

股價報酬率關鍵因素之研究-放空行為重要嗎？

A study of Influence Factors of Stock Price Return-Is Short Selling Important?

連春紅¹

私立崑山科技大學 房地產開發與管理系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

李政峯²

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

張宗德³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

j110257103@nkust.edu.tw

摘要

本研究探討企業經營績效、放空交易行為、外資/投信買賣超、匯率等因素對台灣股價報酬率的影響。以元大台灣卓越 50 基金 (股票代號 0050) 前 10 大公司為研究對象，自台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal)，蒐集 2018 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日之月資料作為分析樣本。以追蹤資料分析(Panel Data)，選取隨機效果模型進行實證分析。實證結果發現，單月營收成長率、融券餘額對股價報酬率沒有顯著影響，放空交易行為當中，借券餘額、融券賣出對股價報酬率有顯著正向影響；借券賣出、借券賣出餘額對股價報酬率為顯著負向影響。外資、投信買賣超對股價報酬率為顯著正向影響。新台幣兌美元匯率對股價報酬率為顯著負向影響。綜合上述研究結果可說明放空交易行為對股價變化具有重要的影響。

關鍵詞：股價報酬率、放空交易、企業經營績效、外資投信買賣超、匯率。

Keyword: stock return rate, short selling, company revenue, net buying of foreign investors and investment trust, exchange rates

1. 緒論

1.1 研究背景與動機

2020 年初，COVID-19 疫情爆發蔓延全球，許多國家採取限制人流，物流等管制措施，嚴重影響各國企業的生產力及消費力，衝擊經濟活動導致世界各國股市大跌。台灣方面，股市加權指數從 2020 年 2 月底 11400 點下跌至三月中的 8900 點，這段期間當中，金管會實施限空令減少賣壓，穩定市場情緒。台灣政府因採取嚴格的邊境管制，使疫情影響降到最低，並跟進歐、美、日等國家採取貨幣寬鬆政策調降利率，為市場挹注大量資金刺激投資、增加消費。

2020 年下半年開始，歸功台灣在防疫表現穩定，許多新訂單移轉至台灣代工生產，迅速帶動經濟成長。在全球經濟一片慘淡之時，唯獨台灣經濟表現亮眼，提高市場的信心，台股加權指數於 2021 年 7 月攀升至歷史新高的 18000 點。台灣股市在疫情期間每日成交量更達到 5000 億元以上，對比疫情爆發前 2000 億元左右的成交量，明顯可見大量熱錢湧入股票市場，坊間關於股市投資的議題湧現，討論度空前熱烈。

2022 年上半年，由於俄烏戰爭爆發，及中國大陸對疫情持續封控清零政策，導致供給驟減並加速全球通膨現象。美國聯準會為壓抑通膨高漲氣焰自同年三月開始連續升息，讓美國公司債殖利率飆高至 4.5%~5%，外資為追求資金獲利，撤出在台投資資金避險，轉向投資高殖利率市場，統計 2022 年 1 月至 8 月累計淨匯出 167 億美元，逾新台幣 5,000 億元。加上台灣面臨輸入性通膨及疫情爆發的雙重影響，經濟成長不確定性大增，因此台灣股市出現大幅度下跌，台股加權指數在 2022 年 2 月份 18000 點滑落至 10 月份 13000 點，使政府再次實施限空令阻止空頭壓力，保護市場穩定運行。

其實放空交易本身並不一定是負面的行為，它是股票市場中的一種合法交易策略，有助於提升市場的流動性。放空交易能削弱股票市場的過度樂觀情緒，提供一種反向觀點促進市場的平衡。然而當放空交易規模過大或被濫用的時候，可能會產生系統性風險，對金融機構和市場參與者造成影響。當投資者大量借入股票並出售，會使股價下跌加劇市場恐慌和不確定性，也會對長期投資者造成損害。投資者的放空行為可能被大眾視為不看好公司未來的經營發展，進而對公司的信用評等和股價產生負面影響。因此金管會在三年內實施了兩次限空令不難看出放空交易行為對股票市場的重要影響。

影響股價報酬率的因素有很多種，股票價格波動會受到公司的基本面、總體經濟情況、市場情緒等因素影響，放空交易只是其中一個因素，其他市場參與者的交易行為和觀點也會對股價報酬率產生影響。近年來股票市場成為國人熱門的投資方式之一，投資人除了期望獲取長期的股息，股利之穩定收入外，也會買低賣高賺取價差。投資人必須獲取更多的資訊協助投資的決策，避免錯誤投資導致血本無歸。筆者欲透過本次研究，探討企業經營績效、放空交易行為、外資/投信買賣超及匯率對股價報酬率之影響，期許研究結果可以協助投資人預測股價之變化。

1.2 研究目的

供需關係是決定股票價格的主要因素，股票的市場供應量低，對股票的渴求程度高時將推升股票價格，反之高供給和低需求則會導致股票價格下跌。當新聞或財務報告顯示公司業績良好時，股票需求將會增加，股價也會隨之上漲；若有負面新聞和未來業績預測不佳時，將導致股票需求下降，投資者購賣意願降低而出售的可能性上升，因此增加市場供給量並最終壓低股票價格。信用交易方式的普及可以提高股票市場的流動性，但也經常被視為打壓股價的兇手。根據前述研究背景和動機，影響股價的因素不僅是放空交易行為一個原因所導致，也可能受到其他因素影響，因此形成本研究目的如下：

1. 本研究以元大台灣卓越50基金(股票代碼0050)的前10大成分股為研究對象，觀察其月營收、放空交易、外資/投信買賣超、匯率對股價報酬率的影響。
2. 本研究觀察變數蒐集2018年至2022年，共五年期間之月資料，建立追蹤資料模型(Panel Data)後進行迴歸分析，以Hausman 檢定選取合適的分析模型。
3. 根據實證分析結果，提出相關建議，給予投資人買賣股票的參考。

1.3 研究流程

本論文的研究流程如下：

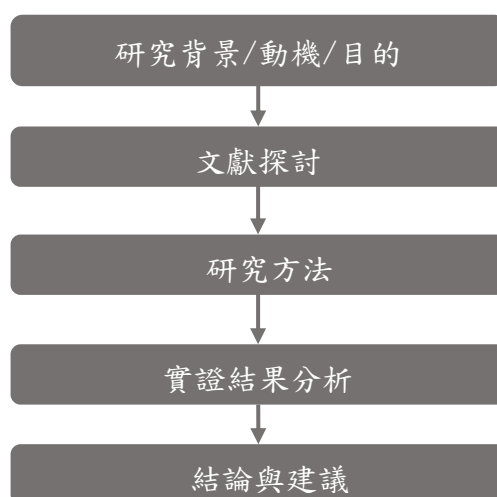


圖 1-1 研究流程圖

2. 文獻探討

2.1 企業經營績效因素

財務績效反應企業營運策略及執行的成果，根據證券交易法，每間上市櫃公司必須在固定時間點發布月報、季報及年報，且過去歷史相關資訊諸如資產負債表、損益表、現金流量表、股東權益表等等經營管理數據都可以在公開資訊觀測站查詢，作為投資人投資判斷之依據。當一家公司的營收和利潤增長時，這通常會被投資者視為一個積極的信號，因為這表示公司正在實現良好的業績和增長潛力。公司的財務狀況良好且風險較小時會推動投資者買進這些股票，進而推升股價。

