DOI: 10.6277/TER.2014.424.4

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之影響

曾翊恆*

本文使用2012年2月20日「收盤前資訊揭露新制」實施前後, 各約3個月的國內集中市場委託記錄、限價簿資訊等高頻日內資料, 並透過兩階段 sequential ordered probit (SOP) 模型, 分析象徵資訊弱勢、優勢方的自然人與機構投資人, 如何在收盤集合競價這5分鐘時間內, 擬定其委託價、量積極度決策, 俾利填補這部份實證研究缺口。我們發現, 資訊揭露新制實施後, 兩類投資人委託價、量積極度都稍見滑落。在自然人方面, 限價簿透明化降低交易訊息收集成本, 從而紓緩其委託積極度; 對於機構投資人, 限價簿增加揭露後將降低收盤集合競價對比常規交易時間的相對吸引力, 導致其委託積極度亦趨下降。倘若另將委託出價識別爲四等級積極度, ordered probit (OP) 模型邊際機率估計結果暗示, 新制實施後自然人 (機構投資人) 於收盤集合競價時間, 大致偏重考量未成交風險高低 (能否隱藏其交易意圖)。尤其是, 機構投資人會傾向提出劣於限價簿模擬試算最佳同邊報價之委託, 俾利隱藏交易資訊。

關鍵詞: 收盤集合競價, 限價簿, 透明度, 委託積極度
JEL 分類代號: C35, G02, G10

*作者爲元智大學管理學院助理教授。感謝淡江大學財務金融學系李命志教授, 於筆者在「台灣經濟學會2013年年會」發表時, 對本文提供諸多寶貴建議。也感謝兩位匿名審查人惠賜各項指正與修改建議, 在此一併致謝。本文如有疏漏或謬誤之處, 當屬作者之責。

期刊資料庫

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 42:4 (2014), 539–599。
國立台灣大學經濟學系出版

1 緒論

1.1 研究目的與動機

在無造市者 (market maker) 機制下, 歐洲、澳洲乃至亞洲各地 (包括台灣在內) 股市多屬委託單導向市場 (order driven market), 交易所須仰賴撮合場內買賣委託後方能決定成交價格。衆所周知, 日內歷次交易價格中, 又屬開、收盤股價尤具特殊意義。一般來說, 開盤價爲現貨市場首項饒富資訊內涵之價格訊息; 收盤價的實務應用層面更加廣泛, 除攸關共同基金操作績效 (Hillion and Suominen, 2004)、期貨指數結算交割價位 (Huang and Chan, 2010)、期現貨套利交易策略 (Tao and Green, 2013)、技術分析指標強弱 (Ko et al., 2014)、當日 K 線圖型態 (Lu, 2014)、金融業評估有價證券擔保品價值外, 對許多仍設置每日最大漲跌幅限制的亞太地區交易所,[1] 亦會牽動隔日開盤價與漲、跌停板價位可能出現的範圍。

正因如此, 爲改善開、收盤價格發現 (price discovery) 效率與多項市場品質 (market performance) 指標 (Pagano and Schwartz, 2003), 或是削弱人爲作價的干擾企圖 (Comerton-Forde, Lau, and McInish, 2007), 以提升價格決定過程的公正性與客觀性, 自1990年代後期起, 開、收盤價格採用集合競價 (call auction) 模式決定, 便逐漸盛行於國際各主要交易所。[2] 搭上這股潮流, 台灣證券交易所 (Taiwan Stock Exchange, TWSE) 也於2002年開始實施爲時5分鐘 (13:25至13:30分) 的收盤集合競價 (closing call auction), 惟較爲人詬病之處, 則是在這時段內未提供即時 (real time) 限價簿 (limit order book, LOB) 訊息, 投資人宛如陷入「摸黑交易」, 從而引發

[1] 譬如, 在以前日收盤股價爲計算基準下, 當日個股的最大漲、跌波動範圍, 泰國證交所 (Stock Exchange of Thailand, SET) 爲30%, 韓國證交所 (Korea Exchange, KRX) 爲15%, 東京證交所 (Tokyo Stock Exchange, TSE) 爲10–30%不等, 中國的上海 (Shanghai Stock Exchange, SHSE)、深圳證交所 (Shenzhen Stock Exchange, SZSE) 則皆爲10%。至於國內集中市場, 則爲7%。

[2] 僅少數交易所未同步實施開、收盤集合競價機制, 例如香港 (Hong Kong Stock Exchange, SEHK)、上海證交所僅在開盤實施集合競價。就實施收盤集合競價的交易所來說, 除美國那斯達克 (Nasdaq) 電子證交所以 closing cross 系統決定收盤價格 (自2004年4月開始實施)、特拉維夫證交所 (Tel Aviv Stock Exchange, TASE) 採用加權平均成交價格等例外情況, 絕大多數也都直接以收盤集合競價撮合價格, 作爲當日收盤參考股價 (Kandel, Rindi, and Bosetti, 2102)。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

交易資訊不對稱 (information asymmetry) 疑慮。事實上, 國際各主要交易所在開、收集合競價揭露相當程度的限價簿資訊, 實屬常態。譬如, 上海、深圳證交所同時揭露模擬撮合試算成交價, 及場內可成交、待成交委託數量; 韓國、東京證交所分別揭露限價簿模擬試算最佳三、四檔委託報價; 其他如新加坡 (Singapore Exchange, SGX)、倫敦 (London Stock Exchange, LSE) 與澳洲證交所 (Australian Securities Exchange, ASX), 則更是揭露限價簿完整委託價、量即時資訊。相較之下, 台灣證交所開、收盤集合競價的限價簿揭露程度, 明顯落後。爲促進交易資訊公平傳遞, 同時也能更與國際市場接軌 (台灣證券交易所, 2010), 國內集中市場終於在2012年2月20日啟用所謂的「收盤前資訊揭露」新制 (以下簡稱新制), 開始在收盤集合競價這5分鐘時間, 比照盤中按20秒頻率揭露限價簿模擬試算最佳一檔委託買、賣報價, 過往全然「摸黑交易」情況已不復見。

不難想見, 由於國內集中市場屬於典型委託單導向市場, 投資人在收盤集合競價中的委託決策, 必然會牽動最終撮合結果, 而這也啟發本文對於投資人委託行爲的研究興趣。事實上, 學界對各種委託決策行爲的關注, 已相當程度地聚焦在委託積極度 (order aggressiveness) 上。不少研究指出, 投資人在委託積極決策上的偏好與抉擇, 不僅直接攸關市場流動性 (liquidity) 良窳, 也會影響資訊優勢方 (informed trader) 與弱勢方 (uninformed trader) 間訊息傳遞效率 (Harris, 1998; Anand, Chakravarty, and Martell, 2005; Bloomfield, O'Hara, and Saar, 2005), 甚至是預期等待成交時間 (time-to-execution) 等交易品質指標 (Harris and Hasbrouck, 1996; Lo, MacKinlay, and Zhang, 2002)。有鑑於此, 本文將系統性地檢視投資人如何在收盤集合競價過程中決定其委託積極度。尤爲幸運地, 台灣證交所在2012年2月20日實施的限價簿透明化新制, 猶如爲學界提供一次難得實地試驗, 得以窺探資訊揭露在開、收盤集合競價所扮演的角色。畢竟, 當前國際各主要交易所在開、收盤前大多都已一定程度揭露限價簿資訊, 這段時間的透明化案例, 並不常見。不僅如此, 新制啟動後, 收盤集合競價係由資訊完全晦暗 (opaque) 狀態改善爲有限度揭露, 這便有別於習見奠基一定水準下的透明度再提升措施, 除較不致引發 Bortoli et al. (2006) 所提限價簿資訊過度透明化疑慮外, 也讓本文能單純思考增加資訊揭露對投資人委託

臺灣大學學術期刊資料庫

積極度所帶來的影響效應。值得一提地, 台灣證券交易所已規畫在2015年擴大實施開、收盤集合競價資訊透明化措施, 屆時將在這兩種集合競價時間內, 比照盤中揭露限價簿模擬試算最佳五檔委買、賣價量資訊。由此可知, 本研究不僅能增進學界對收盤集合競價時間投資人委託行爲的瞭解, 研究主題更契合時事發展脈動, 本文各項實證結果亦深具政策意涵, 也能用於預估後續擴大開、收盤資訊揭露措施的實行成效。

具體來說, 本文使用國內集中市場委託簿 (order book) 與揭示簿 (disclosure book) (即交易所揭露的限價簿資訊內容) 高頻日內資料 (intraday data), 分析收盤集合競價過程中, 各項解釋因素 (determinants) 對投資人委託積極決策可能帶來的影響效應。然而, 金融市場中饒富價值資訊的取得與傳遞經常是不對稱的, 優勢資訊方享有額外「私有訊息」現象亦極爲普遍。正因資訊掌握度存在落差, 部份解釋因素對委託積極度造成的影響效應, 便有可能隨投資人身份而異。譬如, 本次台灣證交所實施的收盤前資訊揭露新制雖有助改善場內資訊不對稱情況, 讓資訊弱勢方取得比以往更多的交易攸關訊息, 惟這也將削減資訊優勢方掌握的額外優勢。實際上, 在本研究所掌握的委託簿逐筆記錄當中, 也確實可辨識每筆委託人身份係屬於自然人 (individual investor) 或機構投資人 (individual investor)。[3] 考量到機構投資人對交易攸關訊息掌握程度普遍優於自然人 (Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009),[4] 本文從而將自然人、機構投資人分別視爲資訊劣勢、優勢方, 俾便釐清收盤集合競價時間內, 各項解釋因素是否會對兩類投資人的委託積極度決策, 造成相佐之影響效應。

1.2 文獻回顧與各項假說

有鑑於影響層面廣泛, 文獻中一直不乏關於委託積極度及其解釋因素的討

[3]依台灣證交所定義, 機構投資人包括外資 (含陸資) 與國內法人, 其中後者由投信基金 (investment trust)、自營商 (dealer) 與其他一般法人 (other domestic institutional investor) 等三者所構成。

[4]部份實證研究已驗證過此論點 (Szewczyk, Tsetsekos, and Varma, 1992; Alangar, Bathala, and Rao, 1999)。此外, Anand, Chakravarty, and Martell (2005) 亦發現機構投資人限價委託 (limit order) 報酬率明顯勝過自然人, 並援引作爲機構投資人擁有較佳資訊掌握度的佐證之一。在國內集中市場相關研究中, 自然人也幾乎都被視爲資訊弱勢方的代名詞 (Ma, Lin, and Chen, 2008; 李怡宗等, 2009; 洪碧霞等, 2012)。

期刊資料庫

論。早期研究 (Cohen et al., 1981; Copeland and Galai, 1983; Handa and Schwartz, 1996) 咸認, 委託積極度是投資人單純考量兩類風險下的取捨 (trade-off) 結果, 包括委託未能成交 (non-execution, NE) 風險, 及委託雖成交但卻買貴 (或賤賣) 的贏家詛咒 (winner's curse, WC) 風險。在其他條件不變下, 未成交風險上升 (下降) 將刺激投資人提出較積極 (較保守) 委託; 贏家詛咒風險升高 (降低) 時, 則是會誘發投資人提出較保守 (較積極) 委託。應用其部份概念, Foucault, Kadan, and Kandel (2005) 與 Rosu (2009) 更曾將投資人委託決策簡化爲二分法 (dichotomy) 觀點, 認爲在市場存在資訊不對稱下, 資訊弱勢方因擔憂贏家詛咒將傾向提出限價委託; 而資訊優勢方則依恃其掌握之額外訊息, 傾向藉提出市價委託 (market order) 消弭未成交風險。然而,「二分法」觀點似乎過度簡化投資人委託決策的複雜性, 以下將分別從場內委託近況、「委託前」個股市場表現、限價簿委託深度、投資人委託狀態, 及資訊揭露新制實施前後等層面, 思考委託積極度可能之各項解釋因素, 並依據相關文獻論點提出對應假說。

在場內委託近況方面, Biais, Hillion, and Spatt (1995) 主張, 投資人在進行跟單、拆單操作, 或是回應市場突發性消息面衝擊, 甚至是場內委託競逐成交機會時, 都有可能導致鄰近期間委託積極度出現正向序列相關, 文獻稱作「對角效應 (diagonal effect)」。不單如此, 由於鄰近期間交易所揭露的限價簿資訊高度雷同 (Yamamoto, 2011), 而投資人受情緒影響下也易產生從衆 (herding) 模仿行爲, 即文獻所謂的花車遊行效果 (bandwagon effect) (Kaniel, Saar, and Titman, 2008), 這些效應都有可能加深近期委託積極度正向關聯性。正如金融市場高頻交易資料常見的長記憶性 (long-memory) 特徵, 前後筆委託積極度間的正向序列相關, 亦屢獲實證研究驗證 (Griffiths et al., 2000; Ellul et al., 2007; Pascual and Veredas, 2009)。按既有文獻觀點, 我們對場內委託近況提出如下假說:

假說1　對角效應假說。鄰近期間委託積極度存在正向序列相關。

在「委託前」個股市場表現指標方面, 文獻多數聚焦於買賣價差 (bid-ask spread) 與股價波動性 (volatility) 所帶來的影響效應。Handa and Schwartz (1996) 認爲, 買賣價差擴大直接增加市價單交易成本, 隨著贏家詛咒風險

臺灣大學學術期刊資料庫

升高, 結果將壓迫投資人改提較保守的限價委託, 而此論點也獲後續實證研究支持 (Ahn, Bae, and Chan, 2001; Lo and Sapp, 2010)。另一方面, Foucault (1999) 則認爲股價愈趨振盪時投資人將面臨愈高贏家詛咒風險, 故其委託積極決策會趨於謹愼。Bae, Jang, and Park (2003)、Ranaldo (2004) 等實證研究也陸續指出, 一旦股價波動程度提高時, 投資人會傾向捨棄市價單而改提限價委託。按既有文獻觀點, 我們對「委託前」個股市場表現提出如下假說:

假說2　買賣價差擴大, 將壓抑投資人委託積極度。

假說3　股價波動性增強, 將壓抑投資人委託積極度。

理論上, 限價簿各序列委託深度即潛藏委買、賣方競爭強度訊息。Parlour (1998) 認爲投資人不樂見委託單等候時間過長, 故限價簿同邊 (意指與投資人委買、賣方向相同) 委託深度增加將壓迫資人更積極出價; 相反地, 若是限價簿反邊委託深度增加, 則意謂投資人委託面臨的市場競爭壓力減輕, 其委託積極度將傾向轉趨保守。實際上, 此種投資人委託積極度與限價簿同邊委託深度呈正比, 與反邊委託深度呈反比之論點, 文獻概稱作排擠效應 (crowding out effect) (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004)。

假說4　排擠效應假說。限價簿同 (反) 邊委託深度增加時, 將促使投資人提高 (減低) 其委託出價積極度。

在投資人委託狀態方面, 不少文獻指出委託時點攸關投資人委託積極度 (Anand, Chakravarty, and Martell, 2005; Bloomfield, O'Hara, and Saar, 2005; Ellul et al., 2007; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。以資訊優勢方爲例, 此類投資人可能憑藉其優勢於剛開盤時積極出價; 資訊弱勢方雖然於甫開盤時略顯保守, 但隨著不斷地累積各方交易訊息, 其委託積極度將於日內後續交易時間大致逐步墊高。至於在臨近收盤時間, Harris (1998) 指出部份機構投資人可能因承受當日交易目標額壓力 (例如基金經理人須適度消化客戶所提之基金申購或贖回請求), 而傾向提出較積極委託, 以利爭取較高成交機會。有趣的是, Ma, Lin, and Chen (2008) 也確實

觀察到國內集中市場相對積極委託於日內各時段 (interval) 占比大致呈現 U 型 (U-shaped) 分佈,[5] 此結果暗示在愈靠近收盤時段, 投資人所提委託或許有可能因收盤時間壓力而更趨積極。實務上, 投資人在提出交易委託時, 除採取現金買入或現股賣出操作 (爲方便說明, 以下簡稱現券委託) 外, 自然人亦可選擇融資買入 (margin purchase)、融券賣出 (short sale) 等信用交易, 特定機構投資人則可進行借券賣出 (SBL short sale) 交易。文獻中, 雖較少見到非現券委託型態與投資人委託積極度間關聯性的直接論述, 但我們仍可從部份研究成果中稍見端倪。一般認爲, 私有訊息掌握者 (Boehmer, Jones, and Zhang, 2008; Christophe, Ferri, and Hsieh, 2010)、對公開訊息擁有豐富解讀經驗者 (Engelberg, Reed, and Ringgenberg, 2012), 甚至是過度自信的投資人 (Hirose, Kato, and Bremer, 2009), 都有誘因採取融資、券信用操作。相較於現券委託者, 非現券操作投資人除額外承擔融資利息、借券費用等交易成本外, 也同時肩負保證金維持率壓力, 並須注意融券強制回補日期 (例如年度股東大會召開前, 與除權、除息交易日), 暗示其可能被迫傾向採取較積極委託, 方能主動爭取「超額」利潤機會。依循既有文獻觀點, 我們對投資人委託狀態提出如下假說:

假說5　在愈臨近收盤時刻, 投資人所提委託將受迫時間壓力而愈趨積極。

假說6　相較於現券委託者, 非現券操作投資人因須額外承擔交易成本 (融資利息、借券費用)、保證金維持率及融券回補日期等壓力, 將被迫採取較積極委託。

前面提過, 透過觀察台灣證交所於2012年2月20日所實施的「收盤前資訊揭露新制」, 將有助釐清限價簿透明化對收盤集合競價時間投資人委託積極度所帶來的錯綜效應。然而, 截至目前爲止, 市場透明度議題主流文獻多數仍集中討論透明化措施如何牽動場內流動性、波動性與效率性 (efficiency) 等市場表現指標的升降變化, 這當中大致可歸納爲兩派觀點。Madhavan (1996) 認爲, 限價簿透明化會消除場內部份雜訊交易者 (noise

[5]在 Ma, Lin, and Chen (2008) 的實證研究中, 係將整日交易時間 (9:00至13:30) 平均切割爲九個時段 (每段爲半小時), 惟最末時段已排除 5 分鐘收盤集合競價時間。

trader), 從而降低淺碟型市場 (thin market) 的流動性, 並於多倫多證交所 (Toronto Stock Exchange, TSX) 的實證研究中獲得驗證 (Madhavan, Porter, and Weaver, 2005)。相反地, 透過紐約證交所 (New York Stock Exchange, NYSE) 的實證研究, Boehmer, Saar, and Yu (2005) 發現市場透明化將促使資訊弱勢方更有自信地進場提出委託, 進而提升整體市場的流動性與效率性。Eom, Ok, and Park (2007) 也在韓國交易所獲致類似觀察, 該研究發現當市場透明度改善時, 限價簿委託深度明顯隨之提升, 這不僅有助提升市場流動性, 股價波動程度也趨於緩和。

相較之下, 究竟市場透明化如何影響投資人委託積極度, 文獻中較缺乏系統性討論。理論上, 由於限價簿資訊增加揭露有助削減場內資訊不對稱程度, 對於資訊掌握度居於弱勢的自然人來說, 我們提出兩種相佐的可能影響效應。其一, 在限價簿低度透明環境中, 資訊弱勢方受迫訊息取得成本昂貴, 將傾向採取較積極委託, 方能爭取較多成交機會 (Flood et al., 1999)。換句話說, 一旦限價簿資訊轉趨透明, 將可望實質減低資訊弱勢方的訊息收集成本 (Pagano and Röell, 1996), 從而壓抑其委託積極度。其二, 限價簿透明化直接降低資訊弱勢方委託的贏家詛咒風險, 激勵其提出較積極委託。相對來說, 限價簿透明化顯然削減機構投資人掌握的資訊優勢, 對此我們亦提出兩種相佐的可能影響效應。其一, 文獻中曾提過所謂的競鼠效應 (rat race effect), 意指原本隱蔽的交易攸關訊息被揭露後, 將加深資訊優勢方彼此競爭強度 (Foster and Viswanathan, 1996; Back, Cao, and Willard, 2000)。事實上, 不少市場透明化案例中, 隱約可見競鼠效應之跡證。Bortoli et al. (2006) 發現當雪梨期交所 (Sydney Futures Exchange, SFE) 限價簿過度透明時, 投資人反而被迫多提市價委託, 方能爭取較多成交機會。此外, 台灣證交所曾在2002至2003年間連續兩次擴大常規交易時間 (9:00至13:25分) 的限價簿揭露範圍,[6] Ma, Lin, and Chen (2008) 即觀察到機構投資人雖在這波透明化潮流中企圖藉拆單操作隱匿完整委託資訊, 但其委託積極度仍如「競鼠效應」預期般逐步攀高。由此可知, 倘若限價簿透明化確實引發競鼠效應, 則資訊優勢方委託積極度將趨於提高。

[6]在2002年7月1日, 限價簿揭露範圍由原本僅公佈最佳一檔委託報價的狀態, 擴大爲同時揭露最佳一檔委託價、量資訊。2003年1月2日, 再次擴大爲完整揭露最佳五檔委託價、量資訊迄今。

其二, De Winnie and D'hondt (2007) 觀察到倘若限價簿資訊僅局部揭露, 資訊優勢方便有誘因藉提出尚未被揭露價位之限價委託, 隱藏其交易意圖。由於證交所在本次新制啟動後僅揭露限價簿模擬試算之最佳一檔委買、賣報價, 暗示 De Winnie and D'hondt (2007) 的觀察亦可能在國內集中市場收盤競價時間發生。不單如此, 由於本次新制僅適用於收盤集合競價時間, 暗示機構投資人委託其實有「跨時選擇」的機會, 競鼠效應未必然發酵。一旦資訊優勢程度遭削弱, 也可能降低機構投資人在收盤集合競價時間提出委託之誘因 (例如回到13:25分前的常規交易時間提出委託), 其委託積極度反而傾向減低。依循既有文獻觀點, 我們對投資人委託狀態提出如下假說:

假說7.1　限價簿透明化有助降低自然人交易攸關訊息收集成本, 意謂其提出較積極委託壓力減輕, 委託積極度將轉趨保守。

假說7.2　限價簿透明化直接降低自然人買貴或賤賣風險, 從而激勵其提高委託積極度。

假說7.3　競鼠效應假說。限價簿透明化將加深機構投資人彼此間競爭強度, 從而刺激其提高委託積極度。

假說7.4　新制實施後限價簿揭露資訊仍相當有限, 意謂機構投資人有誘因藉由提出未揭露之保守價位限價委託, 隱藏其交易意圖。

假說7.5　由於本次新制僅屬局部時段透明化措施, 收盤集合競價時間限價簿增加揭露可能會減低機構投資人在此時段提出委託的意願, 委託積極度反而下降。

1.3　本文主要貢獻

相較先前文獻, 本文主要貢獻可歸納如下。在研究課題方面, 就我們所知, 本文是首次專門針對開、收盤集合競價時間投資人委託積極度, 作系統性探討的實證研究。以往絕大多數研究皆討論連續競價 (continuous auction)

機制下的投資人委託積極決策 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009; Pascual and Veredas, 2009; Valenzuela and Zer, 2013), 或是直接剔除開、收盤集合競價時段 (Ma, Lin, and Chen, 2008)。然而, 基於收盤價格之特殊地位, 我們懷疑部份解釋因素於連續競價時期對委託積極決策之影響效應, 未必與收盤競價階段一致。譬如, 買賣價差擴大理論上直接增加市價委託的交易成本 (Handa and Schwartz, 1996), 不少研究也驗證出買賣價差與投資人委託積極度間, 存在負向關聯 (Ahn, Bae, and Chan, 2001; Lo and Sapp, 2010)。換另個角度思索, 買賣價差擴大亦可能反映當前市場流動性偏低的事實, 而部份機構投資人 (例如基金經理人須適度消化客戶所提之基金申購或贖回請求) 所承受的每日交易目標數額壓力 (Harris, 1998), 將在收盤集合競價時達到高峰, 故反而有可能被迫提高其委託積極度, 來爭取更多成交機會。此外, 收盤集合競價本質上屬於單次5分鐘撮合循環, 這其實迥異於習見的連續競價機制, 其最大差別在於集合競價時間所提委託並未立即撮合, 投資人可在該時段內隨時撤單。因此, 單就收盤集合競價這5分鐘來說, 愈靠近13:30分投資人反而愈無寬裕時間對原委託進行修正。本文實證結果顯示, 投資人在最末1分鐘 (13:29至13:30分) 所提委託積極度明顯低於先前4分鐘 (13:25至13:29分), 從而逆轉連續競價機制下, 臨近收盤時間壓力往往推升委託積極度之假說。

本文另一項主要貢獻, 是在實證模型的設計上。首先, 我們參酌 Biais, Hillion, and Spatt (1995) 的作法, 以13:25分前最後一次20秒實際撮合後揭露的限價簿反邊最佳一檔報價爲參考指標, 將投資人委託積極度決策轉變爲間斷 (discrete) 型態之高低等級。相較習見的 ordered probit (OP) 模型作法 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009), 我們不僅使用兩階段 sequential ordered probit (SOP) 模型探討委託積極決策過程, 各階段也都是搭配雙等級 (dual choices) 委託積極狀態之設計, 以避免層級過多時, 中間級別邊際機率 (marginal probability) 正負號方向不易簡單識別的問題。[7] 具體來說, 本文 SOP 模型第一階段主要討論委託出價積極度, 我們以委託價格是否不劣於13:25分前最後

[7]理論上, 對任一個解釋變數 (regressor) 來說, OP 或 SOP 模型斜率係數估計值的正負號方向, 將與可觀測 (observable) 被解釋變數成爲最高級別狀態的邊際機率正負方向一

一次 20 秒實際撮合後揭露的限價簿反邊最佳一檔報價爲參考指標, 將每筆委託皆識別爲急迫 (impatient) 或耐心 (patient) 委託。此設計概念, 其實是參酌自國際各主要交易所常見的市價與限價單。在連續競價機制中, 市價委託將消耗限價簿反邊委託深度, 而限價委託則會增添限價簿同邊委託深度, 故一般常將兩種委託分別稱作流動性需求 (liquidity demand) 與流動性供給 (liquidity supply)。相似地, 本文定義的急迫委託, 意指在 13:25 分前最近一次揭露的限價簿反邊找得到願與之交易的對象, 而耐心委託則意指在該處暫無願與之交易的對象。雖然概念相近, 但本文定義的急迫委託並不完全等價於市價單, 原因在於現行國內集中市場交易規則中並無市價委託機制, 而且收盤集合競價亦不同於「隨到隨撮」的連續競價模式, 即便提急迫委託者仍未必保證成交, 惟其成交機率大於耐心委託。有鑑於此, 本文將這兩等級委託積極決策命名爲急迫委託與耐心委託, 而非稱作習見的「流動性需求」與「流動性供給」, 以避免產生字義上的混淆。

值得一提地, 本文 SOP 模型第二階段則關注委託數量積極度, 而這也是相關研究中較少碰觸的議題。雖然部份文獻直接將當筆委託數量視作委託積極度解釋因素之一 (Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009; Moshirian, Nguyen, and Pham, 2012), 惟這樣的作法可能衍生出若干問題。[8] 首先, 委託規模與委託出價積極度未必然呈線性關係。譬如, 部份研究指出委託數量本身即饒富資訊意涵, 原因在於大額委託多半由資訊優勢方提出 (Easley and O'Hara, 1987), 且爲避免吸引跟單者而導致搶單風險 (front-running risk), 其委託出價可能較顯急迫性 (Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。然而, 機構投資人也有誘因藉拆單遮掩其完整交易訊息 (Barclay and Warner, 1993; Ma, Lin, and Chen, 2008), 從而扭曲委託數量與出價積極度間的線性關係。其次, 若僅按委託出價識別其積極等級, 也猶如漠視各筆委託間數量多寡上之差異性。基於以上考量, 本文也將當筆委託數量一併納入委

致, 而與成爲最低級別狀態的邊際機率正負方向則相反。然而, 其餘中間級別狀態邊際機率的正負號方向, 便不易單純由該係數估計結果判斷。文獻中, Pascual and Veredas (2009)、Valenzuela and Zer (2013) 雖然也採用 SOP 模型, 但其部份階段配屬超過兩個以上的委託積極等級, 故仍無法避免中段級別狀態邊際機率正負方向不易識別的問題。

[8] 感謝匿名審查人惠賜建議, 從而啟發本文將委託數量一併納入委託積極度識別範疇之作法。

託積極度評量範疇, 並以各類投資人於個別股票每筆委託張數中位數值爲門檻值, 將急迫或耐心委託, 再進一步識別爲相對大額與相對小額委託等兩種等級。總結來說, 透過在兩階段 SOP 模型皆採雙等級委託積極狀態之設計, 本文將可更清晰地估計出各項解釋因素, 包括場內委託近況 (包括前筆委託積極度與近期撤單占比)、委託前個股市場表現指標 (包括買賣價差與股價波動性)、限價簿委託深度 (包括同邊與反邊委託深度)、投資人委託狀態 (包括委託時點、委買賣方向, 與是否採用非現券委託型態)、當日市場交易熱度, 及資訊揭露新制實施前後等六大類共計11項指標, 對各類投資人委託價、量積極度決策之影響程度與方向, 並從中獲致豐碩實證結果。

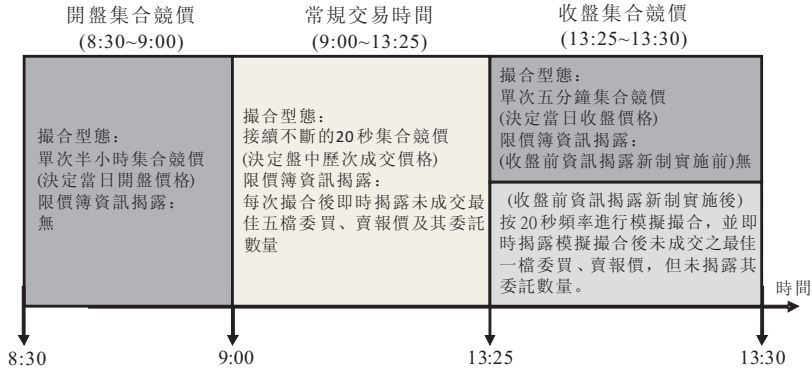
本文章節安排如下, 第1節爲緒論; 第2節爲市場背景介紹與各項委託統計, 第3節爲研究方法與實證結果, 第4節爲結論。

2 市場背景介紹與各項委託統計

2.1 委託交易機制與資訊揭露狀況

台灣證交所爲典型委託單導向市場, 自1993年起即採用「股票交易電腦自動競價系統」迄今, 完成場內所有委託單的提交、匯入與撮合。在市場規模方面, 按2012年度月平均值統計, 國內集中市場計有829家上市普通股票, 總市值 (market capitalization) 達7,011.96億美元, 成交金額爲565.43億美元, 以上數據分別名列亞太地區 (Asia-Pacific) 17個主要交易所當中的第11、10與7位,[9] 大致位居中段班。目前委託機制中並無市價單設計, 投資人限於當日漲、跌停板 (依前日收盤價格計算之漲、跌7%價位) 範圍內擇定價位提出限價委託。所有委託都將導入台灣證交所的「股票交易電腦

[9]關於亞太地區17個主要交易所的上市公司家數、市值總計與成交金額等市場規模統計, 讀者可參見世界交易所聯盟 (World Federation of Exchanges, WFE) 網頁 (www.world-exchanes.org)。以總市值爲例, 亞太地區前九大交易所分別爲東京 (34,069.34億美元)、香港 (25,428.98億美元)、上海 (24,185.32億美元)、澳洲 (13,010.41億美元)、孟買 (Bombay Stock Exchange, BSE) (11,822.02億美元)、印度國立 (National Stock Exchange of India, NSE) (11,580.80億美元)、深圳 (11,083.85億美元)、韓國 (10,950.68億美元)、新加波 (7,043.16億美元) 等證交所。緊接台灣證交所之後, 第11位則爲馬來西亞證交所 (Bursa Malaysia, MYX) (4,408.35億美元)。



說明: 圖中, 我們以灰色陰影深淺變化, 標示日內3種集合競價時段的限價簿透明程度, 顏色愈淺者代表透明化程度愈高。本次2012年2月20日實施的收盤前資訊揭露新制, 僅適用於收盤集合競價, 其餘開盤集合競價、常規交易時間內的限價簿資訊揭露範圍, 則一概不變。爲探究收盤前資訊揭露新制所可能牽動的各項錯綜效應, 本文以新制實施前、後各3個月爲樣本期間, 其中前段樣本 (2011年11月21日至2012年1月31日) 爲收盤前資訊「晦暗」期, 證交所在收盤集合競價時間未提供任何即時限價簿資訊; 後段樣本 (2012年3月1日至2012年5月31日) 則爲收盤前資訊「部份透明」期, 證交所已開始按20秒頻率提供模擬撮合試算後的最佳一檔委買、賣報價, 但未揭露委託數量訊息。

圖 1: 台灣證券交易所 (TWSE) 日內交易時間的三種集合競價時段暨收盤前資訊揭露新制 (2012年2月20日) 實施前後限價簿資訊露範圍

自動競價系統」進行每次集合競價撮合, 各筆委託成交順序則按價格優先 (price priority) 決定, 同價位者再取決於時間優先排序 (time priority)。對於尚未成交委託, 投資人也可提出將該筆委託撤銷或減量, 爲方便說明, 本文將這兩種狀況一概稱作撤單。除撤單外, 投資人不得對尚未成交委託進行任何其他型式的修改 (例如變更委託價格)。因此, 若投資人想在原委託數量下變更委託價格, 就必須先將原委託撤單, 之後再重新提出新價位委託。

基本上, 台灣證交所日內交易時間由三種集合競價時段所構成 (參見圖1)。首先, 8:30至9:00這半小時爲開盤集合競價 (opening call auction) 時段, 投資人可自由提出新委託與撤單, 但證交所未揭露任何限價簿即時訊息, 所有委託將於9:00進行當日首次集中撮合, 其成交價格即爲當日開盤價, 並隨即揭露最佳五檔未成交委託價、量資訊。接著, 9:00至13:25分

爲常規交易時間 (regular session), 當中由接續不斷的20秒集合競價所構成 (無中場休息或上、下午盤制度), 每次撮合後都立即揭露最佳五檔未成交委託價、量資訊, 此即一般所謂的限價簿資訊。最後, 13:25至13:30分則進入長達5分鐘的收盤集合競價, 這段時間內證交所不再持續揭露LOB即時訊息, 但投資人仍可自由提出新委託與撤單, 直到13:30分實際進行收盤撮合爲止, 其成交價格即爲當日收盤價。自開盤集合競價起至13:25分爲止, 每次集合競價中的未成交委託, 都將自動參與下一盤集合競價, 惟收盤集合競價當中的未成交委託將不作隔夜保留, 也不會自動參與隔日開盤競價。此外, 投資人在每日的8:30至13:30間皆保有隨時提出新委託與撤單之自由, 當中未如新加坡、上海、深圳等交易所般配置禁止撤單 (non-cancelation) 時間。

爲了提升交易資訊透明度, 台灣證交所已於2012年2月20日啟動所謂的「收盤前資訊揭露」新制。該措施上路後, 在13:25至13:30的這5分鐘集合競價時間, 便開始按20秒頻率揭露模擬撮合試算後的限價簿最佳一檔委買、賣報價。除遇例外狀況,[10] 投資人在收盤集合競價時間, 依舊可隨時提出新增委託或撤單, 並於13:30進行收盤撮合, 與新制實施前無異。我們也注意到, 截至目前爲止, 盤中競價與及收盤集合競價時間模擬撮合試算暨資訊揭露頻率, 已按證交所「縮短撮合秒數時程」規畫, 由20秒逐步縮短爲15秒 (2013年7月1日)、10秒 (2014年2月23), 甚至是5秒 (預計2014年12月29日實施), 惟這些縮短撮合秒數變革無涉本文樣本期間 (2012年2月20日前後各約3個月)。

2.2 資料敘述

爲探究收盤前資訊揭露新制對投資人委託價、量積極決策所造成的影響, 本文將樣本期間區分爲新制實施前、後兩個階段。2011年11月21日至2012年1月31日爲資訊晦暗期, 證交所於收盤集合競價時間內未揭露任何限價簿即時資訊; 2012年3月1日至5月31日爲資訊部份透明期, 證交所開始

[10] 2012年2月20日啟動的收盤前資訊揭露新制, 其實合併實施暫緩收盤配套措施。當收盤前最末1分鐘 (13:29至13:30分) 內任兩次模擬撮合成交價格振幅逾3.5%以上時, 該檔個股將暫緩至13:33分始進行收盤撮合。

在收盤集合競價時間按20秒頻率揭露限價簿模擬試算最佳一檔委買、賣報價。爲明確區隔兩階段樣本, 新制實施當月份 (2012年2月) 已自樣本期間內剔除。在標的股票方面, 本文選定台灣50指數 (Taiwan 50 Index) 成份股爲主要研究對象。台灣50指數係由台灣證交所與英國富時集團 (FTSE Group) 所合編, 其成份股爲市值排名前50大的上市普通股票 (listed common stocks), 合計占國內集中市場總市值近七成左右, 當中不乏各主要產業龍頭股, 對台灣整體股市而言極具代表性。爲此, 我們以台灣證交所於2012年2月20日公佈的台灣50指數成份股清單爲基準, 再排除下列不適合股票。首先, 由於首五個交易日無漲跌幅限制, 故樣本期間內初次公開發行 (initial public offering, IPO) 股票皆予剔除。其次, 基於產業特殊性與其偏高財務槓桿比率, 我們亦剔除金融保險類股 (Fama and French, 1992; Ma, Lin, and Chen, 2008)。透過此篩選過程, 原台灣50指數成份股清單中, 將有10家遭到剔除, 我們再依公司市值高低順位遞補名列台灣中型100指數 (Taiwan Mid Cap 100 Index) 前10名的股票。台灣中型100指數也是由台灣證交所與英國富時集團所合編, 其成份股爲集中市場排名第51至150名之大型上市公司, 成員遍佈國內各重要產業, 多數位居該產業領導廠商地位。實際上, 本文選定的50檔股票中並無樣本期間內曾有過暫緩收盤紀錄個股, 從而可有效切割暫緩收盤配套措施 (參見註10) 對投資人行爲的干擾效果。最後, 我們將這50檔股票的清單、公司市值及其占全體集中市場比重等各項統計數據, 一併彙整於表1。平均而言, 每檔股票市值2,436億元新台幣, 占全體市場比重1.201%, 50檔股票合計可達全體集中市場總市值的60.063%。

在數據資料方面, 爲了探討投資人於收盤集合競價時間 (13:25至13:30分) 的委託價、量積極度決策擬定過程, 我們將觀察樣本期間內所有50檔股票共計1,367,468筆新增委託記錄 (平均每檔個股收集 27,349筆新增委託記錄, 50檔個股之實際新增委託筆數, 參見表1), 與27,460 筆限價簿資訊揭露內容 (即揭示簿記錄), 資料來源爲台灣證券交易所公司 (Taiwan Stock Exchange Corporation, TSEC) 與台灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫。具體來說, 每筆新增委託記錄完整記載股票代碼、委託日期、委託時間、委託價格、委託股數、委託方向 (委買、賣單)、委託

表 1: 本研究個股清單與收盤集合競價時間委託數量統計

股票 (產業代碼)	市值 (億元)	權重 (%)	新增委託 (筆數)	每筆委託張數 (中位數值) 自然人	機構投資人	股票 (產業代碼)	市值 (億元)	權重 (%)	新增委託 (筆數)	每筆委託張數 (中位數值) 自然人	機構投資人
台積電 (24)	20,674	10.200	43,344	1	49	友達 (26)	1,256	0.619	57,420	3	91
鴻海 (31)	9,987	4.907	86,508	1	34	聯強 (29)	1,128	0.557	10,939	1	27
台塑化 (23)	8,662	4.283	9,860	1	23	亞泥 (10)	1,092	0.539	11,845	1	47
中華電 (27)	7,326	3.630	25,469	1	39	宏碁 (25)	1,042	0.512	39,926	1	37
台塑 (03)	5,166	2.549	18,334	1	38	群創 (26)	995	0.489	47,084	3	75
南亞 (03)	4,870	2.398	17,261	1	49	F-TPK (26)	991	0.487	33,241	1	7
台化 (03)	4,761	2.348	15,036	1	32	矽品 (24)	985	0.485	15,802	2	50
宏達電 (27)	4,413	2.169	68,669	1	5	和泰車 (12)	977	0.479	9,192	1	7
中鋼 (10)	4,379	2.162	34,712	1	81	F-晨星 (24)	929	0.457	23,668	1	10
聯發科 (24)	3,217	1.586	62,330	1	10	緯創 (25)	886	0.436	28,209	2	26
台灣大 (27)	3,143	1.544	10,030	1	32	和碩 (25)	866	0.426	21,175	2	30
廣達 (25)	2,680	1.320	21,862	1	17	裕隆 (12)	858	0.423	38,474	1	20
統一 (02)	1,974	0.976	18,871	1	45	光寶科 (25)	811	0.400	13,127	1	33
遠傳 (27)	1,955	0.966	13,833	1	33	大立光 (26)	765	0.377	21,231	1	5
台達電 (28)	1,925	0.947	21,634	1	25	寶成 (20)	733	0.362	8,467	2	35
華碩 (25)	1,922	0.944	19,837	1	10	台玻 (08)	723	0.356	9,508	1	25
日月光 (24)	1,882	0.929	30,138	2	39	台肥 (21)	721	0.355	15,652	1	20
聯電 (24)	1,826	0.899	28,407	2	100	上銀 (05)	664	0.326	35,336	1	6
正新 (11)	1,702	0.840	14,489	1	31	華航 (15)	647	0.319	19,682	3	53
遠東新 (04)	1,673	0.826	18,663	2	61	長榮航 (15)	612	0.302	21,661	2	40
統一超 (18)	1,660	0.821	11,428	1	10	大聯大 (09)	609	0.300	17,605	2	30
仁寶 (25)	1,412	0.696	17,851	1	50	中石化 (03)	609	0.299	49,180	2	37
可成 (31)	1,364	0.668	78,040	1	8	長榮 (15)	603	0.296	17,991	2	42
台泥 (01)	1,291	0.637	19,827	2	46	晶電 (26)	601	0.296	35,552	1	19
鴻準 (31)	1,274	0.626	38,601	1	22	欣興 (28)	545	0.268	20,467	2	35
50 檔個股作比較:											
平均值	2,436	1.201	27,349								
(標準差)	(3,362)	(1.659)	(18,082)								

