

台灣期貨交易所股價指數期貨之交易量群聚 與成因

Trade-Size Clustering and its Determinants in the Equity Index Futures Contracts Traded on the TAIFEX

菅瑞昌¹ Andy Chien 闕河士¹ Horace Chueh 方怡² Yi Fang

國立高雄第一科技大學金融系

遠東科技大學企業管理系

¹Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science
& Technology and ²Department of Business Administration, Far East University

(Received July 9, 2009; Final Version February 17, 2011)

摘要：交易量群聚是指每筆成交量傾向集中在 5 與 10 倍數的現象。本文發現 TAIFEX 的台股、電子及金融三項指數期貨，明顯存在交易量群聚現象。有關交易量群聚成因之發現如下，第一，中型委託單、開盤時段和前一筆交易為倍數量交易，發生倍數量交易的可能性較大。倍數量交易會引起較大的價格衝擊，又以中型倍數量交易較為顯著。尤其在財報公告月份與開盤時段，上述現象更為明顯。這些證據可解讀為，私有資訊交易者為避免資訊洩露，刻意以中型倍數量委託單進行交易。第二，委託單數量超過最佳報價深度和價格水準越低時，越可能出現倍數量交易，此表示當交易者欲儘快完成交易時，會傾向使用倍數量交易。第三，當接近到期日時，倍數量交易會顯著減少，這可能是起因於平倉與轉倉交易者的特定部位需求。第四，當投資人情緒越趨於樂觀與看多，倍數量交易出現的機會越大，這可能是更多個人投資者加入市場所致。

關鍵詞：交易量群聚、價格衝擊、期貨市場

Abstract: Trade-size clustering means trade sizes tend to occur on multiples of 5 and 10 lots. This study finds that trade-size clustering is evident for three index futures contracts traded on TAIFEX.

The main findings for determinants of trade-size clustering are as following: Firstly, rounded size trades are more likely to occur for medium-size orders, the period surrounding opening, and previous trades are rounded size trades. Additionally, rounded size trades, especially medium-size rounded trades, have higher price impact than unrounded size trades. The above phenomenon is more significant during the release of financial reports and the opening period on TAIFEX, showing that informed traders fragment their trades into medium-size rounded trades to disguise their activities and protect their information advantage. Secondly, a trade is more likely to be rounded in size when the price is low and trade size exceeds the best quoted depth. It means that traders with desire to have trades executed quickly tend to use rounded trades. Thirdly, rounded trades decrease as futures contracts approach expiration, perhaps caused by offsetting and rolling trades. Finally, rounded size trades tend to increase with investors' sentiment turning to optimism. The potential explanation is that more individuals trade when their sentiment is high.

Keywords: Trade-size Clustering, Price Impact, Futures Market

1. 前言

投資人在從事交易時，通常依其需求使用各種數量進行交易，然而，Moulton (2005) 發現外匯市場的交易者，經常使用特定數量進行交易，此現象稱為交易量群聚 (trade-size clustering)。Alexander and Peterson (2007) 亦發現 NYSE 和 Nasdaq 存在交易量群聚現象，其屬於 5 與 10 的倍數量交易 (rounded size trade) 之次數，遠大於鄰近之交易量。相對於另一個相似且已被廣泛研究的價格群聚 (price clustering) 議題而言，交易量群聚是另一個極待被探究的市場微結構新議題¹。

基於 Barclay and Warner (1993) 的論證，Alexander and Peterson (2007) 認為交易量群聚主要是起因於，私有資訊交易者 (informed trader) 為了避免一次大量交易導致資訊洩露，故將大額

¹ 價格群聚是指金融資產價格尾數有偶數化、整數化或是集中在某些數字的傾向，而使用特定尾數價格的交易就稱為倍數價交易 (rounded price trade)。Osborne (1962) 首次發現股票市場有價格群聚現象，其後許多研究者針對不同市場提出類似證據，例如：股票市場 (Christie and Schultz, 1994; Grossman *et al.*, 1997; Harris, 1991; Nguyen *et al.*, 2004)、黃金市場 (Ball *et al.*, 1985; Grossman *et al.*, 1997)、外匯市場 (Curcio and Goodhart, 1991; Grossman *et al.*, 1997; Sopranzetti and Datar, 2002)、期貨市場 (關河士，民 92；ap Gwilym *et al.*, 1998a; ap Gwilym *et al.*, 1998b; ap Gwilym and Alibo, 2003; Chueh, 2000; Chung and Chiang, 2006)、選擇權市場 (ap Gwilym *et al.*, 1998a)、新上市股票 (IPOs) (Chen and Ritter, 2000; Kandel *et al.*, 2001)、現金增資 (SEOs) (Yeoman, 2001)、存款利率 (Kahn *et al.*, 1999)、不動產市場 (Palmon *et al.*, 2004)。

委託單拆解成多張委託單，分次進行交易，而這些被拆解的委託單，大多使用倍數量交易，特別是中型倍數量交易。至於為何委託單大多被拆解成 5 與 10 的倍數，Alexander and Peterson 借心理學理論，認為人們偏好使用特定倍數的交易量，是與降低認知處理成本 (cognitive processing costs) 之心理有關。此外，依照 Harris (1991) 的主張，Alexander and Peterson 推論，交易者使用倍數量交易是為了解簡化交易雙方的議價過程，加速交易的進行與降低報導錯誤的風險。最後，根據 Hodrick and Moulton (2003) 和 Moulton (2005) 之觀點，基金經理人在季底調節投資組合部位以配合投資目標，會使用各種數量進行交易，遂導致交易量群聚在特定倍數的程度下降。

探討交易量群聚現象具有以下二個重要性。第一，流動性一直是市場微結構研究者所關注的議題，而交易量、時間與價格同屬流動性之重要構面。Moulton (2005) 指出，完全流動性是指任何交易者能以不遜於非私有資訊交易者 (uninformed trader) 的期望價格，立即完成所欲交易之數量。倘若金融市場存在著明顯的交易量群聚現象，這意味著交易者可能無法以任何數量輕易地完成交易，換言之，交易量群聚會降低金融資產的流動性，因此，探討交易量群聚現象可以增進吾人對市場流動性的瞭解。第二，對於金融資產交易者而言，瞭解私有資訊交易 (informed trading) 是非常重要的，特別是以限價單進行交易的流動性提供者，在面臨私有資訊交易時，經常會遭致損失。倘若交易量群聚是起因於私有資訊交易者的拆單行為，則流動性提供者面對連續發生的特定數量委託單時，自然必須調整下單策略加以因應。

過去文獻曾發現外匯市場與美國股票市場存在交易量群聚的現象，本文以台灣期貨交易所 (TAIFEX) 為研究對象，由於 TAIFEX 之市場結構迥然不同於外匯市場與美國股市，可能會對交易量群聚現象，分別產生下述兩股增強與弱化相互抵換 (trade-off) 的力量。第一，不同於外匯市場與美國股市的交易商 (dealer) 或專業會員 (specialist) 之交易機制，TAIFEX 是採用電子交易系統，會導致私有資訊交易者具有更高的隱匿性。Wang (1999) 曾發現雪梨期貨交易所之交易方式從公開喊價改成電子撮合後，資訊不對稱程度顯著提高。又依照 Alexander and Peterson (2007) 實證研究，私有資訊交易者是造成交易量群聚的重要原因，因此，TAIFEX 可能存在較為明顯的交易量群聚現象。第二，TAIFEX 是採用電腦自動連續競價，而外匯市場與 Nasdaq，主要透過交易商議價；NYSE 則是由專業會員與場內交易者的連續競價來完成。ap Gwilym and Alibo (2003) 指出，在電子交易系統中，交易者的交易成本較低，下單與競價過程均更為快速。況且，Alexander and Peterson 的議價假說，主張交易者使用倍數量交易，是為了解簡化議價的過程並加速交易的進行。依此推論，TAIFEX 的倍數量交易的使用頻率，可能會低於外匯市場與美國股市。綜合而言，在兩股相互抵換的力量下，採取電子交易系統的 TAIFEX，是否仍存在明顯的交易量群聚現象，自是一值得探究的實證問題，此為本文第一個研究動機。

有關交易量群聚的形成原因，Alexander and Peterson (2007) 曾進行完整的理論探討與正式

驗證，不過，仍有某些因素未被考慮，例如與個人投資者行為有關之市場情緒 (market sentiment)；期貨市場到期日前的平倉與轉倉交易，可能會影響交易量群聚程度；此外，開收盤時段之特殊交易活動也可能導致交易量群聚程度異於盤中時段。因此，以期貨市場為研究對象，將更多影響交易量群聚之因素納入考量，是本文的第二個研究動機。

本文共分五節，除本節的前言外，下文尚包括第二節的文獻探討與假說；第三節說明樣本與資料來源；第四節詳述研究方法；第五節為實證結果分析；第六節為結論，總結本文之研究結果與建議後續研究方向。

2. 倍數量交易成因之文獻與假說

2.1 隱藏交易假說

Harris (2003) 將私有資訊交易者定義為，在金融市場比其他投資人對金融資產價格擁有更多資訊者，其同時指出，私有資訊交易者估計資產的基本價值，可以是基於私有資訊 (private information)，也可以是基於任何人都可以取得的公開資訊 (public information)²。換言之，即使是利用公開資訊，只要能比其他投資人更精準地估計出資產的基本價值，則該交易者即可稱為私有資訊交易者。因此，以公開資訊為主的公債期貨與指數期貨，仍存在著資訊不對稱，例如 Wang (1999) 與 Huang (2004a; 2004b) 曾利用價差分解模型，分別驗證公債期貨與指數期貨市場確實存在資訊不對稱。

Barclay and Warner (1993) 研究美國股市發現，中型委託單引起股價變化程度遠大於大型與小型委託單。推論其原因為，私有資訊者不願使用大型委託單，以避免引起其他交易者注意，而使資訊提前洩漏，又使用小型委託單則完成特定數量交易之時間太長且交易成本過高，所以私有資訊者偏好使用中型委託單。Barclay and Warner 將此稱為隱藏交易假說 (stealth trading hypothesis)。

認知心理學者主張，人們面對複雜問題時，常會以簡化認知方式，來簡化其決策過程。例如 Ikenberry and Weston (2008) 指出，報價尾數會集中在偶數、零或五等某些特定數字，可能是投資人為了降低認知處理成本的集體行為。

Alexander and Peterson (2007) 結合上述隱藏交易假說和認知心理學的數字偏好觀點，主張私有資訊交易者為了避免一次大量交易導致資訊洩露，將大額委託單拆解成多張中型委託單，分次進行交易，而人們降低認知處理成本心理，又導致拆解後的委託單大多為倍數量交易。因此，有關委託單規模和倍數量交易關係之假說如下：

² Harris (2003), p. 223, line 28-30.

假說 1-1 中型委託單比其它型態委託單，更可能出現倍數量交易。

從前述討論得知，私有資訊交易爲了隱匿其交易，會將欲交易之目標部位，以多張中型倍數量委託單逐次下單進行交易。於是倍數量交易便會出現持續的現象。因此，有關委託單規模和倍數量交易關係之假說如下：

假說 1-2 前一筆交易屬倍數量交易，後一筆交易較可能出現倍數量交易。

Ding (1999) 發現 CME 外匯期貨在開盤時段有較大買賣價差，推論原因是開盤存在較大資訊不對稱。Kim *et al.* (2002) 使用 Huang and Stoll (1997) 提出的買賣價差分解模型分析日經 225 指數期貨的日內各時段之買賣價差成份，發現日內逆選擇價差成 L 型，即開盤時段有較大的逆選擇價差，這表示指數期貨在開盤時段存有較大資訊不對稱。黃玉娟與陳嘉琳 (民 93) 報導 TAIFEX 的台股指數期貨在開盤時段有較大買賣價差，雖然開盤之逆選擇價差佔總價差比例較小，但是將總價差乘上逆選擇價差比例，並以時間進行加權，可發現開盤時段的逆選擇價差最大³。闕河士與楊德源 (民 94) 發現 TAIFEX 在開盤時段有較大的價格波動性，這表示開盤時段有較多的資訊到達。綜合前述討論，開盤時段有較多私有資訊者加入交易，而他們又傾向拆單並使用倍數量委託單，故開盤時段會有較多的倍數量交易。因此，有關開盤時段和倍數量交易關係之假說如下：

假說 1-3 開盤時段比其它時段，更可能出現倍數量交易。

2.2 議價假說

Harris (1991) 提出議價假說 (negotiations hypothesis) 說明價格群聚之成因。該理論主張，若買賣雙方都以較小升降單位進行報價，利益是成交價格可以更接近基本價值，但代價是需要較長的議價時間才能完成交易，因此招致無法立即完成交易的機會成本 (例如無法變現和價格風險)。因此，若交易者希望縮短議價時間，便傾向使用倍數價進行交易，而出現價格群聚現象。Alexander and Peterson (2007) 認爲 Harris 的議價假說也可以應用解釋交易量群聚現象，交易者使用倍數量交易可以簡化買賣雙方的議價過程，加速交易進行與降低報導錯誤的風險。

Alexander and Peterson (2007) 應用議價假說解釋交易頻率與交易量群聚的關係。其推論爲：當交易活動較頻繁時，表示資訊流量增加，不確定程度提高，議價困難度提高，爲了加速議價進行與減少報告或資訊傳遞上的錯誤，投資人會使用倍數交易量進行交易。因此，有關交易頻率和倍數量交易關係之假說如下：

假說 2-1 交易活絡程度越高，越可能出現倍數量交易。

³ 將黃玉娟、陳嘉琳 (民 93)，62 頁，表 3 之台指期貨部份，第三欄百分比價差乘上第四欄逆選擇價差所佔之比例，再以交易時間加權，即可得到各時段逆選擇價差爲：8:45-10:00 (0.223%)、10:00-11:00 (0.177%)、11:00-12:00 (0.201%)、12:00-13:00 (0.191%)、13:00-13:45 (0.177%)。

Alexander and Peterson (2007) 指出，當某交易的交易量超過報價深度（即盤面上委託買進或賣出數量），則該交易必須尋求跟其它委託單進行交易，爲了加速交易完成，交易者會使用倍數量交易。因此，有關報價深度和倍數量交易關係之假說如下：

