

Order Choices, Order Execution Quality and Trading Volume: Evidence from Reductions in the Call Auction Interval

委託決策、委託交易品質與成交量能：加快撮合之實證觀察

Yi-Heng Tseng, College of Management, Yuan Ze University
曾翊恆 / 元智大學管理學院

Received 2019/7, Final revision received 2023/10

Abstract

From 2013 to 2015, the Taiwan Stock Exchange (TWSE) first reduced the call auction interval from 20s to 15s (hereafter denoted as Reform I), and then from 10s to 5s (hereafter denoted as Reform II), providing natural experiments to test the direct impact on order choices, order execution quality and trading volume. The present study provides evidence that the “time contraction” effect causes the decrease in the number of order submissions and cancellations. We find that with more frequent auctions, institutional investors raise order aggressiveness because of their higher demand for immediacy and tend to engage more in order splitting particularly when the auction interval is reduced to 5s. We also find that for individual investors who symbolize the uninformed traders having lower demand for immediacy and incurring higher monitoring cost, the “wait-and-see” effect becomes dominant in Reform II and lowers their order aggressiveness in large cap stocks. Although the direction of changes in the trade-to-auction ratio remains unclear, we show that the probability of limit-order execution of individual investors becomes lower in large cap stocks, and the comprehensive risk of limit-orders becomes smaller subsequent to Reform II. Following Reform I, the trade value of heavily traded stocks increases by 10.57%. After Reform II, the increase in percentage of trade value attributable to institutional investors is about 1.56%.

【Keywords】 Taiwan stock exchange, call auction interval, order choices, order execution quality, trading volume

摘要

本文分析 2013-2015 年台股分盤時距由 20 減至 15 秒（變革 I）、10 秒減至 5 秒（變革 II）之加快撮合對投資人委託決策、自然人委託交易品質、個股成交量能有何直接影響效應。實證結果指出，「時間壓迫」效應導致新委託申報與撤單意願皆多呈遞減。機構投資人時效需求偏高，價位積極狀態升溫，盤距降至 5 秒時對大型股似有拆單活躍跡象。象徵弱勢方的自然人，時效需求較低且「監看」能力薄弱，在變革 II 中「觀望」效應躍居主導地位，對大型股委託積極狀態轉趨保守。雖然自然人當盤成交比例未有清楚升降方向，但對大型股委託當盤成交率下滑，而變革 II 後限價單綜合曝險度遞減。變革 I 直接激勵熱門交易股票成交值增長 10.57%，變革 II 促成機構投資人交易比 1.56% 之增幅。

【關鍵字】臺灣證券交易所、競價時距、委託決策、委託交易品質、成交量能

壹、導論

2020 年 3 月 23 日實施逐筆交易前，臺灣證券交易所 (Taiwan Stock Exchange; TWSE) 於 2013-2015 年密集辦理多次加快撮合措施，預先將分盤 (Frequent Batch Auction) 時距由 20 秒漸減至 5 秒鐘。有趣的是，逐筆交易乃集合競價 (Call Auction) 時距無限逼近零之極致狀態，意謂學界得以從台股經驗細緻檢視每階段加快撮合影響。究竟相關舉措有否衝擊投資人委託習性？有否損及弱勢方權益？有否激勵成交量能？上述問題解答饒富政策意涵，也啟發本文研究動機。

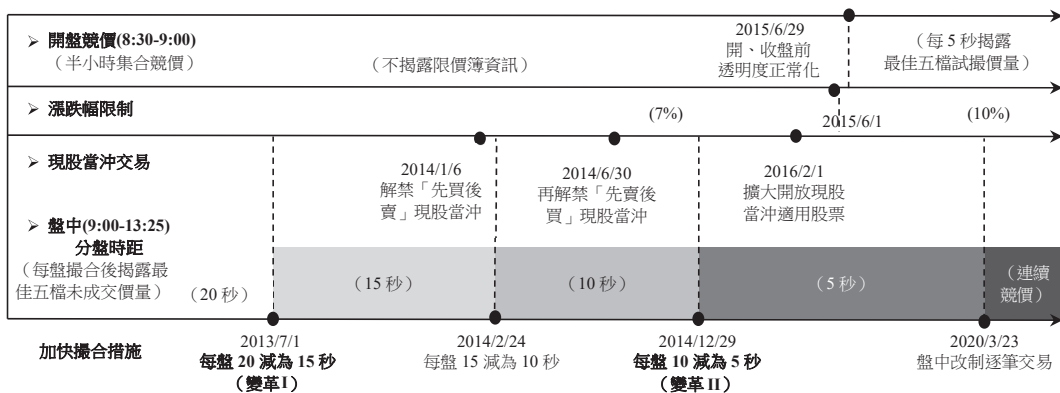


圖 1 加快分盤撮合期程 (2013-2015 年)

註：資料來源：臺灣證券交易所與本文整理

國際股市在 1990 年代前便盛行連續競價交易 (Continuous Auction) 體制 (Kalay, Wei, and Wohl, 2002)，相較之下，國內集中市場一直保留分盤交易至 2020 年初，堪稱特例。長期以來，證交所係在集合競價框架下緩縮盤中 (9:00-13:25) 時距¹，2013-2015 年間則密集且規律壓縮為 5 秒，沿用至改制逐筆交易前夕。針對這系列加快撮合 (圖 1)，筆者聚焦分盤時距 2013/7/1 起由 20 減為 15 秒，2014/12/29 起由 10 減為 5 秒之實施效應，簡稱變革 I、II。兩波改革背景單純，分盤時距同減 5 秒，啟用前後四個月不涉其他重大交易機制變遷²。

1 分盤撮合啟用於 1985 年以電腦輔助取代人工逐筆撮合時。1993 年落實全電腦自動撮合後，原本兩分鐘一盤陸續修改為 90 秒最多撮合兩盤 (85 秒加次盤 5 秒) (Ma, 1998)。2002-2005 年間每盤自 47 秒多次微調剩 25 秒，2010 年續減成 20 秒鐘。

2 見圖 1，此期間漲跌幅限制 7%，半小時 (8:30-9:00) 開盤競價 (Opening Call) 不揭露限價簿資訊，現股當沖交易於變革 I 前後半年未解禁，變革 II 前後半年允許臺灣 50、中型 100 指數成份股票進行「先買後賣」或「先賣後買」雙向操作。此外，賣出時課價款 3% 證交稅，信用交易

透過實證模型分析變革 I、II 前後等長日內資料 (Intra-day Data)，文中欲釐清課題如下。其一，根據下單之積極 (Aggressiveness)、修改 (Revision)³、進場 (Arrivals)、規模 (Size) 等多維度委託決策 (Order Choices) 變化，解讀加快撮合時投資人操作心態與應對方式。其二，對比機構投資人 (Institutional Investor) 易從股市攫取獲利 (Gao, Gao, and Song, 2018; Cavagnaro, Sensoy, Wang, and Weisbach, 2019)，象徵弱勢的自然人 (Individual Investor) 無論操作技巧、資金規模、看盤設備、情報網絡等都屈居劣勢，在現貨 (Barber, Lee, Liu, and Odean, 2009)、期貨 (Chou and Wang, 2009) 乃至權證市場 (詹場、陳業寧、柯文乾與黃尚傑，2020) 皆淪輸家角色，誠屬弱勢方投資人。文中將檢視自然人成交率 (Fill Rate)、限價單曝險度等委託交易品質 (Order Execution Quality) 指標 (Garvey and Wu, 2009) 增減變化，以探明加快撮合損及弱勢方權益與否。其三，市場量能攸關政府與券商收入，反映資本市場活絡程度，向來是主管機關高度重視之治理績效指標 (詹場與李志宏，2014)。文中將從成交量能增減變化，審視加快撮合是否不失為一劑挹注臺股動能之良藥。

須說明的是，臺股加快撮合兼具競價縮短與透明化雙重影響 (王明昌與周明賢，2018)。每盤未成交最佳五檔價量「快照 (Snapshot)」凍結至次盤 (Tseng and Chen, 2015)，故加快撮合形同加速「連拍」，揭露內容更貼近限價簿即時 (Real-time) 狀態。鑑於過往研究多從限價簿揭露範圍加寬 (廣) 討論透明度改善成效 (Ma, Lin, and Chen, 2008; Tseng and Chen, 2015)，2013-2015 年一系列措施另提供契機，從資訊更頻繁揭露視角觀察透明化效果。礙於無法切割，本文僅能觀察時距縮短與限價簿透明化疊加影響。然在委託決策，這些因素或能同時帶來「觀望」、「激勵」誘因 (假說 2、3)，反倒提供機會探明何者為變革 I、II 主導 (Dominant) 效應，進而勾勒其影響程度在兩波加快撮合之消長變化。

迴歸實證方面，欲釐清機制變遷成效，傳統常用自變數控制外在干擾，繼而由變革虛擬變量係數研判對各模型因變數之增、減影響 (李怡宗、劉裕珍、王錦瑩、陳薇如與賴文弘，2009；詹場與李志宏，2014；王明昌與周明賢，2018；曾翊恆，2019；Ma et al., 2008; Tseng and Chen, 2015)。該設定固然便捷，但未必夠應付模型因變數內含長短趨勢等複雜樣貌⁴。為減少疑慮，晚近財務領域研究援引「差異

整戶擔保維持率下限 120%。至於分盤時距 2014/2/24 起由 15 調減為 10 秒，日程上與 2014/1/6 起解禁「先賣後買」現股當沖交易頗為靠近，為避免干擾實證結果故未納本文討論對象。

3 時值 2013-2015 年，臺股委託修改限原價位減量或取消，後文概稱「撤單」。

4 感謝匿名審查人惠賜建議。譬如，王明昌與周明賢 (2018) 在迴歸式納入多階段樣本虛擬變量，以控制市場環境長期變化影響。儘管如此，若因變數摻雜更短天期趨勢，仍有機會干擾變革虛擬變量係數估計結果。

中差異 (Difference-in-difference; DID)」自然實驗設計為解方⁵。其主要概念，乃擇取有、無經歷特定變革（或事件）的「實驗組 (Treatment Group)」、「控制組 (Control Group)」受測群體，兩者受共同因子驅動存在亦步亦趨時間變化。譬如，黃勢璋、林馨怡與連賢明 (2013) 將臺指期、新加坡摩臺期視為 2006 年臺灣期交稅調降之實驗、控制組，再根據迴歸式變革與群組虛擬變量交乘項 (Interaction Terms) 係數研判政策出臺對臺指期交易量「真實」激勵幅度。可惜的是，2013-2015 年臺股加快撮合係適用全部上市股票，在無法覓得合宜「控制組」情況下，對本課題恪遵 DID 研究方法可能性設置難以逾越障礙。

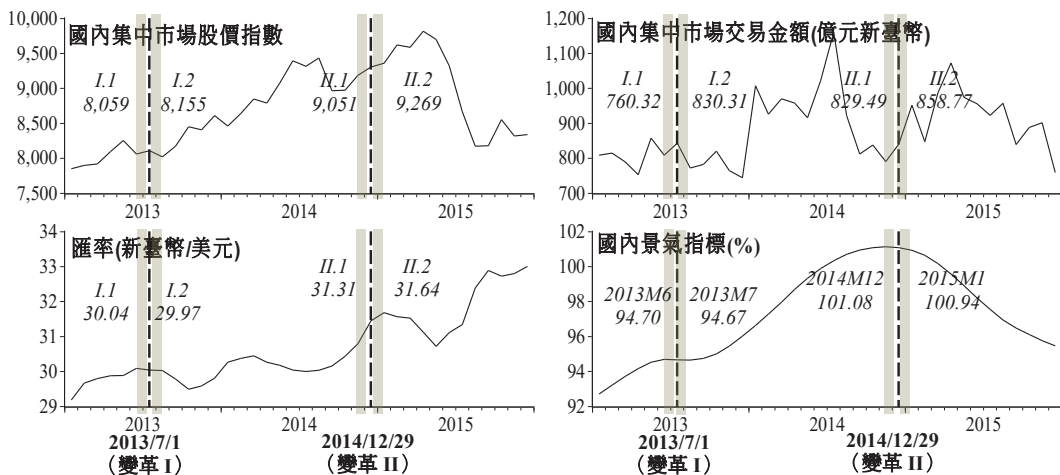


圖 2 加快撮合前後重要經濟指標變化 (2013-2015 年)

註：資料來源：中央銀行、國發會、臺灣經濟新報

虛線指加快撮合日，兩旁陰影示意本文四段樣本，計有變革 I 前 vs. 後的 I.1 (2013/5/31-2013/6/21) vs. I.2 (2013/7/9-2013/7/29)、變革 II 前 vs. 後的 II.1 (2014/12/2-2014/12/22) vs. II.2 (2015/1/8-2015/1/28)。變革 I、II「事後」相較「事前」增幅，臺股指數為 1.19%、2.71%，臺股成交金額為 9.21%、3.53%，景氣同時指標為 -0.03%、-0.14%，新臺幣匯價為 -0.23%、1.07%。

綜上考量，本文相應研究設計如下。首先，擇取每次加快撮合前後各 15 交易日為樣本期（排除兩側緊鄰五日之調適期），包括變革 I 事前 vs. 事後的 I.1 vs. I.2，變革 II 事前 vs. 事後的 II.1 vs. II.2，期程見圖 2。因觀察短天期，變革前後背景環境差異不大（圖 2），大盤指數、國內景氣、新臺幣匯價等重要經濟指標異動未足 3%，臺股成交金額增減介於 3% 到 9%，隱含模型因變數自帶時間趨勢較多月乃至

5 如槓桿限制 (Leverage Constraint) 損耗多少外匯交易量能 (Heimer and Simsek, 2019)？提供顧客「未實現」盈虧資訊會否激化「處份效果 (Disposition Effect)」(Frydman and Wang, 2020)？「生技新藥發展條例」對生技業研發創新有何影響 (Liang and Liu, 2021)？

半年等長天期樣本輕微。其次，模型因變數短天期也可能隨全球股市表現、消息面衝擊 (Calomiris and Mamaysky, 2019) 或失焦 (Peress and Schmidt, 2020)、市場氛圍或流言蜚語 (Schmidt, 2020)、投資人情緒甚或天氣變化 (Khanthavit, 2020) 等因素每天跌宕起伏。礙於欠缺嚴格意義上「控制組」遂行 DID 建模，筆者採折衷辦法。按圖 1，樣本期間 (I.1+I.2+II.1+II.2) 開盤競價無關加快撮合且全程晦暗（意謂不跟進加速揭露試撮資訊），似乎有機會扮演某種「準 (Quasi)」控制組角色。為此，後文各迴歸式額外納入「當日趨勢指標」為自變數（表 5 項次 2）之一，此項係由開盤競價相應模型因變數日資料透過輔助迴歸「濾除」當日攸關自變量而得（見第肆章第一節），可相當程度地控制市場共同因子（以下簡稱市況）所挾帶逐日干擾影響⁶。

聚焦 2013-2015 年臺股加快撮合（變革 I、II），本文實證發現如下。其一，限價簿雖更「即時」揭露，但當盤媒合機率趨降，小型股加快撮合不多。其二，委託反應多元。首先，競價縮短恐帶來「時間壓迫」效應，投資人申報新委託、撤單意願多有下滑。其次，「觀望」與「激勵」效應孰強孰弱，牽動委託價位積極決策⁷。在變革 I、II，自然人對大型股出價從更積極改為轉趨保守，「觀望」效應疑加劇；機構投資人委託價位則愈顯積極，「激勵」效應主導明確。文獻指出機構投資人還偏好「拆單 (Order Splitting)」(Chou and Wang, 2009; Garvey and Wu, 2009)，對大型股委託之相關動作於變革 II 似見活躍跡象。其三，對象徵弱勢之自然人委託交易品質正、反影響兼具。譬如，其大型股委託當盤成交可能性降低，但當日尺度無明顯變化；在變革 II，主觀上對大型股委託傾向交易在較「吃虧」價位，惟「被撿便宜 (Picked-off)」(Hollifield, Miller, Sandås, and Slive, 2006) 與「未成交 (Non-execution)」(Griffiths, Smith, Turnbull, and White, 2000) 綜合曝險遞減。其四，盤點熱門交易股票⁸，變革 I 激勵成交值增長 10.57%。更加速之變革 II 未擴大量能，但促成機構投資人交易值占比 1.56% 之增幅。

本文後續篇幅，包括文獻與假說、取樣與統計、方法與實證，以及結論。

6 雖未達「控制組」嚴謹標準（例如開盤、盤中競價相應模型變數不全然亦步亦趨變動，兩者也非同樣觀察尺度等），但開盤競價畢竟先決 (Predetermined) 於盤中且連動緊密 (Bogousslavsky, 2021)，故頗有機會提取出反映當日趨勢變化之市況訊息。

7 申報價位有多積極乃委託決策研究主軸 (Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。為此，筆者建構「出價積極度」為主要代理指標，並以「順勢 (Trend-following) 交易度」、最積極出價（意指漲停買或跌停賣）筆數占比為輔，衡量這方面決策變化，相關變數定義參見第參章第二節內文。

8 考量個股成交值頗多落差，探究市場量能時另擇交易最熱絡股票為主要觀測對象，而非文中多數實證取樣的大、小型各 120 檔股票（見第參章第一節）。筆者定義樣本期間日均交易值比重逾 0.5% 者為熱門交易股票，此族群 32 檔成員共貢獻市場量能 43.61%，具相當代表性。

