

交易持續時間與交易價格衝擊之關係

The Relationship between Time Duration and Price Impact of Trades

菅瑞昌 Andy Chien 王健聰 Janchung Wang 闕河士 Horace Chueh

國立高雄第一科技大學金融系

Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science
and Technology

(Received October 30, 2007; Final Version May 5, 2008)

摘要：本研究以採取電腦自動撮合制度的台灣期貨交易所為研究對象，檢驗台股指數期貨的交易持續時間與交易價格衝擊的關係。實證發現，兩者之間存在著倒 U 型的非線性關係，而過去文獻卻指出，在具有造市者的報價驅動市場中，二者則具有負的線性關係。此項差異可能是起因於，電腦自動撮合市場的限價委託單交易者，無法如同造市者一般快速地調整報價。此外，實證結果也顯示，位於開收盤時段和成交量較大的交易，以及交易前較小的報價深度，都會使價格產生較大的變動。

關鍵詞：市場微結構、交易持續時間、資訊不對稱

Abstract : This study examines empirically the relationship between the time duration and the price impact of trades for the TAIEX index futures traded on TAIFEX which is an electronic order-driven market. The results show that a U shape nonlinear relationship between the time duration and the price impact of trades. In contrast, the previous literature documents a negative relationship in the quote-driven market with market makers. The phenomenon may attribute to the slower adjustment of quote by limit order providers in the electronic order-driven market than by market makers. In addition,

trades have a greater impact on quotes in the open and the close of a trading day. Trades with larger trading volume and smaller depth have a greater impact on quotes.

Keywords : Market Microstructure, Trade Time Duration, Asymmetric Information

1. 前言

有關金融資產價格如何形成，一直吸引著研究者與實務者的興趣，對於此一主題，市場微結構理論（如 Admati and Pfleiderer, 1988; Easley and O'Hara, 1987; Glosten and Milgrom, 1985; Kyle, 1985 等）通常認定市場中存在著資訊不對稱，而私有資訊者（informed trader）會積極利用其擁有的資訊交易以求獲利，於是交易本身便會傳遞私有資訊。報價驅動市場（quote-driven market）中的交易商（dealer）或是混合報價與委託單驅動市場中的專業會員（specialist）等造市者（market maker），為了避免逆選擇所造成的損失，會藉由觀察交易的方向與大小隨時改變其報價，於是帶著較多私有資訊的買進交易（成交在賣價的委託單）發生時，造市者會將報價往上調升，而使買賣中價提高；反之，帶著較多私有資訊的賣出交易（成交在買價的委託單）發生時，會使買賣中價降低。¹ 上述這些被標示成交方向的交易（directional trade）就是所謂的委託單流量（order flow）。

除了交易本身的方向與大小傳遞資訊內涵外，每兩筆交易之間的時間（以下稱為交易持續時間（time duration）），也可能帶有資訊內涵。Diamond and Verrecchia (1987) 和 Easley and O'Hara (1992) 曾經以理論模型探討此議題，Diamond and Verrecchia (1987) 認為，私有資訊者為了充分利用其所掌握的獨特資訊，應當會儘快進行交易。Easley and O'Hara (1992) 也指出，私有資訊者為了獲利，會趕在消息外流前進行交易，所以交易持續時間越長，越可能表示沒有新消息。對於此理論，Dufour and Engle (2000) 和 Engle and Patton (2004) 曾經以美國紐約證券交易所（NYSE）的股票作為研究對象，實證結果都發現，當交易持續時間越短時，買進交易或賣出交易所引起的價格變動幅度越大。

隨著電腦自動化委託單驅動市場結構（electronic order-driven market structure）的普遍被採用，市場微結構理論研究者也開始建立理論模型，去描述電腦自動撮合委託單驅動市場的均衡價格形成過程，例如 Foucault (1999), Handa *et al.* (2003), 以及 Harris (2003) 等。依據 Harris (2003) 的模型，在委託單驅動市場中，投資人的下單選擇主要有二種，限價委託單或是市價委託單，

¹ 買賣中價是指買價加上賣價除以二，研究者（例如：Kempf and Korn, 1999; Dufour and Engle, 2000），通常使用最近的買賣中價代表目前資產的均衡價格，以避免因買賣價差彈跳（bid-ask bounce）的問題。

限價委託單交易者的優點是可以自訂較佳的價格，獲得買賣價差的利益，市價委託單交易者的優點是可以隨時完成交易，但缺點則是要付出買賣價差的成本。Harris (2003) 指出，擁有私有資訊的交易者偏好使用市價委託單，而限價委託單交易者便面臨逆選擇的困境，當他們的限價在私有資訊者預期的價格之外時，委託單不會成交，當他們的限價在私有資訊者預期的價格之內時，委託單會立刻成交。於是，當交易持續時間很短時，便有可能是擁有私有資訊的市價委託單所促成的。

雖然，從 Harris (2003) 的理論可以推得，電腦自動撮合委託單驅動市場的交易與交易持續時間可能傳遞著資訊。然而，在報價驅動市場中，報價的調整主要是來自造市者，而在電腦自動撮合的連續競價委託單驅動市場中，報價的調整則是來自限價單交易者的調整。報價驅動市場中的交易商或專業會員等造市者，隨時注視著市場交易的進行，並且可以在每一筆交易後，親自快速的調整其報價。而委託單驅動市場中的限價單交易者，卻必須透過經紀商取消與重下委託單，這當中所產生的成本與時間耽擱，可能會使限價單交易者無法連續調整報價。² 又許多限價單交易者可能無法如同造市者一般地密切注視市場交易與行情，於是，透過電腦下單的眾多限價委託單投資人，調整限價單的效率自然較差。

既然電腦自動撮合委託單驅動市場的限價調整，與報價驅動市場的報價調整效率可能有所差異，那麼交易持續時間所隱涵的資訊以及對價格的衝擊，便可能會有不同，然而其差異究竟為何，則應當是屬於實證問題。從過去文獻發現，Kempf and Korn (1999) 曾經驗證電腦自動競價委託單驅動市場的委託單流量和價格變化的關係。³ Kempf and Korn (1999) 實證發現，指數期貨契約委託單流量與價格變化之間具有非線性關係。然而，此研究是使用固定時間間隔作為分析單位，並不是真正的逐筆分析，也因為不是以逐筆交易為分析基礎，所以自然無法檢驗交易持續時間是否會影響交易對價格的衝擊程度。

江明憲、鄭涓隆 (民 93) 曾經以台灣證券交易所上市股票的逐筆日內交易進行研究，實證結果發現，交易持續時間與價格變動呈現正向關係，此項證據似乎與前述國外的理論與實證研究相左。不過若要以此項研究結果，作為電腦自動撮合委託單驅動市場的交易持續時間與價格變化關係的一般化結論，必須特別注意台灣證券交易所的特殊市場結構。江明憲、鄭涓隆 (民 93) 的研究期間是在民國 88 年的上半年，而在此時期，台灣證券交易所的盤中是將上市股票分組依序輪流循環撮合，每次循環都控制在固定秒數，又由於二檔限制的規定，所以在某些條件下，每一循環內個別股票可以出現連續二次的撮合。⁴ 換言之，當交易持續時間小於每循環固定

² 見 Harris (2003)，頁 112。

³ Kempf and Korn (1999) 以德國期貨和選擇權交易所 (DTB) 的德國股價指數期貨為研究對象，此市場是電腦自動撮合委託單驅動市場。

⁴ 台灣證券交易所在 2002 年 7 月 1 日之後，在盤中時段採集合競價，將全部股票分組，每組包括 8-10 支

秒數之內，並無法展現其應有之資訊內涵。

台灣期貨交易所 (TAIFEX)，在 2002 年 7 月 29 日以前，盤中是採集合競價，每 10 秒(更早期曾經為 20 秒)集合競價一次。不過，從 2002 年 7 月 29 日起，盤中的交易改採逐筆連續競價，只要有市價單或是可成交限價單進入市場，便可以立即完成交易。也就是說，2002 年 7 月 29 日以後的 TAIFEX 提供一個能真正適合用來檢驗，交易持續時間與交易價格改變關係的電腦自動撮合委託單驅動市場。因此，本研究即是以台灣期貨交易所的台股期貨 (TAIEX futures) 為研究對象，以逐筆日內交易資料為基礎，透過計量模型實際檢驗交易持續時間對於交易的價格衝擊。

