DOI: 10.6277/TER.2014.421.3

市場穩定與競價制度 — 台灣期貨市場之實證

詹場・李志宏*

本研究藉由台灣期貨交易所由每10秒撮合1次之集合競價 (call auction) 改爲連續競價 (continuous auction) 之機會, 探討集合競價與連續競價之市場波動性差異的原因。我們用約500萬筆日內交易資料進行實證, 結果顯示集合競價市場暫時性的價格波動較低, 其主要原因有二: 1. 集合競價的買賣價跳動 (bid ask bounce) 情形較緩和, 2. 集合競價每次交易之參與者較多, 成交價格偏離均衡價值之幅度較小。此外, 我們發現集合競價穩定市場價格之功能優於連續競價, 在下列兩種情境更顯著: 1. 資訊不對稱程度較高時, 2. 交易較熱絡之商品。本研究之結果提供何以世界主要股市開盤採取集合競價, 以及何以在市場異常時實施暫停交易 (trading halt) 措施之解釋; 同時提供主管機構如何藉由競價機制選擇穩定金融市場之訊息, 此訊息對處於金融危機、發生重大政治經濟事件時期、以及市場較不成熟 (例如以散戶爲主) 階段的交易機制決策, 深具參考價值。

關鍵詞: 集合競價, 連續競價, 波動性, 台灣期貨市場, 金融危機
JEL 分類代號: G14, G28, D44

1 導論

本研究藉由台灣期貨市場於2002年7月29日, 由每10秒撮合1次之集合競價 (call auction) 改爲連續競價 (continuous auction) 之機會, 分析集合

*作者分別爲國立台北大學金融與合作經營學系副教授與國立政治大學財務管理學系教授。回應作者爲李志宏。作者感謝兩位審查委員提供寶貴意見, 讓本文品質大幅提升。同時感謝經濟論文叢刊之「金融危機特刊」編輯委員: 李怡庭、陳南光、陳業寧、陳聖賢, 感謝台灣證交所之補助、台灣期交所提供實證資料, 以及謝俊魁之啟發, 特別感謝徐崇閔、余思亭、范惠美及粘世明之協助。文章內容若有疏漏, 是作者之責。

期刊資料庫

競價與連續競價之市場波動性差異原因, 運用台灣期貨交易所提供之完整交易及委託資料進行實證。

由於採取何種競價制度具有較低的市場波動, 攸關市場品質及風險, 因此是市場參與者關心的課題, 也是政府訂定交易制度的重要考量。在金融危機、發生重大政治經濟事件之時期, 以及市場較不成熟 (例如以散戶爲主) 之階段, 何種交易機制較具穩定市場之功能, 更是攸關投資大衆福祉與市場品質之重要課題。既有文獻著墨於何種競價制度之市場波動較低, 本研究進一步釐清造成集合競價與連續競價之市場波動不同之原因, 並提供何種時機及商品屬性較適合集合競價之證據, 以期彌補文獻上在此方面之不足。

證券市場依據交易機制可歸爲兩類: 造市者市場 (market maker) 與競價市場 (auction market)。[1] 競價市場可進一步分爲連續競價市場與集合競價市場。在集合競價市場中, 是累積一段時間 (例如10秒) 之委託後, 依據價格及時間等準則進行競價; 在連續競價市場中, 只要新的買 (賣) 單委託價, 等於或高 (低) 於市場既存的賣 (買) 單委託價, 即可成交。因此, 連續競價通常具有較高的成交量,[2] 形成市場主管機構及金融業者偏好連續競價的原因之一。[3] 因爲成交量的多寡, 攸關市場主管機構之績效,[4] 以及金融業者及政府之收入。[5]

相對於集合競價, 連續競價的關鍵優點是可以讓投資人立即完成交易, 由於在連續競價制度下, 只要符合成交條件之委託到達即可成交, 導致價格能快速反映新資訊, 並形成較多的成交量; 而集合競價的關鍵優點是每次交易彙整較多的委託, 價格反映較多投資人的信念及資訊, 從而可以緩

[1]造市者市場又稱爲報價導向市場 (quote driven market); 競價市場又稱爲委託導向市場 (order driven market)。

[2]例如 Kalay, Li, and Wohl (2002)。

[3]另外的原因可能包括: 投資人能及時運用資訊完成交易、價格能快速反映資訊等, 後文將進一步討論連續競價與集合競價之優缺點。

[4]市場成交量 (週轉率) 高, 往往是市場管理機構用來彰顯其績效之指標。同時成交量低也影響交易所之獲利, 其主管也會面臨壓力。例如中央通訊社記者韋樞2013/6/20報導: 「⋯ 台灣期交所董事長范志強向股東們道歉, 2012年期貨交易量能減少, 每股盈餘僅6.78元, 大幅少於2011年的7.86元。」

[5]例如券商之手續費 (佣金) 與政府之交易稅都與成交量有直接的正向關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

和非資訊因素所致的暫時性價格波動, 因此可以降低雜訊交易對價格之衝擊, 使得市場較穩定、交易成本較低。綜合上述分析可知, 連續競價與集合競價各有利弊, 兩者何者較佳, 在實務上或學術上都尚無定論。

從實務面觀察, 紐約、東京、上海及香港等股市之盤中交易都採連續競價; 台灣期貨市場與以色列、波蘭、捷克、立陶宛等股市之盤中交易, 都陸續以連續競價取代集合競價。相對的, 紐約、東京、上海等股市之開盤與台灣股市之所有交易, 都採集合競價; NASDAQ、巴黎、倫敦、米蘭及新加坡等股市, 陸續採用集合競價取代連續競價形成開盤價及收盤價。

在學術方面, 集合競價與連續競價各有支持者。例如 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論顯示, 撮合交易時距較短之制度 (例如連續競價), 讓交易者想要交易時的均衡價值與完成交易之價格的差異較小, 從而承擔的風險較低。Brennan and Cao (1996) 在市場供需變化是源於資訊動機之假設下所推得的模型可知, 因連續競價提供較多次的交易機會, 從而較能即時反映新資訊, 使得價格更接近真實價值, 因此同時達到交易量提升、風險降低、效率提升之功能。

但 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論也顯示, 撮合交易時距較長之制度 (例如集合競價), 由於每次交易之參與者較多, 因此成交價較不容易受雜訊交易之影響, 使得成交價偏離均衡價值之幅度較小, 從而交易者承擔的風險較低。Goldman and Sosin (1979) 發現當資訊傳播相對不確定時, 連續交易之定價誤差 (價格偏離均衡價值) 較大。Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 認爲由於集合競價彙整較多的委託, 其形成之價格較接近均衡價值; 而連續競價是依據委託到達順序形成價格, 而在極短時間內 (例如1秒) 新到達的委託, 可能僅反映特定投資者或極少數投資者的信念, 這些信念可能是隨機而不是資訊, 從而容易形成暫時性的波動。

究竟何種競價制度的波動性較低, 實證方面之文獻所呈現的結果也不盡相同。例如丘駿飛, 劉維琪, 與吳欽杉 (1995), Chang et al. (1999), Pagano and Schwartz (2003), Chang et al. (2008), Kandel, Rindi, and Bosetti (2012), Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 等文獻, 都發現集合競價之波動性較低。但 Cheng and Kang (2007), Kuo and Li (2011) 等文獻, 則發現連續競

臺灣大學學術期刊資料庫

價之波動性較低。因此何種交易機制具有較低之波動性, 尚無定論, 其原因可能與市場結構及時機、金融商品及實證方法有關。

文獻上探討競價制度對波動性之影響, 主要是比較於集合與連續競價波動性之高低。就我們所知, 並無文獻針對特定競價制度具有較低波動性之原因進行實證; 也無文獻依據實際競價制度之改變, 提供何種時機及商品採用何種競價制度較具穩定市場效果之證據。[6] 本文希望藉由台灣期貨市場競價制度的改變, 釐清上述課題, 以期能彌補文獻在此方面的不足。

台灣期貨市場從1998年7月21日成立到2002年7月28日期間, 採用集合競價制度;[7] 從2002年7月29日開始採用連續競價制度。而台灣期貨市場由集合競價改爲連續競價, 對市場波動性之影響爲何? 何種原因導致不同競價制度具有不同的市場波動性? 不同競價制度對何種期貨商品之波動性影響較顯著? 在何種時機對波動性之影響較顯著? 這些課題的釐清除了具有學術價值外, 在實務上也具有評估政策績效及回饋訊息之功能, 同時也有助於政府善用競價制度穩定市場、促進市場品質之作用。

爲了客觀衡量台灣期貨市場由集合競價改爲連續競價後, 市場波動性的變化及其變化原因, 我們以競價制度改變 (2002/7/29) 前後各3個月爲樣本期間, 運用台灣期交所提供之4,856,932筆交易資料及6,884,136筆委託資料進行實證。所得結果爲:

1. 發現集合競價之暫時性波動低於連續競價的兩個關鍵因素:

   (1) 集合競價具有較少的買賣價跳動。集合競價之暫時性波動低於連續競價, 63% 是源於買賣價跳動較少。而連續競價存在明

[6]Chang et al. (1999) 曾應用實際集合競價制度下的委託單進行連續競價之模擬探討此一課題。由於投資人在連續競價與集合競價之下單行爲可能不相同, 例如 Kaniel and Liu (2006) 發現知訊交易者 (informed trader) 在集合競價下較有耐心 (委託積極度較低), Foucault, Kadan, and Kandel (2005) and Rosu (2009) 都發現流動性需求者與流動性供給者, 都會受競價制度改變而影響其下單行爲。從而以集合競價下之委託單進行連續競價交易模擬所得之實證結果, 其客觀性仍有待釐清。

[7]台灣期貨市場採用集合競價期間包含3種撮合時距: 1998/7/21至1998/12/3採每30秒撮合1次; 1998/12/4至1999/12/5採每20秒撮合1次; 1999/12/6至2002/7/28採每10秒撮合1次。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

顯買賣價跳動之實證結果, 支持 Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 之論點: 高頻資料存在賣賣價跳動等微結構雜訊 (microstructure noise), 在衡量真實波動性 (均衡價值之波動) 時, 需採較長波動性衡量時距 (例如5分鐘或15分鐘)。此外, 本研究發現每10秒撮合交易1次之集合競價的微結構雜訊明顯少於連續競價之結果, 提供另一個重要訊息: 即使採用撮合時距相當短之集合競價, 其微結構雜訊仍然明顯少於連續競價。換言之, 即使依據短撮合時距之集合競價形成之高頻資料估計波動性, 其高估幅度仍然遠低於採用連續競價形成之高頻資料。

(2) 集合競價每次交易之參與者較多緩和成交價偏離真實價值。集合競價低於連續競價之暫時性波動, 37%是源於每次參與交易者較多。因集合競價撮合交易之時距較連續競價長, 每次交易之參與者較多, 形成的交易價格較接近均衡價值, 價格發現能力較佳, 減少沒有必要的暫時性波動。此結果 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論一致。

2. 集合競價穩定市場價格之功能, 在下列兩種情境下更爲顯著:

(1) 資訊不對稱較高時。集合競價在資訊不對稱較高時 (例如開盤時段) 可獲得較佳穩定市場之效果, 解釋何以多數股市以集合競價形成開盤價, 也說明爲何市場處於不穩定狀態時採用暫停交易措施之源由。因爲在開盤時與市場處於震盪不安時期, 資訊不對稱程度較高。資訊不對稱較高時採集合競價具有較佳市場穩定效果之延伸意涵是: 當處於金融危機、發生重大政治經濟事件時期、以及市場較不成熟 (例如以散戶爲主) 階段等資訊不對稱較高之情境, 集合競價穩定市場之功能較爲彰顯。

(2) 交易較熱絡之商品。交易較熱絡之商品採集合競價獲得較佳的穩定市場效果之結果, 與 Mendelson (1982)、Madhavan (1992) 之理論不一致, 但與 Chang et al. (1999), Chang et al. (2008), Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 之實證結果一致。

逢甲大學學術期刊資料庫

本文後續的內容分別爲文獻回顧、實證方法、實證結果分析及結論。

2 文獻回顧

金融市場之交易機制主要包括競價機制與造市機制。[8] 競價機制可進一步分爲連續競價與集合競價, 例如紐約、東京、上海等股市與台灣期貨市場之盤中交易都採連續競價制度,[9] 而紐約、東京、上海等股市之開盤與台灣股市之所有交易都是採集合競價制度。[10] 在集合競價市場中是累積一段時間 (例如10秒) 之委託後, 再依價格與時間等準則進行競價; 在連續競價市場中, 只要新到的買單價等於或高於既存賣單委託價即可成交; 新到的賣單價等於或低於既存買單委託價即可成交。而集合競價與連續競價究竟何種競價制度較具穩定市場功能, 是實務界關心的課題, 也是學術界熱衷的領域。[11]

探討競價制度對波動性影響之文獻, 可歸爲理論與實證兩類文獻。[12] Garbade and Silber (1979) 應該是最早比較競價制度對波動性影響之理論文獻, 也可能是最重要的攸關文獻。Garbade and Silber (1979) 之模型顯示, 最適的交易撮合時距決定於兩種風險, 第1種風險是參與交易之交易者過少, 導致成交價偏離均衡價值之風險 (暫時性的價格波動); 第2種風險是決定交易時之均衡價值與完成交易時之均衡價值的差異 (均衡價值之波動)。Garbade and Silber (1979) 將這兩種風險之合計 (價格總波動) 稱爲流動性風險 (liqudity risk)。第1種風險 (暫時性的價格波動) 會隨著交易撮

[8] Amihud and Mendelson (1987), Madhavan (1992) 及 Pagano and Röel (1992) and Pagano and Röel (1996) 等文獻之交易機制的闡述相當周延。

[9] 紐約股市是採用競價與造市機制並存的雙元機制。

[10] 台灣股市開盤是採累積30分鐘 (8:30至9:00) 委託之集合競價; 盤中交易各時期的撮合時距則不盡相同, 2013/7/1後是採用每15秒交易撮合1次之集合競價; 而收盤從2002/7/1後採累積5分鐘 (13:25至13:30) 委託之集合競價。

[11] 文獻上除了探討競價制度對市場波動性的影響之外, 同時也探討競價制度對流動性 (價差)、成交量、效率性 (價格發現) 及報酬率之影響。基於本文之目的是分析競價制度對波動性之影響及其影響成因, 因此後續之文獻回顧聚焦於競價制度對波動性影響之攸關文獻。

[12] 也有一些文獻採用模擬方式比較集合競價與連續競價, 例如 Schnitzlein (1996), Theissen (2000), 但這些文獻著眼於交易成本 (流動性)、價格發現 (效率性) 等課題, 而非價格波動, 因此我們不在文獻回顧中評述這些文獻。

期刊資料庫

合時距增長而減少; 第2種風險 (均衡價值之波動) 會隨著交易撮合時距縮短而減少。能讓這兩種價格波動合計最小 (總價格波動最小, 流動性風險最低) 之交易撮合時距, 即是最適的交易撮合時距。

Garbade and Silber (1979) 模型顯示: 在較短的交易撮合時距時, 總價格波動 (流動性風險) 會隨著交易撮合時距遞增而遞減, 當交易撮合時距增加到某一程度後, 總價格波動會隨著撮合時距遞增而遞增。因此存在能讓總價格波動最小的交易撮合時距 (最適交易撮合時距)。太長或太短的交易撮合時距, 都會使交易者面臨較高的風險 (總價格波動)。

爲何不同交易撮合時距會影響暫時性價格波動? 其原因是: 在撮合時距相對短的情形下 (例如連續競價), 每次交易僅有少數人參與, 形成的價格僅反映少數交易者之資訊, 因此成交價偏離均衡價值之機率及幅度較高, 較容易導致暫時性波動; 相對的, 當交易撮合時距較長時, 每次交易之參與者較多, 形成的價格偏離均衡價值之機率及幅度較低, 引起的暫時性波動較少。

爲何不同交易撮合時距會影響均衡價值之波動? 其原因是: 當交易撮合時距較短時, 投資人決定交易時的均衡價值與完成交易時之均衡價值較爲接近, 從而均衡價值之波動較少; 當交易撮合時距較長時, 投資人決定交易時的均衡價值與完成交易時之均衡價值的差異較大, 從而均衡價值之波動較大。

由上述分析可知, 縮短交易撮合時距 (例如採連續競價) 之效益是減少均衡價值之波動, 成本是增加暫時性波動; 延長交易撮合時距 (例如採集合競價) 之效益是減少暫時性之波動, 成本是增加均衡價值之波動。因此在選擇交易撮合時距時, 會面臨成本與效益之抵換關係, 在延長撮合時距之邊際效益等於邊際成本時, 其時距即爲最適的撮合時距。據此可推知: 具有較小總價格波動之競價制度是較佳的競價制度, 而這也正是本研究所要探討之課題。

Mendelson (1982) 之模型所得的撮合時距與價格總波動 (流動性風險) 的關係, 近似 Garbade and Silber (1979) 之模型, 但 Mendelson (1982) 進一步發現不同的商品 (證券), 具有不同程度的均衡價值與暫時性價格之波動, 從而具有不同的最適撮合時距。Mendelson (1982) 之理論隱含交易較冷清

臺灣大學學術期刊資料庫

(委託密度較低) 與均衡價值較穩定之商品較適合集合競價。[13] 由 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論同時可推知: 資訊不對稱程度較大時, 較適合採用集合競價。因爲資訊不對稱較大時, 交易者對價格之信念差異較大, 僅少數參與者之交易形成的價格, 較容易偏離均衡價值, 形成較多的暫時性波動。

一般人的信念是連續競價之價格, 反映資訊的速度較快, 因爲在連續競價下交易持續進行, 形成之價格持續的反映新資訊。但 Goldman and Sosin (1979) 發現當資訊傳播相對不確定時, 連續交易之定價誤差 (價格偏離均衡價值) 較大。由 Goldman and Sosin (1979) 之論點可推知, 若資訊傳播正確性與穩定性較高, 則連續競價具有反映資訊較快之優點; 若資訊傳播正確性與穩定性較低, 則連續競價之定價誤差反而較大, 而產生較多的暫時性波動。