古永嘉與李鑑剛(1998)以台灣股市為研究對象，發現股票報酬率與淨值市值比呈顯著正向關係，淨值市值比愈高的股票其股價報酬愈高。謝壁而(2016)的研究發現月營收資訊對股價報酬的影響效果來說電子業大於傳統產業。蘇弘哲(1995)的實證結果發現，每月的營收公告大致具有資訊內涵，但投資者僅重視第一季與第四季的月營收金額。簡雪芳(1997)檢測股票報酬率與未預期營收、股價、營收之間的動態的結果顯示月營收對股價具有單向關係，月營收公告可傳遞相關資訊對股價造成影響。總的來說，上述研究皆表明，企業的經營績效對股價報酬率具有正向影響，雖然這因素可能因整體市場情況、企業性質而有所差異。月營收資訊可能含有關於企業未來業績的重要信息，很大程度上影響了投資者對該公司的信心，進而影響了股價報酬率。

2.2 總體經濟因素

總體經濟因素包含了國內生產毛額、物價指數、國際原油價格、匯率、利率…等。當經濟繁榮時，公司的收入和盈利可能會隨之增長而使股價上漲；反之，當經濟衰退時，則可能影響股價下跌。Trivoli(1991)的研究，股價與經濟成長具有正向關係，且不同期間的經濟變數有不同的解釋。

在利率的影響方面，Bulmash and 張航濤(2015)發現利率、匯率、GDP 與股價存在長期均衡關係。在低利率環境下，投資人通常會從較高風險資產中尋求高回報，這將吸引更多的資金流入股票市場，有利股價推升。相反，當利率較高時，投資人會為降低風險而轉向更高利率的投資標的，這通常會導致股票需求下降而股價下跌。利率的升降對經濟影響是十分直觀的，升息可能降低了廠商的投資意願。企業通常會向銀行借貸資金來投資廠房、設備，當聯準會升息時，企業會因為較高的融資成本而卻步，如果升息再加上未來經濟有衰退的隱憂時，增加未來的還款難度。此時銀行也將限縮放貸的條件，企業也會放緩投資的腳步。當國家的投資減緩時，未來經濟成長的步伐會放緩，甚至可能引起經濟衰退。

匯率的部分，兩國之間的相對利率會影響匯率，資金會從利率低的國家轉向利率高的國家流動，因此利率高的國家貨幣匯率通會升值，其他則相對貶值。通貨膨脹可能會使企業成本增加，壓縮利潤，進而降低股價報酬率。美國是影響全球經濟的大國，2022 年美國聯準會為了打壓通膨而實施連續性的升息，導致大批投資人拋售美國公債，美國公債票面價格下跌，讓 10 年期美國公債殖利率上升，創 2019 年初至今的新高。投資人擔心低利率時代不再，債券殖利率愈高，股市的吸引力就愈低。聯準會的緊縮政策推升了債券殖利率，成長型股票不只借貸成本提高，投資人預期超額報酬降低，使科技股成為升息趨勢的重災區。在台股市場舉足輕重的外資，因為聯準會的升息而抽離資金匯回美國，追求更高的收益。因此在 2022 上半年，我們確實看到台灣股票市場在外資的離場下，出現不小的震盪，因此可以說明匯率變動也可能對股價報酬率產生影響。每當新台幣升值，台股加權指數都是上漲居多。因為台幣升值，資金將會流入台股，增加台股資金動能，有利台股走強。當新台幣貶值時，資金流出台股導致台股加權指數下跌。新台幣升值時，得降低企業的進貨成本，獲利能力提升，利於股價上漲。但新台幣貶值時，進貨成本提高，獲利能力降低導致股價下跌。

根據 Ma and Kao(1990)的觀點，匯率對股票報酬率的影響需參考國內進出口的相對比重，以出口為主的國家，其本國貨幣貶值是有利於國內經濟發展，因此對股市有正面作用；而以進口為主的國家中，反而會對國內經濟造成不利的影響，因而對股市產生負面影響。台灣是依賴出口貿易的國家，因此匯率波動也會影響台灣內、外銷產業，若加上外資資金流動，都將使台股的表现更難以捉摸。連春紅與李政峰(2005)探討台股、匯市及美日兩大國之因果關係研究發現，台股與匯率市場之間為顯著負向關係。總體而言總體經濟因素對股價報酬率有著很大的影響，投資人也應該考量這些因素的變化情形。

2.3 放空交易因素

投資人使用資金買進股票，也需要有賣家釋出股票交易，才能建立交易循環。隨著股票市場蓬勃發展，規模也越來越大，如此單純的交易邏輯在信用交易制度出現之後有了改變。

所謂信用交易行為是指股市投資人利用財務槓桿原理從事證券交易，當投資人資金不足，無法大量買入或賣出股票賺取利潤實現高報酬的目標，因此金融市場便衍生出信用交易之行為。投資人或投資機構可使用融資、融券、借券的方式提升流動性，擴大自己的獲利。

「融資」是投資人需自備部分資金做為融資保證金，向證券商提出資金融通之需求，借出資金後投入股票市場購買股票，獲利了結以後，再將借出金額與利息歸還給證券商。當投資人以融資大量買入某企業之股票後，可增加成交量並刺激流通性，亦提高其股票市值。

「融券」則為投資人自身並無持有公司股份，又想賣出股票時的時候，投資人負擔某一比例之保證金後，從證券商借來股票並售出，須於未來某特定期限內買入足夠的股數還給證券商。過去文獻中發現，股價會單向影響融資餘額及融券餘額。但融資及融券餘額對股價則有短期影響效果。李岳桓(2000)的研究中顯示，融資及融券餘額、融資及融券使用率對股價報酬的影響並不顯著，但融資及融券餘額變動量與股價報酬呈正相關。

「借券」制度起源於融券，台灣的「借券」交易業務於民國 96 年開放，一般投資民眾也可以將其擁有的有價證券借給「借券人」，而借出人可以賺取借券費收益。當投資人不看好一家公司的未來發展但又沒持有該公司證券時，就可以透過融券賣出或是借券賣出來達成賣出該公司股票的目的，待股價反應出不佳的業務表現而跌價之後再從市場上融券買回，或是以現股買回還券來完成價差操作獲取利益，融券、借券這兩種未持有證券卻先賣出證券的交易方式即稱為「放空交易」。

回顧台灣股市受到 COVID-19 疫情影響，加權指數於 2020 年 3 月 19 日跌破 9,000 點，因此經管會祭出長達三個月的禁空令減緩賣壓，執行三大措施，首先自 3 月 19 日起，每日盤中借券賣出委託數量不得超過該有價證券前 30 個營業日的日均成交量 10%，後來恢復為 30%。

其次，投資人經授信機構同意，得以具有市場流動性且能被客觀合理評估價值的其他擔保品，補繳融資自備款或融券保證金差額，該項規定自 6 月 10 日起停止適用。最後，當個股當日收盤價跌幅逾 3.5%，次一日交易不得在平盤以下放空，後恢復成原有規定，個股前一日跌停 10%，隔天平盤以下不能放空。前述三大措施中，第一點跟第三點皆是限制空方以融券方式增加賣壓。例如，只給 10%成交量的借券額度，空方就不容易借券售出股票帶來賣壓；其次，若前一天已經跌超過 3.5%的股票，第二天顯然仍將十分弱勢，金管會也限制不得盤下追空，限制空頭行動範圍。縮減單日借券量及平盤下可空的門檻，都是為了減緩台股賣壓，市場多解讀為政府護盤手段。禁空令的第二點則是因為股市重挫，放寬投資人補繳融資保證金之手段，避免投資人斷頭，因為斷頭又會產生另一種賣壓。

