

國立臺灣大學管理學院財務金融學系



碩士論文

Department of Finance

College of Management

National Taiwan University

Master's Thesis

ETF 對台灣股票市場定價資訊效率之影響

The Impact of ETFs on the Information Efficiency of the Taiwan
Stock Market

羅法欣

Fa-Shin Lo

指導教授：陳業寧 博士

Advisor: Yehning Chen, Ph.D.

中華民國 115 年 6 月

June, 2026

誌謝



時光荏苒，一年多的碩士生涯即將告一段落，本論文亦在師長、同學與家人的支持協助下順利完成。回顧研究所求學與論文撰寫的過程，從最初的研究方向發想、文獻蒐集與閱讀，到研究方法的設計、實證結果的分析，以及最後論文內容的撰寫與修訂，每一步皆充滿挑戰，也讓我獲益良多。在此謹向所有曾經給予我指導、協助與陪伴的人，致上最誠摯的感謝。

首先，最要感謝我的論文指導教授陳業寧老師。感謝老師在這一年多的時間裡，從論文選題、研究架構建立、方法設計、實證結果分析，以及論文撰寫與修改等各階段，給予細心且寶貴的指導建議，使我能夠逐步釐清方向，並順利完成本碩士論文。每當我遇到困難，老師總是不吝撥冗回覆與協助；每一次討論，老師皆耐心引導我重新檢視論文的立論邏輯，確認研究方法與結果的詮釋是否能夠支撐假說。老師透過一步步提問引導，協助我培養獨立思考、分析解決問題的能力。這些學習訓練不僅對本論文完成大有助益，也將成為未來學習與工作的重要養分。

此外，也要感謝一路陪伴我的同學、尤其是同樣接受業寧教授指導的學友。感謝你們在課業、論文研究上的相互扶持與關心。如今即將各自邁向人生下一個階段，期許我們未來仍能持續相互支持、共同成長，並朝著各自的理想與目標努力前進。最後，感謝我的家人多年來無條件的照顧、支持與陪伴，給予我穩定而溫暖的成長環境，使我能夠安心學習、勇敢嘗試，並持續追求自己的目標。正因為有你們的理解、包容與鼓勵，我才能在面對困難與不確定時，仍保有繼續向前的力量。

謹以此文，向所有曾在這段求學與研究過程中給予我幫助、支持與鼓勵的人致上由衷謝意。碩士生涯的結束並非終點，而是另一段旅程的開始。未來我將帶著這段期間所累積的知識、能力與感謝，繼續努力前行。

羅法欣 謹誌於

國立臺灣大學財務金融研究所

中華民國一百一十五年六月二十二日

摘要



近年來ETF規模在全球及台灣市場快速成長，已成為資本市場核心交易工具。既有國外文獻（如 Israeli, Lee, & Sridharan (2017)）指出，ETF 持股增加可能因吸引噪音交易者離開個股市場，導致成分股交易成本上升並損害長期定價資訊效率。然而，台灣股市具備淺碟性質、設有漲跌幅限制，且外資法人影響甚鉅，這些特性使得外資進出易造成股價鎖停與流動性衝擊。因此，本研究動機在於驗證在台灣特殊的制度環境下，ETF 的一籃子交易與套利機制是否能反向扮演提供流動性的角色，進而提升市場效率。

本研究旨在探討台灣市場 ETF 持股變動對成分股「交易成本」與「價格資訊性」的長期影響。具體目標包括衡量流動性代理變數之變化、驗證交易成本對資訊效率的傳導機制，並分析不同股票類型（如散戶偏好股）是否存在異質性效果，最後提供監理機關與投資人實務啟示。

研究樣本涵蓋 2006 年至 2024 年台灣上市櫃公司，總計 17,593 筆觀測值。本研究採用線性迴歸模型，以「買賣價差」(Corwin & Schultz 指標)與「價格衝擊」(Amihud 分解指標)衡量交易成本，並以「股價報酬同步性」作為價格資訊性的代理變數。模型中嚴格控制了機構持股變化、市值、周轉率、帳面市值比等控制變數，並納入產業與年份固定效果。

實證結果顯示，ETF 持股每上升 1 個百分點，個股買賣價差顯著下降約 3.5 個基點，價格衝擊亦顯著下降 1.6 個基點，支持 ETF 能降低台股交易成本之假說。資訊效率方面，同步性雖呈下降趨勢（代表資訊性提升），但在統計上未達顯著水準。此外，研究發現機構持股增加反而會顯著提高交易成本，與 ETF 的效果截然不同。分成不同期間的子樣本分析進一步證實，隨著近年 ETF 成交比重提升，其改善流動性的正面效果在 2015 年後更加顯著。異質性分析則顯示，影響差異主要來自 ETF 成分股本身的特徵（如高價格、高市值、低本益比），而非散戶偏好導致的傳導機制差。

關鍵字：ETF 持股變動、交易成本、定價資訊性、台灣市場、流動性與資訊性傳導機制

ABSTRACT



In recent years, the scale of ETFs has grown rapidly in both global and Taiwanese markets, making ETFs a core trading instrument in capital markets. Existing international literature, such as Israeli, Lee, and Sridharan (2017), suggests that an increase in ETF ownership may draw noise traders away from the individual stock market, thereby increasing the trading costs of constituent stocks and impairing long-term pricing efficiency. However, Taiwan's stock market is characterized by a relatively shallow market structure, daily price limit rules, and substantial influence from foreign institutional investors. These features make foreign capital flows more likely to trigger limit-up or limit-down price movements and liquidity shocks. Accordingly, the motivation of this study is to examine whether, under Taiwan's unique institutional environment, ETFs' basket trading and arbitrage mechanisms may instead play a liquidity-providing role and thereby enhance market efficiency.

This study aims to investigate the long-term effects of changes in ETF ownership on the "trading costs" and "price informativeness" of constituent stocks in the Taiwanese market. Specifically, this study seeks to measure changes in liquidity proxies, examine the transmission mechanism through which trading costs affect informational efficiency, analyze whether heterogeneous effects exist across different types of stocks, such as retail-investor-preferred stocks, and provide practical implications for regulators and investors.

The sample covers listed and over-the-counter companies in Taiwan from 2006 to 2024, with a total of 17,593 observations. This study adopts a linear regression model. The bid-ask spread, measured by the Corwin and Schultz indicator, and price impact, measured by the decomposed Amihud indicator, are used as proxies for trading costs. Stock return

synchronicity is used as a proxy for price informativeness. The model rigorously controls for changes in institutional ownership, market capitalization, turnover rate, book-to-market ratio, and other control variables, while also incorporating industry and year fixed effects.

The empirical results show that a one-percentage-point increase in ETF ownership significantly reduces the bid-ask spread of individual stocks by approximately 3.5 basis points and also significantly lowers price impact by 1.6 basis points. These findings support the hypothesis that ETFs can reduce trading costs in the Taiwanese stock market. In terms of informational efficiency, stock return synchronicity exhibits a downward trend, indicating improved price informativeness, but the result is not statistically significant. In addition, this study finds that an increase in institutional ownership significantly raises trading costs, in sharp contrast to the effect of ETFs. Subsample analyses across different periods further confirm that, as the trading share of ETFs has increased in recent years, their positive effect on liquidity improvement has become more pronounced after 2015. The heterogeneity analysis indicates that the differences in effects mainly stem from the characteristics of ETF constituent stocks themselves, such as high stock prices, large market capitalization, and low price-to-earnings ratios, rather than from differences in transmission mechanisms driven by retail investor preferences.

Keywords: Changes in ETF ownership, trading costs, price informativeness, Taiwanese market, liquidity and informativeness transmission mechanism.

目次



誌謝	i
摘要	ii
ABSTRACT	iii
目次	v
圖次	vii
表次	viii
第壹章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	3
第四節 研究範圍	4
第貳章 文獻整理、實證假說與研究貢獻	5
第一節 文獻整理	5
第二節 實證假說	11
第三節 研究貢獻	12
第參章 研究設計	14
第一節 樣本選取與資料來源	14
第二節 研究方法	14
第肆章 實證結果與分析	19
第一節 樣本敘述	19
第二節 ETF 持股變動對交易成本的影響	22

第三節 ETF 持股變動對價格資訊性的影響	23
第四節 ETF 持股變動的異質性影響	25
第五節 穩健性測試結果	31
第伍章 結論與建議	37
第一節 研究結論	37
第二節 研究建議、研究限制與未來研究方向	38
參考文獻	40



圖次



圖一 2004－2024 年台股 ETF 總持股數以及佔台股市值比	7
圖二 2004－2024 年台股平均被 ETF 持有佔流通股比例	8
圖三 2004－2024 年台積電被 ETF 持有佔比與台積電佔台股總市值比重	8
圖四 2004－2024 年台股平均被外資持有佔機構持股比與外資佔台股市值比	10
圖五 2004－2024 年 ETF 與台股 ETF 佔台股成交值比	32
圖六 2004－2024 年自營 ETF/自營台股 ETF 佔台股/ETF/台股 ETF 成交值比	33

表次



表 1 變數定義	20
表 2 敘述統計	21
表 3 模型變數相關矩陣	22
表 4 ETF 持股變化與交易成本	23
表 5 ETF 持股變化與價格資訊性	25
表 6 買賣價差分群迴歸結果	27
表 7 價格衝擊分群迴歸結果	28
表 8 同步性分群迴歸結果	29
表 9 ETF 特徵迴歸分析結果	30
表 10 ETF Dummy 佔樣本數比例	31
表 11 分時段之子樣本迴歸分析結果	34
表 12 排除台積電之子樣本迴歸分析結果	36

第壹章 緒論

第一節 研究背景



近年來，隨著被動式投資與指數化商品規模快速成長，ETF (Exchange Traded Funds) 已成為資本市場重要的交易與資產配置工具之一。ETF 以「一籃子股票」方式提供標的分散、低成本與交易便利的特性，不僅吸引機構法人用來進行資產配置，也吸引短線與投機性交易者參與，進而改變個股市場的投資人結構與交易行為。從資訊經濟學的觀點，資訊效率並非免費財，資訊取得需要成本，而價格能否及時充分反映個股公司特定資訊，取決市場參與者的交易誘因、資訊蒐集報酬與交易成本之平衡。因此，ETF 的興起可能透過影響交易成本，從而改變市場資訊如何被生產、反映於個股定價。

以美國市場為主的既有研究對 ETF 的市場影響呈現正反兩種方向。一方面，有人提出 ETF 的套利交易機制有助提升短期市場效率。所謂的 ETF 套利交易，係指大額投資者或法人可透過初級市場實物申購贖回，縮小 ETF 市價與淨值之間的折溢價，當 ETF 市價過高（溢價），可用較低淨值申購、再從次級市場賣出獲利；反之，當市價過低（折價），則買入市價再贖回為實物、換回淨值。這樣的做法能強化日內價格發現，使同期資訊更快反映於個股價格；另一方面，也有人指出，ETF 的普及可能損害長期資訊效率。因為當 ETF 持股比上升，其中的個別成分股會被信託持有鎖定，甚至原本會在個股市場交易、為個股提供買賣流動性的噪音交易者轉向 ETF 市場，則成分股的交易量可能因此被抽離、交易成本上升、流動性下降，降低資訊型交易者的參與動機，導致個股長期的定價資訊效率反而下降。

在台灣市場，ETF 發行規模與投資人參與度亦逐年提升，且與美國市場為相比，台股市場具有諸多差異，讓 ETF 持股上升對交易成本增加、定價資訊性下降之負面影響減弱、甚至反轉。譬如：台股平均被 ETF 持有的比例較低，因此當個股被 ETF 持有比重提高時，對於其流動性下降的影響可能更小；台灣市場中單一個股市值比重高，交易市值型 ETF 等同於交易單一個股，加上該個股市值高、交易量大、公開資訊充分，不易受 ETF 持股鎖定影響；而制度性交易差異（例如相比美股，台股具有單日漲跌幅限制，以及個股市場沒有能創造流動性的造市商、而

是採直接撮合交易對手等規則，股票交易異常時會採管制措施等等）則讓台股普遍交易成本更高，結合外資在機構持股高占比、進出時的資金衝擊甚鉅，容易導致股票價格鎖住、或觸發交易管制，進一步削弱個股流動性。此時，前述提及過的 ETF 套利機制，或許反而能透過機械性的申贖買賣、為個股創造交易量與流動性，甚至有可能因為 ETF 提升個股曝光度、降低交易成本，進而提升資訊效率。

