

# 獨立董事辭職與公司未來財務績效及股價 之關聯

戴怡蕙\*

銘傳大學會計學系

教授

## 摘要

本研究以 2016 年至 2018 年的上市櫃公司為研究樣本。本研究探討：獨立董事辭職與公司未來財務績效及股價之間的關聯性，並進一步研究公司前期財務績效及前期公司治理表現對於前述關聯性的調節效果。

本文實證結果發現：(1) 不論係將財務績效指標定義為 ROE 或 ROA，獨立董事辭職與公司未來財務績效表現都呈現負相關。(2) 不論係將股價表現定義為當季季末那一日的異常報酬，還是當季季末那一日至季末後兩日的累積異常報酬，獨立董事辭職與公司未來股價表現都不具關聯性。(3) 若公司前期財務績效表現或是前期公司治理表現較差，則會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關；然而，不論是公司前期財務績效表現或是前期公司治理表現較差都不會讓獨立董事辭職與公司未來股價表現呈現負相關。本文實證結果可以補充文獻之不足並作為實務界參考之用。

**關鍵詞：**獨立董事、辭職、財務績效、股價

---

\*通訊作者：戴怡蕙  
聯絡地址：111 台北市士林區中山北路五段 250 號  
電話：(02)2882-4564\*2153  
E-mail：yhtai@mail.mcu.edu.tw

# The Relation among the Independent Director's Resignation, Future Financial Performance and Stock Price

**Yi-Hui Tai**

Department of Accounting, College of Management

Ming Chuan University

Professor

## **Abstract**

This study uses the firms listed on the Taiwan Stock Exchange and Taipei Exchange from 2016 to 2018 to investigate the relation among the independent director's resignation, future financial performance and stock price. I further explore the moderating effects of company's previous financial performance and previous corporate governance performance on the above-mentioned relation.

The empirical results of this study find that: (1) Whether the financial performance indicator is defined as ROE or ROA, the resignation of independent directors is negatively correlated with the company's future financial performance. (2) Regardless of whether the stock price performance is defined as abnormal returns on the day at the end of the season or the cumulative abnormal returns from the day at the end of the season to two days after the end of the season, the resignation of independent directors is irrelevant to the company's future stock price. (3) If the company's previous financial performance or previous corporate governance performance is poor, it will strengthen the negative correlation between the resignation of independent directors and the company's future financial performance; however, neither the company's previous financial performance nor the previous poor corporate governance performance will drive the relation between the resignation of independent directors and the company's future stock price tend to be negatively correlated. The empirical results of this article can supplement the deficiencies of the literature and serve as a reference for the practitioners.

**Keywords:** *Independent director, Resignation, Financial performance, Stock price*

## 壹、前言

台灣媒體上常見官股企業抑或是私營企業的公司治理出現問題的報導，例如：樂陞案不但凸顯獨立董事是否有能力能為小股東善盡把關之職，也點出現行獨立董事制度是否能在台灣發揮其監督功能的問題。在樂陞案中，董事長許金龍經過4次的法律攻防大戰，最終仍被收押，而名嘴與媒體也開始質疑3位獨立董事-陳文茜、李永萍、尹啟銘的責任。此項要求獨立董事負起責任的主張，觸動了提升我國公司治理水準與提高獨立董事責任的敏感神經。

我國公司法於2001年修法時，仿效美國公司法的原則，在第23條第一項增訂：「公司負責人應忠實執行業務並盡善良管理人之注意義務，如有違反致公司受有損害者，負損害賠償責任」，但是卻未同時引進美國法律上對董事豁免責任的商業判斷原則（Business judgment rule，又稱經營判斷法則），再加上我國司法實務與學者對於獨立董事的責任與義務見解不一，因此樂陞的獨立董事是否應對日商百尺竿頭收購案失敗負責，可能需視檢察官偵察結果。換言之，獨立董事是否只是獨立於董事會之外的花瓶董事？還是一個可以保障小股東權益的有效監督機制，是一個值得思考的問題。而根據金管會公司治理藍圖規劃，上市櫃公司須在2017年全面設置獨立董事，因此樂陞案所凸顯的獨立董事責任以及相關的免責問題也就更為重要。故獨立董事相關議題研究具學術及實務價值。

董事會的獨立性對於監督公司運作的功能已經被學術界及實務界廣泛討論並得到正面的肯定，例如：Asthana and Balsam (2009)、Fahlenbrach et al. (2010)、Gupta and Fields (2009)文中都有提及因為董事們有私心，會以犧牲股東們的權益來放大自己的利益，因此董事會的獨立性可以提升董事會的監督效率 (Bar-Hava et al., 2021)。除此之外，文獻上也認為董事們可以透過擔任公司董事而帶來一些利益，例如：透過公司網絡關係而產生的私人好處，或是自我聲譽的提升及董事酬勞收入 (Fama and Jensen, 1983; Linn and Park, 2005; Lorsch and MacIver, 1989; Perry, 2000; Yermack, 2004)。因此，如果董事選擇辭職，代表擔任董事的成本大過於其可以取得的利益，而前述成本包含如：Fama (1980)、Fama and Jensen (1983)、Masulis and Mobbs (2014)、Bar-Hava et al. (2021)所提到的時間投入成本抑或是聲譽受損的風險。

再者，因為董事們是公司內部人，所以擁有內部資訊，也有能力可以預測公司未來財務績效表現，因此當董事們預期公司未來財務績效表現會較差時，為了降低對於自我聲譽下降的影響，可能會選擇辭職。此外，參考文獻如：Zhang et al. (2014)及戴怡蕙 (2017)，本研究認為外部董事，如獨立董事，其和大股東

或稱為控制股東間的勾結誘因較內部董事低，亦即獨立董事對於聲譽效果較重視，因此獨立董事辭職該項資訊較少摻雜獨立董事和大股東間勾結的雜訊，故獨立董事辭職該項資訊較能允當預測公司未來的財務績效表現，因此本研究認為以獨立董事辭職為研究標的，探討獨立董事辭職是否和公司未來財務績效表現具有關聯性，將是一項有趣的議題。

另一方面，若以實務觀點來分析，我國金融監管機關為強化上市櫃公司的公司治理機制而引進獨立董事制度，目前規範所有上市櫃公司依法須設有二人以上的獨立董事。此外，民法上規定，受任人如在不利於公司的時期辭任，可能對公司有損害賠償責任，因此，實務上獨立董事會在其擔任董事的利益小於成本時才會做出辭職行為，故探討獨立董事辭職該項行為是否和公司未來財務績效表現具有關聯性，對於實務界也有反饋意義。再者，證交所規定公司應在收到獨立董事的辭呈日起算的2天內必須發布獨立董事辭任的重大訊息，代表主管機關也認同獨立董事的辭職對於投資大眾來說是重大事件，故本研究接續探討獨立董事辭職是否影響投資人反應(如：股價)。

代理理論提出主理人會揭露私有資訊來減緩逆選擇的風險 (Grossman, 1981)，然而當主理人在選擇揭露那些私有資訊時，會把揭露後會產生的成本或負面影響都考慮進決策模型中，因此主理人會有誘因選擇不揭露壞消息 (Beyer et al., 2010; Muslu et al., 2015)；換言之，以本研究主旨為例，獨立董事可能會隱藏其真正辭職的理由，例如：獨立董事實際辭職的理由是公司未來營收預期大幅下降，然而卻選擇以一個較中性的理由，如：業務繁忙而提出辭呈。因此，即使是董事會中獨立性最強的獨立董事也有誘因隱藏其真實的辭職理由，故本研究認為每家公司公開揭露的獨立董事辭職理由有可能不是其真正辭職的理由，故探討獨立董事的辭職是否與未來財務績效表現及未來股價有關聯性具研究意義，本研究也進一步探討公司的前期財務績效表現及公司治理表現優劣對於前述關聯性的調節效果。

回顧台灣文獻，截至今日僅有吳幸蓁與李語軒(2021)刊登在學術期刊上的文章係以「獨立董事辭職」為研究主旨，其餘有數篇碩士論文係以「獨立董事辭職」為研究議題。本研究選取四篇最相關的文章分析如下。首先，王哲綸(2012)從(1) 企業過去績效、(2) 董事會結構、(3) 外部法人機構之影響、以及(4) 控制權與現金流量權偏離等四個角度，探討2002至2006年與2007至2010年兩個時期之子樣本上市公司獨立董事離職率之關聯性。研究結果顯示在2002至2006年與2007至2010年之期間樣本中，企業前期績效與獨立董事離職率間呈現顯著相關性。再者，許正皜 (2019)探討離職的獨立董事之特質與公司實質盈餘

管理之關聯性。實證結果發現離職獨立董事年資越長或具備會計之背景，會選擇較早辭任，因此專業熟稔度與風險趨避程度具正向關聯。除此之外，吳幸蓁與李語軒(2021)以2007年至2017年之台灣上市櫃公司作為研究對象，探討宣告學者獨立董事或是女性獨立董事之離職後，市場的反應及對盈餘品質的影響。實證結果顯示，學者獨立董事之離職宣告會產生負面的市場反應，此外，學者獨立董事及女性獨立董事的離職都會對公司的盈餘品質帶來負向影響。最後，林佑臻(2020)探討獨立董事異常離職對未來盈餘反應係數之影響。其實證結果指出，獨立董事異常離職與未來盈餘反應係數呈顯著正相關，且具財務或會計專長之獨立董事離職與未來盈餘反應係數呈現更顯著的正相關。藉由前述四篇文章的回顧，可以發現台灣目前關於獨立董事辭職的研究，主要著墨於「離職率、市場反應及盈餘管理」，並沒有文章係較完整探討「獨立董事辭職與公司未來表現(包含財務績效與股價)的關聯，並兼論前期績效表現及公司治理機制之調節效果」。因此本文對台灣學術界具研究意義，對實務界也具回饋價值。

另一方面，本文也發現國外探討「獨立董事辭職」議題的文章，有下列三篇：Gupta and Fields (2009)、Fahlenbrach et al. (2017)及 Huang and Chan (2018)。其中，Gupta and Fields (2009)及 Fahlenbrach et al. (2017)以美國公司為研究樣本，其實證結果都發現獨立董事辭職後會伴隨著股價下跌，且公司的績效表現也會顯著變差，此外也可能會發生對公司不利的合併或是被低價購買。而 Huang and Chan (2018)係以台灣 2002 年至 2014 年間發生第一次獨立董事辭職事件的台灣上市櫃公司為樣本，該研究探討公司第一次發生獨立董事辭職事件後，公司後續績效表現是否比產業平均還差，此外，也進一步研究具有那些特質的公司，獨立董事辭職後的負向績效表現會更顯著。簡言之，Gupta and Fields (2009)及 Fahlenbrach et al. (2017)以發生獨立董事辭職的美國公司為研究樣本，和本文以「台灣」發生獨立董事辭職的上市櫃公司為研究樣本並不相同，因為根據過去文獻，例如：Bushman and Piotroski (2006)指出，一個經濟體的運作型態會受該經濟體的法律制度、市場參與者種類及公司經營者的行為影響。其中美國是不成文法國家，台灣是成文法國家，又根據過去文獻，如：La Porta et al. (1998, 1999)指出法律制度會影響投資人保護機制，其中不成文法國家的投資人保護機制比成文法國家還完備，且投資人保護機制的完備性也會影響該國的公司治理制度的有效運作，又本文的研究對象：獨立董事，係屬於公司治理機制中的重要一環，因此台灣和美國法律制度的不同，確實有可能會影響本文的實證結果。

再者，Huang and Chan (2018)僅探討台灣第一次發生獨立董事辭職事件的公司，且研究期間約從 20 年前起，和本文研究所有次數的獨立董事辭職事件，

且樣本是近期的資料（2016年至2018年），兩者樣本對象及樣本期間並不相同。除此之外，Huang and Chan (2018)以第一次發生獨立董事辭職事件後，公司後續績效表現為研究主旨，和本文探討所有次數獨立董事辭職與未來績效表現、未來股價表現之關聯不同，且本研究進一步探討公司前期財務績效表現及前期公司治理表現對於前述議題的調節效果，也是Huang and Chan (2018)沒有研究的議題。

本研究以2016年至2018年<sup>1</sup>的上市櫃公司為研究樣本，本文實證結果如下：(1) 不論係將財務績效指標定義為ROE或ROA，獨立董事辭職與公司未來財務績效表現都呈現顯著負相關。(2) 不論係將股價定義為當季季末那一日的異常報酬，還是當季季末那一日至季末後兩日的累積異常報酬，獨立董事辭職與公司未來股價表現都是不具關連性。(3) 公司前期財務績效表現或是前期公司治理表現較差都會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關。(4) 然而，公司前期財務績效表現或是前期公司治理表現較差都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現間趨向負相關。

本文有下列四項貢獻。首先，根據本文作者的文獻回顧結果，本篇文章是台灣第一篇探討所有發生次數的獨立董事辭職公告與公司未來表現（包含財務績效和股價）關聯性的學術文章。而本文所謂的所有發生次數是指不論發生幾次獨立董事辭職都是本文的研究樣本，和Huang and Chan (2018)係以台灣2002年至2014年間發生第一次獨立董事辭職事件的台灣上市櫃公司為樣本不同。本文實證結果發現獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈現負相關；然而獨立董事辭職與公司未來的異常股價報酬不具關聯性，前述實證發現可以做為實務界及學術界參考之用。第二、過去公司治理的文獻，例如：Bar-Hava et al. (2021)都提到獨立董事較不具有私心，且其獨立性特質可以增加董事會的監督效能；然而，透過本文實證結果可以發現即使是獨立董事也有可能因為自我的利益，而隱藏其真實辭職理由，因為本文發現，獨立董事辭職與公司未來財務績效表

---

<sup>1</sup> 本研究假說4a及4b，係以獨立董事辭職公告日的前一年公司治理評鑑結果為分群標準，而將樣本區分為公司治理表現較優及較劣兩群公司，而2015年4月30日金管會僅公布2014年公司治理評鑑前20%的公司名單，一直至2016年4月8日金管會才公布2015年公司治理評鑑前50%的公司名單，因此本研究以2016年的上市櫃公司為研究起點（因為2016年樣本以2015年的公司治理評鑑結果為區分標準）。再者，2020年1月21日，55歲女台商檢驗確認為新型冠狀病毒陽性，自此台灣打破零確診狀態，至今台灣經濟仍深受新冠疫情影響，又因為本研究的其中一項應變數是下一期財務績效表現，因此為避免新冠疫情對於樣本公司財務績效表現之影響，本研究止於2018年12月31日（因為2019年的樣本公司會使用到2020年的ROE數值）。

現呈現負相關。前述發現可以補充台灣獨立董事獨立性相關文獻的不足，也可以反饋給市場投資人-獨立董事並非全然超然獨立，換言之，當某些事件和獨立董事自身的利益或聲譽有關時，獨立董事也會選擇做出對自己有利的自利行為，例如：美化辭職理由。第三，台灣的金融監管機關為強化台灣上市櫃公司的公司治理機制而引進獨立董事制度，目前規範所有上市櫃公司依法都必須設有二人以上的獨立董事。此一獨立董事制度施行以來，為上市櫃公司引入不少專業人士加入經營，大幅提升了公司董事會的獨立性與專業性。然而，透過本文實證結果可以提供給主管機關的回饋是：實務上幾乎所有獨立董事辭職理由都是以就任後時間忙不過來或個人因素考量等較中性的理由辭職，然而本文實證結果發現獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈現負相關，然而卻與該公司的股價表現沒有關聯性。因此主管機關應正視獨立董事美化辭職理由這個問題，因為台灣股票市場投資人僅會以看到的「中性」辭職理由來決定股票買賣價格。最後，本文以訊號假說 (Signaling hypothesis)，來推論公司前期財務績效表現及前期公司治理表現對於獨立董事辭職與公司未來股價間關聯性的調節效果。實證結果發現公司前期財務績效表現較差抑或是前期公司治理表現較差都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈現負相關，故本研究實證結果可以補充訊號假說 (Signaling hypothesis) 相關文獻的不足，此為本研究第四項貢獻。

本文研究架構說明如下：除第壹部分為研究動機、目的及預期貢獻外，第貳部分則是文獻回顧與研究假說發展、第參部分說明研究設計、第肆部分為實證結果、第伍部分則提出本文之結論、未來研究建議與研究限制。

## 貳、文獻回顧與研究假說發展

當獨立董事決定辭職時會權衡其擔任董事的利益與繼續擔任董事的成本 (Bar-Hava et al., 2021)，回顧過去文獻，擔任董事可以產生的利益如：擴充人脈、提升聲譽；然而伴隨著董事利益的產生，特定成本也會跟著發生，例如：直接的時間投入抑或是間接的聲譽受損風險 (Masulis and Mobbs, 2014)，尤其如果該位董事又兼任審計委員會委員且公司發生財務報表重編事件，則該位董事未來因為財務舞弊被告的機會大增 (Brochet and Srinivasan, 2014; Fich and Shivdasani, 2007)。

簡言之，當一位外部董事，如：獨立董事提出辭職時，可以預期該位獨立董事的辭職會釋放出一個訊息，那就是擔任獨立董事這個職位的成本大於其所帶來的利益，而其中一項可以解釋為何擔任獨立董事這個職位的成本會大於其所帶來的利益，是因為公司過去財務績效表現不好，而可能會為該位獨立董事