金管會原宣布禁空令實施 3 個月，也就是從 2020 年 3 月 19 日至 6 月 19 日，但 6 月 9 日無預警提前解除，顯示市場氣氛轉趨樂觀，政府不需要過多干預而提前退場。禁空令成效卓越，台股指數從 2020 年 3 月 19 日最低點一路回升上漲 2956 點，漲幅高達 34%。但是，由於 2022 年俄烏戰爭爆發，通膨情況加劇及金融市場主要國家加速升息等影響，引起台股動盪。外資於 2022 年 1 月至 8 月期間內流出超過兆元新台幣，外資占台股比重高又是以持有權值股為主，且於台股使用借券賣出最多的就是外資，若出現大幅賣超就會對台股造成巨大傷害，金管會優先抑制外資的空頭力量，對後續台股的買盤介入或是國安基金的上檔壓力就不會那麼大，恢復市場投資人的信心較為容易。這次金管會限空令有三項措施：首先，限制借券賣出總數，從前 30 日的平均成交數量的 30% 降低至 20%，再降低至 10%，表示可以借券賣出、操作放空的數量下降了。其次，提高融券保證金成數，融券保證金的成數從 90% 提升到 100%，再提升到 120%，代表需要更多的保證金來維持融券，因此可以操作放空的股票數量變少了。最後宣布平盤以下不得放空，若當日收盤價跌幅達 3.5% 以上，次一交易日不得以低於前一交易日收盤價放空。最後在 2023 年 4 月底解除限空令。台股歷史上實施了五次禁空令，分別為 1998 年、2008 年、2015 年、2020 年及 2022 年。由此可見放空交易行為對股價下跌有一定的影響，政府才會出手干預市場。

李志宏等(2013)的研究結果發現，借券賣出交易並沒有證據顯示會提高股票的波動性或是大幅影響日內價格，但是大幅增加借券餘額的股票，其股價報酬會顯著低於其他股票。「借券餘額」，代表借入證券尚未返還的數額，是

本日借券成交數量加計累積到前一日尚未返還之數額，再減去本日還券數量後的數額；「借券賣出餘額」，代表本日借券賣出數量加計前一日尚未回補的數額再減去本日借券賣出回補數量後的數額。

鄭秀如(2017)針對借券餘額前十大股票的研究結果發現借券餘額變動率與股價報酬呈現正向關係，但借券賣出變動率與股價報酬卻是呈現負向關係。

2.4 外資與投信買賣超因素

財經新聞經常會播報三大法人的買賣超情形，所謂的三大法人指的是外資、投信與自營商，它們是被法律承認的機構團體，佔股市總交易量的比重很高，會大幅影響股市的漲跌。「外資」，指的是外國的投資機構，透過券商在台灣的證交所進行買賣，常見的外資有瑞士信貸、高盛、摩根士丹利、美林等。外資是一大群機構法人的統稱，而不是指某一個機構法人，且所有外資對市場看法都不盡相同，有些看多、有些看空，因此同一檔股票，每天可能有買進、有賣出，最終總和的結果就是整體外資的表現，也是一般我們觀察外資數據所呈現的結果。外資的資金量跟成交量在三大法人中都是最大的，約佔台股成交量的 4~6 成，外資長期投資、大型權值股為主，因此對股市有舉足輕重的影響力。

林炎會(1995)的研究發現外資持股比例高的股票報酬率優於外資持股比例低的股票。陳慧如(1996)的研究發現外資買賣超的資訊效果受到市場趨勢的影響，特別在空頭市場時，外資的大額賣超將會加重個股的跌勢。「投信」，是證券投資信託公司的簡稱，也是我們常聽到的基金公司。台灣的前五大投信分別為富邦投信、元大投信、國泰投信、復華投信、群益投信，這些基金公司管理著數千億台幣不等的資產。基金公司募集投資人的資金後進行投資活動，基金公司賺取基金的手續費及管理費。基金的投資範圍很廣，包括全球股票、債券等商品，或投資台股市場。這些基金公司在台股加起來的交易量對台股具有一定的影響力。由於基金公司操作的是投資人的錢，如果連續幾個月或幾季績效不佳，投資人可能會把錢撤走，基金公司的收入就會變少，基金公司非常注重績效與相對排名，而衍生出一些中短線的操作來創造短期績效。投信的操作以短中期投資、中小型股為主。「自營商」，專門自行買賣股票的證券公司。自營商的資金規模在三大法人中是最小的，且以做短線為主，可能昨日買超、今日就賣超，而且散戶得到的永遠是落後資訊，因此很難透過自營商買賣超的數據來判斷。所以在做籌碼面分析時，一般大多時候以外資、投信買賣超情況作為主要參考資訊，陳彥豪(2002)的研究結果指出外資、投信之間存在相互跟進的投資行為，且兩法人對上市電子股股價具有顯著的價格影響力，其中國內投信對股價短期影響能力大於外資。陳甫佳(2019)藉 VAR 模型探討台灣 50 成分股的外資買賣超比率與個股報酬率之關聯性，實證結果發現 39 家股價報酬率與外資買賣超比率有正向影響。蕭朝興、陳馨蕙、黃俊凱(2011)的研究發現外資逐年將股權移往大市值、低系統風險、低股價、低週轉率與成長股，並略微持有較多高股價變動的公司股份，然投信卻逐漸將股權移往小市值、高系統風險、低股價變動的股票。外資與投信反向操作的情況在控制市場狀態時更為明顯，外資於股市下跌時期拋售大型股、高價股、輸家股、年輕股、高系統風險、低淨值市價比、與低股利支付個股，而這些特徵值卻是投信於股市下跌時特別偏好的投資標的。

3. 研究方法

本研究欲探討股價報酬率之影響，以月營收成長率(去年同月比)、借券餘額、借券賣出張數、借券賣出餘額張數、融券餘額張數、融券賣出張數、外資買賣超張數、投信買賣超張數及新台幣兌美元匯率作為研究變數分析對個股股價報酬率之關係。為了更精確衡量並檢定上述變數與股價報酬率的關係，我們使用追蹤資料迴歸模型，捨棄一般的迴歸模型。本研究分析元大台灣 50 前 10 大公司的股價報酬率與上述 9 個變數之間的關係，蒐集月資料期間自 2018 年 1 月至 2022 年 12 月，共 590 筆資料進行分析，為確保恆定性值，這些解釋變數都取差分後進行分析。

3.1 模型設定與估計

3.1.1 模型設定

3.1.1.1 混合迴歸模型(pooled regression)

根據研究資料的不同，分析方法可以分為橫斷面分析 (Cross-sectional analysis) 和時間序列分析 (Time series analysis)。然而，當資料同時包含橫斷面和時間序列特性時，稱為追蹤資料模型 (Panel Data)，若使用傳統最小平方

法(ordinary least square, OLS)，因為它假設所有樣本都有相同的截距項(同質性)，忽略了個體(individual)之間的異質性，使得估計值可能產生偏誤，為解決此問題，我們需要使用追蹤資料模型進行分析。

所謂追蹤資料，是指觀察同一群個體(個人、公司或國家)，在不同時間點上所記錄到的資料集合，因此，追蹤資料同時包含橫斷面資料與時間序列資料，通常以 $\{x_{i,t}\}, i = 1, 2, \dots, N(\text{個體}), t = 1, 2, \dots, T(\text{期間})$ 表示。研究者可同時對橫斷面與時間序列的經濟現象做一有效估計。

相較於一般迴歸分析，其結果只能呈現某一個體在不同時間上的因果關係，或者呈現某一時點上在不同的個體上的因果關係，追蹤資料迴歸模型可以同時呈現不同個體在不同的時間點的因果關係，也就是說，將原本在某一時間點上，不同個體上的結果，延伸到不同時間點上，這樣一來，實證結果將更圓滿解釋。

若忽略公司個體間的異質性，一般的迴歸模型表現如下：

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 x_{1,i,t} + \dots + \beta_k x_{k,i,t} + e_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