綜上所述，種種差異使得 ETF 對個股流動性與資訊效率的影響，在台灣市場可能呈現與美國市場不同的強度或傳導機制。因此，檢驗「ETF 是否會改變台股個股的交易成本與價格資訊性」具有重要的學術與實務意義。

第二節 研究動機

目前來說，「ETF 對個股資訊效率的長期影響」仍存在研究缺口，主要體現在兩個面向，其一是以台灣市場為主要對象的研究不足，其二是缺乏針對 ETF 對長期資訊效率影響的差異化影響之探討：

一、以台灣市場為主要研究對象的證據不足

目前相關實證研究多數來自美國市場，但如同前面的研究背景所述，台股在市場結構、投資人結構與制度環境上與美股存在顯著差異，尤其，在制度層面，相對於無漲跌限制的美股，台股存在單日漲跌幅限制；台灣市場採直接撮合交易對手的交易制度，而美股則有造市商 (Market Maker) 居中報價、創造買賣流動性；除此之外，在台灣若股票出現異常交易，還有可能被監管機關列為警示股，放緩甚至暫停交易。其次，由於外資法人的資金對於台股市場影響甚鉅，結合前述制度條件，讓台股市場更容易出現流動性下降、交易成本上升之情形。此時，以美國市場為研究對象的既有結論，未必能直接套用在台灣市場，可能原因如下。

根據 Israeli, Lee, & Sridharan (2017) 的研究，若 ETF 確實會吸走成分股的噪音交易、降低個股層級流動性、提高其交易成本，則理論上隨 ETF 持股比例上升，可觀察到交易成本上升、價格資訊性下降的現象。然而在台灣，由於個股市場本身的流動性限制，存在造市制度的 ETF 市場交易熱絡，反而可能為台股市場創造個股買賣的流動性，因此，台灣個股是否也存在和既有研究相同的傳導機制，目前仍有待驗證。

二、ETF 持股變動對不同類型股票的異質性效果

ETF 持股變動的影響可能具有跨股票類型的異質性。不同股票在資訊環境強弱、流動性水準與投資人結構存在差異，ETF 資金進出對其交易成本與資訊效率的作用強度與方向未必一致。Glosten, Nallareddy, & Zou (2021) 雖已指出，ETF 活動對不同強度資訊環境下的股票在「短期資訊效率」呈現差異，但在「長期資訊效率」面向，ETF 持股變動是否同樣存在系統性異質作用，尚缺乏相關研究探討。基於上述缺口，本研究聚焦於以下核心研究問題：

- (一) ETF 持股上升是否會提高台股成分股的交易成本，進而降低台股成分股價格資訊效率？
- (二) 在不同類型的台灣股票當中，ETF 持股變動的影響性是否會有所差異？
- (三) 穩健性測試：在不同期間子樣本或排除台積電（台灣市值最大的個股）影響後，效果是否仍和主結果類似？

第三節 研究目的

為回應上述研究問題，本研究的具體目的如下：

一、衡量 ETF 持股變動對個股交易成本的影響

參考過往文獻使用的交易成本代理變數，來衡量成分股的流動性，並檢視 ETF 持股變動是否導致個股交易成本顯著改變。

二、衡量 ETF 持股變動對個股價格資訊性的影響

參考過往文獻使用的價格資訊性代理變數，衡量個股報酬中反映公司特定資訊的程度，是否隨 ETF 持股變動而顯著改變。

三、驗證交易成本與資訊效率的傳導機制

參照過往文獻假設，隨著個股的流動性降低、交易成本上升，該股票價格所反映的資訊量也會隨之下降；反之，當交易成本下降，股價資訊性也會隨之提升。若能確認台灣市場也能看到同方向（交易成本下降同時，伴隨資訊效率上升；或是交易成本上升，伴隨資訊效率下降）的結果，更能驗證此一機制假說可信度。

四、提供監理、交易制度與市場參與者的實務意涵

釐清 ETF 的成長是否在長期改變市場資訊生產與定價品質，並討論其對市場、投資人行為與金融監理制度發展的可能啟示。

第四節 研究範圍



為確保研究可辨識性與可操作性，本研究設定以下研究範圍：

- 一、市場與對象：以台灣股票市場個股為研究對象，涵蓋樣本期間所有曾經上市或上櫃之台灣股票。
- 二、研究期間：考量台灣資料可得性，樣本涵蓋 2004 - 2024 年；由於本研究使用的大部分自變數採用前一期（t-1 年）減去前兩期（t-2 年）的變化值，並對應當期（t 年）的應變數，經資料清理與變數建置，迴歸分析之完整樣本期間為 2006 - 2024 年。

第貳章 文獻整理、實證假說與研究貢獻



第一節 文獻整理

一、ETF 對長期資訊效率的影響

參考 Israeli, Lee, & Sridharan (2017) 研究，根據傳統噪音理性預期模型(Noisy Rational Expectations Models)，交易者 (Agents) 需要花費資源成本來獲得資訊，我們稱這些透過資訊蒐集，來進行股票交易的人為資訊型交易者 (Informed Agents)，他們可以透過與噪音交易者 (Noise Trader) 或非資訊交易者 (Uninformed Agents) 交易，得到資訊獲取所帶來的回報；而在此過程，其擁有的資訊也會被整合進股票價格。相關研究模型 (Grossman & Stiglitz 1980, Verrecchia 1982) 指出，為了提供足夠回報來補償資訊獲取、處理時產生的成本，非資訊型交易者供給量會隨之調整，而資訊型交易者面臨的成本限制，以及來自和非資訊型及噪音交易者交易之所得的均衡，會反映在證券市場價格的資訊效率水準。

也就是說，當市場完全效率時，花錢獲取資訊的人無法獲得回報，失去資訊蒐集動機而導致交易消失。所以在資訊成本存在的前提，市場必須保持某種程度的不效率，價格只能部分反映資訊，資訊型交易者才能獲得合理的報酬補償。相對的，非資訊型交易者透過價格觀察推斷資訊，並進行股票交易。然而，市場中存在噪音 (Noise)，即出於非理性動機、隨機波動的個股人均供給量，這使得非資訊型交易者無法僅從價格分辨，該價格變動是因為資訊型交易者有好消息，還是市場噪音供給量的波動所致。因此，噪音交易者的供給量，是影響價格資訊效率的重要因素。如果沒有噪音交易者的存在，價格就會完全反映資訊，非資訊型交易者可從價格本身獲取資訊帶來的效用，資訊成本無法獲得補償，導致交易量變薄、甚至完全歸零。

基於以上觀點，Israeli et al. (2017) 認為，隨著 ETF 持股增加，成分股將有越來越高的流通比例被信託持有鎖定，雖然這些股票仍能作為 ETF 層級一籃子交易的一部分，但對於想針對公司個別特定資訊進行交易的投資者，他們已經無法在市場上透過個股買賣交易，來取得這些被 ETF 持有的股票。更重要的是，ETF 提供那些原來交易成分股標的噪音交易者一個極具吸引力的替代投資工具，能有效滿足其交易需求 (Black 1986)。因此，隨著 ETF 日益普及，部分原本會在個股市場交

易的噪音交易者，可能因此轉向 ETF 市場，導致 ETF 中的個別成分股流動性被抽走、個股交易成本上升，資訊型交易者從噪音交易者身上獲利的機會減少、獲取個股資訊的預期報酬下降，進而削弱資訊型交易者尋找、蒐集與交易公司特定資訊動機，最終導致成分股長期定價資訊效率下降。

Israeli et al. (2017) 也提供支持其假說的證據，其研究結果發現，隨著前一年度 ETF 持股上升，當年的個股交易成本顯著提升；同時，該研究也看到未來一年的成分股的資訊效率惡化，包含：股票報酬同步性，也就是個股報酬可被市場或產業報酬解釋的程度上升；以及未來盈餘反應係數，也就是當期個股報酬與公司未來一期盈餘獲利的相關性下降。在不同模型下，納入機構持股與其他控制變數後，上述結果仍維持穩健。該研究也指出，隨著 ETF 持有量上升，覆蓋該公司個股的分析師也跟著減少，意味著該股票的報告數量可能因此下降，導致股票相關的公開資訊減少，故此一結果同樣能支持其論點。

二、ETF 對短期資訊效率的影響

不過，Israeli et al. (2017) 亦指出，其研究結果與既有文獻 (Glosten, Nallareddy, & Zou, 2016) 的差異，並給予解釋。部分市場微結構相關研究文獻 (Hasbrouck 2003, Chen & Strother 2008, Fang & Sanger 2012, Ivanov et al. 2013) 認為，ETF 套利機制，也就是透過在初級市場進行實物申贖，從 ETF 折溢價中獲利的作法，能夠改善日內價格發現，尤其短期對總體經濟消息的反應，因為比起單一個股或多檔個股買賣，ETF 買賣更能直接充分反映系統性風險的消息，並藉由 ETF 套利交易，將該系統性風險資訊的影響傳導到個股身上。基於市場微結構的價格發現理論，Glosten et al. (2016) 發現，隨著 ETF 持有量增加，同期公司資訊效率提升（當季獲利反應係數上升）。相對的，Israeli et al. (2017) 更關注 ETF 持股變化造成的長期影響，並透過複製 Glosten et al. (2016) 等人研究方法後發現，雖然當期 ETF 交易似乎能改善定價效率，但若將時間軸拉長，觀察滯後一期的 ETF 持股變化與未來盈餘之間的關係，則與前述當其結果相反，呈現負相關性。這意味著，Israeli et al. (2017) 發現，雖然 ETF 持股上升短期能提升資訊效率，但長期卻會導致資訊效率的下降。

三、ETF 對短期資訊效率的異質性影響

在 ETF 對短期股票資訊效率的差異化影響，Glosten, Nallareddy, & Zou (2021) 研究發現，在資訊環境較弱 (Weak Information Environments) 的股票，也就是在小

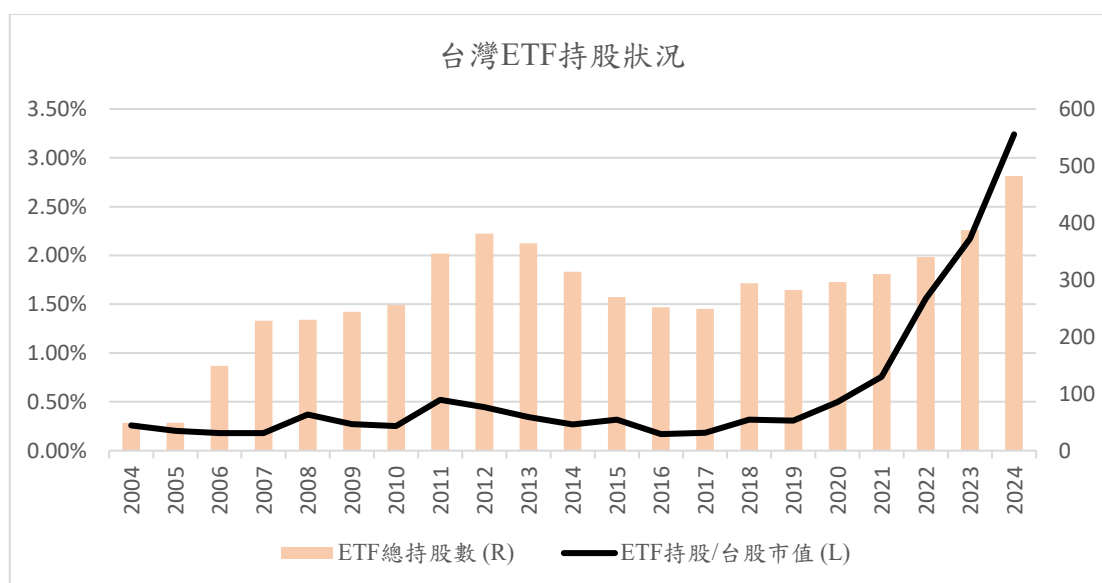
型股、分析師關注度低的股票身上，ETF 交易活動增加能讓股價更快反映系統性盈餘資訊 (Systematic Earnings Information)，讓產業、總體經濟的資訊能更快整合進股價，從而提高其短期資訊效率，讓當期股價獲利相關性提升，而在資訊環境較強的股票則無此影響。

這可能是因為，ETF 讓投資人能進行一籃子股票交易，從而讓產業或總經宏觀資訊能反映到更廣泛的股票市場；反之，如果沒有 ETF 交易，投資人只能在資訊公布後評估其對每支股票的影響，這讓資訊可能無法及時反映到資訊環境薄弱、流動性低、存在賣空限制的股票價格上。然而，在 ETF 對長期資訊效率的影響，是否同樣存在類似的異質作用，也就是說，ETF 持股變化對股票交易成本與資訊性的影響，是否在具備不同特徵的股票身上，展現出不同方向、或者不同程度的顯著性關係，目前仍缺乏相關研究探討。