假說 2-2 當交易量超過最佳報價深度時，越可能出現倍數量交易。

Alexander and Peterson (2007) 主張，資產價格越高，交易量變動會導致總投資金額產生重大變化，所以當價格水準越高時，交易量決策越重要，因此交易者越不會使用倍數量交易去加速交易完成。因此，在資產價格與倍數量交易關係之假說如下：

假說 2-3 當價格水準越高時，越不可能出現倍數量交易。

2.3 異質交易量需求假說

Hodrick and Moulton (2003) 的理論可稱爲異質交易量需求假說 (hypothesis of heterogeneous quantity demands)，在其模型中，存在對交易量有不同需求的非私有資訊交易者，若這些交易者無法完成目標交易量，則會招致成本。在平常，未完成目標交易量的成本較低，因此，市場上出現交易量種類較少。但是在某些時期（如季底），未完成目標交易量的成本很高，因此，目標交易量各異的無資訊交易者，希望完成特定的目標交易量，遂使得交易量種類增加，亦即交易量群聚程度降低。Hodrick and Moulton 認爲這個特定時點主要發生季底，因爲實務界經常在季底進行「作帳」(window dressing)，或是基金經理人在季底調整投資組合以配合其交易策略與目標，應付內部與外部的評估與檢視。Moulton (2005) 實證發現，外匯市場在季底的兩個星期，交易量群聚的現象顯著下降。因此，有關季底時期和倍數量交易關係之假說如下：

假說 3-1 季底時期比其它時期，更不會出現倍數量交易。

應用 Hodrick and Moulton (2003) 的季底假說，本文推論，許多避險者在到期前會把即將到期的近月契約轉換成遠月契約，爲了配合其避險組合之調整，必須以特定的交易量進行交易。此外，不願意等待至到期而被動結算的投機者，也會在到期前將期貨平倉，此時也必須以特定的交易量進行交易。結果，這些轉倉或平倉交易，會導致較少使用倍數量交易，而使交易量群聚的現象顯著下降。因此，有關期貨契約到期和倍數量交易關係之假說如下：

假說 3-2 接近到期日時期比其它時期，更不會出現倍數量交易。

2.4 行為假說

如前文所述，爲了降低認知處理成本，個人會使用特定尾數之價格或是特定數量進行交易。本文推論，相對於投資機構之專業經理人，個人投資者較不擅長處理複雜決策，因此，更可能使用倍數量交易去降低其認知處理成本。又一般而言，個別投資人傾向在情緒樂觀與看多時進入市場，在情緒悲觀與看空時退出市場。因此，投資人情緒與和倍數量交易關係之假說如下：

假說 4-1 投資人情緒越偏向樂觀，越會出現倍數量交易。

3. 樣本與資料來源

TAIFEX 在 1998 年 7 月 21 日開始交易第一項期貨商品，「臺灣證券交易所股價指數期貨契約」(簡稱台股期貨，TX)；之後於 1999 年 7 月 21 日再推出兩項股價指數期貨：「臺灣證券交易所電子類股價指數期貨」(簡稱電子期貨，TE) 及「臺灣證券交易所金融保險類股價指數期貨」(簡稱金融期貨，TF)。根據美國期貨業協會資料顯示，TAIFEX 在衍生性契約交易量的世界排名，2004 年為第 25 名，2008 年躍升至第 17 名⁴，顯見 TAIFEX 在全球金融市場中，具有一定程度的重要性。

本文以 TAIFEX 的台股期貨、電子期貨及金融期貨等三項指數期貨契約為研究對象，研究期間從 2002 年 9 月 1 日至 2004 年 9 月 30 日，日內逐筆交易資料 (包括成交時間、成交價與量、委託時間、委買和委賣價與量等) 取自台灣經濟新報 (TEJ) 的期貨分時資料庫。期貨每日交易期間為 8:45 ~ 13:45，在研究期間中 TAIFEX 是採取電腦自動撮合進行交易，開盤與收盤採集合競價，盤中則是採逐筆連續競價，因此，本文將開收盤兩筆資料刪除。由於景氣循環可能會影響投資人的交易行為，因此，本文根據行政院經建會研究處發布的景氣循環基準日期，將研究期間 2002 年 9 月 1 日至 2004 年 3 月 31 日界定為景氣擴張時期，而 2004 年 4 月 1 日至 2004 年 9 月 31 日界定為景氣收縮時期，藉以觀察 TAIFEX 指數期貨契約的交易量群聚現象是否會受到景氣循環的影響⁵。

TAIFEX 在 2002 年 7 月 29 日以前，盤中是採固定時隔的批次集合競價 (約 10 秒競價一次)，惟從 2002 年 7 月 29 日起，盤中改採逐筆連續競價。由於本文主要目的在檢驗每筆交易的交易量是否具有倍數化現象，必須選擇連續競價制度方能獲得每筆交易量資料。又在交易制度改變初期，投資人必須適應和學習新制度，為避免此特殊時期之資料產生誤差，故本文以新撮合制度實施一個月後的 2002 年 9 月 1 日作為取樣期間的起點⁶。取樣期間終點選在 2004 年 9 月 30 日的原因為，TAIFEX 於 2004 年 10 月 1 日起，改變交易資料格式與儲存方式，將成交價、量資料和委託買賣價、量資料，分開成為成交檔和委託檔兩個檔案。在資料格式改變前，每筆交易時間與委託單時間都是報導至毫秒 (例如 10:23:45.83)。然而，在資料格式改變後，TAIFEX 提供給 TEJ 的資料，成交檔的交易時間仍然是紀錄至毫秒，但是委託檔的資料卻只有紀錄至秒 (即 10:23:45:00)，因此，很難判定每筆交易前最近的委託價與量。為避免將成交資料與委託資料結合產生的誤差，本研究遂以交易所改變資料格式前的最後一天，作為取樣期間的終點。雖然受

⁴ 美國期貨業協會 (Futures Industry Association) <http://www.futuresindustry.org/volume-statistics.asp>。

⁵ 行政院經濟建設委員會研究處發布的台灣第 11 次景氣循環基準日期，係從 2001 年 9 月 (谷底) 至 2004 年 3 月 (峰頂) 為景氣循環擴張期，然後至 2005 年 2 月 (谷底) 為景氣循環收縮期。

⁶ Goldstein and Kavajecz (2000) 研究 NYSE 股票升降單位 (tick) 改變前後之市場流動性變化，也是將制度改變後的一小段期間刪除，以避免制度轉換所產生的資料誤差。

限於資料來源，惟研究期間亦長達兩年，共計 518 個交易日，應具有一定程度的代表性。

表 1 是 TAIEX 三項指數期貨在研究期間中各交易日之平均價格水準 (AMIDP)、平均相對買賣價差 (ARSPREAD)、成交量 (VOLUME)、交易筆數 (TNO)、平均報價深度 (AQDEPTH) 的敘述性統計。價格水準是最佳買價與賣價的中點 (即二者平均值)，相對價差是賣價減買價再除以買賣中價。報價深度是最佳買價之委買數量與最佳賣價之委賣數量的平均值。AMIDP、ARSPREAD、AQDEPTH 是先計算各交易日之平均值，VOLUME 則是各交易日所有交易之累計成交量，TNO 是各交易日之總交易筆數。從表 1 可以發現，台股期貨 (TX) 有較大的交易量、交易筆數和平均報價深度，以及較小的買賣價差，這表示台股期貨的交易活動和流動性皆大於電子期貨 (TE) 和金融期貨 (TF)。此外，上述各期貨契約的交易活動和流動性之敘述性統計存在明顯差異，意味著同時使用三項指數期貨契約作為研究對象，可提高本研究實證結果之周延性。

表 1 TAIEX 指數期貨契約每日交易活動變數之敘述性統計

Statistics	AMIDP	ARSPREAD	VOLUME	TNO	AQDEPTH
Panel A: TX期貨契約					
Mean	5346.5	0.0327%	4184.6	2058.1	11.9
Median	5376.8	0.0314%	4028.0	2021.0	11.5
Maximum	7186.7	0.0759%	8539.0	3328.0	24.7
Minimum	3869.1	0.0196%	1673.0	857.0	4.2
Std. Dev.	769.1	0.0096%	981.0	385.6	4.1
Panel B: TE期貨契約					
Mean	224.8	0.0591%	1644.7	1098.5	4.1
Median	222.1	0.0569%	1594.0	1073.0	3.9
Maximum	290.2	0.1377%	3581.0	2159.0	12.8
Minimum	170.8	0.0255%	398.0	255.0	2.2
Std. Dev.	30.9	0.0194%	501.6	342.7	1.3
Panel C: TF期貨契約					
Mean	805.0	0.0640%	1636.8	1093.6	4.7
Median	767.0	0.0573%	1616.0	1063.0	4.0
Maximum	1150.2	0.1997%	3944.0	2519.0	19.8
Minimum	579.9	0.0252%	259.0	198.0	1.8
Std. Dev.	138.1	0.0276%	796.4	519.3	2.4
Observations	518	518	518	518	518

註：1.TX 代表台股期貨；TE 代表電子期貨；TF 代表金融期貨。

2.AMIDP 代表日平均買賣中價，以點數表示；ARSPREAD 代表日平均相對買賣價差，以百分比表示；VOLUME 代表日成交量；TNO 代表日成交筆數；AQDEPTH 代表平均報價深度。

3.研究期間從 2002 年 9 月 1 日至 2004 年 9 月 30 日，共計 518 個交易日。

4. 研究方法

4.1 交易量群聚現象之檢定

有關交易量群聚現象之檢定是沿用 Alexander and Peterson (2007) 的研究法，採用複迴歸分析及比例 z 檢定，以下分別就檢定方法加以說明。

4.1.1 複迴歸分析

首先設定包括 5 與 10 倍數量交易虛擬變數之複迴歸模型，檢定交易量群聚現象，如方程式 (1)：

$$\ln(Freq_i) = c_0 + c_1 \ln(Size_i) + c_2 R5_i + c_3 R5_i \cdot T_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

方程式 (1) 之觀察值為交易量 i ， $i = 1 \sim 100$ 口； $Size_i$ 等於交易量 i ； $Freq_i$ 為交易量 i 的相對次數百分比； $R5_i$ 為虛擬變數，當交易量 i 為 5 的倍數時， $R5_i = 1$ ，其它為 0； T_i 為虛擬變數，當交易量 i 為 10 的倍數時， $T_i = 1$ ，其它為 0； ε_i 為隨機誤差項。

在方程式 (1) 中，若 $R5_i$ 的係數 c_2 顯著大於零，表示存在著交易量群聚於 5 倍數的現象。若 $R5_i \cdot T_i$ 的係數 c_3 顯著大於零，表示 10 倍數交易量群聚現象大於 5 倍數交易量。此外，因預期交易量與相對次數百分比呈負向關係，故加入 $Size_i$ 作為控制變數，並檢定係數 c_1 是否顯著小於零。

4.1.2 比例 z 檢定

在上述複迴歸分析中，是以加入交易量變數 ($Size_i$) 的方式去控制交易量對交易出現次數的影響。此處則是選擇交易量為 $5X$ 和 $5X \pm 1$ 的交易作為樣本，以此方式控制交易量的影響，並以 z 檢定檢驗交易量群聚現象。又從實際交易資料得知，交易量 30 口以上的交易筆數占總交易筆數非常低，故設定 $X=1 \sim 6$ ，即包括 (4,5,6)、(9,10,11)、(14,15,16)、(19,20,21)、(24,25,26)、(29,30,31)，共計 18 種交易量。

若期貨契約沒有交易量群聚現象，則 5 倍數量交易出現的機率應該和其它交易的機率一樣，即應該佔全部交易筆數的 $1/3$ 。所以，本文以 z 統計量檢定 5 倍數量交易的比例是否顯著大於 $1/3$ ，若 z 檢定統計量顯著大於零，則表示期貨契約有交易量群聚的現象⁷。

⁷ 比例 z 檢定統計量為： $z = (\hat{p} - p_0) / \sqrt{(1/n)p_0q_0}$ ，其中，均等分配理論值 $p_0 = 1/3$ ， $q_0 = 2/3$ ， n 為樣本期間總交易筆數； \hat{p} 為 5 倍數量交易筆數除以總交易筆數的樣本比例。

4.2 倍數量交易影響因素模型設定與假說檢定

4.2.1 價格群聚之定義

既然前述文獻指出 Harris (1991) 的議價假說，可以同時用於解釋價格群聚和交易量群聚，則倍數價交易與倍數量交易應該存在正向關係。對此，Alexander and Peterson (2007) 的實證研究發現，NYSE 和 Nasdaq 股票的交易量群聚和價格群聚彼此並非獨立。因此，本文在設定模型對倍數量交易成因進行檢定時，必須將此現象加以考慮。

由於不同的金融資產，其最小升降單位 (tick) 亦各自不同，故價格群聚的定義會隨資產而異⁸。TAIFEX 的 TX 是以指數 1 點為升降單位，TE 是以 0.05 點為升降單位，TF 是以 0.2 點為升降單位。表 2 是研究期間中，TX、TE 和 TF 三種期貨契約，依其成交價格尾數進行統計，表中的百分比數字即是特定尾數之交易筆數除以總交易筆數，括弧內數字是比例檢定的 z 值，其中，均等分配理論值，在 TX、TE、TF 期貨分別是 10%、50%、20%。

表 2 價格群聚現象之檢定

價格尾數	期貨契約		
	TX	TE	TF
0	14.07% (158.05)***	72.01% (381.98)***	37.39% (377.48)***
1	8.11% (-73.17)***		
2	9.57% (-16.50)***		15.54% (-96.71)***
3	9.62% (-14.69)***		
4	8.66% (-51.99)***		15.10% (-106.28)***
5	12.55% (99.14)***	27.99% (-381.98)***	
6	9.22% (-30.28)***		16.41% (-77.92)***
7	9.08% (-35.66)***		
8	10.62% (24.08)***		15.55% (-96.58)***
9	8.48% (-58.99)***		
觀察值	1355849	752674	753522
卡方值	44640.7 ***	145907.3 ***	142831.7 ***