此處， $y_{i,t}$ 表示第 i 家公司在 t 期的股價報酬率， $x_{1,i,t}, \dots, x_{k,i,t}$ 為上述與股價相關的解釋變數。 $e_{i,t}$ 為隨機誤差項， α_0 為共同的常數項。

(1)式稱為混合(pooled)迴歸模型，將 OLS 方法直接應用在追蹤資料上，也就是將所有公司的觀察值，用堆疊的方式形成資料，當作是一家公司的概念，來估計並檢定係數估計值。OLS 迴歸要求解釋變數需要有外生性(exogeneity)，也就是說，誤差項與解釋變數(含可觀察到的或不可觀察到的)之間不可以有相關性。然而，此一假設在追蹤資料中不容易成立，因為有一些不可觀察到的解釋變數，例如公司的企業文化、管理制度等，會被遺漏到隨機誤差項中，使得誤差項與現有的 k 個解釋變數之間產生相關，產生內生性(endogeneity)的問題，使得 OLS 係數估計值有不一致的現象，因此，不可忽略 panel 資料的異質性特性。

為了處理資料的內生性問題，可以使用追蹤資料迴歸模型，將異質性設定成固定或隨機，形成常見的兩種模型，即固定效果(fixed effect, FE)模型與隨機效果(random effect, RE)模型，來控制迴歸模型中的異質性。我們在下一節中介紹。

3.1.1.2 固定效果模型：

固定效果模型將不可觀測的解釋變數的個別效果當作常數來處理，不隨時間改變，但可隨個體不同而改變。因此，模型可寫成下式：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 x_{1,i,t} + \dots + \beta_k x_{k,i,t} + u_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (2)$$

此處，參數 α_i 代表固定效果。若將上式等號兩邊扣掉各變數時間軸的平均數，可得到，

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = (\alpha_i - \bar{\alpha}_i) + \beta_1 (x_{1,i,t} - \bar{x}_{1,i,t}) + \dots + \beta_k (x_{k,i,t} - \bar{x}_{k,i,t}) + (u_{i,t} - \bar{u}_{i,t}), \quad (3)$$

上式中， $\alpha_i - \bar{\alpha}_i = 0$ ，不可觀察到的異質性被巧妙地扣掉，因此，可以直接用 OLS 來估計上述扣掉平均數的模型，並使用傳統的檢定方式。

3.1.1.3 隨機效果模型(random effect model)

隨機效果模型為使用在 panel 資料中的統計模型，此模型假設不可觀測的異質性視為隨時間變化的隨機變數，服從某一機率分配，通常假設為常態分配，並且與解釋變數不相關。RE 模型透過將這些個體異質性視為隨機變數，能夠更好地捕捉到個體之間的差異。RE 模型可以在 OLS 模型和 FE 模型之間進行切換，因而能夠同時處理個體之間(between)的相依性和內部(within)相依性。在 OLS 下，我們忽略公司之間的相依性，導致我們將公司間的差異視為隨機誤差項。在 FE 下，我們將公司間的差異視為固定效果，通過消除這些固定效應，我們可以捕捉到公司內部的相依性。換句話說，RE 模型的優點在於，它可以根據需求在 OLS 和 FE 之間進行切換，從而同時關注公司間的相依性和公司內的相依性。

隨機效果模型的模型設定類似(2)式，

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 x_{1,i,t} + \dots + \beta_k x_{k,i,t} + u_{i,t}, \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (4)$$

此處，參數 α_i 代表隨機效果。

在 RE 模型中，為了同時涵蓋個體間估計和個體內估計，需先決定何時使用哪種估計方法。一般而言，如果 α_i (隨機效應) 和自變數之間的共變數為零或非常小，表示兩者間沒有相關性，此時應該用 OLS 模型；反之，如果共變異數不為 0，表示存在異質性，應該使用 FE 模型來消除這種相關性。為此，模型定義並計算參數 λ ，如果 λ 趨近零，意味著 Pooled OLS 是首選模型，反之，如果 λ 趨近 1，FE 模型可能是合理的選擇。 λ 的定義如下：

$$\lambda = 1 - \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \right) \quad (5)$$

其中， σ_α^2 為隨機效果 (α_i) 的變異數，表示不同個體之間的異質性的變異程度； σ_u^2 表示誤差項 ($u_{i,t}$) 的變異數，表示模型中未被解釋的隨機因素的變異程度。當 σ_α^2 很大時， λ 趨近 1；當 σ_α^2 趨近零， λ 趨近零。

3.2 模型選擇

根據上述的介紹，再實證分析之前，需要先檢定 panel 資料適用傳統的最小平方法、固定效果模型或是隨機效果模型。簡介如下

3.2.1 有/無固定效果檢定：

本論文使用 Eviews 中的概似比例檢定(likelihood ration test, LR)來檢定資料中是否存在有固定效果。此檢定的假說如下：

$$H_0: \text{沒有固定效果} (\text{令 } \alpha_i = \alpha \quad \forall i)$$

$$H_1: \text{有固定效果}$$

當檢定量的 p 值小於顯著水準(0.05)，可拒絕虛無假設，表示資料中有 FE 效果，應該用這個模型來推論。反之，若無法拒絕虛無假設，表示 OLS 模型是合適的。

3.2.2. Hausman 檢定

如前所述，在 panel 資料模型中，不可觀測的異質性的處理是很重要的，常見的模型設定固定效果模型與隨機效果模型，藉由兩種模型中的任一種，允許研究者可以控制資料中可能存在的異質性問題，此問題將導致係數估計值產生偏誤。Hausman 檢定是由 Hausman (1978) 所提出，用於比較隨機效果模型和固定效果之間的一致性和效率差異，其虛無與對立假設如下，

$$H_0: \text{FE 與 RE 是一致的，因此 RE 是合適的模型}$$

$$H_1: \text{兩者是不一致的，因此，FE 是合適的模型}$$

檢定統計量如下：

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' \left[\text{Var}(\hat{\beta}_{RE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{FE}) \right]^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \sim \chi^2(K) \quad (6)$$

此處， $\hat{\beta}_{FE}$ 為固定效果模型的估計係數， $\hat{\beta}_{RE}$ 為隨機效果模型的估計係數， $\text{Var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{RE})$ 為兩種模型係數估計值差的共變異數矩陣，K 為卡方檢定的自由度。

當 Hausman 檢定的檢定值大於卡方分配的臨界值時，表示拒絕虛無假設，應採用固定效果模型較佳，反之，若不拒絕虛無假設，應採用隨機效果模型。

4. 實證結果

4.1 資料來源與變數定義

4.1.1 資料來源

本研究觀察元大寶來台灣卓越 50 證券投資信託基金前 10 大公司，資料來源蒐集自台灣經濟新報資料庫

(Taiwan Economic Journal, TEJ)，蒐集期間為 2018 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日之月資料作為分析樣本。

元大台灣卓越 50 基金，股票代號 0050，是由元大投信於 2003 年 6 月發行的 ETF，以完全複製的指數化操作策略，追蹤台灣 50 指數，涵蓋所有市值前 50 大的上市公司。依照該指數權重比例建立基金基本持股，並於每年三、六、九、十二月第三個星期五後的下一個交易日進行成分股季度審核與調整。成分股當中，69.08% 為資訊技術產業，15.2%為金融股，6.01%為原材料產業，3.11%為工業，2.76%為通訊產業、1.83%為日常消費品、2.02%為其他。本研究選取的十大公司，請參閱表 4-1。