貳、文獻與假說

一、文獻回顧

臺股盤中於 2013-2015 年採分盤競價，加快撮合即縮短盤距。關於競價時距，學界從理論模型入門。Garbade and Silber (1979) 推論時距減少推升股價暫時波動，但均衡波動趨緩，兩者相互抵換。Vayanos (1999) 認為時距遞減增添成交機會，也節約等待撮合時間，惟投資人交易速度放緩。Du and Zhu (2017) 分析類似臺股接續競價 (Sequential Auctions) 模型，導出高（低）頻交易者相對喜愛偏快（慢）撮合環境。Budish, Cramton, and Shim (2015) 呼籲援引類似臺股分盤之批次交易 (Batch Trading) 以終結高頻投資人「裝備競賽 (Arms Race)」，畢竟各地交易所都很可能基於收益考量（例如賺取豐沛手續費用）而傾向營造有利於極端快速撮合之市場環境 (Budish, Lee, and Shim, 2024)。實證方面，全球交易所不乏集合改制成連續（象徵時距驟減為零）、連續改回集合競價（象徵時距由零返正）如何衝擊波動性、流動性、效率性等市場品質 (Market Performance) 指標之機制轉換研究，惟除股價振盪與競價時距大抵反向（詹場與李志宏，2014），其餘影響方向未得共識⁹。至於早年臺股時距調整經驗（見註 1），1993 年全電腦自動撮合讓每盤由 120 秒減為 90 秒最多撮合 2 次，交易量、流動性獲得改善 (Ma, 1998)，其急促 5 秒次盤振幅大且雜訊多 (Hu and Chan, 2005)。2002 年起尾盤五分鐘改採收盤競價則屬「放慢」撮合，黃玉娟、陳培林與鄭堯任 (2007) 察覺臺股兼有波動減緩但流動性衰退情勢。

事實上，同樣鎖定臺股近年加快撮合之主要研究成果如下。審視 2010-2013 年每盤 25 秒分段遞減至 15 秒，王明昌與周明賢 (2018) 發現買賣價差、市場深度等流動性指標確實改善，但股價波動不減。對每盤 15、10、5 秒樣本期各觀察三個月，Chan and Huang (2019) 驗證加快撮合影響有個股差異。在較短時距，活躍型 (Active) 股票交易量遞減而市場深度、股價波動獲得改善，非活躍股票量能升溫但市場深度與效率性反趨衰退。對比上述兩篇文獻，本文觀測對象區隔兩類投資人與大、小型股，亦不重複探討加快撮合如何衝擊市場品質指標，且避開每盤 15 縮成 10 秒這波措施（見註 2），實證上還援引「當日趨勢指標」控制模型因變數自帶時間趨勢，增添相近研究尚未嘗試之元素。

為填補文獻缺口，本文目光轉移到加快撮合對委託決策、委託交易品質及成交量能等多元影響上。委託行為研究主軸係委託積極度 (Order Aggressiveness) 及其

9 譬如，集合轉連續競價，市場流動性可能改善 (Kalay et al., 2002) 或惡化 (Schnitzlein, 1996)，這方面諸多研究成果，綜整說明見詹場與李志宏 (2014)。

決定因素，早期關注市價 (Market Order) 與限價單 (Limit Order) 抉擇 (Duong et al., 2009)，後續則借鏡 Biais, Hillion, and Spatt (1995) 經驗論及限價委託積極狀態升降變化¹⁰。以國內集中市場為例，曾翊恆 (2016) 即取樣 2012 上半年委託簿資料，估計 Sequential Ordered Probit (SOP) 模型，系統性探討近期委託、買賣價差、股價振盪、委託深度、日內時段、委託分佈、特殊日期等解釋因子如何牽動委託急迫與否等多階段決策，投資人反應符合「排擠 (Crowding-out)」、「信號 (Signaling)」假說等文獻觀點（見註 10、23）。至於臺股交易機制變遷效應，觀察指出限價簿透明化推升機構投資人委託積極度 (Ma et al., 2008; Tseng and Chen, 2015)，漲跌幅加寬至 10% 也有激勵自然人對大型股出價更急迫情況（曾翊恆，2019）。委託修改 (Order Revision) 為另項常見決策，投資人為免限價單「被撿便宜」除申報保守價位，也可出價接近同邊最佳報價但依盤面適時修訂 (Foucault, 1999)。文獻咸認，機構投資人挾低「監看」成本優勢偏向後者，委託修改頻率凌駕自然人 (Chiao, Wang, and Tong, 2017)。日內委託修改大抵呈 U 型分佈 (Fong and Liu, 2010)，與各種委託活動相對密集鄰近開、收盤階段如出一轍 (Ma et al., 2008; Chiu, Chung, and Wang, 2017)。臺股交易機制變遷方面，限價簿透明化推遲委託取消時間（李怡宗等，2009），漲跌幅加寬至 10% 則拉高機構投資人撤單頻率（曾翊恆，2019）。

不單委託行為，本文亦注視加快撮合如何影響自然人委託交易品質等多項權益。文獻中，討論涵蓋委託申報至成交期間各種有關效益或代價 (Garvey and Wu, 2009)。譬如，限價單成交機率或與買賣價差、股價波動攸關，機構投資人委託在臺股有交易快速及成交比例偏高現象 (Hung and Lien, 2019)。再者，限價單猶如出讓執行與否權利，兩種風險相伴發生。其一，申報至成交期間股票共識價 (Common Value) 朝委託相反方向位移距離，可供評估「被撿便宜」程度 (Hollifield et al., 2006)。其二，申報至撤銷（主動撤單或迄收盤未成交而失效）期間股票共識價朝委託相同方向位移距離，可推算「未成交」機會成本 (Griffiths et al., 2000)。以上風險具備日內特徵 (Chiao et al., 2017)，且易隨新資訊抵達同步攀高 (Handa and Schwartz, 1996)，或受買賣價差、股價波動牽動而致升降變化 (Yamamoto, 2014)，臺股漲跌幅加寬至 10% 時自然人承擔兩方面綜合曝險度則呈遞增（曾翊恆，2019）。本文末

10 Biais et al. (1995) 以限價簿反邊（後文所謂同、反邊概稱與自身委買賣同、反向一側）最佳一檔報價為標竿辨識委託相對當前行情有否積極，即屬於「準市價委託 (Marketable Limit Order)」與否 (Griffiths et al., 2000)。委託積極度除採雙元或多等級 (Categorized) 評估外，另見多階段（曾翊恆，2016）、多維度急迫度 (Hung and Lien, 2019) 抉擇，或計算出價優於買賣報價中點比例之連續型 (Continuous) 量化指標 (Hung, 2016) 模式等。至於溯源委託積極狀態變化之假說與檢驗頗多 (Biais et al., 1995; Foucault, 1999; Garvey and Wu, 2009; Tseng and Chen, 2015)，一系列國內外文獻綜整見曾翊恆 (2016)。

項焦點，係加快撮合能否活絡市場量能，實證文獻中驗證過不少成交值趨動因素，例如買賣價差、股價波動等限價簿資訊 (Wang and Yau, 2000)，或是國際股市、匯率、貨幣、稅率等環境變化 (Chou and Wang, 2006)，乃至日內交易金額的 U 型特徵 (Garvey and Wu, 2009)。交易機制變遷效應也不容忽視，黃勢璋等 (2013) 便藉 DID 模型估計 2006 年調降期交稅「真實」激勵 11.0% 臺指期交易量能。更具啟示性的是，文獻紛指出連續競價比集中撮合帶來較多交易量能 (Brennan and Cao, 1996; Kalay et al., 2002；王明昌與周明賢，2018)，故證券業、主管機關考量績效會偏好連續競價體制（詹場與李志宏，2014）。

二、待驗假說

加快撮合有何施行影響，本節列舉待驗假說。首先，變革 I、II 讓競價時距驟減 25%、50%，恐招致「時間壓迫」效應。具體來說，變革限縮每盤「無約束特徵 (Non-binding Feature)」(Biais, Hillion, and Spatt, 1999)，不僅頻繁下單再取消的快閃單 (Fleeting Order) 難度變高，優勢方在顧慮衝擊價格下，將放緩交易速度 (Vayanos, 1999)。此外，加快撮合涉市場透明化（王明昌與周明賢，2018），臺股在限價簿揭露更充份下，即有延後撤單前例可循（李怡宗等，2009）。黃玉娟等 (2007) 還發現國內投資人趨前閃避收盤競價之「跨盤選擇」動作，類似行為難保不現蹤分盤階段。意即，加快撮合帶來預期心理，增強下單者暫待次盤更新限價簿資訊與重啟「時間優先」排序，再進場亦不遲之觀望心態。綜上，提出假說 1。

假說 1：加快撮合造成「時間壓迫」效應，致使 (1a) 撤單比例遞減；(1b) 新委託申報頻率遞減。

加快撮合肇生成交機會提前降臨之預期心理，恐對委託價位積極度誘發「觀望」效應。從「跨盤替代」考量，預期等待撮合時間減少可能使低時效需求者當盤更保守出價，或一定程度降溫高時效需求者不耐久候的心態。類似地，Vayanos (1999) 也推測，擠壓競價規模可能導致交易積極度放緩。再者，加快撮合兼具限價簿透明化效果，也有助抒解弱勢方得靠積極出價多爭取成交機會之壓力。綜上，提出假說 2。

假說 2：加快撮合造成「觀望」效應，致使委託積極度遞減。

切換視角，加快撮合也可能對委託價位積極度誘發「激勵」效應。實證指出，日內委託或成交量能常流露 U 型特徵 (Ma et al., 2008; Garvey and Wu, 2009; Chiu et al., 2017)，隱含投資人執著交易時效情況屢屢可見。鑑於高時效需求者有誘因出價急迫以節約時間 (Rosu, 2009)，競價規模壓縮下此類投資人恐需更提升委託積極狀態

方能保障成交機會。誠如前文，加快撮合兼具市場透明化效果，過往臺股擴大限價簿揭露內容經驗中，機構投資人受迫委託資訊外洩加劇彼此競爭 (Ma et al., 2008)，自然人則會考量贏家詛咒 (Winner's Curse) 風險降低 (Tseng and Chen, 2015)，兩者出價都觀察到轉趨急迫傾向。綜上，提出假說 3。

假說 3：加快撮合造成「激勵」效應，致使委託積極度遞增。

委託規模也是基本委託決策之一，傳統財務理論臆測優勢方趕時效出價急迫之餘，會忌憚自身交易數量有否過於龐大 (Glosten, 1994)，拆單即常見應對策略。學界尤關注機構投資人拆單行為，其動機包括隱藏交易 (Garvey and Wu, 2009)、延緩資訊外洩 (Chou and Wang, 2009) 與分散價格衝擊 (Vayanos, 1999)。鑑於加快撮合縮減每盤競價規模且又兼具市場透明化效果，恐易增添機構投資人拆單誘因。綜上，提出假說 4。

假說 4：加快撮合造成「拆單」效應，致使機構投資人每筆委託規模遞減。

象徵弱勢方之自然人，其委託交易品質中，能否成交屬「核心」利益，牽動建立倉位、停利止損、避免留倉、執行當沖等目的。由於加快撮合削減競價規模，隱含當盤恐較不易覓得交易對象，甚至推遲預期成交時間 (Hollifield et al., 2006)。再者，偏短時距競價又可能使買賣價差惡化 (Schnitzlein, 1996)，為自然人當盤成交機率多添不利因素。綜上，提出假說 5。

假說 5：加快撮合造成「媒合不易」效應，致使自然人委託當盤成交機率遞減。

基於出讓執行權利，限價單同受「被撿便宜」、「未成交」風險。雖然縮減競價時距易放大股價波動 (Hu and Chan, 2005; 黃玉娟等, 2007)，但多屬暫時擺盪而非共識價變化 (Garbade and Silber, 1979)，例如詹場與李志宏 (2014) 在臺灣期交所 2002 年改制連續競價經驗中便取得類似觀察。換言之，倘若變革壓縮競價時距激起股價暫時波動，便未涉新資訊抵達與價值恆常改變，按 Handa and Schwartz (1996) 觀點只推升「未成交」風險。礙於自然人「監看」能力偏弱 (Chiao et al., 2017)，此類風險增多或許難以規避。綜上，提出假說 6。

假說 6：加快撮合造成「暫時波動增加」效應，致使自然人委託「未成交」風險遞增。

再者，加快撮合能否提振交易量能，可從集合 vs. 連續競價機制互比文獻探尋線索。譬如，1990 年代特拉耶夫交易所改制逐筆交易後買賣價差縮減且成交值遞增，其中大型股票增幅亮眼 (Kalay et al., 2002)。Brennan and Cao (1996) 在投資人委託奠基資訊假設下推論，改採連續競價可提高成交水位，關鍵是交易機會增多。考

量連續競價交易便捷、快速反映新資訊優點，王明昌與周明賢 (2018) 預測其交易量能勝過集合競價。鑑於學界多指連續競價提供較充沛量能，應可正面看待加快撮合施行效果。綜上，提出假說 7。

假說 7：加快撮合造成「量能激勵」效應，致使成交量能遞增。

最後，加快撮合是否營造有利優勢方環境亦值得注意，畢竟交易奠基資訊比例提高能促成股價靠攏均衡價位、減少暫時波動，形成更適合連續競價正向循環 (Brennan and Cao, 1996)。不難想見，變革使限價簿資訊更頻繁揭露，股價調整過程也可能跟進加速，從而考驗市場參與者收集與應對大量公開訊息能力。一般來說，自然人觀盤資源貧乏，亦常被正職羈絆致難專注股市 (Chiao et al., 2017)。相較之下，機構投資人憑藉經驗、設備、網路、技術、程式交易乃至聘雇專業團隊等「監看」優勢，預料相對適應加快撮合環境。綜上，提出假說 8。

假說 8：加快撮合造成「監看」效應，致使機構投資人交易占比遞增。

後文將透過模型實證分析檢驗八項假說（見第肆章第二節），並討論相關結果是否具投資人身份別與類股群體差異性。

參、取樣與統計

一、取樣說明

為探討 2013-2015 年國內集中市場分盤加快撮合施行影響，本文取樣每盤時距 20 減至 15 秒 (2013/7/1)、10 減至 5 秒 (2014/12/29) 之前 vs. 後各 15 個交易日為觀察對象（稱為 I.1 vs. I.2、II.1 vs. II.2，原期程見圖 2）。然而，投資人難保存在預期心理或更長天數調適時間，為免干擾實證結果，各模型實證估計一併實施略增觀察範圍至 20、30 交易日之穩健性測試¹¹。樣本期間內，新委託皆屬申報價格、張數之限價單，後續能自由修訂但限撤單（見註 3）。委託價格須符檔次 (Tick)¹²，不得逾平盤價 7% 漲跌幅限制。日內交易採集合競價，各盤價格取自「滿足最大成交量」原則，以「價格優先」、「時間優先」排定委託交易順序。每日 8:30-9:00 的開盤競

11 感謝匿名審查人惠賜建議。樣本期 I.1 vs. I.2、II.1 vs. II.2 在觀察 20 日為 2013/5/24-2013/6/21 vs. 2013/7/9-2013/8/5、2014/11/25-2014/12/22 vs. 2015/1/8-2015/2/4；在觀察 30 日為 2013/5/10-2013/6/21 vs. 2013/7/9-2013/8/19、2014/11/11-2014/12/22 vs. 2015/1/8-2015/2/26。

12 為股價最小升降單位，「寬度」隨股價高低縮放，例如未達 10 元每檔 0.01 元，逾 1,000 元者每檔 5 元。餘見證交所相關規定。

價決定開盤股價，過程不揭露試撮資訊。9:00-13:25 為分盤競價，證交所「公告」每盤撮合時距¹³，未成交張數自動轉入次盤，同時揭露限價簿未成交最佳五檔報價、張數。13:25-13:30 的收盤競價決定收盤股價，過程同盤中頻率揭露試撮「未成交」最佳報價，此盤未成交張數全予撤銷。

股票取樣方面，本文參考 Duong et al. (2009) 與曾翊恆 (2019)，兼顧市值與交易熱度等條件，自全部樣本期間（含延長觀測日數）挑出相同家數大、小型股票。此處以上市股票為初選對象，先排除不適合股票，包括新上（下）市等任一日無成交紀錄者、有任一日屬新上市五日內無漲跌幅限制者、列入證交所公告之全額交割、注意股票、處置證券者。接著，指定剩餘股票中持續列名臺灣 50 或中型 100 指數成份股之 120 家公司，為取樣大型股票。另外，再以從未列名這些指數成份股、不適合股票之上市公司為初選對象，剔除交易值極低（指樣本期 I.1、I.2、II.1、II.2 任一段日均成交金額名列最低前 100 名者）之「僵屍股票 (Dead Stocks)」(曾翊恆，2019)，餘者依日均成交值低至高順序，採每兩家隨機擇一挑出 120 檔為取樣小型股票。經統計，每檔大、小型股平均市值 1,506.60、67.10 億元（換算權重為 0.61%、0.03%），日均成交值 4.24、0.21 億元（市場占比為 0.51%、0.02%）。綜上，兩類股票於市值、交易熱度區隔明顯，整體市值、交易金額約占台股 76.92%、63.64%，具高度代表性。惟因篇幅有限，本文未詳列取樣股票清單。

本文資料來源，日頻 (Daily) 數據取自臺灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal; TEJ) 資料庫，日內資料購於臺灣證券交易所。鎖定模型實證分析所需分盤、開盤競價，筆者收集大、小型合計 240 檔股票的 127,825,423、76,537,127、22,354,609 筆日內委託、成交、揭示簿紀錄。逐筆委託、成交簿，載明股票代碼、日期、時點、價格、張數、投資人類別、買賣別、連結代碼（供追蹤委託有否成交、撤單紀錄）。逐筆揭示簿，則記錄股票代碼、日期、時點、限價簿最佳五檔未成交（盤前為試撮「未成交」）價量等歷盤撮合（或盤前試撮）後證交所揭露之訊息。

二、檢測指標及其統計

為評量加快撮合的衝擊效應，以下分述建構後文實證估計模型因變數之各項檢測指標，並列初步統計。在委託決策，這些指標包括：(1) 任意第 i 筆委託申報是否

13 樣本期 I.1、I.2、II.1、II.2 每盤「公告」時距為 20、15、10、5 秒，惟即便排除觸發「盤中瞬間價格穩定措施」實務上仍頻見「逾時」撮合，大致係「公告」盤距屆滿時無立即撮合與揭露必要（感謝證交所資服部惠賜相關說明）。意即，當下若撮合不僅成交張數掛零，限價簿未成交最佳五檔價量亦無變化，直到可影響任何限價簿揭露資訊之委託（含撤單）申報時，方才執行當盤撮合且步入次盤競價。