註: 本表提供50檔標的股票基本資訊, 包括所屬產業類別 (見下方說明)、樣本期間 (新制實施前、後共兩段樣本, 即 2011 年 11 月 21 日至 2012 年 1 月 31 日, 與 2012 年 3 月 1 日至 5 月 31 日) 內日均市值 (market capitalization) (單位: 億元新台幣)、日均權重 (個股市值占大盤比重, 單位%), 及這 50 檔股票收盤集合競價時間 (13:25–13:30 分) 內列入委託積極度評量的新增委託 (委買、賣單合計) 筆數、每筆委託張數 (中位數值, 不區分委買、賣單, 但區分自然人與機構投資人等兩類委託者)。在本研究, 撤單未列入委託積極度評等範疇。經預先排除新上市股票、金融保險類股、曾啟動暫緩收盤配套措施個股後, 我們選取日均權重排序前 50 名之上市普通股票 (其中前 40 檔屬於台灣 50 指數成份股, 末 10 檔則爲台灣中型 100 指數成份股), 爲本研究標的個股, 其權重合計達 60.063%。表中, 個股所屬產業別代碼係沿襲台灣證券交易所股份有限公司 (Taiwan Stock Exchange Corporation, TSEC) 定義之分類方式, 依序爲 (括號內爲本文 50 檔標的股票中, 屬於該產業別的個股家數): 01, 水泥工業 (2); 02, 食品工業 (1); 03, 塑膠工業 (4); 04, 紡織纖維 (1); 05, 電機機械 (1); 08, 玻璃陶瓷 (1); 10, 鋼鐵工業 (1); 11, 橡膠工業 (1); 12, 汽車工業 (2); 15, 航運業 (3); 18, 貿易百貨業 (1); 20, 其他業 (1); 21, 化學工業 (1); 23, 油電燃氣業 (1); 24, 半導體業 (6); 25, 電腦及周邊設備業 (7); 26, 光電業 (5); 27, 通信網路業 (4); 28, 電子零組件業 (2); 29, 電子通路業 (2); 31, 其他電子業 (3)。

種類 (普通、零股、鉅額)、委託型態 (現金買或現股賣等現券委託, 或融資買、融券賣、借券賣等非現券委託)、委託人身份別 (自然人或機構投資人) 等交易委託攸關資訊。在原始資料中, 委託種類雖有三項, 但由於零股、鉅額委託的競價及撮合方式與普通委託截然不同, 故在本文所收集的新增委託記錄中, 已預先將其排除。在揭示簿方面, 每筆記錄則完整記載揭示股票代碼、揭示日期、揭示時間, 及所揭露之限價簿資訊內容。除了收盤集合競價時間外, 我們也一併收集常規交易時間內最末 5 分鐘 (13:20 至 13:25 分) 的逐筆委託及揭示記錄, 俾利完整量化實證模型所需的各項投資人委託價、量積極度決策解釋因素。

2.3 衡量委託積極度

本文將同時探討投資人委託價、量積極度決策。概念上, 委託價格積極度意指投資人委買、賣出價的急切程度。由於股票市場共識價值會隨盤勢發展而起伏變化, 爲避免造成誤判, 故不適合僅按委託價位的絕對高低爲衡量指標。有鑑於此, Biais, Hillion, and Spatt (1995) 提出可用限價簿揭露的各序列報價資訊爲參考指標, 以量測投資人委託出價積極度, 其理由在於限價簿各序列委託報價會相當程度地反映股票共識價值跟隨盤面發展而起伏變化的情況, 故藉由觀察委託出價對照當前限價簿各序列報價的相對位置, 即可將投資人每筆委託出價皆識別爲高、低級別積極度, 從而再以適當模型進行後續實證分析。實際上, Biais, Hillion, and Spatt (1995) 這套委託積極度識別方法已廣爲相關實證研究使用, 且考量到各交易所限價簿資訊揭露範圍多寡及股價是否存在當日最大漲跌幅限制等實務面因素, 各等級認定標準亦陸續衍生出多種修正版本 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Ma, Lin, and Chen, 2008; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。本文中, 爲統一量測新制實施前後每筆委託出價的積極等級, 我們概以證交所13:25分前最後一次20秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價爲標竿, 凡委託價格不劣於此價位者, 將識別爲急迫委託; 倘若嚴格劣於此價位, 則識別爲耐心委託。

在委託數量積極度方面, 部份文獻指出可使用限價簿委託深度爲參考標竿, 將數量不同之市價單再識別出高、低級別。例如 Pascual and Veredas

(2009)、Valenzuela and Zer (2013) 即認爲, 倘若市價委買、賣數量大到足夠將限價簿反邊最佳一檔委託深度全數消化完畢時, 成交價格將會繼續上行 (walk up)、下行 (walk down) 到限價簿反邊次一檔委託報價上, 故即便同屬於市價單, 此種大額委託的積極等級應相對較高。然而, 這套標準不易應用於本文擬討論的收盤集合競價時間。首先, 不同於連續競價撮合機制, 投資人於集合競價時間所提委託不會立即進行撮合, 當然也不會立刻造成交易價格上行 (下行) 之狀況, 故無須採用限價簿委託深度作爲識別標準。另外, 由於本文將投資人區分爲自然人與機構投資人, 但兩類投資人每筆委託規模差異頗大, 實不宜套用相同之委託數量積極度識別標竿。在表1中, 我們逐一列舉兩類投資人於50檔股票之每筆委託張數中位數值。不難觀察到, 逾半數股票的自然人每筆委託張數中位數值僅爲1張, 但機構投資人於相同個股每筆委託張數中位數值多數都達自然人的數十倍以上。有鑑於此, 本文即以表1所列各類投資人於50檔個股之每筆委託張數中位數值爲其各自參考標竿, 凡當筆委託張數高於此門檻值者, 即識別爲相對大額委託; 若低於或等於此門檻值者, 則識別爲相對小額委託。

綜言之, 套用以上參考標竿, 我們即可將收盤集合競價時間內所有委託皆識別爲四等級積極度。對任意第 i 筆委託來說, 令 C_i 標示其委託積極度: (1) 當委託出價不劣於證交所13:25分前最後一次20秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價 (即急迫委託), 且該筆委託張數亦嚴格大於同類投資人每筆委託張數中位數值時, 其 $C_i = 4$, 此爲最高等級委託積極度, 稱作相對大額急迫委託; (2) 同屬於急迫委託, 但委託數量僅低於或等於同類投資人每筆委託張數中位數值時, 其 $C_i = 3$, 此爲次高等級委託積極度, 稱作相對小額急迫委託; (3) 委託出價雖劣於證交所13:25分前最後一次20秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價 (即耐心委託), 但委託數量仍嚴格大於同類投資人每筆委託張數中位數值時, 其 $C_i = 2$, 稱作相對大額耐心委託; (4) 同屬於耐心委託, 且委託數量僅低於或等於同類投資人每筆委託張數中位數值時, 其 $C_i = 1$, 此爲最低等級委託積極度, 稱作相對小額耐心委託。按本文標準, 前兩等級委託屬於急迫委託 ($C_i = 3, 4$), 後兩等級委託則屬耐心委託 ($C_i = 1, 2$)。誠然, 雖然撤單屬於

投資人整體委託行爲當中的重要一環 (Fong and Liu, 2010),[11] 少數文獻也將撤單直接歸類爲最保守等級委託積極狀態 (Ranaldo, 2004), 但本文仍將其排除在所定義的四等級分類之外, 不擬討論其委託積極度。Hall and Hautsch (2007) 即指出, 投資人雖可自由選擇提出任一等級委託積極狀態的新增委託, 但卻不能自由選擇是否要提撤單, 除非該位投資人已事先提出過交易委託, 且該筆委託尚未成交, 故不宜將撤單直接列入委託積極等級評比當中。

表2中彙整各類投資人委託相關決策及其50檔個股等資訊, 我們可初步觀察到下列有趣結果。首先, 收盤集合競價時間近七成委託筆數是由自然人所提出, 但依金額計算反倒是機構投資人占逾八成比例。換算下來, 自然人每筆委託金額爲新台幣29.6萬元, 而機構投資人則高達452.0萬元, 每筆委託金額約是自然人的近15.27倍。這樣的結果顯示, 由於限價簿揭露訊息有限, 收盤集合競價時間顯然存在嚴重資訊不對稱問題, 絕大部份交易訊息乃由機構投資人所掌握。Flood et al. (1999) 指出, 由於訊息收集成本昂貴, 資訊弱勢方會在限價簿低度透明交易環境中, 被迫採用較積極委託, 以換取更多成交機會。實際上, 表2即可見到類似觀察。按50檔個股平均值作比較, 自然人委託有62.26%屬於急迫委託 ($C_i = 3, 4$), 而機構投資人中僅39.11%屬於急迫委託, 意謂自然人在收盤集合競價時間的委託出價積極度, 顯然高過機構投資人。在委託數量積極度方面, 不論急迫或耐心委託, 自然人採大額委託者皆未達半數。更爲有趣的是, 機構投資人急迫委託中採大額委託者僅占25.57%, 隱約可見其拆單操作痕跡。

表2中也進一步攤開四等級委託積極度 ($C_i = 1, 2, 3, 4$) 分佈狀態。統計結果顯示, 自然人最偏好相對小額急迫委託 ($C_i = 3$), 占比爲36.19%, 意謂其在收盤集合競價時間雖傾向較積極出價, 但每筆委託張數大致僅在1、2張以內 (參見表1, 自然人每筆委託張數中位數值); 自然人最不青睞相對大額耐心委託 ($C_i = 1$), 占比僅12.39%。機構投資人最偏好相對大額

[11] Fong and Liu (2010) 曾建構投資人前後階段決策樹估計模型, 用以討論在何種狀況下投資人會較傾向對原委託提出撤單。在本文, 礙於原始委託簿資料未提供撤單與原委託之聯結資訊, 意謂新增委託提出後, 我們無法追蹤事後是否被提撤單, 故本研究無法用類似模型分析投資人如何擬定撤單決策。即使如此, 該文提出的前後階段決策樹概念, 仍啟發本文採用逐步 SOP 模型, 分段探討投資人委託價、量積極度決策的作法。

表 2: 收盤集合競價時間各級委託積極度占比及其新制實施後之增減變化

統計項目	自然人 (50 檔個股) 平均值	標準差	Min/Max	機構投資人 (50 檔個股) 平均值	標準差	Min/Max
1. 委託占比 (單位: %)						
委託筆數	69.969	14.610	36.9/92.5	30.031	14.610	7.5/63.1
委託金額	17.521	11.692	3.4/ 43.2	82.479	11.692	56.8/96.6
2. 急迫與耐心委託筆數占比 (單位: %)						
急迫委託 ($C_i = 3, 4$)	62.256	8.343	44.4/75.2	39.107	5.948	28.0/54.2
急迫委託中相對大額者占比 ($C_i = 4$)	42.047	7.878	27.3/55.0	25.573	4.686	15.4/37.1
耐心委託 ($C_i = 1, 2$)	37.744	8.343	24.8/55.6	60.893	5.948	45.8/72.0
耐心委託中相對大額者占比 ($C_i = 2$)	32.102	7.263	16.2/43.6	64.265	2.911	57.9/70.4
3、4. 等級委託筆數占比分佈 (單位: %)						
相對大額急迫委託 ($C_i = 4$)	26.071	5.602	14.6/36.9	10.192	3.246	5.4/20.1
相對小額急迫委託 ($C_i = 3$)	36.185	7.563	22.6/51.9	28.915	3.295	22.5/37.2
相對大額耐心委託 ($C_i = 2$)	12.385	4.615	4.6/24.2	39.060	3.419	27.3/44.3
相對小額耐心委託 ($C_i = 1$)	25.358	4.949	17.4/37.1	21.833	3.285	13.6/29.2
4. 投資人委託狀態相關統計						
每筆委託金額 (單位: 百萬元)	0.296	0.218	0.1/1.1	4.520	3.045	1.1/13.5
最末 1 分鐘委託占比 (單位: %)	12.176	1.255	9.4/15.7	12.032	1.272	8.4/14.7
撤單金額占比 (單位: %)	21.584	2.091	17.9/25.7	13.315	1.843	8.6/18.8
委賣單筆數占比 (單位: %)	56.886	6.358	37.0/69.4	44.505	3.071	35.4/54.7
非現券 (含借券賣出) 占比 (%)	46.530	12.698	10.9/73.3	2.447	1.234	1.0/6.5
借券賣出占非現券比重 (%)	—	—	—	86.102	13.593	40.2/100.0
5.「委託前」個股市場表現指標						
買賣價差 (單位: 檔次)	1.532	0.490	1.0/3.9	1.514	0.408	1.0/3.0
股價波動度 (單位: %)	0.110	0.038	< 0.1/0.3	0.107	0.032	< 0.1/0.2

資訊揭露新制實施後, 50 檔個股相對積極委託筆數占比增減變化 (單位: Δ%)

各項占比	中位數	% t-stat > 1.96	% t-stat < -1.96	中位數	% t-stat >1.96	% t-stat < -1.96
急迫委託比例	−0.052	16	66	−0.032	6	56
相對大額者占急迫委託比例	−0.006	10	30	−0.056	4	62
相對大額者占耐心委託比例	−0.029	0	58	−0.093	6	82

註: 本表彙整前、後兩段樣本期間 (包括資訊揭露新制實施前的2011 年 11 月 21 日至 2012 年 1 月 31 日, 與實施後的 2012 年 3 月 1 日至 5 月 31 日), 各類投資人於收盤集合競價時間 (13:25–13:30 分) 內, 對 50 檔股票的各級新增委託積極度占比分佈狀態, 及其新制實施後之增減變化。惟礙於篇幅, 我們無法逐一呈現 50 檔個股統計結果, 故表中僅列舉各項目個股平均值、標準差, 及個股最低/最高極值 (表中以 Min/Max 表示)。首先, 我們分別按委託筆數與委託金額, 統計每檔股票中自然人、機構投資人所提委託占比 (單位: %)。其次, 我們採兩階段評量程序將新增委託皆識別爲四等級委託積極度。在第一階段, 任意第 i 筆新增委託出價不劣於證交所13:25 分前最後一次 20 秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價時, 可被識別爲急迫委託 (impatient order); 反之, 則識別爲耐心

續接下頁

承接上頁

(續註:) 委託 (patient order)。在第二階段, 我們以樣本期間內各類投資人於 50 檔個股之每筆委託張數中位數值爲門檻值 (詳列於表 1), 定義當筆委託張數高於 (低於或等於) 門檻者爲相對大 (小) 額委託。若任意第 i 筆委託爲急迫委託且委託張數高於其門檻, 將識別爲相對大額急迫委託 ($C_i = 4$); 若未高於門檻, 則識別爲相對小額急迫委託 ($C_i = 3$)。同樣地, 若任意第 i 筆委託爲耐心委託且委託張數高於其門檻, 將識別爲相對大額耐心委託 ($C_i = 2$); 若未高於門檻, 則識別爲相對小額耐心委託 ($C_i = 1$)。依此標準, 本表詳細列舉兩類投資人所提各等級新增委託占比統計結果, 包括急迫 ($C_i = 3, 4$) 與耐心委託 ($C_i = 1, 2$) 筆數占全體新增委託比例、四等級委託 ($C_i = 4, 3, 2, 1$) 各自占比, 及急迫與耐心委託當中屬於相對大額委託者占比。在投資人委託狀態相關統計方面, 我們彙整收盤集合競價時間內下列項目於 50 檔個股之統計結果, 包括: (1) 平均每筆新增委託金額 (單位: 百萬元新台幣); (2) 最末 1 分鐘 (13:29–13:30 分) 所提新增委託筆數占比; (3) 撤單金額占所有委託 (依新增單與撤單合計) 總金額比重; (4) 新增委賣單占所有新增委託 (委買與委賣合計) 筆數比例; (5) 非屬現金買、現股賣新增委託, 即採取融資買、融券賣或借券賣出等型態之委託, 占全體新增委託筆數比例; (6) 針對機構投資人, 我們另統計新增借券賣出單占所有非現券新增委託之筆數比例。依據現行交易規則, 借券市場參與者僅限機構投資人 (台灣證券交易所, 2012), 故無須再統計自然人在每檔個股的借券賣出筆數占比。此外, 我們也統計兩項「委託前」個股表現指標, 包括: (1) 買賣價差。對於任意第 i 筆委託, 參考 Valenzuela and Zer (2013) 的作法, 我們皆統計委託提出前證交所於最近一次20 秒撮合 (含實際與模擬撮合) 後揭露的限價簿最佳一檔委買、賣報價間距, 衡量單位爲簡稱檔次 (tick) 的「股價最小升降單位」(各高、低價位區間的「股價最小升降單位, 參見附註 13 說明), 記作 SprTick_i。進而, 再計算個股所有新增委託的 SprTick_i 逐筆平均值, 呈報於本表。(2) 股價波動程度。對於任意第 i 筆委託, 參考 Ranaldo (2004) 與 Duong, Kalev, and Krishnamurti (2009) 的作法, 我們採計證交所於最近20 次 20 秒撮合 (含實際與模擬撮合) 後揭露的限價簿最佳一檔委買、賣報價中點報酬率 (mid-quote return) 的標準差爲衡量指標 (單位: %), 記作 Vola_i。進而, 再計算個股所有新增委託的 Vola_i 逐筆平均值, 呈報於本表。最後, 我們也初步檢視各類投資人於 50 檔股票的相對積極委託筆數占比, 包括急迫委託比例 ($C_i = 3, 4$ 委託占全體 $C_i = 1, 2, 3, 4$ 委託比例)、相對大額者占急迫委託比例 ($C_i = 4$ 委託占 $C_i = 3, 4$ 委託比例)、相對大額者占耐心委託比例 ($C_i = 2$ 委託占 $C_i = 31, 2$ 委託比例), 在資訊揭露新制實施後樣本期間, 相對於新制實施前樣本期間的增減變化 (單位: Δ %), 並列舉其個股中位數值。爲方便比較 50 檔股票的顯著狀況, 在使用異質一致性 (heteroskedastic-consistent) 標準誤 (White, 1980) 計算 t-stat 下, 表中再以% t-stat > 1.96 (% t-stat < -1.96), 呈現此三項占比增減變化爲正 (負) 且至少可達5% 顯著水準個股之百分比例。

耐心委託 ($C_i = 2$), 占比爲 39.06%, 意謂在其掌握絕大多數資訊優勢的收盤集合競價時間, 較傾向保守出價; 機構投資人最不青睞相對大額急迫委託 ($C_i = 4$), 占比僅 10.19%, 由於相對小額急迫委託仍舊多達 28.92%, 暗示機構投資人在提出急迫委託時, 從事拆單操作頻率應高於耐心委託。事實上, 我們尤其關注資訊揭露新制實施後, 投資人委託積極度的增減變化。爲此, 本文觀察三種積極型委託占比: (1) 急迫委託占比; (2) 急迫委託中大額委託者占比; (3) 耐心委託中大額委託者占比。在表 2 下方區塊, 我們列舉這三項占比於新制實施後的增減變化 (以 Δ% 表示), 並統計有多少百分比例股票爲正 (或負) 且至少可達 5% 顯著水準。初步實證結果顯示, 各類投資人不論就委託出價或委託數量積極度來說, 幾乎都有趨於降溫傾向。後續篇幅中, 我們將在適當實證模型中控制其他解釋因素, 俾利更嚴謹釐

清收盤前資訊揭露新制帶來的影響效應。

2.4 委託積極度各項決定性因素及其量化指標

在進行實證分析前, 另一項主要任務, 即爲將各項可能的委託積極度解釋因素予以量化。爲此, 以下將從場內委託近況 (第1、2項)、「委託前」個股市場表現 (第3、4項)、限價簿委託深度 (第5、6項)、投資人委託狀態 (第7、8、9項)、當日市場交易熱度 (第10項), 及資訊揭露新制實施前後 (第11項) 等層面, 思考這些解釋因素的代理變數 (proxy variables), 多項量化指標於50檔股票的統計結果 (列舉個股平均值與標準差), 一併彙整在表2。

(1) **前筆委託積極度**。Biais, Hillion, and Spatt (1995) 認爲, 投資人在進行跟單、拆單操作, 或是回應市場突發性消息面衝擊, 甚至是場內委託競逐成交機會時, 都有可能導致鄰近委託之積極度出現正向序列相關。爲驗證這項在文獻上稱爲對角效應之假說 (即本文假說1), 令 L_i^T 代表第 i 筆可觀測委託積極狀態 (T = ALL, IMP, PAT 分別意指本文兩階段 SOP 模型中, 投資人的三個委託決策節點 (node), 其相關說明詳見第3.1節), 可再定義 $L^T(-1)_i$ 爲前一筆委託積極度, 意指在第 i 筆委託提出前, 最近一筆 (令爲第 j 筆) 同身份別、同邊新增交易委託的可觀測委託積極決策值 $L_j^T(j < i)$。

(2) **近期撤單金額占比**。Fong and Liu (2010) 指出, 撤單是投資人整體委託行爲中不可忽視的一項環節。[12] 惟較可惜地, 文獻中尚未見到關於近期撤單占比與投資人委託積極度間關聯性的直接論述。本文推測, 倘若近期撤單比例反映場內保守觀望氣氛, 則應該會與委託積極度呈負向關聯。然而, 由於股票共識價格可能隨時改變, 倘若撤單目的是投資人爲了進行追價行爲所做的預備動作 (Hasbrouck and Saar, 2009), 則近期撤單占比將與委託積極度呈現正向關聯。誠然, 若撤單僅係投資人訂正原委託疏誤, 則近期撤單占比將與投資人委

[12]依據國內集中市場交易規則, 本文定義撤單爲既有委託單的取消或減量。不少實證研究指出, 投資人其實頻繁撤單。譬如, Hasbrouck and Saar (2009) 觀察到在 Nasdaq 採用互聯網路 (INET) 下單者, 有逾1/3會在委託提出後兩秒內就提撤單; 在紐約證交所, 也有近半數限價委託會在成交前被撤銷 (Ellul et al., 2007)。

託積極度無關。爲量化此項解釋因素, 我們令 RevR $(-1M)_i$ 代表近期撤單金額占比, 意指在第 i 筆委託提出前1分鐘時間內, 所有同身份別、同邊交易委託撤單金額, 占所有同身份別、同邊交易委託 (含新增委託與撤單) 總金額之比重 (單位: %)。由表2可知, 收盤集合競價時間內自然人、機構投資人撤單金額占所有委託 (新增委託與撤單合計) 比重個股平均值分別爲21.58%、13.32%, 這樣的結果暗示自然人較機構投資人更頻繁提出撤單。