表 4-1 元大寶來台灣卓越 50 證券投資信託基金前 10 大公司

項次	公司名	股票代號
1	台積電	2330
2	鴻海	2317
3	聯發科	2454
4	台達電	2308
5	聯華電子	2303
6	富邦金	2881
7	中華電信	2412
8	南亞	1303
9	中信金	2891
10	國泰金	2882

元大寶來台灣卓越 50 證券投資信託基金前 10 大公司的背景介紹如下：

台灣積體電路製造股份有限公司（英文名稱：Taiwan Semiconductor Manufacturing Company Limited，簡稱：TSMC）是一家總部位於台灣新竹科學園區的半導體製造公司，成立於 1987 年。台積電為全球最大的專業半導體代工製造公司之一，以設計製造整合（Design-For-Manufacturing）的技術為核心，提供先進的製程技術和客戶專屬的晶圓代工服務。其業務模式是接受來自全球各地的客戶設計的晶片製作委託，根據客戶需求量身定制製程技術，製造高品質、高性能的半導體產品。該公司的製程技術包括 3 奈米、5 奈米、7 奈米、16 奈米、28 奈米等先進製程，能夠應用於各種應用領域，如智能手機、電腦、人工智能、高效能伺服器、汽車電子、衛星等。台積電仍持續投入研發和創新，與客戶合作共同開發新的半導體解決方案，使台積電成為全球領先的半導體代工製造商之一，在市場上佔據重要的地位。此外，台積電占台灣加權指數權重約 26%，為台灣股市的重要成員，對台灣股票市場有著重大的影響力，是台灣股市的重要代表性公司之一。台積電作為台灣最大的製造業企業，台積電的經營狀況和營收增長直接關聯著台灣整體經濟的狀況，由於台積電的業績表現和股價變動對整個市場有著重要影響，投資者普遍關注該公司的發展和動態。

鴻海精密工業股份有限公司（Hon Hai Precision Industry Co., Ltd.），簡稱鴻海，是一家全球領先的電子製造服務公司。該公司成立於 1974 年。鴻海專注於電子產品的設計、開發、製造、組裝到包裝等全方位的服務。鴻海以代工製造業務而聞名，是許多知名電子品牌的主要製造商之一，生產基地分佈於全球多個國家和地區。鴻海涉足的產品包括智能手機、平板電腦、筆記型電腦、伺服器、電視等消費電子產品，以及通訊設備、工業設備等專業領域的產品。鴻海在台灣加權指數權重占比約 3%，由於鴻海龐大的市值且活躍度高，其股價波動對整體市場指數有一定程度的影響。此外，鴻海作為一家全球性的公司，其業績和表現也受到國際經濟和全球供應鏈的影響。因此，鴻海的經營業績和營收數據也成為投資者關注的焦點。

聯發科技股份有限公司（英文名稱：MediaTek Inc.），成立於 1997 年。聯發科是全球領先的晶片設計公司之一，聯發科提供系統晶片設計和解決方案為核心業務，為手機、智能家居、物聯網、電視和車載等產品提供高效能、低功耗的半導體解決方案。聯發科在晶片設計領域具有強大的研發能力和技術實力，且不斷推動創新，投資研發和專利技術。聯發科擁有廣泛的產品組合，包括行動處理器、無線通信模組和多媒體產品等，其產品廣泛應用於全球

各種消費電子產品和通訊設備。聯發科占台灣加權指數權重約 2%，該公司作為 IC 設計的產業龍頭，業績和前景受到投資者關注，因此其營收和業績表現對台灣股票市場有一定的影響力。

台達電子工業股份有限公司（英文名稱：Delta Electronics, Inc.）是一家全球性電子製造公司，成立於 1971 年。台達電的核心業務為提供節能解決方案和電源管理產品，專注於電源供應器、變壓器、節能電子產品、工業自動化設備和電動車充電樁等領域的研發、製造和銷售。台達電在節能技術和環保產品方面也具有強大的實力和技術優勢，台達電占台灣加權指數權重約 1.6%，對台灣股市具有一定的影響力。台達電作為一家具有全球影響力的電子製造公司，其在節能技術和環保領域的創新和發展也反映了台灣經濟的狀況和行業的趨勢。

聯華電子股份有限公司（英文名稱：United Microelectronics Corporation, UMC），成立於 1980 年，是全球最大的半導體代工製造供應商之一，代工的晶圓尺寸包括 90 奈米到 12 奈米的製程技術。聯華電子在全球擁有多個晶圓廠和技術研發中心，與眾多國際半導體設計公司合作，提供成熟製程技術和晶圓代工服務，客戶遍布於各種行業，包括消費電子、通信、計算機、汽車和工業等。聯華電子占台灣加權指數權重約 1.2%，因此投資者通常會關注聯華電子的業績、技術進展和市場前景，但因為該公司主要提供成熟製程服務，其影響力相對於台灣股市的大型科技公司可能有一定的限制。

富邦金融控股股份有限公司（英文名稱：Fubon Financial Holdings Co., Ltd.），成立於 2001 年，是台灣最大的金融集團之一，富邦金提供全面的金融服務，包括個人銀行業務、企業金融業務、資產管理、保險和證券等。旗下的子公司包括富邦銀行、富邦人壽、富邦證券和富邦資產管理等。富邦金在台灣加權指數權重約 1.5%，該公司的業績和市場表現對整個金融業和股票市場有著重要的影響。

中華電信股份有限公司（英文名稱：Chunghwa Telecom Co., Ltd.）是台灣的主要電信運營商，成立於 1996 年。該公司是台灣最大的電信公司，提供固定電話、行動通訊、寬頻網路和數據通信等多種電信服務，並在通信基礎設施的建設和營運方面發揮著關鍵作用。在行動通訊領域，中華電信是台灣最大的行動運營商之一，提供行動電話、行動寬頻和行動支付等服務。中華電信目前積極參與 5G 網路的建設和發展，為台灣的數字化轉型和通信技術的進步作出貢獻。中華電信在台灣加權指數權重占 2%，其股票的表現和業績變動對整個市場有一定的影響力，由於中華電信在電信市場的龍頭地位和廣泛的業務範圍，該公司的營收和盈利表現也反映了台灣經濟的狀況和行業的發展趨勢。因此，投資者通常會關注中華電信的財務狀況、業績表現和策略動向。

南亞塑膠工業股份有限公司（英文名稱：Nan Ya Plastics Corporation），簡稱南亞，成立於 1958 年。南亞的主要業務領域包括塑膠原料生產、化纖與紡織、電子材料、建材和能源等。該公司擁有多個生產基地和研發中心，並在全球範圍內擁有廣泛的銷售網絡。南亞在塑膠製品生產方面擁有豐富的經驗和技術，生產各種塑膠原料，如聚丙烯、聚乙烯、聚苯乙烯等。此外，南亞還生產化纖產品，如聚酯纖維、尼龍纖維等，應用於紡織、製衣等行業。南亞占台灣加權指數權重約 1.2%，該公司的業績和市場表現反映了台灣塑膠工業的狀況和行業的發展趨勢，對整個化學工業板塊和股票市場有著重要的影響。

中國信託商業銀行股份有限公司（英文名稱：CTBC Financial Holding Co., Ltd.），簡稱中信金，成立於 1966 年。中信金是台灣最大的金融控股公司之一，旗下擁有多家子公司，包括中國信託商業銀行、中國信託投資證券、中國信託租賃等。中信金主要業務涵蓋銀行業務、證券業務、租賃業務、保險業務、資產管理和其他金融服務。中信金占台灣加權指數權重約 0.9%，其公司業績和財務狀況也反映了台灣金融市場的狀況和行業的發展趨勢。投資者通常會關注中信金的業績、財務狀況和策略動向，以及其對整體市場的影響。