四、台灣市場特徵與制度環境

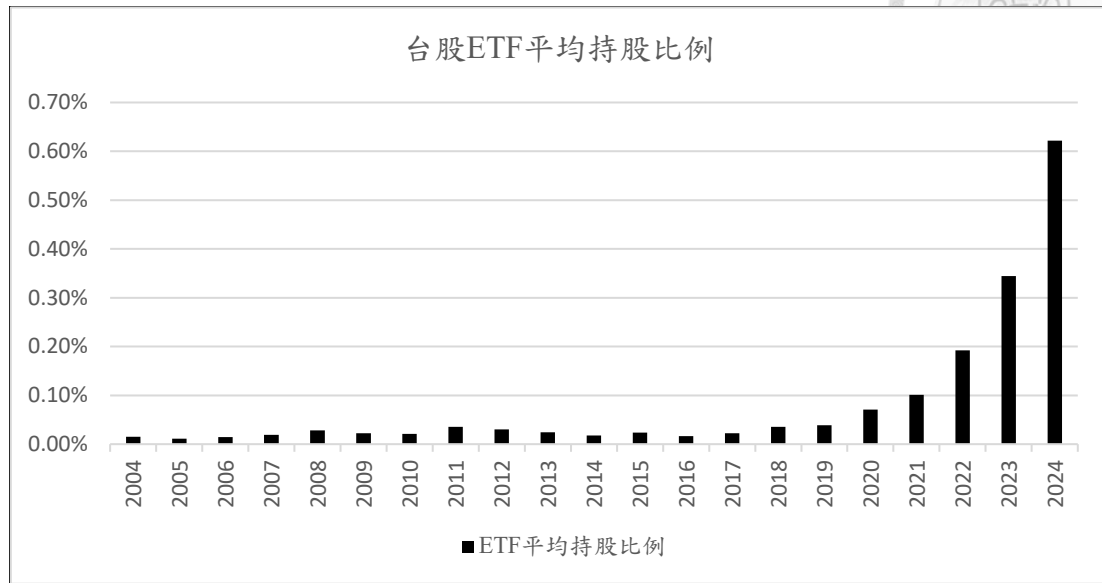
美國在 1990 年發行首支 ETF，ETF 市場發展相對成熟，根據 Glosten et al. (2021)，美股交易量有 30% 可歸因於 ETF；相對台灣推行 ETF 時日尚淺，截至 2024 年，ETF 持股僅佔台股市值不到 4%，且在 2022 年以前低於 1%，而美國目前國內 ETF 市值佔比約 8 – 10%；此外，2024 年台股樣本平均 ETF 持股比例僅 0.62%，低於 Israeli et al. (2017) 在 2000 – 2014 年美國樣本的 1 – 6%。

圖一 2004 – 2024 年台股 ETF 總持股數以及佔台股市值比



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

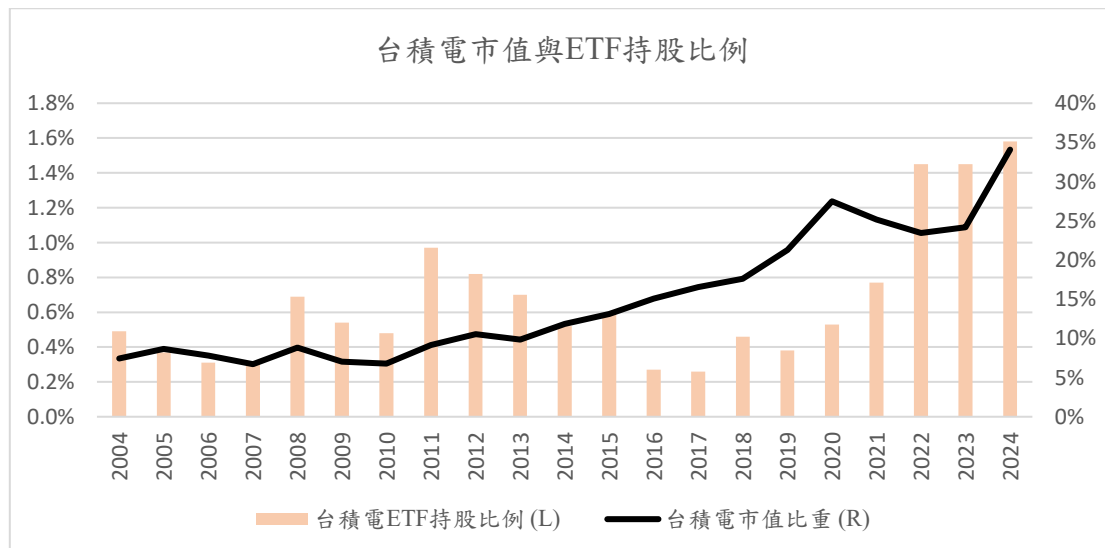
圖二 2004－2024 年台股平均被 ETF 持有佔流通股比例



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

上述比較可見，台灣 ETF 規模及影響力遠不及美國市場，台灣股市主要參與者仍以個股交易為主。此外，台灣股市市值集中於單一個股，以樣本期間最新的 2024 年為例，台積電（2330）市值佔比達 34%，且該股的 ETF 持股僅佔流通股比例的 1.6%。

圖三 2004－2024 年台積電被 ETF 持有佔比與台積電佔台股總市值比重



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

不僅如此，台灣股市的環境制度與美國也有所差異。在美國，個股沒有漲跌幅限制，而台灣市場則在 2015 年 6 月以前有 7%、以後有 10% 的單日漲跌幅限制。

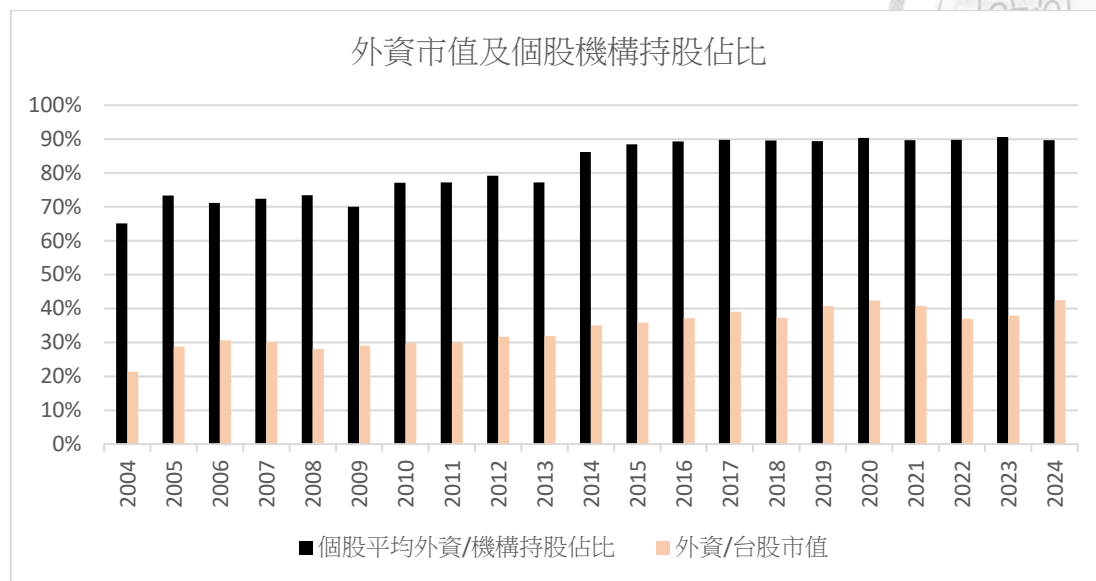
此外，「注意股」、「處置股」制度也是台灣市場的特徵。為了維持證券市場交易公平公正之原則，台灣證交所會觀察個股變化，避免市場過熱、投資人風險過高。根據「臺灣證券交易所公布或通知注意交易資訊暨處置作業要點」第四條，一旦股票交易在最近期間出現異常狀態，像是累積漲跌百分比異常、價格波動劇烈、交易量異常放大、周轉率過高、交易集中度過高、本益比或股價淨值比異常、衍生性交易指標異常、跨境溢折價異常等情形，就會被列為注意股。

承接上一段，根據該要點第六條，當有價證券之異常情形持續或頻率過高，也就是連續三個營業日因價格累積漲跌異常被列為注意股，或在最近 5、10 或 30 個營業日內，分別達 5、6 或 12 個營業日被列為注意股，則會被列入處置股，交易將採取人工管制撮合（如每 5 或 20 分鐘才撮合一次）、買賣時須預收款券等等，若異常情況危及到市場交割安全，得採暫停融資券、限制證券商買賣申報金額，甚至報請主管機關核准停止買賣。這導致價格有時無法立即且充分反映個股資訊，使得在台灣股票在制度層面上，更容易出現交易成本相對較高、價格資訊性較低的情形。

其次，台灣普遍為競價撮合 (Order-Driven) 市場，投資人的交易對手通常是另一位投資人，成交需要等待價格匹配，因此可能會出現「股票想賣賣不掉、想買買不到」的情況；然而，美股是報價驅動 (Quote-Driven) 市場，散戶的交易對手通常為造市商 (Market maker)，造市商有義務隨時提供買賣報價 (Bid/Ask)，確保市場流動性。由於做市商原則上有接單義務，撇除價格好壞，美股通常可立即成交、不容易出現賣不掉的問題，也有辦法藉由暗池交易（大批量交易者能透過匿名不公開的方式交易股票、而不過度衝擊公開市場價格）提供高度流動性，並利用相對一般投資人的資訊不對稱優勢，在公開市場透過中間價差獲利，從而實行零手續費政策。在制度設計可見，台股的交易成本與價格資訊性有很大可能出現遜於美股的情形。

在投資人結構，台灣機構法人幾乎以外資為主，以樣本期間最新的 2024 年為例，外資佔台股市值比重為 42%，在個股機構持股佔比中，外資平均更是高達 90%。外資具有資金規模龐大、進出快速、偏好大型權值股的特性，在台灣市場扮演舉足輕重的角色。一旦外資大舉進出，就會造成個股價格波動劇烈，結合前述制度限制，容易讓個股出現漲跌停鎖死、單邊流動性不足的問題。因此，相對於在美國市場中，機構持股上升通常扮演增加個股流動性與資訊效率的角色，在台灣市場，機構持股上升卻可能降低個股流動性、增加交易成本與價格衝擊。

圖四 2004－2024 年台股平均被外資持有佔機構持股比與外資佔台股市值比



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

在這樣的市場制度環境，台股市場明顯相對美股更加淺碟，ETF 對長期資訊效率的傳導機制與影響力可能也有所差異。由於 ETF 一籃子交易（買賣 ETF 等於買賣一籃子股票集合）、套利制度（透過初級市場申贖，從 ETF 折溢價差獲利）與造市商的存在，當 ETF 出現明顯折溢價，也就是 ETF 的淨值與市價有極大差異時，造市商（在台灣通常是證券自營商，但符合一定數量門檻的大額投資者也可以）透過向 ETF 發行商申購或贖回 ETF，從價差中套利，過程中或間接提供成分股流動性。

也就是說，即使成分股因為外資衝擊、漲跌幅與交易限制，出現價格鎖死與單邊流動性不足的問題，ETF 在套利過程中，仍可能因為必須進行一籃子交易，而讓原本漲停、缺乏賣方的個股，因為 ETF 層級贖回需求出現賣出；或是相反在跌停、缺乏買方的個股，因為 ETF 層級申購需求而出現買進。

雖然美國市場也有相似的造市機制，但由於美股無論個股或 ETF 都存在造市商，故 ETF 的造市商與套利交易無法再進一步為個股創造流動性；反之，台灣大多個股無造市商協助創造流動性，甚至在制度層面，有推升交易成本之疑慮，ETF 的套利機制此時便能發揮促進個股流動性、降低交易成本之用。綜上所述，本研究假說推論，相對於美國市場，ETF 在台灣可能反而扮演降低個股交易成本、甚至提升資訊效率的角色。

