

投資人委託決策、風險與福祉— 放寬股價漲跌幅限制前後之實證觀察

曾翊恆*

摘要

自 2015 年 6 月 1 日起，國內集中市場每日漲跌幅限制由實施逾 25 年的 7% 一舉放寬至 10%。本文觀察到，這次變革加深投資人對日內股價振盪恐轉劇烈的預期心理，致輕微激勵(阻卻)自然人(機構投資人)進場提出委託意願，其出價積極度也稍見升高(降低)。兩類投資人提出撤單意願則一致性提高，而機構投資人拆單動作略有收斂。受委託決策改變影響下，變革後自然人(機構投資人)所提新進場委託不僅於當盤成交機率稍見增加(減少)，即便獲得成交者也傾向會交易在相對不利(划算)價位。兩類投資人委託面臨的「被撿便宜」風險將因改革而升高，但「未成交」風險則無明顯變化。此外，當股價靠近至距漲跌停板價位 1% 以內範圍時，投資人出價積極度有略現轉強跡象，呼應文獻上「磁吸效應」的觀點 (Subrahmanyam, 1994)。當委託者為自然人、委託對象為小型股，或是漲跌幅限制加寬後等情境下，這 1% 帶狀區間內顯露的「磁吸效應」特徵還略有加強。本文也以「暫緩收盤措施」為代表觀察個股暫緩交易機制的施行成效，惟無法全面且一致性地觀察到該機制預期應發揮的「冷卻效果」。

關鍵詞：臺灣證券交易所、漲跌幅限制、委託積極度、委託成效、磁吸效應
JEL 分類代號：C35, G02, G10

* 通訊作者：元智大學管理學院副教授。作者也感謝科技部補助專題研究計畫(MOST 106-2410-H-155-019-)之支持，臺灣證券交易所股份有限公司提供委託、成交、揭示簿日內資料，該公司資訊服務部多次答覆筆者有關放寬漲跌幅限制變革之實施細節。另外，也感謝元智大學經營管理碩士班 105 級畢業生于文睿、王韻晴、林琬真、廖梓翔同學，106 級畢業生 Pham Hong Hanh、張凱強、張欣婷同學及 107 級碩士生謝淳雅同學，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。

1. 緒論

1.1 研究背景與機制沿革

綜觀金融市場，或許是遭受突發性重大消息面衝擊，乃至摻雜投資人非理性(irrational)過度反應與盲目從眾(herding)行為等干擾因素下，致股價產生劇烈升降波動之案例，時有所聞。譬如，自 2015 年 8 月 11 日中國人民銀行無預警宣佈大幅下調美元兌人民幣匯率報價中間值(由原本的 1 美元兌 6.1162 人民幣，一口氣下修至 6.2298 之水準)後，便跟進引發全球股、匯市長達近兩個星期的連鎖振盪效應。瀰漫不安氣氛的市場情緒，終於在 8 月 24 日伴隨美國聯準會即將升息之預期，與猜疑國際熱錢大舉撤離亞洲新興市場的恐懼心理下，點燃至沸騰。在當日盤中，臺灣發行量加權股價指數(Taiwan Capitalization Weighted Stock Index, TAIEX)最多曾下跌 583.85 點，跌幅達到 7.50%，創下台股最大振幅歷史紀錄。¹除了屬於淺碟型(thin market)的國內股市外，成熟市場如美股在同日(臺灣時間 8 月 24 日晚間 9:30 分)開盤後的 3 分鐘內，代表大型權值股的道瓊指數(Dow Jones Industrial Average, DJIA)也曾重挫近 1,089 點(跌幅約為 6.6%)，時隔僅 4 年再次重演 2010 年 5 月 10 日盤中暴跌逾千點「閃崩事件」戲碼。

事實上，為應對日內股價突發性劇烈漲、跌振盪，並為場內投資人爭取若干緩衝時間以利其理性審思股票真實價值水準(Greenwald and Stein, 1988)，全球主要交易所幾乎都有配置各式價格穩定機制。從執行層面來看，這些機制大致可二分為「裁決式」(discretionary-based)與「規則式」(rule-based)作法(張維碩、馬黨，2012)。其中，不少成熟市場採取「裁決式」機制。追溯其歷史，美國證管會(Securities and Exchange Commission, SEC)最早在 1934 年就被賦與裁定個股於短暫時間內暫停交易之權責(King and Yang, 2004)。以紐約證券交易所(New York Stock Exchange, NYSE)為例，SEC 可在重大消息面衝擊來臨，或委託單失衡(order imbalance)嚴重等狀況下，臨時暫停特定個股的交易活動(Lee et al., 1994; Chan et al., 2005)。尤其在發生 2010 年 5 月 10 日「閃崩事件」後，SEC 進而將股價穩定措施調整為交易系統自動偵測與觸發的「斷路機制」(circuit breakers)，當個股在 5 分鐘內漲跌超過 10%時，即啟動暫停交易 5 分鐘，適用對象為所有標準普爾 500 (Standard & Poor's 500, S&P 500)指數成份股票。²近年來，新興市場也開始嘗試摸索「斷路機制」相關措施。以中國股市為例，該機制特別被稱作「熔斷機制」。根據該措施，一旦滬深 300 指數(CSI300 Index)相較前日收盤價漲、跌逾 5%時，整個市場將暫停交易 15 分鐘，隨後繼續交易；倘若漲、跌幅進一步碰觸到 7% (或

¹ 近日，在美國步入升息循環、美中貿易戰爭、全球經濟疲弱等嚴峻國際政經局勢干擾下，加上當日凌晨收盤的美股呈現重挫表現，臺灣發行量加權股價指數於 2018 年 10 月 11 日再創下收跌 660.72 點的「最大跌點」記錄，換算跌幅也達到 6.31%之譜。

² 根據各交易所統計數據，在美股於 2015 年 8 月 24 日的劇烈振盪過程中，紐約交易所當日即破紀錄地頻繁啟動「斷路機制」達 1,278 次；紐約交易所的 Arca 電子交易系統、那斯達克交易所(Nasdaq)也各有 999、194 次，皆遠高過正常狀況下的 10 次水準。

14:45 分後指數漲、跌幅再達 5%門檻)，當日將直接休市至收盤。³

在臺灣證券交易所(Taiwan Stock Exchange, TWSE)，目前雖尚無擴及整體市場的「熔斷機制」，但相關的個股暫緩交易(trading halt)措施計有三項。其一為 2002 年 7 月 1 日起與「收盤改採五分鐘集合競價」變革同步實施的「盤中瞬間價格穩定措施」，適用時間為每日開盤後至收盤前的 10 分鐘(即 13:20 分)，倘若每盤撮合前試算交易價格相較前 1 盤成交價振幅逾 3.5%以上，個股當盤將暫緩 2 至 3 分鐘後再予撮合；其二為 2012 年 2 月 20 日起與「收盤前資訊揭露新制」合併實施的「暫緩收盤配套措施」(Tseng et al., 2017)，適用時間為每日收盤集合競價階段的最後 1 分鐘(即 13:29 至 13:30 分)，這當中倘若任 1 次模擬撮合試算交易價格相較前次振幅逾 3.5%以上，個股於 13:30 分將不進行收盤，而是自 13:31 分起增闢 2 分鐘的收盤競價時間至 13:33 分才執行收盤撮合；其三為 2015 年 6 月 29 日起與「開、收盤競價透明度正常化」變革合併實施的「暫緩開盤配套措施」，適用時間為每日開盤競價階段的最後 1 分鐘(即 8:59-9:00 分)，這當中倘若任 1 次模擬撮合試算交易價格相較前次振幅逾 3.5%以上，個股於 9:00 分將不進行開盤，而是再延長 2 分鐘的開盤競價時間至 9:02 分起才隨機執行開盤撮合。以上三種個股暫緩交易措施一旦啟動，交易所會即時將該訊息透過各種管道公開揭露(諸如證券商的電視牆、下單系統、看盤軟體，以及電視財經頻道、網路資訊公司等途徑)，讓市場參與者周知。交易所於暫緩撮合時間內，仍持續接受投資人自由提出新委託，或是將原委託減量、取消，與暫停交易前無異。⁴ 至於國內集中市場推動以上各式暫緩交易機制的政策目標，主要乃著眼於與國際機制接軌，並藉由延長當盤接受委託時間試圖降溫投資人亢奮情緒，同時避免人為作價干擾以利形成合理交易價格(王宏瑞，2015)。

在「規則式」價格穩定措施方面，世界各地交易所最常使用「價格限制」(price limit)。⁵ 嚴謹定義上來說，價格限制實意指由交易所預先制定當日股價相較前日

³ 然而，在「熔斷機制」剛上路的最初 4 個交易日內，上海交易所(SHSE)、深圳交易所(SZSE)就有 4 次觸發「熔斷」的紀錄，其中兩次還直接陷入停盤。由於「熔斷」情況過於頻繁，正常交易時間亦大受干擾，中國證監會(China Securities Regulatory Commission, CSRC)遂於 2016 年 1 月 8 日起，緊急喊停「熔斷機制」。在其餘亞太地區股市，有設置全體市場「熔斷機制」者還包括東京、韓國、新加坡等多地交易所。

⁴ 在暫緩交易時間內的限價簿(limit order book, LOB)透明度方面，分述如下：(1)盤中瞬間價格穩定措施啟動後，限價簿揭露前次撮合後未成交最佳 5 檔價量，及本盤試撮合後價格呈現趨漲或趨跌方向；(2)在暫緩收盤時間(13:31-13:33)，比照盤中撮合頻率持續揭露每次試撮合後未成交最佳 1 檔模擬報價，且在 2015 年 6 月 29 日實施「開、收盤競價透明度正常化」變革後，擴大揭露範圍至最佳 5 檔模擬價、量；(3)在暫緩開盤時間(9:00-9:02)，比照盤中的 5 秒鐘頻率，持續揭露每次試撮合後未成交最佳 5 檔模擬價量。換言之，自 2015 年 6 月 29 日起，前述 3 種暫停交易機制都已同時上路，暫緩開、收盤時間內的限價簿資訊揭露頻率為 5 秒鐘。此外，各式暫緩交易時間結束後，交易所將執行撮合，且不再檢查交易價格的變動率是否仍逾 3.5%。

⁵ 廣義來看，國內集中市場的 3 種暫停交易機制也算是「準」規則性措施，因為交易所已「預先」設定與公告其啟動門檻。不同的是，暫停交易時間內委託單將完全停止撮合；而在實施「價格限制」下，即便股價已碰觸停板(limit-hit)，只要買、賣雙方皆有意願，股票仍可以停板價格(或未逾漲、跌限制門檻之價位)持續撮合交易。此外，暫停交易的時間為固定且外生；但停板鎖住時間(limit-hit duration)則視場內供、需雙方勢力隨機內生決定，其延續期間長短(或是股價碰觸停板

收盤價格的漲、跌幅上限門檻，係對股價水準而非交易活動本身設下限制。追溯其歷史，「價格限制」源自商品市場，最早見於 18 世紀日本堂島米市場(Dojima Exchange)的稻米期貨交易價格(Chung and Gan, 2005)。直到 1917 年，開始應用於美國當地的棉花期貨市場，隨後更於 1925 年被芝加哥商品交易所(Chicago Board of Trade, CBOT)採納為交易常規限制(Kim and Yang, 2004)。在股票現貨交易方面，由於資訊流通與股價調整至均衡價位之效率普遍不及成熟型市場，金融監管當局為防止股價波動過度劇烈，「價格限制」在各地新興市場尤其常見(Farag, 2013)。準此，茲將臺灣及鄰近多處交易所當日個股漲跌幅限制(daily price limit)，列舉於表 1。

表 1. 臺灣及鄰近亞太地區多處交易所個股當日漲、跌幅限制(單位:%)

所屬區域	交易所	所在地	漲跌幅限制	相關說明/歷史沿革
國內集中市場	臺灣證交所(TWSE)	臺灣	10%	已實施逾 25 年的 7%限制，自 2015/6/1 起放寬至 10%
鄰近亞太地區	香港交易所(HKEx)	香港	無	
	新加坡交易所(SGX)	新加坡	無	
	吉隆坡交易所(KLSE)	馬來西亞	漲 69%；跌 51%	上、下午盤(session)各為 30%
	南韓證交所(KSE)	韓國	30%	已實施約 18 年的 15% 限制，自 2015/6/15 起放寬至 30%
	泰國證交所(SET)	泰國	30%	1997/12/1 之前為 10%
	東京證交所(TSE)	日本	14~30% (或以上)	依個股價位所屬區間，制定股價漲、跌幅上限
	上海交易所(SHSE)、 深圳交易所(SZSE)	中國	A、B 股為 10%；H 股無限制	自 1996/12/16 起實施迄今
其他(中東)	埃及證交所(EGX)	埃及	20%	2003/7/21 之前為 5%
	德黑蘭交易所(TSE)	伊朗	4%	

註：資料來源為 Chan et al. (2005)、Farag (2013)、Haghighi et al. (2016)、臺灣經濟新報(TEJ)資料庫與本文整理。

環顧鄰近亞洲太平洋地區，相對成熟的香港、新加坡交易所未設置個股當日漲、跌幅上限，其餘亞太市場限制約為 10%到約 70%不等。在有「價格限制」的市場中，吉隆坡交易所(Kuala Lumpur Stock Exchange, KLSE)的漲、跌幅限制最為寬鬆(Chan et al., 2005)。該市場分上、下午盤制，兩階段交易時間內股價升降上限都是 30%，故以當日可漲(跌)最大幅度累計為 69% (51%)。東京交易所(Tokyo Stock Exchange, TSE)則較為特殊，係依照個股價格所屬區間制定波幅限制，換算下來當日漲、跌幅約在 14~30%間(或是更高)。⁶ 其餘韓國、泰國交易

頻率高低)甚至可用於評估場內資訊不完全流通與投資人過度反應(investor overreaction)之程度(Chou et al., 2013)。其他更多有關「暫停交易」與「價格限制」等兩類措施異同之討論、實行成效與正反兩方評價意見，可參見 Telser (1981), Coursey and Dyl (1990), Subrahmanyam (1995), Kim and Sweeney (2002), Kim et al. (2008)。

⁶ 譬如，股價介於 700~1,000 日圓者，每日最大漲、跌 150 日圓(換算幅度達 15~21%)；股價介於 1,000~1,500 日圓者，每日最大漲、跌 300 日圓(換算幅度達 20~30%)；股價介於 1,500~2,000 日圓者，每日最大漲、跌 400 日圓(換算幅度達 20~27%)；其餘價格區間不逐一詳述，可參見東京

所，皆已自原本的 15%、10%加寬至 30%。與當前國內集中市場漲、跌幅限制相同的是中國上海、深圳交易所的 A、B 股(H 股則無限制)，其 10%的限制在鄰近亞太地區中相對偏窄。在所有新興市場中，部份特殊市場限制更為嚴格，如中東地區伊朗的德黑蘭交易所漲、跌幅上限僅有 4% (Haghighi et al., 2016)。

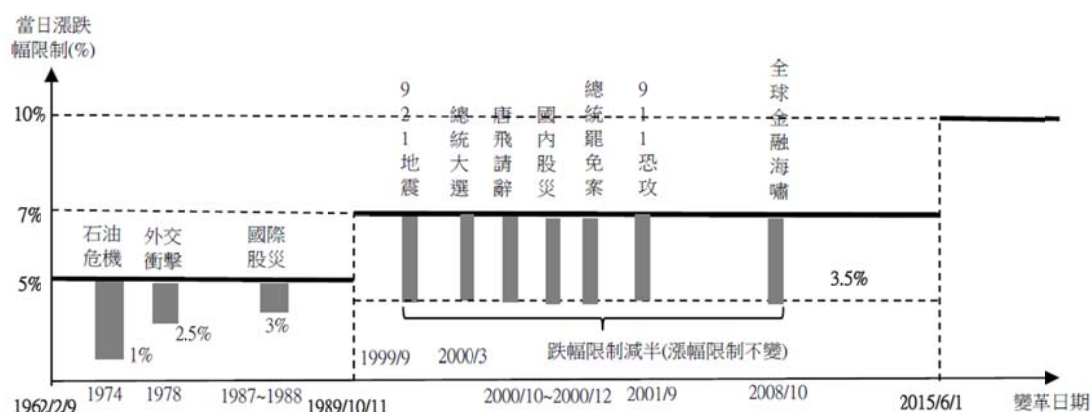


圖 1. 國內集中市場歷年來個股當日漲跌幅限制修訂與變更示意圖

註：資料來源為楊世傑(2004)、蔡佩雯(2015)與本文整理

回顧過往歷史，「漲跌幅限制」在國內集中市場早已實施多年，該政策之目的主要係與保證金追繳通告(margin calls)相配合以期降低違約風險、壓縮股價波動程度與對消息面衝擊可能的過度反應(周賓凰、吳壽山，1998)，俾便減輕投資人因股價劇烈波動而遭受之鉅額損失(蔡佩雯，2015)。為方便說明，筆者以圖 1 為示意圖，具體描繪了國內集中市場歷年來個股當日漲跌幅限制修訂概況，大抵來說區分三個階段。自 1962 年 2 月 9 日起，台股漲跌幅上限以 5% 為主，但受到中東石油危機(1974 上半年)、臺美斷交衝擊(1978 年底)與國際股災(1987 至 1988 年)等因素，數次短暫限縮漲跌幅度(曾調降至 3%、2.5%，甚至最嚴格時僅為 1%，調整期間為 1 至數月)。1989 年 10 月 11 日起，台股漲跌幅限制長期維持在 7% 水準，惟在受到國內外突發政經情勢丕變之消息面衝擊時，多次採用短天期「跌幅限制減半」措施(即跌幅限制縮減為 3.5%，但漲幅上限維持 7%)以期維持市場穩定。這些案例包括 921 大地震(1999/9/27~10/8)、首次政黨輪替(2000/3/20~3/24)及其選後政經局勢動盪時期(2000 年下旬的 10/4~10/11, 10/20~11/7, 11/21~12/31)、美國 911 恐怖攻擊事件(2001/9/19~2001/9/21)、美國次貸危機後之全球金融海嘯(2008/10/13~10/17)等。然而，台股長期凍結於 7% 的漲跌幅限制，相較於鄰近亞太地區市場來說確實愈益偏窄(參見表 1)，自 2001 年以來產、官、學界便開始多次討論鬆綁該門檻之可行性(張維碩、馬黛，2012)。為提升臺灣整體證券市場活絡度與交易動能，以營造透明、公正、效率的交易環境，金融監督管理委員會(以下簡稱金管會)於 2015 年 2 月 3 日推出「證券市場揚升計畫」。在該方案規畫的

15 項措施中，放寬個股當日漲跌幅限制至 10%最受矚目，⁷ 因為這將大幅改變市場參與者自臺股於 1990 年代蓬勃發展以來長年習慣的股價波動規則與樣貌。

「放寬漲跌幅至 10%」相關規章於 2015 年 3 月 31 日獲得金管會核定通過，而該變革自 2015 年 6 月 1 日起實施上路，國內集中市場「價格限制」情勢邁入第三階段迄今。至於漲跌幅放寬措施的預期政策效益，⁸ 各方觀點包括與國際市場接軌(諸多成熟市場甚至無漲跌幅限制)；因漲跌幅已加寬，這將促使市場參與者保持更謹慎投資心態以應對風險；因股價享有更寬敞波動空間，有利其加速調整至均衡與合理價位，提升市場效率；改善市場流動性，及增加交易動能等。⁹

1.2 研究動機與目的

綜言之，2015 年 6 月 1 日起實施的「放寬漲跌幅限制至 10%」，為 20 餘年來國內集中市場相當重要的機制變革之一，該措施對市場尤其投資人層面究竟實際造成何種影響，由於饒富政策意涵，著實啟發本文之研究動機。同時，本次變革也猶如一次大規模(適用於全體上市股票)且持續施行(非屬過往歷次短天期乃至非對稱式漲跌幅限縮措施，參見圖 1)的真實市場試驗，讓學界得以詳實檢驗若干程度鬆綁「價格限制」下的政策效果，¹⁰ 誠為特殊且難得之研究素材。有鑑於此，筆者擬透過分析 2015 年 6 月 1 日放寬漲跌幅改革前後對稱且等長樣本期間內的逐筆委託、成交、揭示簿歷史資料，反思國內集中市場在力圖接軌國際股市相關體制之際，投資人在所承擔的風險及其福祉(welfare)方面，是否可能相對地付出若干代價？其委託決策行為將有何相應變化？現行的個股暫緩交易措施(本文以「暫緩收盤配套措施」為其代表觀察對象)能否及時冷卻場內投資人亢奮情緒？具體來說，本文擬嘗試探索並回答下列問題(含預期影響)。

⁷ 除個股當日漲跌幅加寬至 10%外，相關重要配套措施尚包括：(1)調整連動項目漲跌幅，例如國內成份證券指數股票型基金受益憑證(ETF)、國內槓桿反向 ETF、附認股權有價證券、零股交易、鉅額交易等商品或證券價格漲跌幅至 10%；(2)強化信用交易風險控管，例如信用交易整戶擔保維持率由 120%調高至 130%等。

⁸ 金管會曾多方徵詢產、官、學界正反面意見。前主委曾銘宗表示，關於反對「放寬漲跌幅限制」改革的觀點，主要包括加寬漲跌幅後恐不利散戶(顧慮到臺股散戶比率偏高情況)；臺股為典型淺碟市場，股價波動程度恐將增加；融資斷頭速度加快與配套措施不足等。以上說明，詳見前主委曾銘宗臉書，其網址為 <https://zh-tw.facebook.com/TsengMingChung/posts/1547457588871033>。

⁹ 譬如，國內集中市場於 2014 年 1 月 6 日起開放投資人從事「先買後賣」當沖交易，同年 6 月 30 日再開放「先賣後買」型態。倘若採取當沖交易於日內完成個股價差操作，投資人即可避免承擔隔夜持有證券之風險，有助增加其進場交易之誘因。2015 年 6 月 1 日「漲跌幅限制加寬至 10%」後，當沖交易可從事之價差操作獲利空間擴大，可望進一步提升整體市場的流動性與交易動能(蔡佩雯，2015)。

¹⁰ 在有價格限制的市場中，因無法真正觀察到未受此機制干擾下的均衡股價，故不易準確評估價格穩定措施的執行成效，遑論機制變革的執行成效。為克服該問題，Chou (1997)使用 Gibbs sampler 方法，在個股「真實」價格尚不受價格限制影響的假設下，驗證出股價報酬率存在序列相關(serial correlation)特徵；周賓凰、吳壽山(1998)也應用相同方法，檢視股價觸及停板過後的波動狀態；張碩維、馬黛(2012)則將原本受制漲跌幅限制下的個股日報酬率，套用 Wei and Chiang (2004)作法予以重建，以模擬調高漲跌幅上限(例如由 7%調升至 10%、12%、15%水準)後，股價跳躍至停板價位的頻率變化。

第一，放寬漲跌幅限制如何牽動投資人行為，尤其是委託決策(order choices)？在「價格限制」有關研究文獻中，大多圍繞討論於漲跌幅限制下能否如願減輕股價波動程度(Phylaktis et al., 1999)，或是否反倒誘發讓股價加速往漲跌兩方停板價位位移的「磁吸效果」(magnet effect)(Subrahmanyam, 1994)。另外，Kim and Rhee (1997)所提個股漲跌停板後可能引發的三種負面效果存在與否，包括遞延價格發現(delayed price discovery)、波動外溢(volatility spillover)及交易干擾(trading interference)等，也吸引諸多正、反兩方面觀點之討論與實證檢驗。不同於既有文獻聚焦停板限制對股價行為、波動程度與調整效率所造成的影響，本文偏重放寬漲跌幅限制變革究竟如何牽動委託積極度決策(order aggressiveness)。畢竟我國股市為典型的委託單驅動市場(order driven market)，各項委託決策變化也直接攸關場內流動性(liquidity)、波動性(volatility)與效率性(efficiency)等市場績效(market performance)指標之優劣表現，可供檢視價格限制鬆綁變革之實施成效。

第二，放寬漲跌幅限制如何牽動投資人委託績效(order performance)？在本文中，委託績效意指委託提出後的執行成效，包括最終是否成交，及委託單本身所面臨的風險與成交者福祉。首先，我們將檢視變革是否影響委託單的成交機率(filled rate)。其次，現行規定下投資人在國內集中市場僅能提出限價單(limit order book)，無法選擇國外連續競價(continuous auction)市場常見的市價單(market order)。理論上，限價委託者如同出讓執行與否的權利給場內其他伺機進場交易者(Copeland and Galai, 1983)，一旦行情驟變時，便可能伴隨兩種不同型態風險。概念上，我們可從預期損失(expected loss)角度思考這兩項風險。其一，股票共識價值(common value)¹¹ 可能隨時改變，但礙於監督成本(monitoring cost)與限價簿非完全透明，¹² 投資人必定無法時刻跟隨共識價值的變化立即調整委託價格。因此，自委託提出後至成交這段時間內，股票共識價值倘若朝委買賣相反方向行進，委託者便猶如「被撿便宜」(picked-off)般遭受損失，Hollifield et al. (2006)進而定義該情況下股票共識價值的反方向行進距離為「被撿便宜風險」(picked-off risk)。其二，倘若在委託提出當下未立刻成交(在連續競價市場，可藉由提出市價單即刻達成)，自該時點起算至本委託被註銷(可能原因包括主動提撤單，或委託因屆收盤時間仍未成交而失效者)為止之時間內，股票共識價值倘若朝委買賣相同方向前進，其行進距離可視為未在提委託當下立即成交的代價。Griffiths et al. (2000)定義這種概念上為「機會成本」(opportunity cost)的損失，為「未成交風險」(non-execution risk)。實務上，投資人所提委託可能僅部份成交(partially executed)，

¹¹ 我們依循 Hollifield et al. (2006)建議的移動視窗(moving window)作法，採用指定時點前 1 分鐘內依連續競價模式推算的歷次未成交最佳一檔買、賣報價中點平均值，作為股票共識價值代理變數(proxy)。

¹² 在國際常見的連續競價市場中，投資人可於揭露範圍內觀察到各序列價、量的即時(real-time)變化。然而，礙於國內集中市場不論在開、收盤前乃至盤中皆屬集合競價(call auction)，這意謂投資人僅能見到前 1 盤撮合(或開、收盤前階段的試撮合)後未成交最佳 5 檔的價、量訊息。即使撮合頻率已於 2014 年 12 月 29 日起加快至 5 秒鐘，投資人能見的限價簿資訊，仍與其即時變化存在最多達 5 秒鐘的時間落差，致損及限價簿透明度。

本文將依該筆委託中成交、未成交股數比例，計算「被撿便宜風險」、「未成交風險」的加權平均值，作為其綜合曝險程度。最後，委託單倘若能成交，本文也擬參照經濟學基本理論中消費者、生產者剩餘(surplus)概念，計算買、賣方成交者剩餘，以衡量成交者福祉。倘若本筆成交委託為買單，交易者福祉按委買價減去成交價衡量；若為賣單，交易者福祉則按成交價減去委賣價衡量。理論上，交易者福祉愈高，意謂投資人成交在「主觀上」愈為划算的價位。透過適當模型分析，本文將檢視「放寬漲跌幅限制」變革對各項委託績效指標分別帶來正或負面衝擊效應，以評估該措施在投資人交易績效上的政策效果。

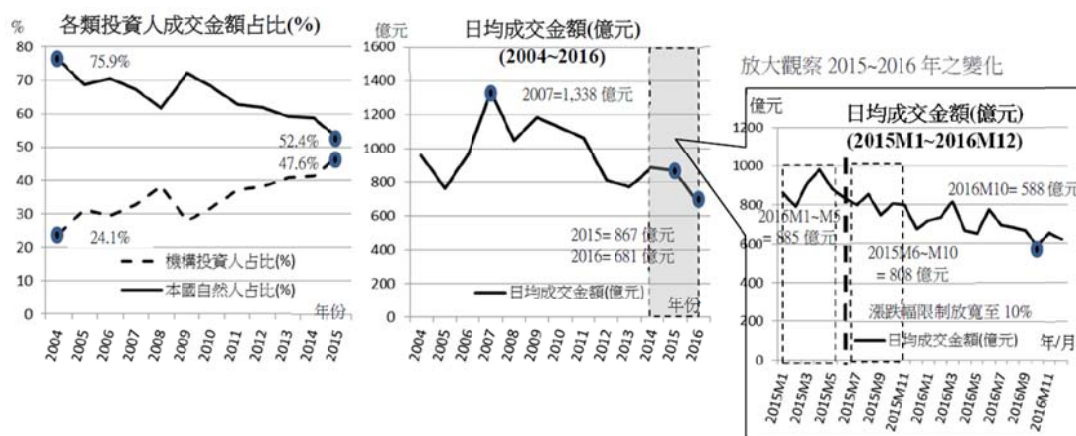


圖 2 近十餘年來(2004-2016)國內集中市場各類投資人成交金額比重(單位:%)
與每日平均成交金額(單位:億元新臺幣)