(3) **買賣價差**。Handa and Schwartz (1996) 認爲, 買賣價差擴大徒增市價單交易成本, 迫使投資人改提較保守的限價委託。爲驗證買賣價差增加是否對投資人委託積極度帶來負面壓抑效果 (即本文假說2), 我們構思如下代理指標。具體來說, 對任意第 i 筆委託, 我們擬量測委託提出時投資人所能觀察到最近一次揭露的限價簿最佳一檔委買、賣報價差距。實務上, 由於簡稱檔次的「股價最小升降單位」會隨個股價位所在區間而有不同, 換言之即使同樣間隔一個檔次, 於不同價位處計算其相對買賣價差比率 (委買賣價差絕對值除以委買賣報價中點) 時, 結果可能會略有差異。[13] 爲此, 本文參考 Valenzuela and Zer (2013) 的作法, 直接以檔次爲量測單位, 計算委託提出時投資人所能觀察到限價簿最近一次揭露的最佳一檔委買、賣報價間距爲買賣價差量化指標, 記作 SprTick_i。由表2可知, 在收盤集合競價時間, 自然人、機構投資人於委託提出時可觀察到的委買賣價差個股平均值分別爲1.53與1.51個檔次, 兩者差異不大。

(4) **股價波動性**。Foucault (1999) 認爲股價愈趨振盪時, 投資人買貴或賤賣的風險將隨之提高, 其委託積極決策會趨於謹愼。爲驗證股價波動性增強是否對投資人委託積極度帶來負面壓抑效果 (本文假說3), 我們構思如下代理指標。具體來說, 仿照 Ranaldo (2004) 與 Duong,

[13]依據國內集中市場現行交易規則,「股價最小升降單位」視個股價位所在區間而定。譬如, 股價低於10元時, 最小升降單位爲0.01元; 股價位於10–50元時, 最小升降單位爲0.05元; 股價位於50–100元時, 最小升降單位爲0.1元; 股價位於100–500元時, 最小升降單位爲0.5元; 股價位於500–1,000元時, 最小升降單位爲1元; 股價逾1,000元時, 最小升降單位爲5元。假定報價中點分別爲5、15、75元時, 按間隔一個檔次計算的「相對買賣價差」比率將分別爲0.20%、0.33%、0.13%, 其結果顯然略有差異。

Kalev, and Krishnamurti (2009) 作法, 對任意第 i 筆委託, 本文皆計算該筆委託提出前證交所最近20次揭露的委買、賣報價中點報酬率 (mid-quote return) 之標準差 (單位: %) 爲股價波動性代理指標, 記作 Vola_i。由表2可知, 在收盤集合競價時間, 自然人、機構投資人於委託提出前可觀察到的股價波動性指標個股平均值皆爲0.11%, 兩者無甚差異。

(5) **限價簿同邊最佳一檔委託深度**。依據 Parlour (1998) 所提排擠效應假說 (即本文假說4), 限價簿同邊委託深度增加將深化委託人面臨的場內競爭壓力, 從而促使其提高委託出價積極度。爲驗證此論點, 我們構思如下代理指標。對任意第 i 筆委託, 本文以證交所13:25分前最後一次20秒實際撮合後所揭露之限價簿同邊最佳一檔報價委託總金額 (單位: 萬元新台幣) 爲量化指標, 記作 Depth_i^{same}。[14]

(6) **限價簿反邊最佳一檔委託深度**。同樣依據 Parlour (1998) 所提排擠效應假說 (即本文假說4), 限價簿反邊委託深度增加將減輕委託人面臨的場內競爭壓力, 從而促使其降低委託出價積極度。其代理指標如下。對任意第 i 筆委託, 本文以證交所13:25分前最後一次20秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價委託總金額 (單位: 萬元新台幣) 爲量化指標, 記作 Depth_i^{opp}。

(7) **最末分鐘委託與否**。爲驗證在收盤集合競價過程中, 臨近收盤時刻投資人委託出價是否可能受迫時間壓力而轉趨積極 (即本文假說5), 我們使用下列最末1分鐘委託虛擬變量 (LastM_i) 爲其代理指標。具體來說, 倘若第 i 筆委託係於13:29–13:30分之間提出, 則記錄 $\text{LastM}_i = 1$; 若是在收盤集合競價時間前4分鐘 (13:25–13:29分) 提出, 則記爲 $\text{LastM}_i = 0$。由表2可知, 在收盤集合競價時間, 自然人、機構投資人最末1分鐘委託筆數占全體收盤集合競價時間委託筆數比例個股平均值分別爲12.18%、12.03%, 兩者無甚差異。由於

[14]部份文獻指出, 限價簿外側委託深度增加時可能會額外造成指標效應 (signaling effect), 甚至有機會逆轉排擠效應帶來的影響 (Pascual and Veredas, 2009; Valenzuela and Zer, 2013)。爲避免該效應所造成之干擾, 本文僅計算限價簿同 (反) 邊最佳一檔報價委託深度, 作爲驗證排擠效應假說的量化指標。

該比例遠低於20%, 此統計結果暗示至少就委託筆數來說, 各類投資人在最末分鐘反而有較趨縮手情形。

(8) **採用非現券交易與否**。雖然文獻中較少見到非現券委託型態與投資人委託積極度間關聯性的直接論述, 本文仍推測, 相較於現券委託者, 非現券操作投資人因須額外承擔交易成本 (融資利息、借券費用)、保證金維持率及融券回補日期等壓力, 將被迫採取較積極委託 (即本文假說6)。爲驗證此論點, 我們使用如下非現券委託虛擬變量 (MS_i) 其代理指標。具體來說, 對任意第 i 筆委託, 當投資人提出現金買或現股賣委託時, $MS_i = 0$; 若是採用融資買、融券賣、借券賣等非現券委託, 則 $MS_i = 1$。由表2可知, 在收盤集合競價時間, 自然人、機構投資人採用非現券委託筆數比例爲46.530%、2.447%。這樣的結果顯示, 這5分鐘內有近半數自然人委託屬於非現券交易, 呼應傳統上國內散戶高度偏好信用交易的說法。然而機構投資人非現券委託比例極低, 原因可能有二。首先, 按現行交易規則, 絕大多數機構投資人 (包括外資、投信、自營商) 皆不得從事融資、券信用交易 (參見表2, 本文亦統計出, 收盤集合競價時間機構投資人近九成的非現券交易皆爲借券賣出, 而融資、券信用交易僅占一成)。其次, 特定機構投資人雖得進行借券賣出交易, 惟證交所已於2011年11月21日啟動「借券賣出總量控管新制」,[15] 意謂本文樣本期間內機構投資人的借券賣出總量都已受更嚴格控管, 尤其在收盤集合競價時間, 當日借券賣出配額極可能已所剩無幾。

(9) **委託買、賣方向**。爲辨識收盤集合競價時間, 投資人所提委買、賣單是否存在委託積極度上的差異, 本文亦藉助委買、賣方向虛擬變量 (Direction_i) 爲其代理指標, 進行討論。具體來說, 倘若第 i 筆委託爲新增委賣單, 則記錄 $\text{Direction}_i = 1$; 若爲新增委買單, 則記爲 $\text{Direction}_i = 1$。由表2可知, 在收盤集合競價時間, 自然人、機構投資人委賣單占全體新增委託比例個股平均值分別爲56.89%、44.51%,

[15]爲避免借券賣出影響國內市場秩序, 行政院金融監督管理委員會 (金管會) 將借券賣出總量控管上限, 由原本每日盤中借券賣出委託數量不得超過個股股份3% (因上市股本龐大, 該限制幾乎無法觸及), 大幅調降爲個股前30個營業日之日平均成交量的20%。

意謂這段時間內單就委託筆數來說, 自然人賣比買多, 而機構投資人買比賣多。

(10) **當日市場交易熱度**。不可否認地, 本文所設定的前段樣本, 即收盤前資訊晦暗期 (2011年11月21日至2012年1月31日), 確實恰巧碰觸到歐債危機轉熾之高峰時期。爲控制「歐債危機」等消息面衝擊對投資人信心與委託意願造成的潛在影響, 本文另考慮如下當日市場交易熱度指標, 作爲後續實證模型的解釋變數之一。具體來說, 對任意第 i 筆委, 我們皆計算其委託提出當日集中市場整天的成交金額, 偏離最近四年 (2011年至2014年) 同月份日均成交金額之比率 (在此考慮跨年但同月份平均, 是因顧慮到成交金額可能存在明顯季節性因素), 記作 MarketV_i。譬如, 2012年1月13日標準普爾 (Standard & Poor's) 公司宣告同時調降法國及其他8個歐元區國家信用評等, 在該項消息面衝擊影響下, 國內集中市場次一交易日 (2012年1月16日) 成交金額立即由前日 (2012年1月13日) 的978.36億元新台幣, 急凍至764.11億元新台幣。由於2012–2014年這四年度1月份日均成交金額爲776.43億元, 故對2012年1月16日收盤集合競價時間所有交易委託來說, 市場當日交易熱度指標都將識別爲 $\text{MarketV}_i = -14.17\%$。

(11) **資訊揭露新制實施前後**。理論上, 新制實施後將削弱收盤集合競價時間機構投資人享有的資訊優勢, 但卻有助提升自然人對攸關交易訊息的掌握程度。爲此, 我們考慮下列假說。對自然人來說, 新制實施有助降低自然人收集交易攸關訊息的成本, 意謂無須再透過高度積極委託方式換取更多的成交機會, 故新制後委託出價積極度將趨於降低 (即本文假說7.1)。相反地, 新制實施後顯然也能降低自然人買貴或賤賣風險, 以致激勵其更敢於提出積極型委託 (本文假說7.2)。對機構投資人來說, 競鼠效應 (Foster and Viswanathan, 1996; Back, Cao, and Willard, 2000; Ma, Lin, and Chen, 2008) 假說預期限價簿透明化後會揭露原本被隱蔽的交易攸關訊息, 從而加深資訊優勢方彼此競爭強度, 壓迫其提出更積極委託 (即本文假說7.3)。相反地, 由於新制實施後限價簿資訊僅作局部性揭露, 意謂機構投資人

有誘因藉由提出未揭露之保守價位限價委託, 隱藏其交易意圖 (即本文假說7.4)。或者, 新制實施後直接減低機構投資人在此時段提出委託的意願, 其委託積極度反趨於下降 (即本文假說7.5)。爲驗證上述假說的正確性, 對任意第 i 筆委託, 本文皆使用虛擬變量 InfD_i 標明該筆委託係於新制實施前或後所提出。倘若該筆委託發生於前段樣本 (2011年11月21日至2102年1月31日), $\text{InfD}_i = 0$; 若是發生於資訊揭露新制實施後 (2012年3月1日至5月31日), 則 $\text{InfD}_i = 1$。

3 研究方法與實證結果

3.1 兩階段 SOP 模型及其估計程序

理論上, 投資人是否會提出積極委託, 係由其心理急切程度 (degree of impatience) 所驅動。具體來說, 可令 L_i^* 代表第 i 筆委託提出前, 投資人心中擬交易該檔股票的急切程度。由於個人心態爲無法觀察 (unobservable) 的隱性變數 (latent variable), Biais, Hillion, and Spatt (1995) 便提出可使用限價簿所揭露資訊內容, 將投資人委託積極度識別爲高低多層次級別狀態。在不失一般性下, 我們假設這些可觀測的 (observable) 投資人委託積極狀態 (以 L_i 表示), 共有 M 種等級 (L_i 可爲 $0, 1, \cdots, M-1$)。進而, 爲探究委託積極決策的擬定過程, 多數文獻皆以適用於間斷型式順序因變數的 OP 模型, 作爲實證分析工具 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。假設模型裡共有 K 項解釋變數 ($x_{k,i}, k = 1, 2, \cdots, K$), 皆爲投資人委託心態急切程度 L_i^* 的可能決定性因素量化指標。我們考慮如下模型:

$$L_i^* = \sum_{k=1}^{K} \beta_k x_{k,i} + \varepsilon_i, \tag{1}$$

式中, ε_i 爲誤差項, β_l 爲第 k 項解釋變數的待估斜率係數。雖然 L_i^* 無法觀測, 但投資人急切心態卻會「分區段」地反映在其可被觀測到的委託積

極狀態上, 意即:

$$L_i = \begin{cases} 0, & \text{if } L_i^* \le \delta_1, \\ m, & \text{if } \delta_m < L_i^* \le \delta_{m+1}, \quad m = 1, 2, \cdots, M-2, \\ M-1, & \text{if } L_i^* > \delta_{M-1}。 \end{cases} \tag{2}$$

式中,$\delta_m (m = 1, 2, \cdots, M-1)$ 爲 L_i^* 的各區段待估門檻 (threshold) 參數值。由式 (2) 可知, 當 $L_i^* > L_j^*$ 時必然保證 $L_i \ge L_j$, 故 L_i 其實可一定程度地保留 L_i^* 數值高低順序資訊。此外, 任意第 i 筆委託被觀測到屬於等級 m 的條件機率如下:

$$\Pr(L_i = m \,|x_i, \beta, \delta) = \begin{cases} F\left(\delta_1 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right), & \text{if} \quad m = 0, \\ F\left(\delta_{m+1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right) - F\left(\delta_m - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right), & \\ & \text{if} \quad m = 1, \cdots, M-2, \\ 1 - F\left(\delta_{M-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right), & \text{if} \quad m = M-1。 \end{cases} \tag{3}$$

式中, $F(\cdot)$ 意指累積機率函數 (cumulative distribution function, CDF) 運算子 (operator), 在習見的 OP 或 SOP 模型中, 便是假設式 (1) 的誤差項 ε_i 爲常態分配 (normal distribution), 故 $F(\cdot)$ 可改寫爲 $\Phi(\cdot)$, 即常態分佈的累積機率函數。由式 (3), 將條件機率對特定第 k 項解釋變數 $(x_{k,i})$ 作偏微分, 即可得出當 $x_{k,i}$ 增加時, 對任意第 i 筆委託來說, 會被觀測到屬於等級 m 之機率的增減變化。該影響效果一般稱作邊際機率, 可表示如下:

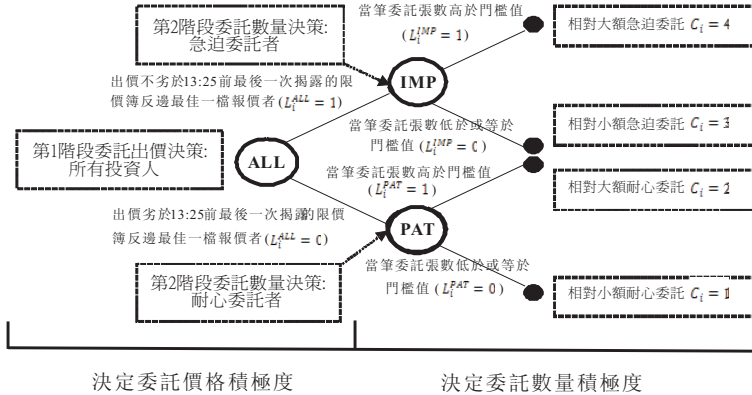
$$\frac{\partial \Pr(L_i = m)}{\partial x_{k,i}} = \begin{cases} -\phi\left(\delta_1 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right)\beta_k, & \text{if} \quad m = 0, \\ \left[\phi\left(\delta_{m+1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right) - \phi\left(\delta_m - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right)\right]\beta_k, & \\ & \text{if} \quad m = 1, \cdots, M-2, \\ \phi\left(\delta_{M-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_{k,i}\right)\beta_k, & \text{if} \quad m = M-1。 \end{cases} \tag{4}$$

式中 $\phi(\cdot)$ 用以標示常態分佈的機率密度函數 (probability density function, PDF) 運算子, 且 $\phi > 0$。此時, 我們可清楚觀察到, 式 (1) 中解釋變數 $x_{k,i}$

前方斜率係數 β_k 的正負號方向, 將與其對委託積極度最低 (高) 級別, 即 m 爲 0($M-1$) 的邊際機率正負號方向相反 (一致)。至於其餘中間等級 ($m=1,2,\cdots,M-2$) 邊際機率, 便無法單純由係數 β_k 的正負號方向作判斷。譬如, 倘若直接將本文的四等級委託積極度 ($C_i=1,2,3,4$) 視作前述一般化 OP 模型中的 L_i, 則係數 β_k 的估計結果將難以直接用於解釋中間層級 ($C_i=2,3$) 邊際機率的正負方向。意識到習見文獻的中間等級邊際機率正負號方向無法簡單識別之問題, Pascual and Veredas (2009)、Valenzuela and Zer (2013) 便使用兩階段 SOP 模型取代 OP 模型, 作爲其實證分析工具。在第一階段, 這兩篇文獻都將每筆委託先區分爲市價委託或限價委託, 並於第二階段再細分其他多種層級。概念上, 此種作法確實可減少中間級別的數目, 但只要中間級別仍然存在, 同樣的問題依舊未獲徹底解決。

前面提過, 我們將投資人委託價、量積極度決策識別爲高低共四個層級 ($C_i=1,2,3,4$), 而這便賦與本文一項契機, 可以藉由在兩階段 SOP 模型中的各個階段, 都採用雙重 (dual) 委託積極等級設計 ($M=2$), 來避免中間等級邊際機率正負號方向無法簡單識別之問題。以上構想可由圖2 (委託積極決策樹狀圖) 解釋。在第一階段 (圖中標示爲 "All" 之節點), 所有投資人皆可選擇提出急迫或耐心委託這兩種選擇。對任意第 i 筆委託, 令 L_i^{All} 標示投資人此階段決策, 倘若其委託出價不劣於 13:25 前最後一次揭露的限價簿反邊最佳一檔報價時, 視作急迫委託, $L_i^{All}=1$; 其餘皆屬於耐心委託, $L_i^{All}=0$。對照式 (1) 至 (4), L_i^{All} 即爲投資人可被觀測到的雙等級委託積極狀態 L_i, 斜率係數估計值 β_k 的正負號方向, 亦可直接用於解讀特定解釋變數 $x_{k,i}$ 對急迫、耐心委託兩狀態的邊際機率。

在第二階段, 投資人將選擇是否提出相對大額委託。本文中, 識別是否屬於大額委託的門檻值爲樣本期間內同類投資人 (自然人或機構投資人) 於 50 檔個股之每筆委託張數中位數值 (參見表 1)。倘若第 i 筆委託屬於急迫委託, 則投資人在第二階段將於節點 "IMP" 作抉擇。令 L_i^{IMP} 標示投資人於該節點之決策, 凡當筆委託數量高於門檻值時即被視作相對大額急迫委託, $L_i^{IMP}=1$ (即四等級委託標準中的 $C_i=4$); 其餘皆爲相對小額急迫委託, $L_i^{IMP}=0$ (即四等級委託標準中的 $C_i=3$)。與此類似地, 倘若第



說明: 本圖呈現投資人於收盤集合競價時間的兩階段 SOP 模型委託積極決策樹狀圖。第一階段爲委託價格積極度決策, 凡委託出價優於限價簿反邊最佳一檔報價者, 識別爲急迫委託; 反之, 則爲耐心委託。第二階段則爲委託數量積極度決策, 凡當筆委託數量高於門檻值時, 識別爲相對大額委; 反之, 則爲相對小額委託。其中, 委託數量的門檻值, 本文設定爲樣本期間內各類投資人 (自然人、機構投資人) 於 50 檔個股之每筆委託張數中位數值, 並已詳列於表 1。

圖 2: 本文兩階段 SOP 模型中的委託積極度樹狀決策圖

i 筆委託屬於耐心委託, 則投資人在第二階段將於節點 "PAT" 作抉擇。令 L_i^{PAT} 標示投資人於該節點之決策, 凡當筆委託數量高於門檻值時即被視作相對大額耐心委託, $L_i^{PAT}=1$ (即四等級委託標準中的 $C_i=2$); 其餘皆爲相對小額耐心委託, $L_i^{PAT}=0$ (即四等級委託標準中的 $C_i=1$)。對照式 (1) 至 (4), $L_i^{IMP}(L_i^{PAT})$ 即爲急迫 (耐心) 委託者可被觀測到的雙等級委託積極狀態 L_i, 故斜率係數估計值 β_k 的正負號方向, 亦可直接用於解讀特定解釋變數 $x_{k,i}$ 對急迫 (耐心) 委託者採取相對大、小額委託兩狀態的邊際機率。補充說明的是, 雖然本文將投資人委託積極決策描繪爲兩階段型態 (見圖 2 樹狀決策圖), 但不可否認地投資人其實是一次性地決定要採取四等級標準 ($C_i=1,2,3,4$) 中的任一種狀態。本文認爲, 投資人雖於四等級標準中作一次性選擇, 但其實也如同在樹狀圖中選擇「唯一」一條可抵達的途徑, 其概念與「逐步」決策並無二致。譬如, 若投資人選擇最高等級委託狀態 ($C_i=4$), 由決策樹中可知「唯一」的路徑爲在節點 "ALL" 先選擇急迫委託, 至節點 "IMP" 再選擇相對大額委託。有鑑於此, 本文仍適合使用 SOP 模型作爲實證分析工具, 以探究投資人多層級委託價、量積