另外有一些文獻, 同樣運用均衡價值與暫時性價格之波動會因交易撮合時距不同而不同的概念。例如 Grundy and Mcnichols (1989) 與 Brown and Jenningo (1989) 之理論認爲撮合時距較長之集合競價, 交易機會較少, 導致較多私有資訊的累積, 使各類投資人資訊不對稱程度增加。此理論隱含集合競價將造成較大之均衡價值波動。Madhavan (1992) 以理論佐證集合競價制度在資訊不對稱高且連續競價無法有效發揮功能時, 可提供較佳價格發現之功能 (隱含定價誤差較低、暫時性波動較少)。相對的交易者在集合競價交易須承擔較高的資訊成本 (隱含均衡價值之變動)。

丘駿飛, 劉維琪, 與吳欽杉 (1995) 之模型顯示連續競價之價格波動大於集合競價。Economides and Schwartz (1995) 認爲市場設計考量的核心因素是正確的發現價格 (隱含暫時行波動性較少) 與較低的交易成本, 他們認爲集合競價具有較低的波動性及交易成本。Brennan and Cao (1996) 在市場供需變化是源於資訊動機之假設下, 推得的模型顯示: 由於連續競價提供較多次的交易機會, 因此較能即時反映新資訊, 使價格更接近真實價值, 也使交易量提升、風險降低。由 Brennan and Cao (1996) 之理論可知, 當交易源於資訊交易者之比例越高時, 形成之價格接近均衡價值之情形越

[13] Domowitz and Wang (1994) 曾經依據 Mendelson (1982) 進模擬, 發現連續競價之波動性高於集合競價。可能原因是大部分的商品之最適交易撮合時距並非隨機。

臺灣大學學術期刊資料庫

佳、暫時性波動越少。此理論隱含交易源於資訊交易者之比例越高, 越適合採用連續競價。

Madhavan and Panchapagesan (2000) 認爲集合競價適合於開盤、收盤及衍伸性商品即將到期的情況, 交易較熱絡之股票由集合競價形成的開盤價格較接近真實價格, 而交易冷清股票則不盡然。Madhavan and Panchapagesan (2000) 之模型顯示集合競價輔以造市者 (Specilailst) 進行開盤的成效更佳, 因爲造市者擁有整個限價委託簿 (limit order book) 之資訊, 同時也負有穩定市場之責任。Hillion and Suominen (2004) 之模型有效的闡釋, 何以巴黎股市在以連續競價形成收盤價之期間, 每日最後1分鐘之交易的價格波動、價差及積極委託單都劇增之現象。

接著我們評述實證文獻, 比較集合與連續競價波動性之實證文獻可歸爲三類: 1. 運用開盤與收盤競價制度差異之實證文獻。2. 探討實際改變競價制度之實證文獻, 3. 探討改變撮合時距的實證文獻。以下依序評述這三類文獻。

Amihud and Mendelson (1987) 應該是最早應用不同競價制度形成的開盤價與收盤價爲基礎, 進行集合與連續競價之波動性比較的文獻。Amihud and Mendelson (1987) 認爲成交價與均衡價值存在差異的原因有二: 1. 交易雜訊 (trading noise), 2. 價格漸進調整。第1個因素是交易摩擦所致之暫時性波動; 第2個因素是受價格對新資訊反映速度的影響。基於依據相鄰兩日開盤價衡量之報酬率與相鄰兩日收盤盤價衡量之報酬率, 兩者涵蓋的時間都是24小時, 因此資訊量相同、股票真實價值相同, 若兩種競價制度無差異, 且投資人在開盤與收盤之交易行爲也無差異, 則以開盤價與收盤價衡量所得之兩種報酬波動, 亦應相同。

Amihud and Mendelson (1987) 運用紐約股市採用集合競價形成開盤價, 採用連續競價形成收盤價的特性。比較開盤價與收盤價爲基礎的兩種報酬率標準差 (報酬波動), 分析交易雜訊在何種競價制度會導致較大的暫時性價格波動。結果發現在道瓊指數30個成份股中, 有29支股票之開盤價報酬波動較大, 平均的開盤價報酬波動是收盤報酬波動的1.2倍。他們推論形成此結果之可能原因有二: 1. 集合競價造成的, 2. 長期無交易所致, 因爲開盤價是在長時間沒有交易後形成的, 投資人缺乏較近的價格資

臺灣大學學術期刊資料庫

訊可供參考, 導致均衡價格較不確定, 致使價格含有較多的雜訊成份、波動較大。[14]

Amihud, Mendelson, and Murgia (1990) 運用同樣的概念, 依據義大利股市每日交易先採連續競價, 接著採集合競價, 最後採連續競價之特性。比較每日由連續競價形成的第1個價格與由集合競價形成的第1個價格之報酬波動, 發現連續競價形成的報酬波動較大, 佐證 Amihud and Mendelson (1987) 發現開盤價報酬波動較大之現象, 並非開盤採集合競價所致。

Amihud and Mendelson (1991) 應用東京股市早上與下午各有1次採集合競價進行開盤, 而早上與下午之收盤則都採連續競價之特性, 釐清開盤價的報酬波動較高, 是源於集合競價或源於隔夜長時間無交易。實證結果顯示: 早上盤之開盤價的報酬波動大於收盤價的報酬波動, 但下午盤之開盤價的報酬波動, 則低於早上與下午之收盤價的報酬波動。顯示早上之開盤價的報酬波動較高, 並非集合競價所致, 而是隔夜長時間無交易所致。因爲在開盤時, 經歷長時間沒有交易, 最近之價格爲前一日收盤價, 參考價值較低, 導致不確定性增加、交易雜訊較多、交易者對新資訊反應的精確度較低, 造成開盤價的報酬波動較大。[15] Amihud and Mendelson (1991) 進一步發現紐約、東京、米蘭3個股市之開盤價的報酬波動, 都大於收盤價的報酬波動, 其中以米蘭股市的差異最大。由於這3個股市收盤都採連續競價, 紐約與東京股市之開盤都採集合競價, 僅米蘭股市之開盤採連續競價, 因此 Amihud and Mendelson 認爲採用集合競價進行開盤較佳。

Choe and Shin (1993) 利用韓國股市早上與下午各兩次的開盤及收盤都是採用集合競價, 但是兩個開盤價的報酬波動, 都高於兩個收盤價的報酬波動, 佐證較高的開盤價報酬波動與競價制度無關。Ronen (1998) 利用

[14]造成開盤價波動較大的原因, 除了可能源於競價制度及長時間無交易兩個因素之外, 也可能是造市者決定開盤價之獨佔力高於收盤價所致, 也可能不同類別資訊對價格衝擊程度不同所致。例如 Stoll and Whaley (1990) 發現紐約股市在1982至1986期間之 (開盤價爲基礎的報酬波動/收盤價爲基礎的報酬波動) 都大於1, 由於衡量開盤對開盤與收盤對收盤之報酬的時距相同, 公開資訊量不變, 因此開盤價爲基礎之波動較大是源於價格反映較多的私有資訊量, 以及造市者與其他交易者所致的暫時性價格波動。

[15]有一些文獻同樣是探討東京股市之攸關課題, 例如 Chang et al. (1993) 以 TOPIX 之指數報酬率爲基礎進行實證, 發現並無開盤價報酬波動較高之現象。George and Hwang (1995) 發現東京股市較高的開盤價報酬波動僅存在於交易熱絡之股票。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

以色列股市在1987年每日交易是先採連續競價再採集合競價, 在1988年則先採集合競價再採連續競價之特性進行實證, 發現上述兩個期間之開盤價與收盤價之報酬波動都無差異, 顯示較高的開盤價報酬波動與競價制度無關。在台灣股市, 開盤與收盤同樣是採集合競價,[16] 邱正仁與詹場 (1992) 與 Huang, Liu, and Fu (2000) 都發現開盤價報酬波動高於收盤價報酬波動, 同樣隱含開盤價具有較高的報酬波動與競價制度無關。[17]

探討實際改變競價制度對波動性改變之文獻, 包括改變開收盤競價制度與改變盤中競價制度兩類。在分析開收盤競價制度改變對波動性影響之文獻方面, Pagano and Schwartz (2003) 運用巴黎股市在1996年將交易不熱絡股票之收盤, 由連續競價改爲集合競價, 以及在1998年將交易熱絡股票之收盤, 由連續競價改爲集合競價之機會進行實證。結果發現收盤採集合競價後波動性降低, 且次日開盤價的波動也隨之下降。

Chang et al. (2008) 檢視新加坡股市在2000年8月1日用集合競價形成開盤價與收盤價, 發現採集合競價形成開盤價, 不但可以降低開盤價之波動, 且可以降低後續之連續競價的價格波動。且以集合競價形成開盤價, 也有助於降低當日收盤價之波動; 採集合競價形成當日收盤價, 有助於降低隔日開盤價之波動。顯示以集合競價產生開盤價與收盤價, 降低波動性之好處具有外溢效果。Chang et al. (2008) 同時發現開盤與收盤採集合競價, 對流動性較高之股票降低波動效果更明顯。Kandel, Rindi, and Bosetti (2012) 發現義大利股市與巴黎股市改用集合競價形成收盤價後, 收盤前數分鐘 (5到25分鐘) 之連續競價的價格波動顯著下降。

Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 探討 NASDAQ 在2004年採用集合競價進行開盤及收盤的影響。發現 NASDAQ 開收盤採集合競價後, 不僅開盤與收盤期間之波動性降低, 且整日波動性呈現同步降低之效果, 證實集合競價降低波動性具有外溢效果。由上述法國、義大利、新加坡及

[16]台灣股市開盤是採累積30分鐘 (8:30至9:00) 委託之集合競價; 收盤採累積5分鐘 (13:25至13:30) 委託之集合競價。

[17]惟邱正仁與詹場 (1992) 與 Huang, Liu, and Fu (2000) 都不是著眼於競價制度對市場波動之影響。邱正仁與詹場 (1992) 是運用收盤價 (開盤) 反映資訊之時間較短 (長), 比擬資訊科技運用程度較高 (低) 對市場波動性之影響。Huang, Liu, and Fu (2000) 則是運用開盤與收盤所反映的資訊類別 (公開資訊與私有資訊) 不同, 比較不同資訊類別對價格波動之影響。

臺灣大學 期刊資料庫

NASDAQ 股市之開盤、收盤採用集合競價之實證結果, 我們可得到一個共同結論: 開盤與收盤採集合競價具有降低波動性之效果, 且降低波動性之效果, 會外溢到連續競價時段或相鄰交易日之開收盤時段。

探討盤中交易制度之文獻, 包括分析以色列股市之 Amihud, Mendelson, and Lauterbach (1997), Lauterbach (2001), Kalay, Li, and Wohl (2002); 分析拉脫維亞股市之 Kairys, Kruza, and Kumpins (2000); 分析巴黎股市之 Muscarella and Piwowar (2001); 分析台灣期貨市場之 Cheng and Kang (2007), Lee et al. (2009), Kuo and Li (2011), 惟在上述文獻中, 僅 Cheng and Kang (2007), Kuo and Li (2011) 對波動性有所著墨。[18] Cheng and Kang (2007) 發現台灣期貨市場改爲連續競價後, 波動性微幅減少, 且波動性僅在連續競價下具有不對稱性。Kuo and Li (2011) 發現台灣期貨市場在改爲連續競價後, 波動性減少。

另外非常值得一提的是 Chang et al. (1999) 運用台灣股市在集合競價下形成的委託, 進行連續競價交易之模擬, 依據模擬形成之連續競價交易資料與實際形成的集合競價交易資料進行實證, 結果發現集合競價之波動性僅爲模擬所得之連續競價的一半。且在集合競價下, 交易熱絡之股票的波動性降低幅度更大, 在開收盤附近之時段降低波動性之效果更顯著。

由於集合競價之交易撮合時距縮小到特定程度時, 即近似連續競價, 從而集合競價交易撮合時距的改變, 對波動性產生之影響, 也值得我們關切。Lang and Lee (1999) 運用1993年8月2日到12月31日期間, 台灣證券市

[18] Amihud, Mendelson, and Lauterbach (1997), Lauterbach (2001), Kalay, Li, and Wohl (2002), Kairys, Kruza, and Kumpins (2000), Lee et al. (2009) 等文獻都不是著眼於競價制度改變對波動性之影響。Amihud, Mendelson, and Lauterbach (1997) 分析以色列股市由1天集合競價1次, 改爲以集合競價進行開盤以連續競價進行後續交易, 對報酬、流動性及效率性之影響。Lauterbach (2001) 探討以色列股市交易冷清之股票, 由集合競價進行開盤以連續競價進行後續交易, 改爲1天集合競價1次之交易, 對報酬、流動性及效率性之影響。Kalay, Li, and Wohl (2002) 分析色列股市競價制度改變對交易量及報酬率之影響。Kairys, Kruza, and Kumpins (2000) 分析拉脫維亞股市由每日一次的集合競價形成價格, 後續之交易都固定以該價格進行交易, 改爲以集合競價進行開盤後續交易採連續競價進行交易, 對成交量及效率性之影響。Muscarella and Piwowar (2001) 分析巴黎股市改變競價制度之股票的流動性及價格之影響。Lee et al. (2009) 分析台灣期貨市場於2002/7/29由集合競價轉爲連續競價對流動性、資訊不對稱成本及效率性之影響。

期刊資料庫

場3次改變撮合時距之機會,[19] 探討撮合時距與波動性之關係, 發現撮合時距越長, 波動性越大。Hu and Chan (2004) 運用台灣股市在1993/11/2後採每90秒撮合交易兩次, 亦即每85秒撮合1次, 等待5秒後, 若有符合成交條件委託, 則進行第2次撮合。比較85秒撮合時距與5秒撮合時距之波動性, 發現5秒撮合時距之波動性較大、雜訊 (noise) 較多。黃玉娟, 陳培林, 與鄭堯任 (2007) 運用台灣股市在2002/7/1由延續盤中每40秒撮合1次之集合競價形成收盤價, 改爲最後5分鐘之集合競價形成收盤價的機會進行實證, 發現5分鐘撮合時距集合競價形成的收盤價波動性, 低於40秒撮合時距之集合競價形成的收盤價波動性。

由上述文獻探討可知, 並無實證文獻探討集合競價與連續競價之波動性差異的成因。雖然本文與 Cheng and Kang (2007), Lee et al. (2009), Kuo and Li (2011), 都是著眼於由集合競價改爲連續競價對台灣期貨市場之影響, 但 Lee et al. (2009) 所探討的是集合競價改爲連續競價對流動性、資訊不對稱成本及效率性之影響, 而非對波動性之影響, 從而不同於本文。而 Cheng and Kang (2007) 與 Kuo and Li (2011) 雖然都有著墨於集合競價改爲連續競價對波動性之影響, 但並未著墨於集合競價與連續競價波動性差異之成因, 也未著墨於何種時機與何種商品較適合何種競價機制之課題。

與本文較類似的是 Chang et al. (1999), 儘管 Chang et al. (1999) 未就集合競價與連續競價波動性差異成因進行實證, 但曾就兩種制度波動性之差異在各交易時段與不同成交量之股票是否不同, 提供具體之證據。惟 Chang et al. (1999) 其所用之連續競價資料源於集合競價之委託, 由於投資人在連續競價與集合競價下的下單行爲可能不盡相同。例如 Kaniel and Liu (2006) 發現知訊交易者在集合競價下較有耐心 (委託積極度較低), Foucault, Kadan, and Kandel (2005) and Rosu (2009) 都發現流動性需求者與流動性供給者, 都會受競價制度改變而影響其下單行爲。從而應用集合競價下之委託進行連續競價之模擬所得的結果, 其客觀性仍有待釐清。此外, 由於 Chang et al. (1999) 採用台灣股市交易最熱絡的30之股票, 並

[19]這3次撮合時距改變分別爲 1993/9/9 由每兩分鐘撮合1次改爲 90 秒撮合 1 次, 1993/11/2 由 90 秒撮合 1 次改爲每 90 秒撮合兩次 (每 85 秒撮合 1 次且等待 5 秒後若尚有符合成交條件委託, 則再進行該循環的第 2 次撮合)。

期刊資料庫

以10分鐘時距衡量波動性, 因此其波動性包含之微結構雜訊可能相對有限。例如 Andersen et al. (2001) 建議用5分鐘之波動性衡量時距排除微結構雜訊; Bandi and Russell (2006) 發現衡量真實波動性的最適時距, 絕大部分小於5分鐘。

3 實證方法

在實證方法部分我們先就資料進行描述, 接著說明變數衡量方法及實證模型之設定。

3.1 資料描述

本研究實證資料是台灣期貨交易所提供之日內委託及成交資料。[20] 基於本研究目的是探討台灣期貨市場於2002年7月29日, 由每10秒撮合1次之集合競價改爲連續競價, 對波動性造成之影響及其影響成因。因此我們採用競價制度改變前後3個月爲樣本期間: 2002/4/29至2002/10/28共6個月。包括2002/4/29至2002/7/28之3個月採每10秒撮合1次的集合競價; 2002/7/29至2002/10/283之3個月採連續競價制度。

選擇競價制度改變前後3個月共6個月爲樣本期間的原因有二: 1. 台灣期交提供給我們的資料爲2002/4/1到2002/12/31共9個月期間之資料, 基於連續與集合兩個次樣本期間長度完全對稱, 我們可選擇的最長樣本期間爲2002/7/29前後3個月 (2002/4/29至2002/11/28)。2. 與本文類似之研究所採用的樣本期間長度也近似6個月。例如 Kuo and Li (2011) 採用6個月爲樣本期間; Lang and Lee (1999) 採用5個月爲樣本期間; Chang et al. (1999) 採用4個月爲樣本期間。

[20] 日內委託資料之內容包括: 日期、期貨商代號、委託書編號、投資人帳號、投資人身份碼、委託單最後狀況、期貨商品代號、買賣別、委託量、未成交量、委託價、委託方式、委託附加條件、開平倉碼、結算會員、委託時間、群組序號、群組代號、委託序號、減量口數等。日內交易資料之內容包括: 日期、期貨商代號、投資人帳號、投資人身份碼、委託書編號、期貨商品代號、商品類別碼、商品子類別、契約對照碼、契約、買賣權別、交割年月、履約價格、基數、買賣別、成交價格、成交口數、開平倉碼、流水號、成交序號、成交時間、結算會員、委託報價別、委託別、單複式單別及委託時間。