註：資料來源為行政院金融監督管理委員會金融市場統計年報、月報與本文整理。

第三，放寬漲跌幅限制對市場交易動能帶來正面挹注還是負面衝擊效果？由於交易量多寡攸關資本市場運作效能、產業集資能力、證券從業人員生計與交易稅收高低，歷來皆為證券市場主管機關管理績效的核心指標(詹場，李志宏，2014)，這著實令申請人好奇漲跌幅限制加寬改革能否有助增進股市成交金額？根據金管會統計(參見圖 2)，近十餘年來國內集中市場交易金額大致呈現振盪衰退趨勢，然其肇因眾說紛紜，一些國內外政經衝擊事件，包括延燒多年的復徵證所稅爭議、2012 年歐債危機、MSCI 全球新興市場指數連番調降台股權重(自 2013 第 3 季起已連 13 季度調降迄今)，乃至 2014 年 11 月 17 日開辦的「滬港通」措施，都有可能引發投資人卻步或資金外逃效應。令人擔憂的是，以整體市場每日平均成交金額來看，已由 2007 年 1,338 億元新臺幣之高峰，逐漸遞減至 2015 年的 867 億元(在當年度，按放寬漲跌幅限制至 10%前、後 5 個月計算，分別為 885、803 億元；2016 年也僅有 681 億元水準，尤其是 2016 年 10 月份更創下 588 億元新低記錄)。換言之，2015 年的交易動能大約僅達到 2007 年約 64.80% 之水準，台股量能陷入急凍瓶頸。為挽救流失的市場交易動能，不僅學界高度關注，金管會也陸續推動過多項激勵措施，包括起自 2013 年 7 月 1 日的歷次縮短撮合秒數變革(自 2013 年 7 月 1 日前的每盤 20 秒鐘，逐步縮短至 2014 年 12 月 29 日起的 5 秒鐘)、2014 年上旬先後開放雙向當沖交易(參見註 9)、2015 年 2 月

3 日推出「證券市場揚升計畫」(2015 年 6 月 1 日起放寬漲跌幅至 10%，即為其中重點措施)、2015 年 6 月 29 日的「開、收盤競價透明度正常化」措施(在開、收盤競價時間按盤中撮合頻率揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳五檔價量資訊)，及 2017 年農曆年前定案送交立法院審查的「調降當沖交易稅」方案等。然而，本文不擬直接觀察市場交易金額來分析此議題，而是嘗試將問題拆解至投資人行為層面來討論。概念上，包括委託積極度升溫(下降)、每筆委託張數增加(減少)、委託單抵達(order arrivals)速度加快(減慢)等，當中任 1 項或以上情況發生，都會對場內交易動能帶來正(負)面影響。本文將透過適當模型實證分析，檢視放寬漲跌幅限制至 10%之變革，將傾向對上述各項目帶來正向激勵或是負面壓抑效果。當然，在選擇樣本期間時，筆者也會注意場內撮合頻率與市場透明度(即限價簿揭露範圍)是否維持一致，以避免在實證結果中摻雜其他體制變革所引發的影響效果。

第四，個股暫緩交易措施一旦觸發後，能否實際冷卻場內投資人亢奮情緒？觀察暫緩交易機制的實施成效，是本研究的次要任務。前面提過，國內集中市場現行 3 種暫緩交易機制(盤中瞬間價格穩定機制、暫緩收盤、暫緩開盤)，皆是由試撮合價格振幅逾特定門檻下所觸發的，其差別僅在實施時點之不同。事實上，觸動暫緩交易措施本身就是一種對市場示警的訊號，提醒投資人在額外延長的時間內(這當中可自由提出新委託或將原委託減量、撤銷)，重新思考股票合理價格並作出理性委託決策。筆者將從委託積極度的增減變化上，檢視暫緩交易措施是否能發揮「冷卻」效果。具體來說，本研究將以「暫緩收盤措施」為代表觀察對象，並挑出樣本期間內曾實際啟動該機制之案例股票，於啟動前後等長時間內的委託單來進行分析。透過適當實證模型，本文將可檢視其委託積極度是否顯著下降(或是觀察投資人提撤單意願是否顯著提高)。由於國內文獻相對上缺乏有關此類暫緩交易措施的嚴謹研究，這部份實證結果也會兼具政策意涵與學術價值。

1.3 研究設計特點

筆者也將本研究各項值得一提與饒富意義的研究設計特點，歸納如下。其一，分拆投資人為自然與(individual investor)機構投資人(institutional investor)，而樣本股票則區分為大型股(large cap stock)與小型股(small cap stock)，總計 4 種搭配情境下來進行後續模型實證分析，以更深化與豐富本文研究成果。考量到資金規模、物力資源、操作經驗，乃至產業與人脈訊息串聯網絡等層面，個別自然人通常都遠不及機構投資人般充沛，故國內外文獻常將自然人視為資訊弱勢方(un-informed trader)，而機構投資人則視為資訊優勢方(informed trader)(Alangar et al., 1999; Ma et al., 2008; Duong et al., 2009; 李怡宗等, 2009; 洪碧霞等, 2012)。此外，本文分開檢視大、小型股的原因，除了各自代表交易熱絡、清淡個股外，也在於投資人(尤其是機構投資人)可能秉持相異的操作策略或心態。譬如，機構投資人會對大型股投入較多資源監看其盤面變化，操作策略上也較主動積極(Aitken et al., 2007; Liu, 2009)，故大型股委託者會面臨相對較高的被撿便宜風險(Duong

et al., 2009)；而小型股通常流動性偏低且較少受市價單(或較積極委託單)青睞，故委託者會面臨相對較高的未成交風險(Duong et al., 2009)。在此研究設計下，筆者將能夠檢視諸多更細緻的課題，例如放寬漲跌幅限制後是否對各類投資人(尤指資訊優勢、弱勢方)的委託決策、委託績效造成非對式稱影響效果？此變革將增進還是損傷資訊弱方的交易福祉(即資訊弱勢方能否成交在更划算的價位)？暫緩交易機制的「冷卻效果」，是否因大、小型股而有所差別？

其二，本研究為自然人、機構投資人交易金額占比已然大幅翻轉背景下的新近實證研究。傳統觀點咸認，台股屬於自然人(也常被用以代表散戶)總交易金額居絕對多數的淺碟型市場。譬如(參見圖 2)，在 2004 年，自然人仍占有 75.9% 的市場交易總額，而機構投資人僅達 24.1%。然而，最近十餘年來兩類投資人交易金額占比穩定呈現此消彼長態勢，至本研究樣本期間所在的 2015 年(將於第 3.3 節詳細說明)，自然人占比更大幅降至 52.4%，機構投資人從而上升至 47.6%，雙方交易金額占比已相去不遠。如此高度情勢逆轉下，不禁令人進而思索，經歷十餘年市場反覆淘汰與淬鍊下，現存場內的自然人投資者是否已較過往更趨成熟老練？¹³ 機構投資人所面臨的「同業」競爭壓力顯然大增，從而不再享有如過往般絕對的資訊優勢？倘若要回答以上問題，或許可從比對自然人、機構投資人的委託決策、委託績效(含所承受的委託風險、交易福祉)相關實證結果中，稍見端倪。

其三，本研究充份善用委託、成交、揭示簿等日內(intra-day)資訊價值。不少學者指出，日資料(daily data)不利於研究「漲跌幅限制」相關課題，因為包括日內停板碰觸與打開紀錄等股價變化細節，並無法反映在每日收盤價格數據上(Lehmann, 1989; Ma et al., 1989)。誠然，多數相關議題係聚焦於「股價行為」之研究上，日內成交簿資料(intraday transaction data)或許已夠堪用(Lee and Chou, 2004; Kim and Yang, 2008; Sovan Deb et al., 2013)，但仍不足以討論本研究鎖定的投資人委託決策及其福祉，因為成交簿僅能反映部份委託者的行為(無法觀察到未成交者，或撤單者的委託資訊，也無法分析所有委託提出當下的決策過程)。為此，筆者向臺灣證交所購買可完整涵蓋樣本期間所有月份(將於第 3.3 節詳細說明)的 2015 年度全市場日內委託、成交與揭示簿資料。具體來說，這些資料將用於推算本研究中下列項目：

- (1) 進行連續競價模式試算，以便求出個股在任意時點的市場均衡價值(即共識價值)，並進而精準估算每筆委託提出後面臨的「被撿便宜」風險(Hollifield et al., 2006)、「未成交」風險等委託績效指標(Griffiths et al., 2000)。

¹³ 譬如，鼓勵投資人參與當沖及衝刺當沖交易量，是金管會提振台股成交量能的重點工作項目之一(例如 2014 年上旬開放雙向當沖交易，及預計 2017 年送立法院審查的「調降當沖交易稅」方案)。然而，考量到當沖交易的風險性，現行規定要求自然人從事當沖者須開立買賣帳戶滿三個月，且最近一年也須有委託成交達十筆以上之記錄(蔡佩雯，2015)。可以想見，此類規定猶如相對吸引具備一定程度操作經驗之自然人投資者，續留場內。

- (2) 按連續競價模式計算的最佳一檔「未成交」委買賣報價，可用於重建買賣價差、股價潛在波動程度的動態變化全貌(揭示簿資料所記載的，僅是交易所每隔 5 秒頻率揭露的片斷式限價簿內容)。
- (3) 在揭示簿資料中，最佳一檔未成交買賣報價可用於識別每筆新委託的積極度決策，是屬於急迫(impatient)或耐心(patient)委託。
- (4) 揭示簿資料中最佳一檔未成交買賣報價，亦可用於衡量每筆委託提出時所見到的買賣價差(bid-ask spread)，而委託提出前 1 分鐘內這兩項報價歷次中點報酬率(mid-quote return)的標準差，則用來衡量股價波動程度。
- (5) 揭示簿資料中最佳五檔報價的委託張數，將用於衡量每筆委託提出時所見到的限價簿內、外側委託深度。
- (6) 逐筆委託簿資料中的交易連結代碼，在經比對成交簿資料後，可用於追蹤每筆新委託提出後是否成交，及其成交時間、成交價格、實際成交股數(有可能全數或部份成交)，以便精確核算本研究設計的交易者福祉。
- (7) 精準挑出暫緩交易機制啟動前後等長時間內的逐筆委託記錄，以貼近觀察其委託積極度與提出撤單意願之增減變化。

總結來說，透過善用這些日內資料，將可建構出本文各項研究任務所需的相關指標與變量，充份發揮其價值。在以上各項目中，最為關鍵的是如何按連續競價模式試算限價簿最佳一檔「未成交」買賣報價？意即，如何使用所收集的日內資料進行模擬試撮合計算？筆者也另將這部份詳細說明列舉於附錄 1，方便讀者掌握其具體執行步驟。此外，為利於後續說明，筆者也將先前所述關於放寬漲跌幅限制至 10%變革對委託決策、投資人風險與福祉之影響評估，稱作本文的研究任務 1(也是主要研究目標)；至於國內集中市場啟動「暫緩收盤」措施後的冷卻效果，則稱作本文研究任務 2(列為次要研究目標)。

2. 文獻回顧

2.1 漲跌幅限制、暫停交易機制及其施行效應

在漲跌幅限制相關文獻中，多半係討論市場實施該措施對股價行為，特別是價格波動程度的影響。學界普遍認為，在效率市場(efficient market)中，投資人會對新資訊快速反應並作出理性交易決策，故股價會立即調整至均衡水準。然而，在效率相對偏低(less efficient market)交易環境(如新興市場)中，礙於新資訊受阻於各式「摩擦」而無法同時傳遞至所有投資人手中，致使股價可能會產生先過度反應(或反應不足)消息面衝擊，隨後才再朝均衡價位調整之情形(Fama, 1989)。根據以上的「過度反應假說」(overreaction hypothesis)，價格穩定措施(含設有漲跌幅上限的價格限制與交易暫停措施)有助抑制伴隨場內對消息面衝擊過度反應而來的投機性炒作，並於股價鎖住停板(limit-hit)(或交易暫緩)期間讓投資人思考股價合理水準與調整其交易決策。理論上來說，價格限制等相關措施應可「冷卻」投資人情緒與降低股價波動程度(Chen, 1997; Phylaktis et al., 1999)，文獻稱作「冷卻

效應」(cooling-off effect)。隨後，學界對前述觀點進行諸多實證檢驗(包含模型驗證或事件研究法)。Phylaktis et al.(1999)、Huang et al. (2001)、Farag (2015)分別從雅典交易所(Athens Stock Exchange, ASE)、臺灣證交所、埃及交易所實證結果中驗證出「過度反應假說」，或股價觸及停板後若干天數內會發生反轉(price reversal)現象。Ma et al. (1989)則在證實股價有過度反應之餘，也發現接近停板價位時股價波動程度將減低，佐證存在冷卻效應。於臺灣證交所，Kim and Yang (2004)發現股價在連續鎖住停板打開後其波動程度驟降，惟價格限制並無法緩解場內資訊不對稱問題。Nath (2005)於印度的國家交易所(National Stock Exchange, NSE)，觀察到價格限制有助抑制部份個股(但非整體市場)的價格波動程度。Li et al. (2014)則在中國滬、深交易所 A 股研究中，見到價格限制有助阻止股價續漲、續跌現象。其他傾向支持(直接或間接佐證)價格限制措施具備冷卻效果的實證研究，也陸續出現於臺灣證交所(Huang, 1998)、伊斯坦堡交易所(Istanbul Stock Exchange, ISE)(Karen et al., 2003)、雅典交易所(Diacogiannis et al., 2005)。除價格限制措施外，部份實證研究也關注個股暫緩交易機制的實施影響。Greenwald and Stein (1988)認為暫停交易的空檔能讓資訊充份流通，雖然該措施結束後會有較大的價格躍動，但只要場內無資訊不對稱問題，便無須擔憂該現象。Kyle (1988)則指出，暫停交易賦與投資人充份時間修改其交易決策，可觀察到有助減低股價波動與冷靜市場的效果。Madura et al. (2006)於美國 NASDAQ 交易所，檢驗到股價於暫緩交易機制啟動前存在明顯異常報酬(abnormal return)，但該特徵可於恢復交易後消失。

值得一提地，價格限制及暫停交易機制也可能為市場帶來若干負面代價。在使用東京證交所資料下，Kim and Rhee (1997)具體觀察到個股在停板鎖住狀態打開後(post limit-hits)階段(可能仍在當日內或須等待至隔日以後)將產生三種不良影響，包括股價波動程度提高(即波動外溢效果，相關案例參見 George and Hwang, 1995; Chen, 1997; Chen et al., 2004; Li et al., 2014)、股價延後調整至均衡價位(即遞延價格發現效果，相關案例參見 Fama, 1989; Lehmann, 1989; Lee et al., 1994; Phylaktis et al., 1999)、交易量增加(即交易干擾效果，參見 Li et al., 2014)。不少新興市場實證研究，則是全數支持這三項特徵，例如 Kim and Limpaphayom (2000)(臺灣、泰國交易所)、Henke and Voronkova (2005)(華沙交易所)、Bildik and Gülay (2006)(伊斯坦堡交易所)。周賓鳳、吳壽山(1998)也指出，由臺股在 1990~1991 年間的經驗可知，股價於停板結束後的波動變大，致使續漲跌停機率上升，與波動外溢效果相符。此外，價格限制另一項備受詬病之處，便是尚可能誘發「磁吸效果」。¹⁴ 文獻中，Subrahmanyam (1994)率先建構理論模型，預測當股價愈接近停板時，投資人為確保自身委託能順利成交，會傾向更急迫出價(即便理性上

¹⁴ 蔡佩雯(2015)推測(但未進行實證驗證)，壓低產生磁吸效應的風險，也是 2015 年 6 月 1 日實施放寬漲跌幅限制至 10%變革的預期政策效益之一。此外，不少業界觀點咸認，2016 年 1 月初，讓中國滬、深市場「熔斷機制」於甫上路後就頻繁觸動甚至導致「停盤」事件(參見註 3)的元兇，很可能就是該機制在投資人心態未臻成熟的中國股市，非理性地誘發了磁吸效應。

這並非其最佳決策)，致使股價波動程度增加且更容易或更早觸及停板價位。然而，「磁吸效果」是否真實存在，仍眾說紛紜。在期貨市場，Hall and Kofman (2001) 無法找到誘發磁吸效應之證據，但 Holder et al. (2002)、Belcher et al. (2003)則予以證實；在現貨市場，Cho et al. (2003)、Nath (2003)則分別發現在漲停、跌停價位上出現單邊磁吸效應。在使用臺灣證交所的成交簿資料下，Hsieh et al. (2009) 採用 Logit 模型為工具，估計出引起磁吸效應的股價門檻，為上距漲停板 9 個檔次(tick)，¹⁵ 與下距跌停板 4 個檔次之處。Wang et al. (2018)則是從日內委託簿資料覓得證據(其樣本期間設定為 2003 年 3 月至 2007 年 6 月)，推論臺股中非理性(irrational)投資人在股價逼近 7%的漲跌幅限制時，其所提委託積極度會有「加熱」(Heating)與「冷卻」(cooling-off)效應，分別在當日價格容許波動區間兩側並存的現象。至於暫緩交易機制，Fama (1989)指出歷史上頻見此措施無法順利冷卻場內情緒之案例。Kim and Yang (2004)認為，啟動暫停交易措施有可能損及市場參與者福祉，因該時間內投資人無法按自身意願進行交易。Kryzanowski and Nemiroff (1998)、Christie et al. (2002)、Kim et al. (2008)都觀察到，恢復交易後不久(或若干時間內)股價波動程度與交易量呈上升跡象，情況類似 Kim and Rhee (1997)所提打開停板後出現的波動外溢與交易干擾效果。

部份文獻也論及漲跌幅限制絕對寬度多寡、增減及其實施效果。其中，Chan et al. (2005)刻意挑選限制相對寬鬆的吉隆坡交易所(個股 1 天內最多可以漲、跌各 69%、51%，參見表 1)為觀察對象，發現該制度仍無法改善資訊不對稱問題，卻會有阻擋資訊優勢者進場、加深委託單失衡(order imbalance)之疑慮，從而建議乾脆直接取消漲跌幅限制。薛立言、陳獻儀(2004)以選擇權隱含波動率為代理變數(proxy)，驗證國內集中市場個股跌幅限制縮小時(樣本期間為 1997 年下旬至 2001 年底，這當中臺股經歷多次短暫性跌幅由 7%減半至 3.5%之措施，參見圖 1)，投資人對個股未來波動率有下降之預期，符合「冷卻效應」；然而，一些較易觸及漲跌幅限制股票，如小型股、交易熱絡股及波動性高個股，其認購權證隱含波動率增加，暗示跌幅縮小後投資人對未來均衡股價產生不確定性感，可能與「遞延價格發現效應」增強有關。張碩維、馬黛(2012)研究臺股於 1996~2005 年間資料，指出在漲跌幅為 7%下，股價於停板後次日續漲、跌機率高達八成，支持「遞延價格發現假說」(暗示放寬漲跌幅應該有助價格效率性)，特別是公司規模小、風險大、交易熱絡、低股價、交易者主要來自散戶、資訊優勢方慣於採用拆單操作等類型個股，其股價發生大幅跳躍機率更高(也更易觸及停板限制)；該研究進而也模擬不同程度下放寬漲跌幅限制的影響(參見註 10)。Frag (2013)以 3 處曾經歷放寬漲跌限制的新興市場為研究對象，¹⁶ 觀察到寬限制階段(wider price

¹⁵ 「檔次」一詞意指股價最小升降單位。依臺股現行規定(也適用該文)，每檔跳動的數值隨股價高低而定。股價低於 10 元，檔次為 0.01 元；股價位於 10 至 50 元時，檔次為 0.05 元；股價位於 50 至 100 元時，檔次為 0.1 元；股價位於 100 至 500 元時，檔次為 0.5 元；股價位於 500 至 1,000 元時，檔次為 1 元；股價逾 1,000 元時，檔次為 5 元。

¹⁶ 包括韓國交易所(於 1981~2011 年間其漲跌幅寬度經歷 4.6%、6%、8%、12%及 15%之漸次放寬階段)、埃及交易所(自 2003/7/21 起，由原本的 5%，放寬為達 10%先進行暫緩交易半小時，達

limit, WPL)下大盤指數條件振幅(conditional volatility)會高於窄限制階段(narrow price limit, NPL)，並援引「遞延價格發現效應」為其解釋。

綜言之，在相關領域文獻中，漲跌幅限制與暫緩交易措施對股價行為(尤其是波動性)的影響一直位居研究主軸，¹⁷ 而談論調整漲跌幅限制與啟動暫緩交易機制對投資人委託決策、風險、福祉衝擊之實證觀察比較少見，仍為待填補之研究缺口。

2.2 委託積極度與委託成效

與投資人委託出價積極度相關的文獻，多數聚焦討論限價簿資訊揭露內容如何影響其決策，而這也攸關本文、次要研究任務的模型設計概念。首先，限價簿內容揭露的多寡(即市場透明度高低)可能影響投資人下單意願與出價積極度。Flood et al. (1999)認為低透明市場會迫使資訊弱勢方採取較積極委託，方能爭取更多成交機會。然而，隨著市場透明度提升，原本隱蔽的交易攸關訊息可能被逐漸披露，這將加深資訊優勢方彼此競爭強度，從而相互升高委託積極度，此觀點在文獻上(Foster and Viswanathan, 1996; Back et al., 2000)稱作競鼠效應(rat race effect)。在國內集中市場 2002-2003 年間盤中兩波限價簿透明化經驗中，¹⁸ 機構投資人委託積極度確實可見逐步遞增(Ma et al., 2008)，呼應競鼠效應觀點。有趣的是，透明化激勵投資人委託積極度之現象，並不僅限資訊優勢方。當雪梨期貨交易所(Sydney Futures Exchange, SFE)增加限價簿揭露範圍後，即刺激場內所有投資人競逐成交機會，致使其傾向多提市價單(Bortoli et al., 2006)。2012 年 2 月 20 日實施的「收盤前資訊揭露」新制後，臺灣證交所將限價簿資訊有限度透明化措施擴展至收盤競價時間後(參見註 18)，即對自然人、機構投資人的委託積極度，同步產生輕度激勵效果(Tseng and Chen, 2015)。曾翊恆(2016)指出，該次透明化變革似也引發外溢效果，促使限價簿揭露範圍並無任何調整的分盤競價階段，其自然人出價積極度竟同步發生微幅趨降現象，從而驗證該文關於「跨時段替代效應」的預期影響方向。

20%將暫停至收盤之混合式措施)、泰國交易所(自 1997/12/1 起，由原本的 10%，放寬為 30%，惟當日跌幅達 10%、20%時，分別啟動 30、60 分鐘的暫緩交易措施)。

¹⁷ 近期，該領域其他創新構想的研究主題，尚包括 Chou et al. (2013)分析個股鎖住停板時間(limit-hit duration)長短的決定性因素；Ni and Huang (2015)觀察到新上市(IPO)數年內個股較常觸即停板價位，推測這與股價操弄行為攸關；Haghighi et al. (2016)討論個股鎖住停板下委託單抵達(order arrivals)頻率的變化；Wu et al. (2017)有別於研究股價接近停板時的「磁吸效果」，轉而探索停板打開後一小段時間內的股價動態變化。

¹⁸ 國內集中市場的限價簿資訊，經歷多次透明化變革。自 2002 年 7 月 1 日起，盤中分盤階段(9:00-13:25)於每盤撮合後同時揭露限價簿未成交最佳一檔價與量資訊。2003 年 1 月 2 日起，盤中揭露範圍再擴及限價簿未成交最佳五檔價量資訊。然而，開、收盤競價時間都仍維持限價簿全未揭露狀態，直到 2012 年 2 月 20 日實施「收盤前資訊揭露新制」起，收盤競價改善為按盤中撮合頻率揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳一檔報價；而 2015 年 6 月 29 日實施「開、收盤競價透明度正常化」後，開、收盤競價時間內皆依盤中撮合的每 5 秒鐘頻率，揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳五檔價、量內容。

誠然，即便不涉及市場透明度變革，單就限價簿揭露內容本身，也可能牽動投資人委託積極度，特別是市價與限價委託間的抉擇。概念上，買賣價差衡量限價簿最佳一檔委買、賣報價的即時間距。不難想見，一旦買賣價差擴大，市價委託者將承受更昂貴的立即交易成本(immediacy cost) (Cohen et al., 1981; Copeland and Galai, 1983; Handa and Schwartz, 1996)，從而迫使投資人傾向多提限價委託(Ahn et al., 2001; Pascual and Veredas, 2009; Lo and Sapp, 2010)。另外，投資人也會留意股價波動程度。當股價愈趨振盪時，市價委託單便愈有可能成交在偏離股票真實價值的價位，迫使投資人多提限價委託(Bae et al., 2003; Rinaldo, 2004)。即便是限價單，Foucault (1999)認為當股價增加波動時，將會加深委託者面臨的被撿便宜(picked-off)風險，促使其傾向提出更保守價位的限價委託，以資補償(compensation)。¹⁹ 有趣的是，限價簿揭露的買賣方委託深度，正反映出各方向委託單面臨的市場競爭強度。Parlour (1998)認為在連續競價撮合機制中，限價簿同(反)邊委託深度增厚代表於當下提出委託者所處競爭環境將轉強(弱)，其預期成交時間(expected time-to-execution)會因此拉長(縮短)，從而誘使投資人傾向多(少)提市價委託。該觀點於文獻上稱作排擠效應(crowding out effect)，並陸續在多倫多交易所(Griffiths et al., 2000)、瑞士交易所(SWX) (Rinaldo, 2004)、澳洲交易所(Duong et al., 2009)、西班牙交易所(SSE) (Pascual and Veredas, 2009)、伊斯坦堡交易所(ISE) (Valenzuela and Zer, 2013)，甚至是採用集合競價的國內集中市場(曾翊恆，2016)，獲得實證驗證。不僅如此，Goettler et al. (2005)更指出限價簿同(反)邊外側報價序列群聚大量委託時，即猶如對市場發出當前同(反)邊最佳一檔報價似已偏離市場共識價值之信號，文獻上稱作信號效應(signaling effect) (Pascual and Veredas, 2009; Valenzuela and Zer, 2013)。實際上，在國內集中市場盤中分盤競價階段，便可觀察到類似現象(曾翊恆，2016)。

然而，討論限價簿資訊與投資人委託成效間關聯性之實證研究，相對較少。這當中，Cho and Nelling (2000)透過紐約交易所的實證研究，發現買賣價差與股價波動程度皆攸關限價委託的成交機率。Valenzuela and Zer (2013)根據伊斯坦堡交易所的實證觀察，指出當股價趨於振盪時，限價委託的成交機率便可獲得提升。在國內集中市場，Tseng et al. (2017)發現「收盤前資訊揭露新制」啟動後，可輕微提高國內集中市場自然人限價委託單符合收盤成交條件者之比例，但投資人所面臨的「被撿便宜」與「未成交」風險，則未有明顯變化。

綜言之，相關領域研究成果指出，投資人會自限價簿揭露內容中抽取攸關資訊，並以此作為其委託決策重要參考依據。為此，本研究將援引這些觀點或影響效果，適當設計委託決策模型分析中的各項控制變數。在控制限價簿揭露資訊的干擾後，筆者將得以嚴謹檢視「放寬漲跌幅限制」變革對委託決策、風險及其

¹⁹ Tseng and Chen (2015)則觀察到，當臺灣證交所實施「收盤前資訊揭露新制」(參見註 18)後，有助改善資訊弱勢方對買賣價差即時變化的敏感程度；但或許揭露頻率仍偏低(前述變革實施最初近一年半時間內，僅按 20 秒頻率揭露限價簿試撮合資訊)，此變革尚未能明顯增進資訊弱勢方對股價波動度即時變化的掌握程度。

成效之影響效果，而這也是本文在該領域極欲創造的學術貢獻(當然也饒富政策意涵)。值得一提的是，臺灣證交所遂於 2013-2015 年間，鎖定盤中分盤競價階段(9:00-13:25)接連實施過三次規格相當的撮合頻率加快變革。盤中競價每盤「公告」的時距自 2013 年 7 月 1 日起，由原本的 20 秒縮短至 15 秒鐘；自 2014 年 2 月 24 日起，再由原本的每盤 15 秒縮減至 10 秒鐘；最後自 2014 年 12 月 29 日起，由原本每盤 10 秒再減至 5 秒鐘並沿襲至今。不難想見，由於縮短每盤撮合秒數意謂限價簿所揭露資訊將更為快速地更新(加快投資人可見資訊的更新頻率)，本質上來說也涉及到市場資訊透明度的改善(王明昌、周明賢，2018)。有鑑於此，本研究在選定「放寬漲跌幅限制」變革前、後階段樣本期間時，須同時注意其撮合頻率與限價簿揭露範圍是否保持一致，以避免在實證結果中摻雜到其他體制變革(例如限價簿透明程度的改善)所誘發的影響效果。

3. 國內集中市場競價機制、選樣方式與委託數量統計

3.1 市場概述與競價機制

在亞太地區 22 個主要交易所中上市公司總市值(market capitalization)排名第 9 的臺灣證券交易所，²⁰ 為典型委託單導向市場，投資人於整日委託時間(自 8:30 至 13:30)內，皆可自由提出新進場委託或撤單(包括將原委託減量或取消)。²¹ 投資人提出新進場委託時，須同時申報委託價格、數量(最小計數單位為張，1 張為 1,000 股)，以及是否採用融資券或其他特殊型態交易(意指融資買、融券賣或債券賣出)。由於目前尚無市價單機制，故所有委託皆屬限價單，投資人申報之委託價格，意指委買(賣)者最高(低)願以該價位交易股票。股價方面，最小升降單位為檔次(參見註 15)，當日最大振幅不得逾開盤競價基準(auction reference price at market opening)²² 價位的 7%，惟自 2015 年 6 月 1 日起該上限門檻值隨「漲跌

²⁰ 比較 22 個亞太地區(Asia-Pacific)主要交易所於 2016 年最新上市公司總市值統計，若按該年度月平均值排名，市值最高者為東京證交所(48,223.37 億美元)，其次依序為上海(38,903.42 億美元)、深圳(31,149.52 億美元)、香港(30,835.79 億美元)、孟買(Bombay Stock Exchange, BSE) (15,263.41 億美元)、印度國立(National Stock Exchange of India, NSE) (14,996.77 億美元)、韓國(12,772.76 億美元)、澳洲(12,268.22 億美元)，而臺灣證交所緊接在後(8,100.21 億美元)，略高於新加坡交易所(6,531.17 億美元)。若依每月平均成交金額(value of shares traded)計算，臺灣證交所為 427.89 億美元，在所有 22 個亞太地區主要交易所中排名第 8。關於這 22 個亞太地區主要交易所總市值、成交金額等市場統計，讀者可查閱世界交易所聯盟(World Federation of Exchanges, WFE)網頁(www.world-exchanges.org)。