本篇論文除了此節的前言外，以下尚包括三節，第二節是研究設計，包括計量模型選擇、樣本與資料來源；第三節是有關實證分析結果的說明；最後一節則是本研究的結論。

2. 研究設計

2.1 實證模型選擇

有關委託單流量如何影響價格變化的實證模型，首先由 Kyle (1985) 提出，此後便衍生出許多模型，例如 Dufour and Engle (2000), Glosten and Harris (1988), Hasbrouck (1991a, 1991b), Madhavan and Smidt (1991) 的模型。由於本研究主以電腦自動撮合的 TAIFEX 為研究對象，因此，在實證模型選擇上並不適合使用 Glosten and Harris (1988) 和 Madhavan and Smidt (1991) 的模式，因為這二個模式分別包括了造市者的存貨持有成本。至於 Hasbrouck (1991a, 1991b) 的模型則無此問題，它是利用交易方向變數與買賣中價報酬率所建立的向量自我迴歸模式 (vector autoregression model, VAR)，去衡量委託單流量對價格的影響，該模型可以應用於電腦自動撮合市場。Dufour and Engle (2000) 的模型則是在 Hasbrouck 的模型中加入交易持續時間。所以，本研究以 Dufour and Engle (2000) 的模式為基礎，並進行若干調整，用以檢驗台灣期貨市場的交易持續時間與交易價格衝擊的關係。以下就 Hasbrouck (1991a, 1991b)、Dufour and Engle (2000) 的模型加以說明，並闡述本研究所使用的實證模型。

Hasbrouck (1991a, 1991b) 基於價格為隨機漫步的假設，其模式可表示如下：

$$\Delta M_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} b_i X_{t-i} + v_{1,t} \quad (1)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} d_i X_{t-i} + v_{2,t} \quad (2)$$

股票，每次撮合循環只撮合一次，若碰到某股票無法撮合則跳過。每回合循環撮合秒數最初設定 47 秒，隨時期經過逐步降低，2005 年 8 月 15 日起改為 25 秒至今。另外，每盤撮合取消「兩檔限制」，都改以滿足最大成交量的價格進行撮合。

其中， t 代表交易順序，而非時鐘上的時間。 M_t 代表緊接著第 t 筆交易後的買賣中價， $M_t=(A_t+B_t)/2$ ； A_t 為最低賣價， B_t 為最高買價。Hasbrouck 指出，在實證上， ΔM_t 以 $r_t=\Delta \log(M_t)=\log(M_t)-\log(M_{t-1})$ 替代，而 X_t 可以是各種交易相關變數向量，例如可以是交易方向變數 ($X_t=D_t$)，或是方向成交量 ($X_t=D_tV_t$)，或是交易方向乘以成交量平方 ($X_t=D_tV_t^2$)； $v_{1,t}$ 與 $v_{2,t}$ 是殘差項。

在 Hasbrouck 模式中， b_i 預期符號為正， b_i 越大，代表交易相關變數傳遞越多的資訊。 d_i 代表交易之間的自相關，當 d_i 為正且越大時，代表交易之間存在較高的連續性，即買進交易之後很容易出現買進交易，賣出交易之後很容易出現賣出交易。

對於每筆交易的買賣方向 (D_t) 的判斷，研究者多半是依照 Lee and Ready (1991) 的分類法則 (如 Brennan and Subrahmanyam, 1995; Dufour and Engle, 2000; Engle and Lange, 2001; Kempf and Korn, 1999 等)。該法則如下：如果成交價格高於目前最佳買賣價的中點，代表此筆交易是由買方觸動，如果成交價格低於目前最佳買賣價的中點，代表此筆交易是由賣方觸動。如果成交價格正好落在買賣價的中點，則與前一筆交易相比較，如果為上升檔 (即目前成交價高於前一筆成交價)，則代表此筆交易是由買方觸動，若為下降檔 (即目前成交價低於前一筆成交價)，則代表此筆交易是由賣方觸動。如果前一筆價格與目前價格相等，則再往前推一筆交易，直到價格不同為止。

Dufour and Engle (2000) 將交易持續時間變數加入 Hasbrouck (1991a, 1991b) 的模型中，令 b_i 與 d_i 是交易持續時間的函數，即令 $b_i=f(T_{t-i})$ 、 $d_i=g(T_{t-i})$ ，又以交易方向 D_t 代表 X_t ，其中 T_t 代表第 t 筆交易的持續時間，也就是第 $t-1$ 筆交易到 t 筆交易的時間間隔。此外，Dufour and Engle 還在模型中控制開收盤效果，以虛擬變數 O_t 代表第 t 筆交易位於開盤時段；以虛擬變數 C_t 代表第 t 筆交易位於收盤時段，於是，Dufour and Engle 將 Hasbrouck 的模式改寫如下：

$$r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i})] D_{t-i} + e_{open} O_t D_t + e_{close} C_t D_t + v_{1,t} \quad (3)$$

$$D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i})] D_{t-i} + g_{open} O_{t-1} D_{t-1} + g_{close} C_{t-1} D_{t-1} + v_{2,t} \quad (4)$$

Dufour and Engle (2000) 以 18 家 NYSE 股票進行實證研究，結果發現，在(3)式中， β_i 符號顯著為負，這代表伴隨著較短交易持續時間的交易會傳遞越多資訊，而使交易對價格產生較大的影響。 e_{open} 顯著大於零，這顯示開盤時段的交易對於價格變化有較大的影響。至於(4)式中， δ_i 也是顯著小於零，這代表前一筆交易的持續時間越短，則下一筆交易的方向會呈現較高的連續性，也就是買進交易之後較可能出現買進交易，賣出交易之後較可能出現賣出交易。

本研究以 Dufour and Engle (2000) 的模型作為實證基礎，並加入成交量 (V_t)、報價深度 (Q_t)

二個控制變數，對於日內效應的控制，則是使用四個 1 小時日內時段虛擬變數。以下向量自我迴歸模型即為本研究之基本實證模型：

$$r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i}) + \eta_i \log(V_{t-i}) + \theta_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_{j,t} D_t + v_{1,t} \quad (5)$$

$$D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i}) + \varphi_i \log(V_{t-i}) + \tau_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{hj} H_{j,t-1} D_{t-1} + v_{2,t} \quad (6)$$

其中， V_t 是第 t 筆交易的成交量。 Q_t 代表第 t 筆交易前的報價深度，是五檔買進委託數量與賣出委託數量的總和。 H_{jt} 代表交易日第 j 個 1 小時時段虛擬變數，期貨每日的交易時間為 8:45~13:45，共 5 個小時，設定以盤中第三個小時為比較基準，所以 $j=1, \dots, 5$ ，且 $j \neq 3$ ；當第 t 筆交易位於第 j 個 1 小時時段， H_{jt} 等於 1，其它則等於 0。至於其它變數的定義與方程式(1), (2), (3), (4)相同。

在上述模型中，主要是檢驗方程式(5)的交易持續時間落後項的係數是否顯著異於零。依照 Harris (2003) 的理論，在電腦自動連續撮合的委託單驅動市場中，私有資訊的交易者會使用市價委託單進行交易，當交易持續時間越短時，代表由市價委託單所產生的交易越可能傳遞著較多的私有資訊。如果限價單交易者能注意到較短交易持續時間的涵意，並有效地透過取消與重下下限價委託單改變買價和賣價，則方程式(5)的係數 $\sum \beta_i$ 應當顯著小於零，也就是說，交易持續時間越短，則交易發生後，買賣中價變動幅度越大。

此外，為了檢驗交易持續時間對於交易與價格變動關係的影響不是來自於其它效果，模型中也加入了幾個控制變數。第一個控制變數是每筆成交量(V_t)，當成交量較大時，越可能使最佳價格的委託數量全部被交易，而導致買賣中價出現變化，所以預期方程式(5)的係數 $\sum \eta_i$ 應當顯著大於零，也就是說，成交數量越大，則交易發生後，買賣中價變動幅度越大。

其次，報價深度 (Q_t) 也加入模型作為控制變數，報價深度是指最佳五檔的委買數量與委賣數量總和，當交易前的報價深度越小時，則交易的產生，便很可能使最佳報價產生變化，所以預期方程式(5)的係數 $\sum \theta_i$ 應當顯著小於零，也就是說，交易前的報價深度越小，則交易發生後，買賣中價變動幅度越大。

H_{jt} 是控制日內效應的虛擬變數。過去許多研究指出私有資訊者會在開盤時段，儘快地利用其私有資訊進行交易，例如 Huang (2004) 曾對台股指數期貨進行研究，實證結果發現，台股期貨在開盤時段有較高的資訊不對稱。如果開盤時段真的有較多私有資訊者進行交易，則可以預期方程式(5)的係數 e_{h1} 應當會顯著大於零，也就是說，開盤時段的交易會使買賣中價產生較大幅度的變化。除了資訊交易者之外，開盤時段，通常會有較多的流動性交易者加入交易，而收盤時段也是流動性交易者密集交易的另一個時段。當流動性交易需求 (市價委託單) 大過流動性交易供給 (限價委託單) 時，便會引起買賣中價較大幅度的變動，於是，便可以預期方程式(5)的係

