

# 本文章已註冊DOI數位物件識別碼

## ▶ 影響大盤與衍生性金融商品成交量因素之探討與分析

Investigate and Analyze the Factors of Affecting Trading Volume in Taiwan Financial Derivatives Market

doi:10.30118/JIM.201102.0003

創新與管理, 8(1), 2011

Journal of Innovation and Management, 8(1), 2011

作者/Author：倪衍森(Yen-Sen Ni);黃寶玉(Pao-Yu Huang);許宸銘(Chen-Ming Hsu)

頁數/Page：49-74

出版日期/Publication Date：2011/02

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.30118/JIM.201102.0003>



*DOI Enhanced*

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



## 影響大盤與衍生性金融商品成交量因素之探討與分析

倪衍森

淡江大學管理科學研究所

黃寶玉

淡江大學管理科學研究所

許宸銘

淡江大學管理科學研究所

### 摘要

本文乃是探討影響台股大盤與衍生性金融商品成交量的主要因素，其中就大盤成交量而言，研究發現技術分析的 K 值對於開盤、收盤與大盤的成交量皆有正向影響，上述實證結果其實有點出人意料，因為過去被認同不高的技術指標竟然對大盤成交量的高低會有所影響，推就其成因乃是 K 值的高低與市場活絡程度好像有關。就衍生性金融商品的成交量探討，發現技術分析的 K 值對衍生性金融商品之成交量有正向影響，外資買賣超對於衍生性金融商品呈負向影響；此亦說明投資人介入衍生性金融商品時，似乎對技術分析會有所參考，而就外資賣超時，常常搭配衍生性金融商品來一併做空或避險，此似乎可以嗅出外資法人對衍生性金融商品的著墨的痕跡並不低。

**關鍵字：**成交量、技術分析、外資法人

### 1. 前言

「成交量」隱藏資本市場極重要的資訊，不僅能讓投資人可以準確的分析市場交易動向，更是解釋報酬率與其波動性的重要因素，Karpoff (1986)即指出成交量大時表示其反映的訊息較多，也比較容易有雜訊參雜其中，進而很可能分析出股市之波動性。Blume *et al.* (1994)研究發現投資人在股市上無法由成交價本身得到足夠的資訊，難以識別資訊的好壞與品質，但卻可由成交量加以補足；O'Hara

(1995)亦指出成交量是造成價格產生變化的重要因素，在市場微結構論新訊息加入對價格影響的研究模式中，成交量通常被視為新訊息的操作性定義；基於上述可知成交量對於市場資訊揭露的重要性。

在股市價與量的技術分析中，Hiemstra and Jons (1994)認為「量先行價」，Aksu and Gunay (1995)則認為「價是量的先行指標」、「有價才有量」，另外鄭婉秀 (2006)研究指出價量具有雙向的因果關係，而 Lo *et al.* ((2000)發現利用價量關係的技術指標來進行投資或買入策略可獲致較高的報酬率。然而除了股價有可能會影響成交量，Ackert and Athanassakos (2005)指出開放信用交易或調整信用交易之條件，的確會對公司股票產生衝擊，法人和證券分析人員亦會參考信用交易訊息。所以技術分析與信用交易資訊亦是投資者判斷投資方向的重要依據。

衍生性金融商品的出現提供投資人進行投資、投機、避險及套利的機會，投資人可依據自身風險的高低採用不同的交易策略，在現行的交易制度下，使得資本市場與衍生性金融商品的成交量同時皆有波動， Andersen *et al.* (2006)研究指出現貨指數與衍生性商品有相互影響效果，因此亦提高了衍生性金融商品影響資本市場成交量的可能性。

外資、投信與自營商等三大法人機構，由於分析能力較強，交易金額佔台股市值高，已逐漸成為主導股市的另一重要資訊。在台灣股市方面，田慧琪 (1999)探討外資買賣對市場衝擊及外資長期績效的評估，指出外資前期之買賣對股市報酬率及股市報酬波動有顯著影響；王子湄、蕭朝興(2008)實證發現，無論是委託不均衡或是委託積極度，結果指出三大法人中，外資最能推動價格；所以法人交易金額可能亦會影響到市場成交量的增減。

由於大部分文獻皆是探討成交量為自變數時對資本市場的影響或與台股指數之關聯性，甚少對成交量做深入地研究，而綜合從上述可知，影響股市成交量的因素有股價、信用交易、技術指標、衍生性金融商品、三大法人買賣超等，因此本文將從五個構面探討影響股市成交量增減的影響因素。