²¹ 國際市場常賦與委託者高度彈性修改既有委託，諸如原委託單之價格、數量皆允許增減調整(Fong and Liu, 2010)。然而根據臺灣證交所現行規定，除提交新進場委託外，投資人僅能對原委託申報減量與取消。依其定義，減量意指在未調整委託價格前提下，將原委託張數縮減；取消則是將原委託張數直接減至零。換言之，投資人在國內集中市場不論提出減量或取消單，概念上皆為將原委託一定程度地自場內撤離，故本文統稱為撤單(而不宜稱作修改單)。

²² 開盤競價基準即所謂的「平盤價」，是證交所用以計算當日漲、跌停板價位時的參考基準點。一般來說，開盤競價基準是個股於前一個交易日的收盤價格，但仍會偶遇例外情況。依據證交所營業細則第 67 條規定，在股票除(權)息交易日，其開盤競價基準為前一交易日收盤價格減去每股除(權)息值後所得之除息參考價，再取其最接近可符合升降檔次規定的價位。此外，同條規定

幅限制加寬變革」實施後提高至 10%。因此，在當日符合檔次規定的最高(低)股價容許值，即為漲、跌停板價格。換言之，每日可申報之最積極委買(賣)出價為漲(跌)停板價格。自 1993 年迄今，臺灣證交所持續採用「股票交易電腦自動競價系統」，完成市場每筆委託單的申報、匯入與撮合。

國內集中市場日內委託時段，全由三種型態集合競價(call auction)階段前後串連構成，當中無穿插中場休市時間。自 8:30 起即進入為期至少半小時的開盤集合競價，其目的在於形成開盤價格。首先，昨日收盤撮合未成交委託將一概取消，不參與本日開盤競價。原本，臺灣證交所於開盤前未揭露任何限價簿資訊，投資人猶如身處「摸黑交易」環境。自 2015 年 6 月 29 日實施「開、收盤競價透明度正常化」後，交易所係按盤中撮合的每 5 秒鐘頻率，揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳五檔價、量資訊。個股開盤撮合原則上將於 9:00 起算的 40 秒內隨機執行完畢(曾翊恆、魏品揚，2017)。開盤撮合後，證交所會立即揭露未成交最佳五檔的委買、賣報價連同剩餘委託張數(即委託深度)。至於開盤撮合時未成交委託，將自動轉入開盤後的分盤競價。個股隨機開盤後至 13:25 之間持續隸屬盤中分盤集合競價階段，自 2014 年 12 月 29 日迄今皆按 5 秒鐘頻率，進行每盤撮合動作。在每盤撮合後，交易所隨即揭露未成交最佳五檔的委買、賣報價連同剩餘委託張數，當盤未成交委託將自動轉入下一盤競價。事實上，只要持續未獲成交或被提撤單，投資人所提新進行委託最長可一直保留到參與當日的收盤集合競價。13:25-13:30 則為單次時距達五分鐘的收盤集合競價，原本證交所是比照盤中的 5 秒鐘頻率，揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳一檔買賣報價(但未涵蓋委託深度訊息)，惟在 2015 年 6 月 29 日實施「開、收盤競價透明度正常化」後，將揭露範圍擴及至模擬試撮合後限價簿未成交最佳五檔價、量資訊。

在日內任一種集合競價(開盤、盤中分盤或收盤)過程中，投資人皆享有「無約束特徵(non-binding feature)」，意即實際撮合時點(auction time)到來前，投資人可自由提出新進場委託或撤單。在每盤撮合時，將依「滿足最大成交量原則」決定成交價格(尤其是開、收盤競價，其當盤成交價格即為個股當日的開盤、收盤價位)。在盤中分盤與收盤競價，凡符合成交條件之委託，按價格優先(price priority)原則排定交易優先順序，其中委買(賣)出價愈高(低)者愈優先成交。至於同價位委託，則採計時間優先(time priority)原則，由愈早提出委託者優先撮合交易。²³

至於適用於個股的暫緩交易措施則有三種型態。「盤中瞬間價格穩定措施」自 2002 年 7 月 1 日開始實施，分盤競價時間內(更嚴格來說是 9:00-13:20，收盤前 10 分鐘未納入適用範圍)每盤撮合前試算交易價格相較前 1 盤成交價振幅逾 3.5%以上，當盤將暫緩 2 至 3 分鐘後再予撮合。「暫緩收盤配套措施」自 2012 年 2 月 20 日開始實施，在收盤集合競價階段的最後 1 分鐘(13:29-13:30)，若任 1

亦載明，證交所會先在股票於減資後的恢復交易日設算其參考平盤價位，再取其最接近可符合升降檔次規定的價位為開盤競價基準。

²³ 開盤撮合時仍有採計「價格優先」原則，凡委買(賣)出價愈高(低)者愈優先成交；惟同價位委託未採取「時間優先」原則，而是由電腦隨機排定其交易優先順序(曾翊恆、魏品揚，2017)。

次模擬撮合試算交易價格相較前次振幅逾 3.5%以上，個股於 13:30 分將不進行收盤，而是自 13:31 分起增加 2 分鐘的收盤競價時間至 13:33 分才執行收盤撮合。

「暫緩開盤配套措施」自 2015 年 6 月 29 日開始實施，在開盤競價階段的最後 1 分鐘(8:59-9:00)，若任 1 次模擬撮合試算交易價格相較前次振幅逾 3.5%以上，個股於 9:00 分將不進行開盤，而是再延長 2 分鐘的開盤競價時間至 9:02 分起才隨機執行開盤撮合。

3.2 挑選大、小型個股及其市場統計

本文首要任務，在於觀察 2015 年 6 月 1 日「漲跌幅限制加寬至 10%」變革實施後，對投資人委託行為及其委託成效之影響。有鑑於此，筆者係以 2015 年整年度為初步觀察範圍，從中挑選研究所需的大、小型個股清單。具體來說，參仿 Duong et al. (2009)、Tseng and Chen (2016)的作法，在兼顧個股市值與交易熱絡情況等兩方面標準下，挑選出大、小型各 138 檔上市股票清單，其流程如下。首先，可整理出於 2015 年內曾經列名集中市場(上市股票市場)的 888 檔個股。接著，須排除下列各種不適合股票，包括：(1)在該年內上市、下市，或仍有任 1 日或以上天數適用新上市首 5 日無漲跌幅限制者；(2)曾列名交易所公告的全額交割、注意股票、處置股票、警示股票；(3)在樣本期間內有 1 日或以上天數無成交記錄個股。在扣除不適合股票後，筆者挑出於 2015 年度內持續名列臺灣 50 或中型 100 指數成份股的 138 家公司，為本研究大型股清單。在扣除不適合股票與樣本期間曾經列名臺灣 50 或中型 100 指數成份股後所餘上市公司中，再依下列步驟從中挑出小型股清單。其一，逐季(每三個月，即 1 至 3、4 至 6、7 至 9、10 至 12 月)檢視，倘若個股名列任 1 季或以上季度內每日平均成交金額最低 100 檔股票者，將被視為交易極度清淡(extremely less traded)公司而從候選清單中剔除。其二，經前項步驟後所餘股票中，再挑出整年度內日均成交金額最低前 276 檔個股，依其小至大順序，每隔兩家公司隨機挑選出一檔之方式，選取出本文將使用的 138 檔小型股清單。茲將依上述程序挑選出來的大、小型各 138 檔股票敘述統計(2015 整年度內統計的市值、權重、成交金額、成交額占市場比重)，列舉於表 2。

表 2 個股市場基本統計

類股	138 檔大型股				138 檔小型股			
選取標準	曾經名列臺灣 50、中型 100 指數成份股票				其他股票(依市值、交易熱度排序隨機抽取)			
項目 (個股日平均)	中位數	平均數	標準差	類股合計	中位數	平均數	標準差	類股合計
市值(億)	614.10	1,506.74	2,832.21	207,930.12	56.22	71.67	50.18	9,890.46
市值權重(%)	0.23	0.54	1.18	74.68	0.02	0.03	0.02	3.33
整日交易額(億)	2.13	4.63	7.02	638.42	0.19	0.22	0.10	30.60
成交值占比(%)	0.24	0.45	0.81	61.53	0.02	0.03	0.01	3.46

本表記錄 2015 整年度內，大、小型各 138 檔股票多種市場統計項目的每日平均值。這些個股基本統計包括市值(億元新臺幣)、市值權重(%)、整日交易金額(億元新臺幣)、個股成交金額於整體市場占比(%)。表中，一併列出各項數據於大、小型各 138 檔個股之中位數、平均值、標準差及類股合計值。

由本表可知，每檔大(小)型股票依類股中位數統計，其市值為 614.10 (56.22) 億元，日均成交金額為 2.13 (0.19)億元，在市值與交易熱絡程度上，兩群股票區隔明顯。至於權重，每檔大(小)型個股依中位數作統計，市值占比為 0.23% (0.02%)，交易金額占比為 0.24% (0.02%)。所有 138 檔大、小型股票總權重 74.68%、3.33%，兩者合計達 78.01%，意謂可覆蓋逾 3/4 以上臺股市值，已具備相當程度代表性。進而，筆者使用日資料(daily data)初步檢視「放寬漲跌幅限制至 10%」變革對股價行為(特別是波動性)造成的影響，其結果彙整於表 3。

表 3 股價波動度指標統計與跨組比較測試：漲跌幅放寬前 vs.後、小 vs.大型股票

跨組別統計與中位數齊一性測試(無母數檢定)							
縱向測試：「 $H_0: \eta_{af} - \eta_{bf} = 0$ 」(漲跌幅放寬前 vs.後)；橫向測試：「 $H_0: \eta_s - \eta_l = 0$ 」(小 vs.大型股票)							
測試 A. 日內最大振幅(%)				測試 B. 日報酬率波動度(%)			
個股 中位數	小型股	大型股	z-stat (獨立)	個股 中位數	小型股	大型股	z-stat (獨立)
放寬後	2.78	2.89	-1.28	放寬後	2.30	2.46	-1.24
放寬前	1.81	1.93	-2.29**	放寬前	1.39	1.50	-2.29**
z-stat (成對)	9.37***	9.33***		z-stat (成對)	9.33***	9.38***	
測試 C. 開收盤間股價絕對振幅(%)				測試 D. 日均漲跌停家數			
個股 中位數	小型股	大型股	z-stat (獨立)	個股 中位數	小型股	大型股	z-stat (獨立)
放寬後	1.48	1.52	-1.22	放寬後	1 (1.38)	0 (1.02)	1.28
放寬前	0.96	1.08	-2.49**	放寬前	1 (0.96)	0 (0.62)	1.36
z-stat (成對)	9.25***	9.03***		z-stat (成對)	0.62	0.04	

說明：表中各項指標計算方式如下。(A)日內最大振幅(%），為當日 $100\% \times (\text{最高價} - \text{最低價}) / \text{昨日收盤價格}$ ；(B)日報酬率波動度(%），為日報酬率於期間內的標準差(standard deviation)；(C)開收盤間絕對振幅，為 $100\% \times |\text{當日收盤價} - \text{開盤價}| / \text{昨日收盤價格}$ ；(D)日均漲跌停家數，為該類股(大、小型各 138 檔股票)中，於期間內每日平均收盤價漲跌停家數。表中列舉各項指標的個股中位數值，筆者進而進行跨組別中位數齊一性檢定測試。其中，縱向為漲跌幅放寬後(2015 年 6 到 12 月)vs.前(2015 年 1 到 6 月)，橫向為小 vs.大型股票。這當中，跨大、小型類股的測試將比較相異兩組(每組 138 檔)樣本個股指標值的增減，故使用討論獨立樣本齊一性的 Mann-Whitney-Wilcoxon 檢定法；跨期間測試則為比較同樣 138 檔個股於不同階段指標值的增減，故使用討論成對樣本齊一性的 Wilcoxon 符號等級和檢定法。由於每次測試的觀測值皆大於 30，其檢定統計量可再標準化為 z 值(顏月珠，2010)。我們以上標*，**，***符號，標示可於 10%、5%、1%水準下，顯著拒絕「跨組間指標值無增減」之虛無假設。

日資料統計與檢定結果初步歸納如下：(1)不論大或小型股，各種股價波動性指標(測試 A,B,C)於漲跌幅放寬後皆顯著上升。有趣的是，放寬前大型股各波動度指標皆高於小型股，但放寬後兩類股票已無顯著差異，暗示漲跌幅加寬變革加大個股波動性，而小型股股價活潑度提升尤其明顯。(2)對各類股票，股價漲跌停收盤家數於變革前後無顯著差異(測試 D)，這同樣暗示個股波動程度於漲跌幅限制放寬後，皆跟進轉強(倘若波動度未轉強，收盤達停板價位家數應會減少)。誠然，股價日資料有其研究上的缺陷與限制(例如遺失日內股價是否碰觸過停板及其動態軌跡等之詳細資訊)(Lehmann, 1989; Ma et al., 1989)，且在停板限制下股價行為也無法完全反應相關資訊(周賓鳳、吳壽山，1998)。因此，表 3 僅能呈現「放寬漲跌幅限制至 10%」後股價波動樣貌的變化輪廓，尚不能作為「鬆綁價格限制」變革可能削弱股價「冷卻效果」之佐證。後續章節將進而檢視變革對投資人委託積極度的影響，以嚴謹釐清相關問題。

3.3 樣本期間

在選出大、小型股清單後，接著便是設定詳細的樣本期間。首先，在日內三種競價(計有開盤、盤中分盤與收盤競價)型態中，本文鎖定占交易時間、交易金額、委託筆數絕大多數比例之分盤競價階段(9:00-13:25)內所提委託為分析對象。為探究「漲跌幅限制加寬至 10%」變革的實施影響，本研究須於「放寬漲跌幅限制至 10%」變革前後選取等長兩段觀察期間。為便利讀者掌握本研究樣本期間選取過程，筆者繪製圖 3 為示意圖，進行說明。



圖 3 樣本期間選取示意圖(同時繪記漲跌幅限制加寬前後重要體制變革)

說明：國內集中市場共分為開盤競價、盤中分盤競價、收盤競價等三種集合競價階段。圖中，特別以灰色陰影深淺標示市場透明度差異。顏色愈淺(深)者代表限價簿資訊揭露範圍愈寬(窄)，顏色相同者揭露範圍相同。牽涉於相關期間內的體制變革，包括每盤撮合(或試撮合)頻率由原本的 10 秒加快為 5 秒(自 2014/12/29 起，適用於盤中及收盤競價)；每日漲跌幅限制由 7% 放寬至 10% (自 2015/6/1 起)；開、收盤競價透明度正常化措施(自 2015/6/29 起，適用開盤、收盤競價)。資料來源，本文整理。

參見圖 3，考慮到分盤競價階段每盤撮合頻率甫於 2014 年 12 月 29 日加快至 5 秒，而撮合秒數縮短可視作特殊型態的市場資訊透明度的改善(王明昌、周明賢，2018)，故取樣日期範圍須予避開。此外，2015 年 6 月 29 日實施的「開、收盤前透明度正常化」措施，則是在漲跌幅限制加寬至 10% 改革後，證交所端出檯面的另一項限價簿透明度改革。雖然該措施僅適用在開、收盤競價階段，意謂分盤競價階段並無涉限價簿透明度改善之情況，但是否會牽動鄰近時間(例如 9:00 過後，或 13:25 之前的一小段時間)內投資人委託行為，仍有其討論之空間。為此，本研究選取 2015/5/5~2015/5/22 為漲跌幅限制放寬前，2015/6/8~2015/6/26 為漲跌幅限制放寬後之等長 14 天樣本觀察期間(分別稱作樣本期間 I.1、I.2)。這

樣的樣本期間可避開「分盤撮合秒數縮短至 5 秒鐘」(2014/12/29)與「開、收盤前透明度正常化措施」(2015/6/29)等兩次體制變革，兩段子樣本期間也調整至「漲跌幅限制加寬為 10%」變革日啟動點為中心。其中，後段樣本(I.2)距變革日達 5 日(約當一整周的交易日期)，緊鄰變革的 2015/6/1~2015/6/5 這五日，被視作投資人調適或學習新制度期間而排除在取樣日期之外。為保持觀察期間前、後對稱，前段樣本(I.1)最末日距離變革日也同樣設定為 5 個交易日。

然而，前述樣本觀察期(I.1+I.2)的缺點在於取樣天數較短(以下亦稱之為變革前、後的短天期樣本)，前後段合計也僅有 28 個交易日。為此，本研究另選取一組相對較長天期的樣本觀察期間。具體來說(參見圖 3)，筆者以 2015/7/6~2015/9/30 為漲跌幅限制放寬前，2015/1/20~2015/4/24 為漲跌幅限制放寬後之等長 60 天(約當三個月交易天數)樣本觀察期間(分別稱作樣本期間 II.1、II.2)，並稱之為變革前、後的長天期樣本。與短天期樣本期間相同的是，長天期取樣範圍也以「漲跌幅限制加寬為 10%」變革日啟動點為中心，前段樣本(II.1)最末日與後段樣本(II.2)首日，皆與變革日相距 24 個交易日；而且，都有避開「分盤撮合秒數縮短至 5 秒鐘」(2014/12/29)之變革日期。只不過，由於「開、收盤前透明度正常化措施」(2015/6/29)與「漲跌幅限制加寬為 10%」變革日(2015/6/1)過於接近，漲跌幅限制加寬後若要觀察較長天數，勢必會與開、收盤前競價階段限價簿透明度已正常化之時期重疊。為盡可能排除(或減輕)其化變革造成的影響效應，本研究於長天期樣本(II.1+II.2)內，並未使用全部分盤競價階段內委託記錄為觀察對象，而是僅限挑出委託申報時點在 9:30-13:00 這三個半小時內的委託簿記錄為分析素材。這意謂，長天期樣本(II.1+II.2)所觀察的日內交易時間，其實已預先截去緊鄰開盤撮合時點(9:00)、收盤競價起點(13:25)各約半小時左右長度，一定程度地隔絕「開、收盤前透明度正常化措施」所造成的影響。在本文後續的模型分析中，將以短天期樣本(I.1+I.2)所得實證結果為主要結論，長天期樣本(II.1+II.2)所獲實證觀察將列作各項結果的頑強性測試(robustness check)之一。

4. 模型分析及其實證結果

4.1 放寬漲跌幅限制如何影響投資人的委託決策行為？

在進行實證模型估計前，其前置工作便是還原每筆委託提出之際，投資人所見到的限價簿資訊內容。在國內集中市場，投資人可自由提出新委託(皆為限價單，目前暫未開放市價單)，或是將原委託減量或取消(為方便說明，以下概稱撤單)。承襲 Biais et al. (1995)、Griffiths et al. (2000)、Ranaldo (2004)作法，對任意第 i 筆新進場委託的出價積極度，本文以委託價格(OP_i)於投資人所見當前限價簿報價序列之相對位置作為識別標竿。²⁴ 令可見到的限價簿最佳一檔委買、賣報價

²⁴ 與國際股市連續競價交易環境不同的是，國內集中市場為集合競價(本文樣本期間，撮合與試撮合頻率皆已縮短至 5 秒鐘，可參見圖 3)，故投資人實際見到的限價簿內容，是前盤撮合(或試撮合)後未成交最佳 5 檔委買、賣價量資訊。值得一提地，Tseng and Chen (2015)聚焦於收盤競價

分別為 $BP_{1,i}$ 、 $SP_{1,i}$ ，若委買(賣)價滿足 $OP_i \geq SP_{1,i}$ ($OP_i \leq BP_{1,i}$)者將被識別為急迫委託，記錄為 $y_{1,i} = 1$ ；反之，則屬耐心委託，記錄為 $y_{1,i} = 0$ 。這樣的二分(dichotomy)設計類似於國際市場中投資人於市價、限價委託間作抉擇。在第 i 筆委託規模(意指委託張數)積極度方面，仿照曾翊恆(2014, 2016)作法，筆者以樣本期間內同身份(自然人或機構投資人)、同時段(開盤、收盤或盤中分盤競價)對相同股票之每筆委託張數中位數值(為方便說明，令為 m_i)為識別標竿。令第 i 筆委託張數為 Q_i ，滿足 $Q_i \geq m_i$ 者將被識別為大額委託(large order)，記錄為 $y_{2,i} = 1$ ；反之，則屬小額委託(small order)，記錄為 $y_{2,i} = 0$ 。至此，由於委託價、量積極度皆已轉變成間斷式(discrete)兩等級值，便可套用 ordered probit (OP)模型為分析工具。²⁵ 具體來說，我們以 $y_{u,i}^*$ 代表投資人內心感到的委託迫切程度(下標 $u = 1, 2$ 分別意指委託出價、數量層面)，惟此變數為隱性(latent)而無法觀測。可令因變數 $y_{u,i}^*$ 之值取決於下列線性方程式：²⁶

$$y_{u,i}^* = \sum_{k=1}^{K-3} \beta_u^k x_i^k + \beta_u^D D_i + \beta_u^{VD} V_i \times D_i + \beta_u^{SD} Spr_i \times D_i + \varepsilon_{u,i}, \quad (1)$$

式中， $\varepsilon_{u,i}$ 為誤差項， V_i 、 Spr_i 為投資人可觀察的股價波動度、買賣價差指標， D_i 為期間虛擬變量(dummy variable)， x_i^k 為非屬 D_i 或交乘項(interaction term)如 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 等的其他攸關變數(determinants)。在檢視「放寬漲跌幅限制至 10%」改制之影響時， D_i 代表該筆委託係於變革前(期間 I.1 或 II.1，此時 $D_i = 0$)或後(期間 I.2 或 II.2，此時 $D_i = 1$)所提出。式(1)各項解釋變數清單，列舉於表 4。

表 4 式(1)中 OP 模型各項解釋變數及其量化指標(K=11)

k	x_i^k	解釋變數	量化指標
因變數黏滯性(persistence)指標			
1	$y(-1)_{u,i}$	前筆可觀測因變數值	第 i 筆新委託提出前，買、賣方向相同之前筆可觀測因變數值。
當日市場熱度與特殊日效應			
2	Hot_i	市場熱度指標	第 i 筆委託提出當日市場交易額，偏離樣本期間前後 1 年內(2014-2016)內同月份日均成交金額之比率(%)。本變數可用來控制消息面(如國內、外重大政治經濟事件)衝擊效果，參見曾翊恆(2014)。
3	FD_i	期指結算日虛擬變量	若第 i 筆委託提出當日適逢臺股指期貨或摩根臺指期貨結算日，記作 $FD_i = 1$ ；若否，記為 0。
限價簿揭露資訊： 為方便說明，令第 i 筆新委託提出之際，限價簿可見最佳第 j 檔委買(賣)價、量為 $BP_{j,i}(SP_{j,i})$ 、 $BQ_{j,i}(SQ_{j,i})$ 數量單位為張。			
4	$Dep_i^{sa,in}$	同邊內側(最佳 1 檔)相對委託深度	單位為%。第 i 筆新委託若為買單，本指標定義為 $100\% \times BQ_{1,i} / (BQ_{1,i} + SQ_{1,i})$ ；若為賣單，定義為 $100\% \times SQ_{1,i} / (BQ_{1,i} + SQ_{1,i})$ 。

階段，該文考慮到樣本期間內試撮合資訊揭露頻率仍緩慢且不等長(「收盤前資訊揭露新制」於 2012/2/20 實施前為 5 分鐘內無揭露，改制後為每 20 秒揭露 1 次)，故以按連續競價模式試算的限價簿報價為識別標竿，其交易環境、時空背景與本研究並不相同。

²⁵ 眾多實證研究同樣使用 OP (或類似概念)模型分析級別式委託積極度，例如 Griffiths et al. (2000)、Ranaldo (20004)、Duong et al. (2009)、Pascual and Veredas (2009)、Valenzuela and Zer (2013)、Tseng and Chen (2015)。

²⁶ 投資人是否提出撤單之決策，也可套用類似的 OP 模型進行分析，茲簡述如下。依然使用式(1)，可令下標 $u = 3$ 代表該委託決策，此時 $y_{3,i}^*$ 將意指任意第 i 筆委託(包括撤單與新進場委託)申報時，投資人意欲提出撤單(對先前已進場委託執行未變更委託價格下的整筆取消或減量)的隱性迫切程度。而觀察其實際委託動作後，倘辨認出若第 i 筆委託是撤單，將記錄為 $y_{3,i} = 1$ ；若是新進場委託，則 $y_{3,i} = 0$ 。其後續對應的式(1)模型係數估計流程、關鍵解釋變數(D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$)前方係數所代表意涵，皆與內文中關於每筆新進場委託之價、量積極度決策(下標 $u = 1, 2$ 時)之敘述大致相同，故此處不再贅述。

5	$Dep_i^{sa,out}$	同邊外側(最佳2~5檔) 相對委託深度	單位為%。第 i 筆新委託若為買單，本指標定義為 $100\% \times \Sigma_{j=2}^5 BQ_{j,i} / \Sigma_{j=1}^5 BQ_{j,i}$ ；若為賣單，定義為 $100\% \times \Sigma_{j=2}^5 SQ_{j,i} / \Sigma_{j=1}^5 SQ_{j,i}$ 。
6	$Dep_i^{op,out}$	反邊外側(最佳2~5檔) 相對委託深度	單位為%。第 i 筆新委託若為買單，本指標定義為 $100\% \times \Sigma_{j=2}^5 SQ_{j,i} / \Sigma_{j=1}^5 SQ_{j,i}$ ；若為賣單，定義為 $100\% \times \Sigma_{j=2}^5 BQ_{j,i} / \Sigma_{j=1}^5 BQ_{j,i}$ 。
7	V_i	股價波動度指標	在第 i 筆委託提出前，最近 1 分鐘內歷次(以每盤 5 秒鐘計算，約為 12 次)最佳 1 檔未成交委買、賣報價中點(mid-quote)報酬率之標準差，其單位為%。
8	Spr_i	買賣價差	第 i 筆新委託提出之際，投資人見到的相對買賣價差(relative spread)，即 $100\% \times (SP_{1,i} - BP_{1,i}) / [(SP_{1,i} + BP_{1,i}) / 2]$ ，其單位為%。
期間虛擬變量			
9	D_i	變革前後變量	用以標示委託提出時所屬期間。在檢視「漲跌幅限制放寬至 10%」改革(2015 年 6 月 1 日實施)之影響時，委託若提出於變革日前， $D_i = 0$ ；若提出於放寬後， $D_i = 1$ 。
變革前後虛擬變量相關交乘項			
10	$V_i \times D_i$	對波動度交乘項	用以檢視投資人於變革實施後(相較事前)，其委託決策對股價波動度敏感性的增減變化。
11	$Spr_i \times D_i$	對價差交乘項	用以檢視投資人於變革實施後(相較事前)，其委託決策對買賣價差敏感性的增減變化。

會在式(1)中納入股價波動度、買賣價差指標與期間虛擬變量的交乘項($V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$)作為解釋變數，是為了檢視「放寬漲跌幅限制至 10%」變革是否會影響投資人委託決策對股價擺動狀態、買賣價差寬度的敏感度(sensitivity)。譬如，較寬的容許區間下股價波動狀態可能轉強(在本計畫第 3.2 節表 3 的結果中，似乎也初步觀察到這樣的現象)，可合理懷疑投資人或許會更關注股價振盪情況來調整其委託決策。此外，漲跌幅限制加寬後，投資人面對買賣價差變化的反映程度有否調整，則也有值得討論的空間。鑑於諸多文獻(參見第 2.2 節說明)指出，限價簿資訊揭露內容將牽動投資人委託決策，故式(1)亦納入多種限價簿揭露各報價序列委託深度相關指標(表 7 中項次 4~6)，以控制排擠效應(Parlour, 1998)與信號效應(Goettler et al., 2005)等所帶來的潛在干擾影響。技術上，式(1)各項解釋變數前方係數($\beta_k, k = 1, \dots, 11$)將由最大概似法(MLE)估出。由於可觀測因變數($y_{u,i}$)皆僅是兩等級，故解釋變數邊際機率(marginal probability)正負號將與對應之斜率係數估計值符號一致(Pascual and Veredas, 2009)。舉例來說，若特定係數 β_u^k 為正，便可解讀為當解數變數 $x_{k,i}$ 遞增時，第 i 筆委託被觀察到出價急迫($u = 1$)或每筆委託張數偏多($u = 2$)的機率將增加。以個股為單位逐一完成其 OP 模型估計後，²⁷ 本研究統計出各項係數估計值顯著為正或負個股占該類股(大、小型各 138 檔個股)之比例，並將其中關鍵解釋變數(D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$)前方係數(β_u^D 、 β_u^{VD} 、 β_u^{SD})的實證估計結果，節錄彙整於表 5。

表 5 漲跌幅限制加寬改革之 OP 模型分析：對各層面委託決策之影響(節錄)

投資人類別 樣本 觀察期間	大型股						小型股					
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人		
	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96
A. 僅節錄「加寬漲跌幅限制至 10%」前後段樣本期間，虛擬變數 D_i 前方斜率係數(β_u^D)估計結果												
A1 投資人決策($u = 1$): 委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或出價具耐心($y_{1,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	⊖	37.98	27.13	⊕	11.63	27.91	⊖	32.82	22.90	⊕	14.29	18.80
II.1 vs. II.2	⊖	42.41	20.56	⊕	16.51	36.88	⊖	41.76	26.14	⊕	18.32	21.60
A2 投資人決策($u = 2$): 提出相對大額委託($y_{2,i} = 1$)或相對小額委託($y_{2,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	⊕	24.03	35.66	⊕	15.50	16.28	⊕	27.07	35.34	⊖	23.31	12.78
II.1 vs. II.2	⊕	30.38	38.76	⊕	21.42	26.92	⊕	31.42	38.91	⊖	28.67	26.15