的聲譽帶來損害或是讓該位董事有被告的風險或是因為公司倒閉而被迫辭去該公司獨立董事職位。

然而，另一種解釋擔任獨立董事這個職位的成本大於其所帶來的利益的理由是公司未來財務績效表現不好。因為公司過去財務績效不好，而對獨立董事聲譽產生的負面影響已經是屬於沉沒成本，因為過去財務績效不好是事實，且財務績效不好的負面影響也已經造成獨立董事的聲譽受損了，所以除非有更糟糕的事將發生，否則過去財務績效不好會讓獨立董事辭職的誘因並不大，因為過去財務績效已經發生，就算現在辭職，過去財務績效較差的負面影響也不會消失。換言之，如果獨立董事可以預期公司未來財務績效會變好，則過去財務績效不好對於聲譽的負面影響就會被未來較好的財務績效所沖淡。相反的，如果公司過去財務績效並不差，但是預期公司未來財務績效會變差，則公司獨立董事會有誘因辭職，為了避免未來財務績效變差對於聲譽的影響。過去有不少文獻支持前述觀點，例如：Asthana and Balsam (2009)發現當獨立董事預期公司未來財務績效會變差時，會有較高的機率辭職。再者，Fahlenbrach et al. (2010)也發現當公司發生獨立董事異常離職，則公司的股價表現及財務績效表現都會較差，財務報表也較容易重編，且後續公司因為被發現舞弊而捲入訴訟風波的機率也較高。近期 Bar-Hava et al. (2021)研究也發現獨立董事會因為預期較差的公司未來財務績效表現而離職。

彙總前述討論，本文認為公司未來財務績效表現不好與獨立董事辭職的關聯性比公司過去財務績效表現不好與獨立董事辭職的關聯性更強。因此本研究認為當獨立董事預期公司未來財務績效表現較差時，會較容易以辭職的方式來減輕其聲譽受損的風險，因此本研究認為獨立董事辭職後，公司未來財務績效表現變差的機率會較高。據此，本研究提出假說 1 如下：

假說 1：獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈負相關。

根據過去的文獻，例如：Bar-Hava et al. (2021)，董事辭職的理由可以概分為兩種：1.個人因素考量但和公司未來績效無關的中性辭職理由，例如：個人健康考量、屆齡退休、轉任公司其他職位或換到其他公司任職；2.和公司未來績效相關的辭職理由，亦即獨立董事辭職是為了保護自我聲譽，抑或是為了避免未來被告的可能性或遭遇聲譽可能受損的風險。

如果獨立董事是因為上述第一種理由辭職，則獨立董事可以真實的揭露辭職理由，然而，如果是因為上述第二種理由而辭職，則不論是公司或是董事都

有誘因去隱藏真實辭職理由，因為如果真實辭職理由是公司未來績效不好，則揭露這些真實的理由對公司或董事來說只會增加成本但卻不會帶來利益。而前述行為會增加成本的理由是因為這些辭職原因(如：未來公司財務績效不好)會讓市場投資人產生負向反應，進而讓辭職董事直接產生股票的投資損失，抑或是會讓公司管理當局及留任的董事產生投資損失，更甚者，可能會讓公司股東對公司董事會失去信心。

簡言之，理性的投資人可能會對第二種辭職理由有負面反應，所以會增加公司或辭職董事隱藏真實辭職的理由，例如：Marshall (2010)就發現很少辭職董事的辭職理由是公司未來財務績效不好抑或是和管理當局理念不合，因此，本研究推論不論是公司或是董事都有誘因去美化真正辭職的理由。除此之外，台灣的股市投資人以散戶投資人為大宗<sup>2</sup>，再者，定錨與調整理論(Anchoring and adjustment theory)提出，投資人會先設定一個參考值，然後再用後續取得的資訊來進行調整 (Kahneman and Tversky, 1973; Tversky and Kahneman, 1974; English et al., 2006; Kaustia et al., 2008)。然而，過去有些文獻，如：Epley and Gilovich (2006)研究發現，投資人的調整量是不足的。因此本研究認為在定錨與調整理論(Anchoring and adjustment theory)觀點下，因為台灣上市櫃公司公告的獨立董事辭職理由都是第一種辭職理由，也就是「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由<sup>3</sup>，因此台灣散戶投資人會以看到的這個「中性」辭職理由來進行調整行為。故在定錨與調整理論觀點下，台灣散戶投資人對於該項「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由會因為調整量不足而不會出現明顯的「負向」股價反應<sup>4</sup>，因此公司未來股價表現和獨立董事辭職這項資訊間不會存在顯著關聯性。

彙總前述討論，因為本研究以台灣上市櫃公司為研究樣本，且本研究期間上市櫃公司都是揭露「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由，故台灣散戶投資人會以所看到的「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由來進行調整，因此若以台灣上市櫃公司為研究樣本，則獨立董事辭

---

<sup>2</sup> 本研究樣本期間上市公司的機構投資人平均持股率為16%，而上櫃公司的機構投資人平均持股率為9%，換言之上市公司的散戶投資人平均持股率為84%，而上櫃公司的散戶投資人平均持股率更高達91%。故台灣的股市投資人確實以散戶投資人為大宗。

<sup>3</sup> 請見附錄Panel D。

<sup>4</sup> 本研究在4.4.3節中，以實際發生獨立董事辭職的253家公司為樣本，並以辭職公告日為事件日，其CAR(0~+2)的平均值為0.089，其t值為-0.39，因此該數值不具顯著性，顯示台灣散戶投資人對於該項「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由不會出現明顯的「負向」股價反應。

職與公司未來股價表現不會存在顯著的關聯性。據此，本研究提出假說 2 如下：

假說 2：獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。

Han and Suk (1998)研究指出公司當期的財務表現會影響公司未來的財務表現，因此若公司過去的財務績效表現較好時，預期公司未來也會有較佳的財務績效表現，例如 Aslan and Kumar (2012)發現過去財務績效表現較好的公司，未來也會有較豐沛的現金流量流入；反之，如果公司過去財務績效表現較差時，未來財務績效表現也較差的機率會較高。另一方面，當公司過去財務績效表現較差時，公司會較有誘因去操弄盈餘來讓公司的未來財務績效表現較好 (Han et al., 2014; Chen et al., 2015; Kim et al., 2018)。

彙總前述討論，當公司前期財務績效表現較差時，預期未來財務績效表現也會較差，因此公司前期財務績效表現較差的公司，其獨立董事辭職後，未來財務績效表現較差的機率也會較高，故公司前期財務績效表現較差會增強獨立董事辭職與公司未來績效表現間的負相關。據此，本研究提出假說 3a 如下：

假說 3a：公司前期財務績效表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關。

財務報表具有資訊內涵，會提供私有資訊給市場投資人 (Gul and Tsui, 1997; Lin et al., 2007; Huang et al., 2010)，換言之，財務報表數字會影響投資人對於該公司的價值評估，進而影響股價。再者，訊號假說(Signaling hypothesis)提出藉由公司當期的決策或表現可以釋放出私有資訊給投資人，而當期的決策或表現也會影響公司未來的決策或表現 (Han and Suk, 1998)。除此之外，Aslan and Kumar (2012)提出：公司過去的財務績效表現較好時，預期公司未來也會有較佳的財務績效表現。

另一方面，在公司尚未揭露(公告)公司的財務績效表現時，投資人對於公司真實的財務績效表現是不確定的，因此當公司揭露(公告)公司前期的財務績效表現時，投資人可以將揭露(公告)的前期財務績效表現視為對未來財務績效表現預測的確認，換言之，前期財務績效表現可以做為預測公司未來財務績效表現的訊號。彙總前述討論，根據訊號假說(Signaling hypothesis)，若公司前期財務績效表現較差時，會釋放出一個公司未來財務績效表現也較差的訊息給市場投資人，故前期財務績效表現較差的公司的獨立董事辭職後，未來財務績效表現較差的機率也會較高，因此當投資人看到前期財務績效表現較差的

公司的獨立董事辭職時，較會給予負向的股價反應。簡言之，當市場投資人看到公司前期財務績效表現較差時，會預期公司未來財務績效表現也較差，所以當公司前期財務績效表現較差時，則獨立董事辭職的中性理由，例如：個人因素考量，會讓投資人較不相信，所以會給予公司股價較低的評價，故公司未來的股價表現會較差。接續假說 2 的討論，在台灣股市中，因為散戶投資人為大宗，所以本研究預期獨立董事辭職與公司未來股價表現間不具關連性；然而，若公司前期財務績效表現較差，則基於訊號假說觀點，會驅使原本不存在關聯性的獨立董事辭職與公司未來股價表現間的關聯，趨向負向關聯。故本研究提出假說 3b 如下：

假說 3b: 公司前期財務績效表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。

財務報表公告會提供公司內部私有資訊給市場投資人 (Gul and Tsui, 1997; Lin et al., 2007; Huang et al., 2010)，因此財務報表數字會影響公司的股價。也因為財務報表資訊會影響公司的股價，所以公司管理當局會有盈餘操弄的誘因 (Gaver et al., 1995; Sloan, 1996; Burgstahler and Dichev, 1997; Collins and Hribar, 2000)；然而如果公司的公司治理機制較完善，則公司進行盈餘操弄的可能性會較低 (Chen et al., 2015; Kim et al., 2018)，換言之，公司治理機制較完善的公司的帳上數字較可信。

除此之外，過去文獻，如：Gompers et al. (2003)、Bai et al. (2006)、Black et al. (2012)、Yilmaz and Buyuklu (2016) 都發現完善的公司治理機制和公司財務績效表現呈正相關，因為完善的公司治理機制可以提升公司未來財務績效表現，且讓公司更容易達成營運目標及讓公司價值提升。再者，公司財務績效表現較好的公司也較願意投資在建構較完善的公司治理機制，因為好的公司治理機制可以提升公司的溢價效果 (Coombes and Watson, 2000)。彙總而言，較完善的公司治理機制隱藏著公司的未來財務績效表現會較好。

根據前述討論，本研究認為若公司的公司治理機制較不完善，則公司未來財務績效表現也會較差，亦即對公司治理表現較差的公司來說，其公司未來財務績效表現會較差的機率較高。簡言之，對公司治理表現較差（好）的公司而言，獨立董事辭職和公司未來財務績效表現之間的負向相關會更強（弱），據此本研究提出假說 4a。

假說 4a: 公司前期公司治理表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來財務

績效表現間的負相關。

訊號假說(Signaling hypothesis)認為公司當期的決策或表現可以釋放出私有資訊給投資人，有助於投資人對於未來決策或表現的判斷。此外，Coombes and Watson (2000)文章中提出：股東願意為公司治理較好的公司付出較高的溢酬。亦即好的公司治理機制會釋放出公司財務狀況較真實、商譽較好的訊息，因此市場投資人會給予公司治理較優的公司正向股價反應 (Tai and Hwang, 2020; Tai, 2023)。反之，如果公司的公司治理機制較不完善，則市場投資人會給予公司治理較差的公司負面股價評價 (Tai and Hwang, 2020; Tai, 2023)，此時公司未來的股價表現較有可能是較差的。

彙總前述討論，在公司治理評鑑結果尚未公告前，投資人對於公司的公司治理表現是較不確定的，然而根據訊號假說(Signaling hypothesis)，當公司的公司治理評鑑結果公告後，公司會發出本公司的公司治理機制是較完備(不完備)的訊號時，投資人就會用此項訊號來預期該公司未來財務績效表現也會較好(較不好)。換言之，若公司的公司治理評鑑等級排名較前面時，亦即公司的公司治理機制較完備時，投資人會預期公司未來財務績效表現也會較好，此時獨立董事中性辭職的理由，例如：個人生涯規劃，較會被投資人相信，所以獨立董事辭職對於股價的負面影響會較小；反之，當公司的公司治理評鑑結果較差時，獨立董事中性辭職的理由就容易被投資人存疑，此時獨立董事辭職對於股價的負面影響會較大。接續假說2的討論，因為台灣股市中以散戶投資人為大宗，所以本研究預期獨立董事辭職與公司未來股價表現間不具關連性；然而，基於訊號假說觀點，當公司的公司治理表現較差時，會驅使原本不存在關聯性的獨立董事辭職與公司未來股價表現間的關聯，趨向負向關係，據此本研究提出假說4b如下：

假說4b: 公司前期公司治理表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。

## 參、研究設計

### 一、樣本與資料來源

本研究以2016年至2018年<sup>5</sup>的上市櫃公司為研究樣本。參酌過去文獻，例如：Hakansson (1977)、Givoly and Palmon (1982)及Lev (1988)，資訊具有替代效果(Replacement effect)，亦即舊的資訊會被新的資訊取代，而對上市櫃公司來說，有被會計師核閱的最近期的財務報表是季報，因此本研究的「期數」定義為「季」。除此之外，本研究以前一「季」財務績效表現為區分財務績效表現較好或較差的標準。最後，因為公司治理評鑑是每年公告一次結果，因此本研究以前一「年」公司治理評鑑結果為區分公司治理表現較優或較劣的標準。簡言之，本研究期間為2016年至2018年，共12季。

本研究資料取自台灣經濟新報社(TEJ)，並輔以樣本公司的財務報表資料。本研究將樣本篩選過程列示於表 1 及表 2。首先，本文先從 TEJ 資料庫選取2016年至2018年每季季底上市、上櫃公司的資料，接續再刪除遺漏變數值的樣本公司，最後模型 1 及模型 2 分別取得 17,828 及 17,534 筆觀察值<sup>6</sup>，分別占原始樣本的 87% 及 86%。

---

<sup>5</sup> 請參閱附註2。

<sup>6</sup> 本研究將樣本期間發生獨立董事辭職事件的樣本特性彙總整理在附錄中。

表1 模型1的樣本篩選過程

	2016年				2017年				2018年				合計
	第一季	第二季	第三季	第四季	第一季	第二季	第三季	第四季	第一季	第二季	第三季	第四季	
原始樣本(2016年、2017年及2018年每季季底上市櫃公司家數)	1,598	1,690	1,627	1,751	1,654	1,722	1,675	1,763	1,687	1,751	1,717	1,766	20,401
刪除變數資料不全	(0)	(65)	(0)	(97)	(0)	(48)	(0)	(76)	(0)	(46)	(10)	(43)	(385)
-ROE、ROA 資料缺少	(31)	(30)	(22)	(35)	(32)	(35)	(24)	(27)	(27)	(26)	(22)	(25)	(336)
-RDRTATIO 資料缺少	(102)	(102)	(102)	(102)	(94)	(87)	(86)	(82)	(85)	(77)	(77)	(79)	(1,075)
-AGROWTH 資料缺少	(20)	(1)	(35)	(0)	(35)	(2)	(36)	(0)	(22)	(2)	(23)	(0)	(176)
-DM 資料缺少	(34)	(71)	(32)	(68)	(28)	(69)	(37)	(71)	(36)	(66)	(37)	(52)	(601)
最終樣本	1,411	1,421	1,436	1,449	1,465	1,481	1,492	1,507	1,517	1,534	1,548	1,567	17,828
最終樣本佔原始樣本比率(%)	88%	84%	88%	83%	89%	86%	89%	85%	90%	88%	91%	89%	87%

變數定義請參閱表3。

表 2 模型 2 的樣本篩選過程

	2016 年				2017 年				2018 年				合計
	第一季	第二季	第三季	第四季	第一季	第二季	第三季	第四季	第一季	第二季	第三季	第四季	
原始樣本(2016 年、2017 年及 2018 年每季季底上市櫃公司家數)	1,598	1,690	1,627	1,751	1,654	1,722	1,675	1,763	1,687	1,751	1,707	1,766	20,391
刪除變數資料不全													
-AR 或 CAR 資料缺少	(82)	(162)	(93)	(194)	(90)	(143)	(94)	(166)	(77)	(125)	(72)	(105)	(1,403)
-ROE 資料缺少	(5)	(1)	(5)	(0)	(5)	(1)	(6)	(0)	(6)	(2)	(5)	(0)	(36)
-RDRTATIO 資料缺少	(94)	(93)	(93)	(98)	(88)	(85)	(82)	(81)	(82)	(78)	(76)	(81)	(1,031)
-OI 資料缺少	(0)	(0)	(0)	(1)	(0)	(0)	(0)	(1)	(1)	(0)	(1)	(0)	(4)
-LNASSETS 資料缺少	(0)	(7)	(1)	(7)	(0)	(7)	(1)	(7)	(0)	(8)	(1)	(7)	(46)
-BM 資料缺少	(14)	(9)	(10)	(11)	(8)	(10)	(5)	(8)	(14)	(8)	(13)	(21)	(131)
-PRICE 資料缺少	(23)	(16)	(9)	(15)	(12)	(8)	(10)	(8)	(9)	(15)	(10)	(13)	(148)
-DUALITY 資料缺少	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(5)	(4)	(4)	(5)	(58)
最終樣本	1,375	1,397	1,411	1,420	1,446	1,463	1,472	1,487	1,493	1,511	1,525	1,534	17,534
最終樣本佔原始樣本比率(%)	86%	83%	87%	81%	87%	85%	88%	84%	89%	86%	89%	87%	86%

變數定義請參閱表 4。

## 二、變數定義

### (一) 應變數

#### 1. 假說 1、假說 3a、假說 4a

假說1、假說3a、假說4a的應變數都是：公司未來財務績效表現。本文參考過去文獻，如：Blanchard et al., (1994)及Mehran (1995)以股東權益報酬率(ROE)<sup>7</sup>作為財務績效表現的代理變數。本研究將股東權益報酬率(ROE)定義為：稅後淨利/平均總股東權益，並將未來績效表現定義為：下一季季末股東權益報酬率(ROE)數值。除此之外，本研究考量前期績效表現及產業績效表現的影響，因此將應變數-「AROE」，定義為下一季季末的調整產業因素ROE(該公司下一季季末ROE-下一季季末產業平均ROE)減當季調整產業因素ROE(該公司當季季末ROE-當季季末產業平均ROE)的數值。

#### 2. 假說 2、假說 3b、假說 4b

假說 2、假說 3b、假說 4b 的應變數是：公司未來股價表現，而本研究參酌 Tai and Hwang (2020)以累積異常報酬來代理未來股價表現。本研究並進一步參考過去研究如：Raad and Wu (1995)、Schwert (1981)及 Tai and Hwang (2020)，以事件研究法來計算累積異常報酬。