的波動，最低點為 3,768，最高點為 6,192.5，又從買賣中價的時間數列觀察，研究期間有較多是處於股市的空頭時期。又平均買賣中價 5,009.3 點，中價報酬率標準差 0.0202%，以此計算一個標準差的價格變動($5009.3 \text{ 點} \times 0.0202\% = 1.01 \text{ 點}$)，大約是 1 個最小升降檔 (台股期貨最小升降檔為 1 點)。

中價報酬率 (r_t) 是第 t 筆交易前的買賣中價 (M_{t-1}) 與第 t 筆交易後的買賣中價 (M_t) 的自然對數報酬率，亦即 $r_t = \log(M_t) - \log(M_{t-1})$ 。從中價報酬率的相關統計量可以看出，平均中價報酬率很接近零，而中價報酬率的中位數也為零，不過就實際樣本觀察，共計有 419,918 筆 (約佔總樣本的 52.52%) 的中價報酬率不等於零，這顯示大約有一半的交易會使價格改變。

每筆交易的買賣方向 (D_t) 的判斷，採用 Lee and Ready (1991) 法則進行分類 (參見前文說明)，在全體樣本中，賣出交易 (409,623 筆) 多於買進交易 (389,843 筆)，這也跟平均中價報酬率呈現負值相一致。

交易持續時間 (T_t) 是前後兩筆交易的間隔時間，從相關統計量發現，平均持續時間 7.92 秒。在 Dufour and Engle (2000) 的研究中，18 支 NYSE 股票的平均交易持續時間介於 20.08 秒到 230.62 秒。與 Dufour and Engle (2000) 的研究相比較，TAIFEX 台股期貨的交易進行速度遠大於 NYSE 的股票。

報價深度 (Q_t) 是第 t 筆交易前，五檔買進委託數量與五檔賣出委託數量的總和。平均報價深度為 185.14 口契約，若直接計算總委賣與總委買的平均報價深度，分別是 89.99 口和 95.25 口；若計算最佳委賣與委買的平均報價深度，分別是 11.49 口與 11.47 口。由於委買與委賣報價深度相當接近，因此，本研究可以直接使用總報價深度加入分析模型作為控制變數，而不必因交易方向不同進行調整。

3. 實證分析

3.1 基本分析

首先以 TAIFEX 台股期貨日內逐筆資料，對 Hasbrouck (1991a, 1991b) 的向量自我迴歸模型 (即方程式(1)與(2)) 進行參數估計。本研究將實證模型的落後期數 i 設定為 5 期，這是因為以 Akaike information criterion (AIC) 進行分析，落後期在 5 期以後，AIC 的縮小已經相當有限。又與過去研究相比較，Hasbrouck (1991b) 是將落後期數設定為 3 期，Dufour and Engle (2000) 則將落後期數設定為 5 期。

由於方程式(1)與(2)，以 OLS 方法估計的殘差項出現異質性 (heteroskedasticity) 現象，這代表使用 OLS 估計所得的標準差將不正確，而無法用於統計推論。所以本研究使用 Newey and West (1987) 的 Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariances (HAC) 估計方法計算標準

差，並計算 t 值以及進行 Wald 檢定。又因為本研究是以日內資料為分析基礎，觀察值達到 799,466 個，所以顯著水準採取較嚴格的標準，設定為 $p=0.01$ 。

表 2 是 Hasbrouck 向量自我迴歸模型的參數估計與相關檢定結果。從表 2 的 Panel A 可發現，報酬率方程式的交易變數 (D_t) 第 0~4 落後項係數 (b_i) 都顯著為正，且 $\sum b_i$ 也顯著大於零，這表示買進 (賣出) 交易會使未來的買賣中價往上 (往下) 修正。從表 2 的 Panel B 可看出，交易方程式的交易變數 (D_t) 各落後項的係數 (d_i) 都顯著為正，且 $\sum d_i$ 也顯著大於零，這表示買進 (賣出) 交易之後會跟隨著買進 (賣出) 交易。雖然這些係數的符號與 Hasbrouck (1991b) 的研究十分相似，不過，報酬率方程式交易變數 (D_t) 的係數 (b_i) 則明顯較小，以 $i=0, \dots, 3$ 為例，台股期貨的 $\sum b_i = 0.000077$ ，而 Hasbrouck (1991b) 研究中的股票 Ames Department Stores (ADD) 的 $\sum b_i = 0.001488$ 。這顯示指數期貨交易對價格的衝擊較小，亦即期貨的市場深度大於股票，這可能是因為個別股票的資訊不對稱程度大於指數期貨。

表 2 Hasbrouck 向量自我迴歸模型

報酬率落後項			交易落後項			Adj. R ²
參數	係數	t值	參數	係數	t值	
Panel A: 報酬率方程式						
a_1	-0.1846	-31.437 *	b_0	4.81E-05	141.952 *	10.778%
a_2	-0.0132	-4.133 *	b_1	1.64E-05	46.838 *	
a_3	0.0425	15.717 *	b_2	8.68E-06	29.834 *	
a_4	0.0514	15.690 *	b_3	4.09E-06	15.976 *	
a_5	0.0402	11.679 *	b_4	1.47E-06	5.586 *	
			b_5	-5.25E-07	-1.964	
$a_1 = \dots a_5 = 0$	Wald test F=	238.02 *	$b_0 = \dots b_5 = 0$	Wald test F=	5635.28 *	
Σa_i	-0.0638		Σb_i	7.82E-05		
$\Sigma a_i = 0$	Wald test F=	82.23 *	$\Sigma b_i = 0$	Wald test F=	17135.29 *	
Panel B: 交易方程式						
c_1	-453.3546	-29.062 *	d_1	0.0472	34.939 *	4.308%
c_2	-126.5871	-15.260 *	d_2	0.1020	82.242 *	
c_3	96.9751	15.201 *	d_3	0.0897	73.571 *	
c_4	189.7654	19.657 *	d_4	0.0700	57.150 *	
c_5	174.3953	21.529 *	d_5	0.0528	42.864 *	
$c_1 = \dots c_5 = 0$	Wald test F=	190.042 *	$d_1 = \dots d_5 = 0$	Wald test F=	4115.598 *	
Σc_i	-118.8059		Σd_i	0.3618		
$\Sigma c_i = 0$	Wald test F=	48.78 *	$\Sigma d_i = 0$	Wald test F=	19082.44 *	

說明：報酬率方程式 $r_t = \sum_{i=1}^5 a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^5 b_i D_{t-i} + v_{1,t}$ ；交易方程式 $D_t = \sum_{i=1}^5 c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^5 d_i D_{t-i} + v_{2,t}$ ；*代表顯著水準 $p=0.01$ 。

接著，將交易持續時間 (T_i) 加入 Hasbrouck 的向量自我迴歸模型，此外，還加入日內時段虛擬變數 (H_j) 以控制日內效應，也就相當於是應用 Dufour and Engle (2000) 的模式 (方程式(3)與(4))，不同的是，Dufour and Engle (2000) 的模式只控制開收盤時段，而本研究則是控制交易日內的 5 個每小時時段。表 3 是加入交易持續時間與時段虛擬變數的向量自我迴歸模型參數估計結果，Panel A 是報酬率方程式，Panel B 則是交易方程式。

與表 2 相比較，可以發現，不論是報酬率方程式或是交易方程式，在加入交易持續時間和日內時段虛擬變數後，Adj. R^2 小幅上升，顯示這些變數的加入有助於模型的解釋能力。在 Panel A 的報酬率方程式中， $\log(T_i) \times D_i$ 的各落後項係數 (β_i)，只有 β_1 顯著大於零，且 $\sum \beta_i$ 的係數並未顯著異於零。此結果指出，台灣指數期貨的交易持續時間對於交易的價格衝擊，似乎沒有明顯的影響。至於，在日內時段虛擬變數部分，可以發現 e_{h1} , e_{h2} , e_{h5} 都顯著為正，這表示在開盤後第 1 小時、第 2 小時以及收盤前 1 小時的交易，會對價格產生較大的影響。又 e_{h1} 顯著大於 e_{h5} ($e_{h1} - e_{h5} = 0$ 的 Wald test F 值=211.76)，表示開盤時段交易的價格衝擊大於收盤時段，此結果與前文的推論一致，即開盤時段同時受到資訊交易者和流動性交易者的影響，而收盤時段則只是受到流動性交易者的影響而已。