期刊資料庫

爲了嚴謹起見, 我們同時針對約8個月樣本期間 (2002/4/1至2002/11/28) 與4個月之樣本期間 (2002/5/29至2002/9/28) 進行實證。[21] 這兩種樣本期間所得之實證結果, 大致與6個月樣本期間之結果一致。基於篇幅考量, 本文並未呈現4個月與8個月樣本期間之實證結果, 有興趣之讀者歡迎索取, 作者樂於提供。

樣本資料包括成交資料4,856,932筆, 委託資料6,884,136筆。依據期貨商品、期貨商、投資人帳號、委託書號及時間 (日、時、分、秒), 進行交易與委託資料之連結, 實證是以4,856,932筆的交易資料爲主體。由於構成每次交易的委託可能是: 一個買進委託與一個賣出委託, 一個買進委託與多個賣出委託, 多個買進委託與一個賣出委託, 或多個買進委託與多個賣出委託。爲了有效分析每次交易之價量, 因此將同一次交易之所有成交資料及委託資料, 彙整成一筆資料 (一個觀察值), 彙整後共得1,351,645個觀察值, 隱含台灣期貨市場每次交易平均是由3.6 (4,856,932/1,351,645) 個委託單構成。

基於異常之樣本可能導致實證結果偏誤, 因此本研究採用4個樣本過濾準則: (1) 成交價變動幅度超過7%, (2) 交易時距超過1小時, (3) 交割日前的5個交易日之交易資料, (4) 第1季月、第2季月、第3季月之交易資料。採用這4個樣本準則之原因, 依序說明如下: 1. 基於台指、小台指、電子指及金融指等4種樣本期貨之標的都源於台灣股市, 而台灣股市在樣本期間之每日漲跌幅限制爲7%, 因此成交價變動幅度超過7%之資料屬於異常資料, 從而摒除之。2. 在2002/4/29至2002/10/28樣本期間, 整體樣本之交易時距中位數爲3秒; 台指期貨、小台指期貨、電子指數期貨、金融指數期貨之交易時距中位數分別爲2秒、5秒、9秒、10秒, 因此若交易時距超過1小時 (3600秒) 之資料是極端異常資料, 故摒除之。3. 文獻上發現在期貨屆臨到期日時, 因投資人進行平倉或轉倉等因素, 通常導致價格異常的波動 (參閱 Stoll and Whaley (1991), Chamberlain, Cheung, and Kwan (1989), Chow, Yung, and Zhang (2003)), 因此將交割日前的5個交易日的資料摒除於樣本外。4. 台灣期貨市場第1、第2及第3季月之交易合計, 僅佔全體期貨交易之0.02%, 代表性相對不足, 因此摒除之。依據第

[21] 感謝審查委員提供此一寶貴意見, 讓本文之實證結果更爲嚴謹。

臺灣大學學術期刊資料庫

1與第2個樣本過濾準則, 共摒除431筆 (0.00036%) 資料, 第3個準則摒除224,330 (16.3%), 第4個準則摒除第1、2、3季月的交易資料, 共計225個 (0.02%)。最後之有效樣本包含1,155,804個觀察值。

爲了確認競價制度對不同交易熱絡程度的期貨商品的影響方向及程度是否一致, 我們除了針對整體樣本之外, 也分別針對台指期貨、小台指期貨、電子指數期貨、金融指數期貨進行實證及分析, 同時進一步將上述四種期貨商品再區分近月期貨與次近月期貨之樣本。由於第1、2、3季月之期貨交易非常稀少, 6個月的樣本期間共953個觀察值, 僅佔樣本之0.07%, 代表性相對有限, 因此我們將季月期貨摒除於樣本外。

在整體樣本1,155,804個觀察值中, 屬於集合競價樣本期間的觀察值共274,268個 (23.7%); 屬於連續競價樣本期間的觀察值共881,536個 (76.3%)。連續競價樣本期間之交易資料 (成交次數) 超過集合競價樣本期間, 主要原因是集合競價每10秒撮合一次交易, 而連續競價則只要符合成交條件的委託到達即可成交。就不同期貨商品而言, 在整體樣本1,155,804個觀察值中, 屬於台指期貨有597,948個 (51.7%); 屬於小台指期貨有273,945個 (23.7%); 屬於電子指期貨有197,181個 (17.1%); 屬於金融指期貨有86,730個 (7.5%)。就到期月份而言, 在整體樣本1,155,804個觀察值中, 屬於最近月期貨有1,024,394個 (88.6%); 屬於次近月期貨有131,410個 (11.4%)。

3.2 變數衡量與實證模型設定

Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之模型顯示, 交易時距較長時, 每次交易的參與者較多, 形成之價格偏離均衡價值的幅度較低, 因此可以減少暫時性波動。由此可知, 依據每次交易爲基礎衡量的每秒波動, 或較短之固定時距 (例如10秒) 衡量波動性, 才能觀察到每次交易參與者較少導致較多暫時性的價格波動之現象。以較長時距之波動性, 並無法偵測此種反映於每次或短時間的暫時性波動。

Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 認爲: 高頻資料存在賣賣價跳動 (bid-ask bounce) 與價差等微結構雜訊 (microstructure noise), 因此衡量真實波動性需採較長的時距, 才能排

臺灣大學學術期刊資料庫

除微結構雜訊。Andersen et al. (2000) 建議的衡量時距是15分鐘; Andersen et al. (2001) 建議的衡量時距是5分鐘。Bandi and Russell (2006) 推導出衡量波動性之最適時距的模型, 其模型顯示最適的波動性衡量時距因股票屬性不同。Bandi and Russell (2006) 以 S&P 100進行實證, 發現最適的波動性衡量時距從0.4分到13.8分, 且大部分股票之最適的波動性衡量時距低於5分。因此建議若基於便利, 可統一採用5分時距衡量波動性, 可排除大部分微結構雜訊所引起之暫時性波動。上述分析隱含採用低於5分鐘時距衡量之波動性, 存在較多之微結構雜訊, 從而採用5分鐘以下之波動性衡量時距, 較能觀察何種競價制度存在較多的微結構雜訊引起的暫時性波動。

另一個需注意的是: 波動性隨著衡量時距增加而增加之特性 (time rule of square root)。[22] 由於集合競價是特定時距才撮合1次交易, 而連續競價則是符合成交條件之委託到達即行交易, 從而集合競價每次交易之時距, 通常大於連續競價每次交易之時距。例如台灣期貨市場在本研究之樣本期間 (2002/4/29至2002/10/28), 集合競價之交易時距中位數爲10秒; 而連續競價之交易時距中位數僅爲2秒。由此可知, 比較集合競價與連續競價之波動性, 不適合採用每次交易之波動性, 須採用固定時距之波動性。

根基於上述分析, 我們採用每秒、10秒、1分、5分等四種固定時距之波動性, 分析集合競價與連續競價何者具有較多之暫時性波動。採用10秒或10秒之倍數時間 (10秒、1分、5分) 爲固定時距, 是基於集合競價期間每10秒撮合一次, 而連續競價絕大多數之交易時距小於10秒。另一方面, 如同 Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 之觀點, 高頻資料存在賣賣價跳動等微結構雜訊。因此要觀察何種競價導致成交價在買賣價間跳動之情形較明顯, 可以比較以成交價與以買價爲基礎衡量波動性。[23] 若以成交價爲基礎衡量波動性時, 集合競價與連續競價之波動性差異較大, 而以買價 (bid price) 爲基礎衡量波動性時, 兩

[22] $\hat{\sigma}_{k*t} = \sqrt{k}\hat{\sigma}_t$, 例如 $\hat{\sigma}_{10*秒} = \sqrt{10}\hat{\sigma}_{秒}$。有關 time rule of square root 性質請參考 Tsay (2010)。

[23] 排除波動性中買賣價跳動之成份, 除了以買價爲基礎衡量波動性之外, 以賣價爲基礎或與以買賣價均數爲基礎的波動性也具相同效果。由於成交價等於買價或賣價之機率近似, 因此這3種方法之效果近似。

期刊資料庫

者波動性差異較小, 則可推知兩種競價制度之波動性差異有多少成份源於買賣價跳動 (微結構雜訊)。爲達此目的, 我們同時依據成交價與買價衡量波動性。

由於每秒波動是由每次交易報酬率絕對值 (波動性) 進行秒化 (每次交易報酬率絕對值/交易時距) 而得, 而每次交易僅有一個報酬率, 從而無法採用報酬率標準差衡量波動性。因此我們以報酬率絕對值衡量波動性, 採用絕對值之原因, 如同報酬率變異數採用報酬率差異平方一般, 是爲了避免正、反方向的價格變動相互抵銷。此外, 報酬率平方同樣具有防止正負方向波動相互抵銷之功能, 但由於兩種競價制度之都屬高交易頻率, 因此每次交易之報酬率相對微小, 平方後更爲微小, 因此我們以報酬率絕對值衡量波動性。在衡量每10秒、每1分鐘、每5分鐘之報酬率絕對值時, 我們採用的價格是用最接近10秒、1分鐘、5分鐘固定時點之價格。

綜合上述, 本研究同時依據成交價與買價衡量報酬率絕對值, 報酬率絕對值之衡量時距包括每秒、每10秒、每1分、每5分等4種固定時距。以成交價爲基礎之4種波動性 (報酬率絕對值) 爲: 每秒波動性 (absrps)、每10秒波動性 (absrp10s)、每1分鐘波動性 (absrpm)、每5分鐘波動性 (absrp5m); 以買價爲基礎之4種波動性 (報酬率絕對值) 分別爲: 每秒波動性 (absbrps)、每10秒波動性 (absrbp10s)、每1分鐘波動性 (absrbpm)、每5分鐘波動性 (absrbp5m)。以下分別就上述各種波動性之衡量方法進行說明。

3.2.1 以成交價為基礎之每秒、每10秒、每分、每5分的波動性衡量 (absr)

首先說明每秒波動性之衡量方法, 其衡量公式如式 (1) 所示。

$$\text{absrps}_t = \frac{|r_t|}{TI_t}。 \tag{1}$$

式 (1) 中 absrps_t 表示每秒波動性。$r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$, ln 表示自然對數, p_t 爲第 t 次交易之成交價格。TI_t 表示第 t 次與第 $t-1$ 次交易之時距 (time interval)。若一競價制度市場之 absrps_t 較低, 表示該競價制度之市場價格較穩定, 波動性較低。採用式 (1) 衡量每秒波動性, 主要原因是集合競價與連續競價的交易時距不同, 而報酬率絕對值 (波動性) 之大小通常

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

與時間之長度呈現正向比例關係。[24] 基於集合競價與連續競價的每次交易時距不同, 因此以每次交易之報酬率絕對值衡量波動性, 無法客觀比較集合競價與連續競價之波動性。

成交價爲基礎之每10秒、每分、每5分之波動性 (absr) 衡量, 是以最接近每10秒、每分、每5分等3種固定時點的成交價爲衡量基礎。其衡量方法如式 (2) 所示。

$$\text{absr}_t = |r_t|\text{。} \tag{2}$$

式 (2) 中 absr_t 表示第 t 個10秒 (1分, 5分) 之波動性。[25] $r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$, ln 表示自然對數, p_t 爲第 t 個10秒 (1分, 5分) 之成交價格。[26] 亦即若一競價制度市場之平均 absr 較低, 表示該競價制度市場之價格較穩定, 波動性較低。

3.2.2 以買價為基礎之每秒、每10秒、每分、每5分的波動性衡量 (absrb)

基於成交價之波動部分源於買價賣價跳動, 爲了淨化買賣價跳動因素之影響, 我們進一步採用買價 (bid price) 爲基礎之報酬率絕對值衡量波動性。首先說明每秒波動性之衡量方法, 其衡量公式如式 (3) 所示。

$$\text{absrbps}_t = \frac{|rb_t|}{\text{TI}_t}\text{。} \tag{3}$$

式 (3) 之 absrbps_t 是以買價爲基礎的每秒波動性。$rb_t = \ln(b_t) - \ln(b_{t-1})$, ln 表示自然對數, b_t 爲第 t 次交易撮合後尚未成交委託之最高買價 (爾後稱之爲買價)。TI_t 表示第 t 次與第 $t-1$ 次交易之時距。若一競價制度市場之 absrbps_t 較低, 表示在排除買賣價跳動因素後, 該競價制度之波動性較低。

[24] 其邏輯如同兩個不同時距之報酬率的標準差之關係 (time rule of square root): $\hat{\sigma}_{k*t} = \sqrt{k}\hat{\sigma}_t$。

[25] absr_t 也可表示爲第 t 次交易之波動性, 此時 $r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$, p_t 爲第 t 次之成交價格。由於每次交易時距不同, 因此無法以每次交易所得之波動性獲得客觀的比較結果。

[26] 每次交易可能不是剛好發生於10秒、1分或5分之時間倍數, 在交易不是發生於10秒、1分或5分之時間倍數時, 則以最接近10秒、1分或5分時間倍數之時間點的成交價爲衡量基礎。

國立政治大學 期刊資料庫

以買價爲基礎之每10秒、每分、每5分的波動性衡量 (absrb) 之衡量方法如式 (4) 所示。

$$\text{absrb}_t = |rb_t|\text{。} \tag{4}$$

式 (4) 中 absrb_t 表示第 t 個10秒 (1分, 5分) 以買價爲衡量基礎之波動性。$r_t = \ln(b_t) - \ln(b_{t-1})$, b_t 爲第 t 個10秒 (1分, 5分) 之買價。[27] 若一競價制度之平均 absrb 較低, 表示在排除買賣價跳動因素後, 該競價制度之波動性較低。[28]

我們運用 t 統計量進行集合競價與連續競價之各種時距的波動性均數檢定。爲了控制其他影響波動性之因素, 我們同時運用迴歸模型進行驗證。以下就各種實證迴歸模型之設定進行說明。

3.2.3 比較集合與連續競價之日內波動性差異, 及其差異是否受買賣價跳動與波動性衡量時距影響之迴歸模型設定

爲了獲得較客觀之實證結果, 需控制其他可能影響波動性之因素。價格波動通常是1個或數個升降單位 (tick), 因此價格波動 (報酬率絕對值) 會受升降單位大小之影響。由於台灣期貨市場之台指、小台指、電子指及金融指期貨的升降單位都固定 (分別爲1點、1點、0.05點及0.2點), 不隨價格改變而改變。因此同樣1個升降單位的價格變動, 在價格較低時會形成較高的報酬率絕對值; 在價格較高時會形成較低的報酬率絕對值。因此價格高低會影響報酬率絕對值之大小, 所以我們將價格 (P) 納爲控制變數。

文獻上 (例如 Nelson (1991)) 發現正面訊息與負面訊息, 對價格波動之影響程度不對稱, 負面訊息通常會引起較大的價格波動, 因此我們採用反映訊息方向的交易方向 (TD) 爲控制變數。另一方面從委託量角度而言, 正面的訊息通常伴隨較多的買單, 負面的訊息通常伴隨較多的賣單, 因此我們將反映買賣單差異的委託失衡 (OI) 納爲控制變數。此外, 價格波動通

[27] 每次交易可能不是剛好發生於10秒、1分或5分之時間倍數, 在交易不是發生於10秒、1分或5分之時間倍數時, 則以最接近10秒、1分或5分時間倍數之時間點的買價爲衡量基礎。

[28] absrb_t 也可表示爲第 t 次交易排除買賣價跳動因素後之波動性, 此時 $r_t = \ln(b_t) - \ln(b_{t-1})$, b_t 爲第 t 次之買價。由於每次交易時距不同, 因此依據每次交易所得之買價爲基礎的波動性, 同樣無法獲得客觀的比較結果。

期刊資料庫

常具有聚集性 (Engle, 1982; Bollerslev, 1986), 因此我們採用前一期之波動性爲控制變數。

Mendelson (1982) 模型顯示, 波動性隨委託密度上升而降低。由於委託密度高隱含深度 (Depth) 高, 因此採用深度爲控制變數。期貨市場之波動通常與現貨市場之波動有關, 本研究所用之台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨樣本, 其現貨都爲對應於台灣股市之相關指數, 因此我們將台灣股市之波動性 (SMV) 納爲控制變數。此外, 採用現貨市場之波動性爲控制變數尚有另一個好處: 可以控制競價制度改變前後總體環境或市場環境之不同。[29] 綜合上述考量, 實證模型設定如式 (5) 所示。

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 P_t + \beta_3 \mathrm{TD}_t + \beta_4 V_{t-1} + \beta_5 \mathrm{Depth}_t + \beta_6 \mathrm{OI}_t + \beta_7 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t。 \tag{5}$$

式 (5) 中 V_t 表示第 t 次交易之平均每秒波動性, V_t 包括兩種: 以成交價爲衡量基礎之每秒波動性 (absrps), 以及以買價爲衡量基礎之每秒波動性 (absrbps)。TM_t 爲判斷第 t 次交易交易是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於集合競價期間, 則 $\mathrm{TN}_t = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\mathrm{TN}_t = 0$。P_t 爲第 t 次交易之成交價 (取自然對數)。TD_t 是判斷交易方向 (漲跌) 之虛擬變數, 若第 t 次交易之成交價上漲, 則 $\mathrm{TD}_t = 1$; 若下跌則 $\mathrm{TD}_t = -1$; 若不變則 $\mathrm{TD}_t = 0$。V_{t-1} 爲第 $t-1$ 次交易之每秒波動性。Depth_t 爲第 t 次交易後之最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_t 爲第 t 次交易後之 (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價委託量與最低賣價委託量之均數。SMV_t 爲第 t 次交易當天台灣股票市場之報酬率之絕對值, ε_t 爲殘差項。

以每秒波動性做爲迴歸實證基礎, 原因是基於樣本期間連續競價每次交易之時距中位數爲2秒 (參見表1), 集合競價其交易時距中位數爲10秒 (每10秒撮合交易1次之結果)。因此, 若以2秒以上 (例如10秒、1分、5分) 之時距衡量的波動性進行迴歸, 將無法觀察到連續競價之買賣價跳動所致的暫時性波動; 若以10秒以上 (例如1分、5分) 之時距衡量的波動性進行

[29] 感謝審查委員提供納入現貨市場波動度爲控制變數之建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 主要變數之敘述統計量