根據 Fama (1970)，事件研究法的理論基礎是效率市場假說(efficient market hypothesis)，而採用事件研究法必須確認沒有其他事件在本研究關心的事件日前後發生，而去影響到事件日的股價反應，因此本研究依據 Jones and Murrell (2001)及 Tai and Hwang (2020)的作法，排除在事件日前三天及事件日後四天有重訊公告的公司。

根據 Brenner (1979)的研究，市場模型是事件研究法中效度最高者，因此本研究採用市場模型來計算預期報酬率，並以事件日前 180 天作為估計期。茲將市場模型列示如下。

$$R_{i,t} = A_{i,t} + B_{i,t}R_{m,t} + E_{i,t} \quad (a)$$

其中， $i$  代表第  $i$  種股票， $t$  代表第  $N$  天， $R_{i,t}$  代表公司調整股利之後的報酬率， $R_{m,t}$  是調整股利後的加權平均市場報酬率， $A_{i,t}$  及  $B_{i,t}$  都是透過迴歸式

<sup>7</sup> 本研究在敏感性分析中有改以資產報酬率(ROA)作為財務績效表現的代理變數。

所求得的預估係數， $E_{i,t}$  是殘差值，根據 Brenner (1979)，殘差值的預期值應為 0。

接續本研究再利用模型(b)求算出異常報酬，茲將模型(b)列示如下。首先，本研究先利用模型(a)求得公司應有的報酬，再將實際報酬減除應有的報酬，即為異常報酬( $AR_{i,t}$ )。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{R}_{i,t} \quad (b)$$

茲將累積異常報酬(CAR)的計算方式列為式(c)。本研究將-D 至 D 天的 N 天異常報酬加總，即為累積異常報酬(CAR)。回顧台灣有關於效率市場假說的研究，大多數研究都不支持台灣屬於弱式市場，例如 Chen et al. (2006)，且有不少研究支持台灣是半強式市場，例如：Hsiao et al. (2014)，換言之，若以台灣為研究對象，短天期的觀察期是較合適的。

$$CAR = \sum_{t=-D}^D AR_t \quad (c)$$

彙總前述討論，本研究將「公司未來股價表現」，以公司未來累積異常報酬(CAR)來代理，且因為本研究的「期數」定義為「季」，因此本研究將事件日定義為當季季末，又若以台灣為研究對象，短天期的觀察期是較合適的，因此觀察期定義為當季季末那一日至季末後兩日(D=0~2)<sup>8</sup>。除此之外，本研究考量前期股價表現的影響，因此將應變數-「ACAR」，定義為當季季末那一日至季末後兩日(D=0~+2)的累積異常報酬(CAR)減前一季季末那一日至季末後兩日(D=0~+2)的累積異常報酬(CAR)。

## (二) 自變數

本研究六項假說的自變數都是獨立董事辭職公告，該項變數取自 TEJ 資料

---

<sup>8</sup> 本文在原始實證設計時，係以獨立董事的辭職日為事件日，並將沒有發生獨立董事辭職事件的公司之累積異常報酬(CAR)設為0，然而在此種實證設計下，迴歸式會因為共線性問題而無法執行，因為模型2的總樣本為17,534筆，但有發生獨立董事辭職事件的樣本僅有253筆，沒有發生獨立董事辭職的樣本有17,281筆，會因為應變數幾乎為0，而產生共線性問題。因此本版文稿的實證設計係將事件日定義為當季季末那一日，也就是3月31日、6月30日、9月30日及12月31日的其中一天。除此之外，本研究在敏感性分析中也有改以AR(當季季末那一日的異常報酬)作為公司未來股價表現的代理變數。再者，本文也在第三項穩健性測試中以實際發生獨立董事辭職的公司為觀察樣本，並以獨立董事辭職公告日當天至後兩日的累積異常報酬作為公司未來股價反應的代理變數，再重新檢測假說2。

庫。當獨立董事提出辭職時，TEJ 資料庫中會將獨立董事變動原因代碼設為：「C」，故當 TEJ 資料庫中將該公司的獨立董事變動原因代碼設為：「C」時，本研究將該公司的獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)設為 1，否則設為 0。

### (三) 控制變數

#### 1. 假說 1、假說 3a、假說 4a

參考過去文獻，例如：Daily and Johnson (1997)、Schellenger *et al.* (1989)、Pearce and Zahra (1992)、戴怡蕙等 (2015)，內部董事比重會影響公司財務績效，故本研究將內部董事比重(INSIDER)設為第一項控制變數，而內部董事定義為兼任公司經理人的董事。另一方面，葉銀華與邱顯比 (1996)認為，研發費用會影響公司經營績效，因此模型中加入研發費用率(RDRATIO)這項控制變數，並定義為：研發費用除以銷貨收入淨額。而Steiner (1996)認為，大股東持股比例也會影響公司財務績效，故本研究也加入大股東持股比例(BIGHOLD)這項控制變數，並定義大股東為持股10%(含)以上的股東，故本變數計算方式為期末大股東持股數/期末總流通在外股數。除此之外，資產成長率會影響公司財務績效(Titman and Wessels, 1988)，故本研究也新增資產成長率(AGROWTH)這項控制變數。

本研究也參考Larcker *et al.* (2007)來設置會影響公司財務績效的公司治理變數。Larcker *et al.* (2007)共測試39個公司治理變數對於公司績效的影響，本研究考量台灣資料取得的可行性、變數間共線性的問題及特別股在台灣約僅有5%上市櫃公司發行，故採用下列三項控制變數：董事人數(BSIZE)、董事長兼任總經理(DUALITY)、負債帳面值占股東權益市值比重 (DM)。再者，Collins and Kothari (1989)發現公司規模與公司財務績效表現是關聯性的，且Billings (1999)提出公司負債比較高時，公司財務績效表現會變差，因此本文新增公司規模(LNASSET)及負債比(LEV)這兩項控制變數。

最後，本研究新增上市櫃別 (D)、年度別 (YEAR)<sup>9</sup>及產業別 (INDUSTRY) 這三項虛擬變數來控制上市櫃、年度、產業不同對於公司財務績效之影響。

#### 2. 假說2、假說3b、假說4b

根據Mehran (1995)及Ryan and Wiggins III (2000)的研究，公司股價受公司績效、成長機會、財務槓桿、公司經營風險及公司規模影響。本研究又參考Azeez

---

<sup>9</sup> 本研究將年度別(YEAR)控制變數改為季節別控制變數，實證結果仍相同。

(2015)，以股東權益報酬率(ROE)來代理公司績效，並以Mehran (1995)文章中所提的研發費用率(RDRATIO)這項控制變數來做為成長機會的代理變數。除此之外，本研究將財務槓桿定義為負債比(LEV)，而公司經營風險(OI)則定義為過去前20季的季營業淨利的標準差、公司規模(LNASSET)則定義為公司總資產取自然對數。

另一方面，Fama and French (1992)及Fama and French (2015)提出帳面值對市值比會影響公司股價，因此本研究新增股東權益帳面值占股東權益市值比重(BM)此項變數。再者Ang et al. (2006, 2009)及Hou and Loh (2016)提出股價過去期間的波動也會影響未來的股價高低，故本研究也新增股價波動性(PRICE)此項控制變數，並將其定義為過去前20季的季股價的標準差。

本研究進一步考量公司治理相關變數對於公司股價的影響。首先，Rechner (1989)提出如果董事長兼任總經理則董事會監督總經理的功能會大減，Dechow et al. (1996)也發現，董事長兼任總經理會讓董事會監督功能喪失，進而影響公司股價，故本研究新增一項公司治理變數-董事長兼任總經理(DUALITY)，若公司存在前述兼任行為則設為1，反之設為0。

最後，本研究仍新增上市櫃別(D)、年度別(YEAR)<sup>10</sup>及產業別(INDUSTRY)這三項虛擬變數來控制上市櫃、年度、產業不同對於公司股價之影響。

### 三、實證模型

#### (一) 假說 1、假說 3a、假說 4a

本研究以模型 1 來測試假說 1、假說 3a、假說 4a。假說 1 提出：「獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈負相關。」因此若假說 1 成立，則模型 1 的 RESIAN 的估計係數將顯著為負。

再者，本研究參考戴怡蕙 (2017)的分群方式，以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司（亦即該公司前一季的資產報酬率大於該產業資產報酬率中位數）及較差的公司（亦即該公司前一季的資產報酬率小於該產業資產報酬率中位數），若前期績效表現較好的公司的 RESIAN 的估計係數沒有顯著為負，但前期績效表現較差的公司的 RESIAN 的估計係數顯著為負，且兩個估計係數間具顯著差異性，則支持假說 3a。

---

<sup>10</sup> 本研究將年度別(YEAR)控制變數改為季節別控制變數，實證結果仍相同。

此外，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果<sup>11</sup>為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司（該公司前一年的公司治理評鑑結果位於前 50%）及公司治理較不完善的公司（該公司前一年的公司治理評鑑結果位於後 50%），若公司治理較完善的公司的 RESIAN 的估計係數沒有顯著為負，但公司治理較不完善的公司的 RESIAN 的估計係數顯著為負，且兩個估計係數間具顯著差異性，則支持假說 4a。茲將模型 1 列示如下。

$$\begin{aligned} AROE_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 RESIAN_t + \beta_2 INSIDER_{t+1} + \beta_3 RDRATIO_{t+1} + \beta_4 BIGHOLD_{t+1} \\ & + \beta_5 AGROWTH_{t+1} + \beta_6 BSIZE_{t+1} + \beta_7 DUALITY_{t+1} + \beta_8 DM_{t+1} \\ & + \beta_9 LNASSET_{t+1} + \beta_{10} LEV_{t+1} + \beta_{11} D_{t+1} + \beta_{12} \Sigma YEAR_{t+1} \\ & + \beta_{13} \Sigma INDUSTRY_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

其中

AROE = 下一季季末的調整產業因素 ROE(該公司下一季季末 ROE-下一季季末產業平均 ROE)減當季調整產業因素 ROE(該公司當季季末 ROE-當季季末產業平均 ROE)的數值。

RESIAN = 若公司有發生獨立董事辭職公告事件，則設為 1，否則設為 0。

INSIDER = 內部董事比重。

RDRATIO = 研發費用率，研發費用除以銷貨收入淨額。

BIGHOLD = 大股東持股比例，本研究定義大股東為持股 10%(含)以上的股東，故本變數為期末大股東持股數/期末總流通在外股數。

<sup>11</sup> 臺灣證券交易所股份有限公司的「公司治理中心」，依照「強化公司治理藍圖」推展項目，在主管機關督導下，建置公司治理評鑑系統。公司治理評鑑系統共分為 5 個指標構面，分別為：(1) 股東權益之維護；(2) 股東平等對待；(3) 董事會結構與運作；(4) 資訊透明度；(5) 利害關係人利益之維護與企業社會責任，每個指標構面中都會有若干題目。

指標題目的計分方式採「是」或「否」之方式，以使評鑑結果更為客觀。亦即當該公司有符合該指標題目，則得 1 分，若不符合，則沒有得分。指標題目按其適用範圍之差異，分基本、一般及進階 3 類題型。基本題適用全部受評公司，一般題則有部分公司不適用，例如：如果受評年度，受評公司無董事、監察人改選者，則有關於董事、監察人改選題型即不適用。進階題則多屬國際較重視議題，惟目前政策非優先推動，或考量國內實務運作現況，尚不宜直接採計之題目，因此對採行之企業予以加分，未採行者則不適用。公司治理評鑑對象為全體上市櫃公司；然而，下列五類公司不列入評鑑範圍：(1) 評鑑期間內上市櫃未滿一年之公司；(2) 變更交易方法之公司；(3) 停止買賣之公司；(4) 終止上市櫃之公司；(5) 其他經公司治理評鑑委員會會議通過認為應不予受評者。而公司治理中心在 2015 年 4 月 30 日公告第一屆排名前百分之二十之企業名稱(評鑑期間為 2014 年 1 月 1 日至 2014 年 12 月 31 日)；2016 年 4 月 8 日則公告第二屆排名前百分之五十之企業名稱(評鑑期間為 2015 年 1 月 1 日至 2015 年 12 月 31 日)。並自第三屆起，公告所有受評公司的公司治理評鑑結果。

AGROWTH = 資產成長率，(本期總資產-前期總資產)/前期總資產。

BSIZE = 董事人數。

DUALITY = 若董事長兼任總經理，則設為 1，否則為 0。

DM = 負債帳面值占股東權益市值比重。

LNASSET = 公司資產總額取自然對數。

LEV = 負債比，負債總額/總資產。

D = 上市櫃別虛擬變數。上市公司設為 1，上櫃公司設為 0。

YEAR = 年度別虛擬變數。

INDUSTRY = 產業別虛擬變數。

t = 本文研究期間為 2016 年至 2018 年，共 12 季。

$\beta_i$  = 模型係數，其中  $i=1\sim 13$ 。

$\varepsilon_{t+1}$  = 模型殘差項。

## (二) 假說 2、假說 3b、假說 4b

本研究以模型 2 來測試假說 2、假說 3b、假說 4b。假說 2 提出：「獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。」因此若假說 2 成立，則模型 2 的 RESIAN 的估計係數將不具顯著性。

除此之外，如同模型 1 的設定，本研究參考戴怡蕙 (2017) 的分群方式，以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司（該公司前一季的資產報酬率大於該產業資產報酬率中位數）及較差的公司（該公司前一季的資產報酬率小於該產業資產報酬率中位數），若前期績效表現較好的公司的 RESIAN 的估計係數不具顯著性，但前期績效表現較差的公司 RESIAN 的估計係數顯著為負，且兩個估計係數間具顯著差異性，則支持假說 3b。

再者，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果<sup>12</sup>為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司（該公司前一年的公司治理評鑑結果位

---

<sup>12</sup> 請參閱附註 11。

於前 50%) 及公司治理較不完善的公司 (該公司前一年的公司治理評鑑結果位於後 50%)，若公司治理較完善的公司的 RESIAN 的估計係數不具顯著性，但公司治理較不完善的公司的 RESIAN 的估計係數顯著為負，且兩個估計係數間具顯著差異性，則支持假說 4b。茲將模型 2 列示如下。

$$\begin{aligned} ACAR_t = & \beta_0 + \beta_1 RESIAN_t + \beta_2 ROE_t + \beta_3 RDRATIO_t + \beta_4 LEV_t + \beta_5 OI_t + \beta_6 LNASSET_t \\ & + \beta_7 BM_t + \beta_8 PRICE_t + \beta_9 DUALITY_t + \beta_{10} D_t + \beta_{11} \Sigma YEAR_t + \beta_{12} \Sigma INDUSTRY_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中

ACAR = 當季季末那一日至季末後兩日 (D=0~+2) 的累積異常報酬 (CAR) 減前一季季末那一日至季末後兩日 (D=0~+2) 的累積異常報酬 (CAR)。

RESIAN = 若公司有發生獨立董事辭職公告事件，則設為 1，否則設為 0。

ROE = 股東權益報酬率，稅後淨利/平均總股東權益。

RDRATIO = 研發費用率，研發費用除以銷貨收入淨額。

LEV = 負債比，總負債/總資產。

OI = 公司經營風險，定義為過去前 20 季的季營業淨利的標準差。

LNASSET = 公司資產總額取自然對數。

BM = 股東權益帳面值占股東權益市值比重。

PRICE = 股價波動性，過去前 20 季的季股價的標準差。

DUALITY = 若董事長兼任總經理，則設為 1，否則為 0。

D = 上市櫃別虛擬變數。上市公司設為 1，上櫃公司設為 0。

YEAR = 年度別虛擬變數。

INDUSTRY = 產業別虛擬變數。

t = 本文研究期間為 2016 年至 2018 年，共 12 季。

$\beta_i$  = 模型係數，其中  $i=1\sim 12$ 。

$\varepsilon_t$  = 模型殘差項。

## 肆、實證結果

### 一、研究假說檢定

#### 1. 敘述統計值

茲將模型 1 及模型 2 的敘述統計值列示於表 3 及表 4。藉由表 3 可發現，對沒有公告獨立董事辭職的公司來說 (RESIAN=0 的公司)，其 ROE 及 ROA 的平均值為 3.093 及 2.240，而對有公告獨立董事辭職的公司來說 (RESIAN=1 的公司)，其 ROE 及 ROA 的平均值為 -0.469 及 0.761，本研究對兩群組的 ROE 及 ROA 平均值進行 t 檢定，發現 *t*-statistic 分別是 -4.12 (*p*-value < 0.0001) 及 -3.62 (*p*-value = 0.0003)，顯示 RESIAN=0 群組的 ROE 及 ROA 的平均值顯著大於 RESIAN=1 群組的 ROE 及 ROA 的平均值，因此顯示相較於未有獨立董事辭職的公司，獨立董事辭職後該公司的未來財務績效較不佳。再者，對沒有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=0 的公司) 及有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=1 的公司) 來說，董事人數 (BSIZE) 平均都約為 7 人，而董事長兼任總經理 (DUALITY) 的公司家數也都約占三分之一。除此之外，兩群樣本的上市櫃別 (D) 的平均值約為 0.5，顯示對沒有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=0 的公司) 及有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=1 的公司) 來說，其群組內的上市櫃公司家數差異不大。

藉由表 4 可發現，對沒有公告獨立董事辭職的公司來說 (RESIAN=0 的公司)，其 CAR 及 AR 的平均值為 0.130 及 0.104，而對有公告獨立董事辭職的公司來說 (RESIAN=1 的公司)，其 CAR 及 AR 的平均值為 0.089 及 0.177，對兩群組的 CAR 及 AR 平均值進行 t 檢定，發現 *t*-statistic 分別是 -0.39 (*p*-value = 0.695) 及 -1.29 (*p*-value = 0.197)，顯示 RESIAN=0 群組的 CAR 及 AR 的平均值與 RESIAN=1 群組的 CAR 及 AR 的平均值沒有顯著差異，因此顯示相較於未有獨立董事辭職的公司，獨立董事辭職後該公司的未來股價表現並沒有較不佳。再者，對沒有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=0 的公司) 及有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=1 的公司) 來說，負債比 (LEV) 平均都約 41%，而董事長兼任總經理 (DUALITY) 的公司家數也都約占三分之一。除此之外，兩群樣本的上市櫃別 (D) 的平均值約為 0.5，顯示對沒有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=0 的公司) 及有公告獨立董事辭職的公司群組 (RESIAN=1 的公司) 來說，其群組內的上市櫃公司家數大約相同。