從表 3 的 Panel B 的交易方程式中， $\log(T_i) \times D_i$ 各落後項的係數 (δ_i) 可以發現，雖然只有 δ_2 顯著大於零，不過 Wald test 發現， $\sum \delta_i$ 的係數顯著大於零，此結果指出，交易持續時間越長，前後筆交易方向的連續性越高。在日內時段虛擬變數方面， g_{h1} 、 g_{h2} 、 g_{h5} 顯著於小零，這表示相較於盤中時段，開盤與收盤時段的交易比其它時段更不具連續性，這可能是流動性交易者在這些時段大量交易的結果，因為流動性交易者必須依目標部位進行交易，而買進與賣出需求各異的流動性交易者，遂導致前後交易之間呈現較不連續的現象。

3.2 交易持續時間對交易價格衝擊的非線性關係分析

由於前述分析中，發現交易持續時間對於交易與價格變化關係的影響與 Harris (2003) 的理論預期相反，於是本研究乃繪製交易持續時間與絕對報酬率的散佈圖，藉以探索交易持續時間與交易價格變化的關係。圖 1 的橫軸是交易持續時間自然對數值，即 $\log(T_i)$ ，縱軸是買賣中價報酬率的絕對值，即 $abs(r_i)$ ，報酬率絕對值相當於 r_i/D_i 。從圖 1 可以發現， $abs(r_i)$ 似乎與 $\log(T_i)$ 之間呈現著曲線關係，大約在 $\log(T_i)=2$ 之處 (即 T_i 大約等於 7 至 8 秒)，二者的關係由正向轉為負向。這似乎指出，很短持續時間與很長持續時間的交易，並不會引起買賣中價的大幅度修正。

基於圖 1 的探索分析，於是將 $\log(T_i)$ 的平方項與落後期加入表 3 的實證模型，形成如方程式(7)與(8)的向量自我迴歸模型，以此檢驗交易持續時間與交易價格衝擊之間是否存在非線性關係。表 4 是方程式(7)與(8)的參數估計結果。

表 3 加入持續時間和時段虛擬變數的向量自我迴歸模型

參數	報酬率落後項		參數	交易落後項		交易落後項*持續時間落後項			交易項*日內時段			Adj. R ²
	係數	t值		係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	
Panel A: 報酬率方程式												
a ₁	-0.1842	-31.465 *	α ₀	4.39E-05	44.039 *	β ₀	-1.00E-06	-2.505	e _{h1}	1.93E-05	17.812 *	10.921%
a ₂	-0.0135	-4.233 *	α ₁	1.04E-05	11.179 *	β ₁	3.23E-06	6.804 *	e _{h2}	3.40E-06	3.813 *	
a ₃	0.0420	15.604 *	α ₂	8.38E-06	10.827 *	β ₂	2.00E-07	0.537	e _{h4}	1.18E-06	1.324	
a ₄	0.0509	15.591 *	α ₃	5.00E-06	6.526 *	β ₃	-4.26E-07	-1.107	e _{h5}	3.30E-06	3.618 *	
a ₅	0.0399	11.597 *	α ₄	3.01E-06	3.811 *	β ₄	-7.50E-07	-1.928				
			α ₅	2.62E-07	0.343	β ₅	-3.55E-07	-0.954				
a ₁ =...a ₅ =0	Wald test F=	238.17 *	α ₀ =...α ₅ =0	Wald test F=	381.86 *	β ₀ =...β ₅ =0	Wald test F=	9.02 *				
Σ a _i	-0.0650		Σ α _i	7.10E-05		Σ β _i	8.99E-07					
Σ a _i =0	Wald test F=	86.17 *	Σ α _i =0	Wald test F=	1225.70 *	Σ β _i =0	Wald test F=	0.83				
Panel B: 交易方程式												
c ₁	-449.7634	-28.978 *	λ ₁	0.0609	12.395 *	δ ₁	0.0025	1.194	g _{h1}	-0.0493	-13.927 *	4.347%
c ₂	-126.6566	-15.248 *	λ ₂	0.0877	21.122 *	δ ₂	0.0072	3.468 *	g _{h2}	-0.0162	-4.431 *	
c ₃	97.4513	15.231 *	λ ₃	0.0848	20.451 *	δ ₃	0.0024	1.157	g _{h4}	0.0034	0.921	
c ₄	190.5363	19.746 *	λ ₄	0.0676	16.168 *	δ ₄	0.0011	0.521	g _{h5}	-0.0239	-6.438 *	
c ₅	175.1299	21.576 *	λ ₅	0.0521	12.531 *	δ ₅	0.0002	0.116				
c ₁ =...c ₅ =0	Wald test F=	189.22 *	λ ₀ =...λ ₅ =0	Wald test F=	287.94 *	δ ₀ =...δ ₅ =0	Wald test F=	3.00				
Σ c _i	-113.3025		Σ λ _i	0.3531		Σ δ _i	0.0134					
Σ c _i =0	Wald test F=	43.94 *	Σ λ _i =0	Wald test F=	1357.32 *	Σ δ _i =0	Wald test F=	8.45 *				

說明：報酬率方程式 $r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_j D_t + v_{1,t}$ ；交易方程式 $D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{hj} H_j D_{t-1} + v_{2,t}$ ；

* 代表顯著水準 p=0.01。

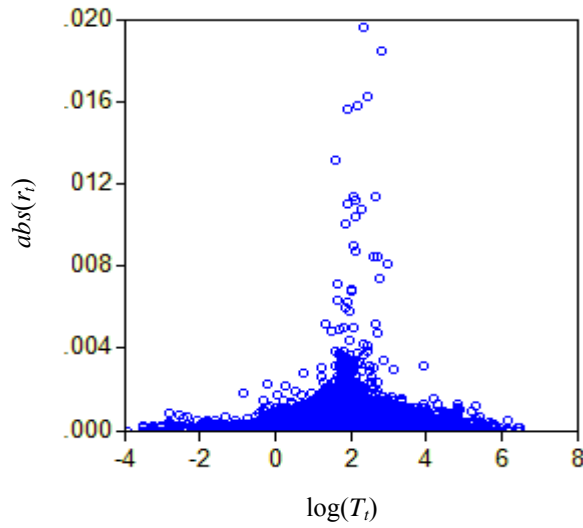


圖 1 交易持續時間與絕對報酬率關係

$$r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i}) + \gamma_i (\log(T_{t-i}))^2] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_{jt} D_t + v_{1,t} \quad (7)$$

$$D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i}) + \omega_i (\log(T_{t-i}))^2] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{hj} H_{jt-1} D_{t-1} + v_{2,t} \quad (8)$$

由表 4 的 Panel A 的報酬率方程式可以看出，加入交易持續時間平方項後，與表 3 相比較，Adj. R^2 小幅度提高，這代表非線性模型比線性模型有較佳的解釋能力。 $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數 β_i 都顯著為正，且 $\sum \beta_i$ 也顯著為正； $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數，除了 γ_1 之外，其他都顯著為負，且 $\sum \gamma_i$ 也顯著為負。這表示交易持續時間對交易的價格衝擊的影響是呈現非線性，且其形狀為開口朝下，具有極大值的拋物曲線。若以 $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數總和 $\sum \beta_i$ 和 $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數總和 $\sum \gamma_i$ 進行計算，交易對價格的影響，在交易持續時間等於 7.23 秒時達到最大 ($T = \exp[0.0000651 / (2 \times 0.0000165)] = 7.23$)；若只以同期 $\log(T_t) \times D_t$ 的係數 β_0 和 γ_0 進行計算，則交易對價格的影響，在交易持續時間等於 6.42 秒的時達到最大 ($T = \exp[0.000409 / (2 \times 0.000011)] = 6.42$)。

在極大值出現前，交易持續時間對於交易的價格衝擊為正向關係，而在極大值出現後，交易持續時間對於交易的價格衝擊則轉為負向關係。上述這種在交易持續時間小於一定秒數時（上述分析約為 7 秒），交易持續時間對交易價格衝擊呈現正向影響的現象，可能是起因於在電腦撮合制度下，委託單處理成本很低，而流動性交易者分割委託單並快速從事交易，於是極短持續