經由本文研究發現，本文乃是探討影響台股大盤與衍生性金融商品成交量的主要因素，其中就大盤成交量而言，研究發現技術分析的 K 值對於開盤、收盤與大盤的成交量皆有正向影響，上述實證結果其實有點出人意料，因為過去被認同不高的技術指標竟然對大盤成交量的高低會有所影響，推就其成因乃是 K 值的高低與市場活絡程度好像有關，就衍生性金融商品的成交量探討，發現技術分析的 K 值對衍生性金融商品之成交量有正向影響，外資買賣超對於衍生性金融商品呈負向影響；此亦說明投資人介入衍生性金融商品時，似乎對技術分析會有所

參考，而就外資賣超時，常常搭配衍生性金融商品來一併做多或避險，此似乎可以嗅出外資法人對衍生性金融商品的著墨的痕跡並不低。

此外本研究下列章節的鋪陳如下：第二部份為文獻探討與研究假說，第三部份為研究方法，第四部份實證結果與分析，第五部份則為結論。

## 2. 文獻探討與研究假說

本研究的文獻主要分成五個部份，將本文欲探討的變數，即成交量相關文獻、技術指標、信用交易、衍生性金融商品與三大法人買賣超的投資行為，做文獻回顧並且建立相關研究假說。

### 2.1 成交量相關文獻

在股市分析中，投資者對於股價與成交量之間的互動關係十分重視，Hiemstra and Jons (1994)認為「量先價行」，Jain and Joh (1988)與Lakonishok and Smidt (1989)的研究支持「價先行量」、「有價才有量」，Smirlock and Starks (1988)、Wang and Yau (2000)則認為這兩者具備因果關係，O'Hara (1995)於交易量評述中指出，交易量是造成價格產生變化的重要因素，在市場微結構論所指出的新訊息加入對價格影響的研究模式中，交易量通常被視為新訊息的操作性定義，因此價量關係為市場微結構重要的一環。

在台灣方面，姚蕙芸、梁志民(2005)探討台股空頭與多頭走勢期間，股價與相關因素之因果關係，研究發現無論是多頭或空頭市場中，Nasdaq 綜合指數皆是重要的外生數列，影響台股及其他數列；亦發現在空頭市場裡成交量領先股價，但在多頭市場裡，股價領先成交量。陳仕偉(2007)研究台灣股市之台灣 50 指數和加權指數之價量關係，指出股價與成交量之間皆有共整合之長期均衡關係，而且價格與成交量之間有雙向回饋因果關係。

此外台灣股市亦常受到國際股市之資訊及波動性傳遞效應，黎明淵等(2003)建構美國、日本股市與亞洲四小龍股市連動模型，分析在美國、日本股市分處相異的高、低波動狀態下，國際股市連動性之特質，結果發現當美、日同處於巨幅振盪下，股市之連動性可能會最強。賴怡洵(2000)探討美國、日本、香港、台灣四地股市之資訊傳遞及波動性傳遞問題，研究指出美國股市落後一期的報酬對於其他三地股市當期報酬皆具有正向顯著的影響，並且明確指出台灣股市除了受到本身前期影響外，還受到其他市場影響；而大型資本市場受其本身之前報酬波動性的影響，會較小型資本市場要來得小。

從相關文獻得知，資本市場的價量關係有價先量行和量先價行，所以交易量

與本身股價應存在關聯性，此外由於股價與交易量的變動時常會受到規則性事件、總體經濟衝擊事件、市場結構的改變與自發性交易等事件而有所波動，國際股市與台灣股市亦有資訊及波動性傳遞效應，所以綜合上述文獻，本文建立研究假說 1 探討股價指數與成交量之關係，並且探討美國道瓊股價指數、日經 225 股價指數、韓國綜合股價指數是否也會影響台股成交量。

### 假說 1 股價指數對成交量（含台股大盤成交量與衍生性金融商品成交量\*）有影響

假說 1-1 台灣大盤指數之上漲對成交量有正向影響

假說 1-2 美國道瓊股價指數之上漲對成交量有正向影響

假說 1-3 日經 225 股價指數之上漲對成交量有正向影響

假說 1-4 韓國綜合股價指數之上漲對成交量有正向影響

假說 1-5 日股開盤較昨日收盤上漲對成交量有正向影響

假說 1-6 韓股開盤較昨日收盤上漲對成交量有正向影響

## 2.2 技術指標相關文獻

長久以來技術分析在財務學界並非顯學，但是在市場佔有一席之地，自從 Fama 於 1965 年將效率市場之理念發揚光大後，就引發學界對於技術分析的熱烈探討，有支持弱式效率市場者(Coutt and Cheung, 2000)，亦有支持技術分析能夠打敗大盤者；由於技術分析是市場本身行為的研究，隨著行為財務學的盛行，其重視程度亦大為提高，投資人也經常藉由技術分析尋找最佳買賣時機，因而有越來越多的學者將技術分析對股票市場的預測及投資組合做研究，例如、Hinich and Petterson (1985)研究指出股價呈非線性變動現象，技術指標之移動平均線對於道瓊工業股價平均數具有一些預測力認為技術分析有效；Pruitt and White (1985) 則以累積成交量、相對強弱指標及移動平均線等三種技術分析方法，組成複合技術分析 CRISMA 策略，針對股票與股票選擇權作驗證，績效亦相當優異。