	變數名稱	均數	標準差	最小值	最大值	第1四分位數	中位數	第3四分位數
整體樣本	成交價	3,614	1,902	166	6,266	3,872	4,443	4,805
	成交量	2.376	3.602	1	138	1	1	2
	交易時距	10.1	54.0	0	3,580	1	3	10
	報酬率	−0.0000013	0.00064	−0.075	0.049	−0.00023	0	0.00023
集合競	成交價	3,559	2,426	216.7	6,266	724.2	5,125	5,515
價期間	成交量	4.445	5.993	1	138	1	2	5
	交易時距	21.0	83.0	10	3,580	10	10	10
	報酬率	−0.0000036	0.00069	−0.043	0.049	−0.00019	0	0.00019
連續競	成交價	3,631	1,706	166	5,050	3,965	4,375	4,650
價期間	成交量	1.732	2.023	1	100	1	1	2
	交易時距	6.73	40.4	0	3,543	1	2	5
	報酬率	−0.0000006	0.00062	−0.075	0.043	−0.00023	0	0.00023
台指期貨	成交價	4,640	462	3,764	6,258	4,308	4,578	4,890
	成交量	3.006	4.629	1	138	1	1	3
	交易時距	5.9	45.1	0	3,580	1	2	5
	報酬率	−0.0000006	0.00052	−0.018	0.037	−0.00022	0	0.00022
小台指	成交價	4,738	513	3,766	6,266	4,345	4,649	5,009
數期貨	成交量	1.728	1.898	1	84	1	1	2
	交易時距	11.83	62.64	0	3,520	2	5	10
	報酬率	−0.0000013	0.00067	−0.017	0.024	−0.00023	0	0.00023
電子指	成交價	223	32	166	318	200.55	215.1	239.1
數期貨	成交量	1.757	1.697	1	60	1	1	2
	交易時距	12.95	54.05	0	3,580	2	9	10
	報酬率	−0.0000015	0.00076	−0.043	0.049	−0.00025	0	0.00025
金融指	成交價	700	63	551	827	642.4	703.1	755.2
數期貨	成交量	1.510	1.243	1	30	1	1	2
	交易時距	27.3	73.4	0	3,543	10	10	30
	報酬率	−0.0000052	0.00094	−0.075	0.043	−0.00029	0	0.00029

註: 表中的各變數統計量是由2002年4月29日至2002年10月28日期間, 台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料求得。各變數之衡量是以日內每次交易爲基礎。成交價 (指數) 之單位爲點, 成交量之單位爲口, 交易時距之單位爲秒, 報酬率爲原始數值 (未百分比化)。整體樣本共有1,155,804個觀察值。集合競價與連續競價之樣本期間的觀察值分別爲274,268個 (24%) 與81,536 (76%)。近月與次近月期貨之觀察值分別爲1,024,394個 (88.6%) 與131,410個 (11.4%)。4種期貨之觀察值分別爲: 台指期貨597,948個 (51.7%); 小台指期貨273,945個 (23.7%); 電子指期貨197,181個 (17.1%); 金融指期貨86,730個 (7.5%)。

臺灣大學學術期刊資料庫

迴歸, 將無法觀察到集合競價之買賣價跳動所致的暫時性波動。因此以每秒波動性做爲迴歸實證之基礎。

接著說明如何應用式 (5) 進行集合競價與連續競價波動性之差異檢定。以 TM 之係數 β_1 檢定集合競價之波動性是否較低, 若 β_1 顯著小於 0, 表示集合競價之市場波動性低於連續競價; 若 β_1 顯著大於 0, 表示集合競價之市場波動性高於連續競價; 若 β_1 不顯著則兩者波動性無差異。比較 V_t 爲以成交價和買價爲衡量基礎之兩種每秒波動性所得之 β_1 之大小, 以觀察集合競價與連續競價之波動性差異是否受買賣價跳動影響。以成交價爲衡量基礎之每秒、每 10 秒、每分、每 5 分等 4 種不同時距波動性所得之 β_1 的大小關係, 分析集合與連續競價之波動性差異是否受衡量時距之影響。

3.2.4 比較集合與連續競價之日內波動性差異是否受交易熱絡程度與交易時段影響的迴歸模型設定

我們以式 (6) 檢定集合與連續競價之波動性差異是否受交易熱絡程度之影響。

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 \mathrm{NMF}_t + \beta_3 \mathrm{TM}_t \times \mathrm{NMF}_t + \beta_4 Pt + \beta_5 \mathrm{TD}_t + \beta_6 V_{t-1} + \beta_7 \mathrm{Depth}_t + \beta_8 \mathrm{OI}_t + \beta_9 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t。 \quad (6)$$

式 (6) 中 V_t 表示以成交價爲衡量基礎之第 t 次交易的平均每秒波動性 (absrps)。NMF_t 爲判斷是否屬於近月期貨之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_t = 1$; 若屬於次近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_t = 0$。其餘變數定義同式 (5)。

以 $\mathrm{TM}_t \times \mathrm{NMF}_t$ 之係數 β_3, 檢定集合與連續競價之市場波動性差異在近月期貨是否較大。此外, 也可從台指、小台指、電子指及金融指四種交易熱絡程度不同之期貨商品之次樣本, 所得之 TM_t 係數 β_1, 觀察兩種競價制度之波動性差異, 在不同交易熱絡程度之商品中是否不同。

我們以式 (7) 檢定集合與連續競價之波動性差異是否受交易時段影響。

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 \mathrm{OC}_t + \beta_3 \mathrm{TM}_t \times \mathrm{OC}_t + \beta_4 P_t + \beta_5 \mathrm{TD}_t + \beta_6 V_{t-1} + \beta_7 \mathrm{Depth}_t + \beta_8 \mathrm{OI}_t + \beta_9 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t。 \quad (7)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

式 (7) 中 V_t 表示以成交價爲衡量基礎之第 t 次交易的平均每秒波動性 (absrps)。OC_t 是判斷是否屬於當日之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘的交易虛擬變數, 若第 t 次交易屬於當日之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘之交易, 則 $\mathrm{OC}_t = 1$; 若第 t 次交易不屬於當日交易之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘, 則 $\mathrm{OC}_t = 0$。其餘變數定義同式 (5)。以 $\mathrm{TM}_t \times \mathrm{OC}_t$ 之係數 β_3, 檢定集合與連續競價之市場波動性差異, 在開盤後與收盤前之兩個 15 分鐘時段是否較大。

3.2.5 比較集合與連續競價之日波動性差異

Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 都認爲高頻資料存在賣賣價跳動、價差等微結構雜訊 (microstructure noise), 因此建議採較長波動性衡量時距, 以排除微結構雜訊引起的暫時性波動。由此可知, 長時距之波動性不含微結構雜訊所致的暫時性波動, 因此若兩種競價制度在短時距波動性存在差異, 而在長時距波動性不存在差異, 則顯示兩種競價制度之短時距波動的差異是源於暫時性波動。爲了確認集合競價與連續競價之日內短時距的波動差異, 是否源於暫時性波動, 我們進一步比較集合競價與連續競價之日波動差異。實證模型設定如式 (8) 所示。

$$\begin{aligned} V_k = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_k + \beta_2 P_k + \beta_3 \mathrm{TD}_k + \beta_4 V_{k-1} + \beta_5 \mathrm{Depth}_k \\ & + \beta_6 \mathrm{OI}_k + \beta_7 \mathrm{SMV}_k + \varepsilon_k。 \end{aligned} \tag{8}$$

式 (8) 中的 V_k 表示第 k 日之波動性。第k日之波動性是以當日各時距之報酬率平方加總進行衡量。時距包括三種: 5分鐘、15分鐘、30分鐘。TM_k 爲判斷第 k 日是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 k 日屬於集合競價期間, 則 $\mathrm{TM}_k = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\mathrm{TM}_k = 0$。P_k 爲第 k 日收盤成交價 (取自然對數)。TD_k 是判斷第 k 日漲跌之虛擬變數, 若第 k 日收盤成交價高於前一日收盤成交價, 則 $\mathrm{TD}_k = 1$; 若低於前一日收盤成交價, 則 $\mathrm{TD}_k = -1$; 若相同則 $\mathrm{TD}_k = 0$。V_{t-1} 爲第 $k-1$ 日之波動性。Depth_k 爲第 k 日之深度, 以第 k 日各次交易後之平均深度衡量 Depth_k, 各次交易後之深度 = 最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_k

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

爲第 k 日之委託失衡, 以第 k 日各次交易後之平均委託失衡衡量 OI_k, 各次交易後之委託失衡 = (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價與最低賣價之委託量均數。SMV_k 爲第 k 日台灣股票市場報酬率之絕對值, ε_k 爲殘差項。

式 (5) 中的 TM 之係數 β_1 用於檢定兩種競價制度日內短時距之波動性差異; 式 (8) 中的 TM 之係數 β_1 用於檢定兩種競價制度日波動性之差異, 若式 (5) 中的 TM 之係數 β_1 顯著, 且式 (8) 中的 TM 之係數 β_1 不顯著, 則可推知集合競價與連續競價之日內短時距的波動差異, 是源於暫時性的波動。

4 實證結果分析

實證結果分析包含四個部分: 1. 比較集合競價與連續競價之日內波動性之高低, 2. 分析集合競價與連續競價日內波動性之差異原因, 3. 闡釋集合競價與連續競價之日內波動性差異在何種商品及時機較大, 4. 比較集合競價與連續競價之日波動性之高低。在分析上述四類實證結果之前, 我們先就主要變數之敘述統計量進行說明。

表1 呈現以日內每次交易爲基礎之變數統計量, 包括成交價、成交量、交易時距及報酬率等。各變數統計量是由 2002/4/29 至 2002/10/28 期間, 台灣期貨市場之近月與次近月的台指、小台指、電子指及金融指等期貨的所有日內交易資料求得。樣本共有 1,155,804 個觀察值。集合競價與連續競價之樣本期間的觀察值數量分別爲: 274,268 個 (24%) 與 81,536 (76%)。近月與次近月期貨之觀察值數量分別爲: 1,024,394 個 (88.6%) 與 131,410 個 (11.4%)。4 種期貨之觀察值數量分別爲: 台指期貨 597,948 個 (51.7%); 小台指期貨 273,945 個 (23.7%); 電子指期貨 197,181 個 (17.1%); 金融指期貨 86,730 個 (7.5%)。由台指、小台指、電子指及金融指等 4 種期貨的觀察值個數 (交易次數) 之比例約爲 8:4:2:1, 可知這 4 種期貨依據交易熱絡程度, 由高至低依序: 小台指、電子指、金融指, 且呈現近似倍數的遞減。若由到期月份觀察, 近月的交易次數約爲次近月之 8 倍。因此無論是從指數或到期月份區分交易熱絡程度, 各類商品的交易熱絡程度的差異都相當鮮明。從而我們能有效探討集合競價與連續競價之波動性差異與商品交易熱

臺灣大學學術期刊資料庫

絡程度之關係。

由表1可知集合競價樣本期間之均價格3,359, 連續競價樣本期間爲3,631。在交易時距方面, 我們可發現集合競價期間爲21秒約爲連續競價期間之6.7秒的3倍, 反映由每10秒競價撮合1次改爲連續競價導致交易頻率的增加。而由6個月樣本期間中台指、小台指、電子指及金融指之平均交易時距分別爲5.9秒、11.8秒、12.9秒、27秒, 也足以反映這4種期貨商品之交易熱絡程度之順序。

由表1可知樣本期間平均每次交易之成交量爲2.7口, 集合競價期間與連續競價期間每次交易之平均成交量分別爲4.4口與1.7口, 反映集合競價累積較長時間 (21秒 > 6.7秒) 的委託, 形成較大的成交量 (4.4口 > 1.7口), 而台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨, 每次交易之成交量中位數都爲1, 反映台灣期貨市場是以散戶爲主體之市場。由樣本資料得知樣本期間本國自然人之交易約佔整體期貨市場交易之90%。由表1可知, 集合競價期間與連續競價期間平均每次交易之報酬率分別爲爲 −0.00036% 及 −0.00006%, 都非常接近0, 顯示樣本期間期貨市場並無明顯漲跌之趨勢。

表2呈現以成交價爲基礎之每次交易波動性 (absr) 與每秒波動性 (absrps), 以及以買價爲基礎之每次交易波動性 (absrb) 與每秒波動性 (absrbps)。以成交價與買價爲基礎之每次波動性 (absr 與 absrb) 是由式 (2) 與式 (4) 衡量而得, 觀察值頻率是每次交易而非固定時距。以成交價與買價爲基礎之每秒波動性 (absrps 與 absrbps) 則由式 (1) 與式 (3) 衡量而得。

基於波動性與衡量時距成正比例關係 (time rule of sqare root), 因此比較集合競價之波動性是依據固定時距之波動性, 包括表2呈現之每秒波動性 (absrps 與 absrbps), 與表3呈現之每10秒、1分、5分之波動性。由表2整體樣本所得之結果可知, 在集合競價中以成交價及買價爲基礎的每秒波動性 (absrps 與 absrbps), 分別爲0.000028與0.000019; 顯著小於爲連續競價之0.000216與0.000076。亦即以成交價與買價爲基礎的連續競價每秒波動性, 約爲集合競價每秒波動性之8倍 (0.000216/0.000028) 與4倍 (0.000076/0.000019), 兩者差異值高達666%與296%。

從每次交易波動性也可發現類似之結果。由表2可知, 集合競價期間之

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 集合競價與連續競價之每次交易及每秒的波動性差異

		集合競價		連續競價		均數差異		
		均數	標準差	均數	標準差	差異值	差異%	t 值
整體	absr	0.00036	0.00059	0.00037	0.00050	−0.0000029**	−0.80	−2.32
樣本	absrb	0.00025	0.00053	0.00017	0.00054	0.0000840***	33.25	70.36
	absrps	0.000028	0.00004	0.000216	0.00037	−0.000188***	−665.96	−466.29
	absrbps	0.000019	0.00004	0.000076	0.00028	−0.000057***	−296.35	−174.96
台指	absr	0.00029	0.00049	0.00031	0.00040	−0.000018***	−6.25	−10.82
期貨	absrb	0.00021	0.00047	0.00011	0.00035	0.00010***	48.17	64.17
	absrps	0.000025	0.000035	0.000228	0.00034	−0.000204***	−820.56	−407.29
	absrbps	0.000018	0.000031	0.000070	0.00022	−0.000052***	−297.71	−149.36
小台	absr	0.00036	0.00055	0.00041	0.00053	−0.000053***	−14.54	−22.58
指數	absrb	0.00023	0.00046	0.00018	0.00049	0.00005***	20.78	23.29
期貨	absrps	0.000029	0.000040	0.000213	0.00038	−0.000184***	−643.71	−215.08
	absrbps	0.000018	0.000032	0.000075	0.00026	−0.000057***	−316.02	−90.72
電子	absr	0.00041	0.00068	0.00044	0.00059	−0.000037***	−9.17	−11.70
指數	absrb	0.00029	0.00063	0.00028	0.00084	0.0000079**	2.72	2.23
期貨	absrps	0.000032	0.000054	0.000199	0.00040	−0.000167***	−527.13	−151.13
	absrbps	0.000022	0.000049	0.000101	0.00041	−0.000078***	−350.67	−63.11
金融	absr	0.00047	0.00070	0.00054	0.00087	−0.000071***	−15.11	−13.27
指數	absrb	0.00032	0. 00062	0.00040	0.00104	−0.000078***	−24.15	−12.89
期貨	absrps	0.000031	0.000051	0.000147	0.00049	−0.000117***	−382.62	−50.86
	absrbps	0.000020	0.000042	0.000081	0.00039	−0.000061***	−298.52	−30.94

註: 表中的各變數統計量是由2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 台灣期貨市場之近月與次近月之台指、小台指、電子指及金融指等 4 種期貨的所有日內交易資料求得。 整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。 集合競價與連續競價之樣本期間的觀察值分別爲 274,268 個 (24%) 與 881,536 個 (76%)。 近月與次近月期貨之觀察值分別爲 1,024,394 個 (88.6%) 與 131,410 個 (11.4%)。4 種期貨之觀察值分別爲: 台指期貨 597,948 個 (51.7%); 小台指期貨 273,945 個 (23.7%); 電子指期貨 197,181 個 (17.1%); 金融指期貨 86,730 個 (7.5%)。absr 是以成交價爲基礎之每次交易的報酬率絕對值 (每次交易波動性); absrps 是以成交價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (每秒波動性)。absrb 是以買價 (bid) 爲基礎之每次交易的報酬率絕對值 (每次交易波動性), absrbps 是以買價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (每秒波動性)。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

每次交易波動性 (報酬率絕對值) 爲 0.00036, 近似於連續競價每次交易之波動性 0.00037, 兩者差異僅有 0.8%。但由表 1 可知, 集合競價每次交易之時距中位數爲 10 秒, 連續競價中位數爲 2 秒。類似 time rule of square root 之概念可知 $\text{absr}_{10\text{秒}} = |r_{10\text{秒}}| = 5|r_{2\text{秒}}|$。由此可知集合競價每次交易時距爲連續競價之 5 倍之情形下, 得到集合競價每次交易波動性略低於連續

臺灣大學學術期刊資料庫

競價每次交易波動性之結果, 隱含連續競價之波動性是集合競價之波動性的5倍以上, 此結果類似連續競價與集合競價每秒波動差異之666%。

將樣本依據4種期貨進行分類, 所得的結果都是集合競價之每秒波動性都顯著低於連續競價。由台指期貨之樣本所得結果是: 以成交價與買價爲基礎的連續競價每秒波動性, 約爲集合競價每秒波動性之9倍 (0.000228/0.000025) 與3.9倍 (0.000070/0.000018)。由小台指期貨之樣本所得之結果是: 以成交價與買價爲基礎的連續競價每秒波動性, 約爲集合競價每秒波動性之7倍 (0.000213/0.000029) 與4.2倍 (0.000075/0.000018)。由電子指數期貨之樣本所得結果是: 以成交價與買價爲基礎的連續競價每秒波動性, 約爲集合競價每秒波動性之6倍 (0.000199/0.000032) 與4.6倍 (0.000101/0.000022)。由金融指數期貨之樣本所得結果是: 以成交價與買價爲基礎的連續競價每秒波動性, 約爲集合競價每秒波動性之 4.7 倍 (0.000147/0.000031) 與4倍 (0.000081/0.000020)。