註：1.TX 代表台股期貨；TE 代表電子期貨；TF 代表金融期貨。

2.卡方適合度檢定是檢驗價格尾數分配是否為均等分配。TX、TE、TF 比例 z 檢定的理論值分別為 10%、50%、20%。

3.研究期間從 2002 年 9 月 1 日至 2004 年 9 月 30 日，共計 518 個交易日。

4.括弧內數字為 z 檢定統計量；*** 代表在 1% 水準下達到顯著。

⁸ 例如過去文獻顯示，英國 LIFFE 的 FTSE 100 和 FTSE 250 股價指數期貨與選擇權的最小升降單位為 0.5，ap Gwilym *et al.* (1998a) 發現 98% 的成交價格尾數是發生在整數點數。新加坡 SGX-TD 的 MSCI 台股指數期貨最小升降單位為 0.1，闕河士 (民 92) 發現，約有 30% 報價與成交價的尾數群聚在 0 或 5。SGX-TD 的 Nikkei 225 指數期貨最小升降單位是 5，Chueh (2000) 發現，接近 60% 的報價與成交價的尾數是 0。

從表 2 可以發現，就 TX 期貨而言，價格尾數有集中在 0 與 5 的現象，其比例分別為 14.07% 和 12.55%，z 檢定顯著拒絕等於 10% 的均等分配比例值。TE 期貨的價格尾數則是呈現集中在 0 的現象，其比例為 72.01%，z 檢定顯著拒絕等於 50% 的均等分配比例值。至於 TF 期貨的價格尾數發生在 0 的次數比例為 37.39%，z 檢定顯著拒絕等於 20% 的均等分配比例值。此外，表 2 最後一列的卡方適合度檢定結果顯示，三種期貨成交價格尾數的實際分配，都在 1% 顯著水準下拒絕均等分配形態。由上述分析可知，TAIFEX 的三種指數期貨存在價格群聚現象，TX 期貨成交價格尾數有群聚在 0 與 5 的現象，TE 和 TF 期貨成交價格尾數有群聚在 0 的現象。因此，下文就以此為標準，將各期貨契約的交易區分成是否為倍數價交易。

4.2.2 模型設定

基於過去文獻，倍數量交易與倍數價交易並非獨立，參考 Alexander and Peterson (2007)，本文亦使用 bivariate probit model 建立倍數量交易與倍數價交易之影響因素模型，該模型的應變數是類別尺度，且允許兩個 probit model 的隨機誤差項之共變數不等於零。方程式(2)是描述倍數量交易與其影響因素關係，方程式(3)則是描述倍數價交易與其影響因素，方程式(4)則是允許兩個 probit model 之隨機誤差項相關。

$$\begin{aligned} \Pr(\text{ROUND}Q_t) = & a_0 + a_1 \text{LARGE}_t + a_2 \text{SMALL}_t + a_3 \text{PERSIST}_t + a_4 \text{O30}_t + a_5 \text{C30}_t \\ & + a_6 \text{TRANO}_t + a_7 \text{GTDEPTH}_t + a_8 (1 / \text{MIDP})_t + a_9 \text{END}Q_t \\ & + a_{10} \text{MDAYS}_t + a_{11} \text{SENT}_t + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Pr(\text{ROUND}P_t) = & b_0 + b_1 \text{LARGE}_t + b_2 \text{SMALL}_t + b_3 \text{RSPREAD}_t + b_4 \text{O30}_t + b_5 \text{C30}_t \\ & + b_6 \text{TRANO}_t + b_7 \text{GTDEPTH}_t + b_8 \text{MDAYS}_t + b_9 (1 / \text{MIDP})_t \\ & + b_{10} \text{SENT}_t + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = \rho \quad (4)$$

對於方程式(2)~(4)的參數估計，仍是選擇各期貨契約在研究期間所有交易量為 5X 和 5X±1 交易作為觀察值，其中 X = 1~6。在應變數部分，方程式(2)的 ROUNDQ 代表倍數量交易虛擬變數，當交易量為 5 的倍數時，ROUNDQ = 1，其它為 0。方程式(3)的 ROUNDP 代表倍數價交易虛擬變數，當成交價格尾數群聚在特定數字時，ROUNDP = 1，其它為 0。

方程式(2)的自變數定義如下：LARGE 代表大型交易的虛擬變數，若成交量在 14 口以上的交易，則令 LARGE = 1，其它為 0；SMALL 代表小型交易的虛擬變數，若成交量在 6 口以下的交易，則令 SMALL = 1，其它為 0⁹。PERSIST 代表倍數量交易持續的虛擬變數，若前一筆交易

⁹ 本文將期貨的交易量 1~6 口定義為小型交易，7~13 口定義為中型交易，14 口以上定義為大型交易。此種定義，使 5X, 5X±1 (X=1~6) 的交易作為樣本時，交易量為 5 口的交易屬於小型倍數量交易，10 口的

是倍數量交易，則 PERSIST = 1，其它為 0。O30 代表開盤時段的虛擬變數，若開盤後 30 分鐘以內的交易，則令 O30 = 1，其它為 0；C30 代表收盤時段的虛擬變數，若收盤前 30 分鐘以內的交易，則令 C30 = 1，其它為 0。交易頻率 TRANO 代表每筆交易前的交易活絡程度，是以每筆交易撮合前 15 分鐘期間內的交易筆數，再除以該交易日的總交易筆數。GTDEPTH 代表交易量大於報價深度的虛擬變數，先依 Ellis *et al.* (2000) 的交易方向分類法則，將交易區分為買進交易或賣出交易¹⁰。買進交易之交易量大於最佳賣出檔的委賣數量，或是賣出交易之交易量大於最佳買進檔的委買數量，則令 GTDEPTH = 1，其它為 0。MIDP 代表買賣中價，是指最佳買價加上最佳賣價再除以二，採取價格倒數是沿用 Harris (1991) 的作法。ENDQ 代表季底虛擬變數，如果交易發生日期是在每季的最後兩週，則 ENDQ = 1，其它為 0。MDAYS 代表期貨契約到期虛擬變數，如果交易是發生在期貨契約最後交易日前三日內(含)，則 MDAYS = 1，其它為 0。Simon and Wiggins (2001) 發現選擇權的賣/買權比率 (put/call ratio) 對市場投資人情緒具有顯著的預測能力，因此，本文採用台指選擇權之賣權成交量除以買權成交量來衡量投資人情緒，以 SENT 代表，SENT 越大表示投資人越悲觀，SENT 越小表示投資人越樂觀。

依照前述第二節之研究假說，本文預期 LARGE 的係數 a_1 與 SMALL 的係數 a_2 顯著為負，這表示假說 1-1 中型委託單比其它型態委託單，更可能出現倍數量交易的主張得到支持。PERSIST 的係數 a_3 顯著為正，這表示假說 1-2 前一筆交易屬倍數量交易，後一筆交易較可能出現倍數量交易的主張得到支持。O30 的係數 a_4 顯著為正，這表示假說 1-3 開盤時段比其它時段，更可能出現倍數量交易的主張得到支持。TRANO 的係數 a_5 顯著為正，這表示假說 2-1 交易活絡程度越高，越可能出現倍數量交易的主張得到支持。GTDEPTH 的係數 a_6 顯著為正，這表示假說 2-2 當交易量超過最佳報價深度時，越可能出現倍數量交易的主張得到支持。1/MIDP 的係數 a_7 顯著為正，這表示假說 2-3 當價格水準越高時，越不可能出現倍數量交易的主張得到支持。ENDQ 的係數 a_8 顯著為負，這表示假說 3-1 季底時期比其它時期，更不會出現倍數量交易。MDAYS 的係數 a_9 顯著為負，這表示假說 3-2 接近到期日之時期比其它時期，更不會出現倍數量交易。SENT 的係數 a_{10} 顯著為負，表示假說 4-1 投資人情緒越偏向樂觀，越會出現倍數量交易。

方程式(3)的自變數大致與方程式(2)相似，唯一不同的是少了 PERSIST 和 ENDQ，而增加 RSPREAD。RSPREAD 代表買價價差，是最接近交易前的最佳賣價減去最佳買價，再除以買賣中價。基於價格群聚文獻，有關方程式(3)各自變數之係數預期符號說明如下。

交易屬於中型倍數量交易，15, 20, 25, 30 口的交易則為大型倍數量交易。又 $5X \pm 1$ 的交易便能與 $5X$ 的交易，同時被分類到相同規模的交易。

¹⁰ 交易方向的分類方式參考 Ellis *et al.* (2000)， D_t 代表交易方向， $D_t=1$ 表示買進交易，以 $D_t=-1$ 表示賣出交易。 P_t 代表成交價， P_t 高於或等於最佳賣價， $D_t=1$ ； P_t 低於或等於最佳買價， $D_t=-1$ 。

Harris (1991) 的議價假說主張，使用倍數價交易有助於縮短議價過程加速完成交易。越大型委託單對價格影響越大，越不易完成交易，為了加速交易的進行，交易者會傾向使用倍數價格。因此，預期 LARGE 的係數 b_1 為正，SMALL 的係數 b_2 為負。

依照議價假說，投資人對資產價格看法越分歧時，採用較粗略的倍數價格並不會造成交易失敗，然而，若投資人對資產價格看法一致時，則採用較粗略的倍數價格很可能導致交易失敗，喪失完成交易的利益。因此，Harris (1991) 主張，當投資人對資產價格看法越分歧時，投資人越會使用倍數價交易，而使價格群聚程度提高。Chueh (2000) 和闕河士 (民 92) 認為較大的買賣價差，代表交易者對於資產價格的看法越不一致，因此，可以推論買賣價差與倍數價交易存在正向關係，即 RSPREAD 的係數 b_3 為正。

ap Gwilym *et al.* (1998a) 發現開盤時段價格群聚程度最大，盤中次之，收盤前價格群聚程度最小，他們認為這是因為開盤時段投資人對資產價格看法較不一致的結果，隨著盤中交易將真值訊息逐漸傳遞，接近收盤時，投資人之間對資產價格看法已趨於一致。因此，依照議價假說，預期 O30 的係數 b_4 為正，C30 的係數 b_5 為負。

Daigler (1997) 指出，較高的交易頻率表示投資人對資產價格看法相當分歧。ap Gwilym *et al.* (1998b)、Chueh (2000)、闕河士 (民 92) 亦持相同觀點。因此，依照議價假說，預期 TRANO 的係數 b_6 為正。

Alexander and Peterson (2007) 以議價假說為基礎指出，當交易量超過報價深度時，則該交易必須尋求跟其他委託單進行交易，為了加速交易完成，交易者會使用倍數價格。因此，預期 GTDEPTH 的係數 b_7 為正。

Chueh (2000) 發現，在接近期貨到期日時，價格群聚程度會提高，他推論這是因為交易者希望儘快平倉，而增加使用倍數價格，此項推論基本上與 Harris (1991) 的議價假說觀點相容。因此，預期 MDAYS 的係數 b_8 為正。

有關資產價格與倍數價交易的關係可以引用 Ball *et al.* (1985) 的最適價格假說 (optimal degree of price resolution hypothesis) 加以說明，該理論主張當交易實務所訂定的升降單位太小時，交易者不需要這種過度精細的升降單位，因此，報價與成交價便會大量出現在升降單位的偶數倍數或某一特定倍數。Harris (1991) 認為，當資產價格水準越高時，相同升降單位引起的價格變化百分比相對是很較小的，所以交易者會以最小升降單位的某些倍數進行報價，於是使倍數價交易和資產價格水準呈正相關。因此，預期 1/MIDP 的係數 b_9 為負。

最後，依照 Ikenberry and Weston (2008)，投資人為了降低認知處理成本會偏愛使用倍數價委託單進行交易。又本文認為個別投資人應當比機構投資人更具有此種傾向。於是，當投資人情緒越偏向樂觀時，個別投資人會積極進入市場交易，因此會使用更多的倍數交易。因此，依照行為假說預期 SENT 的係數 b_{10} 為負。

4.3 倍數量交易之價格衝擊分析

市場微結構研究者指出擁有特殊資訊者的交易會使價格產生較大的衝擊。因此，本文再以 Madhavan and Smidt (1991) 的價格衝擊模型為基礎，檢驗倍數量交易是否產生較大之價格衝擊，據此瞭解倍數量交易與私有資訊交易的關係。

4.3.1 倍數量交易之價格衝擊模型設定

Madhavan and Smidt (1991) 以 Glosten and Harris (1988) 的模型為基礎，建構一個能將價格變動分解成逆選擇成份和固定成本成份的模型，其方程式如下：

$$RET_t = \lambda q_t + \frac{\psi}{\pi} D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， RET_t 代表 t 時點的價格變化， $RET_t = \ln(PRICE_t) - \ln(PRICE_{t-1})$ ， $PRICE_t$ 代表 t 時點的成交價格。 D_t 代表交易方向， $D_t = 1$ 代表買進交易， $D_t = -1$ 代表賣出交易。 q_t 代表方向性成交量 (directional trading volume) 或淨委託單流量 (net order flow)， $q_t = D_t \times VOLUME_t$ ， $VOLUME_t$ 代表交易量。 λ 代表逆選擇成份， λ 越大，表示交易引起的價格衝擊程度越大，交易隱含較多的私有資訊。 ψ 代表造市者的固定成本成份或稱為暫時成份 (transitory component)。 π 是造市者先驗觀察的貝氏權重 (Bayesian weight)。 ε_t 為隨機誤差項，代表公開資訊。

Chan (2000) 指出，雖然上述價格形成模型是建構在有造市者的交易商市場 (dealership markets)，但是仍然可以應用於電子系統交易的限價委託單市場 (limit order markets)。在限價委託單市場中，可將限價單交易者 (即流動性提供者) 視為造市者，不同的是其造市行動是自願的，而非如交易商被迫負擔造市義務。

方程式 (6) 是將倍數量交易虛擬變數加入方程式 (5)，藉以分析倍數量與非倍數量交易的價格衝擊是否存在差異：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_2 q_t ROUNDQ_t + \frac{\psi}{\pi} D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中， $ROUNDQ_t$ 代表倍數量交易虛擬變數，1 代表倍數量交易，0 代表其它交易。