表3 模型1的敘述性統計

RESIAN=1						
變數	N	平均值	最小值	中位數	最大值	標準差
ROE	259	-0.469	-170.250	1.950	36.650	20.825
AROE	259	-3.903	-176.332	-0.507	30.506	20.647
ROA	259	0.761	-57.700	1.250	26.450	8.008
AROA	259	-1.591	-61.527	-0.701	20.975	7.989
INSIDER	259	0.479	0	0.500	0.857	0.181
RDRATIO	259	120.246	0	1.450	29,119.010	1,809.790
BIGHOLD	259	25.212	3.730	21.610	70.450	13.485
AGROWTH	259	4.625	-52.050	1.530	293.580	32.141
BSIZE	259	7.347	4	7	19	2.228
DUALITY	259	0.375	0	0	1	0.485
DM	259	0.793	0.012	0.418	5.938	0.959
LNASSET	259	15.118	11.533	14.935	21.725	1.582
LEV	259	41.363	1.880	41.670	98.760	19.543
D	259	0.490	0	0	1	0.501
RESIAN=0						
變數	N	平均值	最小值	中位數	最大值	標準差
ROE	17,569	3.093	-315.900	2.940	155.340	13.690
AROE	17,569	-0.371	-315.242	0.486	151.947	13.391
ROA	17,569	2.240	-95.230	1.850	83.760	6.509
AROA	17,569	-0.156	-96.450	0.015	79.873	6.285
INSIDER	17,569	0.476	0	0.444	1	0.170
RDRATIO	17,569	82.739	0	1.920	225,725.800	2,661.870
BIGHOLD	17,569	23.377	0	21.140	92.130	12.537
AGROWTH	17,569	5.966	-97.480	2.470	1,023.100	28.967
BSIZE	17,569	7.544	2	7	20	1.972
DUALITY	17,569	0.364	0	0	1	0.481
DM	17,569	0.797	0.000	0.472	79.357	1.843
LNASSET	17,569	15.325	9.601	15.138	21.958	1.453
LEV	17,569	40.844	0.43	40.860	102.790	18.097
D	17,569	0.548	0	1	1	0.498

- 變數定義：ROE=股東權益報酬率，稅後淨利/平均總股東權益；AROE=下一季季末的調整產業因素 ROE(該公司下一季季末 ROE-下一季季末產業平均 ROE)減當季調整產業因素 ROE(該公司當季季末 ROE-當季季末產業平均 ROE)；ROA=資產報酬率，稅前息前淨利/平均總資產；AROA=下一季季末的調整產業因素 ROA(該公司下一季季末 ROA-下一季季末產業平均 ROA)減當季調整產業因素 ROA(該公司當季季末 ROA-當季季末產業平均 ROA)；RESIAN=若公司有發生獨立董事辭職公告事件，則設為 1，否則設為 0；INSIDER=內部董事比重；RDRATIO=研發費用率，研發費用除以銷貨收入淨額；BIGHOLD=大股東持股比例，本研究定義大股東為持股 10%(含)以上的股東，故本變數為期末大股東持股數/期末總流通在外股數；AGROWTH=資產成長率，(本期總資產-前期總資產)/前期總資產；BSIZE=董事人數；DUALITY=若董事長兼任總經理，則設為 1，否則為 0；DM=負債帳面值占股東權益市值比重；LNASSET=公司資產總額取自然對數；LEV=負債比，負債總額/總資產；D=上市櫃別虛擬變數。上市公司設為 1，上櫃公司設為 0。
- 對兩群組的 ROE、AROE、ROA、AROA 平均值進行 t 檢定，發現 t-statistic 分別是 -4.12 ( $p\text{-value} < 0.0001$ )、-4.17 ( $p\text{-value} < 0.0001$ )、-3.62 ( $p\text{-value} = 0.0003$ )、-3.63 ( $p\text{-value} = 0.0003$ )，顯示 RESIAN=0 群組的 ROE、AROE、ROA、AROA 的平均值顯著大於 RESIAN=1 群組的 ROE、AROE、ROA、AROA 的平均值。

表4 模型2的敘述性統計

<b>RESIAN=1</b>						
變數	N	平均值	最小值	中位數	最大值	標準差
CAR	253	0.089	-7.733	0.011	10.177	2.005
ACAR	253	0.064	-10.970	0.061	9.935	2.793
AR	253	0.177	-3.734	0.021	7.234	1.180
AAR	253	0.0002	-5.311	0.020	7.412	1.651
ROE	253	-0.721	-189.630	1.540	46.200	19.814
RDRATIO	253	114.200	0	1.400	27,421.570	1,723.730
LEV	253	41.155	1.450	42.150	97.090	19.530
OI	253	754,765.88	6,860.36	108,263	54,611,901	4,023,695
LNASSET	253	15.126	11.471	14.941	21.739	1.580
BM	253	0.812	0.051	0.680	2.873	0.526
PRICE	253	10.888	0.649	5.923	114.451	15.432
DUALITY	253	0.383	0	0	1	0.487
D	253	0.494	0	0	1	0.501
<b>RESIAN=0</b>						
變數	N	平均值	最小值	中位數	最大值	標準差
CAR	17,281	0.130	-10.609	0.003	12.492	1.615
ACAR	17,281	-0.048	-14.489	-0.059	12.237	2.193
AR	17,281	0.104	-7.650	0.022	7.317	0.893
AAR	17,281	-0.012	-8.976	-0.004	7.541	1.240
ROE	17,281	3.099	-315.900	3	138.05	13.690
RDRATIO	17,281	78.745	0	1.880	225,725.800	2547.940
LEV	17,281	40.664	0.430	40.690	99.790	18.036
OI	17,281	588,995.080	3,075.820	119,355	108,943,177	3,347,080
LNASSET	17,281	15.320	9.601	15.128	21.958	1.449
BM	17,281	0.839	-0.038	0.747	4.906	0.497
PRICE	17,281	13.280	0	6.2805	1,392.550	36.612
DUALITY	17,281	0.364	0	0	1	0.481
D	17,281	0.549	0	1	1	0.498

1.變數定義：CAR=累積異常報酬；ACAR=當季季末那一日至季末後兩日(D=0~+2)的累積異常報酬(CAR)減前一季季末那一日至季末後兩日(D=0~+2)的累積異常報酬(CAR)；AR=異常報酬；AAR=當季季末那一日的異常報酬(AR)減前一季季末那一日的異常報酬(AR)；RESIAN =若公司有發生獨立董事辭職公告事件，則設為1，否則設為0；ROE=股東權益報酬率，稅後淨利/平均總股東權益；RDRATIO =研發費用率，研發費用除以銷貨收入淨額；LEV=負債比，總負債/總資產，以百分比表示；OI=公司經營風險，定義為過去前20季的季營業淨利的標準差；LNASSET=公司資產總額取自然對數；BM=股東權益帳面值占股東權益市值比重；PRICE =股價波動性，過去前20季的季股價的標準差；DUALITY =若董事長兼任總經理，則設為1，否則為0；D=上市櫃別虛擬變數。上市公司設為1，上櫃公司設為0。

2.對兩群組的CAR、ACAR、AR、AAR平均值進行t檢定，發現t-statistic分別是-0.39 (p-value = 0.695)、-0.81 (p-value = 0.419)、-1.29 (p-value = 0.197)、-0.16 (p-value = 0.875)，顯示RESIAN=0群組的CAR、ACAR、AR、AAR的平均值和RESIAN=1群組的CAR、ACAR、AR、AAR的平均值並不具顯著差異性。

## 2. 相關係數

茲將模型 1 及模型 2 的相關係數列示於表 5 及表 6。由表 5 可以發現 ROE、AROE、ROA、AROA 都與 RESIAN (獨立董事辭職公告虛擬變數) 呈現顯著負相關(Prob > |r| 都是 < 0.0001)，因此初步推論本研究實證結果可能會支持假說 1。除此之外，CAR、ACAR、AR、AAR 都與 RESIAN (獨立董事辭職公告虛擬變數) 不具相關性，因此初步推論本研究實證結果可能會支持假說 2。雖然相關係數分析和假說 1 及假說 2 預期方向相符，但仍需以迴歸方式控制其他變數之影響效果，才能更了解獨立董事辭職與公司未來財務績效表現及股價表現之關聯性，因此本研究下一節將進行迴歸分析。

表 5 模型 1 的 Pearson 相關係數表 (N=17,828)

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.
1.ROE	1														
2.AROE	0.946**	1													
3.ROA	0.947**	0.886**	1												
4.AROA	0.897**	0.939**	0.941**	1											
5.RESIAN	-0.023**	-0.024**	-0.025**	-0.023**	1										
6.INSIDER	0.019**	0.029**	0.001	0.014	0.004	1									
7.RDRATIO	-0.237**	-0.200**	-0.215**	-0.180**	-0.003	-0.097**	1								
8.BIGHOLD	0.018*	0.018*	0.005	0.004	0.018*	0.006	-0.115**	1							
9.AGROWTH	0.285**	0.293**	0.291**	0.294**	-0.014	-0.031**	-0.054**	0.03**	1						
10.BSIZE	0.072**	0.078**	0.056**	0.062**	-0.010	0.072**	-0.018*	-0.15**	0.012	1					
11.DUALITY	-0.021**	-0.023**	-0.006	-0.012	0.003	-0.130**	0.029**	-0.02**	0.009	-0.142**	1				
12.DM	-0.204**	-0.217**	-0.211**	-0.227**	0.005	0.125**	-0.193**	0.02**	-0.006	0.046**	-0.005	1			
13.LNASSET	0.194**	0.228**	0.178**	0.213**	-0.017*	0.213**	-0.170**	-0.04**	0.087**	0.417**	-0.108**	0.360**	1		
14.LEV	-0.102**	-0.077**	-0.109**	-0.092**	0.002	0.082**	-0.276**	0.07**	0.142**	0.043**	-0.034**	0.711**	0.334**	1	
15.D	0.075**	0.080**	0.049**	0.059**	-0.014	0.175**	-0.140**	0.06**	-0.017*	0.243**	-0.077**	0.173**	0.526**	0.123**	1

1.變數定義請見表 3。

2.\*\*表達 1% 的顯著水準；\*表達 5% 顯著水準。

表6 模型2的Pearson相關係數表(N=17,534)

Variable	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.
1.CAR	1													
2.ACAR	0.550**	1												
3.AR	0.569**	0.328**	1											
4.AAR	0.329**	0.753**	0.531**	1										
5.RESIAN	0.005	-0.002	0.000	0.009	1									
6.ROE	0.048**	0.027**	0.044**	0.023**	-0.031**	1								
7.RDRATIO	0.004	0.015	-0.003	0.017*	0.001	-0.195**	1							
8.LEV	0.017*	-0.028**	0.025**	-0.012	0.003	-0.073**	-0.281**	1						
9.OI	0.000	-0.035**	-0.009	-0.039**	0.003	0.099**	-0.048**	0.101**	1					
10.LNASSET	-0.003	-0.023**	-0.005	-0.018*	-0.016*	0.220**	-0.167**	0.331**	0.628**	1				
11.BM	-0.036**	0.010	-0.041**	-0.021**	-0.007	-0.238**	-0.157**	0.039**	0.028**	0.222**	1			
12.PRICE	-0.003	-0.001	-0.002	0.015*	-0.009	0.228**	0.131**	-0.055**	0.150**	0.108**	-0.395**	1		
13.DUALITY	0.002	0.018*	0.002	-0.006	0.005	-0.026**	0.029**	-0.032**	-0.079**	-0.110**	0.036**	-0.020**	1	
14.D	-0.004	-0.026**	-0.006	-0.013	-0.013	0.081**	-0.140**	0.123**	0.240**	0.527**	0.169**	-0.054**	-0.085**	1

1.變數定義請見表4。

2.\*\*表達1%的顯著水準；\*表達5%顯著水準。

### 3. 迴歸分析

#### (1) 模型 1

本研究在進行模型 1 及模型 2 的迴歸分析時，都已進行 Cluster-robust standard errors 調整，而 cluster-robust standard errors 集群的對象是產業<sup>13</sup>，除此之外，本文亦採用 Winsorized 的方式處理極端值。

茲將模型 1 的實證結果列示於表 7，本研究以模型 1 來測試假說 1、假說 3a、假說 4a。首先，由表 7 的數值可以觀察到模型 1 中獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數顯著為負(估計係數為-1.253，t 值為-2.46)，因此支持假說 1：「獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈負相關。」

而模型 1 的控制變數的估計係數方向也和過去文獻相符。其中，INSIDER (內部董事比重)、AGROWTH (資產成長率)、LNASSET (公司資產總額取自然對數)，這三項控制變數的估計係數都顯著為正，和過去文獻，如：Daily and Johnson (1997)、Titman and Wessels (1988)、Larcker *et al.* (2007)所提出：內部董事比重、資產成長率及公司規模會影響公司的財務績效觀點相符。除此之外，RDRATIO (研發費用率)、BIGHOLD (大股東持股比例)、BSIZE (董事人數)，這三項控制變數的估計係數都顯著為負，和過去文獻，如：葉銀華與邱顯比 (1996)、Steiner (1996)、Larcker *et al.* (2007)所提出：研發費用率、大股東持股比例及董事人數會影響公司的財務績效觀點相符。再者，DM (負債帳面值占股東權益市值比重)及 LEV (負債比)的估計係數都顯著為負，和過去文獻，如：Billings (1999)提出公司的負債比重與公司財務績效表現呈負相關的觀點一致。最後，因為 D (上市櫃別)的估計係數顯著為負，顯示上市公司的 ROE 低於上櫃公司。

<sup>13</sup> 本研究也以公司及年度作為 cluster-robust standard errors 集群的對象來進行迴歸分析，其實證結果和正文一致。首先，模型 1 的部分仍舊支持假說 1( $t$ -statistic = -1.69 及 -4.51)；支持假說 3a(IROA=1 的公司的 RESIAN 沒有顯著為負( $t$ -statistic = 0.11 及 0.32)，但 IROA=0 的 RESIAN 顯著為負( $t$ -statistic = -1.72 及 -2.35)，且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.090 及 0.054))；支持假說 4a(RANK=1 的公司的 RESIAN 沒有顯著為負( $t$ -statistic = -0.58 及 -0.89)，但 RANK=0 的公司的 RESIAN 顯著為負( $t$ -statistic = -1.73 及 -2.12)，且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.095 及 0.061))。再者，假說 2 的部分仍舊不支持假說 2( $t$ -statistic = 0.56 及 0.72)，也不支持假說 3b(IROA=1 的公司的 RESIAN 沒有顯著為負( $t$ -statistic = 0.41 及 0.81)，且 IROA=0 的 RESIAN 也沒有顯著為負( $t$ -statistic = 0.71 及 0.74))，也不支持假說 4b(RANK=1 的公司的 RESIAN 沒有顯著為負( $t$ -statistic = 0.89 及 0.91)，且 RANK=0 的公司的 RESIAN 也沒有顯著為負( $t$ -statistic = -0.20 及 -0.33))。

表7 模型1的實證結果

變數	原始模型 1	以前一期產業 ROA 的中位數區分(IROA)		以前一年公司治理評鑑結果區分(RANK)	
		低於中位數 (IROA=0)	高於中位數 (IROA=1)	排名後 50% (RANK=0)	排名前 50% (RANK=1)
Intercept	492.246 (3.24) <sup>***</sup>	531.658 (2.41) <sup>**</sup>	83.517 (0.53)	284.806 (0.71)	764.400 (3.73) <sup>***</sup>
RESIAN	-1.253 (-2.46) <sup>**</sup>	-0.917 (-1.89) <sup>*</sup>	-0.130 (-0.21)	-0.621 (-2.07) <sup>**</sup>	-1.45 (-0.75)
INSIDER	0.363 (1.94) <sup>*</sup>	0.817 (1.51)	-0.362 (-0.87)	1.843 (2.88) <sup>***</sup>	0.563 (-1.06)
RDRATIO	-0.133 (-29.25) <sup>***</sup>	-0.105 (-20.52) <sup>***</sup>	-0.045 (-4.40) <sup>***</sup>	-0.124 (-12.45) <sup>***</sup>	-0.11 (-19.23) <sup>***</sup>
BIGHOLD	-0.003 (-1.76) <sup>*</sup>	0.013 (1.81) <sup>*</sup>	0.008 (1.41)	0.006 (-0.68)	0.016 (2.16) <sup>**</sup>
AGROWTH	0.135 (38.76) <sup>***</sup>	0.135 (26.96) <sup>***</sup>	0.060 (15.84) <sup>***</sup>	0.124 (20.26) <sup>***</sup>	0.168 (30.66) <sup>***</sup>
BSIZE	-0.264 (-7.25) <sup>***</sup>	-0.332 (-6.19) <sup>***</sup>	-0.089 (-2.37) <sup>**</sup>	-0.321 (-5.17) <sup>***</sup>	-0.100 (-2.20) <sup>**</sup>
DUALITY	0.205 (1.58)	0.396 (2.13) <sup>**</sup>	-0.077 (-0.57)	0.699 (3.38) <sup>***</sup>	-0.36 (-2.04) <sup>**</sup>
DM	-4.020 (-35.72) <sup>***</sup>	-2.410 (-16.56) <sup>***</sup>	-4.289 (-27.99) <sup>***</sup>	-3.917 (-21.16) <sup>***</sup>	-4.17 (-26.40) <sup>***</sup>
LNASSET	2.405 (40.98) <sup>***</sup>	2.900 (33.92) <sup>***</sup>	0.590 (9.30) <sup>***</sup>	3.11 (26.54) <sup>***</sup>	1.214 (15.78) <sup>***</sup>
LEV	-0.026 (-5.02) <sup>***</sup>	-0.094 (-13.29) <sup>***</sup>	0.099 (17.09) <sup>***</sup>	-0.017 (-1.97) <sup>**</sup>	0.02 (2.79) <sup>***</sup>
D	-1.303 (-8.86) <sup>***</sup>	-0.935 (-4.40) <sup>***</sup>	-0.935 (-6.07) <sup>***</sup>	-1.849 (-7.75) <sup>***</sup>	-0.56 (-2.76) <sup>***</sup>
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES
AdjR <sup>2</sup>	0.263	0.261	0.134	0.254	0.264
F 值	489.78	246.41	105.74	150.01	218.40
Pr > F	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001
N	17,828	9,052	8,776	8,670	8,686