表 4 加入持續時間平方項的向量自我迴歸模型

報酬率落後項			交易落後項			交易落後項*持續時間落後項			交易落後項*持續時間平方落後項			交易項*日內時段			Adj. R ²
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	
Panel A: 報酬率方程式															
a ₁	-0.1838	-31.335 *	α ₀	8.02E-06	6.365 *	β ₀	4.09E-05	36.398 *	γ ₀	-1.10E-05	-38.442 *	ϕ _{h1}	1.78E-05	16.621 *	11.110%
a ₂	-0.0140	-4.356 *	α ₁	8.13E-06	4.888 *	β ₁	5.38E-06	2.741 *	γ ₁	-4.47E-07	-0.783	ϕ _{h2}	2.80E-06	3.200 *	
a ₃	0.0414	15.477 *	α ₂	2.42E-06	2.194	β ₂	6.59E-06	5.926 *	γ ₂	-1.60E-06	-5.324 *	ϕ _{h4}	1.28E-06	1.461	
a ₄	0.0502	15.397 *	α ₃	5.75E-07	0.506	β ₃	4.20E-06	3.527 *	γ ₃	-1.13E-06	-3.100 *	ϕ _{h3}	2.30E-06	2.559 *	
a ₅	0.0393	11.488 *	α ₄	-1.23E-06	-0.974	β ₄	3.78E-06								
			α ₅	-3.98E-06	-3.666 *	β ₅	4.26E-06	4.046 *	γ ₅	-1.16E-06	-4.272 *				
a ₁ =...a ₅ =0 Wald test F= 1011.40 *			α ₀ =...α ₅ =0 Wald test F= 15.94 *			β ₀ =...β ₅ =0 Wald test F= 214.65 *			γ ₀ =...γ ₅ =0 Wald test F= 146.00 *						
Σ a _i -0.0668			Σ α _i 1.39E-05			Σ β _i 6.51E-05			Σ γ _i -1.65E-05						
Σ a _i =0 Wald test F= 38.73 *			Σ α _i =0 Wald test F= 0.69			Σ β _i =0 Wald test F= 641.61 *			Σ γ _i =0 Wald test F= 498.04 *						
Panel B: 交易方程式															
c ₁	-448.224	-28.909 *	λ ₁	0.0891	13.265 *	δ ₁	-0.0305	-5.250 *	ω ₁	8.73E-03	6.106 *	g _{h1}	-0.0481	-13.608 *	4.352%
c ₂	-126.545	-15.297 *	λ ₂	0.0938	14.914 *	δ ₂	0.0003	0.053	ω ₂	1.78E-03	1.235	g _{h2}	-0.0157	-4.308 *	
c ₃	97.028	15.138 *	λ ₃	0.0766	12.305 *	δ ₃	0.0121	2.104	ω ₃	-2.61E-03	-1.850	g _{h4}	0.0034	0.901	
c ₄	190.576	19.753 *	λ ₄	0.0640	10.104 *	δ ₄	0.0055	0.939	ω ₄	-1.22E-03	-0.843	g _{h5}	-0.0231	-6.234 *	
c ₅	175.798	21.655 *	λ ₅	0.0589	9.374 *	δ ₅	-0.0074	-1.285	ω ₅	2.01E-03	1.409				
c ₁ =...c ₅ =0 Wald test F= 187.91 *			λ ₀ =...λ ₅ =0 Wald test F= 145.90 *			δ ₀ =...δ ₅ =0 Wald test F= 6.80 *			ω ₀ =...ω ₅ =0 Wald test F= 8.78 *						
Σ c _i -111.366			Σ λ _i 0.3824			Σ δ _i -0.0201			Σ ω _i -1.24E-03						
Σ c _i =0 Wald test F= 42.51 *			Σ λ _i =0 Wald test F= 712.66 *			Σ δ _i =0 Wald test F= 2.40			Σ ω _i =0 Wald test F= 7.64 *						

說明：報酬率方程式 $r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i}) + \gamma_i (\log(T_{t-i}))^2] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_j D_t + v_{1,t}$ ；交易方程式 $D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i}) + \omega_i (\log(T_{t-i}))^2] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{hj} H_j D_{t-1} + v_{2,t}$ ；

* 代表顯著水準 p=0.01。

時間的流動交易並未傳遞特殊的資訊。另一個可能原因是，電腦自動撮合制度下的限價委託單交易者，無法如同造市者一般密切持續的監督委託單流量與交易的變化，又調整報價必須進行較為繁複的取消或是新增委託單程序，因此，價格的調整速度比不上造市者。於是當交易持續時間極短時，因為無法察覺或是來不及調整報價以反映交易所隱含的資訊，於是交易對報價的影響很小；而隨著交易持續時間增長，限價單交易者能察覺並調整報價以反映交易所隱含的資訊，於是交易對報價的影響也隨之擴大。至於交易持續時間大於一定秒數後，交易持續時間對交易價格衝擊呈現負向影響，則與過去研究的主張一致，即越短持續時間的交易，傳遞越多的資訊，所以提供流動性的限價委託單交易者也會比較大幅度調整報價；而隨著交易持續時間延長，所傳遞的資訊也越少，報價也比較不會調整。

表 4 Panel B 的交易方程式參數估計結果， $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數和 $\sum \delta_i$ 未顯著異於零，而 $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數和 $\sum \omega_i$ 則顯著大於零，這表示交易持續時間與前後筆交易方向連續性，呈現單調遞增的正向關係，不過，此關係並不穩定，因為在下段分析加入控制變數後，其關係變得不顯著。最後，由表 4 的日內時段係數發現，不論是在報酬率方程式或是交易方程式，都與表 3 的結果相似。仍然呈現開收盤時段的交易，會產生較大的價格衝擊和較低的連續性。

3.3 模型穩定性分析

3.3.1 控制成交量和報價深度效果

為了檢驗上述交易持續時間對於交易的價格衝擊的非線性影響，不是來自於其它效果，本研究再將成交量 ($\log(V)$) 和交易前報價深度 ($\log(Q)$) 二個控制變數加入表 4 的模型，形成如方程式(9)與(10)的向量自我迴歸模型，表 5 就是方程式(9)與(10)的參數估計結果。

$$r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i}) + \gamma_i (\log(T_{t-i}))^2 + \eta_i \log(V_{t-i}) + \theta_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{ij} H_j D_t + v_{1,t} \quad (9)$$

$$D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i}) + \omega_i (\log(T_{t-i}))^2 + \varphi_i \log(V_{t-i}) + \tau_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{ij} H_j D_{t-1} + v_{2,t} \quad (10)$$

從表 5 的 Panel A 的報酬率方程式參數估計結果可以發現， $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數 β_i 都顯著為正，且 $\sum \beta_i$ 也顯著為正； $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數 γ_i 都顯著為負，且 $\sum \gamma_i$ 也顯著為負。