最後，台灣市場散戶可能對特定股票有所偏好，而這或許又會改變 ETF 對交易成本與資訊效率的影響力。基於行為財務學觀點，Kumar (2009) 指出，相對機構法人，個人投資者對樂透型股票 (Lottery-type stocks)，也就是能夠用小機率換取高收益的低價、高偏度股票更為青睞，而 Barber & Odean (2000, 2001, 2008)、Graham & Kumar (2006) 等人研究也表明，個人投資者偏好小型股、價值股、配息股、引人注目股 (Attention Grabbing Stocks)。統計數據也顯示，近年台灣散戶對於高股息股票的青睞有加。這一點從 2024 年台灣高股息類型 ETF 佔國內股票 ETF 數量 40%、市值規模接近指數型 ETF 可見一斑。

在以上提及到的這些散戶偏好，但機構法人較不偏好、或沒有特別偏好的股票類型身上，ETF 對長期資訊效率的影響可能又有不同，原因如下。由於這類股票不受機構法人喜愛，因此不會受到外資衝擊影響，造成價格漲跌停或交易管制，ETF 套利機制無從改善其交易成本；加上因為規模小、少分析師覆蓋、價格資訊性較差，當散戶資金從個股層級抽離、轉向 ETF 層級，可能會進一步加劇成分個股交易成本上升、投資人資訊回報下降、定價資訊性惡化的困境。在這樣的推論下，ETF 持股比例上升，對於散戶偏好之低價、小型、低本益比、高股息股票，可能會如同美國市場一樣，造成交易成本上升、資訊效率惡化之負面效果。

然而，換個角度思考，這些股票也有可能因為加入 ETF，因此更容易受到市場關注，進而提升個股資訊效率。除此之外，既有文獻也有支持 ETF 對公司治理與資訊效率的正面影響。像是 Appel, Gormley & Keim (2016) 指出，被動型基金可以透過股東對公司管理層的監督，例如投票權與股東提案等，而非透過買賣股票的方式，改善公司治理與長期績效。由於被動投資者無法藉由拋售股票來抗議公司行為，反而讓他們能夠成為更積極透過對話與投票、提升公司價值的股份持有者。Boonea & White (2015) 也指出，當股票因指數變動，導致機構投資人（尤其追蹤指數的被動投資者）持股比增加，其資訊效率可獲得改善，像是管理階層增加資訊揭露，提升機構獲利預測品質、分析師追蹤人數與共識上升，或是隨著交易環境改善，個股流動性上升等等。因此，關於此部分實證探討，本研究將於下一節提出競爭性假說。

第二節 實證假說

綜上所述，雖然既有文獻 (Israeli et al., 2017) 已經指出，ETF 可能存在長期提

高交易成本、損害資訊效率之潛在風險，然而，基於台灣市場的制度環境差異，尤其是漲跌幅限制與外資衝擊結合，導致股價鎖停與單邊流動性不足，可能帶來潛在交易成本上升、資訊效率降低之負面影響，而 ETF 的一籃子交易與套利機制或能改善此現象，本研究在此提出以下假說：

H1：隨著 ETF 持股變動上升，長期交易成本下降

H2：隨著 ETF 持股變動上升，長期資訊效率上升

此外，雖然以美國市場為主的文獻已存在 ETF 活動對於短期資訊效率影響之異質性研究，但長期資訊效率方面仍缺乏討論。從前述高股息 ETF 在台股 ETF 市場的高佔比，以及過往文獻研究中提及，個人投資者對特定股票類型的偏好，基於假設台灣散戶對高股息股票、低價股、小型股、低本益比股票之偏好，以及 ETF 持股變動可能對散戶偏好股，如第一節最後一段所述，在長期資訊效率有不同的傳導機制與影響效果，本研究提出以下競爭性假說：

H3a：相比非散戶偏好股，在散戶偏好股（高股息、低價、小型、低本益比股票）上，隨著 ETF 持股變動上升，長期交易成本上升、資訊效率下降

H3b：相比非散戶偏好股，在散戶偏好股（高股息、低價、小型、低本益比股票）上，隨著 ETF 持股變動上升，長期交易成本下降、資訊效率上升

第三節 研究貢獻

本研究貢獻主要體現在對現有文獻缺口的補全，特別是針對台灣市場特有的制度環境進行實證，並深入探討 ETF 影響的異質性效果。歸納如下：

一、彌補台灣市場實證研究之不足

既有文獻（如 Israeli et al., 2017）多以美國市場為對象，並指出 ETF 持股增加可能損害成分股的長期資訊效率；然而，台灣股市具備獨特的交易制度限制，且受外資法人影響甚鉅，也就是說，台股因漲跌幅限制、直接撮合制度與缺乏造市商，在面臨外資大舉進出時，容易產生價格鎖死與流動性衝擊。

因此，在台灣特殊的制度下，ETF 一籃子交易與套利機制可能反而扮演提供流動性的正向角色，能顯著降低成分股的交易成本，甚至提升價格資訊性。若此假設為真，則將和美股市場中 ETF 可能抽走流動性的結論截然不同，為新興市場或具備交易限制的市場提供重要的參考證據。

二、填補 ETF 長期影響之差異化研究缺口

過往關於 ETF 異質性影響的研究（如 Glosten et al., 2021）多聚焦於短期資訊效率，對於長期資訊效率的異質作用則缺乏探討。本研究將分析不同股票類型（如高低市值、價格、本益比及股利率），觀察不同特徵之股票，是否在 ETF 持股變動下的會呈現不同反應，並著重驗證 ETF 在散戶偏好股上，對個股交易成本與資訊效率的傳導機制。

第參章 研究設計

第一節 樣本選取與資料來源



一、研究對象

本研究以台灣股票市場個股為研究對象，涵蓋所有在樣本期間內曾經上市或上櫃之台灣股票。考量台灣首支 ETF 發行時間（2003 年）與資料可得性，樣本涵蓋 2004–2024 年；經資料清理與變數建置，主要分析之完整樣本涵蓋 2006–2024 年、1770 家公司個股，樣本觀察值合計 17593 個。

二、資料來源與研究工具

本研究所有主要分析之樣本觀察值皆來自 TEJ 台灣經濟新報資料庫，下載後使用 Excel、R Studio 工具進行資料整理、計算、合併與統計分析。

其中，蒐集年頻率資料內容包含：個股名稱、代碼、年份、TSE 產業別、TSE 產業名稱、TSE 產業代碼、台灣國內 ETF 持有佔流通股比例、三大法人（外資、投信、自營商）持有佔流通股比例、股東權益總額、市值、周轉率、成交值、交易天數、價格、TSE 本益比、TSE 股利殖利率。日頻率資料內容包含：個股報酬率、大盤報酬率、產業報酬率、個股最高價、個股最低價。

第二節 研究方法

本研究方法主要參考 Israeli et al. (2017)，惟在研究假說有所差異，為了檢視 ETF 持股變動對個股交易成本與資訊性的影響，以及影響效果之異質性探討，本研究將進行以下分析。

一、ETF 持股與交易成本

為了測試 H1，我們透過線性回歸模型，分析 ETF 持股變動與兩項交易成本/流動性代理變數之間的關係：(1) 買賣價差 (Bid-Ask Spreads)，以及 (2) 調整後交易價格衝擊指標 (Price Impact of Trades)。

$$\begin{aligned} \Delta \text{HLSREAD}_{it} = & \beta_1 \Delta \text{ETF}_{it-1} + \beta_2 \Delta \text{INST}_{it-1} + \sum_k \beta_k \Delta \text{Controls}_{it-1} \\ & + \sum_j \beta_j \text{INDST_FE}_i + \sum_l \beta_l \text{YEAR_FE}_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

在模型 (1) 當中， Δ 表示變數的變化量（本期減去上期）， $\Delta \text{HLSREAD}_{it}$ 代表

股票 i 在 t 年相對 $t-1$ 年的買賣價差變化量，本研究使用 Corwin & Schultz (2012) 開發的高低價差估計，該指標利用每日最高與最低價比率，來推算買賣價差。Corwin & Schultz (2012) 指出，我們觀察到的每日個股高低價比率 $\left(\frac{H_t^O}{L_t^O}\right)$ ，其中 H_t^O 代表每日最高價， L_t^O 代表每日最低價，其實包含了真實的股價變異與買賣價差，關係式如下，其中 H_t^A 代表真實的每日最高價， L_t^A 代表真實的每日最低價， S 代表買賣價差：

$$\left[\ln\left(\frac{H_t^O}{L_t^O}\right)\right]^2 = \left[\ln\left(\frac{H_t^A(1+S/2)}{L_t^A(1-S/2)}\right)\right]^2$$

為了計算個股的高低買賣價差，我們可以藉由兩種公式求得，首先是連續兩日最高價與最低價比的函數；其次是兩日內最高價與最低價比的函數。該估計法基於下述論點，每日最高價通常是由買方啟動的交易（成交在賣價），而最低價則是賣方啟動的交易（成交在買價）。因此，高低價比同時反映股票的基本波動率與買賣價差。隨時間增加，由波動率構成的價格區間會隨時間增加，但「價差」成分不會。因此，我們可以透過比較「連續兩日的單日高低價比」與「兩日內高低價比」來拆解出價差成分。

因此，我們需要用每兩日資料進行以下估計。其中， β 是連續兩日的單日高低價差對數平方和； Y 是兩日內高低價差對數平方； α 是經波動率調整後之價差成分，而 S 即為我們欲求得的 t 到 $t+1$ 日之高低買賣價差。若求出 S 為負，根據 Corwin & Schultz (2012) 建議，則將其設定為 0。最終將每支個股當年度求得的所有 S 平均，取得模型 1 所需的每年高低買賣價差 (HLSPREAD)，若當年度個股觀察值少於 144 個則不列入計算：

$$S = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}, \alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{Y}{3 - 2\sqrt{2}}}, \beta = \sum_{j=0}^1 \left[\ln\left(\frac{H_{t+j}^O}{L_{t+j}^O}\right)\right]^2, Y = \left[\ln\left(\frac{H_{t,t+1}^O}{L_{t,t+1}^O}\right)\right]^2$$

主要解釋變數包含 ΔETF_{it-1} ，代表公司 i 的 ETF 持股比例從 $t-2$ 年底到 $t-1$ 年底的變化量。本研究 H1 預測 β_1 為負值，ETF 持股增加與買賣價差（交易成本）下降有關。模型同時加入變數 $\Delta \text{INST}_{it-1}$ ，代表機構投資者持股比例的變化量，以區分 ETF 持股與整體機構持股對流動性的影響。

同樣參考 Israeli et al. (2017) 之設定， Controls_{it-1} 代表一系列公司與產業層

級的控制變數，包含：t-2 年底到 t-1 年底股票市值對數變化量 ($\Delta \text{LN}(\text{MVE})_{it-1}$)，因為通常大公司擁有較低的買賣價差；股票周轉率 (ΔTUR_{it-1}) 與年化報酬波動度變化 (ΔSTD_{it-1})，因為高買賣價差通常伴隨低周轉率以及高波動度 (Copeland and Galai 1983)；為了控制財務壓力與成長機會對買賣價差的潛在影響 (Fama and French 1992, Lakonishok et al. 1994)，模型 (1) 加入帳面市值比變化量 (ΔBTM_{it-1})。模型同時控制年份與產業固定效果，產業基於 TSE (台灣證券交易所) 43 項產業別分類。

接下來，Israeli et al. (2017) 參考 Amihud (2002) 非流動性比率 (Illiquidity Ratio, ILLIQ) 作為交易成本與市場流動性的第二項代理變數，為了避免效果混淆，本文效仿該文獻將 Amihud 比率分解，取其分子 (每日絕對報酬率) 為應變數，同時控制分母 (每日成交金額)。迴歸模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta \text{ILLIQ_N}_{it} = & \beta_1 \Delta \text{ETF}_{it-1} + \beta_2 \Delta \text{INST}_{it-1} + \Delta \text{ILLIQ_D}_{it} + \sum_k \beta_k \Delta \text{Controls}_{it-1} \\ & + \sum_j \beta_j \text{INDST_FE}_i + \sum_l \beta_l \text{YEAR_FE}_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

在模型 (2) 當中， $\Delta \text{ILLIQ_N}_{it}$ 是 Amihud 比率的分子，表示 t 年日均絕對報酬率的變化量； $\Delta \text{ILLIQ_D}_{it}$ 是 Amihud 比率的分母，代表 t 年日均成交量的變化。在控制變數同樣參考 Israeli et al. (2017) 作法，加入 $\Delta \text{LN}(\text{MVE})_{it-1}$ ，因為大公司的價格衝擊通常相對較小，以及 ΔBTM_{it-1} ，控制財務壓力與成長機會的潛在影響。最後，模型 (2) 同樣有控制產業及年份固定效果。 ΔETF_{it-1} 和 $\Delta \text{INST}_{it-1}$ 定義與模型 (1) 相同。