極狀態的決策過程。

綜合來說, 本文的兩階段 SOP 模型中有兩類待估參數, 分別爲式 (1) 中的斜率係數 $\beta_k^T (k = 1, 2, \cdots, K)$, 與式 (2) 中投資人心態上委託急切程度 L_i^{T*} 的門檻參數 δ_1^T (因爲皆爲雙重等級設計, 在 $M = 2$下僅需唯一門檻值), 上標 T 則用於註記投資人的決策節點 (T = All, IMP, PAT)。爲方便說明, 令 $P_{i,m}^T$ 代表在節點 T, 任意第 i 筆委託被觀測到屬於等級 m 的條件機率。對照式 (3) 可知, $P_{i,0}^T = \Phi(\delta_1^T - \sum_{k=1}^K \beta_k^T x_{k,i}^T)$, 而 $P_{i,1}^T = 1 - P_{i,0}^T$。在第一階段 (節點 "All"), 全體委託 (假設共有 I 筆) 的對數概似函數 (log-likelihood function) 爲:

$$\ln L^{ALL} = \sum_{i=1}^{I} \left[d_{i,0}^{ALL} \ln P_{i,0}^{ALL} + d_{i,1}^{ALL} \ln \left(1 - P_{i,0}^{ALL}\right) \right], \tag{5}$$

式中 $d_{i,m}^{ALL}$ 爲指標函數 (indicator function), 當 L_i^{ALL} 爲 m 時 $d_{i,m}^{ALL} = 1$, 其餘情況下 $d_{i,m}^{ALL} = 0$。由式 (5) 可知, 本對數概似函數中的待估參數爲 $\beta_k^{ALL} (k = 1, 2, \cdots, K)$、$\delta_1^{ALL}$, 這當中未包括任何第二階段模型中的待估參數。因此, 透過極大化式 (5) 這項對數概似函數下, 我們即可估計出第一階段模型中參數 $\beta_k^{ALL} (k = 1, 2, \cdots, K)$、$\delta_1^{ALL}$ 的最大概似法估計值 (maximum-likelihood estimation, MLE)。而在第二階段, 我們可分別就急迫委託與耐心委託者, 估計各自模型中的未知係數。以急迫委託者爲例, 在節點 "IMP", 所有「途經」此處委託的對數概似函數爲:

$$\ln L^{IMP} = \sum_{i=1}^{I} \left[\ln \hat{P}_{i,1}^{ALL} + d_{i,0}^{IMP} \ln P_{i,0}^{IMP} + d_{i,1}^{IMP} \ln \left(1 - P_{i,0}^{IMP}\right) \right], \tag{6}$$

式中 $d_{i,m}^{IMP}$ 亦爲指標函數, 當 L_i^{IMP} 爲 m 時 $d_{i,m}^{IMP} = 1$, 其餘情況下 $d_{i,m}^{IMP} = 0$。同時, 由於第一階段的未知參數皆已預先估出, 這意謂任意第 i 筆委託屬於急迫委託之機率 $P_{i,1}^{ALL}$, 亦可由代入第一階段參數的 MLE 估計值來作推算, 故式 (6) 中我們用上標 "^" 註記 $\hat{P}_{i,1}^{ALL}$ 已爲其推估值 (predicted value) 所取代。由於式 (6) 的待估參數僅爲 $\beta_k^{IMP} (k = 1, 2, \cdots, K)$、$\delta_1^{IMP}$, 這當中並未摻雜任何第二階段另一節點 "PAT" 模型中的任何未知參數。因此, 透過極大化式 (6) 這項對數概似函數下, 我們即可估計出第二

階段節點 “IMP” 模型中參數 $\beta_k^{IMP}(k = 1, 2, \cdots, K)$、$\delta_1^{IMP}$ 的 MLE 估計值。的 MLE 估計值。至於在第二階段, 耐心委託者委託數量積極度決策 (節點 “PAT”) 各項參數 $\beta_k^{PAT}(k = 1, 2, \cdots, K)$、$\delta_1^{PAT}$ 的 MLE 估計值, 亦可使用與急迫委託者 (節點 “IMP”) 完全相同的步驟所估出, 故不再贅述。

總結來說, 透過本文 SOP 模型參數估計過程, 我們大致可獲得兩項啟示。其一, SOP 模型各階段 (或當中各節點) 的未知參數其實可各自估計, 此情況與 Pascual and Veredas (2009)、Valenzuela and Zer (2013) 的作法完全一致, 其理由在於對任意第 i 筆委託來說, 被觀測到屬於第二階段中任一項積極狀態的機率, 係單方向取決於投資人於第一階段決策, 故 SOP 模型當中的兩階段並非巢式 (nested) 結構。再者, 第二階段的兩個節點亦完全互不隸屬, 故也不會干擾彼此的參數估計過程。其二, 由於本文在各階段決策皆採用雙重委託積極等級設計, 故可完全避免中間級別狀態邊際機率正負方向不易識別的問題。換句話說, 對於任意第 k 個解釋變數, 我們單憑斜率係數 β_k 的正負符號, 便可直接判斷一旦 x_k 增加時各等級委託積極狀態邊際機率的正負方向。其三, SOP 模型的估計程序清楚指出, 對任意第 k 個解釋變數 x_k, 本文的兩階段 (三節點) SOP 模型將可分別估計出三種斜率係數, 即 β_k^{ALL}、β_k^{IMP}、β_k^{PAT}, 而這三項係數估計值的正負方向未必皆同。譬如, 當股價波動性增強時, 本文的模型設計即提供相當彈性, 讓我們能思索急迫或耐心委託者的委託數量積極度決策, 是否有朝相反方向反應的可能性。相較之下, 在習見的 OP 模型實證研究中 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009), 便無法進行如此深度的投資人委託價、量積極度決策探討。

最後, 在兩階段 SOP 模型中, 包括 “ALL”、“IMP”、“PAT” 等三個投資人委託價、量積極度決策節點, 本文皆使用同樣的11種解釋變數 ($K = 11$)。對任意第 i 筆委託來說, 這些委託積極度各項解釋因素的量化指標, 在場內委託近況指標方面, 包括前筆委託積極度 $L^T(-1)_i$ ($T = \text{All, IMP, PAT}$)、近期撤單金額占比 $\text{RevR}(-1M)_i$; 在「委託前」個股市場表現指標方面, 包括買賣價差 SprTick_i、股價波動性 Vola_i; 在限價簿委託深度指標方面, 包括同邊最佳一檔委託深度 Depth_i^{same}、反邊最佳一檔委託深度

Depth_i^{opp}; 在投資人委託狀態指標方面, 包括最末分鐘委託與否 LastM_i、採用非現券交易與否 MS_i、委託買賣方向 Direction_i; 以及, 當日市場交易熱度 MarketV_i、資訊揭露新制實施前後虛擬變量 InfD_i。關於這些解釋變數的具體定義及其計算方式, 讀者可參見第 2.4 節說明。爲了完整檢視自然人、機構投資人於收盤集合競價時間的委託價、量積極度決策擬定過程, 本文分別針對這兩種投資人於 50 檔股票所提之新增委託, 逐一進行兩階段的 SOP 模型估計程序。在所有待估參數中, 對應於各項解釋變數的模型斜率係數估計值 (β_k^{ALL}、β_k^{IMP}、β_k^{PAT}) 尤爲重要, 且可用於直接判讀每項解釋變數對高低級別委託積極狀態邊際機率的正負方向。惟礙於篇幅限制, 本文難以詳細呈現所有 50 檔股票的完整實證結果, 故我們僅列舉自然人、機構投資人各斜率係數於 50 檔股票估計值之中位數值, 並以% z-stat > 1.96 (% z-stat < -1.96) 欄位標示, 該係數估計值在 50 檔股票中爲正 (或負) 且至少可達 5% 顯著水準之百分比例 (單位: %)。爲方便說明, 我們將 SOP 模型第一階段決策 (投資人選擇提出急迫或耐心委託) 估計結果彙整於表 3, 而第二階段決策 (包括急迫、耐心委託者是否提出相對大額委託) 估計結果則彙整於表 4。

3.2 本文兩階段 SOP 模型實證結果

在本文兩階段 SOP 模型中, 第一階段爲委託出價積極度決策 (實證結果參見表 3), 第二階段則爲委託數量積極度決策 (實證結果參見表 4)。其中, 第一階段係討論各項解釋變數對收盤集合競價時間投資人選擇急迫 ($C_i = 3, 4$) 或耐心 ($C_i = 1, 2$) 委託之抉擇過程, 所發揮的影響效應, 這部份實證結果爲本文最主要的實證發現內容, 且可與習見文獻中, 連續競價機制下投資人於市價或限價委託中所作抉擇之相關實證研究互相比較。另外, 第二階段討論急迫、耐心委託者是否提出相對大額委託 (前者意指 $C_i = 4$, 後者意指 $C_i = 2$) 之抉擇過程, 這部份則是相關文獻中較少碰觸的議題, 本文實證結果將有助填補其缺口。

首先, 在場內委託近況指標方面, 我們發現兩類投資人前後筆委託價、量積極度決策大致都有出現正向序列相關, 其中委託出價積極度的正向關聯程度尤爲強烈 (參見表 3, 可顯著個股達 100%), 此結果明確支持 Biais,

表 3: 收盤集合競價時間投資人委託出價積極度 (第一階段 SOP 模型) 可觀測被解釋變數爲 L_i^{ALL}: 急迫委託者 $L_i^{ALL} = 1$, 耐心委託者 $L_i^{ALL} = 0$

	自然人			機構投資人		
	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96
場內委託近況: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人、機構投資人皆爲 100%						
$L^{ALL}(-1)_i$	0.304	100	0	1.043	100	0
RevR$(-1M)_i$	0.111	48	4	0.423	80	2
個股市場表現: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 100%, 機構投資人爲 64%						
SprTick$_i$	−0.030	2	66	0.014	26	2
Vola$_i$	−1.190	0	96	−0.373	10	48
限價簿委託深度: 聯檢定 F-s tat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 78%, 機構投資人爲 28%						
Depth$_i^{\text{same}}$	0.327	58	12	−0.074	4	14
Depth$_i^{\text{opp}}$	0.144	36	12	0.042	12	12
投資人委託狀態: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人、機構投資人皆爲 100%						
LastM$_i$	−0.181	0	100	−0.290	0	86
MS_i	0.476	100	0	−0.008	36	22
Direction$_i$	0.231	98	0	0.105	68	0
當日交易熱度指標						
MarketV$_i$	0.005	28	18	0.333	90	0
資訊揭露新制實施前後指標						
InfD$_i$	−0.023	22	44	−0.033	10	28
有效樣本之個股委託筆數中位數值: 自然人爲13,804 筆, 機構投資人爲 5,702 筆						

註: 本表彙整前、後兩段樣本期間 (包括資訊揭露新制實施前的2011 年 11 月 21 日至 2012 年 1 月 31 日, 與實施後的 2012 年 3 月 1 日至 5 月 31 日), 各類投資人於收盤集合競價時間 (13:25–13:30 分) 內, 分別對 50 檔股票所提新增委託積極度決策的 Sequential Ordered Probit (SOP) 模型第一階段係數估計結果。由於本文 SOP 模型在每個階段皆屬雙等級決策, 故各解釋變數斜率係數估計值的正負號方向, 將與提出相對積極等級委託之邊際機率 (marginal probability) 一致, 而與提出相對保守等級委託之邊際機率相反。第一階段 SOP 模型關注投資人委託出價的積極度, 我們以可觀測的 (observable) 被解釋變數 L_i^{ALL} 標示投資人在此階段之決策。對任意第 i 筆委託來說, 倘若其委託出價不劣於證交所 13:25 分前最後一次 20 秒實際撮合後所揭露之限價簿反邊最佳一檔報價時, 意謂其出價相對積極, 本文將其識別爲急迫委託 (impatient order), 記作 $L_i^{ALL} = 1$。反之, 若委託出價嚴格劣於該反邊最佳一檔報價時, 意謂其出價相對保守, 本文則將其識別爲耐心委託 (patient order), 記作 $L_i^{ALL} = 0$。本階段 SOP 模型考慮 11 項解釋變數。其中, 場內委託近況指標計有兩項: (1) $L^{ALL}(-1)_i$ 爲前一筆委託積極度, 意指在第 i 筆委託提出前, 最近一筆 (令爲第 j 筆) 同身份別、同邊新增交易委託的可觀測委託積極決策值 $L_j^{ALL}(j < i)$。(2) RevR$(-1M)_i$ 爲近期撤單金額占比, 意指在第 i 筆委託提出前 1 分鐘時間內, 所有同身份別、同邊交易委託撤單金額, 占所有同身份別、同邊交易委託 (含新增委託與撤單) 總金額之比重 (單位: %)。「委託前」個股市場表現指標有兩項: (1) SprTick$_i$ 爲第 i 筆委託提出前, 證交所於最近一次 20 秒撮合 (含實際與模擬撮合) 後揭露的限價簿最佳一檔委買、賣報價間距, 衡量單位爲簡稱「檔次」的「股價最小升降單位」(各高、低價位區間的「股價最小升降單位, 參見附註 13 說明)。(2) Vola$_i$ 爲第 i 筆委託提出前, 證交所最近 20 次 20 秒撮合 (含實際與模擬撮合) 後揭露的限價簿最佳一檔委買、賣報價中點報酬率

續接下頁

承接上頁

(續註:) (mid-quote return) 之標準差 (單位: %)。在限價簿委託深度方面, 對任意第 i 筆委託皆採計兩項指標, 分別爲證交所 13:25 分前最後一次 20 秒實際撮合後所揭露之限價簿同邊最佳一檔報價委託總金額 (單位: 萬元新台幣), 記作 $\text{Depth}_i^{\text{same}}$; 與該時刻, 限價簿反邊最佳一檔報價的委託總金額 (單位: 萬元新台幣), 記作 $\text{Depth}_i^{\text{opp}}$。投資人委託狀態指標計有三項: (1) LastM_i 爲最末 1 分鐘委託虛擬變量, 倘若第 i 筆委託係於 13:29–13:30 分之間提出, 則記錄 $\text{LastM}_i = 1$; 若是在其餘收盤集合競價時間 (13:25–13:29 分) 提出, 則記爲 $\text{LastM}_i = 0$。(2) MS_i 爲非現券委託虛擬變量, 倘若第 i 筆委託爲融資買、融券賣、借券賣等非屬現金買入、現股賣出型態之交易委託時, 則記錄 $MS_i = 1$; 反之, 則記爲 $MS_i = 0$。(3) Direction_i 爲委買、賣方向虛擬變量, 倘若第 i 筆委託爲新增委賣單, 則記錄 $\text{Direction}_i = 1$; 若爲新增委買單, 則記爲 $\text{Direction}_i = 0$。在市場交易熱度指標 MarketV_i 方面, 爲控制「歐債危機」等消息面衝擊對投資人信心與委託意願造成的潛在影響, 該指標概以第 i 筆委託提出當日集中市場整天的成交金額, 偏離近四年 (2011 至 2014 年) 同月份日均成交金額之比率來衡量。最後, 我們也以 InfD_i 作爲資訊揭露新制虛擬變量, 倘若第 i 筆委託係於新制實施後的限價簿部份透明期 (2012 年 3 月 1 日至 5 月 31 日) 所提出, 將記錄爲 $\text{InfD}_i = 1$; 反之, 若是在新制實施前的限價簿資訊晦暗期 (2011 年 11 月 21 日至 2012 年 1 月 31 日) 提出, 則 $\text{InfD}_i = 0$。礙於篇幅, 本表僅列舉 50 檔股票於 SOP 模型第一階段斜率係數估計結果之個股中位數值。此外, 爲方便比較 50 檔股票的顯著狀況, 本文也使用異質一致性標準誤 (White, 1980) 計算各斜率係數估計值的 z-stat, 並以% z-stat > 1.96 (% z-stat < -1.96) 呈現該係數估計值爲正 (負) 且至少可達5% 顯著水準個股之百分比例 (單位: %)。同時, 對於每組解釋變數, 我們亦計算其係數顯著性聯合檢定 F-stat, 並說明至少可達 5% 顯著水準個股所占比例。表中最末處, 則記載各類投資人於第一階段 SOP 模型中, 50 檔個股的有效樣本委託筆數中位數值。

Hillion, and Spatt (1995) 所提對角效應假說 (同時也是本文假說1), 也與多數實證研究一致 (Griffiths et al., 2000; Ellul et al., 2007; Pascual and Veredas, 2009)。我們推測, 不論是機構投資人的拆單操作 (Barclay and Warner, 1993; Ma, Lin, and Chen, 2008; 洪碧霞等, 2012), 或是自然人的從衆模仿、跟單行爲, 及場內投資人共同回應市場突發性消息面衝擊、競逐少數成交機會等原因, 其實都有可能促成本文觀察到的前後筆委託積極度序列相關現象。此外, 委託前1 分鐘內撤單比重提高時, 對自然人、機構投資人來說, 都有近半數以上 (參見表 3, 分別爲 48%、80%) 個股可增進其提出急迫委託之機率。該結果顯示, 在收盤集合競價時間, 撤單比重增加很可能隱約透露投資人正準備進行追價動作 (Hasbrouck and Saar, 2009), 而非反映場內氣氛更趨於保守觀望。在委託數量積極度方面, 對自然人、機構投資人來說, 大多數個股 (參見表4, 分別爲 90%、64% 個股) 撤單比重增加會增進急迫委託者提出相對大額委託之機率, 推測這可能反映擬追價者在委託數量上同樣採取積極態度。惟對耐心機構投資人來說, 絕大多數個股 (參見表 4, 達 94%) 撤單比重增加會壓低其提出相對大額委託機率, 很可能即反映這群較無追價企圖投資人, 意欲退場觀望之心態。

表 4: 收盤集合競價時間投資人委託數量積極度 (第二階段 SOP 模型)

	自然人			機構投資人		
	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96
急迫委託者委託數量積極度						
(可觀測被解釋變數爲 L_i^{IMP}: 相對大額委託 $L_i^{IMP}=1$, 相對小額委託 $L_i^{PAT}=0$)						
場內委託近況: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人、機構投資人皆爲 90%						
$L^{IMP}(-1)_i$	0.037	36	0	0.170	68	0
RevR$(-1M)_i$	0.271	90	0	0.405	64	0
「委託前」個股市場表現: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 18%, 機構投資人爲 42%						
SprTick$_i$	0.006	10	6	0.029	26	2
Vola$_i$	−0.070	2	16	0.039	14	8
限價簿委託深度: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 24%, 機構投資人爲 22%						
Depth$_i^{\text{same}}$	−0.083	0	14	0.030	8	4
Depth$_i^{\text{opp}}$	0.072	18	2	0.014	10	12
投資人委託狀態: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 98%, 機構投資人爲 92%						
LastM$_i$	−0.111	2	58	0.025	10	4
MS_i	0.254	88	2	0.074	22	14
Direction$_i$	0.008	26	34	−0.239	0	90
當日交易熱度指標						
MarketV$_i$	0.032	12	2	0.270	54	0
資訊揭露新制實施前後指標						
InfD$_i$	−0.022	6	28	−0.161	0	56
有效樣本之個股委託筆數中位數值: 自然人爲8,754筆, 機構投資人爲 2,232 筆						
耐心委託者委託數量積極度						
(可觀測被解釋變數爲 L_i^{PAT}: 相對大額委託 $L_i^{PAT}=1$, 相對小額委託 $L_i^{PAT}=0$)						
場內委託近況: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 66%, 機構投資人爲 100%						
$L^{PAT}(-1)_i$	0.069	54	0	0.849	100	0
RevR$(-1M)_i$	0.172	40	0	−0.604	0	94
「委託前」個股市場表現: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 20%, 機構投資人爲 52%						
SprTick$_i$	−0.003	12	6	−0.007	12	16
Vola$_i$	0.058	12	0	0.363	42	4
限價簿委託深度: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 24%, 機構投資人爲 42%						
Depth$_i^{\text{same}}$	−0.083	4	10	0.169	24	12
Depth$_i^{\text{opp}}$	0.060	8	8	0.024	18	10
投資人委託狀態: 聯檢定 F-stat 可達 5% 顯著水準個股, 自然人爲 92%, 機構投資人爲 90%						
LastM$_i$	−0.015	2	8	−0.210	2	74
MS_i	0.232	84	0	−0.356	8	48
Direction$_i$	0.033	28	10	−0.117	10	56

續接下頁

承接上頁

	自然人			機構投資人		
	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96	係數估計值: 個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96
當日交易熱度指標						
MarketV_i	0.068	16	10	−0.237	2	56
資訊揭露新制實施前後指標						
InfD_i	−0.068	0	50	−0.134	10	58

有效樣本之個股委託筆數中位數值: 自然人爲5,175 筆, 機構投資人爲 3,613 筆

註: 本表彙整前、後兩段樣本期間 (包括資訊揭露新制實施前的2011 年 11 月 21 日至 2012 年 1 月 31 日, 與實施後的 2012 年 3 月 1 日至 5 月 31 日), 各類投資人於收盤集合競價時間 (13:25–13:30 分) 內, 分別對 50 檔股票所提新增委託積極度決策的 SOP 模型第二階段係數估計結果。由於本文 SOP 模型在每個階段皆屬雙等級決策, 故各解釋變數斜率係數估計值的正負號方向, 將與提出相對積極等級委託之邊際機率一致, 而與提出相對保守等級委託之邊際機率相反。第二階段 SOP 模型關注投資人委託數量的積極度, 我們以可觀測的 (observable) 被解釋變數 L_i^T 標示投資人在此階段之決策 (上標 T 標示投資人於第一階段之決策, $T = \text{IMP, PAT}$ 則分別代表急迫與耐心委託者)。對任意第 i 筆急迫 (耐心) 委託來說, 當該筆委託張數高於門檻值時 (本文以樣本期間內各類投資人於 50 檔個股之每筆委託張數中位數值爲門檻值, 詳列於表 1), 可識別爲相對大額委託, 記作 $L_i^{IMP} = 1(L_i^{PAT} = 1)$。若未高於該門檻, 則識別爲相對小額委託, 記作 $L_i^{IMP} = 0(L_i^{PAT} = 0)$。本階段 SOP 模型皆考慮 11 項解釋變數。其中, 場內委託近況指標所列舉的 $L^{IMP}(-1)_i$ 與 $L^{PAT}(-1)_i$, 分別意指最近一筆 (令爲第 j 筆) 同身份別、買賣方向相同之新增急迫與耐心委託的可觀測積極度決策值 L_i^{IMP}、$L_i^{PAT}(j < i)$。除此之外, 其餘 10 項解釋變數的定義及其計算方式, 皆同於第一階段 SOP 模型 (參見表 3), 茲不再贅述。表中上、下半部, 我們分別針對急迫、耐心委託者列舉 50 檔股票於 SOP 模型第二階段斜率係數估計結果之個股中位數值。至於各係數按異質一致性標準誤 (White, 1980) 計算的 z-stat, 表中則以% z-stat > 1.96 (% z-stat < -1.96) 呈現其值爲正 (負) 且至少可達5% 顯著水準個股之百分比例 (單位: %)。同時, 對於每組解釋變數, 我們亦計算其係數顯著性聯合檢定 F-stat, 並說明至少可達 5% 顯著水準個股所占比例。本表上、下半部最末處, 則記載各類投資人於第二階段 SOP 模型中, 分屬急迫、耐心委託者的 50 檔個股有效樣本委託筆數中位數值。