為撤單 Cn_i 。(2) 指定時間範圍 t 內（例如每日、每 5 分鐘等）計多少筆新委託申報 N_i 。(3) 任意第 i 筆新委託是否最積極出價（即漲停買或跌停賣） Mg_i ¹⁴。(4) 任意第 i 筆新委託依連續變數概念衡量之價位積極程度，此處指標有二（單位皆為 %）。其一，略改自 Hung (2016)（見註 10），筆者定義申報價優於限價簿反邊最佳報價比例為「出價積極度」指標 G_i ¹⁵，依 Biais et al. (1995) 觀點可測量該委託相對當前股價行情之積極狀態。其二，計算申報價優於平盤價格比例¹⁶，此數據透露投資人於當日行情最多漲（跌）達多少百分比時仍願買進（賣出），比對文獻觀點相當於反映其「動能 (Momentum)」操作傾向 (Chou, Wang, and Wang, 2015)，故本文稱作「順勢交易度」指標 Tr_i 。不難想見，相較傳統上採二分法或更多級別間斷式 (Concrete) 分類辨識價位急迫度研究（見註 10），本文兩項連續型指標有機會獲致更豐富資訊。(5) 任意第 i 筆新委託是否屬大額 Sz_i ¹⁷。以上諸項目，除兩種價位積極度指標及委託申報筆數外，其餘皆是虛擬變量（符合條件者為 1，若否則是 0）。

委託決策指標分項統計結果，列於表 1。欄位 1.1，筆者依兩類投資人各自對大、小型股委託分開統計，當中透露多樣化群組特徵。首先，機構投資人、自然人撤單比例約 35%、17%，與成熟股市委託修訂頻率相去不遠 (Fong and Liu, 2010)。機構投資人撤單頻率逾自然人兩倍，盡顯「監看」占優事實。自然人對大型股新委託筆數約為機構投資人 72.32% 水準（於小型股更達機構投資人的 2.13 倍），但須留意散戶恐有出手頻仍但績效不彰等特質 (Escobar and Pedraza, 2023)。觀察「出價積極度」，清楚可見機構投資人申報價位較自然人急切，佐證傳統財務理論中優勢方少耐心 (Glosten, 1994) 論點。惟機構投資人對小型股出價不如大型股急切，隱含資訊優勢稍弱或忌憚衝擊價格。然而，自然人對大型股最積極出價占比反凌駕機構投資人，可能與散戶易受情緒 (Khanthavit, 2020)、氛圍 (Hung, 2016) 激化，或過度

14 筆者也嘗試將是否最保守出價（即跌停買或漲跌賣）列入檢測指標，惟統計指出此特殊委託出現頻率頗低（占自然人筆數 1.70%，於機構投資人更未達 0.10%）。由於成交機會甚微，或許極少量散戶以賭「樂透」心態下單，但絕大多數投資人鮮少使用，故本文後續不作討論。

15 具體來說，即 $100\% \times (\text{申報買價} - \text{最佳委賣報價}) / \text{最佳委賣報價}$ ，或是 $100\% \times (\text{最佳委買報價} - \text{申報賣價}) / \text{最佳委買報價}$ 。式中，倘以證交所最近次揭露限價簿反邊最佳報價作為測量標竿，一方面申報時點相距愈遠者精準度愈低，兩波變革（即競價時距縮短）前後樣本期明顯存在這項疑慮；另一方面，開盤競價無揭示資訊供參。為解決問題，本文改以每筆委託申報時按連續競價試算限價簿反邊「未成交」最佳報價為測量標竿。由於證交所未提供此試撮資訊，筆者遵照曾翊恆 (2016) 作法自每日委託、成交簿逐筆紀錄完成相關試算，步驟見該文說明。

16 具體來說，即 $100\% \times (\text{申報買價} - \text{當日平盤價}) / \text{當日平盤價}$ ，或 $100\% \times (\text{當日平盤價} - \text{申報賣價}) / \text{當日平盤價}$ 。

17 參考曾翊恆 (2019)，定義新委託申報張數高過同類投資人於當次加快撮合前後樣本期（指 I.1+I.2 或 II.1+II.2）對該股票所提每筆委託張數中位數者屬大額委託，餘為小額委託。

自信等非理性行為有關。有趣的是，自然人「順勢交易度」呈現負值，透露其一般心態上傾向比平盤價低接或高賣，不似是盲目追高殺低。機構投資人「順勢交易度」為正，大抵流露「動能」操作痕跡，推測係憑藉資訊、觀盤、經驗等多方優勢放膽追逐行情，而大型股更尤為明顯。誠然，較具規模企業相對制度化揭露公司資訊（薛敏正、曾乾豪與邱彥毅，2018）、或聘雇產業專精會計師查核財報，兼具資產安全、變現容易、損益透明、低避稅暨財報高可讀性（陳家慧、劉佩怡與許莘珮，2023）等優點，往往吸引眾多投資人進場交易，表中即觀察到投資人對大型股新委託申報筆數達小型股四至十倍之多。值得注意地，即便機構投資人相對關注大型股，對於小型股撤單率依舊較高，可能是反映此類股票波動繁多特性（曾翊恆，2019），使其更常察覺須修改原委託條件。至於「監看」成本較高的自然人（Chiao et al., 2017），對大、小型股撤單比率如預期無顯著差異。

表 1 委託決策指標分項統計

欄位 1.1：分群統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_{ins} - \eta_{ins} = 0$ （機構投資人 vs. 自然人）、 $H_0: \eta_L - \eta_S = 0$ （大 vs. 小型股）												
檢測項目 (日均值)	大型股			小型股			機構投資人			自然人		
	機構	自然人	Z 值	機構	自然人	Z 值	大型股	小型股	Z 值	大型股	小型股	Z 值
撤單占比 (%)	34.56	16.96	9.54***	40.25	17.25	9.49***	34.56	40.25	-8.21***	16.96	17.25	0.08
新委託申報 (筆)	2,242.76	1,622.02	3.62***	208.25	444.28	-8.24***	2,242.76	208.25	12.96***	1,622.02	444.28	9.91***
最積極出價 (%)	6.52	8.42	-3.16***	6.55	5.81	1.46	6.52	6.55	0.55	8.42	5.81	6.20***
出價積極度 (%)	0.12	-0.14	7.32***	-0.28	-0.41	2.92***	0.12	-0.28	8.69***	-0.14	-0.41	7.30***
順勢交易度 (%)	0.43	-0.35	9.50***	0.03	-0.35	7.88***	0.43	0.03	8.49***	-0.35	-0.35	0.02

欄位 1.2：分期統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_{post} - \eta_{pre} = 0$ （變革後 vs. 前，意指樣本期 I.2 vs. I.1、II.2 vs. II.1），下表列齊一性測試 Z 值									
檢測項目 (日均值)	大型股				小型股				
	機構投資人		自然人		機構投資人		自然人		
	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	
撤單占比 (%)	-4.13***	-6.34***	-5.46***	-3.96***	-2.40**	0.80	-3.12***	-4.51***	
新委託申報 (筆)	-0.63	-0.40	1.68	-0.56	-0.95	-3.84***	-1.68	0.79	
最積極出價 (%)	7.39***	0.59	3.87***	-4.39***	3.50***	4.05***	-1.64	-1.78	
出價積極度 (%)	6.71***	3.05***	1.76	-4.64***	3.60***	4.17***	-0.87	0.27	
順勢交易度 (%)	6.93***	2.82***	3.12***	-2.23**	2.97***	3.90***	1.36	-0.24	
大額委託比 (%)	4.17***	-4.35***	5.99***	0.88	-0.05	4.82***	2.32**	1.21	

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)，各分項指標先統計個股日平均值，表中列跨股中位數。欄位 1.1，各項目統計自整體樣本期間 (I.1+I.2+II.1+II.2)，再予分群比較，惟大額委託係依兩類投資人及個股分開辨識（見註 17），不列分群統計與比較。欄位 1.2，各項目按變革前後樣本期分群統計與比較，為節約篇幅僅列齊一性檢定 Z 值。令 η 代表母體中位數，表中 $H_0: \eta_L - \eta_S = 0$ （大 vs. 小型股）齊一性檢定，使用獨立樣本 Mann-Whitney-Wilcoxon 無母數檢定方法。其餘 $H_0: \eta_{ins} - \eta_{ins} = 0$ （機構投資人 vs. 自然人）、 $H_0: \eta_{post} - \eta_{pre} = 0$ （變革後 vs. 前）齊一性檢定，使用成對樣本 Wilcoxon 符號等級和無母數檢定方法。鑑於觀測值逾 30 筆（觀察 120 檔個股），檢定統計量標準化為 z 值（顏月珠，2006），**、*** 符號標示可在 5%、1% 水準顯著拒絕「跨組無差異」虛無假設。

加快撮合前後委託決策指標值增減變化方向，見欄位 1.2（列變革後 vs. 前齊一性測試 z 值）。比對「時間壓迫」效應（假說 1），統計上兩類投資人撤單占比於變革後恰也多呈遞減，惟新委託申報筆數無明確升降方向。再者，機構投資人「出價積極度」、「順勢交易度」指標值於變革後穩定上揚，與「激勵」效應（假說 3）臆測貌似相符。相較之下，「觀望」效應（假說 2）較有機會發生在自然人，對大型股委託之前述兩指標於變革 II 觀察到下滑狀態。至於機構投資人對大型股申報大額委託比例於變革 II 遞減，暗示「拆單」效應（假說 4）或許發生於該情境。另值得一提的是，本文所提「時間壓迫」、「觀望」效應（假說 1、2）立論基礎皆牽涉

投資人可能出現「跨盤選擇」行為。為找尋相關線索，以下擇取撤單占比(%)、新委託申報(換算每分鐘筆數)、「出價積極度」等三項委託決策指標為代表，描繪其在樣本期 I.1、I.2、II.1、II.2(即分盤時距為 20、15、10、5 秒時期)的盤內逐秒鐘細緻變化(見圖 3)。

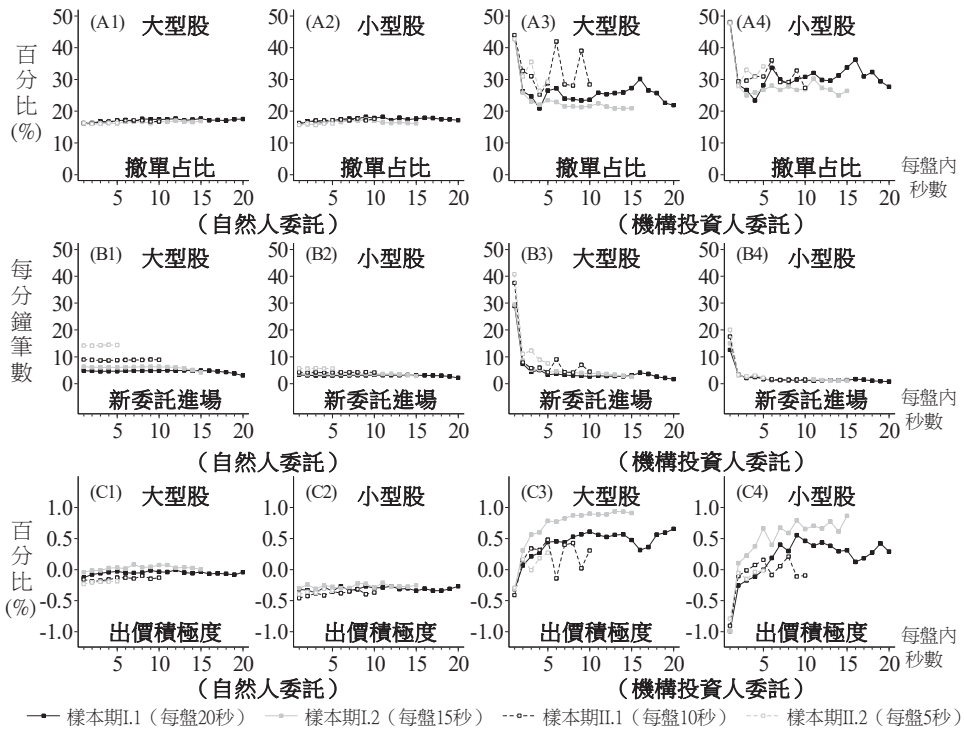


圖 3 委託決策指標分盤內因時變化

註：資料來源：臺灣證券交易所與本文整理

限觀察分盤競價(9:00-13:25)，分別對樣本期 I.1、I.2、II.1、II.2(即分盤時距為 20、15、10、5 秒時期)統計撤單占比(%)、新委託申報(換算每分鐘筆數)、「出價積極度」指標(%)於分盤內第 1 至 20 秒鐘因時變化，圖中列個股分佈中位數值。為利辨識，加快撮合前(後)以黑(灰)線條描繪，變革 I、II 前後樣本期間則以實線配實心點、虛線配空心點標示。

圖 3 可觀察到盤內因時變化特徵，分述如下。其一，自然人撤單占比隨時間緩步墊高至接近 17%，似乎點出其不擅「明快」應對限價簿資訊之窘境。機構投資人撤單在盤內首秒即登 50% 占比頂峰，則反映其善用觀盤設備或交易程式「敏捷」應對限價簿揭露資訊之優勢。由於偏「動能」操作(見表 1)，筆者推測此搶快抽單應與後續追價密切相關，不像純粹閃避「被撿便宜」風險(Foucault, 1999)。其二，每盤自然人新委託筆數分佈均勻，但盤末一至二秒疑有「縮手」，與「跨盤選擇」

臆測不謀而合。機構投資人似乎將相關考量發揮極致，絕大多數新委託湧入盤內首秒，爭取「時間優先」意圖明顯。結合先前觀察，推測機構投資人可能憑藉「監看」優勢於首秒完成大量新委託申報、撤單及追價，一系列動作迅速到位。其三，自然人出價積極狀態大抵平穩，惟最末秒略見下彎，脛合假說 2 所提低時效需求者基於「跨盤替代」考量以致臨撮合前出價保守之猜想。例外的是 20 秒長時距於盤末數秒出價反趨急迫，這可能是稍觸動投資人不耐久候心態或市場情況略變所致。機構投資人出價積極狀態從趨勢看有隨時間遞增現象，與晚下單之高時效需求者常藉積極出價「插隊」等觀察（曾翊恆，2016）如出一轍。或許顧慮贏家詛咒風險亦會攀高，盤內逾五至十秒後委託價位積極度未持續上揚，直到 20 秒長時距最末數秒才又見回溫（理由同自然人）。

在自然人委託交易品質，這些指標包括：(1) 任意第 i 筆新委託於當盤、當日是否有成交紀錄，記作 FC_i 、 F_i 。(2) 任意第 i 筆新委託後續成交時划算度指標 Sur_i 。(3) 任意第 i 筆新委託「被撿便宜」風險值 PK_i 。(4) 任意第 i 筆新委託「未成交」風險值 NE_i 。(5) 任意第 i 筆新委託綜合曝險度 MX_i 。以上指標中，當盤、當日有過成交紀錄與否（皆虛擬變量，若有為 1，無則為 0），反映弱勢方等待最短、最長時間尺度下實現交易的難易程度。然而，即便成交也未必划算，筆者仿照曾翊恆 (2019) 援引買（或賣）方「剩餘 (Surplus)」概念設計成交價相對委託價有多划算量化指標，衡量單位為可校正股價最小跳動縮放扭曲（見註 12）的檔次數目（以下記作 #tick）。不失一般性，令第 i 筆新委託價格為 OP_i ，擬交易 Q_i 張，申報後計 H 批成交紀錄，當中第 h 批成交價格、張數為 $TP_{h,i}$ 、 $Q_{h,i}^{EX}$ ，合計交易 Q_i^{EX} 張。接著，除新委託申報後無成交紀錄者令其值為 0 外，本文定義划算度指標為：

$$Sur_i \equiv \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{EX} / Q_i^{EX}) \times |TK(OP_i) - TK(TP_{h,i})|。 \quad (1)$$

式 (1) 中， $TK(x)$ 為股價轉換成檔次序數運算子¹⁸，取絕對值乃是以委託、成交間距檔次數衡量非負概念之買（或賣）方「剩餘」，故 Sur_i 可詮釋為歷次 H 批成交紀錄相應「剩餘」依成交張數比重推算之加權平均值。綜上可知 $Sur_i \geq 0$ ，視作自然人委託交易品質正向指標。不可諱言地，划算度指標恐流於主觀，對於「監看」能力不足之自然人 (Chiao et al., 2017)，委託價位難免陳舊或未及應對盤面變化。相反地，限價單因讓出執行權利故承擔兩型風險，這部份可按股價潛在趨勢變化客觀

18 具體來說，股價 0.01 元時檔次序數計為 1，之後每增加一單位最小升降單位（見註 12）其檔次序數加 1。譬如，50、100 元可換算成第 1,800、2,300 檔次序，餘依此類推。

計算，剛好彌補划算度指標缺陷。首先是「被撿便宜」風險，係指委託申報至成交期間行情反向行進以致「貴買」或「廉賣」程度 (Hollifield et al., 2006)。不失一般性，任意第 i 筆新委託除後續無成交者令其值為 0 外，本文定義「被撿便宜」風險（假設分 H 批成交）為：

$$PK_i \equiv \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{\text{EX}} / Q_i^{\text{EX}}) \times I_i \times (CV_i^{\text{TK}} - CV_{h,i}^{\text{TK}})。$$
 (2)