再者，本研究以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)。其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 沒有顯著為負(估計係數為-0.130, t 值為-0.21)，但前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 顯著為負(估計係數為-0.917, t 值為-1.89)，且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.092)。因此支持假說 3a：「公司前期財務績效表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關。」

除此之外，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)。其中公司治理較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 沒有顯著為負（估計係數為-1.45，t 值為-0.75），但公司治理較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 顯著為負（估計係數為-0.621，t 值為-2.07），且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.069)。因此支持假說 4a：「公司前期公司治理表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關。」

彙總而言，本文模型 1 的實證結果支持本研究的假說 1、假說 3a 及假說 4a，顯示獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈負相關，且前期財務績效表現較差抑或是前期公司治理表現較差，都會強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負向關聯性，和過去文獻，如：Bar-Hava et al. (2021)、Han and Suk (1998)及 Yilmaz and Buyuklu (2016)觀點一致。

## (2) 模型 2

茲將模型 2 的實證結果列示於表 8，本研究以模型 2 來測試假說 2、假說 3b、假說 4b。首先，由表 8 的數值可以觀察到模型 2 中獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數不具顯著性（估計係數為-0.086，t 值為-0.52），因此支持假說 2：「獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。」

而模型 2 的控制變數的估計係數方向也和過去文獻相符。其中，LNASSET（公司資產總額取自然對數）的估計係數顯著為正，和過去文獻，如：Mehran (1995)及 Ryan and Wiggins III (2000)的研究相符，顯示公司股價受公司規模影響。此外，D（上市櫃別）的估計係數顯著為正，顯示上市公司的累積異常報酬高於上櫃公司。再者，LEV（負債比）、OI（公司經營風險）及 BM（股東權益帳面值占股東權益市值比重）的估計係數顯著為負，和 Mehran (1995)及 Ryan and Wiggins III (2000)的研究提出公司股價受公司經營風險影響相符也和 Fama and French (1992)及 Fama and French (2015)提出帳面值對市值比會影響公司股價的觀點一致。

表8 模型2的實證結果

變數	原始模型 2	以前一期產業 ROA 的中位數區分(IROA)		以前一年公司治理評鑑結果區分(RANK)	
		低於中位數 (IROA=0)	高於中位數 (IROA=1)	排名後 50% (RANK=0)	排名前 50% (RANK=1)
Intercept	-1,055.875 (-21.61)***	-2,385.385 (-33.05)***	205.020 (3.46)***	781.334 (6.90)***	-985.379 (-13.44)***
RESIAN	-0.086 (-0.52)	-0.061 (-0.28)	0.302 (1.30)	-0.030 (-0.13)	0.249 (0.99)
ROE	0.017 (7.15)**	-0.040 (-10.14)***	0.018 (4.43)***	0.002 (0.63)	0.029 (7.50)**
RDRATIO	0.004 (2.51)**	0.005 (2.59)***	0.001 (0.31)	0.001 (0.21)	0.007 (3.20)***
LEV	-0.005 (-3.56)***	-0.004 (-2.16)**	-0.001 (-0.75)	-0.000 (-0.09)	-0.006 (-2.87)***
OI	-0.000 (-1.73)*	-0.000 (-1.03)	-0.000 (-0.99)	-0.000 (-0.20)	-0.000 (-1.18)
LNASSET	0.062 (2.57)**	0.135 (3.81)***	0.067 (2.22)**	0.023 (0.58)	0.061 (1.69)*
BM	-0.015 (-2.31)**	-0.429 (-6.32)***	-0.175 (-2.34)**	-0.017 (-0.22)	-0.077 (-0.99)
PRICE	-0.003 (-2.34)**	-0.004 (-1.78)*	-0.003 (-2.04)**	-0.001 (-0.56)	-0.003 (-1.99)**
DUALITY	0.013 (0.31)**	0.028 (0.46)*	-0.021 (-0.42)**	-0.015 (-0.27)	0.035 (0.54)**
D	0.025 (1.71)*	0.113 (1.61)	0.096 (1.66)*	0.053 (0.33)	0.024 (1.77)*
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES
AdjR <sup>2</sup>	0.030	0.128	0.006	0.007	0.030
F 值	45.80	110.56	5.28	4.32	21.13
Pr > F	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001
N	17,534	8,948	8,586	8,536	8,535

1. 變數定義請見表4。

2. 括弧內的數值為t值，\*\*\*表示達1%的顯著水準；\*\*表示達5%的顯著水準；\*表示達10%的顯著水準。

3. 假說2的樣本為17,534，假說H4b的樣本為17,071，差額463是缺少公司治理評鑑結果的樣本。

4. 對IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.603，此外對RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.502，故IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數及RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數都不具顯著差異性。

另一方面，本研究以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)。其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性（估計係數為 0.302，t 值為 1.30），且前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性（估計係數為-0.061，t 值為-0.28），且兩個估計係數

不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.603)。因此不支持假說 3b：「公司前期財務績效表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」

除此之外，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)。其中公司治理較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性（估計係數為 0.249，t 值為 0.99），且公司治理較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性（估計係數為-0.030，t 值為-0.13），且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.502)。因此不支持假說 4b：「公司前期公司治理表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」

彙總而言，本研究模型 2 的實證結果支持本研究的假說 2，但不支持假說 3b 及假說 4b，顯示獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性，且不論是前期財務績效表現較差抑或是前期公司治理機制較差，都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。

前述實證結果顯示因為台灣散戶投資人無法判讀獨立董事辭職理由的真偽，因此台灣散戶投資人會以所看到的「中性」辭職理由來進行定錨與調整的行為反應，故獨立董事辭職與公司未來股價表現不會存在顯著的關聯性。除此之外，不論是再多給予該公司前期財務績效表現較差的資訊、抑或是多給予前期公司治理機制較差的資訊，都無法讓台灣散戶投資人對該項辭職行為出現明顯的負向股價反應。

### (3) 模型 1 與模型 2 的實證結果比較

本研究以下一季季末的調整產業因素 ROE 減當季調整產業因素 ROE 的數值作為公司未來財務績效表現的代理變數，實證結果發現，獨立董事辭職與公司未來財務績效表現呈負相關，支持假說 1。然而，若本研究以當季季末那一日至季末後兩日的累積異常報酬減前一季季末那一日至季末後兩日的累積異常報酬作為公司未來股價表現的代理變數，實證結果發現，獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性，支持假說 2。本研究推論獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性的理由為：台灣股市投資人以散戶為大宗，且本研究樣本公司的獨立董事辭職理由都是「個人因素考量但和公司未來績效無關」的中性辭職理由，因此在定錨與調整理論(Anchoring and adjustment theory)觀點下，投資人的調整幅度也就是累積異常報酬的金額大小，並不夠大到具統計上的顯著性，因此實證結果會得到：獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性的

結論。由上述假說 1 及假說 2 的實證結果比較，本文作者推論台灣散戶投資人的內部資訊量可能是不足的抑或是散戶投資人沒有能力看穿獨立董事辭職的公告理由可能並非是獨立董事辭職的真實理由-公司未來財務績效表現有較高的機率會變差。因此，本文建議主管機關應要求公司揭露更多內部資訊，抑或是提升散戶投資人的資訊判讀能力。

## 二、敏感性分析

本研究在正文中將公司的財務績效表現定義為股東權益報酬率(ROE)，然而本研究參酌過去文獻，如：Ittner and Larcker (1998)、Core et al. (1999)及Larcker et al. (2007)，而在第一項敏感性分析中將財務績效表現的代理變數由股東權益報酬率(ROE)改為資產報酬率(ROA)，並將資產報酬率(ROA)定義為稅前息前淨利/平均總資產。簡言之，本研究第一項敏感性分析係將公司未來財務績效表現改為下一季季末資產報酬率(ROA)數值。除此之外，本研究考量前期績效表現及產業績效表現的影響，因此將應變數-「 $\Delta ROA$ 」，定義為下一季季末的調整產業因素ROA (該公司下一季季末ROA-下一季季末產業平均ROA) 減當季調整產業因素ROA (該公司當季季末ROA-當季季末產業平均ROA) 的數值。

Chen et al. (2006)研究指出台灣不屬於弱式市場。Hsiao et al. (2014)的研究更進一步發現：若以台灣為研究對象，短天期的觀察期是較合適的，因此本研究正文係將公司未來累積異常報酬定義為當季季末那一日至季末後兩日( $D=0\sim+2$ )，而本研究在第二項敏感性分析中將市場投資人反應的觀察期再縮短，亦即以當季季末那一日的異常報酬(AR)作為應變數，再進行假說2、假說3b及假說4b的分析。除此之外，本研究考量前期股價表現的影響，因此將應變數-「 $\Delta AR$ 」，定義為當季季末那一日的異常報酬(AR)減前一季季末那一日的異常報酬(AR)。

### 1. 將公司財務績效指標改為資產報酬率(ROA)

茲將第一項敏感性分析的實證結果列示於表 9。首先，由表 9 的數值可以觀察到模型 1 的獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數顯著為負(估計係數為-0.711, t 值為-2.52)，因此支持假說 1：「獨立董事辭職與公司未來績效表現呈負相關。」

表9 模型1的敏感性分析結果-將ROE改為ROA

變數	原始模型 1	以前一期產業 ROA 的中位 數區分(IROA)		以前一年公司治理評鑑結 果區分(RANK)	
		低於中位數 (IROA=0)	高於中位數 (IROA=1)	排名後 50% (RANK=0)	排名後 50% (RANK=1)
Intercept	223.463 (2.65) <sup>***</sup>	270.007 (2.34) <sup>**</sup>	-27.865 (-0.29)	-12.387 (-0.05)	335.498 (2.82) <sup>***</sup>
RESIAN	-0.711 (-2.52) <sup>**</sup>	-0.527 (-1.72) <sup>*</sup>	0.124 (0.34)	-0.497 (-1.83) <sup>*</sup>	-0.704 (-1.07)
INSIDER	-0.516 (-2.42) <sup>**</sup>	0.301 (1.06)	-0.612 (-2.45) <sup>**</sup>	0.645 (1.79) <sup>*</sup>	0.190 (0.62)
RDRATIO	-0.091 (-36.07) <sup>***</sup>	-0.066 (-24.66) <sup>***</sup>	-0.036 (-5.82) <sup>***</sup>	-0.085 (-15.17) <sup>***</sup>	-0.084 (-25.37) <sup>***</sup>
BIGHOLD	-0.001 (-1.86) <sup>*</sup>	-0.005 (-1.74) <sup>*</sup>	-0.004 (-1.24)	-0.003 (-0.61)	-0.008 (-1.79) <sup>*</sup>
AGROWTH	0.077 (39.75) <sup>***</sup>	0.069 (26.28) <sup>***</sup>	0.043 (18.86) <sup>***</sup>	0.070 (20.31) <sup>***</sup>	0.098 (30.61) <sup>***</sup>
BSIZE	-0.105 (-5.19) <sup>***</sup>	-0.133 (-4.76) <sup>***</sup>	-0.057 (-2.52) <sup>**</sup>	-0.153 (-4.37) <sup>***</sup>	-0.048 (-1.79) <sup>*</sup>
DUALITY	0.124 (1.73) <sup>*</sup>	0.216 (2.22) <sup>**</sup>	0.024 (0.30)	0.335 (2.87) <sup>***</sup>	-0.155 (-1.49)
DM	-1.730 (-27.75) <sup>***</sup>	-0.971 (-12.76) <sup>***</sup>	-2.101 (-22.89) <sup>***</sup>	-1.778 (-17.05) <sup>***</sup>	-1.929 (-21.03) <sup>***</sup>
LNSIZE	1.116 (34.32) <sup>***</sup>	1.255 (28.07) <sup>***</sup>	0.326 (8.58) <sup>***</sup>	1.636 (24.78) <sup>***</sup>	0.604 (13.53) <sup>***</sup>
LEV	-0.033 (-11.66) <sup>***</sup>	-0.022 (-5.84) <sup>***</sup>	-0.014 (-4.12) <sup>***</sup>	-0.024 (-4.97) <sup>***</sup>	-0.030 (-7.22) <sup>***</sup>
D	-0.625 (-7.67) <sup>***</sup>	-0.222 (-2.00) <sup>**</sup>	-0.562 (-6.10) <sup>***</sup>	-0.981 (-7.29) <sup>***</sup>	-0.462 (-3.90) <sup>***</sup>
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES
AdjR <sup>2</sup>	0.249	0.233	0.161	0.238	0.266
F 值	455.71	211.92	130.35	137.93	220.82
Pr > F	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001
N	17,828	9,052	8,776	8,670	8,686

1.變數定義請見表3。

2.括弧內的數值為t 值，\*\*\*表示達1%的顯著水準；\*\*表示達5%的顯著水準；\*表示達10%的顯著水準。

3.假說1的樣本為17,828，假說H4a的樣本為17,356，差額472是缺少公司治理評鑑結果的樣本。

4.對IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.089，此外對RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.096，故IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數及RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數都具顯著差異性。

再者，以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)。其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 沒有顯著為負(估計係數為 0.124，t 值為 0.34)，但前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 顯著為負(估計係數為

-0.527，t 值為-1.72)，且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.089)。因此支持假說 3a：「公司前期績效表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來績效表現間的負相關。」

除此之外，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)。其中公司治理較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 沒有顯著為負(估計係數為-0.704，t 值為-1.07)，但公司治理較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 顯著為負(估計係數為-0.497，t 值為-1.83)，且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.096)。因此支持假說 4a：「公司治理表現較差會強化獨立董事辭職與公司未來績效表現間的負相關。」

簡言之，當本研究將公司的財務績效表現代理變數由 ROE 改為 ROA 時，實證結果都相同，都是支持假說 1、假說 3a 及假說 4a。

## 2. 以當季季末那一日的異常報酬(AR)作為股價表現的代理變數

茲將第二項敏感性分析的實證結果列示於表 10。首先，由表 10 的數值可以觀察到模型 2 的獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數不具顯著性(估計係數為-0.022，t 值為-0.23)，因此支持假說 2：「獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。」

再者，本研究以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)。其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性(估計係數為 0.021，t 值為 0.16)，且前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性(估計係數為-0.009，t 值為-0.07)，且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.922)。因此不支持假說 3b：「公司前期財務績效表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」

除此之外，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)。其中公司治理較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性(估計係數為 0.065，t 值為 0.46)，且公司治理較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性(估計係數為-0.103，t 值為-0.77)，且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.488)。因此不支持假說 4b：「公司前期公司治理表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」

簡言之，本研究在第二項敏感性分析中將模型 2 的應變數由 CAR（當季季末那一日至季末後兩日的累積異常報酬）改為 AR（當季季末那一日的異常報酬），其實證結果依舊是支持本研究的假說 2，但不支持假說 3b 及假說 4b，顯示公告獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性，且不論公告公司的前期財務績效表現較差抑或是前期公司治理機制較差，都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。

表10 模型2的敏感性分析結果-將CAR改為AR

變數	原始模型 2	以前一期產業 ROA 的中位數區分(IROA)		以前一年公司治理評鑑結果區分(RANK)	
		低於中位數 (IROA=0)	高於中位數 (IROA=1)	排名後 50% (RANK=0)	排名前 50% (RANK=1)
Intercept	-746.054 (-27.05)***	-1,527.944 (-37.34)***	2.425 (0.07)	360.010 (5.54)***	-749.021 (-18.29)***
RESIAN	-0.022 (-0.23)	-0.009 (-0.07)	0.021 (0.16)	-0.103 (-0.77)	0.065 (0.46)
ROE	0.008 (6.25)***	-0.022 (-9.63)***	0.007 (3.23)***	0.000 (-0.01)	0.015 (6.95)***
RDRATIO	0.001 (1.30)	0.001 (1.25)	0.001 (0.52)	0.000 (0.21)	0.003 (2.34)**
LEV	-0.003 (-3.94)***	-0.002 (-2.01)**	-0.001 (-0.89)	-0.000 (-0.28)	-0.004 (-3.62)***
OI	-0.000 (-2.15)**	-0.000 (-0.60)	-0.000 (-1.99)**	-0.000 (-1.79)*	-0.000 (-0.27)
LNASSET	0.029 (2.10)**	0.066 (3.27)***	0.031 (1.82)*	0.000 (1.01)	0.034 (1.68)*
BM	-0.021 (-2.74)***	-0.205 (-5.34)***	-0.106 (-2.52)***	-0.003 (-2.06)**	0.027 (2.63)**
PRICE	-0.001 (-1.97)**	-0.001 (-1.05)	-0.001 (-1.73)*	0.001 (0.42)	-0.001 (-1.50)
DUALITY	0.006 (0.27)	0.013 (0.38)	-0.014 (-0.50)	-0.008 (-0.23)	0.018 (0.49)
D	0.011 (2.39)**	0.046 (2.15)**	0.031 (1.95)*	0.039 (1.00)	0.026 (2.62)***
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES
AdjR <sup>2</sup>	0.044	0.149	0.003	0.004	0.048
F 值	68.11	131.74	2.85	2.89	34.23
Pr > F	< 0.0001	< 0.0001	0.0007	0.0006	< 0.0001
N	17,534	8,948	8,586	8,536	8,535