其次, 在「委託前」個股市場表現指標方面, 我們發現買賣價差對投資人在急迫與耐心委託抉擇機率間的影響方向, 自然人有別於機構投資人。對自然人來說, 多數個股 (參見表 3, 達 66%) 買賣價差擴大時會壓低投資人提出急迫委託的機率, 此結果呼應本文假說 2, 也與多數實證研究類似 (Ahn, Bae, and Chan, 2001; Lo and Sapp, 2010)。Handa and Schwartz (1996) 指出, 在連續競價機制, 買賣價差擴大直接增加市價委託的交易成本, 壓迫投資人傾向多提限價委託。然而在收盤集合競價時間, 因投資人委託單不會立即撮合, 前述說法需略作修改。[16] 我們推測, 買賣價差擴大正反映場內委買、賣方對股票真實價值看法更趨分歧, 由於急迫委託出價須

[16]感謝匿名審查人惠賜修正建議。

不差於限價簿反邊最佳一檔報價, 意謂提出該價位者面臨的贏家詛咒風險也必然增高, 從而迫使投資人轉而多提耐心委託。就機構投資人來說, 買賣價差擴大對其提出急迫或耐心委託的機率, 似較無明顯影響方向, 甚至是輕微偏向多提急迫委託 (參見表3, 買賣價差前方係數有26% 個股顯著爲正, 而僅2% 個股顯著爲負), 該結果與習見連續競價時期所作實證研究 (Ahn, Bae, and Chan, 2001; Lo and Sapp, 2010) 略有出入。本文推測, 此項實證發現可能肇因於收盤集合競價階段的特殊性。由於買賣價差擴大正反映出當前市場流動性趨向衰退的事實, 而部份機構投資人 (例如基金經理人須適度消化客戶所提之基金申購或贖回請求) 承受的每日交易目標數額壓力 (Harris, 1998), 也將在收盤集合競價階段達到高峰, 在未成交風險增高下, 結果迫使這部份機構投資人多提急迫委託, 以便達到原先設定的交易目標值。誠然, 買賣價差擴大仍可能促使無當日交易目標數額壓力的機構投資人少提急迫委託, 在綜合這兩種機構投資人的影響下, 形成本文所觀察到買賣價差擴大似乎無關機構投資人急迫或耐心委託抉擇的現象。相較之下, 買賣價差高低顯然較無關投資人委託數量積極度決策, 不論是急迫或耐心委託, 皆未見到較明確的影響方面。

本文關注的另一項「委託前」個股市場表現指標爲股價波動性。對自然人、機構投資人來說, 近半數以上個股 (參見表3, 分別爲96%、48% 個股) 波動性增強時將壓低投資人提出急迫委託的機率, 此結果呼應本文假說3, 也與多數實證研究類似 (Bae, Jang, and Park, 2003; Ranaldo, 2004)。正如 Foucault (1999) 所述, 股價愈趨振盪時將增加投資人面臨的贏家詛咒風險, 某種程度地抑制其提出急迫委託的意願。然而, 也有一些文獻指出, 部份投機氣息濃厚的機構投資人如對沖、避險基金 (hedge fund) 等, 在憑藉其掌握的資訊優勢或較純熟交易技巧下, 會有誘因於股價愈趨振盪時積極採取 “picking-off” 操作以爭取獲利機會 (Aitken et al., 2007; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。進一步解讀本文實證結果, 當波動性增強時, 自然人於96% 個股顯著傾向少提急迫委託, 但該比例於機構投資人驟降至48%, 甚至有10% 個股顯著多提急迫委託 (在自然人方面, 顯著多提急迫委託個股爲0%), 該統計隱約透露, 在國內集中市場中, 可能也確實有部份機構投資人, 於股價趨於振盪時伺機進行 “picking-off” 操作。相較之

下, 股價波動性顯然較無關投資人委託數量積極度決策, 不論是急迫或耐心委託, 皆未見到較明確的影響方向。有趣的是, 我們也注意到當波動性增強時, 有 42% 個股 (參見表 4) 顯示機構投資人耐心委託者傾向選擇大額委託。這樣的結果暗示, 當股價趨於振盪時, 相較於主動積極採取 "picking-off" 操作者, 另有一部份機構投資人選擇伺機多提大額耐心委託, 以「等待」更多可成交於相對划算價位的機會。

在限價簿委託深度指標方面, 我們發現其對自然人於急迫、耐心委託間抉擇之機率產生若干影響 (參見表 3)。當同邊委託深度增加時, 自然人於 58% 個股顯著傾向多提急迫委託; 惟反邊委託深度增加時, 自然人則是在 36% (12%) 個股顯著傾向多提急迫 (耐心) 委託, 其影響方向相對不明確。在討論連續競價機制的文獻中, 排擠效應假說 (同時也是本文假說 4) 預期投資人委託積極度與限價簿同邊委託深度呈正比, 與反邊委託深度呈反比 (Parlour, 1998; Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004)。換言之, 本文實證結果僅能解讀爲部份支持排擠效應假說, 推測這可能也肇因於收盤集合競價階段的特殊性。在本研究, 由於證交所在收盤集合競價時間未提供委託深度資訊, 故所使用的量化指標是13:25 分前證交所最後一次揭露的限價簿最佳一檔報價委託總金額。我們認爲, 事前揭露的同邊委託深度增加時, 確實會對收盤集合競價 (同時也是當日最後一次撮合競價) 內委託者增添壓力, 迫使其多提急迫委託, 這方面與連續競價機制時無異。然而, 若是事前揭露的反邊委託深度增加, 一方面礙於收盤集合競價已是當日最後一次撮合競價, 投資人可能未必會如排擠效應假說所預期般因面臨的市場競爭壓力減輕而傾向多提耐心委託; 另方面這樣的資訊也猶如透露場內成交機會已然增加, 可能有助吸引到原本已不打算在收盤集合競價時間內交易的投資人, 於最末 5 分鐘再度積極進場提出委託。我們推測, 以上因素都有可能干擾, 甚至是逆轉排擠效應造成的影響, 以致本文在限價簿反邊委託深度指標的斜率係數上, 無法觀察到原先預期的影響方向。至於機構投資人, 可觀察到不論是限價簿同、反邊委託深度增加, 對其委託出價積極度皆無明顯影響方向。我們推測, 對機構投資人來說, 由於在收盤集合競價時間享有高度資訊優勢 (參見表 2, 收盤集合競價時間內機構投資人委託金額占比高達 82.48%), 故 13:25 分前證交所最後一次揭露的限價簿委

託深度資訊, 顯然猶如「過時」訊息, 從而參考價值有限。此外, 限價簿同、反邊委託深度顯然較無關投資人委託數量積極度決策, 不論是急迫或耐心委託, 皆未見到較明確的影響方向。

在投資人委託狀態指標方面, 相較於收盤集合競價的前 4 分鐘時間 (13:25 至 13:29 分, $\text{LastM}_i = 0$), 我們明顯觀察到在最末分鐘 (13:29 至 13:30 分, $\text{LastM}_i = 1$), 不論自然人、機構投資人都顯著傾向多提耐心委託 (參見表 3, 分別爲 100%、86% 個股), 這樣的結果完全逆轉本文假說 5, 即愈臨近收盤時刻, 投資人受迫時間壓力而愈是提高其委託出價積極度的猜想。我們推測, 會有這樣的結果, 與收盤集合競價本質上屬於單次 5 分鐘撮合循環有關。與連續競價機制不同的是, 投資人在收盤集合競價所提委託非但不會立即成交, 甚至都可在 13:30 分前自由提出撤單。正因爲如此, 愈靠近 13:30 分投資人反而愈無寬裕時間對原委託進行修正, 故其委託出價行爲可能會更趨謹愼, 從而壓縮其提出急迫委託的意願。有趣的是, 在投資人委託數量積極度決策方面, 也約略見到最末 1 分鐘時間同樣帶來壓抑效果。譬如, 在自然人急迫委託者 (參見表 4, 有 58% 個股)、機構投資人耐心委託者 (參見表 4, 有 74% 個股), 都有相當比例的個股顯示, 相較於收盤集合競價的前 4 分鐘, 投資人在最末 1 分鐘顯著傾向多提小額委託。事實上, 在多數關於連續競價機制的實證文獻中, 多半指出至少在資訊弱勢方, 其委託積極度於收盤前的日內交易時段, 大致呈現逐步遞增態勢 (Anand, Chakravarty, and Martell, 2005; Bloomfield, O'Hara, and Saar, 2005; Ellul et al., 2007; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009), 惟其討論範圍幾乎都已預先排除收盤集合競價時間。換言之, 本文的實證發現, 相當程度地填補了這部份實證研究上的缺口。

本文也關注採取非現券委託型態與否, 對投資人委託積極度決策造成的影響。在自然人方面, 所有 50 檔個股 (參見表 3, 意謂 100% 個股) 都顯示相較於一般現券交易者 ($MS_i = 0$), 採用非現券型態委託者 ($MS_i = 1$) 顯著傾向多提急迫委託。此結果強烈支持本文假說 6, 即非現券操作投資人因須額外承擔交易成本 (融資利息、借券費用)、保證金維持率及融券回補日期等壓力, 從而被迫採取較積極委託。然而, 在機構投資人方面, 實證結果也顯示採取非現券委託型態與否, 對其是否選擇多提急迫委託, 並無明

確影響方向, 這部份顯然無法支持假說 6。我們推測, 會有這樣的結果, 應與證交所於 2011 年 11 月下旬實施的「借券賣出總量控管新制」有關。依現行交易規則, 絕大多機構投資人皆不得從事融資、融券等信用交易, 故我們大致可將機構投資人非現券委託者, 視同借券賣出者 (參見表 2, 可見到在採取非現券委託型態的機構投資人當中, 有 86.10% 屬於借券賣出者)。由於借券賣出的機構投資人同樣承擔額外交易成本 (例如支付借券費用給出借人, 同時台灣證交所的借券系統也會按借券費用之 1.6% 加收借貸服務費), 若無特殊情況下, 理論上其提出急迫委託之機率也應高於一般現券委託者。適逢證交所於 2011 年 11 月下旬開始實施「借券賣出總量控管新制」, 意謂在本文前、後兩段樣本期間內, 機構投資人的借券賣出總量控管上限, 都已大幅調降至個股前 30 個營業日之日平均成交量的 20%。換言之, 這些配額在收盤集合競價時間可能都已所剩無幾。參見表 2, 我們也確實統計出, 在收盤集合競價時間內, 僅 2.45% 的機構投資人委託爲非現券委託 (其中絕大多數爲借券賣出者)。有鑑於此, 我們不禁懷疑在這些借券賣出配額於收盤集合競價時間都尚未用罄的少數日期中, 機構投資人在心態上或許較偏多操作, 致本文觀察到其借券賣出採急迫委託之機率, 相較於一般現券委託者來說, 並未明顯偏高。有趣的是, 非現券委託者在委託數量積極度決策上, 同樣也較一般現券委託人, 更爲偏好提出相對大額委託。以自然人爲例, 不論在急迫 (參見表 4, 有 88% 個股) 或耐心委託者 (參見表 4, 有 84%), 都有相當高比例個股顯示, 非現券委託者較一般現券委託者, 顯著傾向多提相對大額委託。惟在機構投資人, 或許是同樣受到「借券賣出總量控管新制」所影響, 其非現券委託者, 相對一般現券委託人來說, 並未見到明顯多提相對大額委託之傾向。

第三項投資人委託狀態指標爲委買、賣方向虛擬變量。本文實證結果高度顯示, 不論是自然人 (參見表 3, 達 98% 個股) 或機構投資人 (參見表 3, 達 68% 個股), 收盤集合競價時間內大多數個股的委賣者 ($\text{Direction}_i = 0$) 都較委買者 ($\text{Direction}_i = 1$) 顯著傾向多提急迫委託。至於在委託數量積極度方面, 可觀察到自然人的委買、賣方較無明確高低態勢, 但對機構投資人來說, 不論是急迫 (參見表 4, 有 90% 個股) 或耐心委託 (參見表 4, 有 56% 個股), 都有逾半比例個股顯示委買較委賣單顯著傾向多提相對大額

委託。理論上, 場內委買、賣單數量 (或金額) 多寡與股價漲跌密切相關。譬如, 買賣委託單失衡 (order imbalance) 狀態, 即可被用於預測極短期內股價漲跌之方向 (胡星陽與詹場, 2008)。我們推測, 倘若以單一交易日期作統計, 買、賣雙方委託出價或數量積極度應會與當日收盤集合競價時間內股價漲跌情勢相互攸關, 而本文兩階段 SOP 模型的實證結果, 則很可能係反映整段樣本期間內共計110個交易日, 委買、賣雙方積極度消長的綜合結果。

前面提過, 爲了控制「歐債危機」等消息面衝擊對投資人信心與委託意願造成的潛在影響, 本文於兩階段 SOP 模型中, 也另置入當日交易熱度指標。實證結果顯示, 雖然對自然人較無明確影響方向, 但當日交易愈趨熱絡時, 可強烈觀察到機構投資人傾向多提急迫委託 (參見表3, 有90%個股), 且其急迫委託者也大致傾向多提相對大額委託 (參見表4, 有54%個股) 之現象。換言之, 一旦市場陷入低量潮瓶頸時, 機構投資人於收盤集合競價時間內的委託價、量積極度決策都會大致趨於保守, 且由於其委託金額占比極高 (參見表2, 機構投資人委託金額占比於收盤集合競價時間高達82.48%), 進而也恐將影響到國內集中市場之收盤撮合效率及其品質。

在控制其他共計10項解釋因素的量化指標後, 我們即可嚴謹檢視收盤前資訊揭露新制實施前 ($\text{InfD}_i = 0$)、後 ($\text{InfD}_i = 1$), 各類投資人委託價、量積極度決策有何升降變化。在委託出價積極度方面, 實證結果指出, 22% (44%) 個股顯示新制實施後自然人顯著多提急迫 (耐心) 委託, 而10% (28%) 個股顯示新制實施後機構投資人顯著多提急迫 (耐心) 委託。此結果暗示, 不論是自然人或機構投資人, 新制實施後都輕微透露出多提耐心委託之傾向, 意謂投資人委託出價積極度普遍略趨降低。Flood et al. (1999) 指出, 在低透明度的市場環境中 (本文關注的收盤集合競價時間即屬此例), 資訊弱勢方受迫訊息取得成本昂貴 (Pagano and Röell, 1996), 將傾向採取較積極委託以爭取較多成交機會。換言之, 一旦市場轉趨透明, 將有助降低交易攸關訊息收集成本, 資訊弱勢方委託積極度也可望降低, 本文在自然人方面的實證發現, 其實也呼應了這樣的論點 (同時也是本文假說7.1)。誠然, 由於限價簿透明化直接降低自然人買貴或賤賣風險, 從而也可能激勵其提高委託積極度 (本文假說7.2)。我們推測, 即便新制實施後開

始揭露限價簿模擬試算之最佳一檔委託報價, 然相較於13:25分前常規交易時間充份揭露最佳五檔價量資訊之情況, 收盤集合競價時間的資訊揭露仍相當有限, 故13:25分前後的限價簿透明度高度落差, 很可能是新制實施後仍無法有效激勵自然人委託積極度的重要因素。

此外, 文獻中也有所謂的競鼠效應假說 (同時也是本文假說 7.3), 強調限價簿透明化將加深資訊優勢方 (即機構投資人) 彼此間競爭強度, 從而刺激其提高委託積極度 (Foster and Viswanathan, 1996; Back, Cao, and Willard, 2000; Ma, Lin, and Chen, 2008)。我們推測, 由於本次新制實施後所揭露的限價簿資訊相當有限, 對機構投資人來說絕大多數委託資訊仍可安處隱蔽狀態, 故競鼠效應發揮空間不大, 本文在機構投資人方面的實證發現, 也未見支持競鼠效應假說。有趣的是, 究竟應如何解釋機構投資人在新制實施後, 略趨降低的委託積極度? 我們大致提出下列兩種可能觀點。其一, De Winnie and D'hondt (2007) 觀察到倘若限價簿資訊僅局部揭露, 資訊優勢方便有誘因藉提出尚未被揭露價位之限價委託, 隱藏其交易意圖。事實上, 本次新制實施後限價簿僅作非常侷限性的資訊揭露, 暗示 De Winnie and D'hondt (2007) 的觀察也可能在國內集中市場收盤競價時間發生 (本文假說7.4)。惟較可惜的是, 在委託出價積極度方面, 倘若僅區分急迫與耐心委託者, 由於耐心委託者意指出價低於反邊最佳一檔報價者, 這樣的識別方式顯然無法讓我們精確觀察, 機構投資人是否有刻意藉提出劣於同邊最佳一檔報價委託之做法, 以隱蔽其交易意圖。在第3.4節中, 本文將藉由檢視新制實施後, 投資人於收盤集合競價時間的多層級委託出價決策相應細緻變化, 證實 De Winnie and D'hondt (2007) 的觀點。其二 (同時也是本文假說 7.5), 由於本次新制僅屬局部時段透明化措施, 而機構投資人其實可自由選擇其委託提出時段 (例如, 選擇於13:25分前的常規交易時間, 或13:25分後的收盤集合競價時間, 提出其交易委託), 當收盤集合競價時間限價簿增加揭露後, 可能會減低機構投資人在此時段提出委託的相對吸引力 (relative attraction), 故其委託積極度反趨下降。最後, 我們也觀察到新制實施後, 兩類投資人在委託出價決策上略趨保守的傾向, 似乎也同樣發生在委託數量積極度決策上。以自然人爲例 (參見表4), 6% (28%) 個股顯示新制實施後其急迫委託者顯著多提相對大額 (小

額) 委託, 而 0% (50%) 個股顯示新制實施後其耐心委託者顯著多提相對大額 (小額) 委託。同樣地, 在機構投資人方面, 0% (56%) 個股顯示新制實施後其急迫委託者顯著多提相對大額 (小額) 委託, 而 10% (58%) 個股顯示新制實施後其耐心委託者顯著多提相對大額 (小額) 委託。這樣的結果透露, 收盤前資訊揭露新制實施後, 對兩類投資人的委託價、量積極度決策, 普遍帶來輕微壓抑的效果。誠然, 我們也從中隱約見到機構投資人拆單操作的跡證。

3.3 縮減樣本規模測試

透過兩階段 SOP 模型的估計程序, 本文可獲致相當豐碩的實證發現 (詳見表 3、表 4), 這部份已於第 3.2 節完整說明。進而, 爲確認統計上的顯著是否也源自真實經濟意涵上的顯著, 而非僅歸因於動輒上萬筆樣本觀測值所致 (McCloskey and Ziliak, 1996), 本文也擬進行縮減樣本規模之簡單測試。[17] 事實上, 在各階段的 SOP 模型實證分析中, 就屬自然人委託出價積極度決策過程所使用的樣本觀測筆數最多 (參見表 3, 每檔個股使用之樣本觀測筆數中位數值達 13,804 筆, 除此之外, 兩類投資人於 SOP 模型各階段實證分析中所使用的觀測筆數中位數值, 皆未逾萬筆)。有鑑於此, 我們即挑選這階段實證分析過程, 進行縮減樣本規模之簡易測試, 其步驟如下。首先, 在原本新制實施前後共計 110 個交易日中, 挑選每月的月中 (當月 15 或 16 日, 2011 年 11 月則挑選該月 21 日) 及月底倒數第二日 (未挑選每月最末日的原因, 是爲了避免月底習見的大量委託潮, 干擾本測試結果) 作爲受測日期, 這部份計有新制實施前資訊「晦暗」期 6 日, 新制實施後資

[17] 感謝匿名審查人惠賜此項建議。除了本節所進行的縮減樣本規模簡易測試外, 原始樣本實證結果也提供若干線索, 供吾人判讀本文實證發現在經濟意涵上的真實性。我們仍以自然人在第一階段 SOP 模型實證結果 (即其委託出價積極度決策) 中, 資訊揭露新制實施前後虛擬變量 (InfD_i 前方斜率係數 β_{11}^{ALL} 之估計結果作說明。譬如, 鴻海 (股票代碼2317) 的委託樣本觀測筆數雖高達 75,121 筆 (在所有 50 檔個股中排名第 1), 但其係數 β_{11}^{ALL} 之估計值並未達 5% 顯著 (p 值爲 0.069)。相對地, 台灣大 (股票代碼 3045) 的委託樣本觀測筆數雖僅 3,390 筆 (在所有 50 檔個股中排名第 49), 但其係數 β_{11}^{ALL} 之估計值卻可達 5% 顯著 (p 值爲 0.019)。以上觀察隱約暗示, 在本文實證結果中, 個股係數 β_{11}^{ALL} 估計值是否可達統計上顯著門檻, 與其是否使用動輒上萬筆樣本觀測值, 並無必然絕對關係。換言之, 本文的各項實證發現, 在經濟意涵上應有相當程度地真實性。