綜合上述表2之分析我們可得到3個結論: 1. 連續競價之每秒波動性 (absrps) 顯著高於集合競價, 連續競價之每秒波動性約爲集合競價之8倍。2. 導致連續競價每秒波動 (absrps) 顯著大於集合競價之關鍵因素是買賣價跳動, 在排除買賣價波動後, 連續競價之每秒波動性 (absrbps) 約爲集合競價之4倍。3. 交易熱絡程度越高之期貨商品, 連續競價每秒波動性 (absrps) 高於集合競價之幅度越大 (台指、小台指、電指子及金融指之差異倍數分別爲: 9、7、6、4.7), 其主要原因是交易越熱絡之商品的買賣價跳動之成份越大, 在排除買賣價成份後, 集合與連續競價之每秒波動性差異相似 (台指、小台指、電指子及金融指之差異倍數分別爲: 3.9, 4.2, 4.6, 4)。

圖1清晰的呈現述表2所得的3個結論: 1. 連續競價之每秒波動 (absrps, 黑色條形) 顯著高於集合競價 (absrps, 白色條形), 連續競價之每秒波動性 (absrps) 約爲集合競價之8倍 (黑色條形圖高度約爲白色條形圖之8倍); 2. 導致連續競價每秒波動 (absrps) 顯著大於集合競價之關鍵因素是買賣價跳動, 在排除買賣價波動後, 連續競價之每秒波動性 (absrbps) 約爲集合競價之4倍 (斜線條形圖高度約爲點狀條形圖之4倍); 3. 交易熱絡程度越高之期貨商品, 連續競價每秒波動性 (absrps, 黑色條形圖) 高於集合競價 (absrps, 白色條形圖) 之幅度越大, 其主要原因是交易越熱絡之商品

臺灣大學學術期刊資料庫

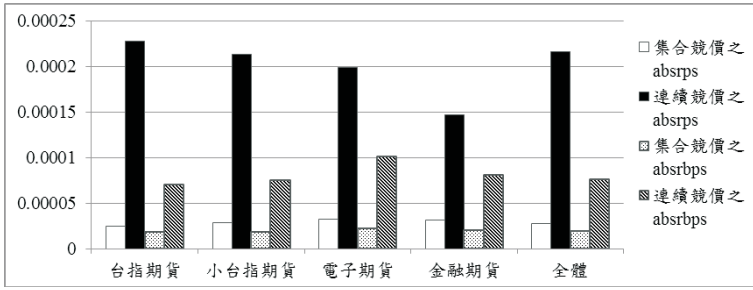


圖 1: 集合競價與連續競價之波動性差異

註: 樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月之台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨的所有日內交易資料。整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。absrps 是以成交價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (每秒波動性); absrbps 是以買價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (每秒波動性)。

的買賣價跳動之成份 (黑色條形圖與斜線條形圖之高度差異) 越大, 在排除買賣價成份後, 4 種期貨商品之集合與連續競價的每秒波動性 (absrbps) 差異相似 (斜線條形圖與點狀條形圖之差異)。

由表 3 呈現的迴歸結果同樣可以佐證表 2 所得之第 1 及第 2 點結論。以成交價爲衡量基礎之每秒波動性 (absrps) 所得之迴歸結果, 包括模型 1 與模型 2 (Model 1, Model 2)。其中 Model 1 是簡易迴歸模型; Model 2 爲完整模型。Model 1 與 Model 2 之 TM 的係數 β_1 分別爲 -0.00012 與 -0.00011, 兩個值相當接近, 都呈現顯著爲負。佐證表 2 所得之第 1 點結論: 集合競價之每秒波動性顯著低於連續競價。

本研究發現之集合競價波動性低於連續競價波動性之結果, 與 Chang et al. (1999), Pagano and Schwartz (2003), Chang et al. (2008), Kandel, Rindi, and Bosetti (2012), Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 之實證結果一致。從 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論而言, 本研究之結果隱含集合競價每 10 撮合交易 1 次, 比連續競價平均每 2 秒撮合交易 1 次, 更接近最適的交易撮合頻率。因爲每 10 秒撮合交易 1 次之集合競價之總價格波動 (均衡價值波動與暫時性波動之合計), 低於平均每 2 秒撮合 1 次之連續競價的總價格波動。

本研究獲得集合競價波動性較低之結果, 異於同樣以台灣期貨市場爲

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 集合與連續競價制度之每秒波動性差異與買賣價跳動迴歸結果

	absrps		absrbps	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Intercept	0.00011***	0.000059***	0.000078***	0.000071***
	(0.0000019)	(0.0000020)	(0.0000013)	(0.0000014)
TM	−0.00012***	−0.00011***	−0.000039***	−0.000041***
	(0.00000069)	(0.00000067)	(0.00000045)	(0.00000045)
P	0.0000047***	0.0000069***	−0.0000030***	−0.0000014***
	(0.00000024)	(0.00000025)	(0.00000017)	(0.00000017)
TD	−0.0000016***	−0.0000024***	−0.0000043***	−0.0000058***
	(0.00000051)	(0.00000048)	(0.00000033)	(0.00000033)
V_{t-1}	0.3342***	0.3218***	0.1149***	0.1129***
	(0.00088)	(0.00093)	(0.00087)	(0.00087)
Depth		0.000011***		−0.0000082***
		(0.00000038)		(0.00000027)
OI		−0.0000026***		−0.0000086***
		(0.00000029)		(0.00000021)
SMV		0.00075***		0.00032***
		(0.000021)		(0.000015)
N	1,155,023	1,012,159	960,327	947,919
Adj-R^2	0.1634	0.1680	0.0286	0.0320

註: 迴歸模型爲: $V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 P_t + \beta_3 \mathrm{TD}_t + \beta_4 V_{t-1} + \beta_5 \mathrm{Depth}_t + \beta_6 \mathrm{OI}_t + \beta_7 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t$。$V_t$ 表示第 t 次交易之平均每秒波動性, V_t 包括兩種: 以成交價爲衡量基礎之每秒波動性 (absrps), 以及以買價 (bid) 爲衡量基礎之每秒波動性 (absrbps)。TM_t 爲判斷第 t 次交易交易是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於集合競價期間, 則 $\mathrm{TM}_t = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\mathrm{TM}_t = 0$。P_t 爲第 t 次交易之成交價 (取自然對數)。TD_t 是判斷交易方向 (漲跌) 之虛擬變數, 若第 t 次交易之成交價上漲, 則 $\mathrm{TD}_t = 1$; 若下跌則 $\mathrm{TD}_t = -1$; 若不變則 $\mathrm{TD}_t = 0$。V_{t-1} 爲第 $t-1$ 次交易之每秒波動性。Depth_t 爲第 t 次交易後之最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_t 爲第 t 次交易後之 (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價委託量與最低賣價委託量之均數。SMV_T 爲第 t 次交易當天台灣股票市場之報酬率之絕對值, ε_t 爲殘差項。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

期刊資料庫

實證樣本之 Cheng and Kang (2007), Kuo and Li (2011)。可能的原因是 Cheng and Kang (2007) 採用10分鐘時距衡量波動性, 由於10分鐘之時距無法觀察到買賣價跳動與每次交易參與者較少所導致之暫時性波動。另一個可能原因是 Cheng and Kang (2007) 排除開收盤期間之資料, 而開收盤是兩種競價制度波動性差異較大之時段 (Chang et al. (1999) 與本文)。Kuo and Li (2011) 之實證結果與本文不同之原因, 可能是 Kuo and Li (2011) 採用每次交易報酬率爲基礎的波動性, 忽略波動性隨報酬衡量時距增加而增加之屬性, 由於集合競價之每次交易時距約爲連續競價之5倍, 若爲每次交易報酬率爲基礎衡量兩者之波動性, 容易導致集合競價波動性高於連續競價之結果。

表3同時呈現以買價爲基礎的每秒波動性 (absrbps), 模型1與模型2所得之 TM 係數 β_1 分別爲 -0.000039與 -0.000041, 兩者相當近似, 都呈現顯著爲負, 其值負的程度明顯小於成交價爲基礎所得之 TM 係數 β_1 分別爲 -0.00012與 -0.00011。因此, 再度支持表2所得之第2個結論: 導致連續競價每秒波動 (absrps) 顯著大於集合競價之關鍵因素是買賣價跳動。比較成交價與買價爲基礎之模型2所得之 TM 係數 β_1, 集合競價之暫時性波動低於連續競價, 63% ($= 1 - (0.000041/0.00011)$) 是源於買賣價跳動較少。而連續競價存在明顯買賣價跳動之實證結果, 支持 Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 之論點: 高頻資料存在賣賣價跳動等微結構雜訊, 在衡量真實波動性 (均衡價值之波動) 時, 需採較長波動性衡量時距。此外, 本研究發現每10秒撮合交易1次之集合競價的微結構雜訊明顯少於連續競價之結果, 提供另一個重要訊息: 即使採用撮合時距相當短之集合競價, 其微結構雜訊仍然明顯少於連續競價。換言之, 即使依據短撮合時距之集合競價形成之高頻資料估計波動性, 其高估幅度仍然遠低於採用連續競價高頻資料。

表4呈現另一個導致連續競價波動性高於集合競價之關鍵因素: 衡量波動性之時距。由表4之整體樣本結果可知, 在波動性衡量時距爲10秒時, 無論是以成交價或買價爲基礎, 連續競價之波動性都顯著高於集合競價。以成交價爲基礎時, 連續競價每10秒之波動性約爲集合競價之1.2倍 (0.0019/0.00016, 兩者差異約爲21%); 明顯低於每秒時的8倍 (800%), 以

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 集合與連續競價制度之各種時距波動性差異

			集合競價		連續競價		均數差異		
	時距	變數	均數	標準差	均數	標準差	差異值	差異%	*t* 值
整體樣本	10秒	absr	0.00016	0.00043	0.00019	0.00046	−0.000033***	−20.94	−41.78
		absrb	0.00011	0.00037	0.00014	0.00052	−0.000028***	−25.47	−34.67
	1分	absr	0.00049	0.00083	0.00048	0.00085	0.000014***	2.92	3.95
		absrb	0.00043	0.00078	0.00046	0.00105	−0.000029***	−6.76	−7.04
	5分	absr	0.0013	0.00171	0.0014	0.00177	−0.000032*	−2.41	−1.92
		absrb	0.0012	0.00166	0.0013	0.00211	−0.000097***	−7.78	−5.18
台指期貨	10秒	absr	0.00015	0.00036	0.00018	0.00039	−0.000033***	−22.49	−27.23
		absrb	0.00011	0.00033	0.00013	0.00046	−0.000023***	−21.09	−17.53
	1分	absr	0.00044	0.00078	0.00042	0.00078	0.000021***	4.69	3.39
		absrb	0.00041	0.00076	0.00040	0.00102	0.000010	2.47	1.39
	5分	absr	0.0012	0.00159	0.0013	0.00166	−0.000051*	−4.10	−1.79
		absrb	0.0012	0.00156	0.0013	0.00217	−0.000071**	−5.93	−2.06
小台指數期貨	10秒	absr	0.00015	0.00040	0.00020	0.00045	−0.000048***	−32.23	−34.43
		absrb	0.00010	0.00032	0.00013	0.00045	−0.000029***	−29.92	−22.20
	1分	absr	0.00045	0.00083	0.00046	0.00083	−0.000005	−1.15	−0.78
		absrb	0.00037	0.00073	0.00040	0.00094	−0.000028***	−7.41	−4.00
	5分	absr	0.0012	0.00168	0.0013	0.00170	−0.000096***	−7.69	−3.14
		absrb	0.0011	0.00157	0.0012	0.00197	−0.000106***	−9.42	−3.24
電子指數期貨	10秒	absr	0.00018	0.00051	0.00021	0.00049	−0.000033***	−18.42	−18.05
		absrb	0.00013	0.00047	0.00018	0.00064	−0.000042***	−31.25	−19.53
	1分	absr	0.00056	0.00089	0.00053	0.00084	0.000033***	5.87	4.21
		absrb	0.00051	0.00085	0.00056	0.00122	−0.000055***	−10.85	−5.57
	5分	absr	0.0015	0.00188	0.0015	0.00187	0.000017	1.17	0.46
		absrb	0.0014	0.00186	0.0015	0.00235	−0.000106**	−7.42	−2.38
金融指數期貨	10秒	absr	0.00015	0.00045	0.00016	0.00054	−0.000005**	−3.19	−2.40
		absrb	0.00011	0.00038	0.00012	0.00054	−0.000017***	−15.79	−8.65
	1分	absr	0.00053	0.00085	0.00052	0.00101	0.000014	2.62	1.53
		absrb	0.00044	0.00080	0.00050	0.00102	−0.000059***	−13.43	−6.39
	5分	absr	0.0014	0.00172	0.0014	0.00191	0.000041	2.89	1.03
		absrb	0.0013	0.00167	0.0014	0.00187	−0.000111***	−8.53	−2.80

註: 表中的各變數統計量是由2002年4月29日至2002年10月28日期間, 台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料求得。分別以10秒、1分、5分時距之報酬率絕對值衡量波動性。absr 分別代表以成交價爲基礎之每10秒、1分、5分的報酬率絕對值 (波動性), absrb 分別代表以買價 (bid) 爲基礎之每10秒、1分、5分的報酬率絕對值 (波動性)。集合與連續競價樣本期間之10秒、1分鐘、5分鐘之 absr 與 absrb 的觀察值觀察值數量近似, 就成交價爲衡量基礎之10秒、1分鐘、5分鐘之波動性 (absr) 而言, 在集合競價期間之整體樣本觀察值數量分別爲: 636,583、106,139、21,237, 台指期貨觀察值數量分別爲: 190,644、31,789、6,361; 小台指數期貨觀察值數量分別爲: 179,636、29,956、5,992; 電子指數期貨觀察值數量分別爲: 138,761、23,133、4,626; 金融指數期貨觀察值數量分別爲: 127,542、21,261、4,258。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

期刊資料庫

買價爲基礎時, 連續競價每10秒之波動性約爲集合競價之1.3倍 (0.0014/0.00011, 兩者差異約爲25%), 明顯低於每秒時的4倍 (400%)。由於以10秒爲波動性衡量時距時, 平均2秒撮合交易1次之連續競價, 其買賣進跳動導致之暫時性波動已經消弭殆盡, 因此導致兩種競價制度以成交價與買價爲基礎的波動差異相似 (21%與25%), 加上每次參與交易者較少導致成交價偏離均衡價值之暫時性波動, 也因衡量時距拉長而降低。因此以連續競價與集合競價以10秒爲時距之波動性差異 (21%與25%), 遠低於以每秒爲時距時的差異 (666%與296%)。在1分及5分之波動性衡量時距中, 集合競價與連續競價之波動性差異幅度介於1至11%, 明顯小於10秒之20至25%。顯示隨著衡量波動性之時距增加, 連續競價之暫時性波動隨之減少, 導致連續競價與集合競價之波動性差異縮小。

此外, 由表4呈現之結果可發現, 波動性隨衡量時距增長而增大之現象。例如就整體樣本以成交價爲基礎之波動性 (absr) 而言, 集合競價之10秒、1分及5分波動之平均數分別爲0.00016, 0.00049, 0.0013; 連續競價之10秒、1分及5分波動之平均數分別爲0.00019, 0.00048, 0.0014, 都可發現波動性隨衡量時距增長而增大之現象。

綜合表1之每秒波動與表4之每10秒、1分、5分之兩種競價制度波動差異變化情形, 我們可得到一個結論: 連續競價波動性高於集合競價之幅度隨著波動性衡量時距增加而呈現減少之趨勢。隱含連續競價具有較高波動性的另一個關鍵因素: 暫時性的波動。此結論也可從圖2中看出端倪。圖2顯示, 以10秒爲衡量時距所得之集合與連續競價之波動性差異幅度, 明顯大於以1分鐘及5分鐘爲衡量時距所得的波動性差異幅度。

表5呈現集合競價與連續競價不同時距之波動性的差異迴歸結果。由表5完整的模型2所得之迴歸結果而言, 以每秒、每10秒、每分、每5分波動性迴歸所得之 TM 係數 β_1 分別爲 −0.000110, −0.000032, 0.0000056, −0.000057, 其中每秒、10秒及5分波動性之 TM 係數 β_1 都呈現顯著爲負, 1分鐘則不顯著。由1秒、5秒及1分鐘波動性之 β_1 爲 −0.000110, −0.000032, 0.0000056 (不顯著異於0), 呈現快速遞減之現象, 顯示波動性衡量時距越長集合競價與連續競價之差異越小之現象。唯一特殊的是5分鐘波動性之 β_1 反轉爲負, 與上述推論並不一致, 這是有待釐清的現象。

臺灣大學學術期刊資料庫

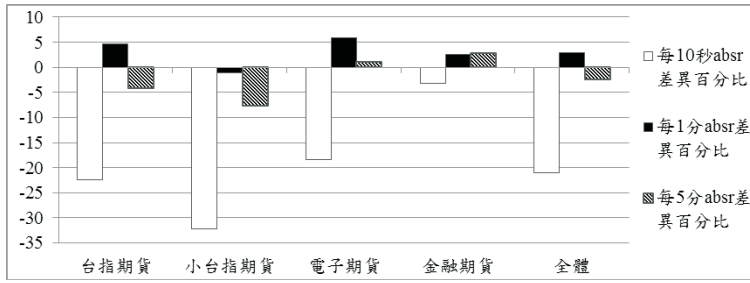


圖 2: 波動性衡量時距與兩種競價制度市場波動性差異之關係

註: 樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月之台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨的所有日內交易資料。整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。分別以 10 秒、1 分、5 分時距之報酬率絕對值衡量波動性 (absr, 表以成交價爲基礎)。圖形高度是以集合競價波動性減連續競價波動性, 因此條形圖在橫軸下方表示集合競價具有較低之波動性。

由每 10 秒波動性迴歸所得之 β_1 (−0.000032), 約爲每秒 β_1 (−0.000110) 之 30%, 顯示當波動性時距改爲 10 秒時, 連續競價之波動性已減少 71%, 這是因爲平均交易時距爲 2 秒之連續競價, 買賣價跳動導致的暫時性波動在 10 秒之波動性中已不復存在, 此結果呼應表 3 之結果: 集合競價之暫時性波動低於連續競價, 63% 是源於買賣價跳動較少。而波動性衡量時距由 1 秒增長爲 10 秒時, 價格偏離均衡價值引發之暫時性波動減少 8% (71%–63%), 當波動時距增長爲 1 分鐘時, 集合競價與連續競價之 10 秒之波動性差異 (29%) 已不復存在。因爲 1 分鐘之 β_1 不顯著, 隱含無兩種競價制度之 1 分鐘波動性無差異, 由此可推論當波動性衡量時距由 10 秒延長爲 1 分鐘時, 成交價格偏離均衡價值引發之暫時性波動減少 29%。