本研究基於 H1 假說，預測 β_1 為負值，ETF 持股增加與絕對價格變動幅度 (價格衝擊) 下降，意即流動性上升有關。

二、ETF 持股與價格資訊效率

H2 預測 ETF 持股增加會導致個股定價效率提升。本研究使用股價報酬同步性 (Stock Return Synchronicity) 作為代理變數，衡量股價反映公司個別特定資訊的程度。股價報酬同步性衡量個股報酬中，有多少比例可以被大盤和產業指數報酬所解釋。Roll (1988) 指出，當越多公司個別特定資訊被納入股價，同步性會下降。基於 H2 假說，我們預期 ETF 持股增加會導致同步性下降，代表報酬中反映公司特有資訊增加。

為了建構股價報酬同步性 ($SYNCH_{it}$) 變數，本文效仿 Israeli et al. (2017) 參考 Durnev et al. (2003) 之方法，首先透過個股日報酬率 (RET) 對產業指數日報酬率 (INDRET)、大盤指數日報酬率 (MKTRET) 的迴歸模型，取得各年度個別公司可被大盤及產業報酬解釋的調整後 R 平方 (adjusted R^2) 資料。

$$RET_{id} = \alpha + \beta_1 MKTRET_d + \beta_2 MKTRET_{d-1} + \beta_3 INDRET_d + \beta_4 INDRET_{d-1} + \epsilon_{id} \quad (3)$$

在模型 (3)， RET_{id} 代表公司 i 在 d 日的股價報酬率， $MKTRET_d$ 是市場加權指數的 d 日報酬， $INDRET_d$ 是公司 i 隸屬的產業指數的 d 日報酬。模型 (3) 計算公司 i 在 t 年的調整後 R 平方時，樣本觀察值需至少有 150 天。

接著繼續參考 Israeli et al. (2017)，遵循先前文獻 (Piotroski & Roulstone 2004, Hutton et al. 2010, Crawford et al. 2012, Hutton et al. 2010) 做法，將調整後 R 平方進行對數轉換、建立連續變數，計算個別公司同步性指標 ($SYNCH_{it}$)： $SYNCH_{it} = \log(\frac{R^2_{it}}{1-R^2_{it}})$ ， $SYNCH_{it}$ 越高，代表個股報酬變異有越高比例是被產業及大盤報酬變異所解釋。最後，為了檢驗 ETF 持股上升是否伴隨著個股特定資訊的增加，建立迴歸模型如下：

$$\Delta SYNCH_{it} = \beta_1 \Delta ETF_{it-1} + \beta_2 \Delta INST_{it-1} + \sum_k \beta_k \Delta Controls_{it-1} + \sum_j \beta_j INDST_FE_i + \sum_l \beta_l YEAR_FE_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

在模型 (4) 當中，控制變數 ($Controls_{it-1}$) 除了 ΔBTM_{it-1} 、 $\Delta TURN_{it-1}$ 、 $\Delta \ln(MVE)_{it-1}$ ，Israeli et al. (2017) 遵從 Jin & Myers (2006) 的做法，另外加入公司 i 在 $t-1$ 年報酬偏度的變化量 ($\Delta SKEW_{it-1}$)，以及 Li et al. (2014) 指出，系統性風險可能是同步性的混淆變數，加入 $t-1$ 年 CAPM 貝塔變化量 ($\Delta BETA_{it-1}$) 作為系統性風險的控制變數。最後，模型 (4) 同樣有控制產業及年份固定效果。 ΔETF_{it-1} 和 $\Delta INST_{it-1}$ 定義與模型 (1) 相同。

本研究基於 H2 假說，預測 β_1 為負值，ETF 持股增加與股價報酬同步性下降，資訊效率上升有關。

三、ETF 持股影響的異質性效果

在 ETF 持股變動的影響是否存在異質性，也就是說，ETF 持股增加對於不同

特性的股票，其影響是否存在差異性，本研究將樣本分別依股票價格 ($Price_{it}$)、TSE 股利殖利率 ($TSE D/Y_{it}$)、TSE 本益比 ($TSE P/E_{it}$) 以及市值 (MVE_{it}) 的中位數，將樣本分為高低兩群，並各自進行模型 (1)、(2)、(4) 的迴歸分析，最後比較同一指標高低分組間，統計結果是否存在差異。

如同前一章所述，之所以採用以上這四個股票特徵，是因為本研究 H3a 假設，在散戶偏好的低價、低本益比、高股息、小型股身上，由於 ETF 套利機制無法改善個股交易成本，甚至 ETF 本身可能加劇成分股流動性抽離之負面影響，故當 ETF 持股比增加，反而造成股票交易成本上升、資訊效率下降。但另一方面，根據 H3b 假設，ETF 或許能提升這類型股票的市場能見度，或改善公司治理，從而降低交易成本、提升價格資訊性。

若前述（參見本文第貳章第二節）H3a 假設為真，則我們應該看見，隨著 ETF 持股比上升，低價股、小型股、高股息股、低本益比股票的交易成本顯著上升，資訊效率顯著下降，而高價股、大型股、低股息股、高本益比股票的交易成本顯著下降，資訊效率顯著上升。

若前述（參見本文第貳章第二節）H3b 假設為真，則我們應該看見，隨著 ETF 持股比上升，低價股、小型股、高股息股、低本益比股票的交易成本顯著下降，資訊效率顯著上升，而高價股、大型股、低股息股、高本益比股票的交易成本與資訊效率可能皆不會有明顯改善。

四、穩健性測試

在穩健性測試中，本研究首先會進行子樣本時間段分析，分別執行模型(1)、(2)、(4) 的迴歸分析。其次，本研究會從樣本排除台灣市值最高的個股，觀察結果是否仍與主要分析相似。

第肆章 實證結果與分析



第一節 樣本敘述

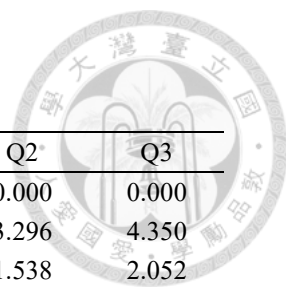
下表 1 呈現的是實證研究中所使用到的變數名稱與定義，表 2 則呈現樣本期間內涵蓋之原始變數，以及經處理後用於模型之變數的敘述統計，包含變數名稱、樣本數 (N)、平均值 (Mean)、標準差 (SD)、第一四分位數 (Q1)、中位數 (Q2)、第三四分位數 (Q3)。

在進行迴歸分析前，本研究也有事先進行樣本迴歸模型變數之間的皮爾森相關矩陣分析，確認自變數與應變數不會有共線性問題，除了兩項交易成本代理變數 ($\Delta\text{HLSREAD}$ 、 $\Delta\text{ILLIQ_N}$ 的相關係數為 0.87) 以外，迴歸模型中其餘變數間皆呈現中低度相關。

表 1 變數定義

變數名稱	定義
ETF (%)	每年個股被所有台灣國內發行 ETF 持有量佔流通股的比例。
HLSREAD (%)	遵循 Corwin & Schultz (2012) 做法計算的每年個股買賣價差，樣本觀察值在當年度需至少有 144 個。
ILLIQ_N (%)	每年個股日均絕對價格報酬，樣本觀察值在當年度需至少有 120 個
SYNCH (x)	每年個股報酬能被產業大盤報酬解釋的程度， $SYNCH_{it} = \log\left(\frac{R^2_{it}}{1-R^2_{it}}\right)$ ，當年度樣本值需至少有 150 個。
INST (%)	每年年底個股被外資、投信、自營三大法人加總持有量佔流通股的比例。
LN(MVE)	個股以新台幣百萬元為單位的年底市值取對數值。
BTM (x)	每年年底的個股帳面市值比，以年底股東權益除以年底市值。
TURN (%)	每年個股周轉率，亦即年成交量除以流通在外股數。
STD(RET) (%)	每年個股年化報酬標準差。
ILLIQ_D (百萬新台幣)	每年個股日均成交值，樣本觀察值在當年度需至少有 120 個。
BETA	以 CAPM 模型回歸得到的個股系統性風險係數，樣本觀察值在當年度需至少有 150 個，無風險利率為臺銀一年期存款利率。
SKEW	每年個股報酬偏度，樣本觀察值在當年度需至少有 150 個。
TSE D/Y (%)	當年年底交易所股利殖利率，亦即每股股利／年底收盤價*100%，其中每股股利採用該公司近期每股配發之盈餘分配之現金股利 + 法定盈餘公積、資本公積發放之現金 + 盈餘轉增資股票股利。
TSE P/E	當年年底的交易所本益比，亦即年底收盤價／每股參考稅後純益，純益資料採用公司近 4 季財務報告為計算基礎。
MVE (百萬新台幣)	每年年底個股市值。
Price (NTD\$)	每年年底個股收盤價。

表 2 敘述統計



變數名稱	N	Mean	SD	Q1	Q2	Q3
ETF (%)	38619	0.092	0.830	0.000	0.000	0.000
HLSREAD (%)	32046	3.536	1.678	2.383	3.296	4.350
ILLIQ_N (%)	33856	1.619	0.745	1.085	1.538	2.052
SYNCH (x)	27318	-1.714	1.482	-2.499	-1.536	-0.758
INST (%)	38619	10.502	16.041	0.390	3.700	12.880
LN(MVE)	38619	8.034	1.587	6.979	7.894	8.954
BTM (x)	38619	1.073	7.786	0.434	0.708	1.085
TURN (%)	38619	155.322	244.914	23.824	71.056	190.171
STD(RET) (%)	34612	39.710	53.036	26.612	36.644	47.314
ILLIQ_D (百萬新台幣)	34603	108.551	519.529	2.777	13.171	60.936
BETA	34824	0.572	3.375	0.396	0.688	0.997
SKEW	34820	0.550	1.242	0.064	0.341	0.758
TSE D/Y (%)	31094	4.160	6.493	0.300	3.380	5.880
TSE P/E	24229	37.281	164.466	11.060	15.640	25.880
MVE (百萬新台幣)	38619	18790.299	226302.764	1074.000	2680.000	7742.000
Price (NTD\$)	38619	46.783	111.904	13.025	24.400	46.950
ΔETF (%)	32894	0.022	0.361	0.000	0.000	0.000
ΔHLSREAD (%)	29533	-0.071	1.315	-0.763	-0.085	0.622
ΔILLIQ_N (%)	31595	-0.010	0.646	-0.377	-0.046	0.326
ΔSYNCH (x)	24378	-0.005	1.363	-0.837	-0.048	0.762
ΔINST (%)	32894	0.144	5.572	-0.710	0.000	0.680
ΔLN(MVE)	32894	0.040	0.498	-0.212	0.021	0.278
ΔBTM (x)	32894	0.049	6.789	-0.152	0.005	0.155
ΔTURN (%)	32894	6.463	232.089	-41.721	-0.205	42.216
ΔSTD(RET) (%)	30204	-2.266	58.700	-8.846	-1.532	6.632
ΔILLIQ_D (百萬新台幣)	32341	10.988	383.073	-8.939	0.003	10.598
ΔBETA	30452	-0.039	4.834	-0.243	-0.018	0.224
ΔSKEW	30447	-0.010	1.551	-0.372	0.007	0.407

表 3 模型變數相關矩陣

應變數	ΔETF_{t-1}	$\Delta HLSREAD_t$	$\Delta ILLIQ_N_t$	$\Delta SYNCH_t$	$\Delta INST_{t-1}$	$\Delta LN(MVE)_{t-1}$	ΔBTM_{t-1}	$\Delta ILLIQ_D_{t-1}$	ΔSTD_{t-1}	$\Delta TURN_{t-1}$	$\Delta BETA_{t-1}$	$\Delta SKEW_{t-1}$
ΔETF_{t-1}	1	0.001	-0.005	-0.003	0.056	0.015	-0.004	-0.013	0.003	0.003	-0.022	-0.007
$\Delta HLSREAD_t$	0.001	1	0.87	0.142	-0.009	-0.109	0.073	0.195	-0.162	-0.185	-0.224	0.021
$\Delta ILLIQ_N_t$	-0.005	0.87	1	0.221	0.026	-0.051	0.027	0.223	-0.2	-0.178	-0.258	0.059
$\Delta SYNCH_t$	-0.003	0.142	0.221	1	0.073	0.288	-0.216	0.027	0.053	0.158	-0.161	0.227
$\Delta INST_{t-1}$	0.056	-0.009	0.026	0.073	1	0.322	-0.196	0.042	0.06	0.141	0.025	0.051
$\Delta LN(MVE)_{t-1}$	0.015	-0.109	-0.051	0.288	0.322	1	-0.762	0.038	0.171	0.447	0.088	0.161
ΔBTM_{t-1}	-0.004	0.073	0.027	-0.216	-0.196	-0.762	1	-0.038	-0.09	-0.292	-0.024	-0.119
$\Delta ILLIQ_D_{t-1}$	-0.013	0.195	0.223	0.027	0.042	0.038	-0.038	1	0.01	-0.038	-0.03	0.014
ΔSTD_{t-1}	0.003	-0.162	-0.2	0.053	0.06	0.171	-0.09	0.01	1	0.354	0.384	0.348
$\Delta TURN_{t-1}$	0.003	-0.185	-0.178	0.158	0.141	0.447	-0.292	-0.038	0.354	1	0.29	-0.017
$\Delta BETA_{t-1}$	-0.022	-0.224	-0.258	-0.161	0.025	0.088	-0.024	-0.03	0.384	0.29	1	-0.165
$\Delta SKEW_{t-1}$	-0.007	0.021	0.059	0.227	0.051	0.161	-0.119	0.014	0.348	-0.017	-0.165	1