表 5: 縮減樣本規模測試 (自然人委託出價積極度決策, 即第一階段 SOP 模型) 可觀測被解釋變數爲 L_i^{ALL*}: 急迫委託者 $L_i^{ALL} = 1$, 耐心委託者 $L_i^{ALL} = 0$

$$L_i^{ALL*} = \sum_{k=1}^{10} \beta_k^{ALL} x_{k,i} + \beta_{11}^{ALL} \mathrm{InfD}_i + \varepsilon_i,$$

	資訊揭露新制實施前後虛擬變量 (InfD_i) 前方斜率係數 β_{11}^{ALL} 估計值顯著性統計					
		可達5%顯著水準		可達10%顯著水準		
	50檔個股中位數	% z-stat > 1.96	% z-stat < -1.96	% z-stat > 1.645	% z-stat < -1.645	個股委託筆數 (中位數值)
原始樣本 (110日)	−0.023	22	44	24	50	13,804
抽測樣本 (12日)	−0.057	16	22	18	28	1,587

註: 本表彙整縮減樣本規模簡易測試結果。我們挑選自然人委託出價積極度決策過程 (本文 SOP 模型第一階段) 進行該測試, 並聚焦於資訊揭露新制實施前後虛擬變量 (InfD_i) 前方斜率係數 β_{11}^{ALL}, 表中列舉測試前後該係數估計值50檔個股中位數值及其個股顯著性統計結果。具體來說, 我們以異質一致性標準誤 (White, 1980) 計算該係數估計值的 z-stat。爲方便說明, 表中再以% z-stat > 1.96 (% z-stat < -1.96) 呈現其值爲正 (負) 且至少可達5%顯著水準個股之百分比例 (單位: %), % z-stat > 1.645 (% z-stat < -1.645) 則呈現其值爲正 (負) 且至少可達 10%顯著水準個股之百分比例 (單位: %)。在原始樣本中, 我們以完整樣本110個交易日 (2011年11月21日至2012年1月31日、2012年3月1日至5月31日) 的收盤集合競價時間逐筆委託記錄爲觀測值, 進行 SOP 模型第一階段之實證估計程序。在抽測樣本中, 我們則挑選樣本期間內每月的月中 (15或16日) 及月底倒數第二日, 合計共12日 (新制實施前、後各6日) 的收盤集合競價時間逐筆委託記錄爲觀測值, 進行 SOP 模型第一階段之實證估計程序。關於本文第一階段 SOP 模型各項變數之定義及其實證估計程序, 可參見表3下方附註說明, 此處不再贅述。

訊「部份透明」期6日, 合計達12日。接著, 再以這12日收盤集合競價時間內的逐筆委託記錄, 進行50檔股票 SOP 模型第一階段實證分析。礙於篇幅, 我們聚焦於式 (1) 中資訊揭露新制實施前後虛擬變量 (InfD_i) 前方斜率係數 β_{11}^{ALL} 之估計值, 作爲測試對象, 並將這50檔股票估計值中位數與個股顯著性統計結果, 彙整於表5。

依表5, 樣本天數由原本完整的110日調降至12日之後, 樣本委託筆數個股中位數值便會從原本的13,804筆, 驟降至1,587筆 (縮減規模爲原本筆數的11.50%)。經縮減樣本規模後, 我們發現50檔個股的 β_{11}^{ALL} 估計結果中位數值正負號方向, 並未發生改變 (都仍爲負)。該係數估計值爲負且至少可達5% (或10%) 顯著水準的個股百分比例, 也都仍高於估計值爲正

且至少可達 5% (或 10%) 顯著水準者, 惟可達這些顯著門檻個股比例 (不論是正與負值者) 略降。綜合來說, 於大幅縮減樣本規模後, 我們仍可觀察到新制啟用後自然人輕微傾向多提耐心委託之實證發現, 暗示新制後自然人委託出價積極度略爲趨降現象在經濟意涵上有一定程度地真實性, 而非僅源自於動輒上萬筆樣本觀測值所致。

3.4 檢視投資人的多層次委託出價決策變化

文獻中, De Winnie and D'hondt (2007) 曾指出倘若限價簿資訊僅作局部揭露, 資訊優勢方便有誘因藉提出尚未被揭露價位之限價委託, 隱藏其交易意圖。有趣的是, 本次收盤前資訊揭露新制實施後, 證交所也確實僅提供限價簿最佳一檔委買、賣報價資訊, 從而賦予有心者相當大的空間, 可隱藏其真實交易意圖。爲了更細緻檢視收盤前資訊揭露新制對投資人多層次委託出價決策的影響效果, 本節擬透過單一階段的 OP 模型作詳實觀察。爲此, 我們以「投資人實際能觀察到的最近一次揭露的最佳一檔委買、賣報價」(爲方便說明, 以下簡稱當前最佳委買、賣報價) 爲標竿, 依循下列準則將投資人任意第 i 筆委託出價識別爲四等級積極度決策, 並標示爲 M_i: (1) 委託價優於當前反邊最佳報價者, $M_i = 4$; (2) 委託價等於當前反邊最佳報價者, $M_i = 3$; (3) 委託價劣於當前反邊最佳報價, 但不劣於當前同邊最佳報價者, $M_i = 2$; (4) 委託價劣於當前同邊最佳報價者, $M_i = 1$。值得一提地, 所謂的當前最佳委託報價, 在新制實施前意指13:25分前限價簿最後一次揭露的最佳一檔委託報價, 在新制實施後則意指證交所最近一次揭露的限價簿模擬試算最佳一檔委託報價, 故按此標竿識別的四等級出價積極度 (M_i), 將有助釐清投資人在取得新揭露模擬試算資訊後, 其委託出價決策的相應多層級細緻變化。進而, 使用與先前兩階段 SOP 模型相同的11項解釋變數, 本文也對50檔股票的每筆四等級委託出價積極度決策, 進行單一階段 OP 模型的實證估計。誠然, 由於中間層級邊際機率正負號方向無法由模型斜率係數簡單判讀, 故本文參考 Pascual and Veredas (2009) 的作法, 於各項解釋變數觀測值 ($x_{k,i}$) 爲該類投資人個股委託均值 ($\bar{x}_k$) 狀態下, 逐一計算50檔股票對應於新制虛擬變量 (InfD_i) 這項解釋變數之邊際機率值:

$$\frac{\partial \Pr\left(M_i = m\right)}{\partial \mathrm{InfD}_i} = \begin{cases} -\phi\left(\hat{\delta}_1 - \sum_{k=1}^{11} \hat{\beta}_k \bar{x}_k\right) \hat{\beta}_{11}, & \text{if } m = 1, \\ \left[\phi\left(\hat{\delta}_m - \sum_{k=1}^{11} \hat{\beta}_k \bar{x}_k\right) - \phi\left(\hat{\delta}_{m-1} - \sum_{k=1}^{11} \hat{\beta}_k \bar{x}_k\right)\right] \hat{\beta}_{11}, & \text{if } m = 2, 3, \\ \phi\left(\hat{\delta}_3 - \sum_{k=1}^{11} \hat{\beta}_k \bar{x}_k\right) \hat{\beta}_{11}, & \text{if } m = 4。 \end{cases} \tag{7}$$

式中, β_{11} 爲新制虛擬變量 (InfD_i) 前方 OP 模型斜率係數, 上標 "^" 則註記爲 OP 模型各參數之 MLE 估計值。接著, 再將這四等級 ($M_i = 1, 2, 3, 4$) 決策對應新制虛擬變量 (InfD_i) 這項解釋變數之邊際機率的 50 檔股票中位數值, 呈報於表 6。由於係數 β_{11} 之估計值有可能不顯著, 故我們也另將 β_{11} 估計值可達 5% 顯著水準個股 (於自然人、機構投資人這兩部份, 分別爲 37、16 檔個股) 特別挑出, 再單獨計算其邊際機率之個股中位數值, 一併彙整於表 6。

透過表 6, 本文從而掌握收盤前資訊揭露新制實施後, 兩類投資人於收盤集合競價時間委託出價決策的相應多層級細緻變化。爲方便說明, 我們稱 $M_i = 4, 3$ 這兩等級爲較急迫者, 而 $M_i = 2, 1$ 爲較耐心者。在自然人方面, 提出 $M_i = 4, 2$ 兩層級的意願明確增加, 而提出最保守層級 $M_i = 1$ 的意願則明確減少。此結果相當程度地反映出, 自然人於收盤集合競價時間的委託出價決策, 大致偏重考量未成交風險高低。較急迫者所提價位會傾向優於限價簿模擬試算最佳反邊報價, 以爭取較多成交機會; 較耐心者所提價位則會傾向避免劣於限價簿模擬試算最佳同邊報價, 主因在於新取得資訊讓其認知到如此劣勢價位的成交機率, 在客觀上已趨於渺茫。另一方面, 就機構投資人來說, 提出 $M_i = 3, 1$ 兩層級的意願明確增加, 而提出最積極層級 $M_i = 4$ 的意願則明確減少。此結果相當程度地反映出, 由於機構投資人委託金額占整體市場極高比例 (參見表 2, 50 檔個股平均值達 82.48%), 其於收盤集合競價時間的委託出價決策, 大致將偏重考量隱藏交易意圖。較急迫者所提價位會傾向避免優於限價簿模擬試算最佳反邊報價, 主因在於新取得資訊讓其認知到如此優勢委買 (賣) 價位很可能將拉抬 (壓低) 下一「盤」(意指下一次 20 秒模擬撮合試算) 揭露的最佳賣 (買) 價, 從而曝露其交易意圖。較耐心者所提價位會傾向劣於限價簿模擬試算

表 6: 收盤前資訊揭露新制實施前後投資人多層次委託出價決策變化 (OP 模型) 可觀測被解釋變數爲 M_i: (1) 委託價優於當前反邊最佳報價者, $M_i = 4$; (2) 委託價等於當前反邊最佳報價者, $M_i = 3$; (3) 委託價劣於當前反邊最佳報價, 但不劣於當前同邊最佳報價者, $M_i = 2$; (4) 委託價劣於當前同邊最佳報價者, $M_i = 1$。

$$M_i^* = \sum_{k=1}^{10} \beta_k x_{k,i} + \beta_{11} \mathrm{InfD}_i + \varepsilon_i$$

新制實施後各級邊際機率 (解釋變數爲 InfD_i)	自然人 (邊際機率個股中位數值)		機構投資人 (邊際機率個股中位數值)	
	所有 50 檔個股	係數 β_{11} 可達 5% 顯著水準個股 (37 檔)	所有 50 檔個股	係數 β_{11} 可達 5% 顯著水準個股 (16 檔)
$M_i = 4$	0.028	0.052	−0.004	−0.043
$M_i = 3(\times 100)$	0.196	−0.085	0.016	0.038
$M_i = 2(\times 100)$	0.579	0.689	−0.003	0.026
$M_i = 1$	−0.013	−0.046	0.004	0.044
有效樣本之個股委託筆數中位數	13,804	7,808	5,702	7,192

註: 本表彙整前、後兩段樣本期間 (包括資訊揭露新制實施前的2011年11月21日至2012年1月31日, 與實施後的 2012年3月1日至5月31日), 各類投資人於收盤集合競價時間 (13:25–13:30 分) 內, 分別對 50 檔股票所提新增委託多層次出價決策之邊際機率 (marginal probability) 變化。本文採用單一階段的 Ordered Probit (OP) 模型估計其邊際機率, 模型中 M_i^* 爲不可觀測的投資人委託積極程度隱性變數 (latent variable), 而可觀測者則爲四等級委託出價決策, 分述如下。對任意第 i 筆委託來說, 倘若其委託出價不劣於委託前證交所最近一次揭露 (包括實際或模擬撮合) 的限價簿反邊最佳一檔報價時, 識別爲 $M_i = 4$; 若委託出價恰等於委託前證交所最近一次揭露 (包括實際或模擬撮合) 的限價簿反邊最佳一檔報價時, 識別爲 $M_i = 3$; 若委託出價雖劣於委託前證交所最近一次揭露 (包括實際或模擬撮合) 的限價簿反邊最佳一檔報價, 但不劣於同時間限價簿同邊最佳一檔報價時, 識別爲 $M_i = 2$; 若委託出價劣於委託前證交所最近一次揭露 (包括實際或模擬撮合) 的限價簿同邊最佳一檔報價時, 識別爲 $M_i = 1$。由於此 OP 模型係探多層級 (levels) 設定, 故各斜率係數估計值正負號方向, 僅能與最積極層級委託 ($M_i = 4$) 邊際機率一致, 與最保守層級委託 ($M_i = 1$) 邊際機率相反。至於其餘中間級別委託 ($M_i = 2, 3$) 邊際機率, 則取決於各觀測值狀態 (參見內文式 (4)), 故無法單純由該斜率係數估計值正負號方向作識別。在此處的 OP 模型中, 我們一共考慮 11 項變數。其中, 場內委託近況指標所列舉的 $M^{ALL}(-1)_i$, 意指最近一筆 (令爲第 j 筆) 同身份別、同邊新增交易委託的可觀測四等級委託出價決策值 $M_j^{ALL}(j < i)$。除此之外, 其餘 10 項解釋變數的定義及其計算方式, 皆同於本文各階段 SOP 模型 (參見表 3 下方註釋說明), 其中包含新制虛擬變量 (InfD_i): 倘若第 i 筆委託係於新制實施後的限價簿部份透明期 (2012年3月1日至5月31日) 所提出, 將記錄爲 $\mathrm{InfD}_i = 1$; 反之, 若是在新制實施前的限價簿資訊晦暗期 (2011年11月21日至2012年1月31日) 提出, 則 $\mathrm{InfD}_i = 0$。

續接下頁

承接上頁

(續註:) 爲聚焦新制實施前後, 自然人、機構投資人在這四級別委託決策意願之增減變化, 本文參照 Pascual and Veredas (2009) 的作法, 於各項解釋變數觀測值爲該類投資人個股委託均值 (mean) 狀態下, 逐一計算50檔股票對應於新制虛擬變量這項解釋變數之邊際機率值。其中, 中間級別委託 ($M_i = 2.3$) 之邊際機率則已先乘以 100, 再列於本表。受限篇幅, 表中僅列舉此邊際機率的個股中位數值, 包括所有 50 檔個股, 及新制虛擬變量前方斜率係數 β_{11} 可達 5% 顯著水準個股 (在自然人方面計 37 檔, 機構投資人方面計 16 檔) 等兩種討論範圍下之統計結果。本表最末處, 則記載各類投資人於此 OP 模型中, 納入討論範圍內個股的有效樣本委託筆數中位數值。

最佳同邊報價, 主因在於新取得資訊讓其認知道倘若採取如此價位, 將可順利隱藏其實際交易意圖, 文獻中 De Winnie and D'hondt (2007) 所提觀點, 也確實在新制實施後的收盤集合競價時間獲得驗證。

4 結論

本文使用2012年2月20日「收盤前資訊揭露」新制實施前後各約3個月, 國內集中市場的委託簿逐筆紀錄, 與揭示簿記載的每次限價簿資訊揭露內容等高頻率日內資料, 分析自然人、機構投資人如何在收盤集合競價時間擬定其委託價與量的積極度決策。我們考慮多項投資人擬定委託價、量積極度決策時可能之解釋因素, 包括場內委託近況指標 (前筆委託積極度、近期撤單金額占比)、「委託前」個股市場表現指標 (買賣價差、股價波動性)、限價簿委託深度指標 (同邊最佳一檔委託深度、反邊最佳一檔委託深度)、投資人委託狀態指標 (最末分鐘委託與否、採用非現券交易與否、委託買賣方向)、當日市場交易熱度指標, 及資訊揭露新制實施前後虛擬變量等六大類共計11項量化指標。這當中, 由於本次新制啟動後證交所已開始在收盤集合競價時間, 採20秒頻率提供模擬撮合試算後的限價簿最佳一檔委買、賣報價, 從而終結過去該時段最爲人詬病的「摸黑交易」情況, 故本文尤爲重視此波資訊揭露改善對分別象徵資訊弱勢、優勢方的自然人與機構投資人來說, 將如何影響其委託積極度決策。爲此, 我們根據收盤集合競價時間的市場透明度高低狀況, 將樣本期間切割爲資訊「晦暗」期 (2011年11月21日至2012年1月31日), 與資訊「部份透明」期 (2012年3月1日至5月31日), 並藉由虛擬變量標註該筆委託係發生於新制實施前或後, 以具體探討資訊揭露所帶來的各項效應。總結來說, 本研究一方面可增進學

界對收盤集合競價時間投資人委託價、量積極度決策擬定過程的瞭解, 另方面由於此議題亦契合當前台灣證券交易制度最新變革方向及其脈動, 從而讓本文各項實證結果更深具政策意涵, 同時也能用於評估擴大開收盤資訊揭露措施 (將於 2015 年啟動) 的實行成效。

相較於既有文獻, 本文主要貢獻大致可歸納爲兩個層面。在研究主題方面, 有別於絕大多數偏重連續競價機制下投資人委託積極決策行爲之相關實證探討 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009; Pascual and Veredas, 2009; Valenzuela and Zer, 2013), 本文系統性地深入分析投資人在收盤集合競價時間的委託價、量積極度決策擬定過程。衆所周知, 開、收盤價格不僅深具特殊意義, 其實務應用層面亦相當廣泛, 惟較少見到關於這階段投資人行爲之論證。就我們所知, 本文也是首次專門針對開、收盤集合競價投資人委託積極度決策議題的實證研究, 從而有助填補這部份文獻上的缺口。另一項主要貢獻則是在實證模型的設計上, 參考 Biais, Hillion, and Spatt (1995) 的概念, 本文以13:25 分前最後一次 20 秒實際撮合後揭露的限價簿反邊最佳一檔報價爲標竿, 將投資人委託出價識別爲間斷型態之高低等級。但有別於習見 OP 模型作法 (Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009), 本文另外採用兩階段之 SOP 模型估計程序, 分析投資人的委託出價與數量決策。具體來說, 投資人於第一階段可選擇急迫或耐心委託, 前者意指委託出價不劣於13:25 分前最後一次揭露的限價簿反邊最佳一檔報價者, 其餘皆屬後者, 而這部份決策實可與連續競價機制下投資人於市價、限價委託間所做抉擇過程相互比較。第二階段則關注委託數量積極度, 而這也是相關研究中較少碰觸的議題。我們以各類投資人於個別股票每筆委託張數中位數值爲門檻值, 將急迫或耐心委託, 都再進一步識別爲相對大、小額委託等兩種等級。按以上識別標準, 本文在各階段 SOP 模型中都將成爲雙等級選擇狀態, 從而能避免習見 OP 或 SOP 模型相關研究, 其中間級別邊際機率正負號方向不易簡單識別問題。

透過兩階段 SOP 模型分析, 本文獲致豐碩實證成果。在場內委託近況方面, 我們清楚觀察到 Biais, Hillion, and Spatt (1995) 所提的對角效應, 也出現在收盤集合競價時間前後筆委託出價, 甚至是委託數量積極度

決策上, 這部份與習見連續競價機制實證研究一致 (Griffiths et al., 2000; Ellul et al., 2007; Pascual and Veredas, 2009), 應可歸因於機構投資人的拆單操作 (Barclay and Warner, 1993; Ma, Lin, and Chen, 2008; 洪碧霞等, 2012), 或是自然人的從衆模仿、跟單等行爲。此外, 本文結果也顯示, 收盤集合競價時間內撤單占比增加, 很可能隱約透露投資人正準備進行追價動作 (Hasbrouck and Saar, 2009), 而非反映場內氣氛更趨於保守觀望。「委託前」個股市場表現指標對投資人委託積極度決策影響略爲複雜。以買賣價差爲例, 連續競價機制下買賣價差擴大直接增加市價委託的交易成本, 壓迫投資人傾向多提限價委託 (Handa and Schwartz, 1996; Ahn, Bae, and Chan, 2001; Lo and Sapp, 2010)。在收盤集合競價時間, 買賣價差擴大亦反映場內委買、賣方對股票真實價值看法更趨分歧, 從而增加急迫委託者面臨的贏家詛咒風險, 我們也確實觀察到這將壓迫自然人傾向多提耐心委託; 然而, 買賣價差擴大意謂當前市場流動性趨向衰退, 這將迫使承受每日交易目標數額壓力之部份機構投資人 (Harris, 1998) 多提急迫委託, 但預料無此壓力者應仍傾向減少提出急迫委託, 本文所觀察到買賣價差擴大似乎無關機構投資人急迫或耐心委託抉擇的現象, 推測可能係綜合這兩種機構投資人決策所造成的結果。至於股價波動性, 我們發現價格愈趨振盪時將壓低投資人提出急迫委託之機率, 該結果與連續競價機制相關研究類似 (Foucault, 1999; Bae, Jang, and Park, 2003; Ranaldo, 2004), 推測因是反映投資人面臨的贏家詛咒風險增加, 從而抑制其提出急迫委託意願所致。誠然, 部份投機氣息濃厚的機構投資人, 確實有誘因憑藉其掌握的資訊優勢, 於股價趨於振盪時採取 “picking-off” 操作以創造獲利機會 (Aitken et al., 2007; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009)。這在本文實證結果中亦略見端倪, 我們觀察到當股價波動性增強時, 機構投資人傾向少提出急迫委託之程度, 不若自然人般強烈。在限價簿委託深度方面, 連續競價機制相關研究曾提出過排擠效應觀點, 認爲投資人不樂見等候交易時間拉長, 從而預期委託積極度應與限價簿同 (反) 邊委託深度呈正 (反) 比 (Parlour, 1998; Griffiths et al., 2000; Ranaldo, 2004)。由於證交所在收盤集合競價時間未揭露委託深度即時資訊, 本文轉而觀察13:25分前最後一次揭露的委託深度金額多寡, 對投資人委託積極度決策造成的影響。我們發現, 同