式 (2) 中， I_i 為指示變量（委買為 1，委賣為 -1）， $Q_{h,i}^{\text{EX}}$ 、 Q_i^{EX} 等成交張數變量定義同前。 CV 代表個股瞬時共識價，此處參考 Hollifield et al. (2006) 以最近分鐘內按連續競價試算歷次「未成交」最佳報價中點平均值為代理指標。同為校正股價最小跳動縮放問題，上標“TK”示意此處共識價乃最佳買、賣報價先轉換成檔次序數（見註 18）後再取中點值，故 CV_i^{TK} 、 $CV_{h,i}^{\text{TK}}$ 分別是第 i 筆新委託申報、後續第 h 批成交時點按檔次序數表示之個股共識價。因此， PK_i 可詮釋為歷次 H 批成交紀錄「被撿便宜」風險依成交張數比重推算之加權平均值。其次是「未成交」風險，由於限價單等同放棄即刻成交（例如連續競價市場可提市價單達成），故承擔申報至撤銷（撤單或迄收盤未成交而失效）期間行情同向行進以致未能「廉買」或「貴賣」的機會成本 (Griffiths et al., 2000)。不失一般性，任意第 i 筆新委託除原申報張數後續全部成交者令其值為 0 外，本文定義「未成交」風險（假說原張數後續有 N 批撤銷紀錄，當中第 n 批撤銷 $Q_{n,i}^{\text{UN}}$ 張，合計撤銷 Q_i^{UN} 張）為：

$$NE_i \equiv \sum_{n=1}^N (Q_{n,i}^{\text{UN}} / Q_i^{\text{UN}}) \times I_i \times (CV_i^{\text{TK}} - CV_{n,i}^{\text{TK}})。$$
 (3)

式 (3) 中， CV_i^{TK} 、 $CV_{n,i}^{\text{TK}}$ 分別是第 i 筆新委託申報、後續第 n 批撤銷時點按檔次序數表示之個股共識價，指示變量 I_i 定義同前。因此， NE_i 可詮釋為歷次 N 批撤銷紀錄「未成交」風險依撤銷張數比重推算之加權平均值。誠然，新委託原申報張數可能部份成交，剩餘則被撤銷，使得投資人同時背負「被撿便宜」、「未成交」風險。不失一般性，假說任意第 i 筆新委託張數 Q_i 最終成交 Q_i^{EX} 張，剩餘 Q_i^{UN} 張遭撤銷，筆者仿效曾翊恆 (2019) 定義更周延之綜合曝險指標為：

$$MX_i \equiv w_i \times PK_i + (1 - w_i) \times NE_i。$$
 (4)

式 (4) 中， w_i 為成交張數占比（即 Q_i^{EX} / Q_i ，此處 $0 \leq w_i \leq 1$ ）， MX_i 可詮釋為限價單兩型態傳統風險按成交、撤銷張數比重推算之加權平均值。綜上可知， PK_i 、 NE_i 、 MX_i 皆正負不限之連續變數（單位同是 #tick），視作自然人委託交易品質反

向指標。

自然人委託交易品質指標分項統計結果，列於表 2。欄位 2.1，筆者依大、小型股委託分開統計，重要群組特徵分述如下。其一，自然人申報新委託當盤成交率以大型股勝出，間接佐證小型股流動性低落且少為市價或偏積極委託單青睞之觀點 (Duong et al., 2009)。不過，當日尺度則自然人對大、小型股新委託成交機率又幾無差異，推測乃因小型股走勢振盪 (曾翊恆, 2019)，在增添不少日內行情碰觸委託價可能性下部份彌補流動性先天劣勢所致。其二，自然人新委託後續成交價以大型股較划算，這固然符合一般認知此類股票交易者眾價格背離均衡情況輕微觀點，但散戶對小型股相對保守出價 (見表 1 欄位 1.1) 也可能是導致主觀感受上較難「廉買」或「貴賣」的實質因素。其三，自然人在大、小型股分別承擔較高「被撿便宜」、「未成交」風險。文獻指出，機構投資人更專注「監看」大型股並積極主動攫取獲利機會 (Aitken, Almeida, deB. Harris, and McInish, 2007)，小型股則流動性低落且走勢充斥雜訊 (Duong et al., 2009)，似乎能適切詮釋以上觀察。切換綜合曝險視角，可見到自然人在大型股面臨較多限價委託不利因素，隱含「被撿便宜」風險對台股弱勢方構成相對威脅。

表 2 自然人委託交易品質指標分項統計

欄位 2.1：分群統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_L - \eta_S = 0$ (大 vs. 小型股)				欄位 2.2：分期統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_{post} - \eta_{pre} = 0$ (變革後 vs. 前，意指樣本期 I.2 vs. I.1、II.2 vs. II.1)，下表列齊一性測試 Z 值			
檢測項目 (日均值)	自然人		Z 值	大型股		小型股	
	大型股	小型股		變革 I (20 → 15 秒)	變革 II (10 → 5 秒)	變革 I (20 → 15 秒)	變革 II (10 → 5 秒)
當盤成交率 (%)	42.01	38.34	4.30***	-0.02	-7.87***	-1.17	-3.23***
當日成交率 (%)	49.81	49.57	-0.37×10^{-2}	3.33***	-5.26***	0.10	-1.11
划算度 (#tick)	5.46	3.27	5.96***	4.51***	-0.37	-2.29**	-0.21
被撿便宜 (#tick)	0.43	0.24	8.04***	-4.83***	-5.64***	-4.10***	-1.20
未成交 (#tick)	0.08	0.33	-7.67***	-0.41	-2.48**	1.70	-2.64***
綜合曝險 (#tick)	0.95	0.78	2.20**	-4.10***	-4.04***	-4.49***	-2.33**

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)，各分項指標先統計個股日平均值，表中列跨股中位數 (末四項單位 #tick 指檔次數)。欄位 2.1，各項目統計自整體樣本期間 (I.1+I.2+II.1+II.2)，再進行大 vs. 小型股分群比較。欄位 2.2，各項目按變革前後樣本期分開統計與比較，為節約篇幅僅列齊一性檢定 z 值 (此處採無母數檢定方法，相關說明同表 1 下方註釋)，**、*** 符號標示可在 5%、1% 水準顯著拒絕「跨組無差異」虛無假設。

加快撮合前後自然人委託交易品質指標值增減變化方向，見欄位 2.2 (列變革後 vs. 前齊一性測試 z 值)。比對「媒合不易」效應 (假說 5)，統計上以更加速之變革 II 當盤成交率較明確遞減，惟當日成交率變化卻混沌分歧。此外，划算度指標增減變化亦不明確，「未成交」風險更全無翻揚跡象，「暫時波動增加」效應 (假說 6) 臆測觀點似受挑戰。令人驚豔的是，「被撿便宜」風險值於兩次變革多呈遞減，連帶綜合曝險度亦穩定下滑。加快撮合對弱勢方來說有否促成減輕限價委託平均風險功效，仍賴後續模型實證予以釐清。

在個股成交量能，倘觀測指定時間範圍 t （例如每日、每 5 分鐘等），這些指標包括：(1) 分盤成交總值 TV_t （單位為百萬元），即呈現場內量能表現。(2) 依買、賣金額加總計算下，申報者屬機構投資人所占百分比，後文概稱機構投資人交易比 $rIns_t$ （單位為 %），視作專業人士參與市場程度代理指標。須說明的是，國內集中市場個股成交量能分佈頗不均勻，不僅大型個股日均成交金額逾小型股十倍以上（見第參章第一節），即便大型股內亦有落差，經統計群組標準差高達 7.10 億元，竟為同組個股平均值 1.67 倍，暗示台股量能優劣可能極度仰賴少數市場熱門股票。因此，本文另從大型股中挑出日均成交值比重逾 0.5% 的 32 家上市公司為熱門交易股票（合計貢獻大盤 43.61% 成交比重），後續台股量能分析亦以該群體為主要觀測對象，以免遭成交值相對偏低股票扭曲。

表 3 個股成交量能指標分項統計

欄位 3.1：分群統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_X - \eta_Y = 0$ （X vs. Y 類股票）				欄位 3.2：分期統計暨齊一性檢定，測試 $H_0: \eta_{post} - \eta_{pre} = 0$ （變革後 vs. 前，意指樣本期 I.2 vs. I.1、II.2 vs. II.1），下表列齊一性測試 Z 值			
檢測項目 （日均值）	熱門 交易股	大型股	小型股	類股	變革 I（20 → 15 秒）	變革 II（10 → 5 秒）	
					Z 值	增減 (%)	Z 值 增減 (%)
分盤成交總值（百萬元）	951.03	329.91	33.44		分盤成交總值（百萬元）		
機構投資人交易比 (%)	56.38	45.03	12.99				
	齊一性檢定（Z 值）						
檢測項目 （日均值）	熱門 vs. 大型股	熱門 vs. 小型股	大 vs. 小 型股				
分盤成交總值（百萬元）	6.35***	8.68***	12.44***	熱門交易股	2.62***	28.27	0.60 -3.06
機構投資人交易比 (%)	1.73	8.30***	12.31***	大型股	3.70***	34.23	-0.98 5.40
				小型股	-0.02	9.64	1.03 -3.31
				機構投資人交易比 (%)			
				熱門交易股	-2.66***	-6.21	0.13 0.01
				大型股	-3.67***	-2.74	1.06 0.09
				小型股	-0.82	-0.15	-3.09*** -1.40

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)，各分項指標先統計個股日平均值，表中列跨股中位數。欄位 3.1，各項目統計自整體樣本期間 (I.1+I.2+II.1+II.2)，再予分群比較。欄位 3.2，各項目按變革前後樣本期分開統計與比較，為節約篇幅僅列指標值增減變動（分盤成交總值列變革後增長率，機構投資人交易比列變革後增值，單位皆為 %）與齊一性檢定 z 值（此處採無母數檢定方法，相關說明同表 1 下方註釋），**、*** 符號標示可在 5%、1% 水準顯著拒絕「跨組無差異」虛無假設。

個股成交量能指標分項統計結果，列於表 3。欄位 3.1，筆者依類股分開統計，重要特徵分述如下。其一，觀察分盤成交總值，熱門交易個股約可吸納逾一般大型股三倍以上交易量能，暗示投資人熱衷追捧主流「明星」股票。其二，機構投資人於大型股交易占比達 45.03%（熱門交易股票更達 56.38%），但於小型股驟降剩 12.99%，這與專業投資人高度關注大型股並從中攫取獲利機會等既有文獻觀察 (Aitken et al., 2007) 一致，而財報透明、資產安全、變現容易等也可能是其考量重點（薛敏正等，2018）。欄位 3.2，則列出加快撮合前後兩項量能指標各自增減情況（含變動率及變革後 vs. 前齊一性測試 z 值）。比對「量能激勵」效應（假說 7），個股分盤成交總值於變革 I 增長明顯（小型股除外），熱門交易股「帳面」增幅更達 28.27%。相較之下，「監看」效應（假說 8）臆測觀點則頗受挑戰，各類股機構投資人交易比不僅未現翻揚跡象，變革 I 更多呈下滑趨勢。

三、加快撮合施行概況

本節欲釐清兩項疑問，一是兩波加快撮合是否實際縮短每盤撮合秒數？二是兩波變革促成多少程度限價簿透明化？關於前項問題，由於證交所實務上保留彈性而未恪遵「公告」時距撮合每盤競價（見註 13），難保不致影響加快撮合落實情況，尤其是流動性貧乏小型股票 (Duong et al., 2009)。至於後項問題，Tseng and Chen (2015) 指出市場透明度表現在限價簿資訊「即時」揭露程度，筆者乃仿效其作法由委託申報時投資人觀察到證交所最近次揭露內容，與按連續競價模式試算之限價簿「即時」狀態（關於本文提取限價簿試撮資訊之補充說明見註 15）究竟能多靠攏，檢視加快撮合會否替市場透明化帶來助益。不難想見，若新委託係盤內各時點均勻申報，加快撮合後所揭露限價簿未成交價量必定更貼近「即時」狀態。然而，兩類投資人盤內下單分佈未必勻稱（見圖 3 橫排 B），其中自然人盤末一至兩秒疑有「縮手」，而機構投資人大多搶先首秒完成委託佈局，相關特徵皆可能為證交所藉加快撮合改善限價簿透明度之政策效益，帶來阻礙。

表 4 加快撮合施行指標分項統計

檢測項目 (日均值)	變革 I (公告盤距 20 減為 15 秒)						變革 II (公告盤距 10 減為 5 秒)					
	大型股			小型股			大型股			小型股		
	I.2	I.1	Z 值	I.2	I.1	Z 值	II.2	II.1	Z 值	II.2	II.1	Z 值
分期統計暨齊一性檢定 $H_0: \eta_{post} - \eta_{pre} = 0$ (變革後 vs. 前, 意指樣本期 I.2 vs. I.1、II.2 vs. II.1)，表中列齊一性測試 Z 值												
欄位 4.1：加快撮合實況（統計自日內揭示簿紀錄）												
實際盤距 (秒)	15.33	20.32	-9.20***	17.35	22.31	-3.53***	5.14	10.06	-7.09***	15.36	20.09	-3.43***
歷盤成交 (%)	69.01	72.47	-4.61***	39.54	41.92	-2.84***	48.06	57.73	-8.96***	32.41	35.63	-5.64***
欄位 4.2：限價簿透明化指標（證交所揭示與「即時」資訊偏差幅度）												
買賣價差 (%)	1.27	1.32	-0.84	2.57	3.20	-6.42***	0.95	1.11	-4.81***	2.00	2.58	-6.95***
股價波動 (%)	3.37	3.62	-3.53***	3.42	4.22	-4.52***	1.69	2.72	-9.31***	2.40	3.28	-8.84***
同邊委託深度 (%)	6.84	7.51	-4.14***	4.93	6.00	-5.36***	4.45	6.13	-8.39***	3.48	4.32	-6.89***

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)，各分項指標先統計個股日平均值，表中列跨股中位數。欄位 4.1 為加快撮合實況指標，包括實際分盤時距 (秒)、歷次分盤出現成交紀錄者占比 (%)。欄位 4.2 為限價簿透明化程度指標，從每日逐筆委託觀測值平均層面，檢視提取自限價簿最近次揭露內容、限價簿「即時」狀態（依連續競價模式試算）之市場品質指標，兩邊互比之絕對偏差數值。受測市場品質指標有三（定義同表 5 項次 13、14、15，前兩項按原數值再乘 100），包括相對買賣價差 (%)、股價波動度指標 (%)、限價簿同邊委託深度 (%)。各欄位檢測項目皆按變革前後樣本期分開統計與比較，並列齊一性檢定 z 值（此處採無母數檢定方法，相關說明同表 1 下方註釋），**、*** 符號標示可在 5%、1% 水準顯著拒絕「跨組無差異」虛無假設。

加快撮合施行概況指標分項統計結果（依兩次變革後 vs. 前分開統計並列齊一性測試 z 值），呈現於表 4。欄位 4.1 主答第一項疑問，清楚可見兩波加快撮合顯著壓縮大、小型股實際盤距。具體來說，大（小）型股於首波加快撮合，真實盤距自 20.32 (22.31) 降為 15.33 (17.35) 秒，第二波加快撮合則是自 10.06 (20.09) 降為 5.14 (15.36) 秒。誠然，本欄數據另帶來以下有趣觀察。其一，不論「公告」盤距如何收緊，小型股競價時距平均仍超過 15 秒鐘，意謂分盤「逾時」在此類股票並不少見，或可能不時遭遇「超長」時距，暗示個股流動性缺陷恐阻礙加快撮合落實程度。其二，比對「公告」時距為 15、10 秒的樣本期 I.2、II.1，小型股真實盤距卻從 17.35 逆勢增為 20.09 秒，此結果隱含個股流動性可能隨市況或時間趨勢頻繁更迭，更點

出相關實證分析確有必要控制這些錯綜干擾。其三，即便流動性充沛大型股票，真實盤距仍比「公告」多出數百毫秒，研判此略帶隨機性質秒差可能係反映證交所電腦撮合系統資料傳輸所需轉瞬作業時間。其四，日內歷盤撮合成功率亦隨加快撮合顯著遞減（以大型股為例，即從 20 秒撮合一盤的 72.47%，漸次降低至每 5 秒一盤的 48.06%），此觀察與「媒合不易」效應（假說 5）預期方向初步一致。再者，大型股每盤撮合成功率凌駕小型股之上，除參與者眾外，兩類投資人對其出價皆較急迫（見表 1）可能也是原因之一。

欄位 4.2 主答第二項疑問，主要列舉投資人於申報委託時可見、提取自限價簿最近次揭露之攸關資訊，與建構自限價簿「即時」狀態相應數據之絕對偏差值。不難發現，包括買賣價差、股價波動度、同邊委託深度（此三項定義見表 5，單位皆為 %）等常見市場品質指標於加快撮合後，確實更靠攏各自「即時」狀態¹⁹。由文獻探討可知（見第貳章第一節），以上項目關乎多種委託決策，也牽動委託交易品質乃至市場成交量能，影響範圍廣泛。本欄實證結果顯示，加快撮合確實可讓投資大眾掌握更「即時」市場品質訊息，限價簿資訊更加「透明化」。唯一例外是，大型股揭示買賣價差於變革 I 未明顯更靠近「即時」狀態。鑑於小型股及其他指標未遇類似問題，推測這應是反映大型股每盤委託累積到第 15 至 20 秒時「未成交」最佳報價間距可能大抵穩定（例如被擠壓剩單一檔次）而鮮有變化，故與下單分佈不均關連性較低。

綜上，本節透過實證觀察，釐清加快撮合實務運作上之相關疑慮，確認變革促成實際盤距縮減，惟每盤撮合成交率反趨下滑，小型股似因流動性貧乏特徵而阻礙加快撮合落實程度。此外，儘管盤內下單分佈不均，加快撮合仍讓投資人獲取更貼近「即時」狀態市場品質資訊，且至少實現「增進資訊透明」之政策效益。

肆、方法與實證

一、實證模型

第參章敘述委託決策、自然人委託交易品質、個股成交量能等檢測指標於兩波加快撮合增減變化之情勢。在本節，則進一步建構實證模型以控制其他干擾因素（含市況與模型因變數自帶時間趨勢等），以便更嚴謹、精準地分析 2013-2015 年分盤加快撮合所造成之各項政策影響。首先，筆者仿照文獻作法 (Fong and Liu, 2010;

19 筆者一併觀察到限價簿「帳面」揭示容內，包括最佳買賣報價（及其中點值）、最佳五檔價量加權平均值等，於歷次加快撮合後皆更靠攏各自「即時」狀態。為節約篇幅，本文未呈現這部份統計結果，可向作者索取。