表 5 加入控制變數後的向量自我迴歸模型

報酬率落後項			交易落後項			交易落後項*持續時間落後項			交易落後項*持續時間平方落後項			交易落後項*成交量落後項			交易落後項*報價深度落後項			交易項*日內時段			Adj. R ²
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	
Panel A: 報酬率方程式																					
a ₁	-0.1911	-31.142 *	α ₀	5.34E-05	15.924 *	β ₀	4.33E-05	36.986 *	γ ₀	-1.22E-05	-40.002 *	η ₀	1.93E-05	50.704 *	θ ₀	-1.05E-05	-16.538 *	c _{h1}	1.64E-05	15.771 *	12.050%
a ₂	-0.0207	-6.144 *	α ₁	8.23E-05	29.097 *	β ₁	9.16E-06	4.578 *	γ ₁	-2.31E-06	-3.907 *	η ₁	8.95E-06	21.635 *	θ ₁	-1.54E-05	-29.237 *	c _{h2}	2.77E-06	3.226 *	
a ₃	0.0355	13.752 *	α ₂	3.31E-05	12.948 *	β ₂	8.37E-06	7.493 *	γ ₂	-2.50E-06	-8.261 *	η ₂	6.01E-06	16.910 *	θ ₂	-6.55E-06	-14.803 *	c _{h4}	1.10E-06	1.283	
a ₄	0.0450	14.198 *	α ₃	1.12E-05	4.376 *	β ₃	5.19E-06	4.373 *	γ ₃	-1.66E-06	-4.999 *	η ₃	3.81E-06	11.196 *	θ ₃	-2.38E-06	-5.474 *	c _{h5}	2.72E-06	3.066 *	
a ₅	0.0354	10.486 *	α ₄	2.22E-06	0.883	β ₄	4.32E-06	3.609 *	γ ₄	-1.48E-06	-4.915 *	η ₄	2.34E-06	7.188 *	θ ₄	-8.06E-07	-1.919				
			α ₅	-4.87E-06	-1.965	β ₅	4.64E-06	4.391 *	γ ₅	-1.41E-06	-5.146 *	η ₅	1.54E-06	4.688 *	θ ₅	1.02E-07	0.235				
a ₁ =...	Wald test	238.71 *	α ₀ =...	Wald test	266.75 *	β ₀ =...	Wald test	236.37 *	γ ₀ =...	Wald test	282.70 *	η ₀ =...	Wald test	629.13 *	θ ₀ =...	Wald test	299.68 *				
a ₅ =0	F=		α ₅ =0	F=		β ₅ =0	F=		γ ₅ =0	F=		η ₅ =0	F=		θ ₅ =0	F=					
Σ a _i	-0.0960		Σ α _i	1.77E-04		Σ β _i	7.50E-05		Σ γ _i	-2.16E-05		Σ η _i	4.20E-05		Σ θ _i	-3.55E-05					
Σ a _i =0	Wald test	167.78 *	Σ α _i =0	Wald test	1006.90 *	Σ β _i =0	Wald test	442.40 *	Σ γ _i =0	Wald test	523.45 *	Σ η _i =0	Wald test	2451.15 *	Σ θ _i =0	Wald test	1376.22 *				
	F=			F=			F=			F=			F=			F=					
Panel B: 交易方程式																					
c ₁	-455.516	-28.646 *	λ ₁	0.1375	11.410 *	δ ₁	-0.0286	-4.907 *	ω ₁	0.0077	5.300 *	φ ₁	-0.0017	-1.007	τ ₁	-0.0094	-4.749 *	g _{h1}	-0.0492	-13.910 *	4.418%
c ₂	-138.449	-15.894 *	λ ₂	0.1273	10.944 *	δ ₂	0.0021	0.363	ω ₂	0.0010	0.679	φ ₂	0.0220	13.424 *	τ ₂	-0.0084	-4.347 *	g _{h2}	-0.0158	-4.325 *	
c ₃	86.172	13.690 *	λ ₃	0.0733	6.212 *	δ ₃	0.0124	2.157	ω ₃	-0.0026	-1.858	φ ₃	0.0177	10.847 *	τ ₃	-0.0008	-0.405	g _{h4}	0.0031	0.834	
c ₄	180.686	19.213 *	λ ₄	0.0509	4.330 *	δ ₄	0.0054	0.917	ω ₄	-0.0011	-0.734	φ ₄	0.0153	9.367 *	τ ₄	0.0013	0.674	g _{h5}	-0.0227	-6.119 *	
c ₅	167.879	21.038 *	λ ₅	0.0335	2.867 *	δ ₅	-0.0081	-1.397	ω ₅	0.0024	1.688	φ ₅	0.0157	9.566 *	τ ₅	0.0037	1.903				
c ₁ =...	Wald test	185.93 *	λ ₁ =...	Wald test	68.25 *	δ ₁ =...	Wald test	6.23 *	ω ₁ =...	Wald test	6.90 *	φ ₁ =...	Wald test	102.88 *	τ ₁ =...	Wald test	9.23 *				
c ₅ =0	F=		λ ₅ =0	F=		δ ₅ =0	F=		ω ₅ =0	F=		φ ₅ =0	F=		τ ₅ =0	F=					
Σ c _i	-159.228		Σ λ _i	0.4224		Σ δ _i	-0.0168		Σ ω _i	0.0074		Σ φ _i	0.0689		Σ τ _i	-0.0135					
Σ c _i =0	Wald test	78.76 *	Σ λ _i =0	Wald test		Σ δ _i =0	Wald test	1.68	Σ ω _i =0	Wald test	5.37	Σ φ _i =0	Wald test	394.52 *	Σ τ _i =0	Wald test	10.90 *				
	F=			F=			F=			F=			F=			F=					

說明：報酬率方程式 $r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + \beta_i \log(T_{t-i}) + \gamma_i (\log(T_{t-i}))^2 + \eta_i \log(V_{t-i}) + \theta_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_{j,t} D_t + v_{1,t}$;

交易方程式 $D_t = \sum_{i=1}^{\infty} c_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} [\lambda_i + \delta_i \log(T_{t-i}) + \omega_i (\log(T_{t-i}))^2 + \varphi_i \log(V_{t-i}) + \tau_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 g_{hj} H_{j,t-1} D_{t-1} + v_{2,t}$;

* 代表顯著水準 p=0.01

這顯示在控制每筆交易的成交量 (V_t) 以及交易前報價深度 (Q_t) 下, 交易持續時間與價格變化仍然呈現倒 U 的關係。⁵ 此結果顯示, 交易持續時間對於交易價格衝擊的非線性影響, 具有相當程度的穩定性。

在控制變數方面, $\log(V_t) \times D_t$ 各落後項的係數 η_i 都顯著為正, 且 $\sum \eta_i$ 也顯著為正, 此證據指出, 當成交量較大時, 越可能使最佳價格的委託數量全部被交易, 而導致交易後買賣中價出現較大的變化。 $\log(Q_t) \times D_t$ 各落後項除了第 4、5 期之外, 其它係數 θ_i 都顯著為負, 且 $\sum \theta_i$ 也顯著為負, 這表示當交易前的報價深度越小時, 交易後的買賣中價變動幅度越大。此外, 日內時段各參數估計結果, 仍然與前述分析結果相同, 也就是開收盤時段的交易有較大的價格衝擊。

在交易方程式部分, 從表 5 的 Panel B 可以發現, $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數和 ($\sum \delta_i$) 和 $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數和 ($\sum \rho_i$), 並未能顯著異於零, 這表示在加入成交量和報價深度變數下, 交易持續時間與交易方向持續性不存在非線性關係。於是本研究再將方程式(10)的 $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項去除, 重新進行參數估計, 以檢驗在加入控制變數下, 交易持續時間與交易方向持續性是否存在線性關係。結果發現, $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數和 ($\sum \delta_i$) 仍然未能顯著異於零。

⁶ 上述分析顯示, 在加入成交量和報價深度兩個控制變數後, 交易持續時間與交易方向連續性並無明顯的關係, 此結論與表 3 和表 4 的 Panel B 的結果不同。

在控制變數方面, $\log(V_t) \times D_t$ 各落後項的係數除 ϕ_1 外, 其他係數都顯著為正, 且 $\sum \phi_i$ 也顯著為正, 這意味著前一筆交易的成交量較大時, 下一筆交易的連續性越高, 這可能是較大數量的買進 (賣出) 委託, 可能傳遞著有利(不利)的消息, 因此, 隨後的交易也跟著採取買進 (賣出) 的策略。至於 $\log(Q_t) \times D_t$ 的前二期落後項的係數 τ_i 顯著為負, 且全體係數和 $\sum \tau_i$ 也顯著為負, 這表示當第 t 筆交易前的報價深度越小時, 第 $t+1$ 筆交易的買賣連續性越大。推論這種現象產生的原因可能是, 當市價委託單交易者擁有獨特的資訊時, 交易連續性便可能提高 (只要他們將交易分次進行), 而限價委託單交易者察覺資訊不對稱程度提高, 除了提高賣出限價和降低買進限價之外, 也可能減少委託數量, 使報價深度縮小; 換言之, 較小的報價深度可能反應較大的資訊不對稱, 而此時前後筆交易之間便可能出現買賣方向相同的連續交易。至於日內時段虛擬變數的係數估計結果, 則和表 3、表 4 的結果相似, 仍是開收盤時段的交易有較低的連續性。

⁵ 若以 $\log(T_t) \times D_t$ 各落後項的係數總和 $\sum \beta_i$ 和 $\log(T_t)^2 \times D_t$ 各落後項的係數總和 $\sum \gamma_i$ 進行計算, 交易對價格的影響, 在交易持續時間等於 5.69 秒時達到最大 ($T = \exp[0.0000750/2 \times 0.0000216] = 5.69$); 若只以同期 $\log(T_t) \times D_t$ 的係數 β_0 和 γ_0 進行計算, 則交易對價格的影響, 在交易持續時間等於 5.9 秒的時達到最大 ($T = \exp[0.0000433/2 \times 0.0000122] = 5.90$)。

⁶ 參數估計結果為, $\sum \delta_i = 0.0116$, Wald test F 值 = 5.61, 在顯著水準為 0.01 下, 無法拒絕 $\sum \delta_i = 0$ 的虛無假設。

3.3.2 報酬率方向對交易持續時間與交易價格衝擊關係之影響

Engle and Ng (1993) 曾指出，好消息與壞消息對於證券價格有不同程度影響。為了解此現象是否會影響交易持續時間與價格衝擊的關係，於是，在方程式(9)中加入報酬率方向虛擬變數 (N_t) 而成為方程式(11)。其中， $N_t=1$ 代表中價報酬率為負數 (即 $r_t < 0$)，其他情況 $N_t=0$ 。

$$r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + (\beta 1_i + \beta 2_i N_t) \log(T_{t-i}) + (\gamma 1_i + \gamma 2_i N_t) (\log(T_{t-i}))^2] + \eta_i \log(V_{t-i}) + \theta_i \log(Q_{t-i}) D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{ij} H_j D_t + v_{1,t} \quad (11)$$