邊委託深度增加確實促使自然人傾向多提急迫委託, 惟反邊委託深度增加則相對無助降低其提出急迫委託的意願, 推測這應該與收盤集合競價已爲當日最後一次撮合競價攸關。至於機構投資人, 由於本身已在收盤集合競價時間享有高度資訊優勢, 本文實證結果亦發現, 該「過時」之限價簿委託深度資訊對其委託積極度決策, 確實未見明顯影響方向。

至於本文兩階段 SOP 模型其他控制變數, 我們也關注投資人自身委託狀態所帶來的影響。本文發現, 相較收盤集合競價前 4 分鐘 (13:25 至 13:29 分), 兩類投資人於最末分鐘 (13:29 至 13:30) 的委託價、量決策大致趨於保守, 推測這是由於收盤集合競價係屬單次的 5 分鐘撮合過程, 雖然這段時間內可自由提出撤單, 但愈靠近 13:30 分投資人反而愈無寬裕時間對原委託進行修正, 故其委託價、量決策便可能愈見謹愼。過往關於投資人委託積極度日內因時變化型態之討論, 幾乎都鎖定在連續競價機制時間 (Anand, Chakravarty, and Martell, 2005; Bloomfield, O'Hara, and Saar, 2005; Ellul et al., 2007; Duong, Kalev, and Krishnamurti, 2009), 本文實證發現有助填補相關研究上的缺口。此外, 我們也觀察到非現券委託自然人受迫額外交易成本與保證金維持率等壓力, 高度傾向多提急迫委託, 其委託數量上的決策也相對積極。但機構投資人非現券委託者幾乎皆爲借券賣出, 且在「借券賣出總量控管新制」影響下, 未觀察到非現券委託機構投資人有明顯多提急迫委託, 或相對大額委託之傾向。本文實證結果亦指出, 收盤集合競價時間委賣者有較委買者傾向多提急迫委託的態勢, 當中機構投資人則是傾向在委買單提出相對大額委託, 由於買、賣雙方委託出價或數量積極度攸關股價即時漲跌情勢, 推測這部份實證發現可能係反映整段樣本期間內買、賣雙方積極度變化與股價漲跌情勢的綜合結果。爲因應「歐債危機」等消息面衝擊, 我們也另建構當日交易熱度指標爲控制變數, 並發現整日交易愈趨熱絡時, 收盤集合競價時間機構投資人委託價、量決策也大致愈趨積極。在兩階段 SOP 模型中加入以上 10 項控制變數後, 本文即可嚴謹檢視新制實施前後投資人委託積極度的升降變化。實證結果顯示, 新制實施後兩類投資人都輕微透露出多提耐心委託之傾向, 意謂投資人委託出價積極度普遍略趨降低。在自然人方面, 文獻指出由於訊息收集成本昂貴 (Pagano and Röell, 1996), 資訊弱勢方可能會在低度透明環境中傾向採取

較積極委託, 以爭取較多成交機會 (Flood et al., 1999)。換言之, 一旦市場轉趨透明 (例如本次收盤前資訊揭露新制的實施), 在交易攸關訊息收集成本降低下, 資訊弱勢方委託積極度也可望降低。在機構投資人方面, 我們推測由於本次新制實施後所揭露的限價簿資訊相當有限, 在絕大多數委託資訊仍可安處隱蔽狀態下, 文獻中競鼠效應 (Foster and Viswanathan, 1996; Back, Cao, and Willard, 2000; Ma, Lin, and Chen, 2008) 發揮的空間不大。進一步來說, 由於本次新制僅屬局部時段透明化措施, 一旦收盤集合競價時間開始有限地揭露限價簿訊息, 這或許將降低機構投資人在此時段提出委託的相對吸引力, 導致其委託積極度反趨下降。事實上, 我們也在新制實施後, 觀察到兩類投資人在委託數量積極度決策上, 有同趨保守傾向, 其中機構投資人傾向多提相對小額委託, 似乎可隱約瞥見其拆單操作跡證。最後, 本文也另以「投資人能實際觀察到的最近一次限價簿揭露委託報價」爲標竿, 將每筆委託皆識別爲四等級出價積極度, 從而進行單一階段 OP 模型估計。我們清楚發現, 自然人於收盤集合競價時間的多層級委託出價決策, 大致偏重考量未成交風險高低; 至於機構投資人的多層級委託出價決策, 則大致偏重考量能否隱藏其交易意圖。譬如, 新制實施後, 機構投資人會傾向多提劣於限價簿模擬試算最佳同邊報價之委託, 此實證發現與文獻中 De Winnie and D'hondt (2007) 之觀察一致, 即當限價簿資訊僅局部揭露時, 資訊優勢方便有誘因藉提出尚未被揭露價位之限價委託, 隱藏其交易意圖。

本文實證結果引申下列政策意涵。首先, 2012年2月20日實施的收盤前資訊揭露新制, 固然有助減輕場內資訊不對稱程度, 但也大致造成自然人、機構投資人兩者的委託價、量積極度都有略見滑落現象, 這不僅無助資訊弱勢方爭取到較有利交易條件, 從而更可能影響到國內集中市場之收盤撮合效率及其品質。理論上, 市場透明化對資訊弱勢方來說, 在贏家詛咒風險降低下, 應會激勵其提高委託積極度。然而在實務層面, 即便本次新制實施後, 13:25分前後限價簿透明度仍存在高度落差, 而這便可能是阻卻自然人於收盤集合競價時間委託積極度明顯轉趨積極的重要因素。同樣地, 新制實施後限價簿資訊僅作有限度揭露 (僅揭露最佳一檔模擬試算委託報價), 顯然無法大幅削減機構投資人握擁的資訊優勢, 再加上仍有相當

多空間供其隱藏交易訊息 (De Winnie and D'hondt, 2007), 導致文獻中的競鼠效應不易發揮, 機構投資人委託積極度也未能有效提升。由此可知, 造成新制實施後各類投資人在收盤集合競價時間委託積極度普遍略顯滑落的主因, 應是限價簿透明化程度仍顯不足所致。就我們所知, 台灣證交所持續推動多項市場透明化變革措施的腳步從未停歇, 而即將於2015年登場的「擴大實施開、收盤集合競價資訊透明化措施」, 更爲扭轉本文所觀察到2012年新制實施後各類投資人委託積極度普遍略見滑落的現象, 帶來新契機。進一步來看, 證交所擬於2015年推動的擴大限價簿透明化措施, 將會在開盤集合競價 (8:30至9:00分) 與收盤集合競價 (13:25至13:30分), 比照盤中常規交易時間同步按5秒頻率進行模擬撮合試算並隨即揭露最佳五檔委託價、量資訊, 意謂13:25分前後限價簿將無任何透明度高低落差。依本文實證結果推估, 這顯然更將大幅壓低自然人在收盤集合競價時間面臨的贏家詛咒風險, 從而有助激勵其實質提升委託積極程度。即使如此, 我們仍不能輕忽另一項可能變數, 也就是在如此高度透明程度下, 自然人很輕易地就可從限價簿取得豐富的交易攸關資訊。換言之, 屆時收盤集合競價相對盤中常規交易時間, 即不可再視作 Flood et al. (1999) 所指稱的低度透明交易環境, 故自然人是否有必要比13:25分前採取更爲積極委託行爲, 則仍待釐清。相較之下, 2015年擴大限價簿透明化措施啟動後, 本文預估機構投資人委託積極度應會大幅升高, 理由在於這將實質削減其在收盤集合競價所轉握的資訊優勢, 且幾無空間供隱藏交易訊息, 甚至很可能就如文獻中競鼠效應所預期般 (Foster and Viswanathan, 1996; Back, Cao, and Willard, 2000; Ma, Lin, and Chen, 2008), 加深機構投資人委託間彼此的競爭程度。最後, 2015年推動的擴大限價簿透明化措施也可能衍生出新問題, 也就是市場資訊是否將因此過度透明化。譬如, Madhavan (1996) 就曾提過限價簿透明化可能消除場內部份雜訊交易者, 從而降低淺碟型市場的流動性。另外, 收盤集合競價時間倘若限價簿資訊高度透明, 在這5分鐘內可自由提出撤單情況下, 是否可能反而提供一個管道供有心者藉大量假委託資訊誤導場內投資人委託決策。畢竟, 著眼於收盤價格之特殊性, 部份機構投資人的確有誘因進行作價操作 (Hillion and Suominen, 2004; Comerton-Forde, Lau, and McInish, 2007)。有鑑於此, 配套防弊機

制便甚爲重要。在當前國際主要交易所中, 包括上海、深圳乃至新加坡證交所, 於開、收盤集合競價揭露相當程度限價簿資訊同時, 都有配置數分鐘的禁止撤單時段, 這應是台灣證交所於2015年推動擴大限價簿透明化措施時, 值得參考的其中一項配套措施。

參考文獻

台灣證券交易所 (2010), “我國證券集中交易市場開盤及收盤資訊揭露之規劃建議,” 《證交資料》, 576, 8–21。(Taiwan Stock Exchange Corporation (TSEC) (2010), “A Planning Proposal of Disclosing the Opening and Closing Information of the Taiwan Securities Market," *TWSE Monthly Review*, 576, 8–21.)

——— (2012), “我國有價證券借貸市場的過去、現況與未來,” 《證交資料》, 599, 6–13。(Taiwan Stock Exchange Corporation (TSEC) (2012), “An Overview of the Securities Market in Taiwan: the Past, the Present, and the Future," *TWSE Monthly Review*, 599, 6–13.)

李怡宗, 劉玉珍, 王錦瑩, 陳薇如, 與賴文弘 (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, 51–86。(Lee, Yi-Tsung, Yu-Jane Liu, Jin-Ying Wang, Wei-Ju Chen, and Wen-Hung Lai (2009), “Limit Order Book Transparency and Market Quality,” *Review of Securities and Futures Markets*, 21, 51–86.)

洪碧霞, 陳瑞璽, 黃永成, 與廖信彥 (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, 1–48。(Hung, Pi-Hsia, Ruey-Shii Chen, Yung-Cheng Huang, and Hsin-Yen Liao (2012), “Order Imbalances, Investor Types and Stock Return," *Review of Securities and Futures Markets*, 24, 1–48.)

胡星陽與詹場 (2008), “台灣證券市場委託單失衡方向之推導及實證,” 《財務金融學刊》, 16, 19–63。(Hu, Shing-Yang and Chang Chan (2008), “Infer the Order Imbalance in a Call Auction Market-Evidence from Taiwan Stock Market,” *Journal of Financial Studies*, 16, 19–63.)

Ahn, Hee-Joon., Kee-Hong Bae, and Kalok Chan (2001), "Limit Orders Depth and Volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong," *Journal of Finance*, 56, 767–788.

Aitken, Michael, Niall Almeida, Frederick H. deB. Harris, and Thomas H. McInish (2007), "Liquidity Supply in Electronic Markets," *Journal of Financial Markets*, 10, 144–168.

Alangar, Sadhana, Chenchu T. Bathala, and Ramesh P. Rao (1999), "The Effect of Institutional Interest on the Information Content of Dividend-change Announcement," *Journal of Financial Research*, 22, 429–448.

Anand, Amber, Sugato Chakravarty, and Terrence Martell (2005), "Empirical Evidence on the Evolution of Liquidity: Choice of Market versus Limit Orders by Informed and Uninformed Traders," *Journal of Financial Markets*, 8, 289–309.

Back, Kerry, C. Henry Cao, and Gregory A. Willard (2000), "Imperfect Competition Among Informed Traders," *Journal of Finance*, 55, 2117–2155.

Bae, Kee-Hong, Hasung Jang, and Kyung Suh Park (2003), "Traders' Choice between Limit and Market Orders: Evidence from NYSE Stock," *Journal of Financial Markets*, 6, 517–538.

Barclay, Michael J. and Jerold B. Warner (1993), "Stealth Trading and Volatility: Which Trades Move Prices?" *Journal of Financial Economics*, 34, 281–305.

Biais, Bruno, Pierre Hillion, and Chester Spatt (1995), "An Empirical Analysis of the Limit Order Book and the Order Flow in the Paris Bourse," *Journal of Finance*, 50, 1655–1689.

Bloomfield, Robert, Maureen O'Hara, and Gideon Saar (2005), "The 'Make or Take' Decision in An Electronic Market: Evidence on the Evolution of Liquidity," *Journal of Financial Economics*, 75, 165–199.

Boehmer, Ekkehart, Charles M. Jones, and Xiaoyan Zhang (2008), "Which Shorts Are Informed?" *Journal of Finance*, 63, 491–527.

Boehmer, Ekkehart, Gideon Saar, and Lei Yu (2005), "Lifting the Veil: An Analysis of Pre-trade Transparency at the NYSE," *Journal of Finance*, 60, 783–815.

Bortoli, Luke, Alex Frino, Elvis Jarnecic, and David Johnstone (2006), "Limit Order Book Transparency, Execution Risk, and Market Liquidity: Evidence from the Sydney Futures Exchange," *Journal of Futures Markets*, 26, 1147–1167.

Christophe, Stephen E., Michael G. Ferri, and Jim Hsieh (2010), "Informed Trading before Analyst Downgrades: Evidence from Short Sellers," *Journal of Financial Economics*, 95, 85–106.

Cohen, Kalman J., Steven F. Maier, Robert A. Schwartz, and David K. Whitcomb (1981), "Transaction Costs Order Placement Strategy and the Existence of the Bid-Ask Spread," *Journal of Political Economy*, 89, 287–305.

Comerton-Forde, Carole, Sie Ting Lau, and Thomas McInish (2007), "Opening and Closing Behavior Following the Introduction of Call Auctions in Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 15, 18–35.

Copeland, Thomas E. and Dan Galai (1983), "Information Effects on the Bid-ask Spread," *Journal of Finance*, 38, 1457–1469.

De Winnie, Rudy and Catherine D'hondt (2007), "Hide-and-Seek in the Market: Placing and Detecting Hidden Orders," *Review of Finance*, 11, 663–692.

Duong, Huu Nhan, Petko S. Kalev, and Chandrasekhar Krishnamurti (2009), "Order Aggressiveness of Institutional and Individual Investors," *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 533–546.

Easley, David and Maureen O'Hara (1987), "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets," *Journal of Financial Economics*, 19, 69–90.

Ellul, Andrew, Craig W. Holden, Pankaj Jain, and Robert Jennings (2007), "Order Dynamics: Recent Evidence from the NYSE," *Journal of Empirical Finance*, 14, 636–661.

Engelberg, Josphn E., Adam V. Reed, and Matthew C. Ringgenberg (2012), "How Are Shorts Informed?: Short Sellers, News, and Information Processing," *Journal of Financial Economics*, 105, 260–278.

Eom, Kyong Shik, Jinho Ok, and Jong-Ho Park (2007), "Pre-trade Transparency and Market Quality," *Journal of Financial Markets*, 10, 319–341.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 47, 427–465.

Flood, Mark D., Ronald Huisman, Kees G. Koedijk, and Ronald J. Mahieu (1999), "Quote Disclosure and Price Discovery in Multiple-Dealer Financial Markets," *Review of Financial Studies*, 12, 37–59.

Fong, Kingsley Y. L. and Wai-Man Liu (2010), "Limit Order Revisions," *Journal of Banking and Finance*, 34, 1873–1885.

Foster, F. Douglas and S. Viswanathan (1996), "Strategic Trading When Agents Forecast the Forecasts of Others," *Journal of Finance*, 51, 1437–1478.

Foucault, Thierry (1999), "Order Flow Composition and Trading Costs in A Dynamic Limit Order Market," *Journal of Financial Markets*, 2, 99–134.

Foucault, Thierry, Ohad Kadan, and Eugene Kandel (2005), "Limit Order Book as A Market for Liquidity," *Review of Financial Studies*, 18, 1171–1217.

Griffiths, Mark D., Brian F. Smith, D. Alasdair S. Turnbull, and Robert W. White (2000), "The Costs and the Determinants of Order Aggressiveness," *Journal of Financial Economics*, 56, 65–88.

Hall, Anthony D. and Nikolaus Hautsch (2007), "Modelling the Buy and Sell Intensity in A Limit Order Book Market," *Journal of Financial Markets*, 10, 249–286.

Handa, Puneet and Robert A. Schwartz (1996), "Limit Order Trading," *Journal of Finance*, 51, 1835–1861.

Harris, Lawrence (1998), "Optimal Dynamic Order Submission Strategies in Some Stylized Trading Problems," *Financial Market, Institutions and Instruments*, 7, 1–16.

Harris, Lawrence and Joel Hasbrouck (1996), "Market vs. Limit Orders: The SuperDOT Evidence on Order Submission Strategy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 213–231.

Hasbrouck, Joel and Gideon Saar (2009), "Technology and Liquidity Provision: The Blurring of Traditional Definitions," *Journal of Financial Markets*, 12, 143–172.

Hillion, Pierre and Matti Suominen (2004), "The Manipulation of Closing Prices," *Journal of Financial Markets*, 7, 351–375.

Hirose, Takehide, Hideaki Kiyoshi Kato, and Marc Bremer (2009), "Can Margin Traders Predict Future Stock Returns in Japan?" *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 41–57.

Huang, Yu Chuan and Shu Hui Chan (2010), "Trading Behavior on Expiration Days and Quarter-end Days: The Effect of A New Closing Method," *Emerging Markets Finance and Trade*, 46, 105–125.

Kandel, Eugene, Barbara Rindi, and Luisella Bosetti (2102), "The Effect of A Closing Call Auction on Market Quality and Trading Strategies," *Journal of Financial Intermediation*, 21, 23–29.

Kaniel, Ron, Gideon Saar, and Sheridan Titman (2008), "Individual Investor Trading and Stock Return," *Journal of Finance*, 63, 273–310.

Ko, Kuan-Cheng, Shinn-Juh Lin, Hsiang-Ju Su, and Hsing-Hua Chang (2014), "Value Investing and Technical Analysis in Taiwan Stock Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 14–36.

Lo, Andrew W., A. Craig MacKinlay, and June Zhang (2002), "Econometric Models of Limit-order Executions," *Journal of Financial Economics*, 65, 31–71.

Lo, Ingrid and Stephen 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.

Lu, Tsung-Hsun (2014), "The Profitability of Candlestick Charting in the Taiwan Stock Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 65–78.

Ma, Tai, Yaling Lin, and Hsiu-Kuei Chen (2008), "Are Investor More Aggressive in Transparent Market?" *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37, 343–380.

Madhavan, Ananth (1996), "Security Prices and Market Transparency," *Journal of Financial Intermediation*, 5, 255–283.

Madhavan, Ananth, David Porter, and Daniel Weaver (2005), "Should Securities Markets be Transparent?" *Journal of Financial Markets*, 8, 265–287.

McCloskey, Deirder N. and Stephen T. Ziliak (1996), "The Standard Error of Regressions," *Journal of Economic Literature*, 34, 97–114.

Moshirian, Fariborz, Huong Giang (Lily) Nguyen, and Peter Kien Pham (2012), "Overnight Public Information, Order Placement, and Price Discovery during the Pre-Opening Period," *Journal of Banking and Finance*, 36, 2837–2851.

Pagano, Marco and Ailsa Röell (1996), "Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading," *Journal of Finance*, 51, 579–611.

Pagano, Michael S. and Robert A. Schwartz (2003), "A Closing Call's Impact on Market Quality at Euronext Paris," *Journal of Financial Economics*, 68, 439–484.

Parlour, Christine A. (1998), "Price Dynamics in Limit Order Markets," *Review of Financial Studies*, 11, 789–816.

Pascual, Roberto and David Veredas (2009), "What Pieces of Limit Order Book Information Matter in Explaining Order Choice by Patient and Impatient Traders?" *Quantitative Finance*, 9, 527–545.

Ranaldo, Angelo (2004), "Order Aggressiveness in Limit Order Book Markets," *Journal of Financial Markets*, 7, 53–74.

Rosu, Loanid (2009), "A Dynamic Model of the Limit Order Book," *Review of Financial Studies*, 22, 4601–4641.

Szewczyk, Samuel H., George P. Tsetsekos, and Rai Varma (1992), "Institutional Ownership and Liquidity of Common Stock Offerings," *Financial Review*, 27, 211–225.

Tao, Juan and Christopher J. Green (2013), "Transactions Costs, Index Arbitrage and Non-linear Dynamics between FTSE100 Spot and Futures: A Threshold Cointegration Analysis," *International Journal of Finance and Economics*, 18, 175–187.

Valenzuela, Marcela and Iiknur Zer (2013), "Competition, Signaling and Non-walking through the Book: Effects on Order Choice," *Journal of Banking and Finance*, 37, 5421–5435.

White, Halbert (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817–838.

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

投稿日期: 2014年2月14日, 接受日期: 2014年7月15日

How to Determine the Order Aggressiveness in Price and Volume during the Closing Call Auction? The Influence of Information Disclosure on Individual and Institutional Investors

Yi-Heng Tseng

College of Management, Yuan Ze University

This paper utilizes six months of high frequency intra-day data from the order and disclosure books of the Taiwan Stock Exchange surrounding the introduction on February 20, 2012, of a new mechanism for information disclosure of the limit order book. A two-stage sequential ordered probit (SOP) model is estimated in order to investigate how individual and institutional investors determine their comparative order aggressiveness in price and volume in the final five-minute closing call auction. Both groups of investors slightly decreased their order aggressiveness in price and volume after the regime transition. In particular, marginal probability under ordered probit (OP) models show that, after the new mechanism was implemented, institutional investors were more likely to deliver orders with prices strictly inferior to the same-side best simulated quotes to hide their trading intensions.

Keywords: closing call auction, limit order book, transparency, order aggressiveness

JEL classification: C35, G02, G10