Chiao et al., 2017) 將文中 14 項受檢測指標「時間刻度化」，於後續跨越 120 檔股票迴歸模型分析 (Pooled Regression across Stocks) 中將各自扮演模型因變數角色²⁰。以個股分盤競價 (9:00-13:25) 每五分鐘時間 (令為下標 t ，每交易日計 53 期) 為觀察尺度，可從委託簿統計下列變數 (各指標原逐筆委託值定義，同第參章第二節)。在委託決策方面，包括撤單、最積極出價、大額委託等筆數占比 rCn_t 、 rMg_t 、 rSz_t (單位皆為 %)，「出價積極度」、「順勢交易度」指標逐筆委託均值 G_t 、 Tr_t (單位皆為 %)、新委託申報頻率 N_t (筆)。在自然人委託交易品質方面，包括當盤、當日有成交紀錄者筆數占比 rFc_t 、 rFt_t (單位皆為 %)，划算度、「被撿便宜」、「未成交」、綜合曝險度指標逐筆委託均值 Sur_t 、 PK_t 、 NE_t 、 MX_t (單位皆為 #tick)。在個股成交量能，包括成交值變動率 gTV_t ²¹ (單位為 %)、機構投資人交易比 $rIns_t$ (單位為 %)。總期數方面，合併每群體 120 檔股票，每次加快撮合前後取樣 30 日 (I.1+I.2 或 II.1+II.2)，故每次迴歸估計使用 190,800 筆觀測值。

不失一般性下，假定受檢測模型因變數為 y_t (可為前述 14 項指標中任一者)，本文建構迴歸估計模型如下：

$$y_t = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{k,t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

式 (5) 中， ε_t 為誤差項， $x_{k,t}$ 則為對應於不同模型因變數之第 k 項共用解釋變數。經參考文獻研究成果 (見第貳章第一節)，可知委託決策 (價位積極狀態、委託修改與否、新委託進場等)、委託交易品質 (委託成交機率、限價單風險等) 及股票量能各項目檢測變數之潛在驅動因素大抵類似，故本文納入以下四大類 (計 20 項，清單暨計算說明見表 5) 經過同步「時間刻度化」之共用解釋變數，包括：因變數黏滯性、特殊日期或日內效應、限價簿資訊、加快撮合虛擬變量及其交乘項²²。這些變數當中，本文將變革實施與否虛擬變量 D_t (若第 t 期位於當次加快撮合實施後其值為 1，若否為 0) 以外驅動要素皆視作控制變數，俾利於迴歸估計時嚴控其他潛在干擾源。

20 將模型變數「時間刻度化」的好處，除擺脫煩瑣解讀逐檔股票實證結果之困擾外，還有免於倘從逐筆委託層級逕行估計迴歸式，觀測筆數偏少股票訊息恐遭委託筆數眾多個股「埋沒」等問題 (曾翊恆，2019)。

21 本指標定義為，第 t 期個股成交值偏離當次加快撮合前樣本內 (若第 t 期位於第 1、2 波加快撮合前後樣本 I.1+I.2、II.1+II.2，此處係指樣本期 I.1、II.1) 同期平均水準之百分比例，該數據除反映當下交易量能高低表現外，也可詮釋為對照變革前階段的相對增長比率。

22 文獻中，Tseng and Chen (2015) 察覺限價簿略趨透明強化自然人對買賣價差變化敏感度，難保類似間接影響不致發生於加快撮合時，尤其變革也促成限價簿揭示內容更「即時」 (見表 4)。

表 5 實證模型共用解釋變數

項次 (k)	$x_{k,t}$	變數名稱	計算說明 (為方便解說, 令第 t 期當日為第 d 日)
因變數黏滯性：			
1	y_{t-1}	滯後因變數	前期因變數值, 用以捕捉相鄰期間持續性。
特殊日期或日內效應：			
2	\hat{z}_t	當日趨勢指標	$\hat{z}_t \equiv \hat{z}_d$ 。推估自開盤競價相應日頻數據, 用以控制當日市況或長短時間趨勢對因變數干擾。計算方式見輔助迴歸式 (6) 及其前後文說明。
3	Plv_t	當日股價位階	$Plv_t \equiv Plv_d$ 。為當日平盤價偏離當次加快撮合日 (變革 I 的 2013/7/1 或變革 II 的 2014/12/29) 平盤水準之百分比例 (%)。
4	Spa_t	股價續行空間	以當日平盤價為基準, 衡量每筆委買 (賣) 申報時限價簿最佳報價中點值距離當日漲 (跌) 停價位之百分比例 (%), 再取期內逐筆委託均值。
5-8	$WD_{h,t}$	周間日與否	$WD_{h,t} \equiv WD_{h,d}$ 。當日為星期二、...、五 ($h=2, \dots, 5$) 與否虛擬變量, 若為星期一各變數皆 0。
9	FD_t	期指結算與否	$FD_t \equiv FD_d$ 。當日適逢臺指期或摩根臺期結算日與否虛擬變量。
10	MD_t	月底日與否	$MD_t \equiv MD_d$ 。當日為所屬月份最後交易日與否虛擬變量。
11	Ear_t	早盤與否	第 t 期是否位於分盤階段首小時 (9:00-10:00) 與否虛擬變量。
12	$Late_t$	晚盤與否	第 t 期是否位於分盤階段最末 25 分鐘 (13:00-13:25) 與否虛擬變量。
限價簿資訊：			
13	Spr_t	買賣價差	每筆委託申報時限價簿揭示相對買賣價差 (Relative Spread) (%), 再取期內逐筆委託均值。
14	Vol_t	股價波動度	每筆委託申報前限價簿近兩次揭示最佳報價中點值絕對報酬率 (%), 按詹場與李志宏 (2014) 方法校正時距隨機性, 再取期內逐筆委託均值。
15	Dep_t	同邊委託深度	每筆委託申報時限價簿揭示同邊最佳報價委託張數, 占兩邊最佳報價張數加總之百分比例 (%), 再取期內逐筆委託均值。
16	Dis_t	盤內落點	每筆委託申報時點與限價簿最近揭示間距秒數, 再取期內逐筆委託均值。
加快撮合虛擬變量及相關交乘項 (本欄位 $D_t \equiv D_d$)：			
17	D_t	加快撮合與否	當日位於當次變革 (I 或 II) 施實後與否, 捕捉變革直接影響。
18	$D_t \times Spr_t$	與價差交乘	捕捉當次變革 (I 或 II) 牽動因變數對買賣價差敏感性之間接影響。
19	$D_t \times Vol_t$	與股價波動交乘	捕捉當次變革 (I 或 II) 牽動因變數對股價波動敏感性之間接影響。
20	$D_t \times Dep_t$	與委託深度交乘	捕捉當次變革 (I 或 II) 牽動因變數對同邊委託深度敏感性之間接影響。

註：適用本文 14 項受檢測因變數 (見第肆章第一節內文) 相應迴歸模型, 其一般化模型如式 (5)。惟分析若干模型因變數時, 考量各自特殊屬性, 迴歸式中部份共用解釋變數將略予調整, 見第肆章第二節內文。

誠如前文所述（見第壹章），礙於分盤加快撮合適用全部上市股票，在「控制組」難覓下，本研究無法按 DID 自然實驗設計標準模型分析變革影響之真實樣貌。有趣的是，文獻指出同日開盤、盤中諸多市場攸關變量常有緊密連動 (Bogousslavsky, 2021)，而本文取樣期間開盤競價因全程不揭露限價簿試撮內容（見圖 1），故無涉試撮資訊隨加快撮合同步加速揭露等變革相關措施，實有機會從中提取模型因變數歸責市況或長短時間趨勢等共同因子肇生之每日起伏變化訊息。有鑑於此，令第 t 期位為第 d 日，任一因變數 y_t 於開盤競價階段相應變數為 y_d^{OP} （ y_t 可為本文 6 項委託決策指標、2 項個股成交量能指標，以及自然人新委託當盤成交率等檢測指標中任擇一，上標“OP”意指該變數取自開盤競價階段，例如 y_t 若為分盤競價每五分鐘最積極出價筆數比， y_d^{OP} 即為當日整段開盤競價中最積極出價筆數比）。不失一般性下，建立如下相應式 (5) 跨天期 (Cross-day) 輔助迴歸：

$$y_d^{OP} = \beta_0^{OP} + \sum_k \beta_k^{OP} x_{k,d}^{OP} + \varepsilon_d^{OP} \quad (6)$$

式 (6) 中， ε_d^{OP} 為誤差項， $x_{k,d}^{OP}$ 則為對應於不同模型因變數之第 k 項共用解釋變數。期數方面，因係每群體 120 檔股票每波加快撮合前後取樣 30 日 (I.1+I.2 或 II.1+II.2) 的日頻率數據，故每次輔助迴歸估計使用 3,600 筆觀測值。須說明的是，此處共用解釋變數僅 9 項（清單暨計算說明見表 6，項次編號延續表 5），主因開盤競價不揭露限價簿資訊，相關數據不納解釋變數。式 (6) 經估計後，定義第 d 日預測誤差 $\hat{z}_d \equiv y_d^{OP} - \hat{y}_d^{OP}$ ，概念上為模型因變數開盤競價相應數值「濾除」同日解釋變量所餘殘差值，因該數據勢必保留一定程度每日市況或時間趨勢訊息，本文援引為原迴歸式 (5) 之「當日趨勢指標」（表 5 項次 2）。

為聚焦加快撮合對委託決策、自然人委託交易品質、個股成交量能各項檢測指標之直接影響，後文將重點呈現原迴歸模型式 (5) 中加快撮合實施與否虛擬變量 D_t 前方關鍵係數 β_{17} 估計結果（見第肆章第二節，及表 7 至表 9），並闡述對應不同群體下（例如大或小型股，投資人類別為自然人或機構投資人等）估計結果異同所含意涵。至於其他控制變數如特殊日期、日內效應，或限價簿揭示買賣價差、股價波動度、委託深度等市場品質指標升降變化等對各層面模型因變數影響效應，因考量篇幅限制且文獻頗多相關研究觀察（見第貳章第一節），文中不再重複贅述這部份實證結果²³。

23 譬如，曾翊恆 (2016) 使用 2012 上半年委託簿資料系統性探討國內集中市場投資人委託決策係如何應對限價簿攸關資訊變化，發現出價積極度與買賣價差、股價波動度呈反向連動，與同邊最佳委託深度等則呈正向關聯。本文以「出價積極度」 G_t 、最積極出價筆數比 rMg_t 為模型因

表 6 輔助迴歸共用解釋變數

項次 (k)	$x_{k,d}^{OP}$	變數名稱	計算說明
因變數黏滯性：			
1	y_{d-1}^{OP}	滯後因變數	前日開盤競價相應因變數值，用以捕捉相鄰日期持續性。
特殊日期或日內效應：			
3	Plv_d	每日股價位階	第 d 日平盤價偏離當次加快撮合日（變革 I 的 2013/7/1 或變革 II 的 2014/12/29）平盤水準之百分比比例（%）。
5-8	$WD_{h,d}$	周間日與否	第 d 日為星期二、…、五（ $h = 2, \dots, 5$ ）與否虛擬變量，若為星期一各變數皆 0。
9	FD_d	期指結算與否	第 d 日適逢臺指期或摩根臺期結算日與否虛擬變量。
10	MD_d	月底日與否	第 d 日為所屬月份最後交易日與否虛擬變量。
加快撮合虛擬變量			
17	D_d	加快撮合與否	第 d 日位於當次變革（I 或 II）施實後與否，捕捉變革直接影響。

註：適用本文 14 項受檢測因變數（見第肆章第一節內文）於開盤競價相應輔助迴歸，其一般化模型如式 (6)。惟分析個股成交量模型因變數時，考量其特殊性，輔助迴歸中部份共用解釋變數略予調整，見第肆章第二節內文。

本文研究設計尚存在一些隱憂，例如模型變數經「時間刻度化」後每檔股票都占 1,590 筆觀測值，雖可校正個股筆數參差不齊問題（見註 20），但合併群體 120 檔股票的原樣本規模卻顯得異常龐大，易引起統計上顯著源於經濟意涵顯著與否疑慮 (McCloskey and Ziliak, 1996)。應對該擔憂，文中以「縮減樣本規模」為第一項穩健性測試，作法如下。筆者先進行三種縮小樣本數目測試（簡稱「縮減 I、II、III」），即估計原迴歸式 (5) 時「縮減 I」僅觀察每半小時最末五分鐘、「縮減 II」改成每半小時為觀察單位、「縮減 III」則觀察每小時第三個五分鐘，如此可將樣本數降至 32,400、32,400、18,000 筆（為原樣本數 16.98%、16.98%、9.43%）。接著，仿照曾翊恆 (2019) 判讀規則，同項迴歸係數若原樣本及三種測試皆顯著且正負號一致，此結果「穩健」；若原樣本及任兩種測試為顯著且正負號一致，此結果「尚屬穩健」；非屬以上情況者，即原樣本不顯著或雖顯著但「不穩健」。為快速辨識「縮減樣本規模」下穩健狀態，各迴歸式關鍵係數 β_{17} 估值若達「穩健」或「尚屬穩健」標準，呈現實證結果時（見表 7、表 8）後方將以 (R) 註記。再者，本文另項隱憂在於僅涵蓋變革前後各 15 日之原始樣本，故或許仍受投資人預期心理或調適行為干擾，故本文一併進行延長觀察範圍至變革前後各 20、30 天之穩健性測試（見註 11），簡稱「延長 I、II」。為確保嚴謹，筆者在原始及「延長 I、II」取樣範圍

變數於式 (5) 相應係數估計結果，也不乏類似觀察，讀者可向作者索取。

皆逐一執行同前「縮減樣本規模」測試。倘在變革前後各 15、20、30 天樣本一律通過「縮減樣本規模」測試（即達「穩健」或「尚屬穩健」標準），本文進一步稱其通過「多天期穩健」標準，呈現實證結果時（見表 7、表 8）後方將以 (R^L) 註記。

二、實證結果

本節旨在詮釋委託決策、自然人委託交易品質、個股成交量能各項受測指標於 2013-2015 年分盤加快撮合措施實施前後起伏變化之迴歸實證分析結果，且聚焦關注變革自身直接衝擊影響。在委託決策方面，筆者按兩波加快措施前後（即樣本期 I.1+I.2、II.1+II.2）自然人、機構投資人對大、小型股所提委託等八種排列組合分開探討。每種情境皆合併群體 120 檔股票觀測值，在依序考量模型因變數 y_t 為撤單占比 rCn_t (%)、新委託申報頻率 N_t (筆)、最積極出價比 rMg_t (%)、「出價積極度」指標 G_t (%)、「順勢交易度」指標 Tr_t (%)、大額委託占比 rSz_t (%) 下，進行一般化模型式 (5) 迴歸估計。

補充說明：首先是基於這六項委託決策指標因變數性質差異，須各自搭配特定實證模型完成係數估計。當中， G_t 、 Tr_t 為正負不限連續因變數，可逕以傳統線性迴歸模型估計式 (5)，斜率係數依最小平方方法 (Least Square Method; LS) 估出。 rCn_t 、 rMg_t 、 rSz_t 皆百分比概念，考量此類因變數值連續且介於 0 至 100 間，故仿照 Chiu et al. (2017) 以 Tobit 迴歸為實證工具。不失一般性下，令模型因變數為 y_t ，可將式 (5) 修改如下，即隱性 (Latent) 因變數值 y_t^* 取決於：

$$y_t^* = \sum_k \beta_k x_{k,t} + \varepsilon_t \quad (7)$$

式 (7) 中， ε_t 令為常態誤差， $x_{k,t}$ 是任意第 k 項共用解釋變數（清單見表 5），當 $y_t^* \leq 0$ 時 $y_t = 0$ ；當 $0 < y_t^* < 100$ 時 $y_t = y_t^*$ ；當 $y_t^* \geq 100$ 時 $y_t = 100$ 。至於模型因變數為 N_t 時，考量屬非負計數資料 (Count Data) 值 ($y_t = 0, 1, 2, \dots$)，仿照曾翊恆 (2019) 以負二項迴歸 (Negative Binomial Regression) 為實證工具。不失一般性下，令模型因變數為 y_t ，條件機率密度函數 $f(y_t | x_t)$ 服從負二項分配，條件期望值為：

$$E(y_t | x_t) = \exp(\beta_0 + \sum_k \beta_k x_{k,t}) \quad (8)$$

式 (8) 中， $x_{k,t}$ 是任意第 k 項共用解釋變數（清單見表 5）， x_t 為其集合向量。由於上兩款為非線性模型，斜率係數依最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation; MLE) 估計。誠如前文，為控制市況與時間趨勢干擾影響，各模型第 2 項共用解釋變數採納「當日趨勢指標」 \hat{z}_t 。用以推算該值之開盤競價相應日頻資料輔助迴歸式

(6)，則依各自因變數性質比照原模型作法採傳統線性迴歸或修改成 Tobit 迴歸、負二項迴歸型態完成係數估計，過程不贅述。附帶一提，在分析模型因變數為新委託申報頻率 N_t 時，鑑於較適宜從每期「背景」環境異動詮釋驅動要素，故仿照曾翊恆 (2019) 微調表 5 下列共用解釋變數：(1) 取自限價簿揭示資訊三項解釋變數 Spr_t 、 Vol_t 、 Dis_t ，從委託均值改衡量加權平均狀態；(2) 因不分買賣別，除了剔除帶方向性質股價續行空間 Spa_t ，委託深度指標 Dep_t 也改以最佳報價張數占最佳五檔百分比 (%) 衡量，並定義為加權平均狀態；(3) 由於新委託可能源自撤單後再改價進場，故增納前期撤單筆數 Cn_{t-1} 為解釋變數控制相關干擾。