²⁷ 由於 OP 模型為非線性(non-linear)，為避免錯估交叉影響(interaction effect)，式(1)中交乘項前方係數 β_u^{VD} 、 β_u^{SD} 之估計值(及其 z 值)，將按 Ai and Norton (2003)建議方法完成校正。

A3 投資人決策($u = 3$): 提撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)												
I.1 vs. I.2	$\oplus$	25.76	35.61	$\oplus$	7.58	18.94	$\oplus$	16.54	22.56	$\oplus$	8.27	16.54
II.1 vs. II.2	$\oplus$	26.12	38.60	$\oplus$	10.64	30.86	$\oplus$	18.77	40.15	$\oplus$	10.64	29.50
B. 僅節錄「加寬漲跌幅限制至 10%」前後段樣本期間，交乘項 $V_i \times D_i$ 前方斜率係數(β_u^{VD})估計結果												
B1 投資人決策($u = 1$): 委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或出價具耐心($y_{1,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	$\ominus$	31.01	34.11	$\ominus$	11.63	5.43	$\oplus$	14.50	25.19	$\ominus$	10.53	2.26
II.1 vs. II.2	$\oplus$	28.60	31.15	$\ominus$	12.80	8.86	$\oplus$	16.68	22.55	$\ominus$	9.47	3.18
B2 投資人決策($u = 2$): 提出相對大額委託($y_{2,i} = 1$)或相對小額委託($y_{2,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	$\ominus$	35.66	39.53	$\ominus$	7.75	5.43	$\oplus$	23.31	21.80	$\ominus$	7.52	2.26
II.1 vs. II.2	$\oplus$	32.18	36.41	$\ominus$	6.80	4.42	$\oplus$	20.55	28.10	$\ominus$	7.12	3.50
B3 投資人決策($u = 3$): 提撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)												
I.1 vs. I.2	$\ominus$	39.39	21.21	$\oplus$	4.55	7.58	$\ominus$	26.32	7.52	$\oplus$	1.50	5.26
II.1 vs. II.2	$\ominus$	42.18	20.65	$\oplus$	6.15	9.08	$\ominus$	30.12	6.77	$\oplus$	3.18	7.57
C. 僅節錄「加寬漲跌幅限制至 10%」前後段樣本期間，交乘項 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數(β_u^{SD})估計結果												
C1 投資人決策($u = 1$): 委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或出價具耐心($y_{1,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	$\oplus$	21.71	34.88	$\ominus$	19.38	16.28	$\oplus$	14.50	38.93	$\oplus$	7.52	30.08
II.1 vs. II.2	$\oplus$	18.45	36.97	$\oplus$	20.65	36.78	$\oplus$	18.10	35.57	$\oplus$	10.31	32.76
C2 投資人決策($u = 2$): 提出相對大額委託($y_{2,i} = 1$)或相對小額委託($y_{2,i} = 0$)												
I.1 vs. I.2	$\ominus$	29.46	19.38	$\oplus$	11.63	9.30	$\ominus$	25.56	11.28	$\ominus$	6.77	7.52
II.1 vs. II.2	$\ominus$	41.12	25.08	$\oplus$	10.76	11.20	$\ominus$	36.18	10.34	$\oplus$	7.12	8.81
C3 投資人決策($u = 3$): 提撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)												
I.1 vs. I.2	$\ominus$	13.64	18.18	$\ominus$	10.61	5.30	$\ominus$	7.52	7.52	$\ominus$	7.52	10.53
II.1 vs. II.2	$\oplus$	15.16	18.88	$\oplus$	4.56	6.65	$\oplus$	10.06	12.68	$\oplus$	8.11	11.16

表中統計各類投資人於「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後取樣期間為短天期樣本(I.1 vs. I.2, 觀察其每日完整分盤競價時間 9:00-13:25)、長天期樣本(II.1 vs. II.2, 僅觀察其每日截去首尾各約半小時後所餘分盤時間 9:30-13:00)等兩種情境下, 其多種委託決策之 OP 模型估計結果, 包括: (1)任意第 i 筆新進場委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或具耐心($y_{1,i} = 0$)。這兩等級委託的識別方式, 參見第 4.1 節說明; (2)任意第 i 筆新進場委託張數相對偏大($y_{2,i} = 1$)或相對偏小($y_{2,i} = 1$)。這兩等級委託的識別方式, 參見第 4.1 節說明; (3)任意第 i 筆委託屬於撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)。以出價是否積極($u = 1$)為例, 本文設定投資人委託價位積極的隱性迫切程度 $y_{1,i}^* = \sum_{k=1}^{11} \beta_u^k x_i^k + \varepsilon_{1,i}$, 其中 $\varepsilon_{1,i}$ 為誤差項, x_i^k 則為第 k 項解釋變數。當 $y_{1,i}^*$ 高於待估門檻參數值 $a_{1,i}$ 時 $y_{1,i} = 1$, 其餘 $y_{1,i} = 0$ 。此處 OP 模型解釋變數計有 11 項($K = 11$), 其變數名稱與計算方式詳見表 4 (而 D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為當中第 9、10、11 項變數, 其前方係數分別為 $\beta_1^D \equiv \beta_1^9$ 、 $\beta_1^{VD} \equiv \beta_1^{10}$ 、 $\beta_1^{SD} \equiv \beta_1^{11}$)。至於該筆委託是否屬相對大額($u = 2$)、投資人是否提撤單($u = 3$)等決策的 OP 模型設定大致相仿, 故不再贅述。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位進行前述(1)、(2)、(3)三種型態委託決策的 OP 模型估計。受限篇幅, 本表僅節錄「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後虛擬變數 D_i 及其相關交乘項 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數的估計結果, 分別列在欄位 A、B、C。筆者以“med”欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為⊕、⊖), 並統計出 5%水準下 z 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(% z -stat < -1.96、% z -stat > 1.96), 其中 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。由於 OP 模型非屬線性設定, 為避免錯估交叉影響, 其交乘項前方係數估計值(連同 z 值), 皆使用 Ai and Norton (2003)建議方法完成校正。

在所有待估係數中, 期間虛擬變量前方係數 β_u^D 估計結果的正負方向, 最值得關注, 因為這正代表漲跌幅限制放寬變革對投資人各層面委託決策行為的直接影響(direct effect)情況。以出價積極度($u = 1$)為例, 根據變革虛擬變量前方係數(β_1^D)估計統計結果(欄位 A.1), 大致可歸納出以下發現(參見 3.3 節說明, 本研究以短天期 I.1 vs. I.2 為主要樣本觀察期間, 長天期 II.1 vs. II.2 結果則列為穩健性測試, 以下不再贅述)。變革過後, 機構投資人委託出價積極度略傾下降(不論是對大、小型股, 其出價積極度顯著降低之個股比例皆略高於顯著上揚者), 暗示其心態稍趨保守。由於機構投資人握有相對充沛資源用於監看盤面變化(Liu, 2009), 漲跌幅限制加寬後似乎強化其在擬定價位積極度上的謹慎程度。相較之下, 變革後自然人對大型股出價有略趨積極態勢(其出價積極度顯著降低之個股比例略低於顯著上揚者, 即 11.63% vs. 27.91%)。由於臺灣證交所已於 2014 下半年起開放投資人可自由進行雙向當沖交易(參見註 9), 前述實證結果暗示對有意願操作當沖交易的自然人來說,²⁸ 放寬漲跌限制很可能強化其對當日股價振盪

²⁸ 惟較可惜的是, 在筆者購置的 2015 年全年度國內集中市場日內資料當中, 每筆委託、成交簿記錄皆未註記是否選擇採用當沖交易, 故難以精準地將自然人分拆成當沖與非當沖者來觀察加寬

加劇之期待(意謂最大可能獲利幅度增加)，因而提高進場意願乃至出價積極度。惟對於小型股，自然人似乎較未顯露這方面的期待，推測有可能是顧慮其流動性偏低，致阻卻變革帶來的直接激勵效果。

此外，研究指出機構投資人在國內集中市場頗常被觀察到使用拆單(order splitting)操作(張碩維、馬黛，2012)，而本次放寬漲跌幅限制至 10%之變革，是否會促使其採取更多拆單動作？由本文實證結果(欄位 A.2 關於 β_2^D 之估計結果)可知，變革過後，機構投資人每筆委託規模略有升高跡象(其提出相對大額委託顯著降低之個股比例稍低於顯著上揚者，在大、小型股分別為 24.03% vs. 35.66%、27.07% vs. 35.34%)，暗示其拆單動作可能略傾向收斂(意指大型股)，或至少未見增加(意指小型股)。文獻中，機構投資人會考量其委託交易資訊外洩的風險，故在市場透明度改善後(或限價簿揭露程度較高)的場景中傾向多用拆單策略。²⁹ 由於本次漲跌幅限制變革無涉限價簿揭露範圍的調整，故委託交易資訊外洩情況並未加劇，顯然將不會是牽動機構投資人拆單意願強弱變化的主因。筆者推測，在漲跌幅限制加寬後，一般預料股價日內瞬時劇烈振盪的情況會增加，但由於此類過於「甜蜜」價位的存續時間可能極短暫，機構投資人通常會挾其監看盤面充沛資源(Liu, 2009)之優勢，一舉提出相對大額委託以利增加可成交之張數。相對地，將單筆但大額委託分拆後送出會耗費額外時間，但這反而可能錯失若干成交良機，不利機構投資人的交易損益。

值得一提地，撤單其實也是整體委託決策的重要環節(Fong and Liu, 2010)，一般來說該動作傳達出投資人判斷股價真實價值發生變化，從而認定有必要對原委託條件進行修改(含取消)。根據本文實證結果(欄位 A.3 關於 β_3^D 之估計結果)，漲跌幅限制加寬變革後，兩類投資人對大、小型股提出撤單的意願皆有些微至輕度不等的提升跡象(以大型股為例，機構投資人、自然人提交撤單動作顯著降低之個股比例但約略低於顯著上揚者，分別為 25.76% vs. 35.61%、7.58% vs. 18.94%)。由於漲跌幅限制放寬後，股價振盪有實際趨於劇烈之現象(參見表 3)，這很可能會增加投資人提出撤單(不論其動機是真實離場或伺機再進場追價)之機會。再者，預期心理也是可能的「推手」之一，投資人在漲跌幅限制放寬後會預判股價日內振幅加大，同樣也會增加其動手修正原委託條件的誘因。不可否認地，變革後投資人傾向多提撤單的證據在短天期樣本(I.1 vs. I.2)其實尚稱薄弱(意願顯著增加之個股比例，僅高於意願顯著降低之個股比例約 10%或以下)，但展延至

漲跌幅限制變革之細緻影響。後續證交所於 2017 年起新釋出的日內資料，已在委託、成交簿逐筆記錄上加註是否採用當沖交易，預料可望提供學界更詳盡的研究素材，以釐清當沖交易與漲跌幅限制間彼此關聯性之有關課題。

²⁹ 不少實證觀察到，市場的限價簿透明程度變化，或是啟動相關透明化措施，似乎都有可能牽動機構投資人拆單操作的意願多寡。譬如，Ma et al. (2008)從個別投資人委託層面，發現在限價簿趨於透明化的過程中，自然人單筆委託規模有逐漸升高，機構投資人單筆委託規模則反向減少情形，隱約可見後者拆單操作痕跡。類似地，國內市場的機構投資人，在盤中階段也屢見拆單操作遮掩完整委託資訊之跡證(洪碧霞等，2012)，惟一旦當時間進入到收盤競價(其限價簿透明度驟降)後，拆單情況似有大幅收斂(曾翊恆，2016)。

長天期樣本(II.1 vs. II.2)的穩健性測試中其顯著為負、正之個股比例差距略有加深至 10~20%左右，撤單意願提升現象大致上相對清楚可見。

漲跌幅限制放寬變革對投資人各層面委託決策的衝擊，也可能會透過其他間接(indirect)影響途徑，例如去改變委託行為對股價波動或買賣價差的敏感程度，而本文關於這兩方面的實證結果(對 β_u^{VD} 與 β_u^{SD} 的估計結果)分別被列在表 5 之欄位 B 與 C。在 β_u^{VD} 方面(透過牽動股價波動敏感度強弱變化造成的間接影響)，稍可辨認其影響方向的是機構投資人提撤單與否($u = 3$)之委託決策(欄位 B.3)。首先，本研究實證結果指出，隨著股價波動度升高，機構投資人會強烈傾向多提出撤單。³⁰ 該觀察意謂，因機構投資人有能力憑藉其充沛資源密切監看盤面變化，故可能會在股價振盪愈劇烈時愈容易判斷出應修正原委託條件。然而，其交乘項 $V_i \times D_i$ 前方係數(β_3^{VD})估計值結果卻顯示，顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 39.39% vs. 21.21%、26.32% vs. 7.52%，隱含股價波動增強對機構投資人多提撤單的激勵效果，在變革實施後有略微減弱傾向(或詮釋為機構投資人隨股價振盪加劇認定應修改原委託條件之敏感度略趨鈍化)。由於股價日內波動的容許範圍在漲跌幅限制加寬後必然增加，前述實證結果暗示機構投資人隨股價趨於振盪而進行「追價」(chasing the market prices)動作的意願似乎稍有收斂。

漲跌幅限制放寬變革是否也可能透過牽動投資人對買賣價差增減變化之敏感度，間接影響其委託行為？這部份實證結果端視交乘項 $Spr_i \times D_i$ 前方係數(β_u^{SD})的估計值正、負方向而定。由觀察欄位 C 可知，略可辨認出變革影響方向者仍為機構投資人。在是否出價較積極方面($u = 1$)， β_1^{SD} 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 21.71% vs. 34.88%、14.50% vs. 38.93% (參見欄位 C.1)。傳統觀點咸認，買賣價差擴大意謂交易成本上升，會有誘因壓迫投資人降低其委託積極度(Copeland and Galai, 1983; Handa and Schwartz, 1996; Lo and Sapp, 2010)。³¹ 前述實證結果意謂，買賣價差擴大對機構投資人出價積極度造成的壓迫效果在變革後應稍有減弱。筆者推測，這很可能與國內集中市場即便於盤中仍採用集合競價，而非國外市場普遍盛行的連續競價交易機制有關。換句話說，由於下單時點並非實際撮合時點(會有一小段時間落差)，限價簿揭露的買賣價差不見得全部成為積極出價者的「額外」交易成本。在漲跌幅限制加寬後，機構投資人會預判股價日內振幅可能加劇，進而削弱其對交易所揭露之買賣價差水準值的信賴程度。不僅如此，在是否提出相對大額委託方面($u = 2$)， β_2^{SD} 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 29.46% vs. 19.38%、25.56% vs. 11.28% (參見欄位 C.2)。事實上，本研究有先行觀察到隨著買賣價差提高，機構投資人

³⁰ 由於並非變革虛擬變量及其交乘項前方係數，這部份的實證結果未一併列於表 5 中(讀者若有興趣，可向作者索取)。以短天期樣本(I.1 vs. I.2)為例觀察機構投資人， V_i 前方係數 β_3^V (即 $k = 7$)估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 0.76% vs. 99.24%、0% vs. 90.23%。

³¹ 這部份實證結果同樣未列在表 5(讀者可向作者索取)。以短天期樣本(I.1 vs. I.2)為例觀察機構投資人， Spr_i 前方係數 β_1^S (即 $k = 8$)估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 95.35% vs. 3.10%、96.95% vs. 0%。此結果與傳統文獻觀點高度相符。

會傾向多提相對大額委託(或詮釋成減少拆單動作)。³² 可以這樣試想，買賣價差擴大之際意謂市場流動性傾向不足，採取拆單操作猶如在短時間內自我設限，反而不利於機構投資人之預期成交張數。欄位 C.2 的結果則透露，在漲跌幅限制加寬後，機構投資人這樣的顧慮似乎有稍獲減輕。

最後，也可套用模型分析的投資人委託決策行為，尚包括其進場提出新委託的意願強弱，部份文獻稱之為委託單抵達(order arrivals)頻率(Hasbrouck and Ho, 1987)。概念上，衡量特定股票之新委託進場密度可以用兩種方式，一是在給定固定時距(例如設定每 1 或 5 分鐘為單位時間)下，測量每期內新委託單抵達的次數，其數值愈高意謂頻率愈密集(此時因變數將會是非負整數，可使用 Poisson 迴歸作為實證分析模型)；二是針對每筆新進場委託，衡量場內前一筆新委託進場時點迄今的「等待」時距(例如秒數)，其數值愈小意謂進場頻率愈密集，此時宜搭配使用因變數被限定在連續(continuous)非負值之適當實證模型。本研究採取第二種衡量方式，對於任意第 i 筆新進場委託， t_i 代表場內相同身份類別者(例如同屬自然人或機構投資人)前一筆新進場委託距本筆委託提出時點的時間時距(單位為秒數，依據所收集的日內委託簿逐筆記錄可精確至百分之一秒)。此時，令 t_i^* 為本模型之潛在連續因變數，可搭配 Tobit 模型作為實證分析工具：

$$t_i^* = \sum_{k=1}^{K-3} \gamma^k x_i^k + \gamma^D D_i + \gamma^{VD} V_i \times D_i + \gamma^{SD} Spr_i \times D_i + \epsilon_i, \quad (2)$$

式中 ϵ_i 為常態誤差，其中 $t_i = t_i^*$ if $t_i^* > 0$, $t_i = 0$ if $t_i^* \leq 0$ ，以確保該模型內每筆間隔時距必定為正數。另外， D_i 為期間虛擬變量(以數值 0 與 1，分別標示該筆委託於漲跌幅限制加寬變革前、後段樣本期間所提出)， $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為股價波動、買賣價差與 D_i 的交乘項，而 x_i^k 則為非屬前述三者的其他攸關變數，式(2)中所有解釋變數及其計算方式之詳細清單可參表 4。³³ 與 OP 模型相同的是，技術上式(2)各項解釋變數前方係數($\gamma^k, k = 1, \dots, 11$)將由 MLE 方法估出。理論上，易證明出 Tobit 模型中 $\partial E(t_i | x^k) / \partial x^k = \gamma^k \times Prob(t_i^* > 0) (k = 1, 2, \dots, 11)$ ，³⁴ 即邊際機率正、負方向可由對應之係數估計值 γ^k (一般情況下機率值 $Prob(t_i^* > 0)$ 將為正數)直接判讀。在後續實證程序中，本研究以個股為單位逐一完成其 Tobit 模型估計，筆者統計出各項係數估計值顯著為正或負個股占該類股(大、小型各 138 檔個股)之比例，並將其中關鍵解釋變數(D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$)前方係數(γ^D 、 γ^{VD} 、 γ^{SD})的實證估計結果，節錄彙整於表 6。這當中，各係數估計值的 z 值，皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。且由於 Tobit 模型本質上仍屬非線性，為避免錯估交叉影響，式(2)中交乘項前方係

³² 這部份實證結果同樣未列在表 5(讀者可向作者索取)。以短天期樣本(I.1 vs. I.2)為例觀察機構投資人， Spr_i 前方係數 β_2^8 (即 $k = 8$) 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在大、小型股分別為 3.88% vs. 83.72%、8.27% vs. 51.88%。

³³ 對照表 4，式(2)右側第一項之前筆可觀測因變數值 $t(-1)_i$ ，在衡量時並未特別限制其前一筆新進場委託必須與第 i 筆新委託之買、賣方向相同。

³⁴ 參見 Greene(2008)書中定理 24.4。

數 γ^{VD} 、 γ^{SD} 之估計值(及其 z 值),將按 Ai and Norton (2003)建議方法完成校正(其處理方式完全比照 OP 模型,參見註 27 說明)。

表 6 漲跌幅限制加寬改革之 Tobit 模型分析: 新進場委託相隔時距之影響(節錄)

投資人類別	大型股						小型股						
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人			
	樣本 觀察期間	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96
A. 變革前、後段樣本期間虛擬變數 D_i 前方斜率係數(γ^D)估計結果													
I.1 vs. I.2	⊕	10.16		28.42	⊖	27.40	12.28	⊕	7.52	18.56	⊖	18.68	10.85
II.1 vs. II.2	⊕	13.72		25.81	⊖	18.36	16.58	⊕	9.90	20.12	⊖	16.40	13.68
B. 交乘項 $V_i \times D_i$ 前方斜率係數(γ^{VD})估計結果													
I.1 vs. I.2	⊕	4.88		7.75	⊕	3.28	11.82	⊕	3.75	6.52	⊖	8.20	5.78
II.1 vs. II.2	⊕	6.38		10.62	⊕	5.74	8.48	⊖	10.62	8.26	⊖	9.38	7.70
C. 交乘項 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數(γ^{SD})估計結果													
I.1 vs. I.2	⊖	8.87		4.52	⊖	13.27	10.48	⊖	7.45	5.51	⊕	7.12	8.67
II.1 vs. II.2	⊖	16.40		12.16	⊖	15.40	9.96	⊖	16.20	11.48	⊖	12.36	10.65

表中統計各類投資人於「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後取樣期間為短天期樣本(I.1 vs. I.2, 觀察其每日完整分盤競價時間 9:00-13:25)、長天期樣本(II.1 vs. II.2, 僅觀察其每日截去首尾各約半小時後所餘分盤時間 9:30-13:00)等兩種情境下,其場內相同身份類別者(例如同屬自然人或機構投資人)前一筆新進場委託距任意第 i 筆新委託提出時點的間隔時距(即 t_i , 以秒數衡量,精確至百分之一秒)之 Tobit 模型估計結果。本文設定 t_i^* 為本模型之潛在連續因變數且 $t_i^* = \sum_{k=1}^{11} \gamma^k x_i^k + \epsilon_i$, 當中 ϵ_i 為常態誤差項,而 $t_i = t_i^*$ if $t_i^* > 0$, $t_i = 0$ if $t_i^* \leq 0$ (以確保該模型內每筆間隔時距必定為正數), x_i^k 則為第 k 項解釋變數。此處 Tobit 模型解釋變數計有 11 項($K = 11$),其變數名稱與計算方式詳見表 4 與註 33 (D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為當中第 9~11 項變數,其前方係數分別為 $\gamma^D \equiv \gamma^9$ 、 $\gamma^{VD} \equiv \gamma^{10}$ 、 $\gamma^{SD} \equiv \gamma^{11}$)。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位,進行前述每筆新委託進場時距的 Tobit 模型估計。受限篇幅,本表僅節錄「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後虛擬變數 D_i 及其相關交乘項 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數的估計結果,分別列在欄位 A、B、C。筆者以“med”欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為 ⊕、⊖),並統計出 5%水準下 z 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(%z-stat < -1.96、%z-stat > 1.96),其中 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。由於 Tobit 模型非屬線性設定,為避免錯估交叉影響,其交乘項前方係數估計值(連同 z 值),皆使用 Ai and Norton (2003)建議方法完成校正。

由 Tobit 模型的實證結果可知(參見表 6),漲跌幅限制加寬變革對投資人進場意願強弱之影響,主要係出自直接效果。觀察欄位 B、C,兩類投資人新委託進場間隔時距不論對股價波動度或買賣價差變化的敏感度強弱,在變革過後皆未有足可辨識的增減方向(對大、小型股委託皆然,交乘項係數估計值顯著為負、正個股比例都呈現偏低且彼此差距未達 10%)。至於在可供檢視變革對新委託進場時距直接影響的欄位 A,則歸納出若干有趣的實證發現:

其一,漲跌幅限制放寬對兩類投資人提出新進場委託之意願,似乎造成不同方向的影響。以大型股為例,虛擬變數 D_i 前方係數 γ^D 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例,在機構投資人、自然人分別為 10.16% vs. 28.42%、27.40% vs. 12.28%。該項結果顯示,變革後機構投資人(自然人)新進場委託提出時點間距輕微拉長(縮減),或詮釋為其新委託進場意願稍有減弱(加強)。筆者推測,國內集中市場自 2014 下半年起已開放雙向當沖交易(參見註 9),不難想見漲跌幅限制放寬變革有助擴展當沖者最大獲利空間,從而有誘因多吸引若干具備「過度自信」或「老練」性質之投資人進場委託交易(現行規定中,關於自然人從事當沖者設有操作經驗與委託成交金額最低門檻之限制,參見註 13 說明)。鑑於國內集中市場中採用融資券交易者占自然人投資人之比例向來不低,³⁵ 而這類投資人通常操作經驗豐富且傾向帶有相當程度之過度自信特徵(Hirose et al., 2009),確實有可能受漲跌幅

³⁵ 譬如,在收盤競價階段,採融資券交易者占自然人委託筆數比例約為 46%(曾翊恆, 2014);在開盤競價階段,該比例也達到約三成左右(曾翊恆、魏品揚, 2017)。

限制加寬變革吸引而增加進場委託意願。對比之下，機構投資人較仰賴程式交易系統(O'Hara, 2007)與分析師團隊集體決策，其過度自信特徵應低於自然人，故面臨漲跌幅限制加寬變革時進場委託意願可能偏向謹慎與保留(例如考量到股價日內振盪加劇等風險增加等)。

其二，漲跌幅限制放寬對兩類投資人提出新進場委託之意願，在小型股方面其影響方向雖仍相同但效果甚微。觀察小型股，其虛擬變量 D_i 前方係數 γ^D 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例，在機構投資人、自然人分別為 7.52% vs. 18.56%、18.68% vs. 10.85%，明顯受到變革影響之兩方向個股比例差距縮減至 10%或是以下水準。由於小型股的市場流動性偏低，本文實證結果暗示這樣的特質很可能稍有削弱漲跌幅限制加寬對自然人(機構投資人)進場委託意願帶來的正向激勵(反向抑制)效應。其三，漲跌幅限制放寬變革對自然人進場委託意願的衝擊，在日內不同時點的影響效果強弱可能不同。在長天期樣本(II.1 vs. II.2)，其日內的觀察時間限於 9:30-13:00 (即去除掉分盤競價頭尾各 30 分鐘時間，詳見第 3.3 節說明)。以自然人對大型股委託為例，此時虛擬變量 D_i 前方係數 γ^D 估計值顯著為負 vs. 正之個股比例為 18.36% vs. 16.58%，明顯受到變革影響之兩方向個股比例不僅偏低且幾乎相同。這樣的結果暗示，在扣除掉剛開盤與迫近收盤前的「熱門」交易時段後，自然人很可能評估剩餘時間內股價振盪幅度本來就相對有限，以致漲跌幅限制放寬變革對其進場委託意願的正面激勵效果，幾乎消退殆盡。

4.2 漲跌幅限制加寬與投資人委託出價積極狀態之「磁吸效應」

在論及漲跌幅限制的相關實證研究中，「磁吸效應」存在與否向來也是學界關注的焦點之一。不同於既有文獻以股價動向為標的討論「磁吸效應」(Subrahmanyam, 1994)或與之相反的「冷卻(cooling down)效果」(Phylaktis et al., 1999)，本研究觀察的對象放在投資人委託出價決策。畢竟國內集中市場是典型的委託單驅動市場(order driven market)，倘若股價上可顯露出受漲跌停板價位吸引(排斥)之「加熱(冷卻)效應」徵兆，理論上也應該能從投資人委託積極度上見得端倪。為此，筆者進行了以下的研究設計。在本節，將以兩類投資人第 i 筆新進場委託出價($u = 1$)急迫與否(即 $y_{1,i}$ ，其定義與先前相同，參見第 4.1 節說明)為可觀測因變數，套用如下 OP 模型進行分析：

$$y_{1,i}^* = \sum_{k=1}^8 \delta_l^k x_i^k + \delta_l^D D_i^l + \delta_l^{VD} V_i \times D_i^l + \delta_l^{SD} Spr_i \times D_i^l + \varepsilon_{l,i}, \quad (3)$$

式中， $\varepsilon_{l,i}$ 為模型誤差項， $y_{1,i}^*$ 為無法被觀測的潛在連續因變數，解釋變數 x_i^k ($k = 1, 2, \dots, 11$ ，末三項變數為 D_i^l 、 $V_i \times D_i^l$ 、 $Spr_i \times D_i^l$) 的定義也與式(1)幾乎相同(其詳細清單參見表 4)，係數估計方式也將採用 MLE 完成(且同樣按逐檔股票進行估計後再統計顯著為負、正個股之比例)，兩者唯一差別在於虛擬變量 D_i^l 的設定方式。式(1)中，虛擬變量 D_i 定義為標記漲跌幅加寬變革前後樣本期間的指示變數(indicator variable)(投資人委託單若於變革前提出時 $D_i = 0$ ，變革後則記為

$D_i = 1$)。在式(3)，虛擬變量 D_i^l 則改為用於標記第 i 筆新進場委託提出前股價所在位階(概念上來說是距離漲跌停板價位遠近狀態)之指示變數。具體來說，令 mq_i 代表第 i 筆新委託提出前，證交所最後一次揭露的限價簿未成交最佳一檔買、賣報價($BP_{1,i}$ 、 $SP_{1,i}$)中點值，即 $mq_i \equiv (BP_{1,i} + SP_{1,i})/2$ ；而 $P_{up,i}$ 、 $P_{dn,i}$ 為該筆委託提出當日，個股的漲、跌停板價位。接著，定義狀態變數 $Space_i$ 為委託當日股價仍可續漲跌空間，意即當第 i 筆新委託方向倘若為委買、委賣時， $Space_i \equiv (P_{up,i} - mq_i)/P_{base,i}$ 、 $(mq_i - P_{dn,i})/P_{base,i}$ ，當中 $P_{base,i}$ 為委託提出當日的「平盤價」(除少數例外情況外，通常即為昨日收盤價，參見註 22 說明)。此狀態變數 $Space_i$ 之數值有其上下限制，下限值為 0%；上限值在變革前是 14%，變革後增加至 20%。舉例來說，若第 i 筆新委買(賣)單提出時 $Space_i = 0.5\%$ ，意指當下買賣最佳報價中點值正位在該日平盤價以上(下)，距離漲(跌)停板尚有平盤價位數值的 0.5%水準之處。換言之，若狀態變數 $Space_i$ 之數值愈低，代表對委買(賣)者來說見到股價續往漲(跌)停價位前進之空間已愈窄。至於虛擬變量 D_i^l 中，上標 l 註記所選用的狀態變數 $Space_i$ 「門檻值」，筆者共挑選 1%、2%兩種門檻數值(分別記作 $l = 1, 2$)。

