas, N. (1999). Board meeting frequency and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 53(1), 113-142.

[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00018-5](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00018-5)

Zahra, S. A., & Pearce, J. A. (1989). Boards of directors and corporate financial performance: A review and integrative model. *Journal of Management*, 15(2), 291-334.

<https://doi.org/10.1177/014920638901500208>

Zaid, M. A. A., Wang, M., Sara, T. F., Issa, A., Saleh, M. W. A., & Ali, F. (2020). Corporate governance practices and capital structure decisions: the moderating effect of gender diversity. *The International Journal of Business in Society*, 20(5), 939-964.

<https://doi.org/10.1108/CG-11-2019-0343>

Asian Corporate Governance Association. (2010). *Asian corporate governance report*.

Retrieved from <https://www.acga-asia.org/>

中國證監會. (2001). 關於在上市公司設立獨立董事制度的指導意見. Retrieved from <http://www.csrc.gov.cn/>



附錄一 動態面板分析與 GMM



動態面板資料 (Dynamic Panel Data) 與面板資料 (Panel Data) 差別在於，解釋變數額外納入被解釋變數的前期值 (Lagged Value)。採用動態面板資料優勢在於研究政策有效性或經濟現象時，結果並非完全於施政年度始得見效，而是可能會在一定期間後發酵。此處假設解釋變數為 X_t ；被解釋變數為 Y_t 。在動態面板資料模型中，就會在原本靜態的面板資料額外引入被解釋變數 Y_t 的前期變數 Y_{t-1} 作為解釋變數，在此就會稱 Y_{t-1} 是 Y_t 的前期值。至此，解釋變數變成了 X_t 及 Y_{t-1} ，原本的解釋變數 X_t 則不會引入前期值。

GMM 是計量經濟學中常用的半母數估計法，是由 Hansen & Pearson(1982)提出，成為實現動態面板模型估計的主流方法之一，具有處理被解釋變數的前期值與其他解釋變數可能存在的內生性問題。GMM 優點在於透過工具變數 (Instrumental Variable, IV) 處理動態面板數據中的內生性問題，過往這類問題在其他統計方法如普通最小平方法 (Ordinary Least Squares, OLS) 與最大概似估計法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 中難以被解決。此外相對 OLS、MLE 估計，GMM 可以應用在更多種不同類型的數據和模型，例如 GMM 可解決非隨機抽樣導致的樣本選擇問題；Baum et al. (2003) 表示異質性問題普遍存在研究問題當中，此時雖工具變數具有一致性，但標準誤差卻不具備，進而降低估計效率。同時證明出 GMM 在處理異質性問題時仍具備一致性，表現優於二階段最小平方法 (Two-Stage Ordinary Least Squares, 2SLS)。需要澄清的地方在於，GMM 估計法本身並未處理任何問題，僅為一種特殊的建模方法，透過工具變數以處理內生性問題。此外，GMM 發展過程與種類大致分為三階段。

(一) 一階差分 GMM (FD-GMM)

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it-1} + \beta_2 y_{it-1} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 (x_{it-1} - x_{it-2}) + \beta_2 (y_{it-1} - y_{it-2}) + (\mu_{it} - \mu_{it-1}) \quad (2)$$



FD-GMM 由 Arellano et al. (1991) 提出，透過對面板數據中每個變數進行一階差分，亦即用當期觀察值扣除前期觀察值，以消除不隨時間變化的固定效應 (Fixed Effect) α_i ，減少因內生性問題產生的估計誤差。進行一階差分後，由於被解釋變數的前期值 y_{it-1} 仍可能與差分後的誤差項 μ_{it-1} 存在內生性，因此需要工具變數以解決此問題。通常會使用被解釋變數更遠以前的前期值 (下文統稱：更前期被解釋變數) y_{it-2} 、 y_{it-3} ... 作為模型的其中一個工具變數。原因主係更前期被解釋變數符合以下工具變數定義：1. 該變數與誤差項為零相關；2. 該變數與內生解釋變數存在關聯。第一點成立係 GMM 模型假設只有當期及更前期的解釋變數會影響當期被解釋變數。因此更前期被解釋變數 y_{it-2} 在 GMM 模型作為工具變數時，與誤差項 μ_{it-1} 之間不存在相關性。第二點則是 y_{it-2} 源自於自回歸路徑，因此與產生內生性的解釋變數 (此處為 y_{it-1}) 自然會存在關聯性。簡而言之，第一項定義得以滿足是源於模型假設，第二項得以滿足是因為關聯性來自於自回歸路徑。雖然 FD-GMM 透過差分解決了內生性可能帶來的問題，不過在差分的同時也有部分資訊因此喪失，故 FD-GMM 仍有其侷限性，主要有 3 點須特別留意：