表 7 委託決策指標迴歸實證分析—節錄變革虛擬變量前方係數

類股	120 檔大型股				120 檔小型股			
	自然人		機構投資人		自然人		機構投資人	
	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II
rCn_t	-0.618 ^{***}	-0.434 ^{***} (R ²)	-1.093 ^{***} (R ²)	-0.533 ^{***} (R ²)	-0.189	-0.815 ^{***} (R)	-0.936 ^{***} (R)	-0.645 ^{***}
N_t	-0.009 ^{***}	-0.060 ^{***} (R ²)	-0.314 ^{***} (R ²)	-0.110	0.033 ^{***} (R)	0.006 ^{***} (R ²)	-0.115 ^{***} (R ²)	-0.071 ^{***} (R ²)
rMg_t	0.389 ^{***} (R)	-0.369 ^{***} (R ²)	0.558 ^{***}	-0.291 ^{***}	0.864 ^{***}	-0.600 ^{***}	9.607 ^{***} (R ²)	7.465 ^{***} (R)
G_t	0.025 ^{***} (R)	-0.026 ^{***} (R ²)	0.065 ^{***} (R ²)	0.020 ^{***} (R ²)	0.002	-0.020 ^{***}	0.184 ^{***} (R ²)	0.138 ^{***} (R)
Tr_t	0.028	-0.102 ^{***} (R)	0.076 ^{***}	-0.091 ^{***} (R)	0.019	-0.004	0.147 ^{***}	0.112 ^{***} (R)
rSz_t	0.821 ^{***} (R)	0.578 ^{***} (R)	0.311 ^{***} (R)	-0.326 ^{***} (R ²)	1.216 ^{***} (R)	0.825 ^{***}	3.071 ^{***}	0.962 ^{***} (R)

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)。對照一般化迴歸式 (5) (模型所納共用解釋變數見表 5，其中第 2 項「當日趨勢指標」 z_t 取自以開盤競價日頻資料估計輔助迴歸式 (6) 所得殘差值)，以觀察每五分鐘時間尺度，表中依序節錄當模型因變數 y_t 為任意第 t 期撤單占比 rCn_t (%)、新委託申報數 N_t (筆)、最積極出價占比 rMg_t (%)、「出價積極度」指標均值 G_t (%)、「順勢交易度」指標均值 Tr_t (%)、大額委託占比 rSz_t (%) 時，採取合併估計群體 120 檔股票觀測值下加快撮合虛擬解釋變量 D_t 前方係數 β_{17} 估計，後方 ^{***}, ^{**}, ^{*} 標示按 Newey-West HAC 計算 z (或 t) 值可於 10%、5%、1% 水準顯著。為快速辨識穩健性測試結果，若估值在「縮減樣本規模」測試中達「穩健」或「尚屬穩健」標準，後方加註 (R)；若還進一步通過「多天期穩健」標準，後方則加註 (R²)。實際上，考量數據性質差異，模型因變數為部份委託決策指標時式 (5) 將改以 Tobit 迴歸式 (7)、負二項迴歸式 (8) 作估計。此外，當模型因變數為新委託申報筆數 N_t 時，表 5 部份共用解釋變數略予微調。以上修正詳見本節內文。

關於加快撮合對委託決策指標直接衝擊，表 7 節錄模型因變數分別為六種指標時，迴歸模型 (依各指標值性質可為線性、Tobit 或負二項迴歸式) 中變革虛擬變量 D_t 前方斜率係數 β_{17} 估計結果²⁴。令顯著水準為 10%，茲將重要發現彙整如下。其一，與「時間壓迫」效應 (假說 1) 預測相仿，逾半情境穩健顯示加快撮合後撤單意願遞減、新委託申報頻率下滑 (後者多通過「多天期穩健」標準)，暗示時距縮減對這兩項委託決策帶來抑制效果，惟亦有例外。自然人撤單占比未於變革 I 穩健遞減，隱含略縮偏長分盤時距未必減損弱勢方所感受「無約束特徵」。於變革 II，具「監看」優勢機構投資人未對小型股少提撤單，反映縮減競價規模恐讓低流動性股票增加振盪，從而抵銷「時間壓迫」效應。自然人對大型股新委託申報頻率未於時距仍偏長的變革 I 遞減，於小型股更是穩健翻揚 (整體上看此為少數穩健逆轉「時間壓迫」效應之案例)，呼應加快撮合影響存在個股歧異觀點 (Chan and Huang, 2019)。一般

24 鑑於線性、Tobit 或負二項迴歸中，斜率係數與該解釋變數對因變數邊際影響正、負一致 (Greene, 2017)，故表 7 至表 9 即可研判變革對各項檢測指標造成之增、減方向直接衝擊效果。

來說，小型股在制度化揭露公司訊息上遠不及大型股（薛敏正等，2018），但變革恰改善弱勢方自然人所渴求資訊透明事項，再加上此類低流動性股票加快撮合落實度遭打折扣（見表 4）導致「時間壓迫」不多，「淨」效果上仍激勵其新委託出手次數。此外，機構投資人於變革 II 對大型股未減少新委託申報頻率，此處暗示其拆單動作或許增多，以致抵銷「時間壓迫」影響。

其二，加快撮合對委託價位積極狀態（見註 7，衡量指標本文以「出價積極度」為主，最積極出價比、「順勢交易度」為輔）之「觀望」、「激勵」效應孰強孰弱，可能存在投資人身份類別差異。首先，弱勢方自然人時效需求稍低（見表 1），委託積極狀態於變革 I、II 升高、遞減傾向與「激勵」、「觀望」效應（假說 3、2）相符，惟該結果在小型股不穩健。檢視大型股，變革 I 由於仍處偏長時距情境，委託積極狀態升溫暗示資訊透明化緩解弱勢方贏家詛咒憂慮所帶來「激勵」效應（Tseng and Chen, 2015）應為主導因素，但這無助升高其「動能」操作傾向；變革 II 實施後分盤時距剩短促 5 秒，委託積極狀態降溫暗示盤距緊縮對低時效需求者誘發強烈「跨盤替代」考量反居主導地位。至於小型股何以升降情勢較不穩健？除此類股票加快撮合落實度偏低（見表 4）外，自然人傾向多申報新委託亦可能有關。譬如，弱勢方「監看」能力貧乏（Chiao et al., 2017），委託積極度於變革 I 升溫傾向會因出手次數增多而削減；弱勢方為免頻繁出手拖累成交比率，於變革 II 委託積極狀態遞減傾向也將收斂。

再者，優勢方機構投資人時效需求強烈（見表 1），歷次變革中「出價積極度」達多天期穩健升溫趨勢呼應「激勵」效應（假說 3），其驅動要素可能源自每盤規模縮減下更渴望節約交易時間（Foucault, Kadan, and Kandel, 2005; Rosu, 2009），或透明化加深優勢方彼此競爭程度（Ma et al., 2008）。值得一提的是，機構投資人對大型股委託頻繁且出價急切（見表 1），研究亦多指其每筆委託張數偏多（李怡宗等，2009；曾翊恆，2019；Chan and Huang, 2019）。有鑑於此，不論機構投資人對大型股委託積極狀態升溫趨勢未現蹤最積極出價占比，或者在變革 II 「動能」操作傾向更穩健反趨遞減，都應是忌憚過度衝擊交易價格所致，隱含「激勵效應」乃溫和墊高價位積極情勢。譬如，機構投資人對大型股「出價積極度」指標值僅 0.12%（見表 1），暗示加快撮合後出價雖趨急迫但也未必敢跨越反邊最佳報價過多。

其三，「拆單」效應（假說 4）預測機構投資人變革後更常分批下單，每筆委託規模將趨遞減。規則上，證交所係按「價格優先」、「時間優先」確立交易排序，每筆委託張數多寡不必然反映投資人多迫切進行買賣，但表 7 透露多數情境下投資人在變革後傾向多提大額委託。李怡宗等（2009）在臺股過往限價簿加廣揭露經驗中觀察到自然人下單次數、張數同步減少，推論其市場參與率降低。按過往文獻標準，此處不詮釋為投資人市場參與率升高，原因是下單次數未必相應增多，例如自然人

對大型股新委託申報頻率於變革 II 便如「時間壓迫」效應（假說 1）預期盤穩健減少。有趣的是，正因每筆委託規模多呈增加，隱含投資人企圖藉限價簿揭露頻率加快多收資訊，更慎選時機一次提出較多委託張數。只不過，以上情境都未通過「多天期穩健」測試，尚無法排除僅是捕捉到這方面委託行為調適過程中的暫時變化。唯獨機構投資人對大型股於變革 II 出現「多天期穩健」遞減每筆委託規模傾向，綜合相應情境其新委託申報頻率未如「時間壓迫」效應（假說 1）下滑、「出價積極度」指標穩健趨升跡象，推測拆單更加活躍。前文提及，機構投資人對大型股委託頻繁、急切、規模偏大，表 7 觀察隱含每盤降到 5 秒，優勢方會警惕並採隱藏交易行為 (Garvey and Wu, 2009)、延緩資訊外洩 (Chou and Wang, 2009) 與分散價格衝擊 (Vayanos, 1999) 等相應動作。

在自然人委託交易品質方面，筆者按兩波加快措施前後（即樣本期 I.1+I.2、II.1+II.2）自然人對大、小型股所提委託等四種排列組合分開探討。每種情境皆合併群體 120 檔股票觀測值，在依序考量模型因變數 y_i 為新委託當盤成交率 rFc_i (%)、當日成交率 rF_i (%)、划算度指標 Sur_i (#tick)、「被撿便宜」風險 PK_i (#tick)、「未成交」風險 NE_i (#tick)、綜合曝險度 MX_i (#tick) 下，進行一般化模型式 (5) 迴歸估計。類似地，這六項委託交易品質指標因變數性質也有差，當中 PK_i 、 NE_i 、 MX_i 為正負不限連續因變數，按線型迴歸估計式 (5)；百分比的 rFc_i 、 rF_i （介於 0 至 100 間）以及非負值之 Sur_i 皆為大小受限連續變數，以 Tobit 迴歸為實證工具估計相應迴歸式 (7)。此處也稍作補充，上述六項除分析當盤成交率 rFc_i 外，餘皆無法在開盤競價取得相應因變數據（多項指標取自日內歷次撮合結果，但開盤競價僅撮合一次），故其迴歸式剔除「當日趨勢指標」 z_i 這項共用解釋變數。

關於加快撮合對自然人委託交易品質指標直接衝擊，表 8 節錄模型因變數分別為六種指標時，迴歸模型（依各指標值性質可為線性或 Tobit 迴歸式）中變革虛擬變量 D_i 前方斜率係數 $\beta_{i,}$ 估計結果。令顯著水準為 10%，茲將重要發現彙整如下。其一，與「媒合不易」效應（假說 5）預測脗合，加快撮合穩健壓低委託當盤成交機率（惟小型股未達「多天期穩健」標準，不排除與加快撮合落實度偏低有關），佐證競價規模限縮不利尋覓交易對手，或墊高交易成本 (Schnitzlein, 1996) 等觀點。放眼當日成交比例，則未見變革穩健帶來負面衝擊，推測是日內撮合次數變多，足夠大幅抵銷每盤成交機會縮減所致。以上結果隱含，即使「媒合不易」效應僅造成當盤負面影響，仍恐對高時效需求自然人（例如當沖者）相關操作時帶來挑戰。其二，時距偏長、短情境下加快撮合讓大型股委託穩健交易在較「划算」、「吃虧」價位，小型股無明確影響。由於自然人「出價積極度」指標升降情形相仿（見表 7，甚至同在短時距之變革 II 才達「多天期穩健」標準），暗示划算度指標實證結果或許夾雜主觀感受因素。

表 8 自然人委託交易品質指標迴歸實證分析 – 節錄變革虛擬變量前方係數

類股	120 檔大型股		120 檔小型股	
模型因變數	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II
rF_{Ct}	-1.086*** ^(R^L)	-3.059*** ^(R^L)	-1.116*** ^(R)	-2.093*** ^(R)
rF_t	-0.063	-0.076	-0.602***	-0.323
Sur_t	0.379*** ^(R)	-0.456*** ^(R^L)	0.073	-0.417***
PK_t	0.014***	-0.005***	-0.009	0.022 [*]
NE_t	-0.008***	-0.016***	-0.014**	-0.021***
MX_t	0.001	-0.021*** ^(R^L)	-0.018*** ^(R)	-0.023*** ^(R)

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)。對照一般化迴歸式 (5) (模型所納共用解釋變數見表 5，其中第 2 項「當日趨勢指標」 z_t 取自以開盤競價日頻資料估計輔助迴歸式 (6) 所得殘差值)，以觀察每五分鐘時間尺度，表中依序節錄當模型因變數 y_t 為任意第 t 期新委託當盤成交率 rF_{Ct} (%)、當日成交率 rF_t (%)、划算度指標均值 Sur_t (#tick)、「被撿便宜」風險指標均值 PK_t (#tick)、「未成交」風險指標均值 NE_t (#tick)、綜合曝險度均值 MX_t (#tick) 時，採取合併估計群體 120 檔股票觀測值下加快撮合虛擬解釋變量 D_t 前方係數 β_{17} 估值，後方 *, **, *** 標示按 Newey-West HAC 計算 z (或 t) 值可於 10%、5%、1% 水準顯著。為快速辨識穩健性測試結果，若估值在「縮減樣本規模」測試中達「穩健」或「尚屬穩健」標準，後方加註 (R)；若還進一步通過「多天期穩健」標準，後方則加註 (R^L)。實際上，考量數據性質差異，模型因變數為部份委託交易品質指標時式 (5) 將改以 Tobit 迴歸式 (7) 作估計。此外，除當盤成交率 rF_{Ct} 外，其餘 5 項自然人委託交易品質指標皆無開盤競價相應數據，故共用解釋變數中須剔除「當日趨勢指標」 z_t 。

其三，「暫時波動遞增」效應（假說 6）預測變革增多股價暫離均衡情況，致使自然人承擔較大「未成交」風險。但實際上，迴歸分析結果未發現加快撮合對「被撿便宜」或「未成交」風險兩者任一造成穩健升降直接影響，但自然人面臨兩方綜合風險度卻多穩健傾向遞減，暗示變革反倒營造利於弱勢方抗衡股價暫時波動增多威脅之新契機。譬如，限價簿內容揭示頻率、即時性同增（見表 4），或許實質幫助到「監看」能力薄弱者於短促時間內收集更多資訊、擬定合適委託決策。在機構投資人較少「監看」的小型股，即使自然人受變革「淨」效果激勵多申報新委託（見表 7），所承擔綜合曝險度依舊穩健遞減（惟未達「多天期穩健」標準）；在機構投資人頻仍「監看」的大型股 (Aitken et al., 2007)，弱勢方價位積極度決策似乎是關鍵因素。不難注意到，在偏長時距的變革 I，「激勵」效應拉高自然人「出價積極度」之餘，恐也墊高己身涉險程度，致使限價單綜合曝險度未隨加快撮合遞減；相反地，在主導因素換成「時間壓迫」、「觀望」效應後，自然人於偏短時距變革 II 有穩健節約出手次數與價位積極狀態等傾向（見表 7），在涉險機會減少下讓限價單綜合曝險度終能「多天期穩健」地遞減。

在個股成交量能方面，筆者按兩波加快措施前後（即樣本期 I.1+I.2、II.1+II.2）熱門交易股、大型股、小型股等六種排列組合分開探討。每種情境皆合併群體 120 檔（熱門交易股為 32 檔）股票觀測值，在依序考量模型因變數 y_t 為成交值變動率 gTV_t (%)、機構投資人交易比 $rIns_t$ (%) 下，進行一般化模型式 (5) 迴歸估計。類似地，這兩項個股成交量能指標因變數性質不同，當中 gTV_t 為正負不限連續因變數，可按線型迴歸估計式 (5)； $rIns_t$ 為百分比（介於 0 至 100 間連續數值），故以 Tobit 迴

歸為實證工具估計相應迴歸式 (7)。至於推算「當日趨勢指標」 z_t 所需開盤競價相應日頻資料輔助迴歸式 (6)，也依各自因變數性質採傳統線性迴歸或修改成 Tobit 迴歸，過程不贅述。

此處觀察尺度調整成每日，但若於每日、每半小時、每五分鐘時間觀察下特定迴歸係數估值皆顯著且正負號一致者，視為通過「縮小觀察尺度」穩健性測試，呈現結果時後方加註 (R) (見表 9)；若特定係數估值在變革前後各 15 天 (原樣本)、各 20 天、各 30 天取樣範圍皆通過「縮小觀察尺度」穩健性測試，則進一步稱「多天期穩健」，後方加註 (R^L) (見表 9)。至於個股成交量能迴歸分析共用解釋變數，也略予調整，包括：(1) 由於成交值不涉特定買賣方向，故表 5 剔除股價續行空間 Spa_t ，且比照因變數為新委託申報頻率 N_t 時變更 Spr_t 、 Vol_t 、 Dep_t 、 Dis_t 計算方式，理由同前；(2) 參考相近研究作法與成果 (Chou and Wang, 2006)，表 5、表 6 皆新增 CEX_t 、 CDJ_t 兩項共用解釋變數，意指第 t 期視角昨日美元兌新臺幣、當日凌晨美股道瓊指數 (Dow Jones Industrial Average; DJI) 之收盤價位變動百分比絕對值 (單位皆為 %)；(3) 觀察日資料尺度時，表 5 中剔除日內效應屬性之 $Earl_t$ 、 $Late_t$ 。

表 9 個股成交量能指標迴歸實證分析 - 節錄變革虛擬變量前方係數

類股	32 檔熱門交易股票		120 檔大型股		120 檔小型股	
模型因變數	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II	變革 I	變革 II
gTV_t	10.572 ^{***} (R^L)	0.789	22.768 ^{***} (R^L)	6.045 ^{**}	26.909 ^{***} (R)	18.998 ^{***} (R)
$rlns_t$	-1.461	1.561 [*] (R^L)	-0.426	0.966 ^{**} (R)	-0.302	-0.508