在上述方程式中，若 $\sum \beta 1_i$ 顯著大於零，且 $\sum \gamma 1_i$ 顯著小於零，則表示報酬率大於等於零時，交易持續時間與交易價格衝擊的關係為倒 U 型。 $\sum \beta 2_i$ 和 $\sum \gamma 2_i$ 顯著異於零，表示報酬率為負時，交易持續時間對交易價格衝擊的影響不同於報酬率為正或零的情況。若 $\sum \beta 1_i + \sum \beta 2_i$ 顯著大於零，且 $\sum \gamma 1_i + \sum \gamma 2_i$ 顯著小於零，則表示報酬率小於零時，交易持續時間與交易價格衝擊的關係仍為倒 U 型。

方程式(11)的參數估計與相關檢定結果彙整於表 6。從表 6 的 Wald test 可發現， $N_t \times \log(T_{t-i})$ 的係數和 $\sum \beta 2_i$ 與 $N_t \times (\log(T_{t-i}))^2$ 的係數和 $\sum \gamma 2_i$ 都未顯著異於零，這代表在報酬率為負時，交易持續時間對交易價格衝擊的影響並沒有不同於報酬率為正或零的情況。至於其他參數的估計結果，則與前述表 5 的分析結果相似。

3.3.3 交易持續時間與絕對報酬率關係

前述實證分析使用的模型，都是基於 Kyle (1985) 的作法，去衡量交易的價格衝擊，這些模型都必須有逐筆報價資料以區分交易的買賣方向。傳統上，若只有成交價格的時間數列資料，而無法區別交易的方向時，則必須以價格全距或是絕對報酬率才能衡量價格變化。故本文設定方程式(12)，改以每筆交易的絕對報酬率作為應變數，利用不同的交易價格衝擊衡量方法，檢驗前述交易持續時間與交易價格衝擊的非線性關係結論，是否仍然成立。

$$|r_t| = \sum_{i=1}^{\infty} m_i |r_{t-i}| + \sum_{i=0}^{\infty} [\pi_i \log(T_{t-i}) + \zeta_i (\log(T_{t-i}))^2 + \kappa_i \log(V_{t-i}) + \xi_i \log(Q_{t-i})] + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 s_{ij} H_j + v_{1,t} \quad (12)$$

表 7 為方程式(12)的參數估計結果，其中， $\sum \pi_i$ 顯著大於零，且 $\sum \zeta_i$ 顯著小於零，這表示交易持續時間與交易價格衝擊的非線性關係仍然成立。至於其他變數與絕對報酬率的關係，也大致與前述的分析結果相似。

表 6 加入報酬率方向虛擬變數的報酬率方程式

報酬率落後項			交易落後項			交易落後項*持續時間落後項			交易落後項*持續時間平方落後項			報酬率方向*交易落後項*持續時間落後		
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值
a ₁	-0.1912	-31.174 *	α ₀	5.35E-05	15.931 *	β ₁₀	4.48E-05	35.211 *	γ ₁₀	-1.24E-05	-33.760 *	β ₂₀	-2.89E-06	-3.504 *
a ₂	-0.0209	-6.186 *	α ₁	8.25E-05	29.140 *	β ₁₁	8.74E-06	4.369 *	γ ₁₁	-2.09E-06	-3.356 *	β ₂₁	8.58E-07	0.559
a ₃	0.0353	13.692 *	α ₂	3.32E-05	13.003 *	β ₁₂	8.61E-06	6.643 *	γ ₁₂	-2.66E-06	-6.495 *	β ₂₂	-4.58E-07	-0.493
a ₄	0.0449	14.154 *	α ₃	1.13E-05	4.440 *	β ₁₃	4.80E-06	3.427 *	γ ₁₃	-1.55E-06	-3.396 *	β ₂₃	8.03E-07	0.798
a ₅	0.0353	10.461 *	α ₄	2.38E-06	0.943	β ₁₄	4.86E-06	3.708 *	γ ₁₄	-1.73E-06	-4.629 *	β ₂₄	-1.02E-06	-1.184
			α ₅	-4.70E-06	-1.898	β ₁₅	4.27E-06	3.780 *	γ ₁₅	-1.27E-06	-3.852 *	β ₂₅	7.37E-07	0.867
a ₁ =...a ₅ =0	Wald test F=	239.06 *	α ₀ =...α ₅	Wald test	267.91 *	β ₁₀ =...β ₁₅	Wald test F=	212.32 *	γ ₁₀ =...γ ₁₅	Wald test	198.31 *	β ₂₀ =...β ₂₅ =0	Wald test F=	2.92 *
Σ a _i	-0.0966		Σ α _i	1.78E-04		Σ β _{1i}	7.61E-05		Σ γ _{1i}	-2.17E-05		Σ β _{2i}	-1.97E-06	
Σ a _i =0	Wald test F=	170.20 *	Σ α _i =0	Wald test	1014.94 *	Σ β _{1i} =0	Wald test F=	364.39 *	Σ γ _{1i} =0	Wald test	326.80 *	Σ β _{2i} =0	Wald test F=	0.62
報酬率方向*交易落後項*持續時間平方落後			交易落後項*成交量落後項			交易落後項*報價深度落後項			交易項*日內時段			Adj. R ²		
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值			
γ ₂₀	2.95E-07	0.820	η ₀	1.93E-05	50.813 *	θ ₀	-1.05E-05	-16.561 *	e _{h1}	1.64E-05	15.762 *	12.06%		
γ ₂₁	-4.28E-07	-0.596	η ₁	8.98E-06	21.711 *	θ ₁	-1.54E-05	-29.279 *	e _{h2}	2.78E-06	3.237 *			
γ ₂₂	2.95E-07	0.710	η ₂	6.04E-06	17.001 *	θ ₂	-6.57E-06	-14.862 *	e _{h4}	1.11E-06	1.296			
γ ₂₃	-2.23E-07	-0.490	η ₃	3.84E-06	11.306 *	θ ₃	-2.41E-06	-5.544 *	e _{h5}	2.70E-06	3.046 *			
γ ₂₄	4.79E-07	1.265	η ₄	2.37E-06	7.285 *	θ ₄	-8.34E-07	-1.982						
γ ₂₅	-2.91E-07	-0.778	η ₅	1.57E-06	4.784 *	θ ₅	7.41E-08	0.170						
γ ₂₀ =...γ ₂₅ =0	Wald test F=	0.83	η ₀ =...η ₅	Wald test	634.24 *	θ ₀ =...θ ₅ =0	Wald test F=	301.41 *						
Σ γ _{2i}	1.27E-07		Σ η _i	4.21E-05		Σ θ _i	-3.56E-05							
Σ γ _{2i} =0	Wald test F=	0.01	Σ η _i =0	Wald test	2476.70 *	Σ θ _i =0	Wald test F=	1388.61 *						

說明：報酬率方程式 $r_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} [\alpha_i + (\beta_1 + \beta_2 N_t) \log(T_{t-i}) + (\gamma_1 + \gamma_2 N_t) (\log(T_{t-i}))^2 + \eta_i \log(V_{t-i}) + \theta_i \log(Q_{t-i})] D_{t-i} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 e_{hj} H_j D_t + v_{1,t}$;