第二節 ETF 持股變動對交易成本的影響

如表 4 所示，本研究發現，當 ETF 持股每上升一個百分點，則買賣價差下降 3.5 個基點，相當於樣本平均值 3.536% 的 1.0%，價格衝擊同樣下降 1.6 個基點，同樣相當於樣本平均值 1.619% 的 1.0%，因此，如 H1 假說預測，個股 ETF 持股變化與交易成本變化確實呈現顯著負相關。而相對於 Israeli et al. (2017) 之研究結果發現，ETF 持股每上升一個百分點，下一年平均買賣價差會上升 1.6%、價格衝擊上升 2% 來看，本研究統計結果 (1%) 具備一定程度的經濟顯著性。

同時，我們也看到機構持股每增加一個百分點，買賣價差便上升 1.0 個基點，價格衝擊上升 0.7 個基點，結果同樣支持本研究假設推論，由於台股交易限制與外資衝擊，機構法人持股增加反而會降低個股流動性、增加交易成本與價格波動。在不同模型變數控制下，結果皆呈現穩定。

在控制變數方面，除了報酬波動率的係數與理論有所差異外，其餘係數方向與顯著性皆和過往文獻理論一致。

表 4 ETF 持股變化與交易成本

應變數為當期高低買賣價差變動 ($\Delta\text{HLSREAD}_t$) 與價格衝擊變動 (ΔILLIQ_N)。自變數包含前一期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第一節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

應變數	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta\text{HLSREAD}_t$			ΔILLIQ_N		
ΔETF_{t-1}	-0.035** (0.03)	-0.029* (0.07)		-0.016** (0.04)	-0.012 (0.11)	
ΔINST_{t-1}	0.010*** (0.00)		0.010*** (0.00)	0.007*** (0.00)		0.007*** (0.00)
ΔBTM_{t-1}	-0.086*** (0.00)	-0.077** (0.01)	-0.086*** (0.00)	-0.042*** (0.00)	-0.036** (0.01)	-0.042*** (0.00)
$\Delta\ln(\text{MVE})_{t-1}$	-0.362*** (0.00)	-0.298*** (0.00)	-0.362*** (0.00)	-0.290*** (0.00)	-0.250*** (0.00)	-0.290*** (0.00)
ΔSTD_{t-1}	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)			
ΔTURN_{t-1}	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)			
ΔILLIQ_D				0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	17593	17593	17593	17593	17593	17593
R-squared	0.257	0.255	0.257	0.285	0.281	0.284

第三節 ETF 持股變動對價格資訊性的影響

從表 5 可以看到，雖然 ETF 持股變動的係數為負 ($\beta_1 = -0.019$)，但結果卻未達成統計上顯著 ($P - \text{Value} = 0.18$)。因此，研究結果雖然能支持 H1 假說，但卻無法支持 H2 假說，也就是說，雖然能看到前一期 ETF 持股增加，同時伴隨著當期交易成本下降的現象，但卻沒有充分證據顯示，股價同步性也會隨之下降。因此，雖然可以從研究結果推論，在台灣市場的制度環境下，ETF 一籃子交易與套利機制有助於提升個股流動性，但是否從而改善定價資訊性，此一傳導機制仍未有足夠統計結果能證實。

同時我們也看到，機構持股變動對同步性的影響也同樣不顯著，甚至係數略呈現負值 ($\beta_2 = -0.000$, $P - \text{Value} = 0.72$)。本研究推論，這或許是因為，機構法人在市場通常扮演價格發現、提高個股資訊曝光度的角色，雖然由於台灣市場的制

度環境，導致外資進出容易讓個股出現價格鎖死或遭交易處置的影響，降低個股流動性；但另一方面，外資等機構法人的研究報告或買賣動向，卻又能揭露更多的個股資訊。

也就是說，外資持有比重高，導致其高額資金進出時，個股交易成本提升、資訊效率下降的負面效果；和外資高持股比重之個股，通常意味著較高的市場曝光度，帶來資訊效率上升之正面效果，兩效果相互抵銷，導致機構持股比上升，雖然提升個股交易成本，卻不影響其定價資訊性。因此，機構法人的持股變化，才未顯示出與既有文獻相似的流動性到資訊效率傳導機制。

同理，ETF 持股上升之所以僅伴隨著交易成本顯著下降，而未見資訊效率顯著提升，可能也是出於類似的理由。在台灣，由於制度規範結合外資衝擊的影響，個股交易成本相對更高，因此，ETF 套利機制才能藉由為個股創造流動性，藉此降低交易成本；然而，因為相反作用力互相抵銷，前述負面影響並未傳導至個股定價資訊性，以至於 ETF 持股比例上升，未能進一步顯著改善個股資訊效率。

表 5 ETF 持股變化與價格資訊性

應變數為當期股價報酬同步性變動 (ΔSYNCH_t)。自變數包含前一期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第二節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、**與*** 分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

應變數	(1)	(2) ΔSYNCH_t	(3)
ΔETF_{t-1}	-0.019 (0.18)	-0.019 (0.18)	
ΔINST_{t-1}	-0.000 (0.72)		-0.001 (0.67)
ΔBTM_{t-1}	-0.075*** (0.00)	-0.076*** (0.00)	-0.075*** (0.00)
$\Delta\ln(\text{MVE})_{t-1}$	0.389*** (0.00)	0.386*** (0.00)	0.389*** (0.00)
ΔTURN_{t-1}	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
ΔBETA_{t-1}	-0.362*** (0.00)	-0.362*** (0.00)	-0.362*** (0.00)
ΔSKEW_{t-1}	0.091*** (0.00)	0.091*** (0.00)	0.091*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Observations	17593	17593	17593
R-squared	0.503	0.503	0.503

第四節 ETF 持股變動的異質性影響

從下表 6 到 8 可見，不同股票類型對 ETF 持股變動影響的差異，以下將不同股票特徵分群依序進行分析。首先，在股價 (Price) 分群中，我們看到在高價 (High) 組中，隨著 ETF 持股變動 (ΔETF) 上升，交易成本代理變數 ($\Delta\text{HLSREAD}$ 、 $\Delta\text{ILLIQ_N}$) 顯著下降，但在低價 (Low) 組卻無顯著相關；而在資訊代理變數 (ΔSYNCH)，兩者係數則同樣不顯著。此結果更偏向本研究 H3a 假說，也就是 ETF 對散戶偏好之低價股而言，無法藉由套利交易機制改善其交易成本。

在市值 (MVE) 分群中，我們則看到在高市值 (High) 組中，隨著 ETF 持股變動 (ΔETF) 上升，交易成本代理變數 ($\Delta\text{HLSREAD}$ 、 $\Delta\text{ILLIQ_N}$) 顯著下降；而在

低市值組中，雖然對買賣價差變動 ($\Delta\text{HLSREAD}$) 的係數不顯著，但對價格衝擊變動 ($\Delta\text{ILLIQ_N}$) 係數卻顯著為負。此結果更偏向、甚至部分支持 H3a 假說，也就是對散戶偏好之低價股而言，由於不易受到機構法人的資金干擾，無法藉由 ETF 套利交易機制改善交易成本，甚至 ETF 可能造成流動性抽離、交易成本上升之負面影響。

在本益比 (TSE P/E) 分群中，隨著 ETF 持股變動 (ΔETF) 上升、我們看到交易成本下降 (對 $\Delta\text{HLSREAD}$ 、 $\Delta\text{ILLIQ_N}$ 係數為負)、資訊效率上升 (對 ΔSYNCH 係數為負) 的關係，則看到在低本益比 (Low) 組全部呈現顯著，但在高本益比 (High) 組中則多數呈現不顯著，甚至在同步性呈現顯著下降 (對 ΔSYNCH 係數為正)。此結果較支持 H3b 假說，也就是受到 ETF 改善公司治理、增加散戶偏好股的市場曝光度之緣故，ETF 持股增加更能改善這類型股票的流動性與資訊效率。

最後，在股利率 (TSE D/Y) 分群，在高股利 (High) 組當中，觀察到隨著 ETF 持股變動 (ΔETF) 上升、同步性下降關係呈現顯著，而在低股利 (Low) 組當中，則看到同步性顯著上升，其餘變數皆不顯著。此結果同樣較支持 H3b 假說，也就是受到 ETF 持股增加影響，散戶偏好之股票類型的市場能見度提升，進而改善個股資訊效率。

以上結果無法充分支持任一競爭性假說 (H3a、H3b)，本研究原先預期，在散戶偏好的低價格、低本益比、高股息、小型股當中，ETF 持股變動對交易成本與價格資訊性的影響應該呈現相同方向，也就是說，我們預期看到在以上股票類型中，同時看到 ETF 持股變動上升，伴隨交易成本顯著上升、資訊效率顯著下降，或是相反情形，看到 ETF 持股變動上升，伴隨交易成本顯著下降、資訊效率顯著上升，且此一結果會和對照組 (高價格、高本益比、低股息、大型股) 有所區別。但從統計結果來看，低價格、小型股的表現較支持 H3a 假說，而低本益比、高股息則相對支持 H3b 假說。

因此，本研究推測，可能是 ETF 成分股與非 ETF 個股的特徵差異，造成不同分群間，係數方向與顯著效果出現區隔，也就是說，被納入 ETF 的股票具備某些特質，導致在這些股票上，ETF 持股比上升對交易成本下降的影響更加顯著。

表 6 買賣價差分群迴歸結果

按價格 (Price)、市值 (MVE)、本益比 (TSE P/E)、股利率 (TSE D/Y)，分別將樣本分為高 (High)、低 (Low) 兩群討論。應變數為當期高低買賣價差變動 ($\Delta\text{HLSPREAD}_t$)。自變數包含前一期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第一節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
應變數	$\Delta\text{HLSPREAD}_t$							
	Price		MVE		TSE P/E		TSE D/Y	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
ΔETF_{t-1}	-0.042** (0.03)	-0.044 (0.22)	-0.050*** (0.00)	-0.439 (0.47)	-0.017 (0.62)	-0.032* (0.08)	-0.007 (0.67)	0.019 (0.67)
ΔINST_{t-1}	0.009*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.008*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.010*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.009*** (0.00)
ΔBTM_{t-1}	-0.347*** (0.00)	-0.147*** (0.00)	-0.094* (0.06)	-0.112*** (0.00)	-0.064 (0.11)	-0.129*** (0.00)	-0.152*** (0.00)	-0.043 (0.25)
$\Delta\ln(\text{MVE})_{t-1}$	-0.374*** (0.00)	-0.614*** (0.00)	-0.195*** (0.00)	-0.580*** (0.00)	-0.325*** (0.00)	-0.404*** (0.00)	-0.350*** (0.00)	-0.355*** (0.00)
ΔSTD_{t-1}	-0.006*** (0.00)	-0.014*** (0.00)	-0.011*** (0.00)	-0.006*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.012*** (0.00)	-0.006*** (0.00)
ΔTURN_{t-1}	-0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	-0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	8785	8808	8790	8803	8782	8811	8781	8812
R-squared	0.248	0.300	0.298	0.245	0.255	0.270	0.312	0.255