上述結果支持 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論: 交易撮合時距增長可減少每次交易參與者較少, 導致成交價格偏離均衡價值引發之暫時性波動。同時呼應 Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003) 及 Bandi and Russell (2006) 之論點: 高頻資料存在賣賣價跳動等微結構雜訊。

表6呈現各種期貨商品在集合競價與連續競價制度下的每秒波動性差異。由表6可知, 以成交價爲基礎之每秒波動性 (absrps), 兩種競價制度之

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 5: 集合與連續競價制度之各種時距的日內波動性差異迴歸結果

	每秒波動性 (*absrps*)		每10秒波動性 (*absrp*10*s*)		每1分波動性 (*absrpm*)		每5分波動性 (*absrp*5*m*)	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Intercept	0.00011***	0.000059***	0.00019***	0.00018***	0.00062***	0.00062***	0.0016***	0.0016***
	(0.0000019)	(0.0000020)	(0.0000022)	(0.0000023)	(0.00001)	(0.000011)	(0.000048)	(0.000051)
TM	−0.000120***	−0.000110***	−0.000025***	−0.000032***	0.000018***	0.0000056	−0.000026	−0.000057***
	(0.00000069)	(0.00000067)	(0.00000077)	(0.00000077)	(0.0000036)	(0.0000036)	(0.000016)	(0.000017)
P	0.0000047***	0.0000069***	−0.0000055***	−0.000010***	−0.000031***	−0.000042***	−0.000057***	−0.000078***
	(0.00000024)	(0.00000025)	(0.00000029)	(0.00000030)	(0.0000014)	(0.0000014)	(0.0000063)	(0.0000064)
TD	−0.0000016***	−0.0000024***	0.00000044	0.0000014*	−0.00000016	0.0000019	−0.0000067	−0.0000025
	(0.00000051)	(0.00000048)	(0.00000071)	(0.00000071)	(0.0000024)	(0.0000024)	(0.0000097)	(0.0000097)
V_{t-1}	0.3342***	0.3218***	0.2059***	0.1944***	0.1578***	0.1496***	0.1387***	0.1307***
	(0.00088)	(0.00093)	(0.00086)	(0.00088)	(0.0021)	(0.0022)	(0.0047)	(0.0048)
Depth		0.000011***		0.000065***		0.00013***		0.00022***
		(0.00000038)		(0.00000056)		(0.0000026)		(0.000012)
OI		−0.0000026***		−0.00000046		0.000000064		0.000019*
		(0.00000029)		(0.00000048)		(0.0000023)		(0.000010)
SMV		0.00075***		0.00084***		0.0016***		0.0049***
		(0.000021)		(0.000030)		(0.00014)		(0.00064)
N	1,155,023	1,012,159	1,297,398	1,223,686	216,649	204,175	42,739	40,286
Adj-R	0.1634	0.1680	0.0442	0.0576	0.0287	0.0428	0.0226	0.0341

註: 迴歸模型爲: $V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 P_t + \beta_3 \mathrm{TD}_t + \beta_4 V_{t-1} + \beta_5 \mathrm{Depth}_t + \beta_6 \mathrm{OI}_t + \beta_7 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t$。$V_t$ 表示第 t 次交易之平均每秒波動性, 是以成交價爲衡量基礎之每秒、每 10 秒、每分、每 5 分之波動性 (absrps, absrp10s, absrpm, absrp5m)。TM_t 爲判斷第 t 次交易交易是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於集合競價期間, 則 $\mathrm{TM}_t = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\mathrm{TM}_t = 0$。P_t 爲第 t 次交易之成交價 (取自然對數)。TD_t 是判斷交易方向 (漲跌) 之虛擬變數, 若第 t 次交易之成交價上漲, 則 $\mathrm{TD}_t = 1$; 若下跌則 $\mathrm{TD}_t = -1$; 若不變則 $\mathrm{TD}_t = 0$。V_{t-1} 爲第 $t-1$ 次交易之每秒波動性。Depth_t 爲第 t 次交易後之最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_t 爲第 t 次交易後之 (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價委託量與最低賣價委託量之均數。SMV_t 爲第 t 次交易當天台灣股票市場之報酬率之絕對值, ε_t 爲殘差項。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

臺灣大學 期刊資料庫

波動性差異在近月台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨中, 分別爲: −0.000207, −0.000186, −0.000169, −0.000113; 以買價爲基礎之每秒波動性 (absrbps), 兩種競價制度之波動性差異在近月台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨中, 分別爲 −0.000053, −0.000058, −0.000079, −0.000060。由上述結果我們可得到兩個結論: 1. 越熱絡的商品, 集合競價每秒波動性低於連續競價每秒波動性之幅度越大, 此結論與表2所得的第3個結論相同; 2. 排除買賣價跳動後的波動性 (absrbps), 集合競價波動性低於集合競價波動性之幅度明顯減少, 約爲原有之1/4到1/2, 且交易越熱絡的商品減少的幅度越大, 此結論與表2所得之第2個結論相同。

由表6可知, 以成交價爲基礎之每秒波動性 (absrps), 兩種競價制度之波動性差異在次近月台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨中, 分別爲: −0.000177, −0.000171, −0.000149, −0.000144; 以買價爲基礎之每秒波動性 (absrbps), 兩種競價制度之波動性差異在近月台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨中, 分別爲 −0.000047, −0.000052, −0.000068, −0.000068。由4種次近月期貨商品所得之集合競價與連續競價波動性差異, 其結構類似近月期貨。而相同期貨商品近月的期貨之連續與集合競價之波動性差異幅度, 通常大於其次近月期貨 (金融指數期貨例外), 因此由近月與次近月期貨的連續與集合競價波動性差異幅度可推知, 交易越熱絡之期貨, 集合競價波動性低於連續競價波動性之幅度越大。

上述由表6所得之結果, 也可由圖3獲得佐證。由圖3可知, 近月期貨商品之連續與集合競價的波動性差異, 通常大於次近月期貨 (金融指期貨例外); 而台指、小台指、電子指及金融指之連續與集合競價的波動性差異呈現遞減。上述兩種結果兩者都支持交易越熱絡之商品, 集合競價波動性低於連續競價波動性之幅度越大。

由表7呈現台指、小台指、電子指及金融指等4種期貨之每秒波動之迴歸結果。無論是模型1或模型2, 四種期貨商品之 TM 係數 β_1 都呈現顯著爲負, 表示各種期貨集合競價之波動性顯著低於連續競價。就模型1之結果而言, 而台指與小台指之 β_1 分別爲 −0.000086與 −0.000092; 其負的幅度大於電子指與金融指之 β_1 (分別爲 −0.000076與 −0.000075)。就模型2之結果而言, 而台指與小台指之 β_1 分別爲 −0.000070與 −0.000070;

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 各種期貨商品在集合與連續競價制度之波動性差異

		集合競價		連續競價		均數差異		
	變數	均數	標準差	均數	標準差	差異值	差異%	t 值
近月台指	absr	0.00025	0.00034	0.00030	0.00037	−0.000047***	−18.57	−36.31
	absrb	0.00018	0.00029	0.00010	0.00026	0.000076***	42.75	70.18
	absrps	0.000025	0.000034	0.000232	0.00034	−0.000207***	−824.30	−392.44
	absrbps	0.000017	0.000028	0.000070	0.00022	−0.000053***	−302.87	−144.24
次近月台指	absr	0.00051	0.00098	0.00037	0.00058	0.000144***	28.13	16.63
	absrb	0.00043	0.00100	0.00018	0.00070	0.000251***	58.09	27.60
	absrps	0.000023	0.000039	0.000200	0.00036	−0.000177***	−762.50	−114.13
	absrbps	0.000018	0.000043	0.000065	0.00024	−0.000047***	−262.78	−42.26
近月小台指	absr	0.00033	0.00042	0.00040	0.00047	−0.000068***	−20.82	−34.28
	absrb	0.00021	0.00033	0.00017	0.00040	0.000036***	17.64	22.17
	absrps	0.000029	0.000040	0.000215	0.00037	−0.000186***	−641.03	−209.20
	absrbps	0.000018	0.000031	0.000076	0.00025	−0.000058***	−316.39	−87.53
次近月小台指	absr	0.00064	0.00109	0.00055	0.00082	0.000085***	13.29	6.40
	absrb	0.00046	0.00102	0.00031	0.00095	0.000158***	34.10	12.04
	absrps	0.000025	0.000043	0.000196	0.00044	−0.000171***	−681.67	−58.59
	absrbps	0.000017	0.000040	0.000069	0.00028	−0.000052***	−302.94	−25.35
近月電子指	absr	0.00038	0.00050	0.00043	0.00055	−0.000054***	−14.28	−20.52
	absrb	0.00026	0.00041	0.00027	0.00065	−0.000001	−0.45	−0.45
	absrps	0.000032	0.000046	0.000201	0.00039	−0.000169***	−533.75	−147.57
	absrbps	0.000022	0.000038	0.000101	0.00038	−0.000079***	−358.82	−66.25
次近月電子指	absr	0.00070	0.00161	0.00055	0.00087	0.000147***	21.08	6.46
	absrb	0.00056	0.00160	0.00043	0.00175	0.000126***	22.64	4.72
	absrps	0.000032	0.000104	0.000180	0.00044	−0.000149***	−466.98	−37.32
	absrbps	0.000024	0.000110	0.000093	0.00063	−0.000068***	−280.66	−11.39
近月金融指	absr	0.00045	0.00062	0.00051	0.00066	−0.000063***	−14.11	−13.72
	absrb	0.00030	0.00050	0.00037	0.00084	−0.000073***	−24.59	−13.99
	absrps	0.000031	0.000052	0.000144	0.00036	−0.000113***	−362.70	−61.24
	absrbps	0.000021	0.000041	0.000080	0.00038	−0.000060***	−290.24	−28.63
次近月金融指	absr	0.00076	0.00131	0.00075	0.00169	0.000008	1.08	0.26
	absrb	0.00062	0.00136	0.00059	0.00184	0.000033	5.27	0.94
	absrps	0.000025	0.000046	0.000169	0.00097	−0.000144***	−587.76	−11.53
	absrbps	0.000019	0.000044	0.000086	0.00042	−0.000068***	−365.95	−11.74

註: 表中的各變數統計量是由2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 台灣期貨市場之近月與次近月之台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨的所有日內交易資料求得。整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。集合競價與連續競價之樣本期間的觀察值數量分別爲: 274,268 個 (24%) 與 881,536 (76%)。近月與次近月期貨之觀察值數量分別爲: 1,024,394 個 (88.6%) 與 131,410 個 (11.4%)。4 種期貨之觀察值數量分別爲: 台指期貨 597,948 個 (51.7%); 小台指期貨 273,945 個 (23.7%); 電子指期貨 197,181 個 (17.1%); 金融指期貨 86,730 個 (7.5%)。absr 是以成交價爲基礎之每次交易的報酬率絕對值 (波動性); absrps 是以成交價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (波動性)。absrb 是以買價 (bid) 爲基礎之每次交易的報酬率絕對值 (波動性), absrbps 是以買價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (波動性)。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

期刊資料庫

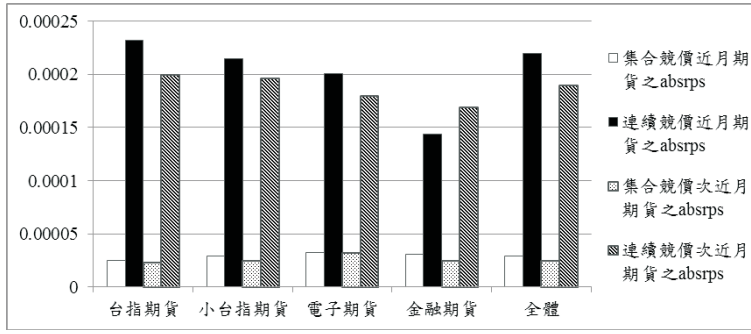


圖 3: 交易熱絡程度與兩種競價制度市場波動性差異之關係

註: 樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月之台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨的所有日內交易資料。整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。absrps 是以成交價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (每秒波動性)。

其負的幅度大於電子指與金融指之 β_1 (分別爲 −0.000061 與 −0.000061)。上述結果顯示, 相對於電子指與金融指期貨, 集合競價波動性低於連續競價之幅度在台指與小台指期貨較大, 隱含集合競價對穩定交易熱絡商品之波動性更佳。

由表 7 呈現之 4 種期貨之迴歸結果可知, 無論是模型 1 或模型 2 其 TM×NMF 之係數 β_3, 除了金融指期貨外, 台指、小台指及電子指之迴歸中的都呈現顯著爲負, 顯示集合競價波動性低於連續競價之幅度, 在近月期貨較明顯, 隱含集合競價對穩定交易熱絡商品之波動性更佳。綜合表 7 之結果我們可以得到一個結論: 交易較熱絡之商品採集合競價可獲得較佳的穩定市場效果。此結果與與 Mendelson (1982)、Madhavan (1992) 之理論不一致, 但與 Chang et al. (1999), Chang et al. (2008), Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 之實證結果一致。

圖 4 呈現每一交易日不同交易時段, 集合與連續競價波動性差異幅度之變化。橫軸是將臺灣期貨市場開盤至收盤 (8:45 至 13:45) 共 5 個小時之交易時間, 區分爲 20 個 15 分鐘時段。縱軸是波動性, 觀察日內各交易時段集合與連續競價之波動性幅度差異程度。由圖 4 可發現, 在開盤前的 45 分鐘 (3 各 15 分鐘時段) 與收盤前的 15 分鐘, 連續競價波動性高於集合競價之程度較大。而開盤與收盤時段通常屬於資訊不對稱程度較高的時段, 此

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 7: 商品交易熱絡程度與兩種競價制度每秒波動性差異之關係的迴歸結果

	全體		台指期貨		小台指期貨		電子指期		金融指期	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Intercept	0.000092***	0.000030***	0.0011***	0.00083***	0.0013***	0.00081***	0.00076***	0.00046***	0.00074***	0.00043***
	(0.0000021)	(0.0000022)	(0.000049)	(0.000051)	(0.000077)	(0.000078)	(0.00005)	(0.000048)	(0.00014)	(0.00010)
TM	−0.00011***	−0.000087***	−0.000086***	−0.000070***	−0.000092***	−0.000070***	−0.000076***	−0.000061***	−0.000075***	−0.000061***
	(0.0000020)	(0.0000019)	(0.0000031)	(0.0000031)	(0.0000045)	(0.0000045)	(0.0000056)	(0.0000053)	(0.0000085)	(0.0000061)
NMF	0.000016***	0.000030***	0.000022***	0.000032***	0.000016***	0.000035***	0.000015***	0.000027***	−0.000013***	−0.0000022
	(0.0000010)	(0.0000011)	(0.0000013)	(0.0000014)	(0.0000022)	(0.0000023)	(0.0000029)	(0.0000029)	(0.0000047)	(0.0000034)
TM × NMF	−0.000013***	−0.000032***	−0.000023***	−0.000041***	−0.000016***	−0.000043***	−0.000016***	−0.000029***	0.000015*	0.0000017
	(0.0000021)	(0.0000021)	(0.0000030)	(0.0000030)	(0.0000043)	(0.0000042)	(0.0000053)	(0.0000050)	(0.0000079)	(0.0000055)
P	0.0000047***	0.0000071***	−0.00012***	−0.000088***	−0.00014***	−0.000087***	−0.00012***	−0.000069***	−0.000097***	−0.000054***
	(0.00000024)	(0.00000025)	(0.0000058)	(0.0000061)	(0.0000092)	(0.0000093)	(0.0000093)	(0.0000090)	(0.000021)	(0.000015)
TD	−0.0000016***	−0.0000024***	−0.0000037***	−0.0000049***	−0.00000092	−0.0000016	−0.00000031	−0.00000063	0.0000021	0.0000020*
	(0.00000051)	(0.00000048)	(0.00000076)	(0.00000077)	(0.000001)	(0.00000098)	(0.0000012)	(0.0000011)	(0.0000016)	(0.0000011)
V_{t-1}	0.3339***	0.3210***	0.3693***	0.3713***	0.2837***	0.2830***	0.2852***	0.2613***	0.3412***	0.1904***
	(0.00088)	(0.00093)	(0.0012)	(0.0013)	(0.0018)	(0.0019)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0032)	(0.0031)
Depth		0.000010***		0.0000075***		0.000012***		0.0000035***		0.0000031**
		(0.00000038)		(0.00000052)		(0.00000094)		(0.0000011)		(0.0000014)
OI		−0.0000027***		−0.0000026***		−0.0000036***		−0.0000025***		−0.0000021**
		(0.00000029)		(0.00000038)		(0.00000067)		(0.00000078)		(0.0000010)
SMV		0.00088***		0.00094***		0.0011***		0.00034***		0.000929***
		(0.000021)		(0.000030)		(0.000045)		(0.000047)		(0.000064)
N	1,155,023	1,012,159	597,724	512,764	273,723	245,117	196,999	174,149	86,577	80,129
Adj-R^2	0.1636	0.1686	0.1846	0.1925	0.1379	0.1482	0.1305	0.1235	0.1403	0.0813

註: 迴歸模型爲 $V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 \mathrm{NMF}_t + \beta_3 \mathrm{TM}_t \times \mathrm{NMF}_t + \beta_4 P_t + \beta_5 \mathrm{TD}_t + \beta_6 V_{t-1} + \beta_7 \mathrm{Depth}_t + \beta_8 \mathrm{OI}_t + \beta_9 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t$。$V_t$ 表示第 t 次交易成交價爲衡量基礎之平均每秒波動性 (absrps)。TM_t 爲判斷交易是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於集合競價期間則 $\mathrm{TM}_t = 1$; 若屬於連續競價期間則 $\mathrm{TN}_t = 0$。NMF_t 爲判斷是否屬於近月期貨之虛擬變數,若第 t 次交易屬於近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_t = 1$; 若屬於次近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_t = 0$。P_t 爲第 t 次交易之成交價 (取自然對數)。TD_t 是判斷交易方向 (漲跌) 之虛擬變數, 若第 t 次交易之成交價上漲, 則 $\mathrm{TD}_t = 1$; 若下跌則 $\mathrm{TD}_t = -1$; 若不變則 $\mathrm{TD}_t = 0$。V_{t-1} 爲第 $t-1$ 次交易之每秒波動性。Depth_t 爲第 t 次交易後之最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_t 爲第 t 次交易後之 (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價委託量與最低賣價委託量之均數。SMV_t 爲第 t 次交易當天台灣股票市場之報酬率之絕對值, ε_t 爲殘差項。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