註：限觀察分盤競價 (9:00-13:25)。對照一般化迴歸式 (5) (模型所納共用解釋變數見表 5，其中第 2 項「當日趨勢指標」 z_t 取自以開盤競價日頻資料估計輔助迴歸式 (6) 所得殘差值)，考量逐日觀察尺度，表中依序節錄當模型因變數 y_t 為任意第 t 期個股成交值變動率 gTV_t (%)、機構投資人交易比 $rlns_t$ (%) 時，採取合併估計群體 120 檔股票 (在熱門交易股方面則為日均成交值比重逾 0.5% 之 32 檔股票) 觀測值下加快撮合虛擬解釋變量 D_t 前方係數 β_{17} 估值，後方 ^{*}, ^{**}, ^{***} 標示按 Newey-West HAC 計算 z (或 t) 值可於 10%、5%、1% 水準顯著。不同表 7、表 8，本表將每日 (原觀察尺度)、每半小時、每五分鐘時間尺度下 β_{17} 估值皆顯著且正負號一致者，視為通過「縮小觀察尺度」穩健性測試，後方加註 (R)；倘若 β_{17} 估值在變革前後各 15 天 (原樣本)、各 20 天、各 30 天取樣範圍皆通過「縮小觀察尺度」穩健性測試，則進一步稱「多天期穩健」，後方加註 (R^L)。此外，基於個股成交量能指標特殊屬性，表 5、表 6 部份共用解釋變數略予微調，以上修正詳見本節內文。

關於加快撮合對個股成交量能指標直接衝擊，表 9 節錄模型因變數分別為兩種指標時，迴歸模型 (依指標值性質為線性或 Tobit 迴歸式) 中變革虛擬變量 D_t 前方斜率係數 β_{17} 估計結果。令顯著水準為 10%，茲將重要發現彙整如下。其一，「量能激勵」效應 (假說 7) 預測加快撮合推升交易量能，但表中顯示這不必發生，也未如 Kalay et al. (2002) 所指以大型股相對亮眼。鑑於臺股屬典型委託驅動市場，筆

者推測成交值升降變化乃取決於投資人委託決策有何改變²⁵，此處結合表 7 相應觀察詮釋該假說驗證與否可能緣由。首先，熱門交易股票（大型股票情形相仿，故不贅述）於變革 I 實證結果與假說 7 相符，個股成交值受每盤 20 縮至 15 秒直接「激勵」增幅為 10.57%，雖遜於市場分盤「帳面」成交總值統計之 28.27%（見表 3），但通過「多天期穩健」標準。前文提及，偏長時距下加快撮合同步「激勵」自然人、機構投資人「出價積極度」，前者出自贏家詛咒疑慮減輕，後者因時效需求考量溫和墊高價位積極狀態，交易量能上都創造正向貢獻。

相較之下，經校正市況、時間趨勢或其他干擾後，每盤 10 縮至 5 秒未對交易量能帶來助益（僅增 0.79% 且不顯著），但稍優於「帳面」成交總值統計之 -3.06%（見表 3）。本文推測，儘管機構投資人「出價積極度」持續攀高（理由同前），但每盤緊縮剩 5 秒觸動自然人「觀望」效應而出價趨向保守，以致大幅抵銷前者正向貢獻。最後，「量能激勵」效應反倒於小型股較獲驗證，兩波加快撮合「高度」激勵交易量能達 20% 上下增幅，與 Chan and Huang (2019) 實證觀察類似。依委託決策反應研判，限價簿資訊更趨「即時」有效激勵自然人新委託出手頻率，再加上機構投資人「出價積極度」亦穩健提高（理由同前），顯然都是小型股量能改善重要理由。可惜的是，小型股交易值占比頗低（見第參章第一節），其量能激勵成果未達「多天期穩健」標準，是否實質影響整體市場，仍需更多觀察。

其二，「監看」效應（假說 8）預測變革將擴增限價簿公開訊息揭示量，促使「監看」能力占優的機構投資人交易比重提高，但表中顯示這不必發生。同之前理由，本段續結合表 7 相應觀察詮釋該假說驗證與否可能緣由。首先，熱門交易股票（大型股票情形相仿）於變革 I 實證結果未符合假說 8，機構投資人交易比未見遞增現象，暗示偏長時距下加快撮合所增加限價簿訊息揭示總量似乎尚在散戶足以應對範疇內，畢竟諸如寬頻網路使用之普及性可能彌補後者在「監看」能力上一部份劣勢 (Hvide, Meling, Mogstad, and Vestad, 2024)。在自然人、機構投資人「出價積極度」同受激勵下，後者成交值占比未必升高。相較之下，熱門交易股票於變革 II 實證結果與假說 8 較為相符，機構投資人交易比受每盤 10 縮至 5 秒直接「激勵」穩健升高 1.56%（大型股情況類似，但未通過「多天期穩健」標準），優於「帳面」上原始統計僅約 0.01% 之增幅（見表 3）。該結果暗示，加快至每 5 秒頻率揭露限價簿

25 感謝匿名審查人惠賜建議可驗證投資人委託決策對成交量能之實際影響樣貌。為此，筆者以個股日內歷次分盤為逐筆觀測值，經迴歸分析證實不論是熱門交易股票、大型股、小型股（取樣自樣本期間 I.1+I.2+II.1+II.2，平均每檔股票觀測 86,038、66,971、25,424 盤），投資人增多新委託申報、升高「出價積極度」、多提大額委託等行為有利推升當盤成交量能，但多提撤單卻減損當盤量能水準。因篇幅有限，文中未呈現完整實證結果，有興趣可向作者索取。

資訊或許加重弱勢方觀盤負擔，致更凸顯機構投資人「監看」能力優勢。在自然人價位積極狀態轉趨「觀望」保守但機構投資人「出價積極度」仍維持升溫下，後者成交值占比便能穩健遞增。最後，假說 8 在小型股未獲驗證，兩波變革無助升高機構投資人交易比，推測或許與此類股票低流動性特徵阻礙加快撮合落實程度有關。由於自然人新委託申報頻率與機構投資人「出價積極度」同步遞增，後者成交值占比未必升高。

伍、結論

本文關注 2013-2015 年臺股分盤時距由 20 減至 15 秒、10 減至 5 秒兩次加快撮合，對投資人委託決策、弱勢方委託交易品質、個股成交量能究竟有何直接衝擊效應。文中獲致豐富實證發現，且因國際股市盛行連續競價已久，益加彰顯此類奠基高頻集合競價 (Frequent Call) 市場觀察之獨特價值 (Budish et al., 2015; Budish et al., 2024)。

有趣的是，此改革挾帶限價簿「透明化」效果，使得資訊優、弱勢方採取各自應對作法。譬如，加快撮合對投資人委託積極狀態引發不同型式「激勵」效應。高時效需求之機構投資人除爭取盡快成交 (Foucault et al., 2005; Rosu, 2009)，也受迫透明化加深彼此價位競爭 (Ma et al., 2008)，其出價積極狀態流露遞增傾向。再者，又忌憚對大型股委託規模龐大恐衝擊股價或外洩意圖，於盤距加快至 5 秒時機構投資人現蹤拆單活躍跡象。在頻繁被優勢方關注與「撿便宜」的大型股 (Duong et al., 2009)，受惠首波變革帶來資訊透明化效果緩減自然人贏家詛咒風險 (Tseng and Chen, 2015)，「激勵」其價位積極狀態出現升溫傾向。但當盤距再收緊至 5 秒時，對低時效需求之自然人所誘發之「觀望」效應恐凌駕「激勵」效應之上，其出價態度反轉保守。至於在機構投資人較少「監看」 (Aitken et al., 2007) 且公司財報、訊息揭露程度稍遜之小型股票，加快撮合恰為自然人營造略趨透明交易環境，「激勵」成效表現在新委託申報頻率遞增上，從而翻轉多數情境中競價時距縮短對委託出手動作普遍造成之「時間壓迫」影響。

2013-2015 年臺股加快撮合相關措施對弱勢方仍帶來若干隱憂，值得注意。首先，儘管似未影響當日成交可能性，但壓低當盤成交率之效果明顯不利當沖交易等時效需求偏高者，畢竟這方面操作常有「短進短出」特徵 (Chiu et al., 2017)。類似加快撮合推升機構投資人委託積極狀態，合理推測當沖者出價將更急迫，惟這有賴證交所釋出可識別當沖身份等細緻委託資訊，方能實證檢驗。其次，每盤減至 5 秒後自然人對大型股減少申報新委託且出價較趨保守，故文中觀察到其限價單綜合曝險度遞減很可能係反映出手涉險機會變少 (Escobar and Pedraza, 2023)，而非有足

夠能力「監看」更快揭示之限價簿資訊並適時閃避「被撿便宜」風險 (Chiao et al., 2017)。不難想見，逐筆撮合形同盤距再減至零，在「時間壓迫」、「觀望」效應加強下恐更壓抑其出手意願或出價積極狀態。

誠然，加快撮合也讓臺股迎來深化專業投資人市場參與度之契機，文中迴歸分析指出加快至 5 秒撮合頻率為提振機構投資人交易比帶來正向貢獻，這隱含逐筆交易可望促成股價更快速靠攏均衡、奠基資訊交易比重上揚 (Brennan and Cao, 1996) 等有利連續競價市場發展之正向循環。依此層面解讀，對照國際股市近半交易值貢獻自專業投資人熟稔之高頻交易等現況 (Budish et al., 2015)，筆者察覺到自然人、機構投資人交易占比隨撮合加快呈此消彼長態勢，大概會是臺股邁向專業投資人市場遠程目標下不易迴避的陣痛過程。值得一提的是，本文實證觀察還有另項實務面政策啟示，即可供預判「盤中零股交易」一旦加快撮合後預期有何相關影響。證交所自 2020 年 10 月 26 日開辦「盤中零股交易」制度迄今，政策宣導上仍以鼓勵小資、年輕族群參與為主，惟交易規則上採 9:10 首次競價後持續每三分鐘撮合一盤至收盤止，證券業者與市場人士屢聞加快撮合之期盼或呼籲。作為回應，證交所乃於 2022 年 12 月 19 日實施「盤中零股加快撮合」新制，將零股交易由原本每三分鐘加快為每分鐘撮合一盤。對照本研究內容，這樣的改變較近似文中偏長時距下競價縮短之效果。倘以自然人對大型股委託為樣板，「盤中零股交易」加速撮合下熱門標的股票投資人很可能至少會升高出價積極狀態，而相關交易量能放大亦值得期待。

不可否認，本文尚有資料取得與模型設計侷限性，有賴後續研究補強。譬如，探究弱勢方委託交易品質時，迴歸分析指出自然人對大型股交易划算度似有「先升後降」，但這當中或許摻雜自身出價急迫與否等主觀因素。相較之下，直接分析變革前後自然人交易損益變化應是最貼切評量指標，但這必定須證交所釋出可辨認個別投資人身份之委託、成交簿紀錄方能詳實核算。此外，加快撮合適用全部上市股票，在「控制組」難覓下標準 DID 建模分析顯得窒礙難行。儘管筆者折衷援引「當日趨勢指標」控制市況或時間趨勢干擾，但拉長取樣天期觀測下卻會有部份實證結果不夠穩健問題（見表 7 至 9）。再者，最新研究也顯示高頻撮合下委託單失衡深遠影響市場流動性 (Bogousslavsky and Collin-Dufresne, 2023)。雖然筆者受限篇幅未涉此類討論，但這無疑也是國內集中市場加快撮合（乃至其後改制逐筆交易）相關措施效應值得探究之課題。後續研究若能克服資料取得瓶頸，提出更妥適迴歸模型或擴展政策影響探索層面，可望為交易機制變遷研究創造契機。

Order Choices, Order Execution Quality, and Trading Volume: Evidence from Reductions in the Call Auction Interval

Yi-Heng Tseng, College of Management, Yuan Ze University

1. Research Purpose/Objective

We focus on the policy impact of the reductions of auction interval from 25 seconds to 20 seconds (hereafter denoted as Reform I) since July 1, 2013, and from 10 seconds to 5 seconds (hereafter denoted as Reform II) since December 29, 2014, on the Taiwan Stock Exchange (TWSE). Using the intraday data obtained from the TWSE, the present study empirically examines whether more frequent auctions alter the order choices, including order arrivals, order cancellations, order sizes, and degree of order aggressiveness; empirically tests whether higher auction frequencies are detrimental to the order execution quality of individual investors (symbolizing the uninformed traders); and empirically checks whether shorter auction intervals raise the trade value of individual stocks. In fact, discussions on these issues are of great importance to regulators, practitioners and market participants, thus motivating our research interests.

2. Research Design/Methodology

This study adopts 120 large cap stocks and 120 small cap stocks on the TWSE as the research sample, with the data period covering 15 days before and 15 days after each of the two reform dates. The large cap stocks consist of component securities of the FTSE TWSE Taiwan 50 Index and Mid-Cap 100 Index, and the small cap stocks are picked up according to both conditions of the market capitalization and stock turnover following Duong, Kalev, and Krishnamurti (2009). For each trading day, we employ the sample observation during periodical call auctions (from 9:00 to 13:25). In total, we investigate 127,825,423 observations of the intraday order book records.

Our research framework is arranged as follows. To investigate the policy impact of reductions of the auction interval, we compute 14 dependent variables (without loss of generality, denoted as y_t hereafter) for regression estimations, with intraday time-series

observations being 5-minute frequency intervals (thus all variables are labelled with a subscript of t), and market participants being separated into individual investors and institutional investors. For order choices, y_t includes the proportion of order cancellations (rCn_t), most aggressive orders (rMg_t), and larger orders (rSz_t); the measures of order aggressiveness (G_t) and trend-following (Tr_t); the number of new order submissions (N_t). For order execution quality of uninformed traders (represented by individual investors), y_t includes the probability of limit-order execution within the present call (rFc_t) and present day (rF_t); measures of bargain (Sur_t), ‘picking-off’ risk (PK_t), ‘non-execution’ risk (NE_t), and comprehensive risk of limit-orders (MX_t). For individual stock turnover, y_t includes the change rate of stock turnover (gTV_t) and the trade proportion of institutional investors ($rIns_t$).

It is worth noting that though the Difference-in-difference (DID) approach is frequently adopted to control for short-run time trend of y_t so as to assess the “true” impact of an event, it is difficult to utilize the DID approach for the present study because of the lack of a “control group”, with the reductions of auction intervals being implemented in all listed firms on the TWSE. To address this issue, I utilize the “daily time trend” measure (denoted as \hat{z}_t) to control for the potential common factors sharing the daily time trend or market condition with each y_t measurement. Fortunately, the opening call auction (from 8:30 to 9:00) on the TWSE remains a single 30-minute call auction during the sample period, providing us an opportunity to take out the information regarding such common factors. Accordingly, I estimate the daily values of \hat{z}_t for each of y_t with the cross-day auxiliary regression based on observations computed from the opening calls. These “daily time trend” measures served as additional control variables in our primary regression models.

Last but not least, some regression models discussed in our work are unsuitable to estimate their slope coefficients by means of traditional Least Square (LS) method. More concretely, considering that rCn_t , rMg_t , rSz_t , rFc_t , rF_t , $rIns_t$ are proportions and Sur_t has non-negative continuous values, these models are designed as Tobit regressions as suggested by Chiu, Chung, and Wang (2017). Besides, considering that N_t has counted data observations, its model is designed as a negative binominal regression as suggested by Tseng (2019). The above cases are no longer linear and their slope coefficients are estimated by means of the Maximum Likelihood (MLE) method. After controlling for the potential disturbances (listed in Table 6), I focus on the estimates of coefficients on

reform dummies and report them in the context, with y_t being the order choices, the order execution quality, and the individual stock turnover (see Tables 7, 8, 9, respectively), for discussions on the “true” impact of Reform I and II on various aspects. In the end, two types of robustness checks, including reducing the sample size and extending the sample period, are also considered in the current study.

3. Findings

Our findings are fruitful. First, Reform I and II improve the Limit-order Book (LOB) transparency as well, encouraging the informed and uninformed traders to make somewhat different reactions. For instance, increasing auction frequencies may influence the different facets of order aggressiveness for the two types of traders. Considering the high demand for immediacy and severe competition among informed traders, institutional investors significantly increase their order aggressiveness in prices after Reform I and II. To avoid excessive price impact or revealing complete trading intentions, institutional investors engage more in order splitting for large cap stocks when auction interval was further reduced to 5 seconds. Considering that more transparent LOB information may lower the risk of winner’s curse (Tseng and Chen, 2015), individual investors tend to increase their order aggressiveness in prices after Reform I. However, when the auction interval is further reduced to 5 seconds, the ‘wait-and-see’ effect in turn dominates the ‘encouraging’ effect, causing individual investors to significantly decrease their order aggressiveness in prices for large cap stocks. As for the small cap stocks, where the financial reports and corporate information are less transparent, Reform I and II seem to slightly improve the transparency of their trading environments, encouraging individual investors to place more new order submissions. Except for the above scenario, the “time contraction” effect is dominant and causes the significant decrease in the number of new order submissions and cancellations.

Second, it is notable that more frequent auctions are detrimental to order execution quality for uninformed traders. Though the probability of limit-order execution within the present day seems unchanged, the Reform I and II decrease the possibility that orders are quickly executed in the present auction. This finding is bad news for individual day traders, who need immediacy and are eager to trade quickly (Chiu et al., 2017). I also find

that individual investors place fewer new orders after Reform II. Though results show that the comprehensive risk of limit-orders significantly decreases when the auction interval is reduced to 5 seconds, this may be the consequence of individual investors being more conservative in their order choices, rather than individual investors being more capable of monitoring market movements and thus having less “picking-off” risk.

Third, I find that the proportion of trade value attributable to institutional investors significantly increased after Reform II, echoing the viewpoints of Brennan and Cao (1996), who argue that increasing call auction frequencies (or further switching to continuous auctions) may attract more informed traders and thus facilitate the price adjustment regarding the newly arrived information. Eventually, the TWSE shifted the 5-second periodical call to continuous trading on March 23, 2020. Nevertheless, regulators may need to take into consideration what would be the cost of this regime switch. As suggested by Budish, Cramton, and Shim (2015), continuous auction market design may easily lead to the wasteful arms race for speed among high-frequency traders.

4. Research Limitations

The present study encounters a few of research limitations. First, the TWSE releases the intraday trading records without provision of account identification. Therefore, it's impossible to discuss the reform impact on trading profit or loss regarding uninformed and informed traders, as investigated by Barber, Lee, Liu, and Odean (2009). Second, though I utilized the “daily time trend” (\hat{z}_t) as an additional control variable in regression models, it is, conceptually, unconformable to the standard DID approach. These are challenging problems for subsequent study on this issue.