表 7 價格衝擊分群迴歸結果

按價格 (Price)、市值 (MVE)、本益比 (TSE P/E)、股利率 (TSE D/Y) 分別將樣本分為高 (High)、低 (Low) 兩群討論。應變數為當期價格衝擊變動 ($\Delta ILLIQ_N_t$)。自變數包含前一期 (t-1) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 ($\Delta INST_{t-1}$)，其餘控制變數請參考第參章第一節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
應變數	$\Delta ILLIQ_N_t$							
	Price		MVE		TSE P/E		TSE D/Y	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
ΔETF_{t-1}	-0.019** (0.03)	0.009 (0.60)	-0.020*** (0.00)	-0.211 (0.42)	-0.012 (0.48)	-0.014* (0.09)	0.002 (0.79)	-0.005 (0.83)
$\Delta INST_{t-1}$	0.007*** (0.00)	0.004*** (0.01)	0.006*** (0.00)	0.004*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.007*** (0.00)
$\Delta ILLIQ_D_t$	0.000*** (0.00)	0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
ΔBTM_{t-1}	-0.132*** (0.00)	-0.055*** (0.00)	-0.023 (0.29)	-0.027 (0.11)	-0.030 (0.12)	-0.071*** (0.00)	-0.042* (0.09)	-0.029 (0.11)
$\Delta \ln(MVE)_{t-1}$	-0.286*** (0.00)	-0.383*** (0.00)	-0.208*** (0.00)	-0.323*** (0.00)	-0.257*** (0.00)	-0.345*** (0.00)	-0.288*** (0.00)	-0.277*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	8785	8808	8790	8803	8782	8811	8781	8812
R-squared	0.301	0.317	0.390	0.400	0.280	0.303	0.331	0.279

表 8 同步性分群迴歸結果

按價格 (Price)、市值 (MVE)、本益比 (TSE P/E)、股利率 (TSE D/Y)，分別將樣本分為高 (High)、低 (Low) 兩群討論。應變數為當期股價報酬同步性變動 (ΔSYNCH_i)。自變數包含前期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第二節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
應變數	ΔSYNCH_i							
	Price		MVE		TSE P/E		TSE D/Y	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
ΔETF_{t-1}	-0.010 (0.51)	-0.042 (0.24)	-0.014 (0.24)	0.100 (0.87)	0.060* (0.06)	-0.049*** (0.00)	-0.045*** (0.00)	0.090** (0.02)
ΔINST_{t-1}	0.000 (0.82)	-0.002 (0.47)	0.002 (0.21)	0.003 (0.28)	0.001 (0.75)	-0.002 (0.31)	-0.001 (0.53)	0.000 (0.95)
ΔBTM_{t-1}	0.064 (0.23)	0.006 (0.85)	-0.055 (0.15)	-0.004 (0.91)	-0.040 (0.27)	-0.117*** (0.00)	-0.119** (0.02)	-0.055* (0.09)
$\Delta\ln(\text{MVE})_{t-1}$	0.446*** (0.00)	0.512*** (0.00)	0.317*** (0.00)	0.528*** (0.00)	0.389*** (0.00)	0.393*** (0.00)	0.383*** (0.00)	0.400*** (0.00)
ΔTURN_{t-1}	0.000*** (0.00)	0.001*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
ΔBETA_{t-1}	-0.328*** (0.00)	-0.410*** (0.00)	-0.393*** (0.00)	-0.329*** (0.00)	-0.368*** (0.00)	-0.357*** (0.00)	-0.382*** (0.00)	-0.359*** (0.00)
ΔSKEW_{t-1}	0.084*** (0.00)	0.100*** (0.00)	0.089*** (0.00)	0.089*** (0.00)	0.091*** (0.00)	0.090*** (0.00)	0.084*** (0.00)	0.096*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	8785	8808	8790	8803	8782	8811	8781	8812
R-squared	0.490	0.535	0.511	0.521	0.469	0.547	0.565	0.454

因此，本研究在控制產業與年份效果後，以是否被 ETF 持有當作自變數，特徵變數為應變數，觀察 ETF 股票是否在某些特徵與非 ETF 股票具有差異。

從下表 9 可見，股票被 ETF 持有 (ETF Dummy，也就是當年股票被持有時為 1、未被持有則為 0) 與高價格 (80.815)、高市值 (94669.811)、高股利 (0.213)、低本益比 (-15.512) 具有顯著相關。故異質性分析結果可能只是因為，ETF 持股不為零的在這些分組中樣本數較多，故統計結果也更加顯著，並非 ETF 對個股交易成本與資訊性的傳導機制，在散戶偏好股身上與一般股票存在差異。

表 9 ETF 特徵迴歸分析結果

應變數為價格 (Price)、市值 (MVE)、本益比 (TSE P/E)、股利率 (TSE D/Y)，自變數為當期是否被 ETF 持有 (ETF Dummy，也就是當年有被 ETF 持有時為 1、未被持有則為 0)，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。括號內為 p 值 (p-value)。*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

應變數	Price	MVE	TSE P/E	TSE D/Y
ETF dummy	80.815***	94669.811***	-15.512***	0.213**
(p-value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.012)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
S.E. type	Cluster (Ticker)	Cluster (Ticker)	Cluster (Ticker)	Cluster (Ticker)
Observations	17593	17593	17593	17593
R-squared	0.1168	0.0260	0.0100	0.1063
Within R-squared	0.054194	0.014442	0.001542	0.000597

表 10 同樣呈現類似結果。在各年度與整體樣本中，高價格、高市值、高股利、低本益比組別中，ETF dummy 不為零、也就是當年度有被 ETF 持有的股票，佔該組樣本數的比例，都高於對應的低價格、低市值、低股利、高本益比組別，此一現象在高市值 (50%)、高價格 (37%) 股票尤其明顯。也就是說，高價格、高市值、高股利、低本益比的股票群中，被 ETF 納入的比例更高。

表 10 ETF Dummy 佔樣本數比例

本表格呈現各年度、各組別樣本中，ETF dummy 為 1 者，佔該年該組樣本的比率。

年份	Price		MVE		TSE P/E		TSE D/Y	
	High	Low	High	Low	High	Low	High	Low
2006	25%	11%	35%	0%	19%	16%	21%	14%
2007	26%	13%	38%	0%	21%	17%	16%	22%
2008	31%	9%	40%	0%	25%	15%	22%	18%
2009	40%	9%	47%	2%	22%	27%	25%	24%
2010	35%	14%	47%	2%	24%	24%	27%	22%
2011	44%	17%	59%	2%	29%	31%	31%	29%
2012	48%	21%	69%	0%	34%	35%	33%	36%
2013	43%	20%	61%	2%	28%	34%	33%	29%
2014	38%	16%	52%	1%	23%	30%	30%	24%
2015	32%	14%	45%	2%	20%	26%	25%	22%
2016	30%	13%	41%	1%	20%	22%	21%	22%
2017	32%	12%	42%	2%	20%	25%	22%	22%
2018	32%	17%	46%	4%	21%	28%	27%	22%
2019	34%	13%	46%	2%	24%	24%	24%	24%
2020	35%	15%	46%	4%	21%	28%	26%	24%
2021	32%	12%	41%	3%	18%	26%	25%	20%
2022	35%	13%	45%	3%	20%	28%	26%	22%
2023	45%	16%	57%	4%	27%	34%	31%	30%
2024	50%	21%	65%	6%	30%	41%	41%	30%
Total	37%	15%	50%	2%	24%	28%	27%	25%

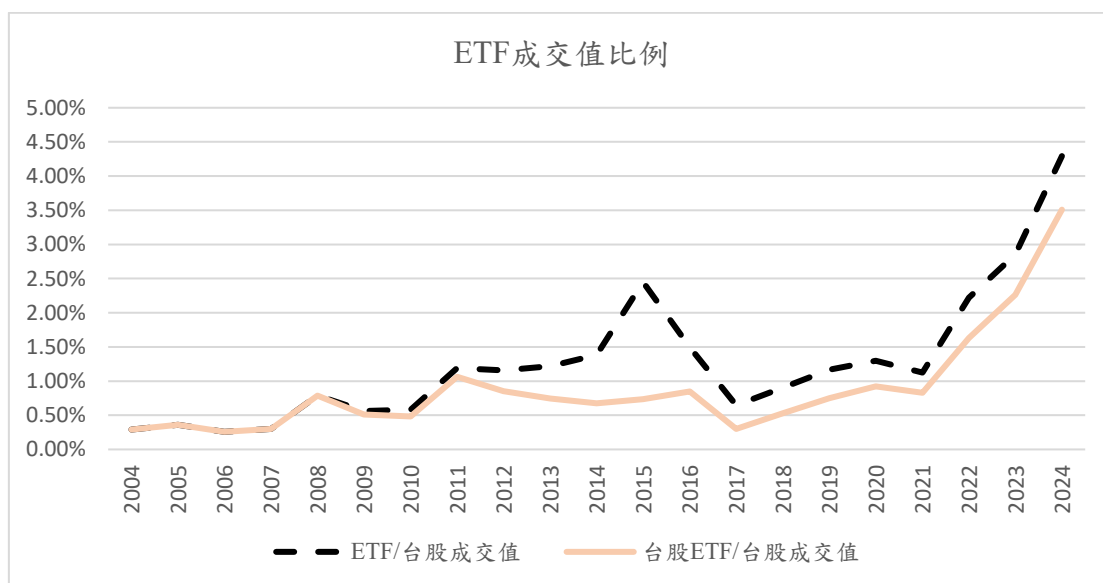
第五節 穩健性測試結果

在穩健性測試中，由於本研究預期 ETF 對交易成本與資訊性的長期正面影響，來自於造市商，在台灣通常是由自營商所擔任，所創造的流動性所致，因此，隨著

自營商成交值比例的成長，以及 ETF 成交值佔台股成交值比例的成長，理論上 ETF 的正面影響將變得更加顯著。因此，本研究觀察了過去二十年來相關比例值的變化，以及樣本數量的平衡，最終選取比較子時段 2006–2014 年、2015–2024 年，並預期與主要分析相似的統計結果在後者將更加顯著。

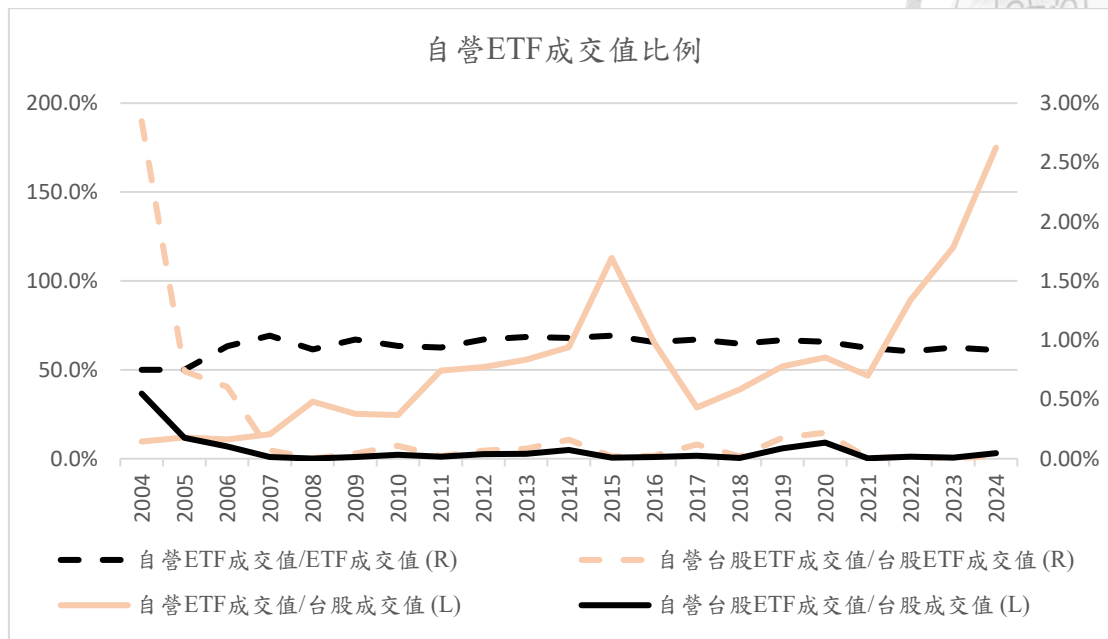
在圖 5、6 中，本研究比較了 2004–2024 年各種 ETF 成交值。首先，ETF 成交值指的是所有在台灣發行、僅包含股票型 ETF 的總成交值，台股 ETF 成交值指的是純台股之股票型 ETF 成交值，台股成交值則是所有上市櫃台灣股票之成交值。自營 ETF 是所有自營買賣股票型 ETF 的加總，自營台股 ETF 是指自營買賣純台股之股票型 ETF 的加總。在計算自營買賣除以台股或 ETF 成交值時，由於同時計算自營買進與賣出金額，故會將分母乘以 2。