在方程式(6)中， $\lambda_1 + \lambda_2$ 代表倍數量交易之價格衝擊， λ_1 代表非倍數量交易之價格衝擊。若倍數量交易隱含較多的私有資訊，則倍數量交易之價格衝擊應大於非倍數量交易，換言之， λ_2 應顯著大於零。

4.3.2 中型倍數量交易之價格衝擊模型設定

依照隱藏交易假說，中型倍數量交易的價格衝擊程度，應大於其它小型或大型的倍數量交易。為檢驗 TAIFEX 指數期貨是否存在中型倍數量交易比其它倍數量交易傳遞更多私有資訊而

引起更大價格衝擊的現象，本文將大、中及小型倍數量交易虛擬變數加入方程式 (6) 而得到方程式(7)：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t ROUNDQL_t + \lambda_{22} q_t ROUNDQM_t + \lambda_{23} q_t ROUNDQS_t + \frac{\psi}{\pi} D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， $ROUNDQL_t$ 代表大型倍數量交易虛擬變數， $ROUNDQL_t = 1$ 代表大型倍數量交易， $ROUNDQL_t = 0$ 代表其它倍數量交易； $ROUNDQM_t$ 代表中型倍數量交易虛擬變數， $ROUNDQM_t = 1$ 代表中型倍數量交易， $ROUNDQM_t = 0$ 代表其它倍數量交易； $ROUNDQS_t$ 代表小型倍數量交易虛擬變數， $ROUNDQS_t = 1$ 代表小型倍數量交易， $ROUNDQS_t = 0$ 代表其它倍數量交易。

在方程式(7)中，若 λ_{22} 在統計上顯著大於零，即表示中型倍數量交易比其它倍數量交易引起更大的價格衝擊。

4.3.3 財報公告月份倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊模型設定

在樣本期間，我國證券交易法第 36 條規定，發行有價證券之公司在每年 4 月底前公告年報及第一季之季報、8 月底前公告半年報，及 10 月底前公告第三季之季報，換言之，在 4、8 及 10 月三個月份，股票市場會因為財報資訊而產生較大資訊不對稱，指數期貨市場的資訊不對稱程度也可能隨之增加。為檢驗 TAIFEX 指數期貨的倍數量與中型倍數量交易是否在財報公告月份，會因較高的資訊不對稱程度而產生較大價格衝擊，本文設定下列二個包含財報公告月份虛擬變數的價格衝擊模型：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t ROUNDQ_t + \lambda_{22} q_t ROUNDQ_t \times F_t + \frac{\psi}{\pi} D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t ROUNDQ_t + \lambda_{22} q_t ROUNDQM_t + \lambda_{23} q_t ROUNDQM_t \times F_t + \frac{\psi}{\pi} D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中， F_t 代表財報公告月份的虛擬變數， $F_t=1$ 代表財報公告月份，即 4 月、8 月及 10 月， $F_t=0$ 代表其它月份。

在方程式(8)中，若 λ_{22} 顯著大於零，即表示財報公告月份之倍數量交易比其它月份倍數量交易會引起更大的價格衝擊。在方程式(9)中，若 λ_{23} 顯著大於零，即表示財報公告月份之中型倍數量交易比其它月份之中型倍數量交易會引起更大的價格衝擊。

4.3.4 開、收盤時段倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊模型設定

為檢驗開、收盤時段的倍數量與中型倍數量交易，是否因資訊不對稱迥異於盤中時段，而

有不同的價格衝擊程度，故將方程式 (10) 和 (11) 加入開盤與收盤時段虛擬變數：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t ROUNDQ_t + \lambda_{22} q_t ROUNDQ_t \times O30_t + \lambda_{23} q_t ROUNDQ_t \times C30_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t ROUNDQ_t + \lambda_{22} q_t ROUNDQM_t + \lambda_{23} q_t ROUNDQM_t \times O30_t + \lambda_{24} q_t ROUNDQM_t \times C30_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中， $O30_t$ 代表開盤時段虛擬變數， $O30_t = 1$ 代表開盤後 30 分鐘的時段， $O30_t = 0$ 代表其它時段。 $C30_t$ 代表開盤時段虛擬變數， $C30_t = 1$ 代表收盤前 30 分鐘的時段， $C30_t = 0$ 代表其它時段。

在方程式(10)中，若 λ_{22} 顯著大於零，即表示開盤之倍數量交易比其它時段之倍數量交易會引起更大的價格衝擊；若 λ_{23} 顯著大於零，即表示收盤之倍數量交易比其它時段之倍數量交易會引起更大的價格衝擊。

在方程式(11)中，若 λ_{23} 顯著大於零，即表示開盤時段之中型倍數量交易比其它時段之中型倍數量交易會引起更大的價格衝擊；若 λ_{24} 顯著大於零，即表示收盤時段之中型倍數量交易比其它時段之中型倍數量交易會引起更大的價格衝擊。

5. 實證結果分析

5.1 交易量群聚現象

表 3 與圖 1 分別是 TAIFEX 三項指數期貨契約之交易量相對次數分配表與長條圖。相對次數是將研究期間中某特定交易量的筆數，除以研究期間的總交易筆數。由於大筆交易出現的次數很少，所以只顯示 1~34 口成交量的交易¹¹。圖 1 橫軸是每筆交易量，縱軸則是各交易量的相對次數百分比，由於高、低成交量的交易次數百分比差異很大，所以縱軸採用不等距尺度表示。

從表 3 與圖 1 可以發現，就整體趨勢而言，TX、TE 和 TF 等三個期貨契約的各交易量次數是交易量的遞減函數。交易量為 5 倍數和 10 倍數的交易次數，明顯大於其鄰近±1 交易量的交易次數，又群聚於 10 倍數的現象似乎更勝於 5 倍數。上述 TAIFEX 指數期貨契約之交易量相對次數分配之特性，與 Alexander and Peterson (2007) 的美國股票樣本之實證發現十分相似。

表 4 是方程式(1)的普通最小平方方法參數估計結果，由於以 White (1980) 檢定顯示殘差項存在異質性，故以 Newey and West (1987) 的 HAC 對參數估計標準誤加以調整。從表 3 可以發現，所有模型的 Adj. R^2 皆在 0.94 以上，這說明自變數的解釋能力相當好。無論是全部期間、景氣擴

¹¹ 在全部研究期間，TAIFEX 指數期貨交易量大於 30 口的交易占總交易筆數，TX 期貨為 0.199%；TE 期貨為 0.017%；TF 期貨為 0.024%，皆非常低。

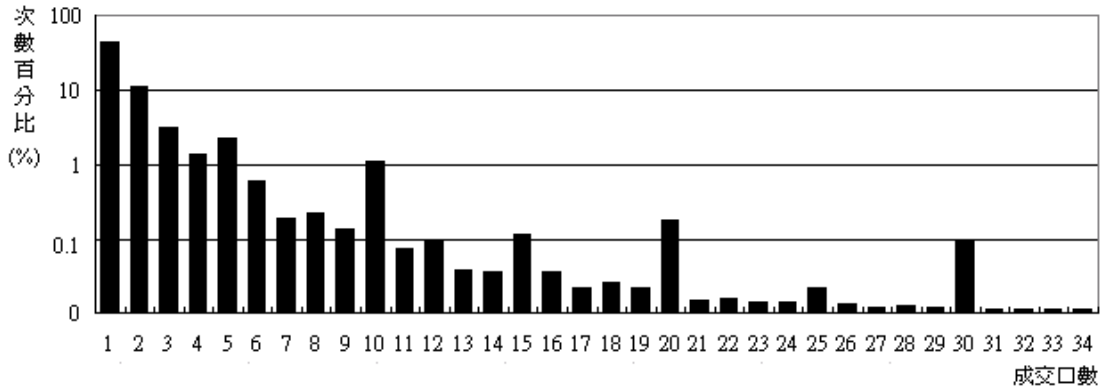
表 3 TAIEX 指數期貨之交易量相對次數分配

成交口數	相對次數百分比		
	TX期貨契約	TE期貨契約	TF期貨契約
1	68.7390%	76.9260%	77.6287%
2	14.5079%	13.6642%	13.1646%
3	5.6088%	3.9651%	3.8290%
4	2.3343%	1.5886%	1.5696%
5	4.1106%	2.1556%	2.0607%
6	0.8118%	0.4006%	0.3930%
7	0.3458%	0.1938%	0.2066%
8	0.4226%	0.1875%	0.1853%
9	0.2341%	0.1190%	0.1177%
10	1.4921%	0.4989%	0.5300%
11	0.0881%	0.0291%	0.0304%
12	0.1055%	0.0311%	0.0361%
13	0.0569%	0.0210%	0.0230%
14	0.0528%	0.0186%	0.0207%
15	0.1558%	0.0411%	0.0381%
16	0.0552%	0.0128%	0.0143%
17	0.0332%	0.0097%	0.0118%
18	0.0415%	0.0113%	0.0105%
19	0.0322%	0.0082%	0.0093%
20	0.3323%	0.0630%	0.0625%
21	0.0156%	0.0033%	0.0029%
22	0.0192%	0.0029%	0.0035%
23	0.0131%	0.0025%	0.0027%
24	0.0137%	0.0031%	0.0029%
25	0.0349%	0.0057%	0.0049%
26	0.0107%	0.0023%	0.0031%
27	0.0082%	0.0023%	0.0016%
28	0.0097%	0.0017%	0.0028%
29	0.0074%	0.0015%	0.0020%
30	0.1064%	0.0116%	0.0105%
31	0.0039%	0.0005%	0.0013%
32	0.0056%	0.0009%	0.0004%
33	0.0049%	0.0005%	0.0008%
34	0.0047%	0.0015%	0.0011%

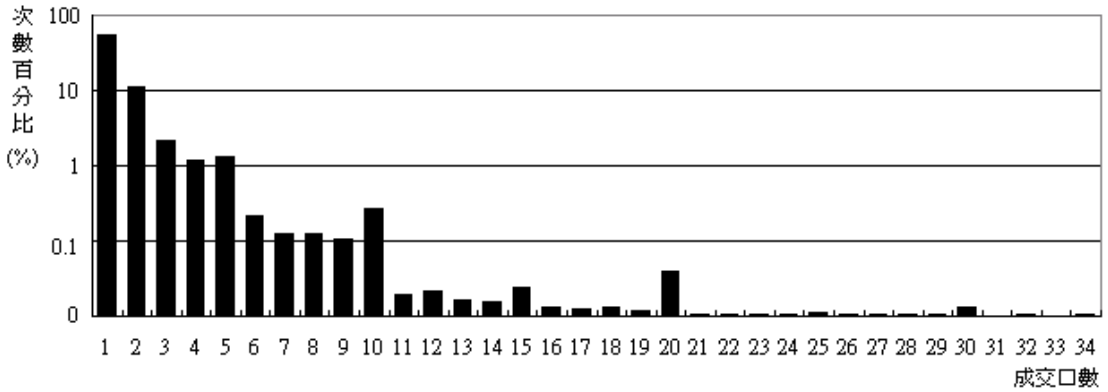
註：1.TX 為台股期貨；TE 為電子期貨；TF 為金融期貨。

2.研究期間為 2002/9/1~2004/9/30。

A. TX 期貨契約



B. TE 期貨契約



C. TF 期貨契約

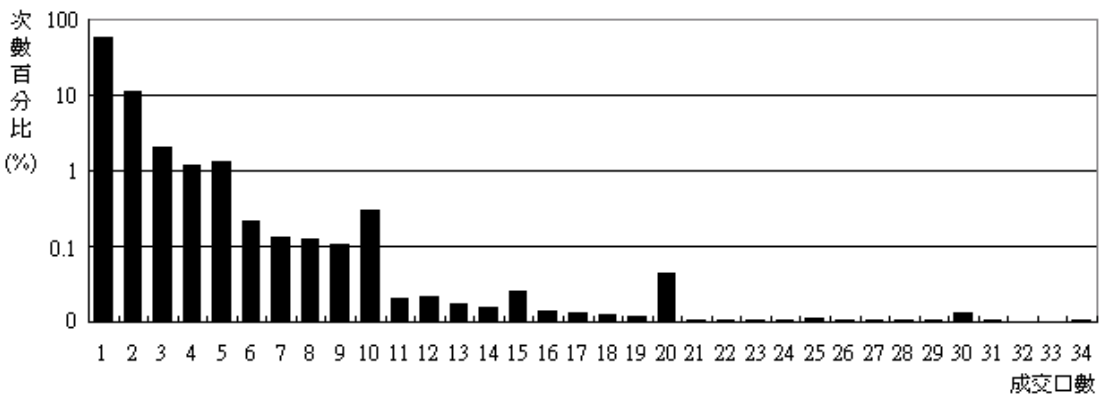


圖 1 TAIFEX 各指數期貨契約日內逐筆交易量相對次數分配

註：TX 為台股期貨；TE 為電子期貨；TF 為金融期貨。研究期間為 2002/9/1~2004/9/30。

表 4 交易量群聚現象之迴歸檢定

	c_0	c_1	c_2	c_3	Adj. R^2
Panel A : TX					
全部期間	0.363 (1.598)	-2.963 *** (-43.272)	0.691 *** (4.887)	2.025 *** (6.888)	0.964
景氣擴張時期	0.509 * (1.930)	-2.998 *** (-37.855)	0.678 *** (4.256)	2.170 *** (7.297)	0.953
景氣收縮時期	-0.153 (-0.738)	-2.844 *** (-41.678)	0.779 *** (3.843)	1.486 *** (4.413)	0.956
Panel B : TE					
全部期間	0.353 (1.525)	-3.388 *** (-42.821)	0.471 * (1.890)	1.598 *** (5.186)	0.977
景氣擴張時期	0.439 * (1.751)	-3.370 *** (-39.197)	0.369 (1.043)	1.750 *** (4.244)	0.974
景氣收縮時期	-0.300 (-0.796)	-3.256 *** (-20.407)	0.965 *** (3.932)	0.939 *** (4.556)	0.948
Panel C : TF					
全部期間	0.303 (1.202)	-3.344 *** (-38.173)	0.451 * (1.931)	1.318 *** (3.689)	0.964
景氣擴張時期	0.198 (0.759)	-3.243 *** (-34.794)	0.525 ** (2.220)	1.159 *** (3.273)	0.964
景氣收縮時期	-0.427 (-1.273)	-3.158 *** (-25.603)	0.560 ** (2.039)	1.317 *** (4.987)	0.949