臺灣大學期刊資料庫

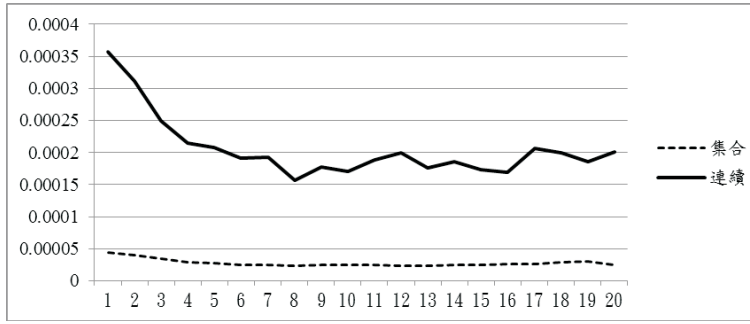


圖 4: 日內各交易時段與兩種競價制度市場波動性差異之關係

註: 樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月之台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨的所有日內交易資料。整體樣本共有 1,155,804 個觀察值。以成交價爲基礎的每秒報酬率絕對值 (absrps) 衡量每秒之波動性。將台灣期貨市場開盤至收盤 (8:45 至 13:45) 共 5 小時的交易時間, 區分爲 20 個 15 分鐘時段。

結果顯示, 在資訊不對稱較高之時段, 集合競價更具有穩定市場之功能。

爲了獲得更嚴謹之結果, 我們以迴歸驗證集合競價波動性低於連續競價波動性之幅度在開收盤時段較大。由表 8 可知, 無論是模型 1 或模型 2, 無論是全體樣本或是台指、小台指、電子指、金融指期貨, 所得之迴歸結果都顯示 TM × OC 係數 β_3 都呈現顯著爲負, 說明開盤後之第 1 個 15 分鐘時段與收盤前最後 1 個 15 分鐘時段, 集合競價之波動性低於連續競價之幅度, 顯著高於其他個時段。此結果與 Chang et al. (1999) 一致, 也呼應 Pagano and Schwartz (2003), Chang et al. (2008), Kandel, Rindi, and Bosetti (2012), Pagano, Peng, and Schwartz (2013) 等文獻之結論: 開盤或收盤由連續競價改爲集合競價後波動性降低。

表9、表 10 及表 11 是呈現集合競價與連續競價之日波動性的實證結果。[30] 表9是呈現集合競價與連續競價之日波動性差異檢定, 表9是對應於表 4 呈現之日內波動差異檢定。表 10 是呈現集合與連續競價制度之日波動性差異迴歸結果, 對應於表 5 呈現之日內 (每秒、10 秒、1 分、5 分) 波動差異迴歸結果, 惟基於篇幅考量, 表 10 之實證結果只依據完整模型 (Model 2) 進行實證。表 11 是呈現商品交易熱絡程度與兩種競價制度日波動性差

[30] 感謝審查委員提示進行集合競價與連續競價之日波動差異的實證。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 交易時段與兩種競價制度每秒波動性差異之關係的迴歸結果

	全體		台指期貨		小台指期貨		電子指期		金融指期	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Intercept	0.00010***	0.000053***	0.0011***	0.00081***	0.0013***	0.00081***	0.00079***	0.00051***	0.00079***	0.00044***
	(0.0000019)	(0.0000019)	(0.000048)	(0.000051)	(0.000077)	(0.000078)	(0.000049)	(0.000048)	(0.00013)	(0.000098)
TM	−0.00012***	−0.00011***	−0.00010***	−0.00010***	−0.000097***	−0.00010***	−0.000083***	−0.000079***	−0.000056***	−0.000056***
	(0.00000072)	(0.00000070)	(0.0000016)	(0.0000016)	(0.0000023)	(0.0000023)	(0.0000028)	(0.0000027)	(0.0000039)	(0.0000028)
OC	0.000061***	0.00061***	0.000052***	0.000052***	0.000083***	0.000082***	0.000072***	0.000068***	0.000054***	0.000044***
	(0.0000010)	(0.0000010)	(0.0000013)	(0.0000014)	(0.0000021)	(0.0000022)	(0.0000027)	(0.0000028)	(0.0000051)	(0.0000038)
TM × OC	−0.000056***	−0.000056***	−0.000048***	−0.000050***	−0.000077***	−0.000077***	−0.000064***	−0.000060***	−0.000047***	−0.000034***
	(0.0000022)	(0.0000021)	(0.0000035)	(0.0000035)	(0.0000043)	(0.0000042)	(0.0000050)	(0.0000047)	(0.0000076)	(0.0000054)
P	0.0000046***	0.0000069***	−0.00012***	−0.000084***	−0.00014***	−0.000083***	−0.00012***	−0.000075***	−0.00011***	−0.000057***
	(0.00000024)	(0.00000025)	(0.0000058)	(0.0000060)	(0.0000092)	(0.0000093)	(0.0000093)	(0.0000089)	(0.000021)	(0.000015)
TD	−0.0000016***	−0.0000024***	−0.0000037***	−0.0000049***	−0.00000086	−0.0000016	−0.00000038	−0.00000068	0.0000020	0.0000019*
	(0.00000050)	(0.00000048)	(0.00000076)	(0.00000076)	(0.0000010)	(0.00000098)	(0.0000012)	(0.0000011)	(0.0000016)	(0.0000011)
V_{t-1}	0.330***	0.3173***	0.366***	0.3689***	0.277***	0.2766***	0.281***	0.2572***	0.340***	0.1883***
	(0.00088)	(0.00093)	(0.0012)	(0.0013)	(0.0018)	(0.0019)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0032)	(0.0031)
Depth		0.000010***		0.0000074***		0.000012***		0.0000028***		0.0000029**
		(0.00000038)		(0.00000052)		(0.00000093)		(0.0000011)		(0.0000014)
OI		−0.0000025***		−0.0000023***		−0.0000037***		−0.0000021***		−0.0000022**
		(0.00000029)		(0.00000038)		(0.00000067)		(0.00000078)		(0.0000010)
SMV		0.00076***		0.00079***		0.00097***		0.00024***		0.00093***
		(0.000021)		(0.000029)		(0.000044)		(0.000046)		(0.000063)
N	1,155,023	1,012,159	597,724	512,764	273,723	245,117	196,999	174,149	86,577	80,129
Adj-R^2	0.1661	0.1708	0.1864	0.1938	0.1426	0.1523	0.1334	0.1261	0.1414	0.0830

註: 迴歸模型爲 $V_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_t + \beta_2 \mathrm{OC}_t + \beta_3 \mathrm{TM}_t \times \mathrm{OC}_t + \beta_4 P_t + \beta_5 \mathrm{TD}_t + \beta_6 V_{t-1} + \beta_7 \mathrm{Depth}_t + \beta_8 \mathrm{OI}_t + \beta_9 \mathrm{SMV}_t + \varepsilon_t$。$V_t$ 表示第 t 次交易成交價爲衡量基礎之平均每秒波動性 (*absrps*)。TM_t 爲判斷交易是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 t 次交易屬於集合競價期間則 $\mathrm{TM}_t = 1$; 若屬於連續競價期間則 $\mathrm{TM}_t = 0$。OC_t 是判斷是否屬於當日之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘的交易虛擬變數, 若第 t 次交易屬於當日之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘的交易, 則 $\mathrm{OC}_t = 1$; 若第 t 次交易不屬於當日交易之第 1 個或最後 1 個 15 分鐘, 則 $\mathrm{OC}_t = 0$。P_t 爲第 t 次交易之成交價 (取自然對數)。TD_t 是判斷交易方向 (漲跌) 之虛擬變數, 若第 t 次交易之成交價上漲, 則 $\mathrm{TD}_t = 1$; 若下跌則 $\mathrm{TD}_t = -1$; 若不變則 $\mathrm{TD}_t = 0$。V_{t-1} 爲第 $t-1$ 次交易之每秒波動性。Depth_t 爲第 t 次交易後之最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_t 爲第 t 次交易後之 (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價委託量與最低賣價委託量之均數。SMV_t 爲第 t 次交易當天台灣股票市場之報酬率之絕對值, ε_t 爲殘差項。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

臺灣大學期刊資料庫

表 9: 集合競價與連續競價之日波動性差異

	時距	集合競價		連續競價		均數差異		
	(分)	均數	標準差	均數	標準差	差異值	差異%	t 值
台指	5	0.000237	0.000126	0.000254	0.000170	−0.0000170	−7.18	−0.85
期貨	15	0.000230	0.000130	0.000236	0.000190	−0.0000055	−2.39	−0.25
	30	0.000200	0.000153	0.000200	0.000163	0.0000004	0.20	0.02
小台	5	0.000241	0.000181	0.000266	0.000190	−0.0000247	−10.25	−0.99
指數	15	0.000221	0.000166	0.000246	0.000181	−0.0000245	−11.08	−1.05
期貨	30	0.000175	0.000158	0.000206	0.000177	−0.0000306	−17.48	−1.36
電子	5	0.000313	0.000259	0.000310	0.000221	0.0000026	0.83	0.07
指數	15	0.000296	0.000251	0.000297	0.000232	−0.0000009	−0.30	−0.02
期貨	30	0.000259	0.000272	0.000262	0.000239	−0.0000027	−1.04	−0.07
金融	5	0.000277	0.000194	0.000305	0.000687	−0.0000282	−10.18	−0.34
指數	15	0.000276	0.000230	0.000289	0.000687	−0.0000125	−4.53	−0.15
期貨	30	0.000227	0.000213	0.000256	0.000694	−0.0000285	−12.53	−0.34

註: 表中呈現集合與連續競價制度之日波動性均數檢定。特定交易日之波動性是以當日各時距之報酬率平方加總進行衡量。時距包括5 分鐘、15 分鐘、30 分鐘等三種。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日期間, 樣本包括台灣期貨市場之近月與次近月之台指、小台指、電子指及金融指等 4 種期貨的所有日內交易資料求得。

異之關係的迴歸結果, 對應於表 7 呈現之每秒波動差異迴歸結果, 同樣基於篇幅考量, 表 11 僅呈現採用全體樣本依據完整模型 (Model 2) 所得之結果。由於日波動無法進一步區分開盤與收盤時段, 從而日波動之實證部分, 並無類似表 8 之交易時段與兩種競價制度每秒波動性差異之關係的迴歸結果。

由表 9 呈現之集合與連續的日波動性均數差異檢定結果可知, 儘管集合競價之日波動性傾向低於連續競價, 但都不顯著。表 10 與表 11 呈現用以檢定集合競價是否低於連續競價之 TM 係數 β_1, 雖然都爲負, 但也都不顯著, 綜合日波動之實證結果所得的結論: 集合競價與連續競價之日波動差異不顯著。此結果猶如 Andersen et al. (2001), Andersen et al. (2003), Bandi and Russell (2006) 之論點: 高頻資料存在賣賣價跳動等微結構雜訊。日波動的實證結果呼應前面陳述之日內波動實證結果: 集合競價之暫時性波動低於連續競價, 63% 是源於買賣價跳動較少。由於連續競價平均每2 秒交易 1 次, 當衡量波動性之時距拉長時, 買賣價跳動導致波動性較高

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 集合與連續競價制度之日波動性差異迴歸結果

日波動性衡量時距	5分	15分	30分
Intercept	0.00026***	0.00022***	0.00024***
	(0.000043)	(0.000043)	(0.000045)
TM	−0.00000030	0.0000075	0.0000057
	(0.000013)	(0.000013)	(0.000014)
P	−0.000015***	−0.000016***	−0.000018***
	(0.0000052)	(0.0000052)	(0.0000055)
TD	0.000014**	0.0000087	0.0000026
	(0.0000069)	(0.0000069)	(0.0000073)
V_{t-1}	0.3074***	0.2978***	0.1468***
	(0.0347)	(0.0341)	(0.0358)
Depth	0.0000098	0.000026**	0.000027**
	(0.000013)	(0.000013)	(0.000013)
OI	−0.000021	−0.000081*	−0.00011**
	(0.000045)	(0.000047)	(0.000049)
SMV	0.0021***	0.0035***	0.0035***
	(0.00050)	(0.00050)	(0.00053)
N	708	705	705
Adj-R^2	0.1454	0.1820	0.1096

註: 迴歸模型爲: $V_k\beta_0 + \beta_1 \text{TM}_k + \beta_2 P_k + \beta_3 \text{TD}_k + \beta_4 V_{k-1} + \beta_5 \text{Depth}_k + \beta_6 \text{OI}\beta_k + \beta 7 \text{SMV}_k + \varepsilon_k$。$V_k$ 表示第 k 日之波動性。第 k 日之波動性是以當日各時距之報酬率平方加總進行衡量。時距包括三種: 5分鐘、15分鐘、30分鐘。TM_k 爲判斷第 k 日是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 k 日屬於集合競價期間, 則 $\text{TM}_k = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\text{TM}_k = 0$。P_k 爲第 k 日收盤成交價 (取自然對數)。TD_k 是判斷第 k 日漲跌之虛擬變數, 若第 k 日收盤成交價高於前一日收盤成交價, 則 $\text{TD}_k = 1$; 若低於前一日收盤成交價, 則 $\text{TD}_k = -1$; 若相同則 $\text{TD}_k = 0$。V_{t-1} 爲第 $k-1$ 日之波動性。Depth_k 爲第 k 日之深度, 以第 k 日各次交易後之平均深度衡量 Depth_k, 各次交易後之深度=最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_k 爲爲第 k 日之委託失衡, 以第 k 日各次交易後之平均委託失衡衡量 OI_k, 各次交易後之委託失衡 = (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價與最低賣價之委託量均數。SMV_k 爲第 k 日台灣股票市場報酬率之絕對值, ε_k 爲殘差項。樣本期間爲2002年4月29日至2002年10月28日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 11: 商品交易熱絡程度與兩種競價制度日波動性差異之關係的迴歸結果

日波動性衡量時距	5分	15分	30分
Intercept	0.00023***	0.00020***	0.00024***
	(0.000046)	(0.000045)	(0.000048)
TM	0.0000049	0.0000091	0.00000035
	(0.000020)	(0.000020)	(0.000021)
NMF	0.000043*	0.000035	0.0000049
	(0.000024)	(0.000023)	(0.000025)
TM × NMF	−0.000013	−0.0000056	0.0000090
	(0.000027)	(0.000027)	(0.000028)
P	−0.000011**	−0.000013**	−0.000018***
	(0.0000055)	(0.0000055)	(0.0000058)
TD	0.000014**	0.0000090	0.0000028
	(0.0000069)	(0.0000069)	(0.0000073)
V_{t-1}	0.3012***	0.2913***	0.1449***
	(0.0349)	(0.0343)	(0.0360)
Depth	−0.000013	0.0000062	0.000021
	(0.000017)	(0.000017)	(0.000018)
OI	−0.000036	−0.000094**	−0.00011**
	(0.000046)	(0.000047)	(0.000050)
SMR	0.0023***	0.0036***	0.0036***
	(0.00051)	(0.00051)	(0.00054)
N	708	705	705
Adj-R^2	0.1476	0.1830	0.1074

註: 迴歸模型爲: $V_k = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{TM}_k + \beta_2 \mathrm{NMF}_t + \beta_3 \mathrm{TM}_t \times \mathrm{NMF}_t + \beta_4 P_k + \beta_5 \mathrm{TD}_k + \beta_6 V_{k-1} + \beta_7 \mathrm{Depth}_k + \beta_8 \mathrm{OI}_k + \beta_9 \mathrm{SMV}_k + \varepsilon_k$。$V_k$ 表示第 k 日之波動性。第 k 日之波動性是以當日各時距之報酬率平方加總進行衡量。時距包括三種: 5分鐘、15分鐘、30分鐘。TM_k 爲判斷第 k 日是否屬於集合競價期間之虛擬變數, 若第 k 日屬於集合競價期間, 則 $\mathrm{TM}_k = 1$; 若屬於連續競價期間, 則 $\mathrm{TM}_k = 0$。NMF_k 爲判斷是否屬於近月期貨之虛擬變數, 若屬於近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_k = 1$; 若屬於次近月期貨之交易則 $\mathrm{NMF}_t = 0$。P_t 爲第 k 日收盤成交價 (取自然對數)。TD_k 是判斷第 k 日漲跌之虛擬變數, 若第 k 日收盤成交價高於前一日收盤成交價, 則 $\mathrm{TD}_k = 1$; 若低於前一日收盤成交價, 則 $\mathrm{TD}_k = -1$; 若相同則 $\mathrm{TD}_k = 0$。V_{t-1} 爲第 $k-1$ 日之波動性。Depth_k 爲第 k 日之深度, 以第 k 日各次交易後之平均深度衡量 Depth_k, 各次交易後之深度=最高買價委託量與最低賣價委託量之均數 (取自然對數); OI_k 爲爲第 k 日之委託失衡, 以第 k 日各次交易後之平均委託失衡衡量 OI_k, 各次交易後之委託失衡 = (最高買價委託量 − 最低賣價委託量)/最高買價與最低賣價之委託量均數。SMV_k 爲第 k 日台灣股票市場報酬率之絕對值, ε_k 爲殘差項。樣本期間爲 2002 年 4 月 29 日至 2002 年 10 月 28 日, 樣本資料爲台灣期貨市場之近月與次近月的台指期貨、小台指期貨、電子指期貨、金融指期貨之所有日內交易資料。括弧內之數值爲各迴歸係數之標準誤。*, **, *** 分別表示在顯著水準爲0.1, 0.05, 0.01下顯著。

臺灣大學 期刊資料庫

的現象也隨之減緩, 尤其是以日爲波動性衡量時距時, 集合競價與連續競價之波動差異幾乎消失殆盡。

此外, Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之模型顯示交易時距較長時, 每次交易的參與者較多, 形成之價格偏離均衡價值之幅度較低, 因此可以減少暫時性波動。由此可知, 依據每次交易爲基礎衡量的每秒波動, 或採較短之固定時距 (例如每秒或10秒), 才能有效觀察到在連續競價下, 每次交易之參與者較少, 導致較多暫時性的價格波動之現象。因此以每秒或10秒衡量波動時, 集合競價之波動顯著低於連續價價; 但以較長時距 (1日) 衡量波動性時, 此種反映於每次或短時間的暫時性價格波動已不復存在, 形成集合競價與連續競價之波動差異不顯著之結果。