為檢視委買(賣)者在當前股價愈接近漲(跌)停價位時是否會愈積極出價，即出現「磁吸效應」(Subrahmanyam, 1994)的特徵？或是反而會出價愈相對保守，亦即符合「冷卻效應」(Phylaktis et al., 1999)的觀點？在下個步驟，便是挑選出供觀測的逐筆委託記錄。對於指定的門檻值 l ，筆者先挑出滿足 $(l - 1)\% \leq Space_i \leq (l + 1)\%$ 的所有新進場委託記錄(即依其委買賣同方向往漲跌停板價位前進的空間尚有 $(l - 1)\%$ 至 $(l + 1)\%$ 者)。接著，再定義股價位階虛擬指示變量 $D_i^l = 1$ if $Space_i < l\%$ ； $D_i^l = 0$ if $Space_i \geq l\%$ 。根據此定義，倘若式(3)中 D_i^l 前方係數 δ_l^D 估計值顯著為正(負)，將意指投資人在股價相對處於靠近與己方買賣同向的漲跌停板價位之狀態下，其委託出價會相對積極(保守)，此時應詮釋為間接佐證磁吸(冷卻)效應觀點。於是，在考慮門檻值為 1%與 2%之下($l = 1, 2$)，筆者分別對加寬漲跌幅限制前、後階段，即樣本期間 II.1、II.2，³⁶ 進行式(3)的逐檔個股 OP 模型估計程序，並節錄 D_i^l 前方係數 δ_l^D 估計值統計結果(本節重點聚焦於當前股價所處位階的直接效果)，彙整於表 7。

表 7 投資人委託出價積極度是否存在磁吸或冷卻效應之 OP 模型分析(節錄)

投資人類別	大型股						小型股					
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人		
	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96

分開檢視在漲跌幅限制放寬前、後段樣本期間(II.1、II.2)， D_i^l 前方斜率係數(δ_l^D)估計結果：

A. 門檻值設為 2% ($l = 2$)，當 $1\% \leq Space_i < 2\%$ 時 $D_i^2 = 1$ ； $2\% \leq Space_i < 3\%$ 時 $D_i^2 = 0$

³⁶ 筆者也嘗試過根據短天期樣本期間(I.1、I.2)進行式(3)的 OP 模型估計。然而，由於此時樣本天數不多(每段樣本期間僅有 14 天)，在這些特定交易日內曾出現過股價逼近漲、跌停板價位至 3%以內之案例少見(尤其是漲跌幅限制放寬至 10%後的樣本期間 I.2)，致可順利完成其 OP 模型估計的個股家數偏低至 46 家以下(未達全部 138 檔股票數目的 1/3)。顧慮到代表性可能較不充足，其估計結果未一併列於表 7。讀者若有興趣，可向作者索取。

II.1	⊕	20.32	24.63	⊕	22.12	35.94	⊖	27.82	25.60	⊕	19.32	28.30
II.2	⊕	16.44	28.58	⊕	20.48	39.77	⊕	18.46	31.50	⊕	17.68	42.87
B. 門檻值設為 1% ($l = 1$)，當 $0\% \leq Space_i < 1\%$ 時 $D_i^l = 1$；$1\% \leq Space_i < 2\%$ 時 $D_i^l = 0$												
II.1	⊕	12.45	29.12	⊕	20.66	40.70	⊕	13.16	38.45	⊕	10.83	46.82
II.2	⊕	10.38	36.18	⊕	17.68	42.86	⊕	11.78	44.86	⊕	8.48	53.10

表中分開統計各類投資人於「漲跌幅限制加寬至 10%」前、後段樣本期間(II.1、II.2)，其場內相同身份類別者(例如同屬自然人或機構投資人)，是否會在股價相對位於更靠近與己方買賣同方向的漲跌停板價位時，提出較積極委託出價($y_{1,i} = 1$)之 OP 模型估計結果。具體來說，本研究設定任意第 i 筆新進場委託出價將偏向急迫($y_{1,i} = 1$)或具耐心($y_{1,i} = 0$)，關於這兩等級委託的識別方式，參見第 4.1 節說明。在實證模型方面，本文設定投資人委託價位積極的隱性迫切程度 $y_{1,i}^* = \sum_{k=1}^{11} \delta_i^k x_i^k + \varepsilon_{i,i}$ ，其中 $\varepsilon_{i,i}$ 為誤差項， x_i^k 則為第 k 項解釋變數。當 $y_{1,i}^*$ 高於待估門檻參數值 a_i 時 $y_{1,i} = 1$ ，其餘 $y_{1,i} = 0$ 。此處 OP 模型解釋變數計有 11 項($K = 11$)，其變數名稱與計算方式幾乎都同於表 4(而 D_i^l 、 $V_i \times D_i^l$ 、 $Spr_i \times D_i^l$ 為當中第 9、10、11 項變數，其前方係數分別為 $\delta_i^9 \equiv \delta_i^9$ 、 $\delta_i^{10} \equiv \delta_i^{10}$ 、 $\delta_i^{11} \equiv \delta_i^{11}$)，唯一差別在於虛擬變量以當前股價所在位階虛擬變量 D_i^l 取代變革前後階段虛擬變量。指示變數 D_i^l 之值取決於狀態變數 $Space_i$ 所在區間。依第 i 筆新委託屬於委買、委賣單， $Space_i$ 分別定義為 $(P_{up,i} - m_{q,i})/P_{base,i}$ 、 $(m_{q,i} - P_{dn,i})/P_{base,i}$ ，當中 $m_{q,i}$ 為該委託提出前證交所最近一次揭露的最佳一檔買賣報價中點值， $P_{base,i}$ 為委託提出當日的股票平盤價位。指示變數 D_i^l 的上標 l 代表測試的門檻值，當報價中點位處於相對靠近與己方買賣同向的漲跌停板之價位區間 $(l-1)\% \leq Space_i < l\%$ 時， $D_i^l = 1$ ；若是處於相對遠離之價位區間 $l\% \leq Space_i < (l+1)\%$ 時，則 $D_i^l = 0$ 。在研究設計中，共測試門檻值為 1% 與 2% ($l = 1, 2$) 等兩種不同場景。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位進行前述委託出價積極度的 OP 模型估計。受限篇幅，本表僅錄錄當前股價所在位階虛擬變量 D_i^l 前方斜率係數 δ_i^l ，在門檻值 $l = 2, 1$ 等兩種場景下的估計結果(分別列在欄位 A、B)。筆者以「med」欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為 ⊕、⊖)，並統計出 5% 水準下 z 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(%z-stat < -1.96、%z-stat > 1.96)，其中 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。

由 OP 模型的實證結果可知(參見表 7)，大致可觀察到一旦股價往與己方買賣同向的漲跌停板價位逐步靠攏逼近時，「磁吸效應」似乎會比「冷卻效應」能在投資人委託出價決策上發揮效果的若干證據，這些實證發現歸納如下。其一，不論是大、小型股，委託者為自然人或機構投資人，各搭配場景(無論是漲跌幅限制放寬前、後之樣本下皆同)中幾乎 D_i^l 前方係數呈負顯著者的股票比例，都略低於顯著為正者(唯一例外是機構投資人對小型股委託)，該結果初步支持「磁吸效應」也存在於投資人委託出價積極度決策上的觀點。其二，在距離與己方同向的漲跌停板價位愈近時，「磁吸效應」效果愈見清晰。譬如，同樣是在漲跌幅限制還未放寬前(即樣本期間 II.1)，機構投資人對大型股委託，在股價與己方同向停板相距 2~3% 前行靠攏至剩 1~2% 的平盤價位空間時，其出價積極度增減變動之方向不易辨認(參見欄位 A，顯著為負、正個股比例分別為 20.32% vs. 24.63%)；但由相距 1~2% 進一步靠攏至 0~1% 時，出價積極度傾向增加之方向已稍可辨識(參見欄位 B，顯著為負、正個股比例分別為 12.45% vs. 29.12%)。³⁷

其三，自然人委託出價積極度決策流露出的「磁吸效應」特徵，會較機構投資人易於被辨識。譬如，同樣是在漲跌幅限制還未放寬前(即樣本期間 II.1)，在股價與己方同向停板相距 1~2% 前行靠攏至還剩 0~1% 的平盤價位空間時，檢視機構投資人、自然人對大型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例，分別是 12.45% vs. 29.12%、20.66% vs. 40.70% (參見欄位 B)，在後者其出價積極度傾向提升的態勢已大致清晰可見。筆者推測，由於自然人在證券市場中常扮演所謂資訊弱勢方(un-informed trader)的角色(參見第 1.3 節說明)，其委託決策行為較易顯露從眾(herding)模仿心態，例如仿效鄰近時間(尤其是限價簿揭露資訊尚未更新時)內其他投資人的委託出價積極程度(Yamamoto, 2011)，或是在回應消息面衝擊

³⁷ 譬如，倘以平盤價 80 元的股票為例，依照現行股價最小跳動單位(即檔次)規定(參見註 15)，其每檔報價跳動 0.1 元。本日漲(跌)幅若已達 6~7% 範圍，大概意指距離變革前 7% 漲(跌)停板價位僅剩低於 8 個檔次距離。該間距其實也接近 Hsieh et al. (2009) 所發現可誘發「磁吸效應」之門檻(參見第 2.1 節內文說明)。

時流於「過度」情緒化反應而追高殺低(曾翊恆, 2014), 這些因素都有機會更多程度地助漲「磁吸效應」的發生。相較之下, 有鑑於機構投資人掌握較充份市場攸關訊息且相對仰賴自動化程式系統執行其委託決策(O'Hara, 2007), 其從眾心態與情緒性反應大抵上應不及自然人, 故「磁吸效應」能發揮的程度相對有限。

其四, 相較於對大型股委託, 兩類投資人對小型股的委託出價積極度, 都展現出更清晰的「磁吸效應」特徵。譬如, 同樣是在漲跌幅限制還未放寬前(即樣本期間 II.1), 在股價與已方向向停板相距 1~2%前行靠攏至還剩 0~1%的平盤價位空間時, 機構投資人對大、小型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例, 分別是 12.45% vs. 29.12%、13.16% vs. 38.45% (參見欄位 B), 兩方個股家數比例差距在後者已增加至逾 25%。以上結果暗示, 小型股的成交金額及市場流動性偏低特性, 有可能更加助漲「磁吸效應」的發生。Subrahmanyam (1994)根據建構理論模型闡述「磁吸效應」的本質, 強調該效應誘發的主因, 在於投資人於股價逼近漲跌停價位時, 「焦慮」成交機會即將耗竭而致積極出價。不難想見, 當同樣場景倘若發生在成交機會與流動性原本就偏低的小型股時, 的確更可能引燃投資人這層「焦慮」的預期心理。

其五, 相較於漲跌幅限制放寬前(樣本期間 II.1), 變革啟動後(樣本期間 II.2)兩類投資人同樣在面對股價逼近漲跌停板價位之情境時, 其委託出價積極度顯露的「磁吸效應」特徵, 似乎都有略趨升溫之現象。譬如, 觀察機構投資人對大型股委託, 一樣在股價與已方向向停板相距 1~2%前行靠攏至還剩 0~1%的平盤價位空間時(參見欄位 B), 其變革前、後出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例, 分別是 12.45% vs. 29.12%、10.38% vs. 36.18%, 兩方個股家數比例差距在後者稍見擴大跡象。關於此點, 可以這樣試想, 變革後臨逼近漲跌停價位在 1%以內的狀況, 其實意指相較於平盤價而言已漲或跌逾 9%以上, 但同樣情境在變革前則僅為漲或跌逾 6%。就動能概念來看, 能夠驅動股價前進至漲或跌逾平盤價位達 9%以上的衝擊, 必然強過(或至少不差於)僅及於逾 6%之水準者, 這樣情境下的確很可能讓投資人更「焦慮」, 激起成交機會即將耗盡的預期心理, 當然也更易促成其委託出價積極度展露出與「磁吸效應」相符之特徵。

除了從投資人委託出價積極度驗證國內集中市場在股價逼近漲跌停板價位處可能存有「磁吸效應」(本研究未觀察到此處存在支持「冷卻效應」的清楚證據)並檢視其各式特徵外, 「漲跌幅限制加寬」改革對該效應能造成何種型態影響, 也是本研究欲探究的課題之一。為此, 在同樣觀察投資人委託出價積極度(即 $y_{1,i}$, 其定義與先前相同, 參見第 4.1 節說明)並套用 OP 模型為實證分析工具下, 筆者將式(3)略修改如下:

$$y_{1,i}^* = \sum_{k=1}^8 \psi_h^k x_i^k + \psi_h^D D_i^h + \psi_h^{VD} V_i \times D_i^h + \psi_h^{SD} Spr_i \times D_i^h + \varepsilon_{h,i}, \quad (4)$$

式中, $\varepsilon_{h,i}$ 為模型誤差項, $y_{1,i}^*$ 為無法被觀測的潛在因變數, 解釋變數 x_i^k ($k = 1, 2, \dots, 11$, 末三項變數為 D_i^h 、 $V_i \times D_i^h$ 、 $Spr_i \times D_i^h$)的定義也與式(3)幾乎相同(參

見表 4)，係數估計方式也將採用 MLE 完成(且同樣按逐檔股票進行估計後再統計顯著為負、正個股之比例)，兩者唯一差別在於虛擬變量 D_i^h 的設定方式(稍後說明)。為瞭解投資人委託出價積極度在限制加寬漲跌幅改革前後的變化，所觀察的樣本期間改為涵蓋變革前後階段的 II.1+II.2 (此處同樣未將短天期的 I.1+I.2 列為樣本觀察範圍，其理由與註 36 類似，參見其說明)。接著，在所指定的樣本期間(II.1+II.2)內，挑選出符合下列四種情境($h = 1, 2, 3, 4$)的所有新進場委託簿逐筆記錄作為樣本觀測值。這四種情境分述如下：(1)滿足股價位階狀態變數 $Space_i$ (其定義與之前相同，參見本節內文說明)在 $0\% \leq Space_i < 1\%$ 條件下的任意第 i 筆新委託。意即，在變革啟動前後兩階段，皆抽取股價(嚴格來說是報價中點)與己方向向停板相距不及 1%狀態下申報的所有新進場委託。(2)滿足 $1\% \leq Space_i < 2\%$ 條件下的任意第 i 筆新委託。意即，在變革啟動前後兩階段，皆抽取股價與己方向向停板相距達 1~2%狀態下申報的所有新進場委託。(3)在變革前抽取 $0\% \leq Space_i < 1\%$ 、變革後抽取 $3\% \leq Space_i < 4\%$ 條件下的任意第 i 筆新委託。意即，在變革啟動前後兩階段，皆抽取股價處於自平盤價起算與己方買賣同方向漲跌幅介於 6~7%狀態下申報的所有新進場委託。(4)在變革前抽取 $1\% \leq Space_i < 2\%$ 、變革後抽取 $4\% \leq Space_i < 5\%$ 條件下的任意第 i 筆新委託。意即，在變革啟動前後兩階段，皆抽取股價處於自平盤價起算與己方買賣同方向漲跌幅介於 5~6%狀態下申報的所有新進場委託。最後，針對前述每種情境，可定義 D_i^h 為變革啟動與否虛擬變量，當第 i 筆新進場委託於變革前提出時 $D_i^h = 0$ ，若是變革後提出則記錄為 $D_i^h = 1$ 。在逐一檢視每種情境下，筆者將樣本期間設定為 II.1+II.2，進行式(4)的逐檔個股 OP 模型估計程序，並節錄 D_i^h 前方係數 ψ_h^D 估計值統計結果(此處將焦點移回變革啟動前後的直接效果)，彙整於表 8。

表 8 漲跌幅加寬如何影響委託出價積極度的磁吸效應特徵：OP 模型分析(節錄)

投資人類別	大型股						小型股					
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人		
新進場委託 選取情境	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96
在下列每種情境中，逐一檢視在漲跌幅限制放寬前、後段合計之樣本期間(II.1+II.2)內， D_i^h 前方斜率係數(ψ_h^D)估計結果：												
$h = 1$	⊕	18.36	37.15	⊕	12.88	42.37	⊕	16.48	39.62	⊕	10.45	46.10
$h = 2$	⊖	28.17	24.65	⊕	23.79	30.58	⊕	20.48	22.56	⊕	18.36	29.72
$h = 3$	⊖	41.74	10.32	⊖	28.17	19.78	⊖	36.20	15.45	⊖	33.64	26.08
$h = 4$	⊖	23.79	12.40	⊕	16.76	23.12	⊖	25.12	18.62	⊖	21.34	15.55

表中統計各類投資人於「漲跌幅限制放寬至 10%」前、後段合計之樣本期間(II.1+II.2)內，其場內相同身份類別者(例如同屬自然人或機構投資人)，是否會在變革啟動後傾向提出較積極委託出價($y_{1,i} = 1$)之 OP 模型估計結果。至於作為樣本觀測值的新進場委託簿逐筆記錄，則分別自以下四種情境中抽選，表中分開統計其估計結果。這四種情境($h = 1, 2, 3, 4$)為：(1)在變革前後，皆抽取股價與己方向向停板相距不及 1%狀態下申報的所有新進場委託，即 $0\% \leq Space_i < 1\%$ ；(2)在變革前後，皆抽取股價與己方向向停板相距達 1~2%狀態下申報的所有新進場委託，即 $1\% \leq Space_i < 2\%$ ；(3)在變革前後，皆抽取股價處於自平盤價起算與己方買賣同方向漲跌幅介於 6~7%狀態下申報的所有新進場委託，即變革前選取 $0\% \leq Space_i < 1\%$ ，變革後選取 $3\% \leq Space_i < 4\%$ ；(4)在變革前後，皆抽取股價處於自平盤價起算與己方買賣同方向漲跌幅介於 5~6%狀態下申報的所有新進場委託，即變革前選取 $1\% \leq Space_i < 2\%$ ，變革後選取 $4\% \leq Space_i < 5\%$ 。具體來說，本研究設定任意第 i 筆新進場委託出價將偏向急迫($y_{1,i} = 1$)或具耐心($y_{1,i} = 0$)，關於這兩等級委託的識別方式，參見第 4.1 節說明。在實證模型方面，本文設定投資人委託價位積極的隱性迫切程度 $y_{1,i}^* = \sum_{k=1}^{11} \psi_h^k x_i^k + \varepsilon_{h,i}$ ，其中 $\varepsilon_{h,i}$ 為誤差項， x_i^k 則為第 k 項解釋變數。當 $y_{1,i}^*$ 高於待估門檻參數值 a_h 時 $y_{1,i} = 1$ ，其餘 $y_{1,i} = 0$ 。此處 OP 模型解釋變數計有 11 項($K = 11$)，其變數名稱與計算方式幾乎都同於表 4(而 D_i^h 、 $V_i \times D_i^h$ 、 $Spr_i \times D_i^h$ 為當中第 9、10、11 項變數，其前方係數分別為 $\psi_h^D \equiv \psi_h^D$ 、 $\psi_h^{VD} \equiv \psi_h^{VD}$ 、 $\psi_h^{SD} \equiv \psi_h^{SD}$)，當中 D_i^h 為變革前後虛擬變量，任意第 i 筆新委託若於變革前提出時 $D_i^h = 0$ ，於變革後提出則 $D_i^h = 1$ 。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位進行前述委託出價積極度的 OP 模型估計。受限篇幅，本表僅節錄變革前後虛擬變量 D_i^h 前方斜率係數 ψ_h^D 的估計結果(依四種情境，即 $h = 1, 2, 3, 4$ ，分開列於表中)。筆者以“med”欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為⊕、⊖)，並統計出 5%水準下 z 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(%z-stat < -1.96、%z-stat > 1.96)，其中 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。

由 OP 模型的實證結果可知(參見表 8)，各種情境下兩類投資人委託出價積極度於漲跌幅限制加寬變革前後的異動，出現相當多樣化的樣貌，而這些實證發現歸納如下。其一，從投資人委買賣方向來看，觀察股價逼近到同方向漲跌停板價位剩 1%以內情境($h = 1$)時的委託出價，大致可辨識出其積極度在變革後呈現升高的傾向。譬如，機構投資人對大、小型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例，分別是 18.36% vs. 37.15%、16.48% vs. 39.62%。若是指自然人，前述家數比例達到 12.88% vs. 42.37%、10.45% vs. 46.10%，兩方個股家數比例差距還會稍擴大。這樣的結果暗示，股價來到距離漲跌停價位 1%以內之處不僅容易引發投資人委託出價積極度流露「磁吸效應」特徵(參見表 7 欄位 B 及相關內文說明)，該效應還會隨漲跌幅限制加寬而略有加強。筆者推測，這應該也是與投資人更加「焦慮」成交機會即將耗盡的預期心理有關，畢竟在變革後能推動股價漲跌幅逾 9%以上的衝擊，其動能應至少不差於變革前讓股價漲跌幅逾 6%以上者。相較之下，自然人傳統上就屬於資訊弱勢方，這層「焦慮」的情緒恐更為明顯。

其二，從投資人委買賣方向來看，觀察股價來到自平盤價起算漲跌幅介於 6~7%間情境($h = 3$)時的委託出價，大致可辨識出其積極度在變革後稍有降溫之跡象。譬如，機構投資人對大、小型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例，分別是 41.74% vs. 10.32%、36.20% vs. 15.45%。若是指自然人，前述家數比例成為 28.17% vs. 19.78%、33.64% vs. 26.08%，兩方個股家數比例差距反而略呈縮減。這樣的結果暗示，隨著漲跌幅限制加寬至 10%，易引發投資人委託出價積極度出現「磁吸效應」特徵的股價範圍，也被順勢外推至漲跌幅逾 9%之處。因此，若股價僅是來到平盤價起算漲跌幅介於 6~7%區間，該範圍在變革後變成遠離漲跌停板價位還有約 3~4%平盤價之水準，不難理解其所能激起的「磁吸效應」應會趨於減弱。有趣的是，由於漲跌幅限制放寬變革本身直接就會對自然人委託出價積極度稍微帶來激勵效果(尤其是對大型股委託，參見表 5 欄位 A 及相關內文說明)，從而很可能抵銷一部份「磁吸效應」減退之影響。

其三，從投資人委買賣方向來看，觀察股價靠近到同方向漲跌停板價位仍有 1~2%左右空間($h = 2$)，或是來到自平盤價起算漲跌幅介於 5~6%間情境($h = 4$)時的委託出價，多半相對不易辨識其積極度在變革後的增減異動傾向。譬如在情境 2，機構投資人對大、小型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例，分別是 28.17% vs. 24.65%、20.48% vs. 22.56%。在情境 4，自然人對大、小型股出價積極度顯著減少 vs. 增加的股票比例，分別是 16.76% vs. 23.12%、21.34% vs. 15.55%。由於股價在這些場景下都持續與漲跌停板價位保持逾 1%以上距離，故表 8 所觀察到投資人委託出價積極度在變革後增減方向曖昧不明的現象，很可能僅是反映出漲跌幅限制變革對自然人委託積極度的微弱激勵效果，與原本即輕微的「磁吸效應」在變革後更加減弱下的交錯影響結果。

4.3 放寬漲跌幅限制如何影響投資人的委託成效與風險？

除了委託決策行為外，本文也進一步觀察投資人的委託成效(例如成交與否、是否成交在划算價位等)及其提出後面臨的風險(例如被撿便宜風險、未成交風險等)多寡，特別是漲跌幅限制加寬變革是否對此造成衝擊？事實上，藉由比對委託簿與成交簿上的連結代碼，可追蹤任意第 i 筆新進場委託提出後是否有過成交記錄(含全數或部份委託張數成交)。為此，定義可觀測(observable)指示變數 z_i 為當盤(意指委託提出後證交所最近一次的撮合動作)成交與否虛擬變量。亦即，若任意第 i 筆新委託提出後於當盤撮合時有過成交記錄，記作 $F_i = 1$ ；若無，則 $F_i = 0$ 。在挑選適當模型以分析每筆委託成交機率(filled rate)增減變化時，雖然可觀測因變數 F_i 屬於間斷型式之兩狀態變數，惟當盤成交與否之結果未牽涉等級上差別，故不宜直接套用式(1)之 OP 模型。為此，參考 Tseng et al. (2017)作法，筆者改以 probit 模型為其實證分析工具。令 F_i^* 為本模型之潛在連續因變數，其值取決於如下方程式：

$$F_i^* = \eta_0 + \sum_{k=1}^8 \eta_k x_i^k + \eta^D D_i + \eta^{VD} V_i \times D_i + \eta^{SD} Spr_i \times D_i + v_i, \quad (5)$$

式中， v_i 為模型誤差項，解釋變數 x_i^k ($k = 1, 2, \dots, 11$ ，末三項變數為 D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$) 的定義與式(1)完全相同(參見表 4，其中 D_i 為漲跌幅加寬變革前後虛擬變量)，係數估計方式也採用 MLE 完成(且同樣按逐檔股票進行估計後再統計顯著為負、正個股之比例)。在 v_i 遵從常態誤差的假設下，可推導出第 k 項解釋變數(x_i^k)之邊際機率如下：

$$\frac{\partial \Pr(F_i=m)}{\partial x_i^k} = \begin{cases} -\phi(-\eta_0 - \sum_{k=1}^{11} \eta_k x_i^k) \cdot \eta_k, & \text{if } m = 0, \\ \phi(-\eta_0 - \sum_{k=1}^{11} \eta_k x_i^k) \cdot \eta_k, & \text{if } m = 1, \end{cases} \quad (6)$$

當中 $\phi(\cdot)$ 用以表示常態分配的機率密度函數(probability density function, PDF)，故 $\phi > 0$ 。這也意謂，第 k 項解釋變數邊際機率值之正負方向，能簡單取決於其式(5)前方係數 η_k 之正負符號。於是，對於變革啟動前後合計樣本期間 I.1+I.2 (及其穩健性測試 II.1+II.2)，筆者將逐檔個股 probit 模型中 D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 前方係數之估計結果，節錄於表 9。³⁸

³⁸ 除內文挑出的這三項解釋變數外，雖然未被一併列舉在表 9，其餘 V_i 及 Spr_i 前方係數估計結果也各具意涵。本文實證結果指出，自然人(機構投資)所提委託成交可能性與股價波動度指標 V_i 呈正(反)向關聯。觀察自然人(機構投資)對大、小型股委託之短天期樣本(I.1+I.2)， V_i 前方係數顯著為負 vs. 正的股票比例，分別是 3.88% vs. 27.13 %、1.50% vs. 21.05% (99.22 % vs. 0.78 %、86.26 % vs. 0%)。由於自然人較缺乏豐沛資源持續且密集地監看盤面變化，其操作策略可能相對單調呆板，故股價趨於振盪可能略有助其提高委託成交機率，這與 Valenzuela and Zer (2013)所得觀察類似。機構投資人挾豐沛人物力資源與操作經驗，對盤面變化與發展有較充足掌握且委託策略相對靈活，有趣的是股價波動提高對其成交機率的影響方向甚至被逆轉為負。不只如此，本文實證結果也可清楚觀察到各類投資人所提委託成交可能性與買賣價差幅度 Spr_i 呈強烈負向關聯。觀察自然人(機構投資)對大、小型股委託之短天期樣本(I.1+I.2)， Spr_i 前方係數顯著為負 vs. 正的股票比例，分別是 93.02% vs. 0.78%、99.25% vs. 0% (94.53% vs. 2.34%、93.94% vs. 0.76%)。由於買賣價差擴大很可能就是在反映當前市場流動性轉差，或是買賣雙方對股價共識程度偏弱之情勢(Cho and Nelling, 2000)，觀察到其對投資人委託成交機率造成清楚負面衝擊之實證結果，並不令人意外。

表 9 漲跌幅限制加寬改革之 probit 模型分析：對委託成交與否的影響(節錄)

投資人類別	大型股						小型股						
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人			
	樣本 觀察期間	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96	med	%z-stat < -1.96	%z-stat > 1.96
A. 變革前、後段樣本期間虛擬變數 D_i 前方斜率係數(η^D)估計結果													
I.1 vs. I.2	⊖		42.97	30.47	⊕	18.60	27.91	⊖	35.61	21.97	⊕	18.80	21.05
II.1 vs. II.2	⊖		48.22	32.16	⊕	17.05	29.40	⊖	40.83	19.75	⊖	22.34	20.96
B. 交乘項 $V_i \times D_i$ 前方斜率係數(η^{VD})估計結果													
I.1 vs. I.2	⊖		39.84	38.28	⊖	17.05	4.65	⊕	15.91	22.73	⊖	14.29	5.26
II.1 vs. II.2	⊕		36.76	38.28	⊖	15.12	8.90	⊕	18.46	20.08	⊖	16.08	11.45
C. 交乘項 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數(η^{SD})估計結果													
I.1 vs. I.2	⊕		25.00	36.72	⊕	17.83	23.26	⊕	14.39	34.85	⊕	15.04	28.57
II.1 vs. II.2	⊕		22.34	38.18	⊕	15.64	25.40	⊕	12.85	38.28	⊕	13.46	30.47