註：1.TX 代表台股期貨；TE 代表電子期貨；TF 代表金融期貨。

2.全部期間為 2002/9/1~2004/9/30。景氣擴張時期為 2002/9/1~2004/3/31；景氣收縮時期為 2004/4/1~2004/9/31。

3.複迴歸模型為： $\ln(Freq_i) = c_0 + c_1 \ln(Size_i) + c_2 R5_i + c_3 R5_i \cdot T_i + \varepsilon_i$

其中， $\ln(Freq_i)$ 為交易量次數百分比取自然對數； $\ln(Size_i)$ 為交易量取自然對數， $R5_i$ 為 5 倍數量交易虛擬變數，1 代表交易量為 5 倍數，0 代表其它交易量； T_i 為 10 倍數量交易之虛擬變數，1 代表交易量為 10 倍數，0 代表其它交易量。

4.括號中之值為 t 值，標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。

5.***, **, * 分別代表 1%, 5%, 10%之顯著水準。

張時期或景氣收縮時期，TX、TE 和 TF 期貨的自變數 $\ln(Size_i)$ 的係數 c_1 ，在顯著水準 1%下，皆顯著為負。此與圖 1 的型態符合，即隨交易量增加，交易次數的百分比下降。

自變數 $R5_i$ 的係數 c_2 之估計值在所有模式皆為正數。在 TX 期貨契約中，皆達到 1% 的顯著水準。這說明 TX 期貨契約有十分明顯的交易量群聚現象。至於 TE 期貨的三個樣本期間，有二個達到 10% 以下顯著水準，TF 期貨有三個達到 10% 以下顯著水準。這些證據顯示，TAIFEX 的指數期貨逐筆交易之交易量呈現群聚在 5 倍數的現象。至於自變數 $R5_i \cdot T_i$ 的係數 c_3 在所有期貨的所有樣本期間，都在顯著水準 1% 下顯著為正。這表示交易量群聚在 10 的倍數，比群聚在 5 的倍數更為顯著。綜合上述分析，TAIFEX 的各指數期貨契約，存在明顯的交易量群聚現象。

表 5 為倍數量交易比例之 z 檢定結果。從 Panel A 可以發現，在 TX 期貨各樣本期間中，5 倍數量交易比例約為 60%，10 倍數量交易比例更高達 80%，遠大於均等機率應有之理論值 33.33%，z 檢定亦皆達到 1% 的顯著水準，這說明 TX 期貨存在交易量群聚現象。至於 TE 與 TF 兩期貨，呈現與 TX 期貨相似的結果，5 倍數量交易比例約為 55%，10 倍數量交易的比例約在 75%~79% 之間，z 檢定結果顯示，在顯著水準 1% 下，均拒絕倍數量交易比例等於 1/3 的均等分配假設理論值。總之，z 檢定結果，再次顯示 TAIFEX 指數期貨契約具有交易量群聚的現象。

又與 Alexander and Peterson (2007) 相比較，在 2002 年，NYSE 之平均倍數量交易比例為 56.3%，Nasdaq 為 60.9%；而 2002 至 2004 年，TAIFEX 之平均倍數量交易比例為 73.3%。此差異可能起因於 NYSE 與 Nasdaq 是採用人工撮合交易，而 TAIFEX 則是採用電腦自動撮合交易。Wang (1999) 指出在電子交易系統中，私有資訊交易者具有更高的隱匿性，又依照私有資訊交易者造成交易量群聚的重要原因之一，因此，TAIFEX 出現較為明顯的交易量群聚現象。

表 5 交易量群聚現象之比例 z 檢定

	全部期間	景氣擴張時期	景氣收縮時期
Panel A : TX			
5 倍數量交易比例	63.00% *** (230.48)	63.32% *** (202.45)	62.00% *** (110.26)
10 倍數量交易比例	83.51% *** (188.45)	84.38% *** (171.19)	80.05% *** (79.05)
Panel B : TE			
5 倍數量交易比例	55.93% *** (92.63)	55.81% *** (80.62)	56.31% *** (45.63)
10 倍數量交易比例	78.00% *** (70.49)	78.54% *** (63.91)	75.82% *** (29.79)
Panel C : TF			
5 倍數量交易比例	55.54% *** (90.26)	55.81% *** (79.60)	54.68% *** (42.60)
10 倍數量交易比例	78.66% *** (73.08)	79.18% *** (66.44)	76.47% *** (30.47)

註：1. TX 代表台股期貨；TE 代表電子期貨；TF 代表金融期貨。

2. 全部期間為 2002/9/1~2004/9/30；景氣擴張時期為 2002/9/1~2004/3/31；景氣收縮時期為 2004/4/1~2004/9/31。

3. 5 倍數量交易比例是指交易量為 5X 的交易筆數除以 5X 和 5X±1 的交易筆數，其中 X=1~6；10 倍數量交易比例是指交易量為 10X 的交易筆數除以 10X 和 10X±1 的交易筆數，其中 X=1~3。比例 z 檢定的理論值為 1/3。

4. 括號中之值為 z 值；*** 代表 1% 之顯著水準。

5.2 交易量群聚與價格群聚關係檢定

表 6 是 TAIFEX 的三個期貨契約的倍數量交易與倍數價交易之獨立性檢定結果彙整。從各 Panel 的卡方獨立性檢定發現，除了在 TE 期貨的景氣收縮時期樣本外，TX 與 TF 期貨在各期間樣本的卡方檢定結果，皆在 1% 或 5% 顯著水準下，拒絕倍數量交易與倍數價交易互為獨立的虛無假設。這表示 TAIFEX 三個指數期貨契約的交易量群聚和價格群聚之間並非獨立。此外，三種期貨契約的各種樣本期間，不論是 5X 的倍數量交易或 5X±1 的非倍數量交易，其倍數價比例都大於均等分配的理論值 (TX、TE、TF 分別為 10%、50%、20%)，所有 z 檢定也都能達到

表 6 倍數量交易與倍數價交易之獨立性檢定

樣 本	全部期間	景氣擴張時期	景氣收縮時期
Panel A : TX			
倍數量交易中屬倍數價交易比例	32.43% *** (90.35)	32.55% *** (79.42)	32.08% *** (43.10)
非倍數量交易中屬倍數價交易比例	30.06% *** (56.05)	29.97% *** (48.01)	30.35% *** (28.93)
比例差異	2.37% *** (9.01)	2.58% *** (8.51)	1.72% *** (3.27)
卡方獨立性檢定	[81.21] ***	[72.39] ***	[10.66] ***
Panel B : TE			
倍數量交易中屬倍數價交易比例	78.28% *** (81.74)	79.01% *** (73.30)	75.89% *** (36.37)
非倍數量交易中屬倍數價交易比例	77.28% *** (70.01)	77.55% *** (61.93)	76.39% *** (32.66)
比例差異	1.00% ** (2.30)	1.47% ** (2.99)	-0.50% (-0.55)
卡方獨立性檢定	[5.29] **	[8.93] **	[0.30]
Panel C : TF			
倍數量交易中屬倍數價交易比例	52.25% *** (115.15)	51.83% *** (99.24)	53.62% *** (58.47)
非倍數量交易中屬倍數價交易比例	48.22% *** (90.17)	47.18% *** (75.42)	51.42% *** (49.76)
比例差異	4.03% *** (7.67)	4.64% *** (7.70)	2.19% ** (2.06)
卡方獨立性檢定	[58.81] ***	[59.27] ***	[4.24] **

註：1. TX 代表台股期貨；TE 代表電子期貨；TF 代表金融期貨。

2. 全部期間為 2002/9/1~2004/9/30；景氣擴張時期為 2002/9/1~2004/3/31；景氣收縮時期為 2004/4/1~2004/9/31。

3. 倍數量交易是指交易量為 5X 的交易，非倍數量交易是指交易量為 5X±1 的交易，X=1~6。卡方獨立性檢定是檢驗交易量群聚與價格群聚是否互為獨立事件；TX、TE、TF 比例 z 檢定的理論值分別為 10%、50%、20%。

4. 括弧 () 內數字為 z 檢定統計量；中括弧 [] 內數字為卡方值。

5. ***, ** 分別代表在 1%, 5% 水準下達到顯著。

1% 的顯著水準，這些證據再次顯示 TAIFEX 指數期貨存在價格群聚現象。而比例差異的檢定亦顯示，除了 TE 期貨的景氣收縮期樣本外，倍數量交易與非倍數量交易的倍數價比例差異，均在顯著水準為 1% 或 5% 下顯著為正¹²。上述證據指出，倍數量交易與倍數價交易決策存在正向關係，這與 Alexander and Peterson (2007) 在美國股市的研究發現相似。

5.3 倍數量與倍數價交易影響因素模型之參數估計結果

表 7~9 分別為 TX、TE 及 TF 的倍數量與倍數價之 bivariate probit model 之參數估計結果，由於投資人情緒與景氣呈高度相關，故本節之分析只有在全部期間樣本才加入投資人情緒變數 (SENT)。Panel A 是倍數量交易 probit model 參數估計結果，Panel B 是倍數價交易 probit model 參數估計結果，Panel C 是整體模型適合度。以下分別進行分析。

5.3.1 整體模型適合度分析

首先，從 Panel C 的模型適合度進行分析。Rho 代表隨機誤差項共變數的估計值，除了 TE 期貨與 TF 期貨的景氣收縮時期樣本外，其它皆能在顯著水準 1% 或 5% 下顯著為正，這意味著倍數價與倍數量交易方程式的隨機誤差項存在正向關，這表示倍數價與倍數量交易決策確實存在關聯，亦顯示使用 bivariate probit model 的必要性。此外，概似比檢定 (likelihood ratio test) 皆在 1% 的顯著水準下拒絕方程式所有係數皆為 0 的虛無假設，這說明 bivariate probit model 具有相當的解釋能力。

5.3.2 倍數量交易之影響因素分析

接著，對 Panel A 的倍數量交易方程式的參數估計結果進行分析。從三項期貨的各種期間樣本可發現，LARGE 的係數除在 TE 景氣收縮時期之外，其它均在 1% 的顯著水準下為負；SMALL 的係數則在 1% 的顯著水準下均為負。此表示，中型委託單比其它型態委託單，更可能出現倍數量交易，即假說 1-1 的主張得到支持。倍數量交易持續性 (PERSIST) 的係數，在三個期貨契約的所有期間，均為正數，且達到 1% 的顯著水準。這表示倍數量交易有持續出現的現象，即假說 1-2 的主張得到支持。至於開盤時段變數 (O30) 之係數，TX 的全部期間與景氣擴張時期樣本皆在 5% 顯著水準下為正數，TE 則僅全部期間樣本在 10% 顯著水準下為正數，至於 TF 的各樣本都不顯著。此表示假說 1-3 只能在實證中獲得部分支持。另外，收盤時段的係數 (C30) 在所有契約的各個樣本均不顯著，這表示收盤時段出現倍數量交易的機率並未與盤中其它時段有顯著差異。綜上，假說 1-1、1-2、1-3 的檢定結果大致顯示，私有資訊交易是影響 TAIFEX 交易

¹² 比例差異 z 檢定公式為 $z = (\hat{p}_1 - \hat{p}_2) / \sqrt{\hat{p}\hat{q}[(1/n_1) + (1/n_2)]}$ ，其中， n_1 與 n_2 分別代表倍數量與非倍數量交易的交易筆數，共同比例最佳估計量 $\hat{p} = (x_1 + x_2) / (n_1 + n_2)$ ， x_1 與 x_2 分別代表倍數量與非倍數量交易中屬倍數價的交易筆數； $\hat{q} = 1 - \hat{p}$ 。

表 7 台股期貨倍數量與倍數價交易之 bivariate probit model 參數估計結果

變數	理論基礎	假說	預期方向	全部期間	景氣擴張時期	景氣收縮時期
Panel A: 倍數量交易Probit model (dependent variable: ROUNDQ)						
Constant				0.676 *** (17.950)	0.682 *** (18.150)	-0.017 (-0.150)
LARGE	隱藏交易假說	H1-1	-	-0.199 *** (-12.330)	-0.172 *** (-9.290)	-0.278 *** (-8.350)
SMALL		H1-1	-	-0.752 *** (-73.220)	-0.802 *** (-68.430)	-0.585 *** (-27.210)
PERSIST		H1-2	+	0.184 *** (14.090)	0.177 *** (11.810)	0.200 *** (7.590)
O30		H1-3	+	0.029 ** (2.530)	0.035 *** (2.600)	0.016 (0.680)
C30				0.001 (0.110)	-0.003 (-0.240)	0.009 (0.380)
TRANO	議價假說	H2-1	+	0.600 (1.550)	0.668 (1.490)	0.611 (0.800)
GTDEPTH		H2-2	+	0.019 ** (2.430)	0.038 *** (4.210)	-0.034 ** (-2.140)
1/MIDP		H2-3	+	1199.826 *** (8.940)	1131.950 *** (7.710)	4380.629 *** (7.150)
ENDQ	異質交易量需	H3-1	-	0.019 (1.480)	-0.003 (-0.190)	0.089 *** (3.360)
MDAYS	求假說	H3-2	-	-0.026 *** (-2.580)	-0.042 *** (-3.600)	0.006 (0.320)
SENT	行為假說	H4-1	-	-0.043 * (-1.850)		
Panel B: 倍數價交易Probit model (dependent variable: ROUNDP)						
Constant				-0.847 *** (-22.440)	-0.939 *** (-24.960)	-0.890 *** (-7.530)
LARGE	議價假說		+	0.176 *** (12.020)	0.183 *** (11.090)	0.148 *** (4.670)
SMALL			-	-0.163 *** (-17.470)	-0.170 *** (-16.160)	-0.151 *** (-7.500)
RSPREAD			+	304.891 *** (20.710)	292.349 *** (17.180)	333.797 *** (11.320)
O30			+	0.075 *** (6.520)	0.075 *** (5.660)	0.077 *** (3.310)
C30			-	-0.032 *** (-2.590)	-0.016 (-1.100)	-0.083 *** (-3.320)
TRANO			+	1.426 *** (3.690)	1.169 *** (2.610)	2.248 *** (2.910)
GTDEPTH			+	-0.128 *** (-16.300)	-0.141 *** (-15.710)	-0.087 *** (-5.370)
MDAYS			+	0.028 *** (2.840)	0.035 *** (3.000)	0.012 (0.640)
1/MIDP	最適價格假說		-	1877.275 *** (13.390)	2288.318 *** (14.770)	1865.952 *** (2.940)
SENT	行為假說		-	-0.029 (-1.220)		
Panel C: 模型適合度						
Rho			+	0.018 *** [14.33]	0.017 *** [10.10]	0.019 ** [4.43]
Likelihood ratio				-167442.3 *** [8613.16]	-125673.1 *** [7581.54]	-41619.6 *** [1276.53]
Observations				134122	101254	32868