* 代表顯著水準 p=0.01。

表 7 絕對報酬率迴歸模式

報酬率絕對值落後項			持續時間落後項			持續時間平方落後項		
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值
m ₁	0.1298	25.952 *	π ₀	4.65E-05	40.566 *	ζ ₀	-1.33E-05	-42.290 *
m ₂	0.1003	33.099 *	π ₁	2.45E-05	11.732 *	ζ ₁	-5.39E-06	-8.115 *
m ₃	0.0780	30.756 *	π ₂	2.52E-05	19.555 *	ζ ₂	-5.10E-06	-14.046 *
m ₄	0.0695	26.715 *	π ₃	2.35E-05	18.546 *	ζ ₃	-4.56E-06	-12.572 *
m ₅	0.0660	24.786 *	π ₄	2.17E-05	18.595 *	ζ ₄	-4.45E-06	-14.212 *
			π ₅	1.95E-05	18.548 *	ζ ₅	-4.41E-06	-15.248 *
m ₁ =...m ₅ =0	Wald test F=	588.39 *	π ₀ =...π ₅ =0	Wald test F=	398.77 *	ζ ₀ =...ζ ₅ =0	Wald test F=	365.91 *
Σ m _i	0.4436		Σ π _i	1.61E-04		Σ ζ _i	-3.72E-05	
Σ m _i =0	Wald test F=	2349.14 *	Σ π _i =0	Wald test F=	2051.73 *	Σ ζ _i =0	Wald test F=	1467.37 *
成交量落後項			報價深度落後項			時段		
參數	係數	t值	參數	係數	t值	參數	係數	t值
κ ₀	1.93E-05	60.501 *	ξ ₀	-3.62E-05	-9.178 *	s _{h1}	2.55E-05	27.517 *
κ ₁	8.43E-06	22.964 *	ξ ₁	1.88E-06	0.518	s _{h2}	5.26E-06	8.916 *
κ ₂	3.82E-06	12.740 *	ξ ₂	-2.38E-06	-1.245	s _{h4}	1.84E-06	3.167 *
κ ₃	1.31E-06	4.522 *	ξ ₃	-3.89E-08	-0.022	s _{h5}	8.13E-06	13.092 *
κ ₄	-6.00E-08	-0.224	ξ ₄	-8.98E-07	-0.538			
κ ₅	-3.18E-07	-1.180	ξ ₅	1.31E-05	9.005 *			
κ ₀ =...κ ₅ =0	Wald test F=	753.42 *	ξ ₀ =...ξ ₅ =0	Wald test F=	483.81 *			
Σ κ _i	3.25E-05		Σ ξ _i	-2.45E-05				
Σ κ _i =0	Wald test F=	1982.40 *	Σ ξ _i =0	Wald test F=	2200.12 *			
Adj. R ²	11.598%							

$$\text{說明： } |r_t| = \sum_{i=1}^{\infty} m_i |r_{t-i}| + \sum_{i=0}^{\infty} [\pi_i \log(T_{t-i}) + \zeta_i (\log(T_{t-i}))^2 + \kappa_i \log(V_{t-i}) + \xi_i \log(Q_{t-i})] + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq 3}}^5 s_{hj} H_{jt} + v_{1,t} ;$$

* 代表顯著水準 p=0.01。

4. 結論

過去一些理論與實證研究曾經探討交易持續時間對價格變化的影響，不過這些研究都是以具有造市者的市場為研究對象。近年來有一些研究者提出理論，試圖去解釋自動撮合委託單驅動市場的價格形成，這些模型的均衡價格是建立在限價委託單與市價委託單互動的結果，某些理論也得到交易持續時間會傳遞資訊的結論。然而，卻很少有研究以自動撮合委託單驅動市場為研究對象，直接檢驗交易持續時間如何影響交易對價格的衝擊。

本研究以台灣期貨交易所的台股期貨為研究對象，該交易所是屬於電腦自動撮合的委託單驅動市場，在去除開收盤的資料後，取樣期間的交易都是採用連續競價，因此，可以直接檢驗交易持續時間對交易價格變化關係的影響。實證結果不同於有造市者的報價驅動市場，台股期貨的交易持續時間對交易價格衝擊的影響是呈現倒 U 型的非線性形狀，很短的交易持續時間與很長的交易持續時間，對於價格的影響程度都較小。換言之，在交易持續時間小於一定秒數時（本

研究分析約為 6 至 7 秒), 交易持續時間對交易價格衝擊呈現正向影響的現象, 而交易持續時間大於一定秒數後, 交易持續時間對交易價格衝擊的呈現負向的現象。

前述負向關係的證據, 支持 Harris (2003) 的主張, 亦即交易持續時間越長, 交易本身所隱含的資訊量越少, 所以交易後, 買賣中價調整幅度較小。至於正向關係的證據, 推論可能原因有二: 第一, 電腦自動撮合市場的流動性需求者因為委託單處理成本很低, 所以分割並密集交易, 而使得交易持續時間縮短, 所以極短持續時間的交易很可能只是反應流動性需求, 並未傳遞較多的資訊內涵, 於是交易後買賣中價自然不會有大幅度的調整。第二, 電腦自動撮合市場的限價委託單交易者, 無法如同造市者一般快速地調整報價, 於是當交易持續時間很短時, 限價單交易者來不及調整報價以反映交易所隱函的資訊。

雖然在控制若干重要變數因素下, 本研究之主要結論呈現相當程度的穩定性, 然而, 市場現象的研究總是不能避免特定期間所可能產生的特殊影響。本研究之取樣期間, 發行量加權股價指數介於 3,850 到 6,124 點之間, 該時期的經濟狀況處於不景氣階段, 而政治環境亦呈現不穩定, 這些現象都可能使投資人對於金融資產交易抱持較為悲觀的心態。而過去許多研究都指出, 投資人悲觀或樂觀的情緒會影響金融資產的交易, 例如 Chen et al. (2003) 就曾經發現, 投資人情緒會影響封閉型基金的買賣價差。因此, 後續研究可以就不同經濟與政治時期進行驗證, 藉著提供更多的實證證據, 使交易持續時間資訊內涵之相關研究與結論更為周延。

參考文獻

- 江明憲、鄭清隆, 「影響台灣股市日內股價變動因素之探討」, 中山管理評論, 第十二卷第一期, 民國 93 年, 173-193 頁。
- Admati, A. and Pfleiderer, P., "A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability," *Review of Financial Studies*, Vol. 1, No. 1, 1988, pp. 3-40.
- Brennan, M. J. and Subrahmanyam, A., "Investment Analysis and Price Formation in Securities Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, No. 3, 1995, pp. 361-381.
- Chen, J. H., Jiang, C. X., Kim, J. C., and McInish, T. H., "Bid-ask Spreads, Information Asymmetry, and Abnormal Investor Sentiment: Evidence from Closed-end Funds," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 21, No. 4, 2003, pp. 303-320.
- Diamond, D. W. and Verrecchia, R. E., "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information," *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, No. 2, 1987, pp. 277-311.
- Dufour, A. and Engle, R. F. "Time and the Impact of a Trade," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 6, 2000, pp. 2467-2498.

- Easley, D. and O'Hara, M., "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, No. 1, 1987, pp. 69-90.
- Easley, D. and O'Hara, M., "Time and Process of Security Price Adjustment," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, 1992, pp. 577-605.
- Engle, R. F. and Lange, J., "Predicting VNET: A Model of the Dynamics of Market Depth," *Journal of Financial Markets*, Vol. 4, No. 2, 2001, pp. 113-142.
- Engle, R. F. and Ng, V. K., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, 1993, pp. 1022-1082.
- Engle, R. F. and Patton, A. J., "Impact of Trades in an Error-Correction Model of Quote Prices," *Journal of Financial Markets*, Vol. 7, No. 1, 2004, pp. 1-25.
- Foucault, T., "Order Flow Composition and Trading Costs in a Dynamic Limit Order Market," *Journal of Financial Market*, Vol. 2, No. 2, 1999, pp. 99-134.
- Glosten, L. R. and Harris, L. E., "Estimating the Components of the Bid/Ask Spread," *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, No.1, 1988, pp. 123-142.
- Glosten, L. R. and Milgrom, P., "Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, No. 1, 1985, pp. 71-100.
- Handa, P., Schwartz, R., and Tiwari, A., "Quote Setting and Price Formation in an Order Driven Market," *Journal of Financial Market*, Vol. 6, No. 4, 2003, pp. 461-489.
- Harris, L., *Trading and Exchanges*, NY: Oxford University Press, 2003.
- Hasbrouck, J., "Measuring the Information Content of Stock Trades," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, 1991a, pp. 179-207.
- Hasbrouck, J., "The Summary Informativeness of Stock Trades: An Econometric Analysis," *Review of Financial Studies*, Vol. 4, No. 3, 1991b, pp. 571-595.
- Huang, Y. C., "Trading Activity in Stock Index Futures Markets: The Evidence of Emerging Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 22, No. 10, 2002, pp. 983-1003.
- Huang, Y. C., "The Market Microstructure and Relative Performance of Taiwan Stock Index Futures: A Comparison of the Singapore Exchange and the Taiwan Futures Exchange," *Journal of Financial Market*, Vol. 7, No. 3, 2004, pp. 335-350.
- Kempf, A. and Korn, O., "Market Depth and Order Size," *Journal of Financial Market*, Vol. 2, No. 1, 1999, pp. 29-48.
- Kyle, A., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, 1985, pp.

1315-1335.

Lee, C. M. C. and Ready, M. J., "Inferring Trade Direction from Intraday Data," *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, 1991, pp. 733-746.

Madhavan, A. and Smidt, S., "A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing," *Journal of Financial Economics*, Vol. 30, No. 1, 1991, pp. 99-134.

Newey, W. and West, K., "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703-708.

Samuelson, P., "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review*, Vol. 6, No. 2, 1965, pp. 41-49.