表中統計各類投資人於「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後取樣期間為短天期樣本(I.1 vs. I.2, 觀察其每日完整分盤競價時間 9:00-13:25)、長天期樣本(II.1 vs. II.2, 僅觀察其每日截去首尾各約半小時後所餘分盤時間 9:30-13:00)等兩種情境下, 其每筆新進場委託於當盤成交與否之 probit 模型估計結果。本文定義, 有成交的委託意指該筆委託提出後於當盤撮合時有過成交記錄者(包括全數或部份委託張數成交), 但納入觀測值的逐筆委託記錄須先排除掉在當盤撮合前將原委託張數全部撤單者(包括整筆撤單或分批但合計可撤除原委託張數者)。因此, 對於任意第 i 筆新進場委託, 本文追蹤若後續於當盤撮合時有過成交記錄時記為 $F_i = 1$, 若無則記為 $F_i = 0$ 。具體來說, 筆者設定投資人任意第 i 筆新委託於當盤成交與否的潛在連續因變數 $F_i^* = \eta_0 + \sum_{k=1}^{11} \eta_k x_k^i + v_i$, 其中 v_i 為常態誤差項, x_k^i 則為第 k 項解釋變數, 當 $F_i^* > 0$ 時可觀測到 $F_i = 1$, 若否則觀測到 $F_i = 0$ 。此處 probit 模型除截距項外尚有解釋變數 11 項($K = 11$), 其變數名稱與計算方式詳見表 4 (而 D_i 、 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為當中第 9、10、11 項變數, 其前方係數分別為 $\eta^D \equiv \eta_9$ 、 $\eta^{VD} \equiv \eta_{10}$ 、 $\eta^{SD} \equiv \eta_{11}$)。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位進行前述的 probit 模型估計。受限篇幅, 本表僅節錄「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後虛擬變數 D_i 及其相關交乘項 $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 前方斜率係數的估計結果, 分別列在欄位 A、B、C。筆者以“med”欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為 ⊕、○), 並統計出 5%水準下 z 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(%z-stat < -1.96、%z-stat > 1.96), 其中 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。由於 probit 模型非屬線性設定, 為避免錯估交叉影響, 其交乘項前方係數估計值(連同 z 值), 皆使用 Ai and Norton (2003)建議方法完成校正。

由 probit 模型的實證結果(參見表 9), 可觀察到漲跌幅限制加寬變革對投資人委託能否於當盤成交似乎有造成若干直、間接影響, 筆者歸納如下。其一, D_i 前方係數值的正負符號, 象徵改革帶來的直接影響方向(參見欄位 A)。以代表本研究主要觀察範圍的短天期樣本(I.1 vs. I.2)來說, 機構投資人對大、小型股所提新委託於當盤成交的機率, 在變革後有些微減少跡象(該係數顯著為負 vs. 正個股比例 42.97% vs. 30.47%、35.61% vs. 21.97%); 而自然人對大型股所提新委託當盤成交狀況, 則是有微弱增加傾向(該係數顯著為負 vs. 正個股比例 18.60% vs. 27.91%)。筆者推測, 以上的實證觀察應與投資人委託出價積極度於改革後產生的增減變動方向密切相關。漲跌幅限制加寬後, 機構投資人對大、小型股委託出價積極度稍有遞減, 自然人對大型股委託出價積極度則些微提高(關於其統計結果與可能成因, 可參見表 5 與第 4.1 節內文相關說明, 此處不再贅述)。不難想見, 由於投資人出價積極度會同方向牽動委託於當盤成交之機率, 故很可能也一併詮釋了表 9 欄位 A 所觀察到的實證發現。

其二, $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 前方係數值的正負符號, 分別象徵改革透過牽動委託成交機率對於股價波動度、買賣價差的敏感性, 而間接促成的影響(參見欄位 B、C)。以代表本研究主要觀察範圍的短天期樣本(I.1 vs. I.2)來說, 變革後委託成交機率對股價振盪的敏感程度, 其增減變化方向不易辨識。然而有趣的是, 兩類投資人委託成交機率對買賣價差敏感度卻有微弱但一致趨正的改變。譬如, 對於小型股, 機構投資人、自然人 $Spr_i \times D_i$ 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例分別為 14.39% vs. 34.85%、15.04% vs. 28.57%。由於買賣價差擴大會略微壓低投資人委託能於當盤成交的機率(這部份的觀察可由 Spr_i 前方係數值正負符號判讀, 有

關 V_i 、 Spr_i 前方係數估計值統計結果及其可能成因，參見註 38 說明)，欄位 C 所得實證發現暗示，變革啟動後似乎稍微削弱此種對於成交機率的抑制效果。本文推測，漲跌幅加寬改革有可能誘發股價日內瞬時振盪的程度或發生頻率，故在同樣面臨買賣價差擴大壓低委託成交機會的情境，變革後的委託成交機率仍會稍大於改革啟動前階段。

除了委託成交機會多寡外，本研究也進一步觀察漲跌幅限制加寬變革啟動之後，新進場委託能否成交在較划算(或詮釋為更有利)的價位，而這便攸關兩類投資人的實際交易福祉(welfare)。為此，參照經濟學基本理論中消費者、生產者剩餘(surplus)概念，可具體定義任意第 i 筆新委託的交易者剩餘(即買、賣方成交者剩餘)，用以評估從委託者主觀角度來看，委託提出後成交於划算價位的程度多寡。該指標計算方式如下：

$$Sur_i = \begin{cases} \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{ex}/Q_i^{ex}) \times (OP_i - TP_{h,i}), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新買單且後續有成交} \\ \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{ex}/Q_i^{ex}) \times (TP_{h,i} - OP_i), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新賣單且後續有成交} \\ 0, & \text{if 第 } i \text{ 筆新委託後續無成交記錄} \end{cases} \quad (7)$$

式中， OP_i 為第 i 筆新委託的委買或賣價格， $TP_{h,i}$ 為該筆委託提出後，當中第 h 批成交張數之交易價格。 Q_i^{ex} 意指第 i 筆新委託張數 Q_i 中，後續實際成交(executed)的張數，故 $Q_i = Q_i^{ex} + Q_i^{ue}$ (令 Q_i^{ue} 為 Q_i 中後續未能成交的張數，包括自行撤單者與等待至收盤仍未成交者之合計數)。在有成交記錄的張數中，也可能是分 H 批成交，令 $Q_{h,i}^{ex}$ 為當中第 h 批成交的張數 ($h = 1, 2, \dots, H$)，故 $Q_i^{ex} = \sum_{h=1}^H Q_{h,i}^{ex}$ 。對後續有成交記錄的買(賣)者來說，因 $OP_i \geq TP_{h,i}$ ($OP_i \leq TP_{h,i}$)，式(7)可用於衡量於歷次成交紀錄中買(賣)方剩餘的加權平均，其權重為當中第 h 批成交張數 $Q_{h,i}^{ex}$ 占全部成交數量 Q_i^{ex} 之比重(即該批交易張數比例)。不難理解，能計算出交易剩餘的前提條件，是原委託中至少要有部份張數後來是有成交的，故倘若第 i 筆新委託提出之後續無任何成交記錄，本項交易剩餘指標值將記為 0。概念上，投資人交易剩餘或福祉(Sur_i)為委託成效的正向指標(意謂其數值愈大，委託成效愈佳)，而其值也必定是非負連續變數(即 $Sur_i \geq 0$)。根據以上特性，本文使用 Tobit 模型作為各類投資人交易者剩餘的分析工具。為此，令 Sur_i^* 為本模型之潛在連續因變數，其值取決於下列方程式：

$$Sur_i^* = \sum_{k=1}^{K-3} \rho^k x_i^k + \rho^D D_i + \rho^{VD} V_i \times D_i + \rho^{SD} Spr_i \times D_i + \xi_i, \quad (8)$$

式中 ξ_i 為常態誤差，其中 $Sur_i = Sur_i^*$ if $Sur_i^* > 0$ ， $Sur_i = 0$ if $Sur_i^* \leq 0$ ，以確保該模型內每筆新委託的交易者剩餘必為非負數。另外， D_i 仍為期間虛擬變量(委託於變革前提出時為 0，變革後提出則為 1)， $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為股價波動、買賣價差與 D_i 的交乘項，而 x_i^k 則為非屬前述三者的其他攸關變數，式(8)中所有解

釋變數及其計算方式之詳細清單可參表 4。技術上，式(8)各項解釋變數前方係數($\rho^k, k = 1, \dots, 11$)由 MLE 方法估出，且任一解釋變數 x_i^k 之邊際機率正、負方向可由對應之係數估計值 ρ^k 正負符號直接判讀(參見註 34)。

值得注意的是，由於國內集中市場僅能提出限價單，委託者猶如出讓執行與否的權利給其他市場參與者(Copeland and Galai, 1983)，致使其面臨兩種型態風險，本文擬以投資人所承擔的損失概念分別衡量之。其一，對任意第 i 筆新委託來說，自委託提出後至成交這段時間，投資人可能因行情朝委買、賣相反方向驟變而被交易對手方「撿便宜」，該損失依 Hollifield et al. (2006)觀點可定義為：

$$PK_i = \begin{cases} \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{ex}/Q_i^{ex}) \times (-1) \times (CV_{h,i} - CV_i), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新買單且後續有成交} \\ \sum_{h=1}^H (Q_{h,i}^{ex}/Q_i^{ex}) \times (CV_{h,i} - CV_i), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新賣單且後續有成交} \\ 0, & \text{if 第 } i \text{ 筆新委託後續無成交記錄} \end{cases} \quad (9)$$

式中， CV 代表所委託個股的市場共識價值(common value)，本文按 Hollifield et al. (2006)建議的移動視窗(moving window)作法，以指定時點前 1 分鐘內依連續競價模式試算之歷次限價簿未成交最佳一檔買、賣報價中點平均值，為其代理變數(關於如何按連續競價模式試算限價簿最佳一檔「未成交」買賣報價？則詳述於文末的附錄 1)。對任意第 i 筆新委託來說，筆者以 CV_i 、 $CV_{h,i}$ 分別代表委託提出時，與該委託提出後第 h 批成交點時點的个股共識價值。在式(9)中，概念上即為將歷次共 H 批成交者的「被撿便宜」損失加權平均，其權重為當中第 h 批成交張數 $Q_{h,i}^{ex}$ 占全部成交張數 Q_i^{ex} 之比重(即該批交易張數比例)。倘若第 i 筆委託張數中無任何成交紀錄，因不符合該損失設定的前提條件(須為部份或全部委託張數成交)，則其「被撿便宜」損失為 0。

其二，由於國內集中市場僅接受限價單(且屬於集合競價環境)，委託者如同放棄即刻成交機會(在連續競價市場中，選擇市價單者便可立即成交)。故對任意第 i 筆新委託來說，自委託提出後至終被撤銷(含投資人自行撤單，或等待至指定時間如收盤時尚未成交者)這段時間，投資人可能會因行情朝委買、賣同方向前進而錯失潛在收益。從「機會成本」觀點思考(Griffiths et al., 2000)，該損失可定義為：

$$NE_i = \begin{cases} \sum_{n=1}^N (Q_{n,i}^{ux}/Q_i^{ux}) \times (CV_{n,i} - CV_i), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新買單且後續未全數成交} \\ \sum_{n=1}^N (Q_{n,i}^{ux}/Q_i^{ux}) \times (-1) \times (CV_{n,i} - CV_i), & \text{if 第 } i \text{ 筆委託為新賣單且後續未全數成交} \\ 0, & \text{if 第 } i \text{ 筆新委託張數後續全部成交} \end{cases}$$

(10)

第 i 筆委託中後續未能成交(unexecuted)的這些張數 Q_i^{ux} ，可能係分 N 批造成(令其中第 n 批為 $Q_{n,i}^{ux}$ 張， $n = 1, 2, \dots, N$)，包括自行撤單或於指定時間內未成交(若未指定特別時間，則意指收盤時尚未成交而被證交所註銷者)， $Q_i^{ue} = \sum_{n=1}^N Q_{n,i}^{ue}$ 。式(10)中，我們以 CV_i 、 $CV_{n,i}$ 分別代表委託提出時，與該委託提出後第 n 批無法成交者發生時點的個股共識價值。進而，將歷次共 N 批無法成交者的「未成交」機會損失加權平均，其權重為當中第 n 批無法成交張數 $Q_{n,i}^{ux}$ 占全部未成交張數 Q_i^{ux} 之比重(即該批無法成交者張數占比)。倘若第 i 筆委託張數後續全部成交，因不符合該損失設定的前提條件(須為部份或全部委託張數無法成交)，則其「未成交」損失為 0。

不難想見，實務上應該有相當程度筆數比例的委託，最終僅有部份委託張數成交，其餘則未能成交。準此，對任意第 i 筆新委託來說，其於「被撿便宜」與「未成交」兩項損失的綜合曝險狀態，可計算如下：

$$MX_i = w_{1,i} \times PK_i + (1 - w_{1,i}) \times NE_i, \quad (11)$$

式中， $w_{1,i}$ 為第 i 筆委託張數中後續實際成交者占比，即 $w_{1,i} = Q_i^{ex}/Q_i$ (且 $0 \leq w_{1,i} \leq 1$)。因此，綜合曝險損失 MX_i 為「被撿便宜」與「未成交」損失的加權平均，其權重分別為成交、無法成交張數占比。綜言之， PK_i 、 NE_i 、 MX_i 定義上皆衡量委託者面臨的損失風險，故視作委託成效(order performance)或交易者福祉的反指標(意謂其數值愈低，委託成效愈佳)。由於這三項指標皆為可正可負的連續型態變數，故可參考 Tseng et al. (2017)，建構為橫斷面(cross-sectional)線性迴歸式如下，再由最小平方(least square, LS)法估計所有斜率係數：

$$Z_{g,i} = \sum_{k=1}^8 \theta_g^k x_i^k + \theta_g^D D_i + \theta_g^{VD} V_i \times D_i + \theta_g^{SD} Spr_i \times D_i + \varsigma_{g,i}, \quad (12)$$

式中， $\varsigma_{g,i}$ 為迴歸模型誤差項，因變數則為三種投資人福祉的反指標(或視作委託單風險指標，以下標 g 標示)，分為 $Z_{1,i} = PK_i (g = 1)$ 、 $Z_{2,i} = NE_i (g = 2)$ 、 $Z_{3,i} = MX_i (g = 3)$ 。另外， D_i 仍為期間虛擬變量(委託於變革前提出時為 0，變革後提出則為 1)， $V_i \times D_i$ 、 $Spr_i \times D_i$ 為股價波動、買賣價差與 D_i 的交乘項，而 x_i^k 則為非屬前述三者的其他攸關變數，式(12)中所有解釋變數及其計算方式之詳細清單可參表 4。與本文各模型相同地，此迴歸式也將以個股為單位進行估計。

於是，對於變革啟動前後合計樣本期間 I.1+I.2 (及其穩健性測試 II.1+II.2)，筆者將逐檔個股的 Tobit 模型(即式(8)，適用因變數為每筆委託的交易者剩餘 Sur_i)、迴歸模型(即式(2)，適用因變數為前述衡量三種委託單風險的投資人福祉反指標)中 D_i 前方係數之估計結果，一併節錄於表 10。這當中，各係數估計值的 z (或 t) 值，皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West,

1987)。

表 10 漲跌幅限制加寬改革之 Tobit 與迴歸模型分析：對投資人福祉的影響(節錄)

投資人類別	大型股						小型股					
	機構投資人			自然人			機構投資人			自然人		
	樣本 觀察期間	med	%z(t)-stat < -1.96	%z(t)-stat > 1.96	med	%z(t)-stat < -1.96	%z(t)-stat > 1.96	med	%z(t)-stat < -1.96	%z(t)-stat > 1.96	med	%z(t)-stat < -1.96
A. Tobit 模型分析(考量觀察範圍為變革前後階段合計樣本: I.1+I.2 與 II.1+II.2): 因變數為任意第 i 筆新進場委託的交易者剩餘 Sur_i ，以下僅節錄虛擬變數 D_i 前方斜率係數(ρ^D)估計結果												
I.1 vs. I.2	⊕	30.23	50.39	⊖	45.74	13.18	⊕	12.03	42.86	⊖	41.67	6.82
II.1 vs. II.2	⊕	28.45	56.73	⊖	46.38	15.67	⊕	11.58	46.28	⊖	44.31	8.50
B. 迴歸模型分析(考量觀察範圍為變革前後階段合計樣本: I.1+I.2 與 II.1+II.2): 因變數為任意第 i 筆新進場委託承受的三種型態風險指標 $Z_{g,i}(g = 1, 2, 3)$ ，以下僅節錄虛擬變數 D_i 前方斜率係數(θ_g^D)估計結果												
B1. 因變數為被撿便宜風險 $PK_i(g = 1)$												
I.1 vs. I.2	⊕	16.28	25.58	⊕	10.08	18.60	⊕	13.53	27.82	⊕	9.02	15.79
II.1 vs. II.2	⊕	13.86	30.65	⊕	15.71	24.03	⊕	12.13	30.65	⊕	12.13	18.86
B2. 因變數為未成交風險 $NE_i(g = 2)$												
I.1 vs. I.2	⊕	24.03	24.81	⊖	22.48	20.16	⊕	6.77	6.77	⊕	16.54	21.05
II.1 vs. II.2	⊖	22.76	21.08	⊖	25.63	24.81	⊕	8.75	9.20	⊕	15.40	19.35
B3. 因變數為綜合曝風程度 $MX_i(g = 3)$												
I.1 vs. I.2	⊕	13.95	31.01	⊕	16.28	20.16	⊕	6.02	39.10	⊕	6.02	24.06
II.1 vs. II.2	⊕	12.13	32.46	⊕	17.82	22.76	⊕	5.73	41.67	⊕	7.83	26.56

表中統計各類投資人於「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後取樣期間為短天期樣本(I.1 vs. I.2，觀察其每日完整分盤競價時間 9:00-13:25)、長天期樣本(II.1 vs. II.2，僅觀察其每日截去首尾各約半小時後所餘分盤時間 9:30-13:00)等兩種情境下，其場內相同身份類別者(例如同屬自然人或機構投資人)之投資人福祉指標數值，在變革啟動前後階段增減變化情勢的實證模型估計結果。在衡量投資人福祉的「正向指標」(意指其數值愈大，委託者福祉愈高)方面，本文考量任意第 i 筆新委託的交易者剩餘 Sur_i 。本項指標值依每筆新委託買(賣)方向分別定義，倘若委託提出後有過成交記錄，將依每批成交張數權重計算原委託的買(賣)方剩餘；若後續無任何交易記錄，指標值為 0(詳見式(8)及本節相關內文說明)。當因變數為 Sur_i 時，考量其數值受限為非負連續變數，故搭配 Tobit 模型為實證分析工具。本文設定 Sur_i^* 為本模型之潛在連續因變數且 $Sur_i^* = \sum_{k=1}^{11} \rho^k x_i^k + \xi_i$ ，當中 ξ_i 為常態誤差項，而 $Sur_i = Sur_i^*$ if $Sur_i^* > 0$ ， $Sur_i = 0$ if $Sur_i^* \leq 0$ (以確保該模型內每筆委託的交易者剩餘必為非負連續數值)， x_i^k 則為第 k 項解釋變數(共有 11 項變數，其名稱與計算方式詳見表 4， D_i 為其中第 9 項，前方係數 $\rho^D \equiv \rho^9$)，模型各係數以 MLE 法進行估計。而在衡量投資人福祉的「反指標」(意指其數值愈大，委託者福祉愈低)方面，本文考量任意第 i 筆新委託的被撿便宜、未成交與綜合曝風程度等三種型態風險指標(即 $Z_{g,i}$ ，當下標 $g = 1, 2, 3$ 時分別意指這三種風險指標，依序為 $Z_{1,i} = PK_i$ ， $Z_{2,i} = NE_i$ ， $Z_{3,i} = MX_i$ ，這些指標的定義與計算方式參見式(9)、(10)、(11)及本節相關內文說明)。當因變數為 $Z_{g,i}$ 時，考量其數值為可正亦可負的連續變數，故搭配迴歸模型為實證分析工具。本文設定 $Z_{g,i}$ 之值取決於： $Z_{g,i} = \sum_{k=1}^{11} \theta_g^k x_i^k + \varsigma_{g,i}$ ，當中 $\varsigma_{g,i}$ 為誤差項， x_i^k 則為第 k 項解釋變數(共有 11 項變數，其名稱與計算方式詳見表 4， D_i 為其中第 9 項，前方係數 $\theta_g^D \equiv \theta_g^9$)，模型各係數以最小平方方法進行估計。本研究以大、小型各 138 檔股票為單位進行各項投資人福祉指標的 Tobit 與迴歸模型估計，且因篇幅限制本表僅節錄「漲跌幅限制加寬至 10%」改革前後虛擬變數 D_i 前方斜率係數的估計結果，分別列在欄位 A、B (後者依其委託風險指標為 PK_i 、 NE_i 、 MX_i ，再區分為標位 B.1、B.2、B.3)。筆者以「med」欄位標示個股估計結果中位數值的正、負號(分別標記為 $\oplus$ 、 $\ominus$)，並統計出 5%水準下 z 或 t 值顯著為負、正家數占有效個股之比例(%z(t)-stat < -1.96、%z(t)-stat > 1.96)，其中 z 或 t 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。

由 Tobit 與迴歸模型的實證結果(參見表 10)，可觀察到漲跌幅限制加寬變革對投資人福祉多寡似乎會產生若干影響效果，筆者歸納如下。其一，觀察欄位 A 結果，變革後機構投資人(自然人)的交易剩餘大致傾向遞增(減少)。譬如，以機構投資人(自然人)對大型股逐筆委託的交易者剩餘 Sur_i 為例，Tobit 模型中 D_i 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例為 30.23% vs. 50.39% (45.74% vs. 13.18%)，暗示這類投資人在變革實施後有略趨交易於較划算(不利)價位的跡象。筆者推測，此現象應與兩類投資人委託決策行為產生不同變化方向密切相關。在漲跌幅限制加寬後，機構投資人(自然人)委託出價心態略有趨於謹慎保守(積極進取)的態勢(參見表 5 欄位 A.1 實證結果及第 4.1 節相關內文說明)，而這很可能連帶會促使其委託單在一旦成交時易撮合在相對有利(不利)的價位，致擴大(縮減)其交易者剩餘。

其二，觀察欄位 B.1 結果，變革後兩類投資人所提委託承擔的「被撿便宜」風險程度，一致呈現異動微弱但隱約可辨識出趨於遞增傾向。譬如，以機構投資

人(自然人)對大型股逐筆委託的被撿便宜風險指標 PK_i 為例，迴歸模型中 D_i 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例為 16.28% vs. 25.58% (10.08% vs. 18.60%)，暗示在漲跌幅限制加寬後投資人所提委託遭遇市場行情驟變，導致在股票共識價值朝自身委買賣相反方向行進下「被成交」之情況略轉趨惡化。在自然人方面，這現象固然與其出價積極度於變革後略有提高的委託決策行為變化有關，但機構投資人委託出價則是在變革後稍有謹慎保守傾向。筆者推測，很可能股價日內瞬時振盪在漲跌幅限制加寬後趨於密集或強烈，機構投資人即便出價略保守，也有充沛資源監看盤面變化(例如表 5 欄位 A.3 顯示其撤單提出意願有微弱增加)，仍難以完全消弭因伴隨股價轉趨振盪而增溫的被撿便宜風險。

其三，觀察欄位 B.2 結果，變革後兩類投資人所提委託承擔的「未成交」風險程度，幾乎未發現足供辨認的增減方向。譬如，以機構投資人(自然人)對大型股逐筆委託的未成交風險指標 NE_i 為例，迴歸模型中 D_i 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例為 24.03% vs. 24.81% (22.48% vs. 20.16%)。由於證交所在盤中撮合仍採取集合競價模式(且不論樣本觀察範圍是 I.1+I.2 或 II.1+II.2，撮合頻率都維持在 5 秒鐘時間)，投資人無法如國際市場交易環境中藉市價單達到「立即交易」之成果(下單後至實際撮合間仍會有若干秒數落差)，而這樣的情境在漲跌幅限制加寬後基本上也未被解決或改變，故可能因此損失獲利機會(本文以未成交風險指標加以衡量)的情況與變革前大致相仿。

其四，觀察欄位 B.3 結果，在被撿便宜與未成交風險加權計算後的綜合曝風度指標方面，除自然人對大型股所提委託外，其餘各情境下都有出現輕度上揚傾向。譬如，以機構投資人對大、小型股逐筆委託的綜合曝風度指標 MX_i 為例，迴歸模型中 D_i 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例分別為 13.95% vs. 31.01%、6.02% vs. 39.10%。至於自然人對小型股所提委託，該比例也是 6.02% vs. 24.06%，以顯著為正家數略多於顯著為負者。這樣的結果表明，漲跌幅限制加寬後投資人所提委託面臨的是風險程度趨於增加的環境，其來源主要為「被撿便宜」風險的輕微提升。唯一的特例是自然人對大型股所提委託，其綜合曝險度指標值未見可供辨認之增減異動方向(迴歸模型中 D_i 前方係數值顯著為負 vs. 正個股比例分別為 16.28% vs. 20.16%)。筆者推測，變革後自然人委託出價略轉積極，而大型股票通常又屬於流動性相對偏高的交易標的，在其委託後續未獲成交機率微幅減低下確實可能稍微削弱「被撿便宜」風險對綜合曝險度帶來的升溫效果。

4.4 暫緩收盤機制觸動前後之實證觀察

除了在當日漲跌幅設定上限外，國內集中市場的個股暫緩交易措施，也是現行交易規則中值得討論的價格穩定機制(更準確地說，可歸類為「準」規則性價格穩定措施，參見註 5)之一。在本節，將以自 2012 年 2 月 20 日開始啟用的「暫緩收盤措施」為其代表(其餘兩者為盤中瞬間價格穩定機制、暫緩開盤，這些機制的觸發條件與開始實施日期，可參見第 1.1、3.1 節內文，及表 11 下方附註說明)，

嘗試探討該機制一旦觸發前後對投資人委託決策行為的影響，尤其是能否找到促成「冷卻效應」實質存在的清楚證據。這部份的相關成果，將列為本文次要研究目的與實證發現。

具體來說，筆者仍將以同樣各 138 檔大、小型股票為觀察對象，並以 2015 年(與主要研究任務同年份)4 到 8 月份共計 104 個交易日為觀察期間，挑出曾經在收盤競價期間實際觸發過「暫緩收盤措施」的案例股票及其發生日期，其詳細清單彙整在表 11。在本文觀察的樣本期間內，曾經觸發過「暫緩收盤」的大(小)型股票有 3(21)家，且因同家個股可能出現超過一次以上的案例，故合計有 3(42)次實際案例，筆者收集這些案例發生當天收盤競價範圍(原本的 13:25-13:30 再加上的額外的 13:31-13:33，共 7 分鐘長度)內共 1,082 (2,593)筆委託簿記錄。以上數據初步透露，小型股觸發延後收盤的頻率清楚高於大型股票。再從日期軸線縱向觀察，這 104 個交易日中有 34 天曾經發生過至少有一檔個股延後收盤的情形，天數占比為 32.69%。這 34 日當中，有 23 天是恰有一檔股票延後收盤，其餘 11 天則是有兩檔股票觸發延後收盤措施。若橫向觀察曾發生延後收盤的案例股票，以小型股當中的晟銘電(3013)、建碁(3046)最為頻繁，都各有 6 個交易日觸發過延後收盤措施。

表 11 國內集中市場「暫緩收盤措施」的實際觸發案例及日期

大型股		小型股	
案例股票	案例日期(收盤競價內總委託筆數)	案例股票	案例日期(收盤競價內總委託筆數)
聚陽(1477)	4/21(269)	英瑞-KY(1592)	4/23(43)
藍天(2362)	7/20(150)	美吾華(1731)	5/27(49)
台光電(2383)	8/7(663)	中釉(1809)	6/26(23)
		華豐(2109)	7/31(75)
		燦坤(2430)	5/12(19), 5/15(46), 6/17(53), 8/3(57)
		強茂(2481)	6/26(81)
		太設(2506)	5/14(29), 5/28(36)
		豐達科(3004)	6/4(43), 6/16(86)
		晟銘電(3013)	7/23(151), 8/6(196)
		同開(3018)	5/14(24), 6/4(31), 6/10(100), 6/29(16), 7/17(36), 8/14(36)
		建碁(3046)	5/21(54), 5/29(47), 6/3(15), 6/10(32), 6/16(18), 7/27(25)
		鈺德(3050)	5/22(68), 6/23(86)
		洋華(3622)	4/21(68),
		合勤控(3704)	4/17(127), 4/20(147)
		國光(4142)	8/4(50)
		勁永(6145)	6/17(142)
		光鼎(6226)	7/30(34), 8/4(19)
		定穎(6251)	7/22(18)
		華冠(8101)	5/27(53), 5/29(115), 6/3(77)
		達方(8163)	7/21(142)
		菱光(8249)	6/11(26)
合計 3 股票(3 次案例)，觀察委託筆數 1,082 筆		針計 21 股票(42 次案例)，觀察委託筆數 2,593 筆	

本表針對大、小型各 138 檔股票(選取方式參見內文第 3.2 節說明)，在觀察期間範圍為 2015 年度(與主要研究任務同年份)4 月 1 日到 8 月 31 日(共計 104 個交易日)之下，整理出在每日收盤競價階段曾經觸發過「暫緩收盤措施」之案例股票(連同股票代碼)，及歷次案例發生日期、該案例在當次收盤競價範圍內總委託筆數(含新進場委託與撤單)。「暫緩收盤措施」的啟用日期為 2012 年 2 月 20 日，其觸發條件如下。在每日收盤集合競價階段的最後 1 分鐘(即 13:29 至 13:30 分)，這當中倘若任 1 次模擬撮合試算交易價格相較前次振幅逾 3.5%以上，個股於 13:30 分將不進行收盤，而是自 13:31 分起增闢 2 分鐘的收盤競價時間至 13:33 分才執行收盤撮合。