註：觀察值是樣本期間中所有交易量為 5X 和 5X±1 的交易，X=1~6。括弧內數字為係數為 z 檢定統計量；中括弧內數字為 LR test 之卡方值；***, **, * 分別代表在 1%, 5%, 10% 水準下達到顯著。

表 8 電子期貨倍數量與倍數價交易之 bivariate probit model 參數估計結果

變數	理論基礎	假說	預期方向	全部期間	景氣擴張時期	景氣收縮時期
Panel A: 倍數量交易 Probit model (dependent variable: ROUND0)						
Constant				0.571 *** (8.700)	0.541 *** (9.130)	0.132 (0.740)
LARGE	隱藏交易假說	H1-1	-	-0.202 *** (-4.810)	-0.232 *** (-4.980)	-0.077 (-0.790)
SMALL		H1-1	-	-0.679 *** (-31.920)	-0.711 *** (-29.670)	-0.561 *** (-12.070)
PERSIST		H1-2	+	0.198 *** (6.540)	0.189 *** (5.300)	0.209 *** (3.600)
O30		H1-3	+	0.031 * (1.640)	0.022 (1.000)	0.061 (1.580)
C30				-0.026 (-1.160)	-0.039 (-1.520)	0.014 (0.290)
TRANO	議價假說	H2-1	+	0.275 (0.750)	0.431 (1.040)	-0.311 (-0.400)
GTDEPTH		H2-2	+	0.052 *** (3.870)	0.042 *** (2.740)	0.103 *** (3.660)
1/MIDP		H2-3	+	38.217 *** (3.520)	35.707 *** (3.140)	109.328 *** (2.890)
ENDQ	異質交易量需求 假說	H3-1	-	0.010 (0.390)	0.011 (0.370)	-0.015 (-0.310)
MDAYS		H3-2	-	-0.060 *** (-3.060)	-0.048 ** (-2.110)	-0.094 ** (-2.510)
SENT	行為假說	H4-1	-	-0.073 * (-1.680)		
Panel B: 倍數價交易 Probit model (dependent variable: ROUNDP)						
Constant				0.604 *** (8.300)	0.530 *** (8.040)	0.796 *** (4.060)
LARGE	議價假說		+	0.204 *** (4.170)	0.194 *** (3.570)	0.254 ** (2.250)
SMALL			-	-0.243 *** (-10.650)	-0.247 *** (-9.590)	-0.223 *** (-4.480)
RSPREAD			+	131.634 *** (8.230)	94.582 *** (5.500)	285.511 *** (6.630)
O30			+	0.093 *** (4.300)	0.084 *** (3.370)	0.127 *** (2.930)
C30			-	-0.042 * (-1.720)	-0.036 (-1.270)	-0.050 (-1.010)
TRANO			+	-0.058 (-0.140)	0.103 (0.220)	-0.566 (-0.670)
GTDEPTH			+	-0.255 *** (-17.010)	-0.279 *** (-16.140)	-0.196 *** (-6.440)
MDAYS			+	0.059 *** (2.690)	0.081 *** (3.140)	0.020 (0.470)
1/MIDP	最適價格假說		-	98.964 *** (7.960)	115.532 *** (8.760)	14.076 (0.340)
SENT	行為假說		-	-0.056 (-1.180)		
Panel C: 模型適合度						
Rho			+	0.005 [0.25]	0.013 [1.53]	-0.018 [0.94]
Likelihood ratio				-44417.2 *** [1858.48]	-33746.7 *** [1542.01]	-10634.1 *** [362.19]
Observations				37358	28594	8764

註：觀察值是樣本期間中所有交易量為 5X 和 5X±1 的交易，X=1~6。括弧內數字為係數為 z 檢定統計量；中括弧內數字為 LR test 之卡方值；***, **, * 分別代表在 1%, 5%, 10% 水準下達到顯著。

表 9 金融期貨倍數量與倍數價交易之 bivariate probit model 參數估計結果

變數	理論基礎	假說	預期方向	全部期間	景氣擴張時期	景氣收縮時期
Panel A: 倍數量交易Probit model (dependent variable: ROUNDQ)						
Constant				0.652 *** (10.330)	0.720 *** (12.270)	0.178 (0.810)
LARGE	隱藏交易假說	H1-1	-	-0.344 *** (-8.360)	-0.356 *** (-7.740)	-0.290 *** (-3.160)
SMALL		H1-1	-	-0.731 *** (-34.760)	-0.754 *** (-31.940)	-0.642 *** (-13.840)
PERSIST		H1-2	+	0.246 *** (7.850)	0.251 *** (6.960)	0.230 *** (3.600)
O30		H1-3	+	0.014 (0.710)	0.031 (1.350)	-0.039 (-0.950)
C30				-0.025 (-1.090)	-0.008 (-0.310)	-0.068 (-1.520)
TRANO	議價假說	H2-1	+	0.418 (1.090)	0.681 (1.560)	-0.402 (-0.510)
GTDEPTH		H2-2	+	0.078 *** (5.680)	0.076 *** (4.800)	0.080 *** (2.860)
1/MIDP		H2-3	+	6.125 (0.170)	-8.198 (-0.190)	473.335 ** (2.360)
ENDQ	異質交易量需	H3-1	-	0.016 (0.640)	-0.022 (-0.760)	0.113 ** (2.490)
MDAYS	求假說	H3-2	-	-0.069 *** (-3.650)	-0.064 *** (-2.920)	-0.094 *** (-2.570)
SENT	行為假說	H4-1	-	0.058 (1.280)		
Panel B: 倍數價交易Probit model (dependent variable: ROUNDP)						
Constant				0.044 (0.710)	-0.367 *** (-6.300)	-0.305 (-1.410)
LARGE	議價假說		+	0.312 *** (7.630)	0.358 *** (7.800)	0.125 (1.370)
SMALL			-	-0.341 *** (-17.570)	-0.346 *** (-15.920)	-0.386 *** (-8.760)
RSPREAD			+	272.496 *** (18.640)	235.843 *** (14.670)	410.899 *** (11.490)
O30			+	0.074 *** (3.690)	0.077 *** (3.350)	0.060 (1.440)
C30			-	0.001 (0.040)	0.027 (1.030)	-0.065 (-1.470)
TRANO			+	0.620 (1.630)	0.173 (0.400)	1.486 * (1.880)
GTDEPTH			+	-0.246 *** (-17.940)	-0.274 *** (-17.300)	-0.193 *** (-6.920)
MDAYS			+	0.041 ** (2.190)	0.052 ** (2.390)	0.026 (0.710)
1/MIDP	最適價格假說		-	229.686 *** (6.040)	469.949 *** (10.720)	464.116 ** (2.320)
SENT	行為假說		-	-0.168 *** (-3.720)		
Panel C: 模型適合度						
Rho			+	0.039 *** [22.01]	0.046 *** [22.69]	0.020 [1.33]
Likelihood ratio				-49282.5 *** [2630.72]	-37265.8 *** [2212.18]	-11934.1 *** [545.97]
Observations				36726	27874	8852

註：觀察值是樣本期間中所有交易量為 5X 和 5X±1 的交易，X=1~6。括弧內數字為係數為 z 檢定統計量；中括弧內數字為 LR test 之卡方值；***, **, * 分別代表在 1%, 5%, 10% 水準下達到顯著。

者使用倍數量交易的重要原因，亦即 Barclay and Warner (1993) 的隱藏交易假說可以說明交易量群聚現象。

交易頻率 (TRANO) 的係數在三個指數期貨契約的各樣本均未顯著異於零，這表示假說 2-1 有關交易活絡程度與倍數量交易之正向關係主張並未獲得實證資料的支持¹³。GTDEPTH 的係數，除了 TX 期貨的景氣收縮時期樣本外，其他樣本都在顯著水準為 5% 下，呈現顯著大於零的結果。這表示假說 2-2 的主張得到支持，即當交易量超過最佳報價深度時，交易者為了儘快完成交易，越可能使用倍數量委託單進行交易。價格水準倒數 (1/MIDP) 的係數，在 5% 顯著水準下，9 個模型有 7 個顯著為正，這些證據大致顯示，高價格水準會導致交易者減少使用倍數量交易，這表示假說 2-3 當價格水準越高時，越不可能出現倍數量交易的主張得到支持。綜上，假說 2-1、2-2、2-3 的檢定結果顯示，Alexander and Peterson (2007) 將議價假說應用於交易量群聚的論證，只能在 TAIFEX 得到部分支持。

季底交易日 (ENDQ) 的係數在全部樣本都不存在顯著為負的證據，這顯示假說 3-1 無法從 TAIFEX 的指數期貨契約獲得任何支持的證據。反觀 Moulton (2005) 曾發現外匯市場有顯著的季底效應，Alexander and Peterson (2007) 在美國股市找到少許證據。其原因可能是外匯市場的參與者大多為法人，而美國股市也是以法人為主，但台灣期貨市場的交易量則大多來自個人投資者，或許太少的機構投資人交易，正是 TAIFEX 不存在倍數量交易季底效應的主因¹⁴。到期日變數 (MDAYS) 除了 TX 的景氣收縮時期樣本外，其餘各契約之各樣本在 5% 顯著水準下，MDAYS 係數都顯著為負數，這代表假說 3-2 得到支持，亦即在接近到期日時，轉倉或平倉交易者必須以特定的交易量進行交易，故倍數量交易會減少。綜上，Hodrick and Moulton (2003) 的異質交易量需求假說，只能在 TAIFEX 之到期日時期中得到支持，但無法於季底時期獲得支持。

最後，在 10% 顯著水準下，投資人情緒指數 (SENT) 之係數，在 TX、TE 顯著為負，TF 則不顯著¹⁵。此證據大致支持假說 4-1 的主張，即當投資人越偏向樂觀與看多時，會有較多個人投資者在期貨市場從事交易，因而使用較多倍數量交易。換言之，行為假說中有關投資人情緒與交易量群聚的關係，基本上能在 TAIFEX 得到支持。

¹³ 本文也使用未標準化交易筆數 (TNO) 和 Harris (1991) 建議之 $1/\sqrt{TNO}$ 作為交易頻率的衡量，重新進行參數估計，結果均得到相似的結果。

¹⁴ Alexander and Peterson (2007) 的研究發現，2002 年的 NYSE 和 Nasdaq 股票存在交易量群聚減少的季底效應，而 2002 年美國股市的機構投資人持股比例約 59.5% (見 Rubin and Smith, 2009, Table 1, p.630)；又 1992~2006 年，美國股市機構投資人持股比例約 57% (見 Dikolli *et al.*, 2009, Table 2, p.747)。台灣期貨交易所在本文研究期間 2002 年 9 月~2004 年 9 月中，平均每月自然人交易比重高達 83.10%。

¹⁵ 雖然本文缺乏各指數期貨的個人交易比重資料，但參考 2004 年台灣上市公司的個人持股比例得知，金融類股平均為 46%，電子類股平均為 65%，全體上市公司平均為 62%。或許 TF 期貨的 SENT 係數不顯著，是起因於該期貨之個人交易比重較低的緣故。

5.3.3 倍數價交易之影響因素分析

從 Panel B 的倍數價交易方程式參數估計結果可以發現，除了 TF 期貨的景氣收縮時期樣本外，其它三個契約的所有期間樣本，大型委託單虛擬變數 (LARGE) 的係數都是顯著為正，小型委託單虛擬變數 (SMALL) 的係數都是顯著為負。此結果顯示對於較大型委託單，交易者會傾向使用倍數價格。買賣價差 (RSPREAD) 在三種期貨的各期間樣本，其係數都在 1% 的顯著水準下為正，這表示買賣價差越大，越可能使用倍數價進行交易，此證據與議價假說之預期相符。

開盤時段虛擬變數 (O30) 的係數，除了 TF 期貨的景氣收縮時期樣本不顯著外，其餘 8 個模型在 1% 水準下呈現顯著為正，此表示 TAIEX 在開盤時段具有價格群聚現象，惟收盤時段虛擬變數 (C30) 的係數，9 個模型中僅 3 個在 10% 水準下顯著為負，其它則不顯著，這表示收盤時段的倍數價交易出現機率與盤中無異。此結果與闕河士 (民 92) 對 SGX-DT 的摩台指期貨之研究結果相似，亦如議價假說之預測，期貨市場在開盤時段投資人對期貨價格看法分歧，此時採用倍數價委託單並不會降低成交機率，故使用較多的倍數價交易。

至於 TRANO 的係數，只有 TX 期貨在 1% 的顯著水準下顯著為正，而 TE 與 TF 期貨則不顯著¹⁶。這意味著交易頻率與價格群聚的正向關係，只能獲得部分實證資料的支持。GTDEPTH，在全部期貨的各期間樣本，其係數都在 1% 的水準下顯著為負，這表示當交易量超過最佳報價深度，比較不會使用倍數價進行交易，此結果與議價假說抵觸。其原因可能是，TAIFEX 是揭示五檔買價與賣價，如果許多報價都是使用倍數價，那麼對於想要完成交易且其預定交易量在五檔深度內的投資人，只要使用高於買價一點或是低於賣價一點的價格就能完成交易，於是出現使用非倍數價交易的傾向。