國泰金融控股股份有限公司（英文名稱：Cathay Financial Holding Co., Ltd.），成立於 2001 年。該公司是台灣大型金融集團之一，旗下擁有多家子公司，包括國泰世華商業銀行、國泰人壽保險和國泰證券等。國泰金提供全方位的金融服務，包括銀行業務、保險業務、證券業務、資產管理和其他金融服務。國泰金占台灣加權指數權重約 1.3%，在台灣股市中佔有重要的市場份額。該公司的業績和市場表現對整個金融業和股票市場有著重要的影響。投資人也會關注國泰金的營運績效和策略動向，及其對整體市場的影響。

4.1.2 應變數

本研究挑選元大寶來台灣卓越 50 證券投資信託基金前 10 大公司為研究對象，蒐集月資料期間從 2018 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 21 日的股價報酬率作為應變數。報酬率的計算方式為：

$$r_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}} \times 100\%$$

此處， r_t 為公司股價的報酬率， p_t 為公司股價。

4.1.3 自變數

本研究之自變數包含四種面向之因素

4.1.3.1 企業經營績效因素：

月營收成長率(去年同月比)；股價報酬率會受到市場預期和投資者對未來盈利能力的看法所影響，當市場預期企業營收成長率增加時，投資者可能會買入而推高股價，對股價報酬率產生正向影響。

4.1.3.2 信用交易因素：

「借券餘額」屬於借券活動中的一環，顯示借入證券尚未返還的數額，計算方式為本日借券賣出數量加計累積到前一日尚未返還之數額減去本日還券賣出回補數量後的數額，也就是「投資人可放空的張數」，因此若借券餘額持續增加時即表示有「潛在賣壓」。

「借券賣出張數」，為實際借券賣出的數量。

「借券賣出餘額張數」，表示本日借券賣出數量加計前一日尚未回補的數額再減去本日借券賣出回補數量後的數額。

「融券賣出張數」，反映了一般投資大眾對特定股票的看空情緒和賣出壓力，如果融券賣出張數增加，意味著更多的投資者選擇賣出股票，可能導致股票市場供給增加，從而對股價產生負向影響。

「融券餘額張數」，若融券餘額上升，可視為散戶看壞後市，低點通常不遠；反之則是高點將至的訊號。

4.1.3.3 外資/投信買賣超因素：

「外資買賣超張數」，因為外資的資金占比、成交量都是台股中最高的，主要投資大型股，偏好長期投資，因此外資若是買超張數大於賣超張數，表示外資看好這標的，反之。買超張數小於賣超張數，表示投信不看好這標的。

「投信買賣超張數」，為整體投信買進金額減去整體投信賣出金額，投信若是買超張數大於賣超張數，表示投信看好這標的；反之，買超張數小於賣超張數，表示投信不看好這標的。

4.1.3.4 總體經濟因素：

只選取新台幣兌美元匯率作為代表。當外資將資金匯入台灣，造成台幣升值，外資將資金投入台股買股票時，因為外資佔比高而推升股價，外資賣出台股、股價下跌後再把資金匯出台灣，導致台幣貶值。

4.2 敘述性統計

本研究在處理資料時，須將每個橫斷面資料依時間序列方式排列後，堆積成混合樣本(pooling)。為避免分析變數具有單根性質而產生假性迴歸結果，因此將所有自變數取一次差分轉換為變動率，成為無單根之定態數列。之後以 EViews 統計軟體進行實證分析。

表 4-2 各變數之敘述統計

變數	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰度係數	Jarque-Bera	P值
股價報酬率(%)	1.145	0.575	47.629	-26.935	7.944	0.815	6.864	432.384***	0.000
△去年同月比單月營收成長率(%)	6.456	4.330	423.770	-196.450	33.505	2.877	46.167	46621.83***	0.000
△借券餘額張數(%)	0.036	-0.040	73.526	-100.562	19.108	-0.313	7.330	470.576***	0.000
△借券賣出張數(%)	1.996	0.000	799.699	-883.259	269.280	-0.113	3.726	14.216***	0.001
△借券賣出餘額張數(%)	1.886	0.586	144.421	-204.353	31.112	-0.016	8.335	699.654***	0.000
△融券賣出張數(%)	-0.502	0.000	798.344	-683.733	208.087	-0.021	3.549	7.44**	0.024
△融券餘額張數(%)	1.133	-0.506	931.100	-890.910	192.814	-0.199	9.050	903.621***	0.000
外資買賣超張數	-1661.451	-163.000	110374.000	-107225.000	12835.220	-1.150	25.931	13057.7***	0.000
投信買賣超張數	-18.271	1.000	7857.000	-12438.000	1350.234	-4.075	41.415	37909.55***	0.000
△新台幣兌美元匯率(%)	0.088	0.081	4.208	-4.146	1.328	0.143	4.619	66.409***	0.000

全體樣本變數之敘述統計資料整理如表 4-2 所示，全體公司的股價報酬率平均數為 1.15%，高於中位數 0.58%，標準差為 7.944%，最大值為 47.629%，最小值為 -26.935%，顯示各公司的股價報酬率的變異相當大，因此在實證分析時，需要處理資料的異質性；在月營收成長率方面，平均數 6.456%，高於中位數 4.330%，標準差為 33.505%，顯示公司的營收成長率差異很大；在借券餘額張數變動率方面，平均數 0.036%，中位數 -0.040%，標準差為 19.108%，於借券餘額張數的最大值為 73.526%，最小值為 -100.562，為變數內差異最不明顯，借券賣出張數平均數 1.996%，高於中位數 0.000%；標準差 269.280%，顯示於借券賣出張數的變動幅度相當明顯，而在借券賣出餘額張數內平均數 1.886%，中位數為 0.586%，標準差為 31.112%，最大值為 144.421%，最小值 -204.353%，兩者差距為 348.77%，表示借券賣出餘額對於股價報酬率有一定程度的影響，融券賣出張數平均數為 -0.502%，中位數 0.000%，最大值 798.344%，最小值 -683.733%，標準差 208.087%。融券餘額張數平均數 1.133%，中位數 -0.506%，標準差 192.814%，最大值 931.100%，最小值 -890.910%，表示與融券相關變數對於股價報酬率應有較大幅度影響，外資買賣超張數平均數為 -1661.451，中位數 -163.000，標準差 12835.220，最大值 110374.000，最小值 -107225.000，兩者差異 217599.00 顯示於各公司之間，外資買賣超張數變動幅度非常大，資料異質性可能很高？，推估此變數對股價報酬率對於股價報酬率可能有極顯著影響，而在投信買賣超張數平均數為 -18.271，中位數 1.000，標準差 1350.234，變動高低幅度也相當明顯，最後於新台幣兌美元匯率內平均數 0.088，中位數 0.081，標準差 1.328，平均數與中位數兩者數值相當接近，推估於此變數對於股價報酬率影響力較小，後續將於實證分析模型進行上述變數之驗證。

其次，在資料的實際分配方面，所有變數的偏態係數均為正數，顯示分配為右偏；在峰度係數方面，所有變數的值均高於標準常態分配的峰度係數(3)，顯示資料分配為高狹峰；Jarque-Bera 檢定值均相當大，對應相當小的 p 值，在 5%的顯著水準下，可以拒絕常態分配的虛無假設。

經由上述結果可知，10 家公司的資料性質差異很大，因此，在迴歸分析時，需要處理各公司的異質性。

4.3 實證結果

透過第三章研究方法的模型檢定，選出最適當模型作為實證分析之模型。在進行迴歸模型分析時，對於截距項的型態定義如下：(1)普通最小平方方法適用於所有樣本都有相同截距(2)固定效果模型適用於橫斷樣本允許有不同的截距(3)隨機效果模型則假定樣本的截距均為隨機變數。