1.變數定義請見表4。

2.括弧內的數值為t 值，\*\*\*表示達1%的顯著水準；\*\*表示達5%的顯著水準；\*表示達10%的顯著水準。

3.假說2的樣本為17,534，假說H4b的樣本為17,071，差額463是缺少公司治理評鑑結果的樣本。

4.對IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.922，此外對RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數進行檢定，Prob > chi2 = 0.488，故IROA=0及IROA=1兩群樣本的RESIAN係數及RANK=0及RANK=1兩群樣本的RESIAN係數都不具顯著差異性。

### 三、內生性議題分析

因為本研究的假說係探討獨立董事辭職與公司未來財務績效表現及未來股價表現的關聯性，所以應變數是：公司未來財務績效表現及未來股價表現，而自變數是：獨立董事辭職公告事件，因為應變數是未來的數值所以不會反過來影響自變數（獨立董事辭職公告事件），亦即公司未來財務績效表現及未來股價表現不會反過來影響當期的獨立董事是否辭職公告，因此本研究不存在 Reverse Causality 的關係，因此本研究在內生性議題中不探討 Reverse Causality 的內生性問題。

然而，本文的模型 1 及模型 2 卻依舊可能會發生下列兩項內生性問題，分別為：(1) 遺漏變數，例如：遺漏會影響獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)，或影響股東權益報酬率(ROE)，或影響累積異常報酬(CAR)的變數；(2) 獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)與股東權益報酬率(ROE)，及獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)與累積異常報酬(CAR)間互為關連性的內生性問題。而本研究針對前述兩項內生性議題，分別以固定效果模型(Fixed Effect Model)來重新進行模型 1 及模型 2 的實證研究，以去除會同時影響獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)、股東權益報酬率(ROE)及累積異常報酬(CAR)，但又不隨時間變化的因素(Conyon, and He, 2011; Zhang et al., 2014)。除此之外，再以動態時間序列資料分析方法(Dynamic Panel Data Analysis)來重新進行模型 1 及模型 2 的實證研究，以去除會同時影響獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)、股東權益報酬率(ROE)及累積異常報酬(CAR)，但又隨時間變化的因素(Blundell and Bond, 1998; Roodman, 2009; Aslan and Kumar, 2012; Zhang et al., 2014)。

本研究以固定效果模型(Fixed Effect Model)及動態時間序列資料分析方法(Dynamic Panel Data Analysis)所得的實證結果和正文相同。首先，由固定效果模型(Fixed Effect Model)所得到的模型 1 的獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數顯著為負（估計係數為-3.007，t 值為-3.56），因此支持假說 1。再者，本研究將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)，其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 沒有顯著為負（估計係數為-0.402，t 值為-0.45），但前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 顯著為負（估計係數為-4.532，t 值為-3.35），且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.043)，因此支持假說 3a。除此之外，本研究再將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)，其中公司治理較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 沒有顯著為負（估計係數為-1.011，t 值為-0.88），但公司治理較不完善的公司

(RANK=0)的 RESIAN 顯著為負 (估計係數為-4.409, t 值為-3.55), 且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.039)。因此支持假說 4a。

另一方面, 模型 2 的獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數不具顯著性 (估計係數為-0.003, t 值為-0.03), 因此支持假說 2。本研究再將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0), 其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性 (估計係數為-0.085, t 值為-0.71), 且前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性 (估計係數為 0.065, t 值為 0.60), 且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.989)。因此不支持假說 3b。除此之外, 本研究再將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理機制較不完善的公司(RANK=0), 其中公司治理機制較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性 (估計係數為-0.053, t 值為-0.45), 且公司治理機制較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性 (估計係數為 0.017, t 值為 0.23), 且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.812)。因此不支持假說 4b。

接續本研究以動態時間序列資料分析方法(Dynamic Panel Data Analysis)所得的實證結果也和正文相同, 說明如下: (1) 支持假說 1, 因為模型 1 的 RESIAN 的估計係數顯著為負, 其中估計係數為-2.034, t 值為-3.90; (2) 支持假說 2, 因為模型 2 的 RESIAN 的估計係數不具顯著性, 其中估計係數為-0.005, t 值為-0.07; (3) 支持假說 3a, 因為前期績效表現較好的公司的 RESIAN 沒有顯著為負, 其中估計係數為-0.391, t 值為-0.34, 但前期績效表現較差的公司的 RESIAN 顯著為負, 其中估計係數為-2.855, t 值為-4.02, 且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.038); (4) 支持假說 4a, 因為公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 沒有顯著為負, 其中估計係數為-1.008, t 值為-0.882, 但公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 顯著為負, 其中估計係數為-4.306, t 值為-3.42, 且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.041)。然而, 動態時間序列資料分析方法(Dynamic Panel Data Analysis)的實證結果仍舊不支持假說 3b(因為前期績效表現較好的公司的 RESIAN 的估計係數不具顯著性, 其估計係數為-0.084, t 值為-0.71, 且前期績效表現較差的公司的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性, 其估計係數為 0.058, t 值為 0.64, 且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.904)), 也不支持假說 4b (因為公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 的估計係數不具顯著性, 其估計係數為-0.056, t 值為-0.34, 且公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性, 其估計係數為 0.011, t 值為 0.15, 且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.803))。

#### 四、穩健性測試(Robustness check)

本研究共進行五項穩健性測試，分別為：(1) 將樣本分為第一次發生獨立董事辭職、發生多次獨立董事辭職及沒有發生獨立董事辭職三群樣本，然後再重新檢測獨立董事辭職後，公司後續的財務績效及股價反應；(2) 將樣本依季節分四季探討財務績效可能出現的季節效應；(3) 以模型 2 中實際發生獨立董事辭職的公司為樣本，重新檢測假說 2；(4) 實際發生獨立董事辭職樣本之 ROE、ROA、CAR、AR 的辭職前後期 t 檢定；(5) 以配對後樣本重新進行本研究假說檢定。茲說明如下。

(一) 將樣本分為第一次發生獨立董事辭職、發生多次獨立董事辭職及沒有發生獨立董事辭職三群樣本

Huang and Chan (2018) 探討「第一次」發生獨立董事辭職事件的後續績效反應，而本研究探討所有次數獨立董事辭職事件的後續績效反應，因此本研究的正文實證結果可以補充 Huang and Chan (2018) 僅探討「第一次」發生獨立董事辭職事件的後續績效反應的不足。除此之外，本研究若在第一項穩健性測試中，將樣本再區分為第一次發生獨立董事辭職與發生多次獨立董事辭職兩群樣本，則可以更清楚觀察到第一次發生獨立董事辭職與發生多次獨立董事辭職的後續績效與股價反應的不同。簡言之，本研究在第一項穩健性測試中，將模型 1 及模型 2 的樣本分為三群：(1) 只發生一次獨立董事辭職事件的樣本，稱為 A 組樣本；(2) 發生多次獨立董事辭職事件的樣本，稱為 B 組樣本；(3) 沒有發生獨立董事辭職事件的樣本，稱為 C 組樣本，然後進行 t 檢定。

由表 11 可發現，模型 1 中只發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）的家數是 186 家，而發生多次獨立董事辭職事件的樣本（B 組樣本）的家數是 73 家。其中只發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）其 ROE 的平均值為 3.175，而沒有發生獨立董事辭職事件的樣本（C 組樣本），其 ROE 的平均值為 3.093，兩者間不具顯著差異性 ( $t$ -statistic = 0.08;  $p$ -value = 0.935)。然而，發生多次獨立董事辭職事件的樣本（B 組樣本）其 ROE 的平均值為 -9.754，其 ROE 顯著低於沒有發生獨立董事辭職事件的樣本（C 組樣本），t 檢定的  $t$ -statistic = -7.94，且  $p$ -value < 0.0001。除此之外，發生多次獨立董事辭職事件的樣本（B 組樣本）的 ROE 也顯著低於只發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）的 ROE ( $t$ -statistic = -4.67;  $p$ -value < 0.0001)。彙總前述討論，本研究若依循 Huang and Chan (2018) 的研究設計，僅探討「第一次」發生獨立董事辭職事件的後續績效反應，則會造成實證結果的偏誤，因為就只有發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）其 ROE 並沒有顯著低於沒有發生獨立董

事辭職事件的樣本 (C 組樣本)，然而若將樣本擴充至發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本)，則會發現所有有發生獨立董事辭職事件的樣本的 ROE 是顯著低於沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 ( $t$ - statistic = -4.12;  $p$ -value < 0.0001)<sup>14</sup>，故本研究實證設計探討所有發生獨立董事辭職事件的樣本公司，具有增額研究貢獻，可以補充 Huang and Chan (2018) 實證設計之不足。

表 11 第一項穩健性測試-ROE 的  $t$  檢定

Panel A: 只發生一次獨立董事辭職事件的樣本與沒有發生獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ - statistic	$p$ -value
A (發生一次辭職)	3.175	0.933	186		
C (沒有發生辭職)	3.093	0.103	17,569		
<b>Differences</b>	<b>0.082</b>	<b>1.008</b>		<b>0.08</b>	<b>0.935</b>
Panel B: 發生多次獨立董事辭職事件的樣本與沒有發生獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ - statistic	$p$ -value
B (發生多次辭職)	-9.754	3.732	73		
C (沒有發生辭職)	3.093	0.103	17,569		
<b>Differences</b>	<b>-12.847</b>	<b>1.619</b>		<b>-7.94</b>	<b>&lt; 0.0001***</b>
Panel C: 只發生一次獨立董事辭職事件的樣本與發生多次獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ - statistic	$p$ -value
A (發生一次辭職)	3.175	0.933	186		
B (發生多次辭職)	-9.754	3.732	73		
<b>Differences</b>	<b>12.929</b>	<b>2.767</b>		<b>4.67</b>	<b>&lt; 0.0001***</b>

1. A：只發生一次獨立董事辭職事件的樣本；B：發生多次獨立董事辭職事件的樣本；C：沒有發生獨立董事辭職事件的樣本。

2. \*\*\*表示達 1% 的顯著水準；\*\*表示達 5% 的顯著水準；\*表示達 10% 的顯著水準。

再者，藉由表 12 也可以發現，模型 2 中只發生一次獨立董事辭職事件的樣本 (A 組樣本) 的家數是 181 家，而發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本) 的家數是 72 家。此外，只發生一次獨立董事辭職事件的樣本 (A 組樣本) 及發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本) 都與沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 (C 組樣本) 不具有顯著差異性， $t$ - statistic 分別是 -1.38 ( $p$ -

<sup>14</sup> 請參閱表 3 的附註 2。

$value = 0.168$ )及 1.45 ( $p-value = 0.148$ )，換言之，本節的  $t$  檢定結果和迴歸分析所得出的實證結果一致，亦即支持獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。

表 12 第一項穩健性測試-CAR 的  $t$  檢定

Panel A: 只發生一次獨立董事辭職事件的樣本與沒有發生獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ -statistic	$p$ -value
A (發生一次辭職)	-0.037	0.133	181		
C (沒有發生辭職)	0.130	0.012	17,281		
<b>Differences</b>	<b>-0.167</b>	<b>0.121</b>		<b>-1.38</b>	<b>0.168</b>
Panel B: 發生多次獨立董事辭職事件的樣本與沒有發生獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ -statistic	$p$ -value
B (發生多次辭職)	0.407	0.288	72		
C (沒有發生辭職)	0.130	0.012	17,281		
<b>Differences</b>	<b>0.277</b>	<b>0.191</b>		<b>1.45</b>	<b>0.148</b>
Panel C: 只發生一次獨立董事辭職事件的樣本與發生多次獨立董事辭職事件的樣本的 $t$ 檢定					
Group	Mean	Standard Error	N	$t$ -statistic	$p$ -value
A (發生一次辭職)	-0.037	0.133	181		
B (發生多次辭職)	0.407	0.288	72		
<b>Differences</b>	<b>-0.444</b>	<b>0.279</b>		<b>-1.59</b>	<b>0.112</b>

A：只發生一次獨立董事辭職事件的樣本；B：發生多次獨立董事辭職事件的樣本；C：沒有發生獨立董事辭職事件的樣本。

最後，本研究也採迴歸分析方式將前述的測試再檢測過。首先，針對模型 1，本研究先將只發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）的 RESIAN 設為 1，而沒有發生獨立董事辭職事件的樣本（C 組樣本）的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數不具顯著性（估計係數為 0.088， $t$ -statistic = 0.20），再者，發生多次獨立董事辭職事件的樣本（B 組樣本）的 RESIAN 設為 1，而沒有發生獨立董事辭職事件的樣本（C 組樣本）的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數顯著為負（估計係數為 -9.21， $t$ -statistic = -3.74）。除此之外，再將發生多次獨立董事辭職事件的樣本（B 組樣本）的 RESIAN 設為 1，而只發生一次獨立董事辭職事件的樣本（A 組樣本）的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數顯著為負（估計係數為 -29.615， $t$ -statistic = -6.44）。前述迴歸結果

和  $t$  檢定一致，都可以發現只有發生一次獨立董事辭職事件的樣本(A 組樣本) 其 ROE 並沒有顯著低於沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 (C 組樣本)，然而若將樣本擴充至發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本)，則會發現該組樣本的 ROE 顯著低於只有發生一次獨立董事辭職事件的樣本(A 組樣本) 及沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 (C 組樣本)。

另一方面，本研究也依循前述步驟進行模型 2 的迴歸分析。首先，本研究將只發生一次獨立董事辭職事件的樣本 (A 組樣本) 的 RESIAN 設為 1，而沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 (C 組樣本) 的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數不具顯著性 (估計係數為 0.018， $t$ -statistic = 0.11)，再者，發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本) 的 RESIAN 設為 1，而沒有發生獨立董事辭職事件的樣本 (C 組樣本) 的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數仍不具顯著性 (估計係數為 1.210， $t$ -statistic = 1.32)。除此之外，再將發生多次獨立董事辭職事件的樣本 (B 組樣本) 的 RESIAN 設為 1，而只發生一次獨立董事辭職事件的樣本 (A 組樣本) 的 RESIAN 設為 0，此時 RESIAN 的估計係數也不具顯著性 (估計係數為 1.468， $t$ -statistic = 1.11)。前述迴歸結果和  $t$  檢定一致，都是顯示不論獨立董事是否辭職，抑或是辭職的次數多寡都與公司未來股價表現不具關聯性。

## (二) 將樣本依季節分為四季樣本

本文將研究樣本依據樣本所在期間分為四季樣本，並進一步探討財務績效可能出現的季節效應。本研究發現第二季和第四季的實證結果和正文相同，亦即 (1) 支持假說 1 (RESIAN 的估計係數的  $t$ -statistic 分別為 -2.57 及 -2.59)；(2) 支持假說 3a，因為前期績效表現較好的公司的 RESIAN 沒有顯著為負，但前期績效表現較差的公司的 RESIAN 顯著為負，且第二季和第四季的 RESIAN 估計係數具顯著差異性 (Prob > chi2 = 0.089 及 0.093)；(4) 支持假說 4a，因為公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 沒有顯著為負，但公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 顯著為負，且第二季和第四季的 RESIAN 估計係數具顯著差異性 (Prob > chi2 = 0.067 及 0.066)。除此之外，第一季的實證結果大部份都和正文相符，因為仍舊支持假說 1 及假說 3a，但不支持假說 4a。至於第三季的實證結果則和正文不一致，因為 RESIAN 都不具顯著性，因此不支持假說 1、假說 3a 及假說 4a。簡言之，四季實證結果僅有第三季結果和正文有顯著的差異。

## (三) 以模型 2 中實際發生獨立董事辭職的公司來重新檢測假說 2

本文在附註 5 中有說明，原始實證設計時，係以獨立董事的辭職日為事件日，並將沒有發生獨立董事辭職事件的公司的累積異常報酬(CAR)設為 0，然而在此種實證設計下，迴歸式會因為共線性問題而無法執行，因為模型 2 的總樣本為 17,534 筆，但有發生獨立董事辭職事件的樣本僅有 253 筆，沒有發生獨立董事辭職的樣本有 17,281 筆，會因為應變數幾乎為 0，而產生共線性問題。因此本版文稿的實證設計係將事件日定義為當季季末那一日，也就是 3 月 31 日、6 月 30 日、9 月 30 日及 12 月 31 日的其中一天。然而，本研究認為如果要檢測獨立董事辭職對於後續股價的反應應該還是以獨立董事的辭職公告日為事件日，並觀察後續短天期的股價反應會更合適，因此本研究在第三項穩健性測試中僅以模型 2 實際發生獨立董事辭職的公司為觀察樣本，並依循前述實證模型的設計將累積異常報酬(CAR)定義為  $0 \sim +2$ ，亦即本研究以模型 2 實際發生獨立董事辭職的公司為觀察樣本，並以獨立董事辭職公告日當天至後兩日的累積異常報酬作為公司未來股價反應的代理變數。實證結果顯示，以模型 2 中實際發生獨立董事辭職的 253 家公司為樣本，並以辭職公告日為事件日，其  $CAR(0 \sim +2)$  的平均值為 0.089，該數值不具顯著性，因為其  $t$ -statistic 為 -0.39，因此以模型 2 中實際發生獨立董事辭職的公司為樣本，並以獨立董事辭職公告日為事件日來重新檢測假說 2，其實證結果仍和正文相同，仍舊支持假說 2：獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。<sup>15</sup>