圖五 2004–2024 年 ETF 與台股 ETF 佔台股成交值比



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

圖六 2004－2024 年自營 ETF/自營台股 ETF 佔台股/ETF/台股 ETF 成交值比



資料來源：TEJ 資料庫，自行整理

結果也如原先預期，如下表 11 所示，ETF 持股比例上升，與買賣價差、價格衝擊下降的相關性在 2015-2024 年期間子樣本更加顯著，而在 2006－2014 子樣本則不顯著、甚至呈現部分相反的相關性結果。

表 11 分時段之子樣本迴歸分析結果

按 2015 年分割，將樣本分為兩群討論。應變數為當期高低買賣價差變動 ($\Delta\text{HLS}\text{SPREAD}_t$)、價格衝擊變動 ($\Delta\text{ILLIQ_N}_t$) 與股價報酬同步性變動 (ΔSYNCH_t)。自變數包含前一期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第二節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。
*、**與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2006 – 2014			2015 – 2024		
應變數	$\Delta\text{HLS}\text{SPREAD}_t$	$\Delta\text{ILLIQ_N}_t$	ΔSYNCH_t	$\Delta\text{HLS}\text{SPREAD}_t$	$\Delta\text{ILLIQ_N}_t$	ΔSYNCH_t
	0.192	0.203***	0.125	-0.040***	-0.018**	-0.019
ΔETF_{t-1}	(0.32)	(0.01)	(0.39)	(0.01)	(0.02)	(0.20)
ΔINST_{t-1}	0.004 (0.11)	0.004*** (0.00)	0.003* (0.06)	0.016*** (0.00)	0.008*** (0.00)	-0.004** (0.02)
$\Delta\text{ILLIQ_D}_t$		0.001*** (0.00)			0.000*** (0.00)	
ΔBTM_{t-1}	-0.020 (0.63)	0.011 (0.46)	-0.032 (0.30)	-0.270*** (0.00)	-0.124*** (0.00)	-0.180*** (0.00)
$\Delta\text{LN}(\text{MVE})_{t-1}$	-0.376*** (0.00)	-0.286*** (0.00)	0.229*** (0.00)	-0.322*** (0.00)	-0.322*** (0.00)	0.463*** (0.00)
ΔSTD_{t-1}	-0.008*** (0.00)			-0.009*** (0.00)		
ΔTURN_{t-1}	-0.002*** (0.00)		0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)		0.000*** (0.00)
ΔBETA_{t-1}			-0.354*** (0.00)			-0.391*** (0.00)
ΔSKEW_{t-1}			0.096*** (0.00)			0.086*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6379	6379	6379	11214	11214	11214
R-squared	0.287	0.395	0.371	0.237	0.239	0.546
Adj. R-squared	0.282	0.392	0.366	0.234	0.236	0.544

其次，由於台灣股市有高度集中於單一個股的性質，且該股同時佔指數型 ETF 絕大成份比例，為了避免 ETF 效果深受該股主導之疑慮，本研究排除了台灣市值

最高個股的台積電，並依然得到了和主要分析相似的結果，具體請參見表 12。



表 12 排除台積電之子樣本迴歸分析結果

將樣本排除台積電數據後進行迴歸分析。應變數為當期高低買賣價差變動 ($\Delta\text{HLSpread}_t$)、價格衝擊變動 ($\Delta\text{ILLIQ_N}_t$) 與股價報酬同步性變動 (ΔSYNCH_t)。自變數包含前一期 ($t-1$) ETF 持股變動 (ΔETF_{t-1}) 與機構持股變動 (ΔINST_{t-1})，其餘控制變數請參考第參章第二節之詳細說明，並加入年份 (Year) 及產業 (Industry) 固定效果 (FE)。詳細變數定義見表 1。括號中為 p-value。*、** 與***分別代表結果在 0.1、0.05 與 0.01 的統計水準下顯著。

應變數	(1) $\Delta\text{HLSpread}_t$	(2) $\Delta\text{ILLIQ_N}_t$	(3) ΔSYNCH_t
ΔETF_{t-1}	-0.035** (0.03)	-0.016** (0.04)	-0.019 (0.18)
ΔINST_{t-1}	0.010*** (0.00)	0.007*** (0.00)	-0.000 (0.72)
	—	0.000*** (0.00)	—
$\Delta\text{ILLIQ_D}_t$			
ΔBTM_{t-1}	-0.086*** (0.00)	-0.039*** (0.01)	-0.075*** (0.01)
$\Delta\text{LN(MVE)}_{t-1}$	-0.362*** (0.00)	-0.290*** (0.00)	0.389*** (0.00)
ΔSTD_{t-1}	-0.008*** (0.00)	—	—
ΔTURN_{t-1}	-0.001*** (0.00)	—	0.000*** (0.00)
ΔBETA_{t-1}	—	—	-0.362*** (0.00)
ΔSKEW_{t-1}	—	—	0.091*** (0.00)
Year FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes
Observations	17577	17577	17577
R-squared	0.257	0.292	0.504
Adj. R-squared	0.255	0.290	0.502

第伍章 結論與建議

第一節 研究結論



本研究透過分析 2006 年至 2024 年台灣上市櫃公司數據，旨在探討 ETF 持股變動對成分股交易成本與定價資訊效率之影響。綜合實證結果，本研究得出以下主要結論：

一、ETF 持股顯著降低交易成本：

實證結果顯示，ETF 持股比例的增加與買賣價差（HLSPREAD）及價格衝擊（ILLIQ_N）呈顯著負相關。這顯示在台灣市場，ETF 的一籃子交易與套利機制並未如部分國外文獻所述，造成長期個股流動性惡化，反而扮演了提供流動性的角色，有效降低成分股的交易摩擦。本研究同時進行子樣本的穩健性分析，效果與主要分析呈現一致結果。

二、定價資訊效率之影響尚不明顯：

雖然研究結果觀察到股價報酬同步性（SYNCH）有隨 ETF 持股增加而下降的趨勢（隱含資訊性提升），但在統計水準上未達顯著。這可能反映出在台灣市場環境下，ETF 帶來的交易成本下降與流動性改善，尚未完全轉化為更高效的公司特定資訊反映機制。

三、機構持股與 ETF 之異質性效果：

本研究發現，一般機構法人持股增加反而會提高個股交易成本與價格衝擊，這與 ETF 帶來的正面流動性效果形成鮮明對比，也凸顯在台灣市場的制度限制與外資大規資金衝擊下，機構法人持有比重上升，反而造成與國外市場迥異的負面流動性影響。然而，由於機構法人在市場扮演價格發現者的角色，其研究報告或買賣動向通常可提供市場更多個股資訊。因此，機構法人的持股變化上升，雖然提高了交易摩擦，卻沒有造成資訊效率的下降。此外，本研究並未發現 ETF 的傳導機制在散戶偏好股上有顯著差異，統計結果與 ETF 成分股本身的特徵更加吻合。

因此，從本研究結果來看，雖然 ETF 的負面影響廣受討論與擔憂，但在台灣市場，ETF 市場的成長，反而對於個股長期流動性與資訊性可能有益。

第二節 研究建議、研究限制與未來研究方向

基於上述結論，本研究提出以下建議，並說明研究中之局限性，以提供未來研究作為方向參考：

一、實務與政策建議

(一) 對監理機關之建議：

鑑於 ETF 在台灣具備改善成分股流動性的正面效益，政府可持續優化 ETF 的掛牌制度與交易規則，利用其套利機制帶動整體市場的交易活絡度、增加市場流動性。

(二) 對投資人之建議：

投資人應關注 ETF 成分股在流動性上的優勢，特別是在市場波動時期，具有高 ETF 持股比例之個股可能具備低交易成本、低價格衝擊之優勢。

二、研究限制與未來研究方向

(一) 因果識別限制：

即便自變數相對應變數採用落後一期的變化量，並在模型中加入固定效果與控制變數，仍可能存在其他被忽略的、或是難以觀測到的因素，同時影響到 ETF 持股與市場流動性或資訊性，像是大眾對特定種類的 ETF 的偏好預想，可能影響到投信未來發行此類型 ETF 的意願，進而同時影響到個股的 ETF 持股比例與交易量。

因此，本文推論以「相關性是否顯著」與「是否與假設機制具一致性」為主，也就是說，在相關性方面，希望能看到 ETF 持股的增長，和個股交易成本下降，與定價資訊性上升有顯著相關；而交易成本下降須和資訊效率上升同時出現，反映出假設機制的合理性與一致性。但整體而言，對於研究結果的因果解釋仍需相當審慎。

(二) 代理變數限制：

流動性與資訊效率皆為較抽象的構面，也就是說，它們是基於特定研究，或者是理論測試需求所產生的概念，其中可能包含多種因素，需要仰賴清晰的範圍定義，以及明確的代理指標衡量；當採用不同的代理指標，可能捕捉到該抽象概念的不同面向，進而影響研究結果與解釋，使得研究仍需搭配控制變數與穩健性檢驗。

(三) 資訊性指標之單一性：

本研究僅採用同步性作為定價資訊效率之代理指標，而此一指標採用 R^2 可能會包含雜訊，由於台灣市場的分析師覆蓋數量資料有限，無法以分析師數量變化作為定價資訊性的代理指標。未來研究若能納入更多元的資訊性替代指標；或是採用斷點研究，分析個股納入 ETF 前後，分析師預測是否變得更準確、或異常報酬是否更弱，將能更全面地詮釋 ETF 對個股資訊效率的影響。

(四) 高低價差之計算限制：

本論文採用之高低買賣價差指標為從無漲跌幅限制的美國市場發展而來，然而，在台灣存在漲跌幅限制，或使此計算公式及原理需要配合修正。

(五) 樣本期間與規模效果：

台灣 ETF 市場發展雖快，但相較於美股仍屬成長階段，ETF 持股變動之非零樣本觀察值較少，其持股變動之效果隨著 ETF 規模成長、樣本數增加與樣本期間拉長，或許又會呈現不同的相關性。其次，隨著 ETF 規模持續擴大，未來可針對不同類型的 ETF，進行更細緻的分類研究，以觀察其效果是否隨市場成熟度而改變。

參考文獻



- Amihud, Y. 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5: 31-56.
- Barber, B. M., and T. Odean. 2000. Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors. *Journal of Finance* 55: 773-806.
- Barber, B. M., and T. Odean. 2001. Boys will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment. *The Quarterly Journal of Economics* 116: 261-292.
- Barber, B. M., and T. Odean. 2008. All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors. *The Review of Financial Studies* 21: 785-818.
- Black, F. 1986. Noise. *Journal of Finance* 41: 529-543.
- Boone, A. L., and J. T. White. 2015. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production. *Journal of Financial Economics* 117: 508-533.
- Chen, G., and T. S. Strother. 2008. On the contribution of index exchange traded funds to price discovery in the presence of price limits without short selling. *Working paper*. University of Otago, New Zealand.
- Corwin, S., and P. Schultz. 2012. A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices. *The Journal of Finance* 67: 719-759.
- Fang, Y., and G. C. Sang. 2012. Index price discovery in the cash market. *Working paper*. Louisiana State University.
- Glosten, L., S. Nallareddy, and Y. Zou. 2016. ETF trading and informational efficiency of underlying securities. *Working paper*. Columbia University.

- 
- Glosten, L., S. Nallareddy, and Y. Zou. 2020. ETF Activity and Informational Efficiency of Underlying Securities. *Management Science* 67.
- Graham, J. R., and A. Kumar. 2005. Do Dividend Clienteles Exist? Evidence on Dividend Preferences of Retail Investors. *SSRN Working Paper*.
- Grossman, S. J., and J. E. Stiglitz. 1980. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review* 70: 393-408.
- Hasbrouck, J. 2003. Intraday price formation in U.S. equity index markets. *The Journal of Finance* 58: 2375-2399.
- Israeli, D., C. M. C. Lee., and S. A. Sridharan. 2017. Is there a dark side to exchange traded funds? An information perspective. *Review of Accounting Studies* 22: 1048-1083.
- Ivanov, S. I., F. J. Jones., and J. K. Zaima. 2013. Analysis of DJIA, S&P 500, S&P 400, NASDAQ 100 and Russell 2000 ETFs and their influence on price discovery. *Global Finance Journal* 24: 171-187.
- Kumar, A. 2009. Who Gambles in the Stock Market? *The Journal of Finance* 64: 1889-1933.
- Verrecchia, R. E. 1982. Information Acquisition in a Noisy Rational Expectations Economy. *Econometrica* 50: 1415-1430.