本文的檢定程序如下，首先，以 F-檢定檢定固定效果是否為多餘(redundant)，其虛無假設是混合最小平方方法模型，對立假設是固定效果模型；其次，再以 Hausman 檢定固定效果模型與隨機效果模型，何者較為適合用來描述資料的異質性。檢定結果如表 4-2 所示。

表 4-3 模型設定檢定

F 檢定	Hausman 檢定
H0：混合(pooled)最小平方法	H0：隨機效果模型
H1：固定效果模型	H1：固定效果模型
卡方檢定值=1.696	卡方檢定值=9.700
p 值=0.086	p 值=0.375
拒絕 H0	無法拒絕 H0

如表 4-3 所示，F-檢定，卡方檢定值為 1.696，p 值為 0.086，在 10%的顯著水準下，可以 H0 拒絕的虛無假設，顯示固定效果模型優於混合最小平方法。以 Hausman 檢定，卡方檢定值為 9.700，p 值為 0.375，無法拒絕 H0，顯示隨機效果模型優於固定效果模型。

經由以上檢定，本研究以隨機效果模型進行實證分析。迴歸結果如表 4-4：

表 4-4 隨機效果模型下之迴歸結果：

變數	係數	標準差	t-統計值	P 值
△單月營收成長率 (去年同月比)(%)	0.011	0.009	1.322	0.187
△借券餘額張數(%)	0.032	0.016	1.950	0.052
△借券賣出張數(%)	-0.002	0.001	-2.161	0.031
△借券賣出餘額張數(%)	-0.053	0.010	-5.408	0.000
△融券賣出張數(%)	0.005	0.002	3.138	0.002
△融券餘額張數(%)	-0.002	0.002	-0.850	0.396
外資買賣超張數	0.000	0.000	1.889	0.059
投信買賣超張數	0.000	0.000	2.055	0.040
△新台幣兌美元匯率(%)	-2.249	0.220	-10.239	0.000

註：*表示在 10%顯著水準下顯著異於零 **表示在 5%顯著水準下顯著異於零 ***表示在 1%顯著水準下顯著異於零

隨機效果模型迴歸實證結果，說明如下：

月營收成長率的估計係數為 0.011%，t-統計值為 1.322%，p 值為 0.187%，高於 10%顯著水準，表示單月營收成長率的增加對股價報酬率的影響並不顯著。借券餘額張數變動率的估計係數為 0.032%，t-統計值為 1.950%，p 值為 0.052%，在 10%的顯著水準下，借券餘額張數變動率的增加會導致股價報酬率上升。借券賣出張數的估計係數為 -0.002%，t-統計值為 -2.161%，p 值為 0.031%，在 10%的顯著水準下，借券賣出張數變動率的增加對股價報酬率為顯著負向影響。借券賣出餘額張數的估計係數為 -0.053%，t-統計值為 -5.408%，p 值為 0.000%，在 10%的顯著水準下，借券賣出餘額張數變動率增加，對股價報酬率為顯著負向影響。融券賣出張數的估計係數為 0.005%，t-統計值為 3.138%，p 值為 0.002%，在 10%的顯著水準下，融券賣出張數變動率增加對股價報酬率為顯著正向影響。融券餘額張數變動率的估計係數為 -0.002%，t-統計值為 -0.850%，p 值為 0.396%，高於 10%顯著水準，表示融券餘額張數變動率的增加，對股價報酬率的影響不顯著。外資買賣超張數的估計係數為 0.000，t-統計值為 1.889，p 值為 0.059，在 10%顯著水準下，外資買賣超張數增加時，股價報酬率會增加。投信買賣超張數的估計係數為 0.000，t-統計值為 2.055，p 值為 0.040，在 10%顯著水準下，投信買賣超張數增加時，股價報酬率會增加。新台幣兌美元匯率的估計係數為 -2.249，t-統計值為 -10.239，p 值為 0.000，在 10%顯著水準下，新台幣兌美元匯率變動對股價報酬率為顯著負向關係。

本研究另外使用固定效果模型進行實證分析，迴歸結果如表 4-5：

表 4-5 固定效果模型下之迴歸結果：

變數	係數	標準差	t-統計值	P值
△單月營收成長率 (去年同期比)(%)	0.006	0.009	0.694	0.488
△借券餘額張數(%)	0.030	0.016	1.866	0.063
△借券賣出張數(%)	-0.002	0.001	-2.113	0.035
△借券賣出餘額張數(%)	-0.053	0.010	-5.324	0.000
△融券賣出張數(%)	0.005	0.002	3.113	0.002
△融券餘額張數(%)	-0.002	0.002	-0.851	0.395
外資買賣超張數	0.000	0.000	2.015	0.044
投信買賣超張數	0.001	0.000	2.421	0.016
△新台幣兌美元匯率(%)	-2.250	0.220	-10.243	0.000

註：*表示在 10%顯著水準下顯著異於零 **表示在 5%顯著水準下顯著異於零 ***表示在 1%顯著水準下顯著異於零

月營收成長率的估計係數為 0.006%，t-統計值為 0.694%，p 值為 0.488%，高於 10%顯著水準，表示單月營收成長率的增加對股價報酬率的影響並不顯著。借券餘額張數變動率的估計係數為 0.030%，t-統計值為 1.866%，p 值為 0.063%，在 10%的顯著水準下，借券餘額張數變動率增加時，股價報酬率上升。借券賣出張數的估計係數為 -0.002%，t-統計值為 -2.113%，p 值為 0.035%，在 10%的顯著水準下，借券賣出張數變動率的增加對股價報酬率為顯著負向影響。借券賣出餘額張數的估計係數為 -0.053%，t-統計值為 -5.324%，p 值為 0.000%，在 10%的顯著水準下，借券賣出餘額張數變動率增加，對股價報酬率為顯著負向影響。融券賣出張數的估計係數為 0.005%，t-統計值為 3.113%，p 值為 0.002%，在 10%的顯著水準下，融券賣出張數變動率增加對股價報酬率為顯著正向影響。融券餘額張數變動率的估計係數為 -0.002%，t-統計值為 -0.851%，p 值為 0.395%，高於 10%顯著水準，表示融券餘額張數變動率的增加，對股價報酬率的影響不顯著。外資買賣超張數的估計係數為 0.000，t-統計值為 2.015，p 值為 0.044，在 10%顯著水準下，外資買賣超張數增加時，股價報酬率會增加。投信買賣超張數的估計係數為 0.001，t-統計值為 2.421，p 值為 0.016，在 10%顯著水準下，投信買賣超張數增加時，股價報酬率會增加。新台幣兌美元匯率的估計係數為 -2.250，t-統計值為 -10.243，p 值為 0.000，在 10%顯著水準下，新台幣兌美元匯率變動對股價報酬率為顯著負向關係。

在固定效果模型與隨機效果模型的比較之下，單月營收成長率與融券餘額張數變動率對股價報酬率的影響皆不顯著。其他的變數，例如放空行為變數，借券餘額張數、融券賣出張數對股價報酬率有顯著正向影響，借券賣出張數、借券賣出餘額張數、對股價報酬率有顯著負向影響。兩個模型中，外資買賣超、投信買賣超皆對股價報酬率為顯著正向影響，新台幣兌美元匯率對股價報酬率為顯著負向關係。