接著，針對大(小)型股票實際發生過「暫緩收盤」的 3 (42)次案例，本研究

進一步觀察投資人在原本 13:25-13:30 這五分鐘收盤集合競價時間內，及暫緩收盤被觸發後額外增開的 13:31-13:33 這兩分鐘時間，其出價積極度($y_{1,i} = 0$ 或 1)、每筆委託規模相對大小($y_{2,i} = 0$ 或 1)、是否提出撤單($y_{3,i} = 0$ 或 1)等委託決策行為，是否有發生過明顯變化。關於這部份「暫緩收盤措施」觸發前後各類委託決策筆數比例之相關統計，一併彙整於表 12。筆者先以收盤競價內延後收盤措施啟動前 vs.後階段(13:25-13:30 vs.13:31-13:33)為主要觀察時間，再佐以觸發前 vs.後等長的各兩分鐘時距(13:28-13:30 vs.13:31-13:33)，來作為更細緻觀察範圍下的穩健性測試，其結果另外註記於括號內。

表 12 「暫緩收盤措施」觸發前後時間內各層面委託決策筆數及比例

各統計項目	大型股		小型股	
	措施觸發前 13:25-13:30 (截取 13:28-13:30)	措施觸發後 13:31-13:33	措施觸發前 13:25-13:30 (截取 13:28-13:30)	措施觸發後 13:31-13:33
A. 所有委託筆數(含新進場委託與撤單)及相關比例				
委託筆數	1,010 (473)	72	2,358 (1,100)	235
自然人比例(%)	76.44 (78.22)	70.83	88.17 (89.27)	97.45
撤單占比(%)	29.21 (32.35)	52.78	23.37 (24.36)	30.64
B. 新進場委託筆數及相關比例				
新委託筆數	715 (320)	34	1,807 (832)	163
出價積極者占比(%)	72.59 (65.00)	41.18	46.43 (42.67)	41.72
相對大額委託占比(%)	45.03 (41.25)	29.41	47.43 (49.16)	61.35

本表針對樣本觀察期間(2015 年 4 至 8 月份所有交易日)內曾經觸發過「暫緩收盤措施」之大(小)型股票的 3 (42)次案例，抽取其收盤競價階段內(13:25-13:30+13:31-13:33 共 7 分鐘)逐筆委託記錄並彙整各類委託筆數與比例統計。除了以完整收盤競價階段為主要觀察時間，本研究也另針對觸發前 vs.後等長的各兩分鐘時距(13:28-13:30 vs.13:31-13:33)進行更細緻觀察範圍下的相關統計，其結果特別註記於括號內。表中欄位包括兩部份，所有項目皆依其委託係於「暫緩收盤措施」觸發前 vs.後所提出分開統計。在欄位(A)，列舉所有委託(含新進場委託與撤單)筆數，及其中屬於自然人所提委託、撤單筆數所占比例(單位為%)；在欄位(B)，則列舉新進場委託筆數，及其中屬於出價積極者、相對大額委託者占比(單位為%)，即對任意第 i 筆委託來說，分別記錄為 $y_{1,i} = 1$ 、 $y_{2,i} = 1$ 者，其定義或識別方式參見第 4.1 節內文說明)。

從表 12 可觀察到不少有趣統計結果。其一，就整體委託筆數來說(參見欄位 A)，在曾經啟動「暫緩收盤措施」的這些實際案例中，投資人於該措施觸發後(13:31-13:33)採取的委託動作相對來說並不頻繁。以大(小)型股為例，其占完整收盤競價階段(13:25-13:30+13:31-13:33)內委託筆數的比例僅為 7.13% (9.97%)，遠低於這額外加開之兩分鐘時間占整個集合競價時距的比例，即 28.57%。即使觀察觸發前 vs.後等長的各兩分鐘時距(13:28-13:30 vs.13:31-13:33)，措施啟動後委託筆數比例僅占於這四分鐘時間內提出者的 15.22% (21.36%)，也是大幅低於 50%。其二，在這些案例中，參與提出委託者的身份類別以自然人居絕大多數(參見欄位 A)，其筆數在大(小)型股約占七(九)成左右，故後續分析中也無須再分拆自然人與機構投資人討論其委託決策。其三，就筆數占比來說(參見欄位 A)，進入到延長交易的這兩分鐘(13:31-13:33)，投資人提撤單意願似有提升，在大型股方面由約三成提高至五成；而小型股由二成三左右小幅提高至三成，升幅相對不明顯。其四，再單就新進場委託作觀察(參見欄位 B)，投資人出價積極度在進入延長交易的這兩分鐘時似有略降跡象，在大型股方面價位急迫者由七成左右降至四成；而小型股方面該比例在延後收盤前後差異不大，大致維持在四成左右水準。其五，投資人提出大單比例的變化較顯分歧(參見欄位 B)。在進入延長交易的這兩分鐘後，對大型股提出大單的比例由四成以上降至約三成；該比例在小型股方

面，則是由近五成提升至六成之占比。

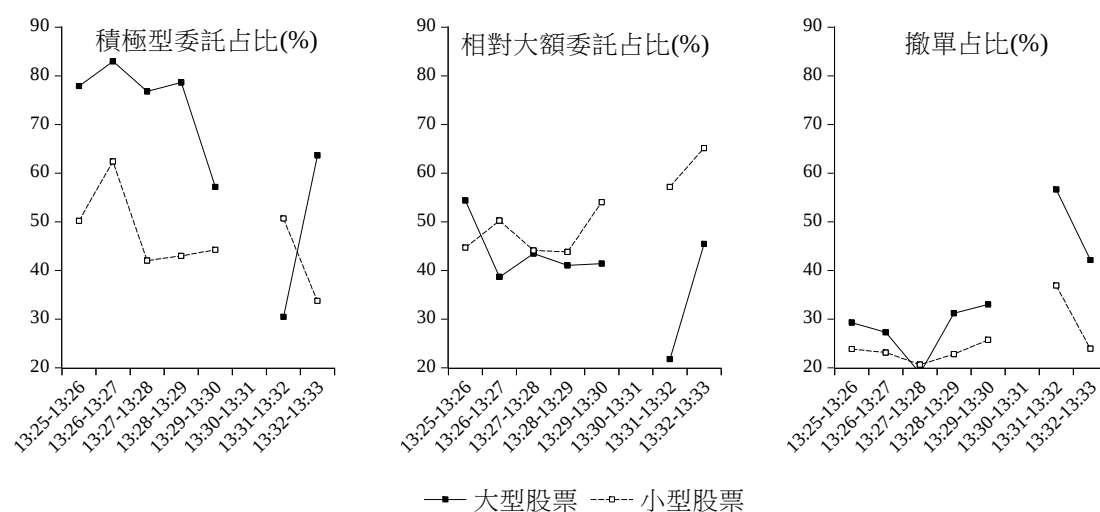


圖 4 「暫緩收盤措施」觸發前後各層面委託決策占比之逐分鐘變化圖

說明：本圖針對樣本觀察期間(2015 年 4 至 8 月份所有交易日)內曾經觸發過「暫緩收盤措施」之大(小)型股票的 3 (42)次案例，抽取其收盤競價階段內(13:25-13:30+13:31-13:33 共 7 分鐘)逐筆委託記錄並繪製下列比例的逐分鐘因時變化圖。左圖為每分鐘內價位相對積極委託占整體新委託的筆數比例；中圖為每分鐘內相對大額委託占整體新委託的筆數比例；右圖為每分鐘內撤單占所有委託申報筆數的比例。圖中，前五分鐘(13:25-13:30)在「暫緩收盤措施」觸發前收盤競價階段原有的正常交易時間；第六分鐘(13:30-13:31)為「暫緩收盤措施」觸發後個股的暫停交易時間，該期間內投資人無法下單，也無各項比例之統計數據；末兩分鐘(13:31-13:33)為「暫緩收盤措施」觸發後的延長交易時間，證交所會在 13:33 分整進行最終的收盤撮合。為方便辨識，圖中大(小)型股之各項委託筆數比例，皆以黑色實(虛)線標示。資料來源，臺灣證券交易所與本文整理。

接著，本研究也特別從時間縱軸角度，觀察這些案例當中投資人提出積極型委託、相對大額委託及撤單比例等統計數據，於「暫緩交易措施」啟動前後的逐分鐘因時變化(參見圖 4)。這些時間過程中，可初步察覺到各項比例的若干細緻變化。其一，在出價急迫者占比方面(左圖)，「暫緩交易措施」啟動前這五分鐘內(13:25-13:30)其比例雖然偏高但大致是因時遞減的；「暫緩交易措施」啟動後的兩分鐘時間(13:31-13:33)，在大型股方面比例較呈振盪，而小型股該比例似有繼續趨降現象。其二，在提出相對大額委託者占比方面(中圖)，不論大、小型股在「暫緩交易措施」啟動前都無較清楚時間變化特徵，但在「暫緩交易措施」啟動後則都大致有逐步推升現象。其三，撤單占比方面(右圖)，「暫緩交易措施」啟動前這五分鐘，其頭尾各一分鐘時間是相對高峰期；「暫緩交易措施」啟動後該比例先是有劇烈攀升現象，之後才又趨向遞減。

從述敘統計結果(表 12)與投資人行為因時變化情勢(圖 4)初步研判，「暫緩交易措施」的啟動確實有可能牽動市場參與者的委託決策，惟其影響之顯著性或影響方向則尚待嚴謹評估。有鑑於此，本節將以投資人提出價位積極型委託與否($y_{1,i} = 0$ 或 1)、提出相對大額委託與否($y_{2,i} = 0$ 或 1)、提出撤單與否($y_{3,i} = 0$ 或 1)等三項決策為代表性委託行為，並透過適當之模型實證分析檢視「暫緩交易措施」的觸發效果。前面提過(參見第 4.1 節內文說明)，這三項決策皆屬間斷式的兩等

級決策(binary and ranked choices)，故此處同樣採用 OP 模型作為其實證估計工具。然而，考量到投資人在收盤競價階段所接收到的限價簿資訊量與盤中時間有所差異，此處納入 OP 模型中的解釋變數也會稍有調整。具體來說，任意第 i 筆委託決策繼續沿用式(1)的 OP 模型設計概念，但本節予以微調如下：

$$y_{u,i}^* = \sum_{k=1\{k \neq 4,5,6\}}^{K-3} \beta_u^k x_i^k + \beta_u^D \cdot DZ_i + \beta_u^{VD} V_i \cdot DZ_i + \beta_u^{SD} Spr_i \cdot DZ_i + \varepsilon_{u,i}^z, \quad (13)$$

式中， $\varepsilon_{u,i}^z$ 為模型誤差項， DZ_i 為「暫緩交易措施」啟動前後虛擬變量(用以捕捉本措施對委託行為造成的直接影響)，倘若該委託於措施啟動前(即 13:25-13:30 這段時間內)提出， $DZ_i = 0$ ；若是在該措施啟動後才提出，則 $DZ_i = 1$ 。此外，其交乘項 $V_i \cdot DZ_i$ 、 $Spr_i \cdot DZ_i$ 則用以評估「暫緩交易措施」啟動下對委託行為帶來的間接影響效應。為控制其他攸關影響因子，式(13)中其餘解釋變數多數比照式(1)，這些變數包括表 4 的第 1、2、3、7、8 項(其定義與詳細計算方式，參見表內說明)。然而，由於證交所在 2015 年 6 月 29 日前，尚未在收盤競價階段提供任何限價簿委託深度資訊(參見註 18，在該日期前僅按盤中撮合頻率揭露模擬試撮合後限價簿未成交最佳一檔報價)，故式(13)所考量的解釋變數，剔除掉投資人所見的委託深度資訊相關指標(對應在表 4 的第 4、5、6 項)。相反地，由於投資人仍能按盤中撮合頻率取得證交所揭露的限價簿模擬試算未成交最佳一檔買賣報價，故買賣價差(Spr_i)與股價波動度指標(V_i)仍納入式(13)當中的解釋變數。綜言之，式(13)列入的解釋變數計有 8 項，分別為表 4 中的第 1、2、3、7、8 項變數與暫緩收盤虛擬變量及其相關交乘項(即 DZ_i 、 DZ_i 、 $Spr_i \cdot DZ_i$)。為聚焦「暫緩交易措施」的直接效果，筆者在表 13 統一節錄該措施觸發前後虛擬變量 DZ_i 前方係數，於投資人提出價位積極型委託與否、提出相對大額委託與否、提出撤單與否等三項決策為代表性委託行為於 OP 模型分析下的估計結果。

表 13 暫緩收盤啟動前後之 OP 模型分析：對各層面委託決策之影響(節錄)

大型股			小型股		
觀察範圍	虛擬變數 DZ_i 前方斜率係數(β_u^D)估計值	z 值	虛擬變數 DZ_i 前方斜率係數(β_u^D)估計值	z 值	
A. 投資人決策($u = 1$): 委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或出價具耐心($y_{1,i} = 0$)					
收盤競價完整 7 分鐘	-1.1539	†	-0.0041	-0.0283	
(啟動前後各 2 分鐘)	(-1.7680)	(†)	0.0148	0.0930	
有效觀測委託筆數	749	(354)	1,709	(834)	
Pseudo R ²	0.1716	(0.2036)	0.1285	(0.1741)	
B. 投資人決策($u = 2$): 提出相對大額委託($y_{2,i} = 1$)或相對小額委託($y_{2,i} = 0$)					
收盤競價完整 7 分鐘	3.9810	†	0.4052***	2.8406	
(啟動前後各 2 分鐘)	(4.5070)	(†)	(0.3568**)	(2.3091)	
有效觀測委託筆數	737	(354)	1,568	(834)	
Pseudo R ²	0.0283	(0.0395)	0.0271	(0.0400)	
C. 投資人決策($u = 3$): 提撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)					
收盤競價完整 7 分鐘	1.1650	†	0.4154***	3.4013	
(啟動前後各 2 分鐘)	(1.2491)	(†)	(0.3769***)	(2.8327)	
有效觀測委託筆數	1,082	(545)	2,256	(1,123)	
Pseudo R ²	0.0449	(0.0458)	0.0186	(0.0185)	

本表以觀察期間(2015 年 4 至 8 月份所有交易日)內實際觸發過「暫緩收盤措施」之大(小)型股票的 3 (42)次案例為取樣範圍，抽取其收盤競價階段內(“13:25-13:30”+“13:31-13:33”共 7 分鐘)逐筆委託記錄，進行該措施觸發之前與後各層面委託行為的 OP 模型實證分析。這些委託決策包括：(1)任意第 i 筆新進場委託出價急迫($y_{1,i} = 1$)或具耐心($y_{1,i} = 0$)。這兩等級委託的識別方式，參見第 4.1 節說明；(2)任意第 i 筆新進場委託張數相對偏大($y_{2,i} = 1$)或相對偏小($y_{2,i} = 1$)。這兩等級委託的識別方式，參見第

4.1 節說明：(3)任意第 i 筆委託屬於撤單($y_{3,i} = 1$)或新進場委託($y_{3,i} = 1$)。以出價是否積極($u = 1$)為例，此處設定投資人委託價位積極的隱性迫切程度 $y_{1,i} = \sum_{k=1}^8 \beta_u^k x_k^i + \varepsilon_{u,i}^Z$ ，其中 $\varepsilon_{u,i}^Z$ 為誤差項， x_k^i 則為第 k 項解釋變數。當 $y_{1,i}$ 高於待估門檻參數值 a_1^Z 時 $y_{1,i} = 1$ ，其餘 $y_{1,i} = 0$ 。此處 OP 模型解釋變數計有 8 項($K = 8$)，包括表 4 當中所列第 1、2、3、7、8 項(其定義與計算方式詳見該表)，及暫緩收盤虛擬變量(DZ_i)與其相關交乘項($DZ_i \cdot Spr_i \cdot DZ_i$)。 DZ_i 為「暫緩交易措施」啟動前後虛擬變量(用以捕捉本措施對委託行為造成的直接影響)，倘若該委託於措施啟動前(即 13:25-13:30 這段時間內)提出， $DZ_i = 0$ ；若是在該措施啟動後才提出，則 $DZ_i = 1$ 。考量到 2015 年 6 月 29 日前投資人無法於收盤競價階段觀察到限價簿各報價序列委託深度模擬試算資訊，故委託深度相關指標(參見表 4 第 4、5、6 項)皆未列為解釋變數。至於該筆委託是否屬相對大額($u = 2$)、投資人是否提撤單($u = 3$)等決策的 OP 模型設定大致相仿，故不再贅述。本研究二分歸屬於大、小型股案例之委託簿記錄(惟考量到可觀測值筆數有限，此處未再分拆個別股票)，進行前述(1)、(2)、(3)三種型態委託決策的 OP 模型估計。受限篇幅，本表僅節錄「暫緩交易措施」啟動前後虛擬變量 DZ_i 前方斜率係數(β_u^D)的估計結果(包括估計值、 z 值，連同用於 OP 模型中的有效觀測委託筆數、配適度指標 Pseudo R^2 等)，分別列在欄位 A、B、C。在估計值後方，本表也以上標***, **, *, 分別註記該係數可於 1%、5%、10%水準下顯著，而用於判斷其顯著性的 z 值皆按異質與自我相關一致性共變異數(HAC)矩陣計算(Newey and West, 1987)。除了觀察收盤競價完整 7 分鐘外，筆者也嘗試僅截取「暫緩收盤措施」啟動前後各 2 分鐘對稱時間(“13:28-13:30”+“13:31-13:33”)作為穩健性測試，其在本表對應的實證結果皆另註記於括號內，以資區別。倘若因樣本筆數過低或 OP 模型實證結果顯示係數估計值可能非唯一(unique)，則在 z 值欄位中以“†”符號加以註記。

根據 OP 模型的實證結果(參見表 13)，本研究將得以較嚴謹評估投資人(其身份類別主要為自然人)在「暫緩收盤措施」觸動前後委託決策上的改變情形。須說明的是，在大型股方面由於可觀測的委託筆數可能過低(參見表 12，尤其是在延後收盤觸發後加開的兩分鐘時間，3 次實際案例中連同撤單僅可觀察到 72 筆委託記錄)或係數估計值恐非唯一等因素，本節無從論證任何實證發現(在表 13，其結果在 z 值欄位皆以“†”符號加以註記)，故亦未能觀察到「暫緩收盤措施」對這部份投資人委託行為是否存有「冷卻效應」的顯著證據。相較之下，投資人對小型股委託的可觀測值筆數較充足(參見表 12，在延後收盤觸發後加開的兩分鐘時間，共可收集到 235 筆委託簿記錄)，其係數估計值也是唯一，故筆者將這部份的實證發現歸納如下。附帶一提地，穩健性測試結果(僅觀察啟動前後各 2 分鐘時間)與主要觀察範圍(收盤競價完整 7 分鐘)一致，原則上更加確認表 13 各項實證發現的可信度。

其一，「暫緩收盤措施」觸動後，投資人對小型股委託出價積極態度並無明顯趨降證據(參見欄位 A)。就政策實施意圖來說，延後收盤措施的用意在於當股價(以模擬撮合試算交易價格為判斷依據)於收盤前最末分鐘內(13:29-13:30)出現振盪過劇現象時，可適時地暫停交易一分鐘(13:30-13:31)緩和投資人激昂情緒，俾使其在加開的兩分鐘時間內(13:31-13:33)能夠「理性地」修改原委條件。然而，表中實證結果暗示投資人在已延後收盤的時間內，其出價雖未更趨急迫，但積極度也未見明顯趨緩。筆者推測，該實證發現之原因可能有二。或許證交所「偵測」到尾盤時間股價劇烈振盪的現象未源自「非理性」委託行為，而是肇因於實質有影響力的衝擊事件，故是否延後收盤並不影響投資人出價積極態度。另外，也可能尾盤時間股價劇烈振盪現象確實是來自部份投資人的「非理性」委託行為，而「暫緩收盤措施」的啟動反而「提醒」其他原本理性操作的投資人該檔個股正在經歷股價異常波動，在激化這部份投資人情緒下致削弱該措施原應發揮的「冷卻效果」。

其二，「暫緩收盤措施」觸動後，投資人對小型股每筆委託規模明顯增大(參見欄位 B)，其提出撤單意願也顯著增加(參見欄位 C)。由於這階段內的投資人以自然人居絕大多數(占九成以上，參見表 12)，每筆委託規模的擴大不宜以減少其拆單操作行為作詮釋。以上結果暗示，或許的確有部份投資人因接獲「暫緩收盤

措施」被觸動的訊息而在後續加開的兩分鐘時間內取消原委託並離場，但確實也發現若干投資人在提撤單之餘也繼續提出新委託。由於每筆新委託規模有明顯增大情況，推測應是投資人將原本偏向小額且零星的委託單取消後，合併再提規模相對較大的新委託所致。有趣的是，倘若委託價格相同或差異不大(由欄位 A 可知，暫緩收盤前後新進場委託的出價積極度無顯著變化)，投資人應無必要取消原委託後再提新單。以上諸多跡象表明，「暫緩收盤措施」觸發後似乎對投資人造成分歧影響，有部份委託者出價積極度被「冷卻」，但也有部份人反被「激化」，從而導致本研究觀察到投資人有先撤單後再度進場，但出價積極度卻呈現無法辨識轉強或轉弱方向之現象。綜合來說，「暫緩收盤措施」觸發後，似乎未能在投資人對小型股委託決策行為下，發揮到全面且一致性的「冷卻效果」。

5. 結論與建議

為消弭金融市場突發性重大消息面衝擊，或投資人「非理性」盲從、恐慌、激昂等操作心態導致的股價「過度」劇烈振盪，臺灣證交所不僅在個股每日漲跌幅度設置上限，也另頒行三種型態的個股暫緩交易措施(參見第 1.1、3.1 節內文說明)。特別的是，在追求與國際市場接軌，及加速股價調整至均衡合理價位等政策效益的考量下，股價每日漲跌幅限制也自 2015 年 6 月 1 日由施行逾 25 年的 7%一舉放寬至 10%，致使本次改革尤其受到產、官、學界甚至是投資人矚目。透過對巨量日內委託簿逐筆記錄進行適當的模型實證分析，本研究在漲跌幅限制加寬如何影響投資人委託決策與成效，乃至於是否改變受「磁吸效應」影響之股價範圍等課題，皆獲致了豐碩成果。並且，在以「暫緩收盤措施」為代表下，筆者也對這些近年陸續啟用的個股暫緩交易機制進行初步審視，以瞭解其能否發揮預期中應賦予投資人行為上的「冷卻效果」。

本文發現，「漲跌幅限制加寬」變革可能加深投資人對日內股價振盪轉趨劇烈的預期心理，從而牽動其多樣化的委託決策。以自然人來說，其在國內集中市場採取融資券交易者比例向來不低，這類投資人通常伴隨著操作經驗豐富(參見註 13)、風險愛好甚或略帶過度自信傾向。由於雙向當沖交易已於 2014 下半年開放上路，漲跌幅限制加寬有利擴展其最大獲利空間，故確實略微激勵自然人多進場提出委託，乃至推升對大型股的出價積極度。機構投資人所受影響則顯得不同，由於較仰賴程式交易或研究團隊集體決策，在預判股價振盪增強下反而略微抑制其進場意願，委託出價積極度也稍轉趨保守。雖然機構投資人在國內集中市場也經常實施拆單操作策略(張碩維、馬黛，2012)，但有可能是考量到股價振盪更趨激烈下「甜蜜」價位的存續時間更短，該動作在變革後稍有減少跡象。惟兩類投資人撤單意願一致地呈現提升，足見變革後讓市場參與者認定應修改原委託條件的場合或機會稍有增加，不論這樣的狀況係出於價真實振盪轉劇，或是源自於對這方面的預期心理所致。此外，由於小型股象徵流動性相對缺乏之市場，研究中也發現該特質可能會削弱放寬漲跌幅限制帶來的影響效應。譬如，變革雖可輕微

激勵自然人對大型股出價積極度，但恐因顧慮到交易環境流動性低落等因素，這樣的激勵效果在對小型股委託中便不易辨識。類似地，本次變革稍有正向激勵(反向抑制)自然人(機構投資人)對大型股進場提出新委託之意願，惟這樣的影響力放在小型股上已效果甚微。

更具政策意涵的是，放寬漲跌幅限制變革是否會進一步衝擊到投資人的委託成效或相關交易福祉？本文觀察到，很可能是受到出價積極度輕微升高(降低)之影響，自然人(機構投資人)所提新委託於當盤可撮合成交的機率於變革後傾向增加(減少)，但此衝擊效應在小型股相對偏弱。也恐基於同樣因素，導致自然人(機構投資人)所提新進場委託在變革後反而傾向成交在相對不利(划算)的價位。不可諱言地，在當前國內集中市場僅允許投資人申報限價單的現況下，委託者將擔負「被撿便宜」(Hollifield et al., 2006)與「未成交」(Griffiths et al., 2000)等兩種型態風險。筆者發現，變革後兩類投資人委託因行情朝自身委買、賣相反方向驟然轉向而導致的「被撿便宜」風險一致地增高。這樣的結果一方面固然根源於自然人出價積極度增溫的反應，另方面也如實反映出股價日內瞬時振盪可能轉趨劇烈之問題。另方面，由於證交所基本上不改變盤中仍採集合競價的交易規則，變革後投資人委託面臨的「未成交」風險幸未增加。依綜合曝險度來看，兩類投資人承擔的委託單風險，確實也多半呈現升高。倘從本研究相關實證結果評估「放寬漲跌幅限制」之施行損益，這次變革在追求與國際市場接軌及加快股價合理調整等政策效益的同時，是有可能讓自然人付出成交在不利價位，且承受更多「被撿便宜」風險之代價。由於自然人傳統上被視作資訊弱勢方，而臺灣證交所在其政策指導方針上也一直致力於消弭資訊不對稱(例如逐步推動限價簿透明化等，參見註 4 說明)與維護弱勢方權益，故本次放寬漲跌幅限制(甚至是未來再次擴大漲跌幅限制至 30%或是乾脆取消該限制)之變革所衍生的施行損益及其權衡取舍，值得注意。

除深究漲跌幅限制加寬對投資人委託決策及其成效之影響外，本文也連帶取得不少次要但內蘊意涵的研究發現。首先，有別於傳統上多數文獻從股價動向角度檢視設置漲跌幅限制下將產生「磁吸效應」(Subrahmanyam, 1994)或「冷卻效果」(Phylaktis et al., 1999)，筆者改從其源頭面，即投資人出價積極度係如何跟隨股價所在範圍改變作出相應變化來觀察以上課題。實證結果顯示，不論變革前後，當股價迫近到與己方向向漲跌停板價位僅剩 1%(按當日平盤價格衡量)以內範圍時，投資人出價積極度開始出現可辨識的轉強跡象，呼應文獻上的「磁吸效應」觀點。進而也發現，對象徵資訊弱勢方的自然人，或是對代表市場流動性相對缺乏的小型股提出委託時，前述「磁吸效應」特徵又更加明顯。Subrahmanyam (1994)主張「磁吸效應」根源於投資人對成交機會或將耗竭的「預期」或「焦慮」心態。由於自然人較易出現從眾行為與過度情緒化反應，而小型股成交機會亦原本偏低，這些因素都可能加深投資人「焦慮」致強化「磁吸效應」的影響力。有趣的是，本研究結果不僅指出具「磁吸效應」的股價範圍大抵出現在緊鄰停板價位在 1%以內範圍，漲跌幅限制加寬後此帶狀區間還會緊跟停板價位而整塊平行

外移。當變革實施後，這 1% 帶狀區間內流露的「磁吸效應」特徵還略有加強，很可能也恰反映出投資人更加擔心成交機會即將耗盡的「焦慮」心態。其次，本文也以「暫緩收盤措施」為代表觀察個股暫緩交易機制的施行成效。惟從實證結果來看，該措施觸發後似對投資人造成分歧影響，部份非理性者的委託出價積極度確實有可能略趨「緩和」，但也不排除有部份人反被此突發訊息所「激化」，致無法全面且一致性地觀察到該機制預期應發揮的「冷卻效果」。Fama (1989) 指出多處交易所屢見暫緩交易機制不易順利冷卻場內投資人情緒之案例。筆者關於「暫緩收盤措施」在國內集中市場實施成效的觀察，也頗有類似之處。

不可否認地，即便可歸納出相當豐碩的實證發現，本文仍有其政策應用上與研究方法上的侷限性，茲分述如下。其一，由於放寬漲跌幅限制改革是臺灣股市整體「證券市場揚升計畫」(於 2015 年 2 月推出)中相當重要的一環，故增加交易動能也同樣是本次變革主要的政策目標之一。事實上，這樣的思考並非憑空想象而來，因為早在 2014 下半年起證交所已全面開放雙向當沖交易，漲跌幅限制加大無疑可增加價差操作的最大獲利空間，對從事這方面交易的投資人頗具吸引力(本研究在自然人進場委託意願、出價積極度上確實都有觀察到這樣的現象)。然而，變革卻對機構投資人帶來完全反向的影響，輕微地壓抑其進場委託意願與出價積極度。換言之，由於自然人與機構投資人占集合市場成交金額比例相當(參見圖 2，以 2015 年為例分別是 52.4%、47.6%)，根據本研究結果實難直接答覆這次變革是否有利於提升整體市場交易能量。然而，倘若自然人在國內集中市場踴躍參與狀況有機會回復至過往水準(參見圖 2，例如在 2004 年其成交金額占比曾高達 75.9%)，可以預見漲跌幅限制加寬對股市交易動能應該會帶來助力而非阻力。