除此之外，本研究也參考過去文獻，如：Tai and Hwang (2020)，以同產業且規模最接近當配對標準，進行迴歸分析。實證結果發現獨立董事辭職公告虛擬變數(RESIAN)的估計係數不具顯著性(估計係數為 -0.062,  $t$  值為 -0.43)，因此仍舊支持假說 2：「獨立董事辭職與公司未來股價表現不具關聯性。」另一方面，本研究以前一季的產業資產報酬率中位數為分群標準，將樣本公司區分為前期績效表現較好的公司(IROA=1)及較差的公司(IROA=0)。其中前期績效表現較好的公司(IROA=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性(估計係數為 0.248,  $t$  值為 1.01)，且前期績效表現較差的公司(IROA=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性(估計係數為 -0.042,  $t$  值為 -0.27)，且兩個估計係數不具顯著差異性( $\text{Prob} > \chi^2 = 0.511$ )。因此不支持假說 3b：「公司前期財務績效表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」最後，本研究再以前一年的公司治理評鑑結果為分群標準，將樣本公司區分為前期公司治理機制較完善的公司(RANK=1)及公司治理較不完善的公司(RANK=0)。其中公司治理

---

<sup>15</sup> 本文亦以模型 2 中實際發生獨立董事辭職的 253 家公司為樣本，並以辭職公告日為事件日，其 AR 數值仍不具顯著性 ( $t$ -statistic = -0.21)。

較完善的公司(RANK=1)的 RESIAN 的估計係數不具顯著性(估計係數為 0.298,  $t$  值為 0.89), 且公司治理較不完善的公司(RANK=0)的 RESIAN 的估計係數也不具顯著性(估計係數為-0.021,  $t$  值為-0.18), 且兩個估計係數不具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.542)。因此不支持假說 4b: 「公司前期公司治理表現較差會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈負相關。」

#### (四) 實際發生獨立董事辭職樣本之 ROE、ROA、CAR、AR 的辭職前後期 $t$ 檢定

本研究以模型 1 及模型 2 中實際發生獨立董事辭職的 259 家及 253 家公司為樣本, 進行辭職前後 ROE、ROA、CAR(0~+2)、AR 的  $t$  檢定, 由實證數值可發現 ROE、ROA、CAR(0~+2)、AR 辭職前後不具顯著差異。其中, 模型 1 實際發生獨立董事辭職的 259 家公司辭職前的 ROE 及 ROA 為-0.434 及 1.226, 辭職後的 ROE 及 ROA 為-0.469 及 0.761, 顯示辭職後的 ROE 及 ROA 有減少, 然而因為  $t$ -statistic 分別為-0.02 及-0.64, 因此, 實際發生獨立董事辭職的公司其辭職前後的 ROE 及 ROA 在統計上並沒有顯著差異, 故就  $t$  檢定結果來說並不支持假說 1。然而需以迴歸分析的方式控制其他變數的影響, 才能更精確的檢測本文假說, 故本文作者在正文中進行迴歸分析。而從迴歸分析數值可發現, 實證結果係支持假說 1。

除此之外, 以模型 2 實際發生獨立董事辭職的 253 家公司為樣本, 可發現辭職前的 CAR(0~+2)及 AR 為 0.154 及 0.177, 辭職後的 CAR(0~+2)及 AR 為 0.089 及 0.176, 顯示辭職後的 CAR 有減少, 然而因為  $t$ -statistic 分別為-0.39 及 0, 因此, 實際發生獨立董事辭職的公司其辭職前後的 CAR(0~+2)及 AR 在統計上並不存在顯著差異, 故就  $t$  檢定結果來說支持假說 2, 然而如同前述, 本文需以迴歸分析的方式來控制其他變數的影響, 才能更精確的檢測本文假說, 而就正文迴歸結果來說, 實證結果是支持假說 2。

#### (五) 以配對後樣本重新進行本研究假說檢定

過去有很多文獻的配對方式都是採用同產業且規模最接近當配對標準, 例如: Tai and Hwang (2020), 故本研究以同產業且規模最接近當配對標準, 並重新進行本研究假說檢定。本項測試的所有實證模型的  $F$  值都大於 2, 且根據實證數值, 本項穩健性測試的結果和正文一致, 亦即 (1) 支持假說 1 (RESIAN 的估計係數為-1.255,  $t$ -statistic = -1.89); (2) 支持假說 3a, 因為前期績效表現較好的公司的 RESIAN 沒有顯著為負, 但前期績效表現較差的公司的 RESIAN 顯著為負, 且兩個估計係數具顯著差異性(Prob > chi2 = 0.091); (3) 支

持假說 4a，因為公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 沒有顯著為負，但公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 顯著為負，且兩個估計係數具顯著差異性 (Prob > chi2 = 0.067)。另一方面，實證結果不支持假說 2 (RESIAN 的估計係數為 -0.082,  $t$ -statistic = -0.49)，也不支持假說 3b，因為前期績效表現較好的公司及比較差的公司的 RESIAN 都不具顯著性，且兩個估計係數不具顯著差異性 (Prob > chi2 = 0.654)。除此之外，也不支持假說 4b，因為公司治理機制較完善的公司及較不完善的公司的 RESIAN 都不具顯著性，且兩個估計係數不具顯著差異性 (Prob > chi2 = 0.512)。簡言之，以配對後樣本重新進行假說檢定之實證結果和正文相同，都是支持假說 1、3a、4a，但不支持假說 2、3b、4b。

除此之外，Rosenbaum and Rubin(1983)建議學者可以藉由傾向分數配對法來讓實驗組和控制組在配對變項上相近或相等，也就是控制住會影響實證研究中推估因果關係的共變項(confounding covariates)，換言之，以傾向分數進行配對是指，將所有配對變項簡化成一個預測每一樣本分派到實驗組的機率  $P(Z)$ ，而此機率即稱為傾向分數(propensity score)。簡言之，本研究進一步利用過去文獻來建構模型並進行傾向分數配對法，以彌補前述傳統配對法不足之處。

本研究參考過去文獻，如：Berle and Means (1932)、Jensen and Meckling (1976)、Fama (1980)、Salancik and Pfeffer (1980)、Jensen and Ruback (1983)、Mizruchi (1983)、Brickley *et al.* (1988)、Fich and Shivdasani (2006)，而以(1) 企業過去績效；(2) 董事會股權；(3) 外部法人機構股權；以及(4) 控制權與現金流量權偏離程度等四個構面來評估獨立董事離職率，而這四個構面分別以(1) 前一期的資產報酬率；(2) 董事會總持股百分比；(3) 外資、投信、自營商總持股百分比；及(4) 控制權與現金流量權偏離差作為代理變數。最後，本研究仍在模型中新增上市櫃別(D)、年度別(YEAR)及產業別(INDUSTRY)這三項虛擬變數來控制上市櫃、年度、產業不同對於獨立董事離職率之影響。除此之外，在計算傾向分數時，本研究採用 Probit 模型分析方式，本研究將此模型稱為模型(3)，茲將模型(3)列示如下。

$$\text{RESIAN}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ROA}_{t-1} + \beta_2 \text{BOARD}_t + \beta_3 \text{INSTITUTION}_t + \beta_4 \text{SEP}_t + \beta_5 \text{D}_t + \beta_6 \sum \text{YEAR}_t + \beta_7 \sum \text{INDUSTRY}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中

RESIAN = 若公司有發生獨立董事辭職公告事件，則設為 1，否則設為 0。

ROA = 資產報酬率，稅前息前淨利/平均總資產。

BOARD = 董事會總持股百分比。

INSTITUTION = 外資、投信、自營商總持股百分比。

SEP = 控制權與現金流量權偏離差。

D = 上市櫃別虛擬變數。上市公司設為 1，上櫃公司設為 0。

YEAR = 年度別虛擬變數。

INDUSTRY = 產業別虛擬變數。

t = 本文研究期間為 2016 年至 2018 年，共 12 季。

$\beta_i$  = 模型係數，其中  $i=1\sim 7$ 。

$\varepsilon_t$  = 模型殘差項。

由實證數值可發現，以傾向分數配對法配對後樣本重新進行假說檢定之實證結果和正文相同，仍舊是支持假說 1、3a、4a，但不支持假說 2、3b、4b。首先，模型 1 的部分仍舊支持假說 1 ( $t$ - statistic = -1.98)；支持假說 3a (前期績效表現較好的公司的 RESIAN 沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = 0.31))，但前期績效表現較差的 RESIAN 顯著為負 ( $t$ - statistic = -1.89)，且兩個估計係數具顯著差異性 ( $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0.089$ )；支持假說 4a (公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = -0.51))，但公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 顯著為負 ( $t$ - statistic = -1.78)，且兩個估計係數具顯著差異性 ( $\text{Prob} > \text{chi}^2 = 0.096$ )。再者，假說 2 的部分仍舊不支持假說 2 ( $t$ - statistic = 0.89)，也不支持假說 3b (前期績效表現較好的公司的 RESIAN 沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = 0.77))，且前期績效表現較差的公司的 RESIAN 也沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = 0.56))，也不支持假說 4b (公司治理機制較完善的公司的 RESIAN 沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = 1.01))，且公司治理機制較不完善的公司的 RESIAN 也沒有顯著為負 ( $t$ - statistic = -0.55))。

## 伍、結論與建議

本研究以 2016 年至 2018 年的上市櫃公司為研究樣本，本研究欲藉由實證方式來探討：「獨立董事辭職與未來財務績效表現及股價表現之間的關聯性」，亦即探討獨立董事辭職是否確實如同重訊中公告的理由一樣，僅是因為獨立董事個人因素考量而辭職，還是其實獨立董事辭職該項事件，意味著公司未來財務績效表現將變差？抑或是公司股價將下跌？本文並進一步探討公司前期財務績效表現及公司治理表現對於獨立董事辭職與公司未來財務績效及股價間

的關聯性的調節效果。

本文實證結果發現：「獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間存在負向關聯；然而，獨立董事辭職卻和公司未來股價不具關聯性。再者，公司前期財務績效表現及前期公司治理表現較差可以強化獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間的負相關；然而，公司前期財務績效表現及前期公司治理表現較差都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現間趨向負相關」。

本文對於學術文獻有下列三項貢獻。第一、公司治理的文獻，例如：Bar-Hava et al. (2021)都提到獨立董事較不具有私心，且獨立董事的獨立性特質可以增加董事會的監督效能；然而，本文實證結果卻發現即使是獨立董事也會因為自我的利益，而美化辭職的理由，因為本文發現：不論是以 ROE 或以 ROA 來衡量公司的財務績效表現，獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間都存在負向關聯。所以獨立董事真正辭職的理由可能是公司未來績效表現較差，而非個人因素考量，前述發現可以補充台灣獨立董事獨立性相關文獻的不足。而此項發現也和台灣某些案例相符，例如：經營飯店業的富驛-KY(2724)，2017 年 1 月及 3 月初，獨立董事楊政憲、郭土木先後辭去職務，辭職當下富驛-KY(2724)負債比高達 90.59%，每股淨值僅剩 6.78 元，距離打入全額交割已不遠，且後續 2017 年 11 月公布的前三季經會計師核閱後財報顯示，營業淨損 1 億 2367 萬 2000 元，營益率-22.24%，稅前虧損 1 億 3918 萬 4000 元，本期淨損 1 億 4511 萬 1000 元，合併稅後虧損 1 億 4511 萬 1000 元，EPS-2.49 元，故台灣實務上確實可發現獨立董事辭職和未來績效表現較差相關的案例。第二、回顧台灣獨立董事辭職相關研究，過去僅有數篇國內碩士論文，而以台灣獨立董事辭職資料為樣本而刊登在國外期刊的也僅有 Huang and Chan (2018)這篇研究，然而，Huang and Chan (2018)的研究對象、研究期間與研究議題都和本文不同，因此本文實證發現可以補充台灣獨立董事辭職研究的不足。第三、本文以訊號假說 (Signaling hypothesis)，來推論公司前期財務績效表現及前期公司治理機制對於獨立董事辭職與公司未來股價間的關聯性的調節效果。本文發現公司前期財務績效表現較差抑或是前期公司治理表現較差都不會驅使獨立董事辭職與公司未來股價表現呈現負相關，故本文實證結果可以補充訊號假說 (Signaling hypothesis)相關文獻的不足，此為本研究最後一項學術貢獻。

本研究對於實務界貢獻有下列兩點：(1) 台灣政府為強化台灣上市櫃公司的公司治理機制而引進獨立董事制度，目前規範所有上市櫃公司依法都必須設有二人以上的獨立董事。此一獨立董事制度施行以來，為上市櫃公司引入不少專業人士加入經營，大幅提升了公司董事會的獨立性與專業性。然而，本文作

者檢視研究期間的獨立董事辭職理由<sup>16</sup>，發現大部分獨立董事辭職理由都是以個人因素、業務繁忙等較中性的理由辭職，然而本文實證結果卻發現獨立董事辭職與公司未來財務績效表現間存在負向關聯，因此主管機關應正視獨立董事可能美化辭職理由這個議題。(2) 台灣股市以散戶投資人為大宗，而散戶投資人所擁有的內部資訊較少，再加上幾乎所有公司的獨立董事辭職，都是公告中性的辭職理由，例如：個人因素、業務繁忙等，因此散戶投資人僅能看到一些中性的辭職理由字眼，並無從得知獨立董事真正辭職的理由，因此本研究實證結果發現獨立董事辭職和公司未來股價表現並沒有關聯性。亦即由本研究結論可發現因為散戶投資人較沒有能力判斷中性辭職理由的真偽，因此無法對獨立董事辭職公告這個事件給予負向的股價反應。更甚者，即使給予投資人增額的資訊-公司前期財務績效表現較差，抑或是公司前期公司治理表現較差，都沒辦法讓台灣股市的散戶投資人看穿中性辭職理由可能是一個美化過的理由。因此本文提出一個較嚴肅的議題：「台灣散戶投資人的內部資訊量是不足的。」因此散戶投資人可以藉由本篇文章瞭解到獨立董事辭職的真正理由可能並非是公告的個人因素考量但和公司未來績效無關的中性辭職理由，而是因為公司未來財務績效表現有較高的機率是會變差的，所以獨立董事選擇離職；另一方面，台灣的金融主管機關也可以透過本文的實證結果而瞭解到台灣散戶投資人可能沒有能力看穿獨立董事辭職的真正理由，因此主管機關應要求公司揭露更多內部資訊，抑或是教育散戶投資人，讓散戶投資人的資訊判讀能力增加。

本研究提出四項研究建議：(1) 參酌國內相關研究，例如：吳幸蓁與李語軒 (2021)將獨立董事再細分為學者獨立董事及女性獨立董事，此外，林佑臻 (2020)也將獨立董事再細分為具財務或會計專長之獨立董事與女性獨立董事。因此本研究建議後續學者可以先將獨立董事進行不同特質的細分，然後再進行本文的研究議題。(2) 本研究探討前期財務績效表現及前期公司治理表現的調節效果，後續研究可以進行其他變數的調節效果，例如：產業別、四大非四大會計師事務所查核、公司生命週期等。(3) 本文研究主旨是在探討獨立董事辭職與公司未來財務績效及股價之關聯，並沒有將樣本分為一次辭職或多次辭職，然後再去發展假說，並進行實證測試，因此本研究建議後續學者可以將樣本分為不同的獨立董事辭職次數，然後再探討獨立董事辭職次數是否會影響獨立董事辭職與公司未來財務績效及股價之關聯。(4) 本文作者建議後續學者可以參照Fahlenbrach et al. (2017)的構建投資組合的方式，來延伸本研究。

另一方面，本文的研究限制有下列兩項：(1) 本文僅能透過年報上的揭露，

---

<sup>16</sup> 研究期間的獨立董事辭職理由請參閱附錄。

獲取實證研究的相關數據，故若樣本公司實際數據和年報上所揭露者不同，則本文無從判別。(2) 本研究將公司在重訊系統中的公告日作為獨立董事辭職公告的事件日，然而，若公告公司已經提前洩漏獨立董事辭職事實，才在重訊系統中公告，亦即重訊系統中的公告日期並非真正的事件公告日，本研究並沒有能力判別。

## 參考文獻

- 王哲綸，2012，〈台灣上市企業獨立董事離職率之探討〉，長榮大學經營管理研究所未出版碩士論文。
- 吳幸蓁與李語軒，2021，〈學者或女性獨立董事的價值：來自離職事件的證據〉，《會計審計論叢》，第11卷(2期)：113-165頁。
- 林佑臻，2020，〈獨立董事異常離職之資訊性〉，國立政治大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 許正縞，2019，〈離職獨立董事特質與實質盈餘管理之關聯性〉，國立臺灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 葉銀華與邱顯比，1996，〈資本結構，股權結構與公司價值關聯性之實證研究：代理成本理論〉，《臺大管理論叢》，第7卷(2期)：57-89頁。
- 戴怡蕙、曾智揚與柯承恩，2015，〈內部董事超額薪酬和公司未來績效：隱性合約觀點之實證研究〉，《臺大管理論叢》，第25卷(2期)：149-180頁。
- 戴怡蕙，2017，〈股份控制權和盈餘分配權的偏離程度會影響以績效為基準的考核制度誘因效果嗎？〉，《會計評論》，第65期：1-43頁。
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. 2006. The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance* 61(1): 259-299.
- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. 2009. High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence. *Journal of Financial Economics* 91(1): 1-23.
- Aslan, H., and P. Kumar. 2012. Strategic ownership structure and the cost of debt. *The Review of Financial Studies* 25(7): 2257-2299.
- Asthana, S., and S. Balsam. 2009. Determinants of outside director turnover. Working paper, San Antonio, TX: University of Texas.