5. 結論與建議

5.1 結論

2020 年至 2022 年底這段期間，台灣股票市場受到 Covid-19 疫情及烏俄戰爭爆發的影響而劇烈動盪，迫使政府實施限空政策挽救股票市場。股票市場的變化考驗投資人的信心與耐心。電視，網路，甚至廣播都開始出現分析師教導一般大眾如何挑選股票，討論度非常熱烈。我們知道影響股價的因素非常多，但一般投資人與專業法人的資訊並不對稱，若一般投資人能從簡單的數據變化判斷股價走勢，便能減少錯誤的投資行為。因此本研究透過追蹤資料分析模型探討公司經營績效、放空交易行為、外資/投信買賣超、匯率四種面向之因素對股價報酬率的影響，過去研究較少同時探討四種因素對股價報酬率的影響。

本研究發現單月營收成長率若較去年同期增長，對股價報酬率影響不大，這個現象可能是因為市場的行情已經提前反應，而且股票市場也會受到宏觀經濟因素、行業趨勢、利率變動、政府政策等多種因素的影響，這些因素的變化可能會引起市場整體情緒的波動，進而影響股價，因此月營收成長率對股價報酬率的影響並不明顯。

放空交易因素當中，借券餘額張數的變動對股價報酬率為正向影響，與鄭秀如(2017)的研究結果一致。借券餘額是特定人借入股票，尚未真正在證券市場中賣出。外資將資金匯入台灣後，必須在一定時限內投入市場，但有時候股價並不在一個理想的價位，因此外資有時候會先利用借券的方式暫時將資金投入市場，只有產生借券利息的成

本而已。投資人若看到借券餘額持續增加時需要注意手上的持股情況，外資對未來的股市看法可能偏空。借券賣出變動率與股價報酬是顯著負向關係，這個研究結果也和鄭秀如(2017)的研究結果相同。借券賣出餘額張數的變動率對股價報酬率為顯著負向影響，因為借券賣出餘額是特定人借入股票後真正在證券市場賣出並扣除已回補買回的券，因此借券賣出餘額的增減會對股價產生影響。借券的參與者較多是法人，當借券賣出張數與借券賣出餘額增加時，代表法人賣壓增加，此時投資人需要。

實證結果說明融券賣出張數增加對股價報酬率為顯著正向影響，但融券餘額張數增加對股價報酬率的負向影響不顯著。法人是不能使用融資來買股票或融券來放空股票，因此融資、融券的變化被視為是「散戶指標」。當融券餘額增加時，散戶看法普遍偏空，空方壓力導致股價下跌，但融券賣出張數增加時，在後市出現軋空的力量，進一步推升股價續漲。因此當融券餘額增加時，可解讀為散戶看法偏空，後續股價上漲的可能性較大。不過，現在非投資機構的主力大戶也會利用融資、融券進行交易，所以融券賣出、融券餘額的變化也不見得完全都是散戶的行為。因此，僅利用融券賣出、融券餘額的變化來判斷股價後續走勢可能存在盲點。需要再搭配籌碼的流向，確定籌碼是流向法人(外資、投信)、主力大戶、還是流向散戶手中，才能夠更準確的解讀。

外資、投信買賣超張數的變動對股價報酬率為顯著正向影響。台灣股市當中，外資和投信之間有相互跟進的投資行為，對於電子股的看法相近，因此外資、投信的買賣超變化對投資人而言有相當不錯的參考價值。

新台幣兌美元匯率的變動對股價報酬率為顯著負向影響，這個結果與連春紅與李政峰(2005)的研究結果相同，台股與匯率市場之間為顯著負相關。台灣的股票市場遠比美國市場要來的小很多，因此當本國貨幣(台幣)升值時，熱錢流入便會造成較明顯而且立即的影響。

綜上述結論，放空交易行為確實對台灣股價報酬率有重要影響。投資人可以關注放空交易的相關數據做為股票買賣參考資訊。

5.2 建議

本次研究僅考量四個面向的因素，還有其他影響股價報酬率的變數未納入考量，例如：利率、物價指數、原油價格是否也會影響股價，沒有考慮到的部分，仍有待深入去探索之。因此若能再加進這些對總體經濟有影響的特定經濟變數後，這篇研究報告就能夠更加完整，也給予投資人在做投資決策前有更多參考數據。

參考文獻

中文部分

1. 王以婷，「總體經濟訊息與股市波動之關係」，東吳大學經濟學系碩士論文，2005年。
2. 古永嘉和李鑑剛(1998)，台灣股票市場報酬率之橫斷面及縱斷面混合分析，輔仁管理評論，5，1，77-96。
3. 古耀文，「台灣股價與總體經濟因素之研究」，國立中興大學，企業管理學系碩士論文，1966年。
4. 李志宏、徐政義(2013)，「我國證券借貸相關制度對集中市場之影響」，期末報告，臺灣證券交易所委託研究計劃。
5. 李志宏、徐政義、馬瑞辰、魏慧珊(2017)，「借券賣出交易對股票報酬率之影響」，證券市場發展季刊，29卷2期，pp.75-106。
6. 李岳桓，「融資融券餘額、成交量對股價報酬率影響之研究」，臺北大學企業管理研究所碩士論文，2000年。
7. 吳訂宜，「台灣股價能否被預測？-以每日之價、量、信用交易及外資買賣起來預測為例」，朝陽科技大學財務金融系碩士論文，2002年。
8. 吳昭瑩，「貨幣政策、能源消費與景氣循環」，中原大學，國際貿易研究所碩士論文，2004年。
9. 李政峰、連春紅(2005)，台灣股匯市與美日股市連動性之探討，台灣銀行季刊，56卷第一期，台灣銀行經濟研究室。
10. 呂振揚，「信用交易與股價報酬：意見分歧觀點」，國立中央大學財務金融學系碩士論文，2016年。
11. 李鈺瑩，高雄市財政收入與支出長期均衡關係之研究，國立高雄應用科技大學企業管理系碩士在職專班碩士論文，2014年。

12. 林炎會，「外資對台灣證券市場股價之影響」，碩士論文，國立中興大學企業管理研究所，1995 年。
13. 林信達，「借券交易對股價影響之在探」，天主教輔仁大學科技管理碩士學位學程在職專班碩士論文，2022 年。
14. 林崇英(2012)，「我國證券借貸與信用交易制度概述」。證交資料 599 期，pp.47-51。
15. 陳甫佳，外資買賣超與個股報酬率之間的關係：以台灣 50 成分股為例，國立中央大學財務金融學系碩士論文，2019 年。
16. 陳彥豪，「外資與投信法人持股比率變化對股價報酬率影響之研究-以上市電子股為例」，碩士論文，2002 年。
17. 孫穎慶，「融資、融券與股票市場關聯性探討」，碩士論文，私立逢甲大學經濟研究所，1999 年。
18. 張尹亭，「借券交易對台股股價之影響」，國立臺北大學國際財務金融碩士在職專班研究所碩士論文，2015 年。
19. 張航濤，「在台灣利率和股價波動對總體經濟影響之分析」，國立中央大學，產業經濟研究所在職專班碩士論文，2015 年。
20. 鄭秀如，「借券交易對個股價波動之影響」，淡江大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文，2017 年。
21. 蕭朝興、陳馨蕙、黃俊凱(2011)，「台灣機構投資人動態持股偏好之探討」，. 管理學報，第 28 卷，第 2 期，97-126。
22. 謝璧而，公司財務績效指標與股價關係之研究-以台灣 50 成分股為例，國立高雄師範大學成人教育研究所碩士論文，2016 年。

英文部分

1. Bulmash, S. B., & Trivoli, G. W. (1991). Time-lagged interactions between stocks prices and selected economic variables. *The Journal of Portfolio Management*, 17(4), 61-67.
2. Ma, C. K., & Kao, G. W. (1990). On exchange rate changes and stock price reactions. *Journal of Business Finance & Accounting*, 17(3), 441-449.