到期日期間變數 (MDAYS) 在三個期貨契約的所有模型，其係數皆為正數，又在三項期貨的全部期間和景氣擴張期間，達到 5% 的顯著水準。此結果顯示，接近到期日時，交易者為了完成轉倉或不倉而使用較多倍數價交易的推論，在 TAIEX 指數期貨中大致獲得支持。

價格水準倒數 (1/MIDP) 的係數，在 5% 的顯著水準下，9 個模型有 8 個顯著為正，這些證據顯示價格水準與倍數價交易呈負向關係。此項發現與最適價格決定假說的預期相反，該假說認為固定升降單位在高價格水準下相對變得太小，於是交易者會使用較大的升降單位。檢視過去文獻得知，期貨價格水準與價格群聚程度關係的實證結果，仍呈現相當分歧，例如 ap Gwilym *et al.* (1998b) 與 Chueh (2000) 發現兩者無顯著關係，闕河士 (民 92) 則發現兩者為正向關係，而本文則是發現兩者具負向關係¹⁷。

¹⁶ 如同倍數量交易方程式，本文也使用未標準化交易筆數 (TNO) 和 Harris (1991) 建議之 $1/\sqrt{TNO}$ 作為交易頻率的衡量，重新進行參數估計，結果均得到相似的結果。

¹⁷ ap Gwilym *et al.* (1998b) 以英國 LIFFE 的 FTSE100 指數期貨為研究對象，Chueh (2000) 以 SGX-DT 的

有關投資人情緒指數 (SENT) 之係數, 僅 TF 在 1% 水準下顯著為負, 其餘均不顯著。因此, 本文先前推論, 當投資人越偏向樂觀 (即 SENT 越小) 時, 預期會有較多個人投資者在期貨市場從事交易, 因而使用較多倍數價交易, 在 TAIFEX 指數期貨僅獲得有限的支持。

5.4 價格衝擊模型參數估計結果與分析

表 10~12 為方程式(6)~(11)之各價格衝擊模型之參數估計結果。估計方法採普通最小平方方法, 觀察值包括研究期間中所有交易, 各方程式參數之標準誤都以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。由於參數估計值過小, 為清楚表示係數值差異, 乃將所有參數估計值乘上 10^6 。

表 10 是方程式(6)與(7)的參數估計結果。方程式(6)是檢驗倍數量交易的價格衝擊是否大於非倍數量交易, 方程式(7)則是檢驗中型倍數量交易的價格衝擊是否大於非倍數量交易, 以及是否大於小型和大型倍數量交易。從該表三種指數期貨契約的方程式(6)欄位 $q_t \times \text{ROUND}Q_t$ 的係數 λ_2 之估計值可發現, TF 契約在顯著水準 10% 下, λ_2 顯著為正, TX 與 TE 契約則在顯著水準 1% 下, λ_2 顯著為正。這表示 TAIFEX 的指數期貨契約之倍數量交易比其它非倍數量交易, 引起較大的價格衝擊, 此項證據與 Alexander and Peterson (2007) 基於隱藏交易假說的推論一致, 即倍數量交易傳遞較多的私有資訊。再檢視各指數期貨的方程式(7)欄位 $q_t \times \text{ROUND}QM_t$ 的係數 λ_{22} 之估計值, 在 5% 的顯著水準下, λ_{22} 的估計值均顯著為正, 且大於大型倍數量交易的係數 λ_{21} 和小型倍數量交易的係數 λ_{23} ¹⁸。這些證據大致支持 TAIFEX 的指數期貨, 存在中型倍數量交易的價格衝擊大於其它倍數量交易的現象, 符合隱藏交易假說的主張。

接著, 以證券交易法規定的每年 4 月、8 月及 10 月財報之公告月份, 去驗證這三個月之倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊是否顯著大於其它月份, 表 11 是方程式 (8) 與 (9) 的參數估計結果。方程式(8)主要目的是檢驗財報月份的倍數量交易之價格衝擊是否大於非財報月份, 方程式(9)則是檢驗財報月份的中型倍數量交易的價格衝擊是否大於非財報月份。由表 11 之方程式(8)欄位發現, 財報公告月份之倍數量交易 $q_t \times \text{ROUND}Q_t \times F_t$ 的係數 λ_{22} 估計值, 只有 TF 契約顯著為正, TX 與 TE 契約皆不顯著。方程式(9)欄位的 $q_t \times \text{ROUND}QM_t \times F_t$ 的係數 λ_{23} 估計值, TX 與 TF 契約皆在 5% 顯著水準下, 顯著大於零, 這表示財報公告月份 TAIFEX 的指數期貨契約之中型倍數量交易引起更大的價格衝擊。總之, 此處實證結果顯示, 財報公告月份之私有資訊交易者的交易活動, 可能是引發更多倍數量交易與中型倍數量交易的原因。

最後, 本文再檢驗開收盤時段內的倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊, 表 12 是方程式(10)與(11)的參數估計結果。由表 12 中方程式(10)欄位可發現, 開盤時段之倍數量交易 $q_t \times$

Nikkei 225 指數期貨為研究對象, 闕河士 (民 92) 以 SGX-DT 的 MSCI 台股期貨為研究對象。

¹⁸ Wald F 檢定發現, 除 TE 的 λ_{22} 未顯著大於 λ_{21} 外, 其它檢定結果都顯示在顯著水準 10% 下, λ_{22} 顯著大於 λ_{21} 和 λ_{23} 。

表 10 倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊分析

變數	TX期貨契約		TE期貨契約		TF期貨契約	
	方程式(6)	方程式(7)	方程式(6)	方程式(7)	方程式(6)	方程式(7)
q_t	6.569 *** (22.24)	5.363 *** (13.60)	24.692 *** (13.07)	18.786 *** (9.36)	15.874 *** (11.16)	16.623 *** (8.45)
$q_t \times \text{ROUND}Q_t$	0.942 *** (3.82)		4.255 *** (3.53)		1.882 * (1.85)	
$q_t \times \text{ROUND}QL_t$		1.613 *** (4.66)		8.784 ** (2.40)		-0.210 (-0.11)
$q_t \times \text{ROUND}QM_t$		2.167 *** (7.07)		9.075 *** (5.71)		3.265 ** (2.30)
$q_t \times \text{ROUND}QS_t$		-0.893 ** (-2.49)		-0.095 (-0.07)		1.826 (1.60)
D_t	178.602 *** (112.84)	188.134 *** (74.20)	328.167 *** (34.27)	365.287 *** (31.01)	327.186 *** (48.45)	322.338 *** (31.50)
D_{t-1}	-120.991 *** (-141.87)	-121.020 *** (-141.90)	-221.595 *** (-50.91)	-221.486 *** (-51.15)	-208.092 *** (-68.84)	-208.106 *** (-68.84)
Adjusted R ²	43.266%	43.291%	34.944%	34.980%	43.070%	43.079%

註：1.全部期間為 2002/9/1~2004/9/30；景氣擴張時期為 2002/9/1~2004/3/31；景氣收縮時期為 2004/4/1~2004/9/31；觀察值是樣本期間中所有交易。

2.方程式 (6) 與 (7) 分別為倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊模型：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_2 q_t \text{ROUND}Q_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t \text{ROUND}QL_t + \lambda_{22} q_t \text{ROUND}QM_t + \lambda_{23} q_t \text{ROUND}QS_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， RET_t 代表 t 時點的價格變化， $RET_t = \ln(PRICE_t) - \ln(PRICE_{t-1})$ ， $PRICE_t$ 為成交價格； D_t 代表 t 時點之交易方向 (1 代表買進交易，-1 代表賣出交易)； q_t 代表 t 時點之方向性成交量， $q_t = D_t \times VOLUME_t$ ， $VOLUME_t$ 為交易量； $\text{ROUND}Q_t$ 代表倍數量交易虛擬變數 (1 代表倍數量交易，0 代表非倍數量交易)； $\text{ROUND}QL_t$ 代表大型倍數量交易虛擬變數 (1 代表大型倍數量交易，0 代表其它倍數量交易)； $\text{ROUND}QM_t$ 代表中型倍數量交易虛擬變數 (1 代表中型倍數量交易，0 代表其它倍數量交易)； $\text{ROUND}QS_t$ 代表小型倍數量交易虛擬變數 (1 代表小型倍數量交易，0 代表其它倍數量交易)； ε_t 為隨機誤差項，為公開資訊。 Ψ 為造市者的固定成本成份； π 為造市者先驗觀察的貝氏權重； λ 代表逆選擇成份。

3.由於方程式的參數估計值過小，為清楚表示係數值差異，乃將所有參數估計值乘上 10⁶。

4.括號中之值為 t 值，標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。

5.***,**,* 分別代表 1%, 5%, 10% 之顯著水準。

表 11 財報公告月份倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊分析

變數	TX期貨契約		TE期貨契約		TF期貨契約	
	方程式(8)	方程式(9)	方程式(8)	方程式(9)	方程式(8)	方程式(9)
q_t	6.564 *** (22.23)	6.655 *** (22.56)	24.654 *** (12.95)	24.111 *** (11.74)	15.800 *** (11.10)	15.497 *** (10.71)
$q_t \times \text{ROUND}Q_t$	0.876 *** (3.36)	0.542 ** (2.09)	3.727 ** (2.53)	3.085 ** (2.07)	0.797 (0.74)	1.051 (0.99)
$q_t \times \text{ROUND}Q_t \times F$	0.231 (0.81)		1.786 (0.90)		3.975 *** (3.34)	
$q_t \times \text{ROUND}QM_t$		1.077 *** (3.81)		3.837 * (1.77)		1.200 (0.95)
$q_t \times \text{ROUND}QM_t \times F_t$		0.988 ** (2.02)		0.625 (0.23)		5.174 *** (2.59)
D_t	178.639 *** (112.85)	177.921 *** (112.82)	328.397 *** (34.00)	331.820 *** (31.09)	327.675 *** (48.49)	329.639 *** (47.46)
D_{t-1}	-120.986 *** (-141.90)	-121.012 *** (-141.88)	-221.556 *** (-50.70)	-221.581 *** (-50.89)	-208.120 *** (-68.87)	-208.129 *** (-68.87)
Adjusted R ²	43.266%	43.281%	34.945%	34.955%	43.090%	43.090%

註：1. 方程式 (8) 與 (9) 分別為財報公告月份倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊模型：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t \text{ROUND}Q_t + \lambda_{22} q_t \text{ROUND}Q_t \times F_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t \text{ROUND}Q_t + \lambda_{22} q_t \text{ROUND}QM_t + \lambda_{23} q_t \text{ROUND}QM_t \times F_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中， RET_t 代表 t 時點的價格變化， $RET_t = \ln(PRICE_t) - \ln(PRICE_{t-1})$ ， $PRICE_t$ 為成交價格； D_t 代表 t 時點之交易方向 (1 代表買進交易，-1 代表賣出交易)； q_t 代表 t 時點之方向性成交量， $q_t = D_t \times VOLUME_t$ ， $VOLUME_t$ 為交易量； $\text{ROUND}Q_t$ 代表倍數量交易虛擬變數 (1 代表倍數量交易，0 代表非倍數量交易)； $\text{ROUND}QM_t$ 代表中型倍數量交易虛擬變數 (1 代表中型倍數量交易，0 代表其它倍數量交易)； F 代表財報公告月份虛擬變數 (1 代表財報公告月份，即 4、8 及 10 月，0 代表其它月份)； ε_t 為隨機誤差項，為公開資訊。 Ψ 為造市者的固定成本成份； π 為造市者先驗觀察的貝氏權重； λ 代表逆選擇成份。

2. 由於方程式的參數估計值過小，為清楚表示係數值差異，乃將所有參數估計值乘上 10^6 。

3. 括號中之值為 t 值，標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。

4. ***, **, * 分別代表 1%, 5%, 10% 之顯著水準。

表 12 開收盤時段倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊分析

變數	TX期貨契約		TE期貨契約		TF期貨契約	
	方程式(10)	方程式(11)	方程式(10)	方程式(11)	方程式(10)	方程式(11)
q_t	6.592 *** (22.33)	6.655 *** (22.56)	24.440 *** (12.95)	24.109 *** (11.74)	15.991 *** (11.25)	15.496 *** (10.71)
$q_t \times \text{ROUND}Q_t$	0.345 (1.36)	0.542 ** (2.09)	1.192 (0.98)	3.085 ** (2.07)	0.263 (0.25)	1.051 (0.99)
$q_t \times \text{ROUND}Q_t \times O30_t$	6.526 *** (12.28)		15.580 *** (6.22)		10.718 *** (5.93)	
$q_t \times \text{ROUND}Q_t \times C30_t$	-1.449 *** (-3.93)		7.080 (0.80)		2.888 (1.34)	
$q_t \times \text{ROUND}QM_t$		0.854 *** (3.20)		1.733 (0.82)		1.160 (0.96)
$q_t \times \text{ROUND}QM_t \times O30_t$		6.013 *** (6.92)		14.325 *** (3.66)		7.346 *** (2.66)
$q_t \times \text{ROUND}QM_t \times C30_t$		-2.012 *** (-3.27)		0.080 (0.02)		4.495 (1.24)
D_t	178.395 *** (112.82)	177.917 *** (112.82)	329.463 *** (34.36)	331.760 *** (31.08)	326.301 *** (48.37)	329.588 *** (47.46)
D_{t-1}	-120.736 *** (-142.10)	-120.941 *** (-141.93)	-220.284 *** (-51.88)	-221.251 *** (-50.80)	-207.466 *** (-68.87)	-207.859 *** (-68.78)
Adjusted R ²	43.441%	43.323%	35.082%	34.992%	43.152%	43.094%