- Azeez, A. A. 2015. Corporate governance and firm performance: Evidence from Sri Lanka. *Journal of Finance and Bank Management* 3(1): 180-189.
- Bai, C. E., Q. Liu, J. Lu, F. M. Song, and J. Zhang. 2006. An empirical study on corporate governance and market valuation in China, *Frontiers of Economics in China* 1(1): 83-111.
- Bar-Hava, K., S. Huang, B. Segaland, and D. Segal. 2021. Do independent directors tell the truth, the whole truth, and nothing but the truth when they resign? *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 36(1): 3-29.
- Berle, A., and G. Means. 1932. *The modern corporation and private property*. MacMillan, New York, N.Y
- Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther. 2010. 'The financial reporting environment: Review of the recent literature. *Journal of Accounting and Economics* 50(2-3): 296-343.
- Billings, B. K. 1999. Revisiting the relation between the default risk of debt and the earnings response coefficient. *The Accounting Review* 74(4): 509-522.
- Black, B. S., A. G. De Carvalho, and É. Gorga. 2012. What matters and for which firms for corporate governance in emerging markets? Evidence from Brazil (and other BRIK countries). *Journal of Corporate Finance* 18(4): 934-952.
- Blanchard, O. J., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 1994. 'What do firms do with cash windfalls? *Journal of Financial Economics* 36(3): 337-360.
- Blundell, R., and S. Bond. 1998. 'Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.
- Brenner, M. 1979. The sensitivity of the efficient market hypothesis to alternative specifications of the market model. *The Journal of Finance* 34(4): 915-929.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith Jr. 1988. Ownership structure and voting on antitakeover amendments. *Journal of Financial Economics* 20 (1,2): 267-321.
- Brochet, F., and S. Srinivasan. 2014. Accountability of independent directors: Evidence from firms subject to securities litigation. *Journal of Financial*

*Economics* 111(2): 430-449.

Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. 'Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24(1): 99-126.

Bushman, R. M., and J. D. Piotroski. 2006. Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics* 42: 107-148.

Chen, H. H., Y. C. Chen, and S. R. Cheng. 2006. A study of applying time series model to test the weak form efficiency of Taiwan stock market. *Journal of Management Science & Statistical Decision* 3(4): 8-17.

Chen, T., J. Harford, and C. Lin. 2015. Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments. *Journal of financial Economics* 115(2): 383-410.

Collins, D. W., and P. Hribar. 2000. Earnings-based and accrual-based market anomalies: One effect or two? *Journal of Accounting and Economics* 29(1): 101-123.

Collins, D. W., and S. P. Kothari. 1989. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11(2-3): 143-181.

Conyon, M. J., and L. He. 2011. Executive compensation and corporate governance in China. *Journal of Corporate Finance* 17(4): 1158-1175.

Coombes, P., and M. Watson. 2000. Three surveys on corporate governance. *The McKinsey Quarterly* 4: 74-77.

Core, J. E., R. W. Holthausen, and D. F. Larcker. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 51(3): 371-406.

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.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1996. Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research* 13(1): 1-36.

- Englich, B., T. Mussweiler, and F. Strack. 2006. Playing dice with criminal sentences: The influence of irrelevant anchors on experts' judicial decision making. *Personality and Social Psychology Bulletin* 32(2): 188-200.
- Epley, N., and T. Gilovich. 2006. The anchoring-and-adjustment heuristic: Why the adjustments are insufficient. *Psychological Science* 17(4): 311-18.
- Fahlenbrach, R., A. Low, and R. M. Stulz. 2010. Why do firms appoint CEOs as outside directors? *Journal of Financial Economics* 97(1): 12-32.
- Fahlenbrach, R., A. Low, and R. M. Stulz. 2017. Do independent director departures predict future bad events? *Review of Financial Studies* 30(7): 2313-2358.
- Fama, E. F. 1970. Efficient capital market: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25(2): 383-417.
- Fama, E. F. 1980. Agency problems and the theory of the firm. *Journal of Political Economy* 88(2): 288-307.
- Fama, E. F., and K. R. French. 1992. The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 47(2): 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French. 2015. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics* 116(1): 1-22.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *The Journal of Law and Economics* 26(2): 301-325.
- Fich, E. M., and A. Shivdasani. 2006. Are busy boards effective monitors? *Journal of Finance* 61: 689-724.
- Fich, E. M., and A. Shivdasani. 2007. Financial fraud, director reputation, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics* 86(2): 306-336.
- Gaver, J. J., K. M. Gaver, and J. R. Austin. 1995. Additional evidence on bonus plans and income management. *Journal of Accounting and Economics* 19(1): 3-28.
- Givoly, D., and D. Palmon. 1982. Timeliness of annual earnings announcements: Some empirical evidence. *Accounting Review* 486-508.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick. 2003. Corporate governance and equity

- prices. *The Quarterly Journal of Economics* 118(1): 107-156.
- Grossman, S. J. 1981. The informational role of warranties and private disclosure about product quality. *The Journal of Law and Economics* 24(3): 461-483.
- Gul, F. A., and J. S. L. Tsui. 1997. A test of the free cash flow and debt monitoring hypotheses: Evidence from audit pricing. *Journal of Accounting and Economics* 24(2): 219-237.
- Gupta, M., and L. P. Fields. 2009. Board independence and corporate governance: Evidence from director resignations. *Journal of Business Finance & Accounting* 36(1-2): 161-184.
- Hakansson, N. H. 1997. Interim disclosure and public forecasts: An economic analysis and a framework for choice. *The Accounting Review* 396-426.
- Han, K. C., and D. Y. Suk. 1998. Insider ownership and signals: Evidence from stock split announcement effects. *Financial Review* 33(2): 1-18.
- Han, S. H., M. Kim, D. H. Lee, and S. Lee. 2014. Information asymmetry, corporate governance, and shareholder wealth: Evidence from unfaithful disclosures of Korean listed firms. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 43(5): 690-720.
- Hou, K., and R. K. Loh. 2016. 'Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle? *Journal of Financial Economics* 121(1): 167-194.
- Hsiao, W. C., H. M. Yen, C. L. Hsieh, and D. J. Jhou. 2014. The study of announcement effects of M&A and spinoffs in Taiwan listed and OTC electronic firms. *Management Information Computing* 3: 292-303.
- Huang, H. H., and C. Y. Chan. 2018. Firms' performance following the initial resignation of independent directors: Evidence from Taiwan. *Asia Pacific Business Review* 24(5): 714-729.
- Huang, S. Y., C. T. Lu, C. C. Lin, and L. C. Lin. 2010. The influence of CPA's issuance of a going concern audit opinion on financial reporting time. *Journal of Contemporary Accounting* 11: 79-114.
- Ittner, C. D., and D. F. Larcker. 1998. Innovations in performance measurement: Trends and research implications. *Journal of Management Accounting Research*

10: 205.

- Jensen, M. C., and R. S. Ruback. 1983. The market for corporate control: The scientific evidence. *Journal of Financial Economics* 11(1): 5-50.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3: 305-360.
- Jones, R., and A. J. Murrell. 2001. Signaling positive corporate social performance: An event study of family-friendly firms. *Business & Society* 40(1): 59-78.
- Kahneman, D., and A. Tversky. 1973. On the psychology of prediction. *Psychological Review* 80(4): 237-251.
- Kaustia, M., E. Alho, and V. Puttonen. 2008. How much does expertise reduce behavioral biases? The case of anchoring effects in stock return estimate. *Financial Management* 37(3): 391-411.
- Kim, S. I., J. H. Byun, and H. J. Shin. 2018. Largest shareholder ownership and downward real-activity earnings management in Korean seasoned equity offerings firms. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 47(4): 546-570.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Schleifer. 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54: 471-517.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Schleifer, and R. W. Vishny. 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy* 106: 1113-1155.
- Larcker, D. F., S. A. Richardson, and I. R. Tuna. 2007. Corporate governance, accounting outcomes, and organizational performance. *The Accounting Review* 82(4): 963-1008.
- Lev, B. 1988. Toward a theory of equitable and efficient accounting policy. *Accounting Review* 1-22.
- Lin, Y. C., S. Y. Huang, Y. C. Sin, and C. C. Shih. 2007. Determinants of the timeliness of corporate semi-annual reports, *Journal of Contemporary Accounting* 8(1): 85-112.
- Linn, S. C., and D. Park. 2005. Outside director compensation policy and the

- investment opportunity set. *Journal of Corporate Finance* 11(4): 680-715.
- Lorsch, J. L., and E. M. MacIver. 1989. *Pawns or potentates? The reality of America's corporate boards*. Boston: Harvard Business School Press.
- Marshall, C. D. 2010. Are dissenting directors rewarded? Working Paper, Indiana University.
- Masulis, R. W., and S. Mobbs. 2014. Independent director incentives: Where do talented directors spend their limited time and energy? *Journal of Financial Economics* 11(2): 406-429.
- Mehran, H. 1995. Executive compensation structure, ownership, and firm performance. *Journal of Financial Economics* 38(2): 163-184.
- Mizruchi, M. S. 1983. Who control whom? An examination of the relation between management and boards of directors in large American corporations. *Academy of Management* 8: 426-435.
- Muslu, V., S. Radhakrishnan, K. R. Subramanyam, and D. Lim. 2015. 'Forward-looking MD&A disclosures and the information environment. *Management Science* 61(5): 931-948.
- Pearce, J. A., and S. A. Zahra. 1992. Board composition from a strategic contingency perspective. *Journal of Management Studies* 29(4): 411-438.
- Perry, T. 2000. Incentive compensation for independent directors and CEO turnover. Working paper, Bloomington, IN: Indiana University.
- Raad, E., and H. K. Wu. 1995. Insider trading effects on stock returns around open-market stock repurchase announcements: An empirical study. *Journal of Financial Research* 18(1): 45-57.
- Rechner, P. L. 1989. Corporate governance: Fact or fiction? *Business Horizons* 32(4): 11-16.
- Roodman, D. 2009. How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in stata. *The Stata Journal* 9(1): 86-136.
- Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70: 41-55.

- Ryan Jr, H. E., and R. A. Wiggins III. 2000. Differences in the compensation structures of the CEO and other senior managers. *The Journal of Business and Economic Studies* 6(2): 22.
- Salancik, G. R., and J. Pfeffer. 1980. Effects of ownership and performance on executive tenure in U.S. corporations. *Academy of Management Journal* 23(4): 635-664.
- Schellenger, M. H., D. D. Wood, and A. Tashakori. 1989. Board of director composition, shareholder wealth, and dividend policy. *Journal of Management* 15(3): 457-467.
- Schwert, G. W. 1981. Measuring the effects of regulation: Evidence from the capital markets. *Journal of Law and Economics* 24: 121-145.
- Sloan, R. G. 1996. 'Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *Accounting Review* 289-315.
- Steiner, T. L. 1996. A reexamination of the relationships between ownership structure, firm diversification, and Tobin's Q. *Quarterly Journal of Business and Economics* 39-48.
- Tai, Y. H., and N. C. R. Hwang. 2020. Market reactions to corporate governance ranking announcements: Evidence from Taiwan. *Abacus* 56(4): 627-648.
- Tai, Y. H. 2023. The relation between the corporate governance evaluation and abnormal returns: The role of company financial performance. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* 30(4): 1086-1103.
- Titman, S., and R. Wessels. 1988. The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance* 43(1): 1-19.
- Tversky, A., and D. Kahneman. 1974. Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *Science* 185: 1124-1130.
- Yermack, D. 2004. Remuneration, retention, and reputation incentives for outside directors. *The Journal of Finance* 59(5): 2281-2308.
- Yilmaz, C., and A. H. Buyuklu. 2016. Impacts of corporate governance on firm performance: Turkey case with a panel data analysis. *Eurasian Journal of*

*Economics and Finance* 4(1): 56-72.

Zhang, M., S. Gao, X. Guan, and F. Jiang. 2014. Controlling shareholder-manager collusion and tunneling: Evidence from China. *Corporate Governance: An International Review* 22(6): 440-459.

## 附錄

表A1 樣本期間發生獨立董事辭職事件的樣本特性

Panel A：每一季每個產業獨立董事辭職事件分佈

	2016年				2017年				2018年				合計
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	
01 水泥工業	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
02 食品工業	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	0	0	3
03 塑膠工業	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3
04 紡織工業	0	1	0	0	1	2	2	1	2	0	0	0	9
05 電機機械	2	3	2	1	3	0	2	1	2	2	0	2	20
06 電器電鑽	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2
08 玻璃陶瓷	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
09 造紙工業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
10 鋼鐵工業	2	0	1	0	2	1	1	0	1	2	1	0	11
11 橡膠工業	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
12 汽車工業	0	0	1	0	2	0	0	0	2	2	0	0	7
14 建材營造	1	0	1	1	3	0	0	2	2	4	1	2	17
15 航運	0	0	1	1	4	0	1	0	0	0	0	2	9
16 觀光	1	2	0	0	3	0	0	0	0	1	1	0	8
17 金融	1	2	1	0	2	0	0	0	0	1	0	0	7
18 貿易百貨	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	2
20 其他	1	1	2	2	2	1	3	4	4	4	7	4	35
21 化學工業	0	0	3	0	1	0	0	0	0	0	2	1	7
22 生技醫療	2	1	1	1	2	2	1	0	3	2	4	4	23
23 油電燃氣	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	2
24 半導體業	1	1	1	1	3	1	0	2	2	2	2	0	16
25 電腦及周邊設備業	1	1	1	1	5	0	4	0	1	1	1	1	17
26 光電業	1	4	4	3	0	1	1	1	2	1	3	1	22
27 通訊網路業	1	4	2	1	3	0	1	0	3	2	3	0	20
28 電子零組件	4	3	3	2	2	3	3	0	3	2	3	1	29
29 電子通路業	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	0	2	7
30 資訊服務業	1	0	0	0	1	1	0	0	1	1	0	0	5
31 其他電子業	2	3	1	3	2	0	0	1	2	1	1	2	18
32 文化創意業	0	1	0	1	1	0	1	1	0	0	0	0	5
34 電子商務	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	2
總計	22	29	29	20	45	12	22	14	34	30	30	23	310

因為有遺漏變數的問題，因此模型1僅使用310筆樣本中的259筆樣本，而模型2則使用310筆樣本中的253筆樣本。

**Panel B：獨立董事辭職次數和家數分佈**

	獨立董事辭職次數						
	一次	二次	三次	四次	五次	六次	七次
家數	216	35	3	2	0	0	1

**Panel C：公司治理排名和獨立董事辭職原因分佈**

獨立董事辭職原因	排名							
	A	B	C	D	E	F	G	無排名
未就任	1	0	0	0	0	0	0	0
未說明原因，僅列示辭職	0	1	6	5	6	3	9	3
生涯規劃	4	9	4	8	11	2	10	7
考量任職單位規定與利害關係人條款	0	1	0	0	0	0	0	0
業務繁忙	1	7	7	5	12	8	21	29
股權交易達已發行總額5%以上	0	0	0	0	0	0	1	0
個人因素	14	9	15	7	5	10	21	8
退休	0	0	0	0	1	0	0	0
健康因素	0	3	0	0	1	3	2	5
擔任公職	2	1	0	1	4	2	1	0
擔任系主任或校長	1	0	2	0	0	1	1	0
擔任學校行政職務	0	0	0	0	0	1	0	1
轉任他公司其他職務	1	1	0	1	1	0	0	0
轉至原公司內部任職	0	0	1	0	1	1	0	0
總計	24	32	35	27	42	31	66	53

A：前5%；B：6%~20%；C：21%~35%；D：36%~50%；E：51%~65%；F：66%~80%；G：81%~100%；無排名：(1)評鑑資料分析期間開始日後才開始掛牌，因資料不足而不列入本次評鑑。(2)評鑑資料分析期間至評鑑結果公布前，曾發生變更交易方法、停止買賣或終止上市(上櫃)之公司。

Panel D：產業和獨立董事辭職原因分佈

		原因														
		A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	合計
01	水泥工業	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
02	食品工業	0	0	0	0	1	0	2	0	0	0	0	0	0	0	3
03	塑膠工業	0	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3
04	紡織工業	0	1	1	0	5	0	2	0	0	0	0	0	0	0	9
05	電機機械	0	2	4	0	10	0	3	0	0	0	0	1	0	0	20
06	電器電鑽	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2
08	玻璃陶瓷	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
09	造紙工業	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
10	鋼鐵工業	0	2	1	0	2	0	2	0	3	1	0	0	0	0	11
11	橡膠工業	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
12	汽車工業	0	0	2	0	2	0	2	0	0	1	0	0	0	0	7
14	建材營造	0	0	4	0	8	0	4	0	1	0	0	0	0	0	17
15	航運	0	0	4	0	2	0	1	0	0	2	0	0	0	0	9
16	觀光	0	0	3	0	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	8
17	金融	0	0	1	0	0	0	6	0	0	0	0	0	0	0	7
18	貿易百貨	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2
20	其他	0	2	2	0	7	0	13	0	3	1	3	0	2	2	35
21	化學工業	0	1	2	0	0	0	3	0	1	0	0	0	0	0	7
22	生技醫療	0	3	4	0	5	0	7	0	2	1	0	0	1	0	23
23	油電燃氣	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	2
24	半導體業	0	0	2	1	5	0	8	0	0	0	0	0	0	0	16
25	電腦及周邊設備業	0	3	3	0	4	0	3	0	1	1	1	0	1	0	17
26	光電業	0	6	6	0	4	0	4	0	1	1	0	0	0	0	22
27	通訊網路業	1	1	4	0	5	0	7	0	0	2	0	0	0	0	20
28	電子零組件	0	4	5	0	12	0	7	0	1	0	0	0	0	0	29
29	電子通路業	0	0	2	0	1	0	1	0	0	1	1	0	0	1	7
30	資訊服務業	0	1	0	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
31	其他電子業	0	4	2	0	6	0	5	1	0	0	0	0	0	0	18
32	文化創意業	0	0	1	0	2	0	2	0	0	0	0	0	0	0	5
34	電子商務	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2
總計		1	33	55	1	90	1	89	1	14	11	5	2	4	3	310
模型1遺漏變數樣本的辭職原因		0	5	4	1	20	0	16	0	2	3	0	0	0	0	51
模型2遺漏變數樣本的辭職原因		0	5	0	3	20	0	25	0	0	4	0	0	0	0	57

A：未就任；B：未說明原因，僅列示辭職；C：生涯規劃；D：考量任職單位規定與利關係人條款；E：業務繁忙；F：股權交易達已發行總額 5% 以上；G：個人因素；H：退休；I：健康因素；J：擔任公職；K：擔任系主任或校長；L：擔任學校行政職務；M：轉任他公司其他職務；N：轉至原公司內部任職。