5 Originality/Contribution

To the best of our knowledge, there are other two journal articles focusing on the recent reductions of auction interval on the TWSE. Wang and Chou (2018) find that the bid-ask spread, market depths are improved when the auction interval is stepwise reduced from 25 seconds to 15 seconds. Chan and Huang (2019) separate the sample into active and inactive stocks, and find that these reforms significantly deteriorate market depth and

efficiency regarding inactive stocks. In comparison with these three extant studies, our research further discusses the reform impact on order choices and order execution quality, regarding different types of traders. Notably, I propose a new but effective tool to control for short-run time trend of dependent variables considering the scenario in which the traditional DID approach is unsuitable because of a lack of members of a “control group.”

References

- 王明昌與周明賢，2018，撮合時間的縮短對證券市場交易品質的影響，*證券市場發展季刊*，30 卷 1 期：1-48。https://doi.org/10.6529/RSFM.201803_30(1).0001 (Wang, Ming-Chang, and Chou, Ming-Hsien. 2018. The impact of shorten matching time on security market transaction quality. *Review of Securities and Futures Markets*, 30 (1): 1-48. https://doi.org/10.6529/RSFM.201803_30(1).0001)
- 李怡宗、劉玉珍、王錦瑩、陳薇如與賴文弘，2009，限價委託簿資訊透明度與市場品質，*證券市場發展季刊*，21 卷 1 期：51-86。(Lee, Yi-Tsung, Liu, Yu-Jane, Wang, Jin-Ying, Chen, Wei-Ju, and Lai, Wen-Hung. 2009. Limit order book transparency and market quality. *Review of Securities and Futures Markets*, 21 (1): 51-86.)
- 陳家慧、劉佩怡與許莘珮，2023，避稅程度與財務報表可讀性：論產業專精會計師之角色，*臺大管理論叢*，33 卷 2 期：37-84。https://doi.org/10.6826/NUTC.2013.00050 (Chen, Chia-Hui, Liu, Pei-Yi, and Syu, Sin-Pei. 2023. Tax avoidance and financial statement readability: The role of industry specialization auditor. *NTU Management Review*, 33 (2): 37-84. https://doi.org/10.6826/NUTC.2013.00050)
- 黃玉娟、陳培林與鄭堯任，2007，交易機制改變對市場績效之影響：透明度與撮合頻率之探討，*證券市場發展季刊*，19 卷 1 期：133-158。(Huang, Yu Chuan, Chen, Pei-Lin, and Cheng, Yao-Jen. 2007. The impact of new trading rules on market performance: The case of Taiwan Stock Exchange. *Review of Securities and Futures Markets*, 19 (1): 133-158.)
- 黃勢璋、林馨怡與連賢明，2013，養雞生蛋或殺雞取卵—論期交稅之降稅效果，*經濟論文*，41 卷 1 期：1-37。(Huang, Shih-Chang, Lin, Hsin-Yi, and Lien, Hsien-Ming. 2013. Killing the goose that laid the golden eggs? Evidence from the reduction of the futures transaction tax in Taiwan. *Academia Economic Papers*, 41 (1): 1-37.)
- 曾翊恆，2016，集合競價、限價簿揭露資訊與委託積極度決策，*證券市場發展季刊*，28 卷 1 期：39-101。https://doi.org/10.6529/RSFM.2016.28(1).2 (Tseng, Yi-Heng. 2016. Call auctions, limit order book information and order aggressiveness. *Review of Securities and Futures Markets*, 28 (1): 39-101. https://doi.org/10.6529/RSFM.2016.28(1).2)

- _____. 2019, 加寬漲跌幅限制與暫緩收盤觸動之實證觀察, *經濟論文*, 47 卷 4 期: 613-650。 (Tseng, Yi-Heng. 2019. An empirical study of widening daily price limit and extending the closing call. *Academia Economic Papers*, 47 (4): 613-650.)
- 詹場與李志宏, 2014, 市場穩定與競價制度—臺灣期貨市場之實證, *經濟論文叢刊*, 42 卷 1 期: 49-101。 <https://doi.org/10.6277/TER.2014.421.3> (Chan, Chang, and Lee, Jie-Huan. 2014. Market stability and trading mechanism: Evidence from Taiwan futures market. *Taiwan Economic Review*, 42 (1): 49-101. <https://doi.org/10.6277/TER.2014.421.3>)
- 詹場、陳業寧、柯文乾與黃尚傑, 2020, 臺灣權證市場的贏家與輸家, *臺大管理論叢*, 30 卷 1 期: 163-200。 [https://doi.org/10.6226/NTUMR.202004_30\(1\).0006](https://doi.org/10.6226/NTUMR.202004_30(1).0006) (Chan, Chang, Chen, Yehning, Ke, Wen-Chyan, and Huang, Shang-Chieh. 2020. The winners and losers in Taiwan's warrants market. *NTU Management Review*, 30 (1): 163-200. [https://doi.org/10.6226/NTUMR.202004_30\(1\).0006](https://doi.org/10.6226/NTUMR.202004_30(1).0006))
- 薛敏正、曾乾豪與邱彥毅, 2018, 資訊揭露評鑑透明度對盈餘資訊性與未來績效之影響, *臺大管理論叢*, 28 卷 3 期: 47-82。 [https://doi.org/10.6226/NTUMR.201812_28\(3\).0002](https://doi.org/10.6226/NTUMR.201812_28(3).0002) (Shiue, Min-Jeng, Tseng, Chien-Hao, and Chiou, Yan-Yi. 2018. The influence of information disclosure transparency and transparency rankings on earnings informativeness and future earnings. *NTU Management Review*, 28 (3): 47-82. [https://doi.org/10.6226/NTUMR.201812_28\(3\).0002](https://doi.org/10.6226/NTUMR.201812_28(3).0002))
- 顏月珠, 2006, *無母數統計方法*, 臺北, 臺灣: 顏月珠發行。(Yen, Yueh-Chu. 2006. *Nonparametric Statistics*. Taipei, Taiwan: Yueh-Chu Yen.)
- Aitken, M., Almeida, N., deB. Harris, F. H., and McNish, T. H. 2007. Liquidity supply in electronic markets. *Journal of Financial Markets*, 10 (2): 144-168. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2006.12.001>
- Barber, B. M., Lee, Y. T., Liu, Y. J., and Odean, T. 2009. Just how much do individual investor loss by trading?. *The Review of Financial Studies*, 22 (2): 609-632. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn046>
- Biais, B., Hillion, P., and Spatt, C. 1995. An empirical analysis of the limit order book and the order flow in the Paris Bourse. *The Journal of Finance*, 50 (5): 1655-1689. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05192.x>
- _____. 1999. Price discovery and learning during the preopening period in the Paris Bourse. *Journal of Political Economy*, 107 (6): 1218-1248. <https://doi.org/10.1086/26561>

org/10.1086/250095

- Bogousslavsky, V. 2021. The cross-section of intraday and overnight returns. *Journal of Financial Economics*, 141 (1): 172-194. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.07.020>
- Bogousslavsky, V., and Collin-Dufresne, P. 2023. Liquidity, volume, and order imbalance volatility. *The Journal of Finance*, 78 (4): 2189-2232. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3336171>
- Brennan, M. J., and Cao, H. H. 1996. Information, trade, and derivative securities. *The Review of Financial Studies*, 9 (1): 163-208. <https://doi.org/10.1093/rfs/9.1.163>
- Budish, E., Cramton, P., and Shim, J. 2015. The high-frequency trading arms race: Frequent batch auctions as a market design response. *The Quarterly Journal of Economics*, 130 (4): 1547-1621. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv027>
- Budish, E., Lee, R. S., and Shim, J. J. 2024. A theory of stock exchange competition and innovation: Will the market fix the market?. *Journal of Political Economy*, 132 (4): 1209-1246. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3391461>
- Calomiris, C. W., and Mamaysky, H. 2019. How news and its context drive risk and returns around the world?. *Journal of Financial Economics*, 133 (2): 299-336. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.11.009>
- Cavagnaro, D. R., Sensoy, B. A., Wang, Y., and Weisbach, M. S. 2019. Measuring institutional investors' skill at making private equity investments. *The Journal of Finance*, 74 (6): 3089-3134. <https://doi.org/10.1111/jofi.12783>
- Chan, S., and Huang, Y. 2019. Call auction frequency and market quality: Active versus inactive stocks. *Academia Economic Papers*, 47 (3): 449-484.
- Chiao, C., Wang, Z., and Tong, S. 2017. Order cancellations across investor groups: Evidence from an emerging order-driven market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 49 (4): 1167-1193. <https://doi.org/10.1007/s11156-017-0620-6>
- Chiu, J., Chung, H., and Wang, G. H. K. 2017. Order aggressiveness, trading patience, and trader types in a limit order market. *Journal of Futures Markets*, 37 (11): 1094-1123. <https://doi.org/10.1002/fut.21832>
- Chou, R. K., and Wang, G. H. K. 2006. Transaction tax and market quality of the Taiwan stock index futures. *Journal of Futures Markets*, 26 (12): 1195-1216. <https://doi.org/10.1002/fut.20238>

- Chou, R. K., Wang, G. H. K., and Wang, Y. Y. 2015. The impacts of individual day trading strategies on market liquidity and volatility: Evidence from the Taiwan index futures market. *Journal of Futures Markets*, 35 (5): 399-425. <https://doi.org/10.1002/fut.21665>
- Chou, R. K., and Wang, Y. Y. 2009. Strategic order splitting, order choice and aggressiveness: Evidence from the Taiwan futures exchange. *Journal of Futures Markets*, 29 (12): 1102-1129. <https://doi.org/10.1002/fut.20416>
- Du, S., and Zhu, H. 2017. What is the optimal trading frequency in financial markets?. *The Review of Economic Studies*, 84 (4): 1606-1651. <https://doi.org/10.1093/restud/rdx006>
- Duong, H. N., Kalem, P. S., and Krishnamurti, C. 2009. Order aggressiveness of institutional and individual investors. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17 (5): 533-546. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2009.05.001>
- Escobar, L., and Pedraza, A. 2023. Active trading and (poor) performance: The social transmission channel. *Journal of Financial Economics*, 150 (1): 139-165. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2023.103706>
- Fong, K. Y. L., and Liu, W. 2010. Limit order revisions. *Journal of Banking & Finance*, 34 (8): 1873-1885. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.010>
- Foucault, T. 1999. Order flow composition and trading costs in a dynamic limit order market. *Journal of Financial Market*, 2 (2): 99-134. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(98\)00012-3](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(98)00012-3)
- Foucault, T., Kadan, O., and Kandel, E. 2005. Limit order book as a market for liquidity. *The Review of Financial Studies*, 18 (4): 1171-1217. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi029>
- Frydman, C., and Wang, B. 2020. The impact of salience on investor behavior: Evidence from a natural experiment. *The Journal of Finance*, 75 (1): 229-276. <https://doi.org/10.1111/jofi.12851>
- Gao, G. P., Gao, P., and Song, Z. 2018. Do hedge funds exploit rare disaster concerns?. *The Review of Financial Studies*, 31 (7): 2650-2692. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhy027>
- Garbade, K. D., and Silber, W. L. 1979. Structural organization of secondary markets: Clearing frequency, dealer activity and liquidity risk. *The Journal of Finance*, 34 (3): 577-593. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1979.tb02126.x>

- Garvey, R., and Wu, F. 2009. Intraday time and order execution quality dimensions. *Journal of Financial Markets*, 12 (2): 203-228. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2008.09.002>
- Glosten, L. 1994. Is the electronic order book inevitable?. *The Journal of Finance*, 49 (4): 1127-1161. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb02450.x>
- Greene, W. H. 2017. *Econometric Analysis (8th ed.)*. New Jersey, U.S.: Pearson.
- Griffiths, M. D., Smith, B. F., Turnbull, D. A. S., and White, R. W. 2000. The costs and the determinants of order aggressiveness. *Journal of Financial Economics*, 56 (1): 65-88. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00059-8](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00059-8)
- Handa, P., and Schwartz, R. A. 1996. Limit order trading. *The Journal of Finance*, 51 (5): 1835-1861. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05228.x>
- Heimer, R., and Simsek, A. 2019. Should retail investor' leverage be limited?. *Journal of Financial Economics*, 132 (3): 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.10.017>
- Hollifield, B., Miller, R. A., Sandås, P., and Slive, J. 2006. Estimating the gains from trade in limit-order markets. *The Journal of Finance*, 61 (6): 2753-2804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01004.x>
- Hu, S. Y., and Chan, C. 2005. Trading frequency and noise. *Applied Financial Economics Letters*, 1 (4): 243-247. <https://doi.org/10.1080/17446540500143624>
- Hung, P. H. 2016. Investor sentiment, order submission, and investment performance on the Taiwan Stock Exchange. *Pacific-Basin Finance Journal*, 39: 124-140. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2016.06.005>
- Hung, P. H., and Lien, D. 2019. Trading aggressiveness, order execution quality, and stock price movements: Evidence from the Taiwan stock exchange. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 60 (3): 231-251. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2019.01.002>
- Hvide, H. K., Meling, T. G., Mogstad, M., and Vestad, O. L. 2024. Broadband internet and the stock market investments of individual investors. *The Journal of Finance*, 79 (3): 2163-2194.
- Kalay, A., Wei, L., and Wohl, A. 2002. Continuous trading or call auctions: Revealed preferences of investors at the Tel Aviv Stock Exchange. *The Journal of Finance*, 57 (1): 523-542. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00431>
- Khanthavit, A. 2020. Time paths of weather-induced mood effects on stock returns.

- NTU Management Review*, 30 (3): 45-76. [https://doi.org/10.6226/NTUMR.202012_30\(3\).0002](https://doi.org/10.6226/NTUMR.202012_30(3).0002)
- Liang, W., and Liu, T. C. 2021. The impact of the act for the development of biotech and new pharmaceuticals industry on firm innovation in Taiwan. *NTU Management Review*, 31 (2): 129-188. [https://doi.org/10.6226/NTUMR.202108_31\(2\).0005](https://doi.org/10.6226/NTUMR.202108_31(2).0005)
- Ma, T. 1998. Trading frequencies and stock market performance: The case of Taiwan. *Asia Pacific Journal of Finance*, 1 (1): 1-26.
- Ma, T., Lin, Y. L., and Chen, H. K. 2008. Are investors more aggressive in transparent market?. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37 (2): 343-380.
- McCloskey, D. N., and Ziliak, S. T. 1996. The standard error of regressions. *Journal of Economic Literature*, 34 (1): 97-114.
- Peress, J., and Schmidt, D. 2020. Glued to the TV: Distracted noise traders and stock market liquidity. *The Journal of Finance*, 75 (2): 1083-1133. <https://doi.org/10.1111/jofi.12863>
- Rosu, I. 2009. A dynamic model of the limit order book. *The Review of Financial Studies*, 22 (11): 4601-4641. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp011>
- Schmidt, D. 2020. Stock market rumors and credibility. *The Review of Financial Studies*, 33 (8): 3804-3853. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz120>
- Schnitzlein, C. R. 1996. Call and continuous trading mechanisms under asymmetric information: An experimental investigation. *The Journal of Finance*, 51 (2): 613-636. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02696.x>
- Tseng, Y. H., and Chen, S. H. 2015. Limit order book transparency and order aggressiveness at the closing call: Lessons from the TWSE 2012 new information disclosure mechanism. *Pacific-Basin Finance Journal*, 35: 241-272. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.01.003>
- Vayanos, D. 1999. Strategic trading and welfare in a dynamic market. *The Review of Economic Studies*, 66 (2): 219-254. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00086>
- Wang, G. H. K., and Yau, J. 2000. Trading volume, bid-ask spread, and price volatility in futures markets. *Journal of Futures Markets*, 20 (10): 943-970. [https://doi.org/10.1002/1096-9934\(200011\)20:10<943::AID-FUT4>3.0.CO;2-8](https://doi.org/10.1002/1096-9934(200011)20:10<943::AID-FUT4>3.0.CO;2-8)
- Yamamoto, R. 2014. An empirical analysis of non-execution and picking-off risks on the Tokyo Stock Exchange. *Journal of Empirical Finance*, 29: 369-383. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.09.003>

Author Biography

*Yi-Heng Tseng

Yi-Heng Tseng is an Associate Professor of College of Management at Yuan Ze University and teaches economics, econometrics and international finance. His research area includes market microstructure, international finance and behavioral finance. His research papers have been published at *Pacific-Basin Finance Journal*, *Research in International Business and Finance*, *Technological Forecasting and Social Change*, *Economic Modelling*, *International Journal of Tourism Research*, *Academia Economic Papers*, *Journal of Financial Studies*, *Review of Securities and Futures Markets*, *Taiwan Economic Review*, *Taiwan Economic Forecast and Policy*.

*E-mail: yhtseng@saturn.yzu.edu.tw

The authors are grateful to the Area Editor and two anonymous reviewers for their insightful comments and suggestions.

本文承蒙二位匿名審查委員、領域主編提供寶貴意見，相關建議與指正見解使本文修訂更臻完善，並增加全文可讀性。作者也感謝國科會（原科技部）補助專題研究計畫 (MOST 110-2410-H-155-011-; MOST 111-2410-H-155-031-) 支持，臺灣證券交易所提供委託、成交、揭示簿日內資料，該公司資訊服務部亦多次答覆筆者對於每盤撮合頻率相關諮詢細節。對於給予本文各期版本協助與指教的國立中山大學財務管理學系邱敬賢副教授、東海大學經濟學系戴中擎副教授，以及在臺灣經濟學會年會、臺灣財務金融學會年會、前瞻會計與財務專刊研討會等學術會議中惠賜諸多寶貴建議的立中央大學財務金融學系葉錦徽教授、國立交通大學管理學院胡均立院長、國立臺灣大學財務金融學系王衍智教授、逢甲大學財金系王韻怡教授等，筆者也一併致謝。另外，也感謝元智大學經營管理碩士班畢業生于文睿、王韻晴、林琬真、廖梓翔、Pham Hong Hanh、張凱強、張欣婷、張灶幸、謝淳雅、田淇園、賴威丞同學等不辭辛勞地協助處理巨量的日內委託、成交、揭示簿原始資料。