註：1.方程式 (10) 與 (11) 分別為開、收盤時段倍數量交易與中型倍數量交易之價格衝擊模型：

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t \text{ROUND}Q_t + \lambda_{22} q_t \text{ROUND}Q_t \times O30_t + \lambda_{23} q_t \text{ROUND}Q_t \times C30_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$RET_t = \lambda_1 q_t + \lambda_{21} q_t \text{ROUND}Q_t + \lambda_{22} q_t \text{ROUND}QM_t + \lambda_{23} q_t \text{ROUND}QM_t \times O30_t + \lambda_{24} q_t \text{ROUND}QM_t \times C30_t + (\psi / \pi) D_t - \psi D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中， RET_t 代表 t 時點的價格變化， $RET_t = \ln(PRICE_t) - \ln(PRICE_{t-1})$ ， $PRICE_t$ 為成交價格； D_t 代表 t 時點之交易方向（1 代表買進交易，-1 代表賣出交易）； q_t 代表 t 時點之方向性成交量， $q_t = D_t \times VOLUME_t$ ， $VOLUME_t$ 為交易量； $\text{ROUND}Q_t$ 代表倍數量交易虛擬變數（1 代表倍數量交易，0 代表非倍數量交易）； $\text{ROUND}QM_t$ 代表中型倍數量交易虛擬變數（1 代表中型倍數量交易，0 代表其它倍數量交易）； $O30_t$ 代表開盤時段虛擬變數（1 代表開盤時段，0 代表其它時段）； $C30_t$ 代表收盤時段虛擬變數（1 代表收盤時段，0 代表其它時段）； ε_t 為隨機誤差項，為公開資訊。

Ψ 為造市者的固定成本成份； π 為造市者先驗觀察的貝氏權重； λ 代表逆選擇成份。

- 2.由於方程式的參數估計值過小，為清楚表示係數值差異，乃將所有參數估計值乘上 10^6 。
- 3.括號中之值為 t 值，標準誤以 Newey and West (1987) 的 HAC 方法調整。
- 4.***, **, * 分別代表 1%, 5%, 10% 之顯著水準。

$\text{ROUND}Q_t \times O30_t$ 的係數 λ_{22} 估計值，在 1% 顯著水準下，三項指數期貨契約均顯著大於零，表示 TAIFEX 的指數期貨契約在開盤時段的倍數量交易引起更大價格衝擊。而在表 12 中的方程式 (11) 欄位，同樣可發現開盤時段之中型倍數量交易 $q_t \times \text{ROUND}QM_t \times O30_t$ 的係數 λ_{23} 估計值，於 1% 顯著水準下，三項指數期貨契約均顯著大於零，此表示 TAIFEX 的指數期貨契約在開盤時段的中型倍數量交易引起更大的價格衝擊。上述結果顯示，中型倍數量交易與倍數量交易，可能與開盤時段裡私有資訊交易者的交易活動有關。

6. 結論

市場微結構研究者很早就開始關注每筆交易數量如何影響價格形成 (例如 Glosten and Harris, 1988; Kyle, 1985; Madhavan and Smidt, 1991)。然而, 交易量群聚的議題直到最近才開始受到重視, Alexander and Peterson (2007) 和 Moulton (2005) 分別發現外匯市場與股票市場存在交易量群聚現象。

本文以 TAIFEX 的台股、電子與金融三項指數期貨契約為樣本, 利用各種市場微結構模型與計量方法, 對交易量群聚議題進行驗證。實證結果發現, 台灣期貨市場存在明顯的交易量群聚現象。在交易量群聚的影響因素部份, 主要有以下發現: 第一, 中型委託單、開盤時段和前一筆交易為倍數量交易的情況下, 發生倍數量交易的可能性較大。此外, 倍數量交易會引起較大的價格衝擊, 而中型倍數量交易的價格衝擊, 更是大於其它倍數量交易; 同時, 在財報公告月份與每日開盤時段, 上述現象更為明顯。上述證據與隱藏交易假說的主張一致, 即私有資訊交易者為避免所掌握的資訊洩露, 會刻意進行拆單而改以中型倍數量委託單進行交易。第二, 委託單數量超過最佳報價深度和價格水準越低時, 越可能出現倍數量交易, 這些證據與議價假說的預測吻合。第三, 當接近到期日時, 倍數量交易會顯著減少, 可能是起因於平倉與轉倉交易者的特定部位需求, 此證據符合異質交易量假說的預期。第四, 當投資人情緒越趨於樂觀與看多, 倍數量交易出現的機會越大, 可能是更多個人投資者加入市場所致, 這與行為假說的推論一致。

Alexander and Peterson (2007) 發現美國 NYSE 和 Nasdaq 的股票存在交易量群聚現象, Moulton (2005) 發現外匯市場在季底會出現交易量群聚顯著減少, 這兩篇研究都是有造市者的報價驅動市場 (指 Nasdaq 與外匯市場) 或是混合市場 (指 NYSE)。本文主要貢獻有二, 第一, 提出證據說明交易量群聚現象存在於採用電子自動撮合制度的期貨市場。第二, 擴充交易量群聚成因之實證範圍, 首先, 基於異質交易量假說推論並驗證, 期貨在接近到期日時, 交易量群聚呈現下降趨勢。其次, 利用開盤時段和財報公告月份具有較高資訊不對稱特性, 檢驗倍數量交易的價格衝擊程度, 藉此對隱藏交易假說提供更多實證證據。最後, 檢驗投資人情緒與倍數量交易關係, 藉此了解對行為假說是否能解釋交易量群聚現象。

雖然, 本研究對於交易量群聚及其相關理論的一般化, 具有一定程度之實證貢獻, 但相較於其它市場微結構議題 (例如價格群聚) 已經累積眾多文獻, 後續研究自然有必要繼續在其它金融市場進行檢驗, 藉此了解不同市場結構對交易量群聚的影響, 例如交易者多為高度專業與同質化的債券市場, 其倍數量交易的使用是否會有不同面貌。研究者也可以思考將議題延伸, 例如 Barclay and Warner (1993) 曾發現 NYSE 股票市場的中型委託單傳遞較多資訊並提出隱藏交易假說, 而 Chakravarty (2001) 則利用獨特資料, 進一步發現機構投資人是造成中型委託單具有較大價格衝擊的主因。相同地, 後續研究者若能取得區分交易者身分的特殊資料, 也可以深入探

討機構投資人與個人投資者在倍數量交易所扮演的角色。此外，從過去文獻可知投資人之行為可能是交易量群聚的重要成因，雖然本文曾基於行為假說之推論，檢驗投資人情緒與倍數量交易之關係，然而此並非對行為假說之直接驗證。後續研究或許可採用實驗設計法，檢視投資人降低認知處理成本過程等心理因素與倍數量交易的關係，藉以對行為假說進行直接檢驗。

參考文獻

- 黃玉娟、陳嘉琳，「買賣價差之分解-TAIFEX 與 SGX-DT 之比較」，管理評論，第二十三卷第一期，民國 93 年，49-72 頁。
- 闕河士，「摩根台股指數期貨契約價格群聚現象之實證」，管理學報，第二十卷第四期，民國 92 年，689-720 頁。
- 闕河士、楊德源，「股價指數期貨到期日效應之實證：以台灣股票市場為例」，財務金融學刊，第十三卷第二期，民國 94 年，71-96 頁。
- Alexander, G. J. and Peterson, M. A., "An Analysis of Trade-Size Clustering and its Relation to Stealth Trading," *Journal of Financial Economics*, Vol. 84, No. 2, 2007, pp. 435-471.
- ap Gwilym, O. and Alibo, E., "Decreased Price Clustering in FTSE 100 Futures Contracts Following a Transfer from Floor to Electronic Trading," *Journal of Futures Markets*, Vol. 23, No. 7, 2003, pp. 647-659.
- ap Gwilym, O., Clare, A. D., and Thomas, S. H., "Extreme Price Clustering in the London Equity Index Futures and Options Markets," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, No. 9, 1998a, pp. 1193-1206.
- ap Gwilym, O., Clare, A. D., and Thomas, S. H., "Price Clustering and Bid-Ask Spreads in International Bond Futures," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, No. 3-4, 1998b, pp. 377-391.
- Ball, C. A., Torous, W. A., and Tschoegl, A. E., "The Degree of Price Resolution: The Case of the Gold Market," *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, No. 1, 1985, pp. 29-43.
- Barclay, M. J. and Warner, J. B., "Stealth Trading and Volatility: Which Trades Move Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, No. 3, 1993, pp. 281-305.
- Chakravarty, S., "Stealth-Trading: Which Traders' Trades Move Stock Price?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 2, 2001, pp. 289-307.
- Chan, Y. C., "The Price Impact of Trading on the Stock Exchange of Hong Kong," *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, No. 1, 2000, pp. 1-16.

- Chen, H. C. and Ritter, J. R., "The Seven Percent Solution," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3, 2000, pp. 1105-1131.
- Christie, W. G. and Schultz, P. H., "Why Do NASDAQ Market Makers Avoid Odd-Eighth Quotes?" *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, 1994, pp. 1813-1840.
- Chueh, H., "Price Clustering in the Nikkei 225 Stock Index Futures Contract on the SIMEX: An Intraday Empirical Analysis," *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, Vol. 3, No. 4, 2000, pp. 519-533.
- Curcio, R. and Goodhart, C., "The Clustering of Bid/Ask Prices and the Spread in the Foreign Exchange Market," working paper, London: London School of Economics and Political Science, 1991.
- Chung, H. and Chiang, S., "Price Clustering in E-mini and Floor-traded Index Futures," *Journal of Futures Markets*, Vol. 26, No. 3, 2006, pp. 269-295.
- Daigler, R. T., "Intraday Futures Volatility and Theories of Market Behavior," *Journal of Futures Markets*, Vol. 17, No. 1, 1997, pp. 45-74.
- Dikolli, S. S., Kulp, S. L., and Sedatole, K. L., "Transient Institutional Ownership and CEO Contracting," *Accounting Review*, Vol. 84, No. 3, 2009, pp. 737-770.
- Ding, D. K., "The Determinants of Bid-Ask Spreads in the Foreign Exchange Futures Market: A Microstructure Analysis," *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 3, 1999, pp. 307-324.
- Ellis, K., Michaely, R., and O'Hara, M., "The Accuracy of Trade Classification Rule: Evidence from Nasdaq," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 4, 2000, pp. 529-551.
- 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.
- Goldstein, M. A. and Kavajecz, K. A., "Eighths, Sixteenths, and Market Depth: Changes in Tick Size and Liquidity Provision on the NYSE," *Journal of Financial Economics*, Vol. 56, No. 1, 2000, pp. 125-149.
- Grossman, S. J., Miller, M. H., Cone, K. R., Fischel, D. R., and Ross, D. J., "Clustering and competition in asset markets," *Journal of Law and Economics*, Vol. 40, No. 1, 1997, pp. 23-60.
- Harris, L., "Stock Price Clustering and Discreteness," *Review of Financial Studies*, Vol. 4, No. 3, 1991, pp. 389-415.
- Harris, L., *Trading and Exchanges*, NY: Oxford University Press, 2003.
- Hodrick, L. S. and Moulton, P. C., "Liquidity," working paper, Columbia University, 2003.
- Huang, R. D. and Stoll, H. R., "The Components of the Bid-Ask spread: A General Approach," *Review*

- of Financial Studies*, Vol. 10, No. 4, 1997, pp. 995-1034.
- 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 Markets*, Vol. 7, No. 3, 2004a, pp. 335-350.
- Huang, Y. C., "The Components of Bid-Ask Spread and their Determinants: TAIFEX versus SGX-DT," *Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No. 9, 2004b, pp. 835-860.
- Ikenberry, D. and Weston, J. P., "Clustering in US Stock Prices after Decimalisation," *European Financial Management*, Vol. 14, No. 1, 2008, pp. 30-54.
- Kahn, C., Pennacchi, G., and Sopranzetti, B., "Bank Deposit Rate Clustering: Theory and Empirical Evidence," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, 1999, pp. 2185-2214.
- Kandel, S., Sarig, O., and Wohl, A., "Do investors prefer round stock prices? Evidence from Israeli IPO auctions," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 8, 2001, pp. 1543-1551.
- Kim, I. J., Ko, K., and Noh, S. K., "Time-Varying Bid-Ask Components of Nikkei 225 Index Futures on SIMEX," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 10, No. 2, 2002, pp. 183-200.
- Kyle, A. S., "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, 1985, pp. 1315-1335.
- Madhavan, A. and Smidt, S., "A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing," *Journal of Financial Economics*, Vol. 30, No. 1, 1991, pp. 99-134.
- Moulton, P. C., "You Can't Always Get What You Want: Trade-Size Clustering and Quantity Choice in Liquidity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 78, No. 1, 2005, pp. 89-119.
- Newey, W. K. and West, K. D., "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703-708
- Nguyen, V. T., Van Ness, B. F., and Van Ness, R. A., "The Reporting of Island Trades on the Cincinnati Stock Exchange," *Journal of Applied Finance*, Vol. 14, No. 2, 2004, pp. 30-39.
- Osborne, M. F. M., "Periodic Structure in the Brownian Motion of Stock Prices," *Operations Research*, Vol. 10, No. 3, 1962, pp. 345-379.
- Palmon, O., Smith, B. A., and Sopranzetti, B. J., "Clustering in Real Estate Prices: Determinants and Consequences," *Journal of Real Estate Research*, Vol. 26, No. 2, 2004, pp. 115-136.
- Rubin, A., and Smith, D. R., "Institutional Ownership, Volatility and Dividends," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, No. 4, 2009, pp. 627-639.
- Simon, D. P. and Wiggins, R. A., "S&P Futures Returns and Contrary Sentiment Indicators," *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, No. 5, 2001, pp.447-462.

- Sopranzetti, B. J., and Datar, V., “Price Clustering in Foreign Exchange Spot Markets,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, No. 4, 2002, pp. 411-417.
- Wang, J., “Asymmetric Information and the Bid-Ask Spread: An Empirical Comparison between Automated Order Execution and Open Outcry Auction,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 9, No. 2, 1999, pp.115-128.
- White, H., “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and A Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, 1980, pp. 817–838.
- Yeoman, J. C., “The Optimal Spread and Offering Price for Underwritten Securities,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, No. 1, 2001, pp. 169-198.