其二，在研究模型設計上，本文係藉助虛擬變量標示變革前後階段樣本期間(或是在次要研究中用以區隔暫緩收盤措施觸動前後時間)。由於投資人委託行為的變化不排除兼有其長短期時間趨勢，故現有模型架構下實不易徹底釐清文中發現的委託決策改變究竟是出自變革本身或單純在反映時間變化趨勢。近年來在管理或財務領域議題實證文獻中，開始見到推廣「差異中差異」(difference-in-difference)分析方法用以排除時間趨勢對特定事件前後目標變數變動情勢之干擾。這些議題涵蓋企業併購與就業保障(Dessaint et al., 2017)、高階經理人薪酬與企業聲望(Focke et al., 2017)、金融市場資訊不對稱與產品銷售(Billett et al., 2017)等。如何將「差異中差異」分析法的概念與技巧妥適地應用至使用日內委託、成交、或揭示簿等巨量資料的交易機制變革議題，將會是後續相關研究須克服的挑戰，但也誠然是精進這方面研究架構的新契機。

附錄 1 如何按連續競價模式試算限價簿最佳一檔「未成交」買賣報價？

本研究中最為關鍵的課題之一，就是如何按連續競價模式計算個股於交易時間內任意時點的最佳一檔「未成交」委買賣報價。取得該詳細數據後，便可求出個股

在每個時點的市場均衡價值(即共識價值)，從而推算每筆委託之成效及其提出後實際面臨的各式風險程度。並且，該模擬試算數據也可用於重建買賣價差、股價潛在波動程度的動態變化全貌。惟在進行模擬試撮前，實有必要介紹臺灣證交所現行的每盤競價撮合準則，即「滿足最大成交量原則」，而筆者也遵照此概念完成本研究所需每次撮合試算。其原則有二：其一，在限價簿所有的報價序列中，挑選出可獲致最大成交張數者為本次撮合之成交價格。參與本盤撮合的委託中，凡委買(賣)價高(低)於成交價格者，須悉數成交。委託價格等於成交價格者，其委買、賣雙方至少須有一側委託張數可全部成交。其二，倘若有兩個(含)以上報價符合前述原則一時，以較接近最近一次撮合成交價格者為本次撮合成交價格。惟狀況若發生在開盤撮合，前次撮合成交價格則為昨日收盤股價。

由於國內集中市場全部日內交易時間仍採用集合競價機制，參照曾翊恆、魏品揚(2017)作法，本文透過下列程序(以 Gauss 軟體撰寫)自行推算按連續競價模式模擬之限價簿資訊。步驟一，自 8:30 起依申報時間順序將每筆新進場委託張數按照出價堆積至限價簿上。若遇撤單，則扣減其申報退場張數。步驟二，不論是新進場委託或撤單，筆者在每筆委託提出後，皆援引證交所現行的「滿足最大成交量原則」實施模擬撮合，藉以體現連續競價模式中委託單「隨到隨撮」的基本精神。試撮後限價簿「未成交」最佳一檔委買賣報價，便成為下一筆委託提出之際，按連續競價模式試算的限價簿最佳報價。須注意的是，由於僅是「模擬」撮合，參與本次試撮之委託張數除自行離場者(即撤單)外，都將持續納入下一次模擬撮合試算。步驟三，自開盤撮合(於 9:00 起算的 40 秒內隨機實施)起及後續分盤競價階段的每盤撮合時點，就須將實際成交的委託張數從限價簿中扣除。在每次實際撮合時，先計算限價簿上委買(賣)方不低(高)於當次撮合交易價格之所有報價序列委託張數總和，並定義買、賣方中該委託張數總和較少(多)一側為「短(長)邊」。接著，核對限價簿各報價序列，凡委買(賣)價高(低)於當次撮合交易價格者，其委託張數因成交而全數歸零；在等於當次撮合交易價格之報價的委買、賣雙方，「短邊」一側委託張數因成交而歸零，「長邊」一側委託張數則在扣掉已成交者後減少為「長邊」與「短邊」各自委託張數總和之差額；至於委買(賣)價低(高)於當次撮合交易價格者，其委託張數因未成交而悉數保留。當然，若本次撮合未實際促成交易，限價簿就維持撮合前原本狀態。步驟四，在分盤競價階段的任兩次撮合時點間，則反覆進行每筆委託單匯入限價簿(前述步驟一)與模擬依「滿足最大成交量」原則隨到隨撮(前述步驟二)之動作，以獲取相對應之連續競價模式下限價簿「未成交」最佳一檔委買賣報價等內文所需數據。

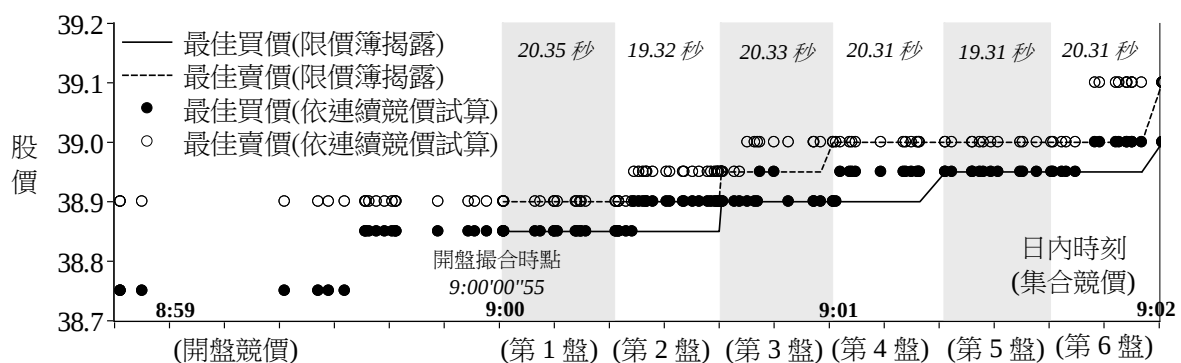
在以上步驟中，若聚焦按連續競價模式試撮之動作，可再具體說明如下。假設第 i 筆委託於某盤(可為開盤競價或盤中的分盤競價)實際撮合時點前提出。此時，可對委託提出前限價簿完整價量狀態依「滿足最大成交量原則」進行模擬試撮，以推算當前之限價簿「未成交」最佳一檔委買賣報價。令 q_j 代表個股當日符合檔次規定(參見註 15)的第 j 檔報價，依數值由低而高可排列為 $q_1 < q_2 < \dots < q_j$ ，其中 q_j 、 q_1 分別為漲、跌停板價位。 $Z^R(q_j)$ 為對應於報價 q_j 的限價簿委託深

度，而上標 R 為 $B(S)$ 代表當中委買(賣)一側之張數。此限價簿完整價、量狀態數據係由本文依據當日委託簿、成交簿日內資訊逐筆「重建」而得(詳見前述步驟一至四)，並非意指證交所揭露之限價簿價、量資訊。惟每盤實際撮合後，證交所揭露的最佳五檔未成交價、量(參見圖 1)至少在尚未有投資人再提委託之前，會與本文「重建」完整限價簿相應區塊之內容相吻合。

為進一步說明，令 $BZ(q_j) \equiv \sum_{v=j}^J Z^B(q_v)$ 、 $SZ(q_j) \equiv \sum_{v=1}^j Z^S(q_v)$ ，分別表示完整限價簿中願意以價位 q_j 對個股進行買進、賣出之委託張數，故 $BZ(q_1) \geq BZ(q_2) \geq \dots \geq BZ(q_J)$ 、 $SZ(q_j) \geq SZ(q_{j-1}) \geq \dots \geq SZ(q_1)$ 。根據「短邊法則」，若採用價位 q_j 進行撮合，其可成交張數 $TZ(q_j) \equiv \min\{BZ(q_j), SZ(q_j)\}$ 。為與證交所現行的「滿足最大成交量原則」一致，筆者以 Gauss 軟體撰寫格子搜尋法(grid search method)程序，推算出本次試撮成交價格 $RP \equiv \operatorname{argmax}_{q_j \in \{q_1, q_2, \dots, q_J\}} TZ(q_j)$ 。倘若所推得者並非唯一，例如出現集合 $\{q_{v_1}, q_{v_2}, \dots, q_{v_M}\}$ ，則再取當中最接近前一次實際撮合交易價格(以 P_{-1} 表示，若是在開盤競價階段，即意指昨日收盤股價)者為試撮成交價格，即 $RP \equiv \operatorname{argmin}_{q_j \in \{q_{v_1}, q_{v_2}, \dots, q_{v_M}\}} |q_j - P_{-1}|$ 。在確定試撮價格為 RP 後，「重建」之完整限價簿中舉凡委買(賣)報價高(低)於 RP 者都將視為可全數「模擬成交」，試撮後限價簿這些報價「未成交」張數降至零；報價恰等於 RP 者，使得 $BZ(q_j = RP)$ 、 $SZ(q_j = RP)$ 較少之一側(為買或賣其中一方)其試撮後「未成交」張數亦降到零，較多之一側的「未成交」張數則減為 $|BZ(RP) - SZ(RP)|$ ；至於委買(賣)報價低(高)於 RP 者，其試撮後「未成交」張數不變，與事前相同。最後，挑出試撮後限價簿「未成交」委買(賣)張數仍大於零之報價序列，依其數值由小至大(大至小)順序排列為 $q_{b_1} < q_{b_2} < \dots < q_{b_H}$ ($q_{s_1} > q_{s_2} > \dots > q_{s_L}$)。因為是反映「未成交」委託報價，故 $q_{b_H} < q_{s_L}$ 必然成立，試撮參考成交價 RP 則可能等於其中之一，或介於這兩者間。對第 i 筆委託來說，其申報前按連續競價模式試算之限價簿「未成交」最佳一檔委買(賣)報價 $B_1^{sm} \equiv q_{b_H}$ ($S_1^{sm} \equiv q_{s_L}$)，該數據於內文將用於評估每筆委託之積極狀態，乃至限價簿揭露資訊之品質等關鍵課題，在本研究中扮演吃重角色。

參見附圖 1，筆者以範例股票(臺泥，股票代碼 1101)演示證交所揭露與本文按連續競價模式試算之限價簿最佳一檔報價，於某特定日期(2013/5/31)的日內變化情形。觀察時間為 8:59-9:02 這三分鐘，其中涵蓋開盤競價階段(9 點整又 0.55 秒之前)與之後六次分盤競價過程。為清楚辨識，證交所揭露之最佳買、賣報價，以黑色實、虛線條標示；每筆委託記錄提出前皆進行模擬試撮，其「未成交」最佳買、賣報價標記為一對(縱向來看)黑色實、空心圓點。圖中也透露若干有趣特徵，例如在開盤競價最末一分鐘內，證交所雖未揭露限價簿資訊，模擬試算之最佳一檔「未成交」委買、賣報價間距仍漸縮小至一個檔次(0.05 元)寬度，象徵投資人對股價愈益凝聚共識。進入分盤競價階段後，因隸屬樣本期間 1.1，每盤時距約為 20 秒鐘。同一盤競價過程中，投資人見到的證交所揭露限價簿資訊固定不變(於競價最初就揭露)，但模擬試算之最佳一檔報價卻可能會因反映委託情勢

變化而有所起伏波動。換言之，證交所揭露之最佳報價與連續競價下試算者未必隨時能夠脗合，本文乃透過這兩項數據相符狀況評估限價簿揭露資訊之品質。附帶一提地，在每盤第 1 筆委託提出前，完整限價簿中最佳五檔報價其實就等同於證交所揭露的前一盤撮合後未成交最佳五檔報價。亦即，此時模擬試撮之最佳報價必然與交易所揭露者完全一致。以圖中這六盤各約 20 秒的競價為例，代表每盤第 1 筆委託對應的模擬試算「未成交」最佳買、賣報價之實、空心圓點，都絲毫不差地「接軌」於標示證交所揭露限價簿最佳買、賣報價之實、虛線上。實際上，藉由檢視逐檔股票、逐交易日乃至逐盤競價過程，筆者仔細查核過兩種型態之限價簿最佳一檔委買、賣報價(證交所揭露的最佳一檔報價，可從揭示檔日內資料直接讀取)，在每盤第 1 筆委託提出前皆準確「接軌」無誤，從客觀上驗證了本文按連續競價模式所推算限價簿「未成交」最佳報價數據之正確性。



附圖 1 限價簿最佳一檔委託買賣報價日內變化: 證交所揭露 vs. 連續競價試算

註: 本圖描繪示範個股(臺泥, 股票代碼 1101)在某特定日期(2013/5/31), 其限價簿未成交最佳一檔委買賣報價(證交所揭露資訊)與模擬試撮後「未成交」最佳一檔委買賣報價(依連續競價模式試算), 於 8:59-9:02 這三分鐘時間的日內變化情形。為便於觀察, 證交所揭露之限價簿最佳委買、賣報價, 以黑色實、虛線標示。觀察時間內凡有委託(含新進場委託及撤單)記錄, 則標示每筆委託提出前按連續競價模式試算之限價簿「未成交」最佳一檔委買、賣報價。其中, 委買、賣報價分別以黑色實、空心圓點註記。此外, 當日的 9:00'00'55 (9 點整又 0.55 秒)之前屬於開盤競價階段, 其後接續 6 次分盤競價過程(以反覆相間之灰、白色區塊表示), 每盤持續時間於圖中上方以斜體字註記。資料來源, 臺灣證券交易所與本文整理。

參考文獻

- 王宏瑞(2015), 「淺談盤中逐筆競價機制對於開、收盤資訊揭露的影響」, 《證券服務》, 638, 38-44。
- 王明昌、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(1), 1-48。
- 周賓凰、吳壽山(1998), 「漲跌幅限制之再探討」, 《財務金融學刊》, 6, 19-48。
- 李怡宗、劉玉珍、王錦瑩、陳薇如、賴文弘(2009), 「限價簿委託資訊透明度與市場品質」, 《證券市場發展季刊》, 21(1), 51-86。
- 洪碧霞、陳瑞璽、黃永成、廖信彥(2012), 「委託單失衡、投資人類別與股票報酬之實證研究」, 《證券市場發展季刊》, 24(2), 1-48。
- 張維碩、馬黛(2012), 「由個股價格跳躍觀點分析台股漲跌幅限制放寬措施」, 《管理與系統》, 19, 701-727。
- 曾翊恆(2014), 「投資人如何在收盤集合競價時間決定委託價、量積極度? 探究資訊揭露對自然人與機構投資人的影響」, 《經濟論文叢刊》, 42, 539-599。
- 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, 39-102。
- 曾翊恆、魏品揚(2017), 「盤前公開資訊、開盤價格發現與投資人委託決策」, 《經濟論文》, 45(4), 503-598。

- 楊世傑(2004)，「近年來調整股市漲跌幅對市場價量影響分析」，《證交資料》，508，13-19。
- 詹場、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(1)，49-101。
- 蔡佩雯(2015)，「『放寬股市漲跌幅度及擴大當沖範圍』措施之介紹」，《證券暨期貨月刊》，33，5-14。
- 薛立言、陳獻儀(2004)，「漲跌幅限制變化對投資人預期之影響」，《臺大管理論叢》，14，179-196。
- 顏月珠(2010)，《無母數統計方法》，第8版，台北：顏月珠發行。
- Ahn, H.-J., K.-H. Bae, and K. Chan (2001), "Limit Orders Depth and Volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong", *Journal of Finance*, 56, 767-788.
- Ai, C. and E.C. Norton (2003), "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, 80, 123-129.
- Aitken, M., N. Almeida, F.H.deB. Harris, and T.H. McInish (2007), "Liquidity Supply in Electronic Markets," *Journal of Financial Markets*, 10, 144-168.
- Alangar, S., C. Bathala, and R.P. Rao (1999), "The Effect of Institutional Interest on the Information Content of Dividend-Change Announcement," *Journal of Financial Research*, 22, 429-448.
- Back, K., C. H. Cao, and G. A. Willard (2000), "Imperfect Competition among Informed Traders", *Journal of Finance*, 55, 2117-2155.
- Bae, K.-H., H. Jang and K. S. Park (2003), "Traders' Choice between Limit and Market Orders: Evidence from NYSE Stock," *Journal of Financial Markets*, 6, 517-538.
- Belcher, L., C.K. Ma, and J.E. Mallett (2003), "The Information Content of Price Limit Moves," *International Journal of Business*, 8, 121-148.
- Biais, B., P. Hillion, and C. Spatt (1995), "An Empirical Analysis of the Limit Order Book and the Order Flow in the Paris Bourse," *Journal of Finance*, 50, 1655-1689.
- Bildik, R. and G. Gülay (2006), "Are Price Limits Effective? Evidence from the Istanbul Stock Exchange," *Journal of Financial Research*, 29, 383-403.
- Billett, M.T., J.A. Garfinkel, and M. Yu (2017), "The Effect of Asymmetric Information on Product Market Outcomes," *Journal of Financial Economics*, 123, 357-376.
- Bortoli, L., A. Frino, E. Jarnecic, and D. Johnstone (2006), "Limit Order Book Transparency, Execution Risk, and Market Liquidity: Evidence from the Sydney Futures Exchange," *Journal of Futures Markets*, 26, 1147-1167.
- Chan, S.H., K. Kim, and S.G. Rhee (2005), "Price Limit Performance: Evidence from Transactions Data and the Limit Order Book," *Journal of Empirical Finance*, 12, 269-290.
- Chen, Y.-M. (1997), "Price Limits and Liquidity: A Five-Minute Data Analysis," *Journal of Financial Studies*, 4, 45-65.
- Chen, A., S.L. Chiou, and C. Wu (2004), "Efficient Learning under Price Limits: Evidence from IPOs in Taiwan," *Economics Letters*, 85, 373-378.
- Cho, D. D., J. Russell, G. C. Tiao, and R. Tsay, (2003), "The Magnet Effect of Price Limits: Evidence from High-frequency Data on the Taiwan Stock Exchange," *Journal of Empirical Finance*, 10, 133-168.
- Cho, J.-W., and E. Nelling (2000), "The Probability of Limit Order Execution," *Financial Analysts Journal*, 56, 28-33.
- Chou, P.-H. (1997), "A Gibbs Sampling Approach to the Estimation of Linear Regression Models under Daily Price Limits," *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, 39-62.
- Chou, P.-H., R.K. Chou, K.-C. Ko, and C.-Y. Chao (2013), "What Effects the Cool-Off Duration under Price Limits?" *Pacific-Basin Finance Journal*, 24, 256-278.
- Christie W.G., S.A. Corwin, and J.H. Harris (2002), "Nasdaq Trading Halts: The Impact of Market Mechanism on Prices Trading Activity, and Execution Costs," *Journal of Finance*, 57, 1443-1478.
- Chung, J. and L. Gan (2005), "Estimating the Effect of Price Limits on Limit-Hitting Days," *The Econometrics Journal*, 8, 79-96.
- Cohen, K. J., S. F. Maier, R. A. Schwartz, and D. K. Whitcomb (1981), "Transaction Costs Order Placement Strategy and the Existence of the Bid-ask Spread," *Journal of Political Economy*, 89, 287-305.
- Copeland, T. E., and D. Galai (1983), "Information Effects on the Bid-Ask Spreads," *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- Coursey, D.L. and E.A. Dyl (1990), "Price Limits, Trading Suspension, and the Adjustment of Prices to New Information," *Review of Futures Markets*, 9, 342-371.
- Dessaint, O., A. Golubov, and P. Volpin (2017), "Employment Protection and Takeovers," *Journal of Financial Economics*, 123, 369-388.
- Diacogiannis, G.P., N., Patsalis, N.V., Tsangarakis, and E.D. Tsiritakis (2005), "Price Limits and

- Overreaction in the Athens Stock Exchange,” *Applied Financial Economics*, 15, 53-61.
- Duong, H. N., P. S. Kalev, and C. Krishnamurti (2009), “Order Aggressiveness of Institutional and Individual Investors,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 533-546.
- Fama, E.F. (1989), “Perspectives on October 1987, or What Did We Learn from the Crash?” In *Black Monday and the Future of the Financial Markets*, edited by Robert W. Kamphuis, Jr., Roger C. Kormendi, and J.W. Henry Watson, New York, NY: Irwin.
- Farag H. (2013), “Price Limit Bands, Asymmetric Volatility and Stock Market Anomalies: Evidence from Emerging Markets,” *Global Finance Journal*, 24, 85-97.
- Farag H. (2015), “The Influence of Price Limits on Overreaction in Emerging Markets: Evidence from the Egyptian Stock Exchange,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 190-199.
- Flood, M. D., R. Huisman, K. G. Koedijk, and R. J. Mahieu (1999), “Quote Disclosure and Price Discovery in Multiple-dealer Financial Markets,” *Review of Financial Studies*, 12, 37-59.
- Focke, F., E. Maug, A. Niessen-Ruenzi (2017), “The Impact of Firm Prestige on Executive Compensation,” *Journal of Financial Economics*, 123, 313-336.
- Fong, K.Y.L. and W.-M. Liu (2010), “Limit Order Revisions,” *Journal of Banking and Finance*, 34(8), 1873-1885.
- Foster, F. Douglas and S. Viswanathan (1996), “Strategic Trading when Agents Forecast the Forecasts of Others,” *Journal of Finance*, 51, 1437-1478.
- George, T.J. and C.Y. Hwang (1995), “Transitory Price Changes and Price-Limit Rules – Evidence from the Tokyo Stock-Exchange,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 313-327.
- Goettler, R.L., C.A. Parlour, and U. Rajan (2005), “Equilibrium in A Dynamic Limit Order Market,” *Journal of Finance*, 5, 2149-2192.
- Greene, W.H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th ed., New Jersey: Pearson/Prentice Hall.
- Greenwald, B. and J. Stein (1988), “The Task Force Report: The Reasoning behind the Recommendations,” *Journal of Economic Perspectives*, 2, 3-23.
- Griffiths, M.D., B. F. Smith, D.A.S. Turnbull, and R.W. White (2000), “The Costs and the Determinants of Order Aggressiveness,” *Journal of Financial Economics*, 56, 65-88.
- Haghighi, A., S. Fallahpour, and R. Eyvazlu (2016), “Modelling Order Arrivals at Price Limits Using Hawkes Process,” *Finance Research Letters*, 19, 267-272.
- Hall, A.D. and P. Kofman (2001), “Limits to Linear Price Behavior: Futures Prices Regulated by Limits,” *Journal of Futures Markets*, 21, 463-488.
- Handa, P. and R. A. Schwartz (1996), “Limit order trading,” *Journal of Finance*, 51, 1835-1861.
- Hasbrouck, J. and T.S.Y. Ho (1987), “Order Arrival, Quote Behavior, and the Return-Generating Process,” *Journal of Finance*, 42(4), 1035-1048.
- Henke H. and S. Voronkova (2005), “Price Limits on A Call Auction Market: Evidence from the Warsaw Stock Exchange,” *International Review of Economics and Finance*, 14, 439-453.
- Hirose, T., H.K. Kato and M. Bremer (2009), “Can Margin Traders Predict Future Stock Returns in Japan?” *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 41-57.
- Holder, M.E., C.K. Ma, and J.E. Mallet (2002), “Futures Price Limit Moves as Options,” *Journal of Futures Markets*, 22, 901-913.
- Hollifield, B., R.A. Miller, P. Sandas, and J. Slive (2006), “Estimating the Gains from Trade in Limit-order Markets,” *Journal of Finance*, 61, 2753-2804.
- Hsieh P.-H., Y.H. Kim, and J.J. Yang (2009), “The Magnet Effect of Price Limits: A Logit Approach,” *Journal of Empirical Finance*, 16, 830-837.
- Huang, Y.S. (1998), “Stock Price Reaction to Daily Limit Moves: Evidence from the Taiwan Stock Exchange,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, 469-483.
- Huang, Y.S., T. Fu, and M. Ke (2001), “Daily Price Limits and Stock Price Behavior: Evidence from the Taiwan Stock Exchange,” *International Review of Economics and Finance*, 10, 263-288.
- Karen, M.B., S.A. Tarim, and G. Muradoglu (2003), “Overreaction to Daily Price Limits in the Istanbul Stock Exchange,” working paper.
- Kim, K.A. and P. Limpaphayom (2000), “Characteristics of Stocks that Frequently Hit Price Limits: Empirical Evidence from Taiwan and Thailand,” *Journal of Financial Market*, 3, 315-332.
- Kim, K.A. and R.J. Sweeney (2002), “Effects of Price Limits on Information Revelation: Theory and Empirical Evidence,” Georgetown University Working Paper.
- Kim, K.A. and S.G. Rhee (1997), “Price Limit Performance: Evidence from the Tokyo Stock Exchange,” *Journal of Finance*, 52, 885-901.
- Kim, Y.H. and J.J. Yang (2004), “What Makes Circuit Breakers Attractive to Financial Market? A Survey,” *Financial Markets Institutions and Instruments*, 13, 109-146.
- Kim, Y.H. and J.J. Yang (2008), “The Effect of Price Limits on Intraday Volatility and Information Asymmetry,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 16, 522-538.

- Kim, Y.H., J. Yagüe, and J.J. Yang (2008), "Relative Performance of Trading Halts and Price Limits: Evidence from Spanish Stock Exchange," *International Review of Economics and Finance*, 17, 197-215.
- Kryzanowski, L. and H. Nemiroff (1998), "Price Discovery around Trading Halts on the Montreal Exchange Using Trade-by-Trade Data," *Financial Review*, 33, 195-212.
- Kyle, A.S. (1988), "Trading Halts and Price Limits," *The Review of Futures Markets*, 7, 426-434.
- Lee, C.M.C., M.J. Ready, and P.J. Seguin (1994), "Volume, Volatility, and New York Stock Exchange Trading Halts," *Journal of Finance*, 49, 183-214.
- Lee, J.H. and R.K. Chou (2004), "The Intraday Stock Return Characteristics Surrounding Price Limit Hits," *Journal of Multinational Financial Management*, 14, 485-501.
- Lehmann, B.N. (1989), "Commentary: Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits," *Journal of Financial Services Research*, 3, 205-209.
- Li, H., D. Zheng, J. Chen (2014), "Effectiveness, Cause and Impact of Price Limit – Evidence from China's Cross-Listed Stocks," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 29, 217-241.
- Liu, W.M. (2009), "Monitoring and limit order submission risks", *Journal of Financial Markets*, 12, 107-141.
- Lo, I. and S.G. Sapp (2010), "Order Aggressiveness and Quantity: How Are They Determined in A Limit Order Market?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20, 213-237.
- Ma, C.K., R.P., Rao, and R. Stephen Sears (1989), "Volatility, Price Resolution, and the Effectiveness of Price Limits," *Journal of Financial Services Research*, 3, 165-199.
- Ma, T., Y.L. Lin, and H.K. Chen (2008), "Are Investor More Aggressive in Transparent Market?" *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37(2), 343-380.
- Madura, J., N. Richie, and A. Tucker (2006), "Trading Halts and Price Discovery," *Journal of Financial Services Research*, 30, 311-328.
- Nath, P. (2003), "Do Price Limit Behave like Magnets?" working paper.
- Nath, P. (2005), "Are Price Limits Always Bad?" *Journal of Emerging Market Finance*, 4, 281-313.
- Ni, Y. and P. Huang (2015), "Do IPOs Matter for Price Limits? Evidence from Taiwan," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 74-83.
- O'Hara, M. (2007), "Optimal Microstructures," *European Financial Management Journal*, 13, 832-852.
- Parlour, C.A. (1998), "Price Dynamics in Limit Order Markets," *Review of Financial Studies*, 11, 789-816.
- Pascual, R. and D. Veredas (2009), "What Pieces of Limit Order Book Information Matter in Explaining Order Choice by Patient and Impatient Traders?," *Quantitative Finance*, 9, 527-545.
- Phylaktis K., M. Kavussanos, and G. Manalis (1999), "Price Limits and Stock Market Volatility in Athens Stock Exchange," *European Financial Management*, 5, 69-84.
- Ranaldo, A. (2004), "Order Aggressiveness in Limit Order Book Markets," *Journal of Financial Market*, 7, 53-74.
- Sovan Deb, S., P. Kalev, and V. Marisetty (2013), "Flexible Price Limits: The Case of Tokyo Stock Exchange," *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money*, 24, 65-84.
- Subrahmanyam, A. (1994), "Circuit Breakers and Market Volatility: A Theoretical Perspective," *Journal of Finance*, 49, 237-254.
- Subrahmanyam, A. (1995), "On Rules versus Discretion in Procedures to Halt Trade," *Journal of Economics and Business*, 47, 1-16.
- Telser, L.G. (1981), "Margins and Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, 1, 225-253.
- Tseng Y.H. and S.H. Chen (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(A), 241-272.
- Tseng Y.H., C. Chang and K. Wang (2017), "Order Choices, Order Performance, and Price Discovery during Closing Call Auctions - A Case Study of Improved LOB Disclosure in Taiwan Stock Exchange," *Journal of Financial Studies*, 25(2), 105-156.
- Valenzuela, M. and I. Zer (2013), "Competition, Signaling and Non-walking Through the Book: Effects on Order Choice," *Journal of Banking and Finance*, 37, 5421-5435.
- Wang, M., Y. Ding and P. Hsin (2018), "Order Aggressiveness and the Heating and Cooling-off Effects of Price Limits: Evidence from Taiwan Stock Exchange," *Journal of Economics and Management*, 14, 191-216.
- Wei, K.C. and R. Chiang (2004), "A GMM Approach for Estimation of Volatility and Regression Models When Daily Prices are Subject to Price Limit," *Pacific-Basin Finance Journal*, 12,

445-461.

Wu, T., Y. Wang, and M.-X. Li (2017), "Post-Hit Dynamics of Price Limits in the Chinese Stock Markets," *Physica A*, 465, 464-471.

Yamamoto R. (2011), "Order Aggressiveness, Pre-trade Transparency, and Long Memory in An Order-Driven Market," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35, 1938-1963.