Pagano and Schwartz (2003) 認爲由於集合競價彙整較多的委託, 其形成之價格較接近均衡價值; 而連續競價是依據委託到達順序形成價格, 而在極短時間內 (例如1秒或小於1秒) 新到達的委託, 可能僅反映特定投資者或極少數投資者的信念, 這些信念可能是隨機而不是資訊, 從而容易形成暫時性的波動。從 Pagano and Schwartz (2003) 之觀點, 可推知集合競價與連續競價之波動性差異, 僅有在較短時距之波動性才觀察得到。

5 結論與討論

本研究依據台灣期交所提供之486萬筆日內交易資料易及688萬筆委託資料, 分析集合競價與連續競價波動性差異原因, 同時探討何種商品與何種時機較適合採用何種交易機制之課題。主要是利用台灣期貨市場盤中交易制度在2002年7月29日, 由每10秒撮合1次之集合競價改爲連續競價之機會進行實證。

結果發現集合競價波動性低於連續競價波動性的兩個關鍵原因是: 1. 集合競價的買賣價跳動 (bid ask bounce) 情形較緩和, 2. 集合競價每次交易之參與者較多, 成交價格偏離均衡價值之幅度較低。同時發現集合競價穩定市場價格之功能優於連續競價, 在下列兩種情境下更爲顯著: 1. 資訊不對稱程度較高時 (例如開盤時期及收盤時期), 2. 交易較熱絡之商品 (例如近月期貨與台指期貨)。

臺灣大學學術期刊資料庫

集合競價在資訊不對稱較高時, 具有較佳的穩定市場效果, 解釋何以多數股市採集合競價形成開盤價, 也說明爲何市場處於不穩定狀態時採行暫停交易措施之源由, 因爲在開盤時與市場處於震盪不安時期, 資訊不對稱程度較高。此外, 由 Garbade and Silber (1979) 與 Mendelson (1982) 之理論可推知, 資訊不對稱程度較大時較適合採用集合競價。因爲資訊不對稱較大時, 交易者對價格之信念差異較大, 僅少數參與者之交易形成的價格, 較容易偏離均衡價值, 產生較多的暫時性價格波動。

一般人的認知是連續競價之價格反映資訊的速度較快, 因爲在連續競價下交易持續進行, 價格持續的形成, 持續的反映新資訊。Goldman and Sosin (1979) 認爲當資訊傳播充分不確定時, 連續交易之定價誤差 (價格偏離均衡價值) 較大。由 Goldman and Sosin (1979) 之論點可知: 若資訊傳播正確性與穩定性較高, 則連續競價具有快速反映資訊之優點; 若資訊傳播正確性與穩定性較低, 則連續競價之定價誤差較大, 反而產生較多的暫時性波動。其論點隱含以散戶爲主市場、開收盤時段、金融危機、發生重大政治經濟事件時期時, 由於資訊傳播的正確性與穩定性相對較低, 從而連續競價反而容易產生較多的定價誤差, 而導致較大的價格波動。

台灣期貨市場實施連續競價, 對各類市場參與者利弊不一。Admati and Pfleiderer (1988) 之理論顯示流動性交易者 (liquidity trader) 爲了分散資訊不對稱之風險, 會選擇在參與交易者較多的時段進行交易; 資訊交易者 (informed trader) 爲了達成運用資訊優勢, 獲取較多利益的目的, 也會選擇較多交易參與者之時段進行交易。由 Admati and Pfleiderer (1988) 之論點可推知, 集合競價之交易撮合時距較長, 能匯集較多的交易參與者及委託, 因此較能讓知訊交易者掩飾資訊充分獲利, 也較能讓流動性交易者分散資訊不對稱的風險, 同時也讓雜訊交易者 (noise trader) 的逆選擇成本較低 (Kyle, 1985; Schnitzlein, 1996; Pagano and Röel, 1996)。由此可知, 集合競價對資訊交易者、流動性、雜訊交易者都具吸引力。

集合競價對資訊交易者、流動性、雜訊交易者都具吸引力之論點, 可由收盤改爲連續競價後, 收盤前的連續競價的成交量, 顯著移往收盤的集合競價 (Kandel, Rindi, and Bosetti, 2012) 獲得佐證。也反映於知訊交易者在連續競價下, 喜歡將大型委託分割成中型委託, 逐步完成交易 (Stealth-

臺灣大學學術期刊資料庫

trading) 之行爲 (Chakravarty, 2001; Pagano and Schwartz, 2003)。因爲在連續競價下, 每次可完成的交易量較少, 每單位之交易引起的價格衝擊較大, 知訊交易者爲了避免大的委託買 (賣) 單導致價格大幅上升 (下跌), 而付出較大的交易成本, 使得獲利減少, 從而採分割委託方式完成交易。這種行爲也佐證 Economides and Schwartz (1995) 的主張: 投資人最需要的可能不是立即完成交易, 而是較低的交易成本。

實施連續競價對造市者而言也是利弊不一。由於期貨造市者爲券商 (專業期貨商), 因此相對於散戶而言, 較具資訊優勢。若造市者爲知訊者, 則延長撮合時距之利弊如同前述之知訊者, 但延長交易撮合時距, 使得平均每單位時間之交易量減少, 也導致其經由買賣價差所獲得之利益減少。因此, 對造市者而言, 連續競價增加面對資訊交易者之風險, 但也因成交量增加, 使得經由買賣價差所獲得之利益也隨之增加。相對集合競價, 連續競價之成交量通常較大 (Amihud, Mendelson, and Lauterbach, 1997; Kalay, Li, and Wohl, 2002), 成交量較多可增加期貨經記商之手續費收入, 而價格動較大, 對其期貨經記商之影響相對較少, 因此對期貨經記商而言, 連續競價可能相對有利。

採用連續競價導致較多的交易量, 同時也可增加政府交易稅的收入, 但政府或期貨市場主管機構 (金管會) 的目標不僅是增加交易稅的收入, 也包括金融市場的穩定與多數投資人 (尤其是以散戶爲主的期貨市場) 的福祉。此外, 成交量增加也有助於提升期貨交易所之獲利, 使其得以彰顯其經營成效, 如同政府之立場, 期貨交易所之目標並不僅止於獲利, 而也有責任兼顧市場之穩定、謀求多數投資人之福祉。

一般的認知是期貨市場具有價格發現的功能, 期貨市場的價格通常會影響現貨市場之價格。因此實施連續競價導致期貨市場之價格較容易偏離均衡價值, 引起較多的暫時性波動之現象, 對現貨市場而言可能也有其負面作用。因金融市場之波動通常具有聚集性 (Engle, 1982; Bollerslev, 1986), 因此較多的暫時性波動起源, 也較可能引發較多的波動, 導致金融市場的不穩定。尤其在資訊不對稱程度較高的時期, 例如處於金融危機、發生重大政治經濟事件時期、以及市場較不成熟 (例如以散戶爲主) 階段, 從而這些現象也是主管機構訂定競價制度需要留意之處。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

丘駿飛, 劉維琪, 與吳欽杉 (1995), “台灣證券市場交易機制對股價之影響,” 《中山管理評論》, 3, 51–79。(Chiu, Jiun-Fei, Victor W. Liu, and Chin-Shun Wu (1995), “The Impact of Trading Mechanism in Taiwan Stock Market on Stock Price,” *Sun Yat-Sen Management Review*, 3, 51–79.)

邱正仁與詹場 (1992), “資訊科技對台灣證券市場變動性之影響,” 《會計評論》, 26, 24–46。(Chiou, Jeng-Ren, and Chang Chan (1992), “The Impact of Information Technology on the Volatility of Taiwan Stock Market,” *International Journal of Accounting Studies*, 26, 24–46.)

黃玉娟, 陳培林, 與鄭堯任 (2007), “交易機制改變對市場績效之影響: 透明度與撮合頻率之探討,” 《證券市場發展季刊》, 19, 133–158。(Huang, Yu-Chuan, Pei-Lin Chen, and Yao-Jen Cheng (2007), “The Impact of New Trading Rules on Market Performance: The Case of Taiwan Stock Exchange," *Review of Securities and Futures Markets*, 19, 133–158.)

Admati, Anat R. and Paul Pfleiderer (1988), “A Theory of Intraday Trading Patterns: Volume and Price Variability,” *Review of Financial Studies*, 43, 3–40.

Amihud, Yakov and Haim Mendelson (1987), “Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation,” *Journal of Finance*, 42, 533–553.

——— (1991), “Volatility, Efficiency and Trading: Evidence From the Japanese Stock Market,” *Journal of Finance*, 46, 1765–1789.

Amihud, Yakov, Haim Mendelson, and Beni Lauterbach (1997), “Market Microstructure and Securities Values: Evidence From the Tel Aviv Stock Exchange,” *Journal of Financial Economics*, 45, 365–390.

Amihud, Yakov, Haim Mendelson, and Maurizio Murgia (1990), “Stock Market Microstructure and Return Volatility: Evidence From Italy,” *Journal of Banking and Finance*, 14, 423–440.

Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Paul Labys (2000), “Great Realizations,” *Risk Magazine*, 71, 105–108.

Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Heiko Ebens (2001), “The Distribution of Realized Stock Return Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 61, 43–76.

臺灣大學學術期刊資料庫

Andersen, Torben G., Tim Bollerslev, Francis X. Diebold, and Paul Labys (2003), "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica*, 71, 579–625.

Bandi, Federico M. and Jeffrey R. Russell (2006), "Separating Microstructure Noise From Volatility," *Journal of Financial Economics*, 79, 655–692.

Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307–327.

Brennan, Michael J. and H. Henry Cao (1996), "Information, Trade, and Derivative Securities," *Review of Financial Study*, 9, 163–208.

Brown, David P. and Robert H. Jenningo (1989), "On Technical Analysis," *Review of Financial Studies*, 2, 527–551.

Chakravarty, Sugato (2001), "Stealth-Trading Which Traders Trades Move Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 61, 289–307.

Chamberlain, Trevor W., C. Sherman Cheung, and Clarence C. Y. Kwan (1989), "Expiration Day Effects of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence," *Financial Analysts Journal*, 45, 67–71.

Chang, Rosita P., Toru Fukuda, S. Ghon Rhee, and Makoto Takano (1993), "Intraday and Interday Behavior of the TOPIX," *Pacific-Basin Finance Journal*, 1, 67–95.

Chang, Rosita P., Shuh-Tzy Hsu, Nai-Kuan Huang, and S. Ghon Rhee (1999), "The Effects of Trading Methods on Volatility and Liquidity: Evidence From the Taiwan Stock Exchange," *Journal of Business Finance and Accounting*, 26, 137–170.

Chang, Rosita P., S. Ghon Rhee, Gregory R. Stone, and Ning Tang (2008), "How Does the Call Market Method Affect Price Efficiency? Evidence From the Singapore Stock Market," *Journal of Banking and Finance*, 32, 2205–2219.

Cheng, Mei-Hsing and Hsin-Hong Kang (2007), "Price-Formation Process of An Emerging Futures Market: Call Auction Versus Continuous Auction," *Emerging Markets Finance and Trade*, 43, 74–97.

Choe, Hyuk and Hung Sik Shin (1993), "An Analysis of Interday and Intraday Return Volatility – Evidence From the Korea Stock Exchange," *Pacific Basin Finance Journal*, 1, 175–188.

Chow, Ying-Foon, Haynes H. M. Yung, and Hua Zhang (2003), "Expiration Day Effects: The Case of Hong Kong," *Journal of Futures Markets*, 23, 67–86.

臺灣大學學術期刊資料庫

Domowitz, Ian and Jianxin Wang (1994), "Auctions as Algorithms: Computerized Trade Execution and Price Discovery," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 29–60.

Economides, Nicholas and Robert A. Schwartz (1995), "Electronic Call Market Trading," *Journal of Portfolio Management*, 21, 10–18.

Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity With Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987–1008.

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

Garbade, Kenneth D. and William Silber (1979), "Structural Organization of Secondary Markets: Clearing Frequency, Dealer Activity and Liquidity Risk," *Journal of Finance*, 34, 577–593.

George, Thomas J. and Chuan-Yang Hwang (1995), "Transitory Price Changes and Price-Limit Rules: Evidence From the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 313–327.

Goldman, Barry M. and Howard B. Sosin (1979), "Information Dissemination, Market Efficiency and the Frequency of Transactions," *Journal of Financial Economics*, 7, 29–61.

Grundy, Bruce D. and Maureen Mcnichols (1989), "Trade and Revelation of Information Through Prices and Direct Disclosure," *Review of financial Studies*, 2, 485–526.

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

Hu, Shing-Yang and Chang Chan (2004), "Trading Frequency and Noise," The 64th Conference of American Financial Association, San Diego: American Finahce Association.

Huang, Yen-Sheng, Dih-Young Liu, and Tze-Wei Fu (2000), "Stock Price Behavior Over Trading and Non-Trading Periods: Evidence From the Taiwan Stock Exchange," *Journal of Business Finance and Accounting*, 27, 575–602.

Kairys, Joseph, Raimonds Kruza, and Ritvars Kumpins (2000), "Winners and Losers From the Introduction of Continuous Variable Price Trading: Evidence From Riga Stock Exchange," *Journal of Banking and Finance*, 24, 603–624.

臺灣大學學術期刊資料庫

Kalay, Avner, Wei Li, and Avi Wohl (2002), "Continuous Trading or Call Auctions: Revealed Preferences of Investors at the Tel Aviv Stock Exchange," *Journal of Finance*, 57, 523–542.

Kandel, Eugene, Bosetti Rindi, and Luisella Bosetti (2012), "The Effect of a Closing Call Auction on Market Quality and Trading Strategies," *Journal of Financial Intermediation*, 21, 23–49.

Kaniel, Ron and Hong Liu (2006), "So What Orders Do Informed Traders Use?" *Journal of Business*, 79, 1867–1913.

Kuo, Weiyu and Yu-Ching Li (2011), "Trading Mechanisms and Market Quality: Call Markets Versus Continuous Auction Markets," *International Review of Finance*, 11, 417–444.

Kyle, Albert S. (1985), "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, 53, 1315–1335.

Lang, Larry H. P. and Yi-Tsung Lee (1999), "Performance of Various Transaction Frequencies Under Call Markets: The Case of Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 23–39.

Lauterbach, Beni (2001), "A Note on Trading Mechanism and Securities' Value: The Analysis of Rejects From Continuous Trade," *Journal of Banking and Finance*, 25, 419–430.

Lee, Hsiu Chuan, Cheng-Yi Chien, Yi-Fen Hsieh, and Yen-Sheng Huang (2009), "Auction Designs and Futures Price Behavior: Evidence From the Taiwan Futures Market," *Review of Futures Markets*, 17, 301–322.

Madhavan, Anath (1992), "Trading Mechanisms in Securities Markets," *Journal of Finance*, 47, 607–641.

Madhavan, Anath and Venkatesh Panchapagesan (2000), "Price Discovery in Auction Markets: A Look Inside the Black Box," *Review of Financial Studies*, 13, 627–658.

Mendelson, Haim (1982), "Market Behavior in a Clearing House," *Econometrica*, 50, 1505–1524.

Muscarella, Chris J. and Michael S. Piwowar (2001), "Market Microstructure and Securities Values: Evidence From the Paris Bourse," *Journal of Financial Markets*, 4, 209–229.

Nelson, Daniel B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347–370.

Pagano, Marco and Ailsa Röel (1992), "Auction and Dealership Markets: What is the Difference?" *European Economic Review*, 36, 613–623.

臺灣大學學術期刊資料庫

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

Pagano, Michael S., Lin Peng, and Robert A. Schwartz (2013), "A Call Auction's Impact on Price Formation and Order Routing: Evidence From the NASDAQ Stock Market," *Journal of Financial Markets*, 16, 331–361.

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.

Ronen, Tavy (1998), "Trading Structure and Overnight Information: A Natural Experiment From the Tel-Aviv Stock Exchange," *Journal of Banking and Finance*, 22, 489–512.

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

Schnitzlein, Charles R. (1996), "Call and Continuous Trading Mechanisms Under Asymmetric Information: An Experimental Investigation," *Journal of Finance*, 51, 613–636.

Stoll, Hans R. and Robert E. Whaley (1990), "Stock Market Structure and Volatility," *Review of Financial Studies*, 3, 37–71.

——— (1991), "Expiration Day Effects: What Has Changed?" *Financial Analysts Journal*, 47, 58–72.

Theissen, Erik (2000), "Market Structure, Informational Efficiency and Liquidity: An Experimental Comparison of Auction and Ddealer Markets," *Journal of Financial Markets*, 3, 333–363.

Tsay, Ruey S. (2010), *Analysis of Financial Time Series*, 3rd ed., New Jersey: John Wiley and Sons.

投稿日期: 2013年3月1日, 接受日期: 2013年8月5日

臺灣大學學術期刊資料庫

Market Stability and Trading Mechnism: Evidence from Taiwan Futures Market

Chang Chan

Deportment of Finance and Cooperative Management, National Taipei University

Jie-Huan Lee

Department of Finance, National Chengchi University

This research investigates why the market volatility of call auctions is different from that of continuous auctions, using the shift from call auctions (one clearing every 10 seconds) to continuous auctions in the Taiwan Futures Exchange. Through an empirical study of 5,000,000 intraday transactions, we find that there is lower temporary price volatility in call auctions. The lower volatility of call auctions is due to two major reasons: first, the bid ask bounce in call auctions is moderate; second, more participants join each transaction in call auctions therefore the transaction price deviates less from the equilibrium value. Moreover, we also find that call auctions may stabilize market prices, especially under the following two circumstances: first, when information is highly asymmetric; second, when an instrument is more actively traded. The findings of this research help to explain why the major stock markets in the world adopt call auctions and why a trading halt is implemented when the market is unstable. The result also offers the governing authority a way to choose financial-market-stabilizing information. The information is important in a financial crisis, during important politico-economic events, and for immature markets (e.g., a market dominated by individual investors)

Keywords: call auction, continuos auction, volatility, Taiwan futures market, financial crisis
JEL classification: G14, G28, D44

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術
期刊資料庫