1. 工具變數有效性

FD-GMM 極度依賴合格且有效的工具變數，若此工具變數與誤差項產生相關性，則估計結果將會不夠精準。

2. 差分可能導致資訊減少

差分會導致原始數據中，有關個體效應的資訊減失，若該個體效應與解釋變數呈現相關時，可能導致結果產生誤判。

3. 弱工具變數問題。

工具變數若與內生解釋變數關聯性較弱，就會產生弱工具變數問題。此時需透過尋找更強或更多的工具變數，或者限縮樣本範圍，否則結果將不可靠。

(二) 水平 GMM (Level GMM)：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it-1} + \beta_2 y_{it-1} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (3)$$

由 Arellano & Bover (1995) 提出，水平 GMM 與 FD-GMM 形成對比，直接應用面板資料中的原始觀察值進行估計。水平 GMM 在處理動態面板資料時，會選擇跟 FD-GMM 一樣的工具變數，也就是被解釋變數的更前值 y_{it-2} 。該方法在個體效應不隨著時間變化，或者個體效應與解釋變數不存在關聯性時會特別有效。水平 GMM 相較 FD-GMM 雖最大程度保留原始資訊，卻也因為未使用差分消除個體效應而存在重大隱憂。當個體效應與解釋變數存在關聯性時，若僅僅使用水平 GMM 估計，結果就會包含這些無法被觀測到的個體效應，此時結果不一定可靠。

(三) 系統 GMM (System-GMM)

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta_1(x_{it-1} - x_{it-2}) + \beta_2(y_{it-1} - y_{it-2}) + (\mu_{it} - \mu_{it-1}) \quad (4)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it-1} + \beta_2 y_{it-1} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (5)$$

Blundell & Bond (1998) 提出，結合 FD-GMM 與水平 GMM 特點，同時使用兩個方程式進行估計，從而利用更多資訊以改進估計效率。具體作法是在 FD-GMM 中使用水平 GMM 的數據作為工具變數，而水平 GMM 亦使用 FD-GMM 的數據作為工具變數以形成資訊上的互補，在保持資訊量不變的情況下提升統計結果的精準度。System-GMM 同時也解決使用 FD-GMM 導致的差分資訊減少及弱工具變數問題。雖然 System-GMM 所含資訊更為龐大、統計結果也更加精準，但在工具變數選擇、殘差可能存在自我相關的問題上，同時也有更多的檢定需要滿足。

附錄二 產業分類



本研究分類	SITCA 分類
電子業	半導體業、光電產業、通訊網路、電子零組件、資訊服務、電子通路、電腦週邊、其他電子。
傳產業	水泥工業、汽車工業、化學工業、玻璃工業、食品工業、航運業、紡織纖維、造紙工業、塑膠工業、電器電纜、電機機械、橡膠工業、鋼鐵工業、營建業、觀光餐旅
其他產業	文化創意、居家生活、油電燃氣、貿易百貨、農業科技、運動休閒、電子商務、綠能環保、數位雲端

附錄三 STATA 程式碼

本研究採用 Stata 中的 `xtabond2` 指令做為實現 GMM 的主要方法。為利後續相關研究，故提供程式碼如下供參考。變數定義方式詳見本研究正文內容。

```
xtset twse year
```

```
xtabond2 da L.da bs ind indp fs roa dual meet atten i.period1 i.period2 i.industry ,
```

```
gmm(L.da, lag(2 .)) iv(roa) robust
```