Leigh *et al.* (2002)則利用類神經網絡和基因演算法等人工智慧技術，結合技術分析指標進行紐約證交所綜合指數的股價預測，研究結果支持此為有效的技術分析方法。陳應慶等((2003)運用 RSI、MACD 及 DIF 等技術分析指標研究台灣股市買進時機切入點，指出技術分析指標具有一定的參考價值，並且認為以技術

1) \* 股價指數（含以下技術指標等變數）對買權與賣權成交量影響大致呈反向關係，但技術指標高檔與未平倉合約則買權與賣權符號可能一致，因為買權與賣權與融資融券應有類似之處：當指標高檔時，有人追漲（買買權）有人放空（買賣權）。此外未平倉合約上升時，有時多空單（買權賣權）皆增所致，所以與此二者（技術指標、期貨未平倉合約數）則與買權與賣權成交量呈正向關係。

分析所研判出的投資策略之投資績效顯著大於買入持有策略；鍾仁甫(2001)研究台灣上市的 64 家電子股日資料，發現多數電子股的報酬率顯著高於「買入持有」策略，顯示技術分析確實有存在價值，大致可捕捉股價的短期波動走勢。但是 Jesnen and Benington (1970) 採 NYSE 的 200 家上市公司股票之月資料做技術指標有效性的研究，指出若考慮交易成本，技術分析無效，不考慮交易成本技術分析有效。

從上述文獻可知，學者研究多種技術指標在市場上買賣的預測能力，當市場越具有效率性時，技術分析的預測能力將會下降，若將交易成本因素加入考量，則績效大多不佳；由於文獻仍普遍在探討技術指標對報酬率的影響，對於成交量的研究則付諸闕如，因此本文建立假說 2 探討多種技術分析指標對於成交量是否有影響。

## 假說 2 技術指標對成交量（含台股大盤成交量與衍生性金融商品成交量）有影響

假說 2-1 台指之 K 值上揚對成交量有正向影響

假說 2-2 台指之 D 值上揚對成交量有正向影響

假說 2-3 台指之 RSI 上揚對成交量有正向影響

假說 2-4 台指之 MA 值上揚對成交量有正向影響

假說 2-5 台指之連漲三天對成交量有正向影響

假說 2-6 台指之連跌三天對成交量有正向影響

假說 2-7 台指之黃金交叉對成交量有正向影響

假說 2-8 台指之死亡交叉對成交量有正向影響

假說 2-9 台指之價量齊揚、價跌量增對成交量有正向影響

假說 2-10 台指之價漲量縮、價跌量縮對成交量有負向影響

技術分析假設歷史會重演，未來的股價可以藉由過去的價量關係來預測，其基本精神乃是藉由股價或成交量所產生的技術指標來捕捉股票供需力量的強弱或是股價偏離程度之大小來作決策，支持技術分析者認為資訊的傳達不可能在短時間傳達給所有投資者。由於資訊之傳遞需要一段時間，而且投資者取得資訊之難易並不全然相同，因此股價之調整需要一段時間，因而會有一動量產生而形成一趨勢，技術分析的目的在尋找均衡價格之改變點，而非新的均衡價格，如果股價之調整如效率市場的假設般快速，則投資者很難藉由買賣訊號獲取超額報酬（林金賢與李淑惠，2006），是以本文根據學理設定技術分析之動量趨勢，包括

三天連漲、三天連跌、黃金交叉、死亡交叉等虛擬變數，以探討其對於成交量之影響；在技術分析上有所謂的連漲三天散戶不請自來的諺語，所以應有成正向關係的可能性，然而連跌三天則可能相反之；此外黃金交叉或死亡交叉都有吸引投資人投入或殺出，而有引起成交量擴增的可能性。在價量指標的分析中，莊家彰與管中閔(2005)、Ackert and Athanassakos (2005)研究發現股市的指數報酬率與成交量除了有正相關外，股市亦呈現了「價量齊揚」與「價跌量縮」的現象，所以本文在擴充模型中亦加入上述之虛擬變數，並擴充為價量齊揚、價漲量縮、價跌量縮、價跌量增等現象，一併探討上述現象對台股成交量是否會有所影響。

### 2.3 信用交易相關文獻

資本市場中為了提昇市場的效率性，因此產生了信用交易，關於信用交易的文獻，Hardouvelis (1990)研究指出較嚴苛的信用交易條件往往配合著較低的股票變異量；同時，市場股價與股票基本價值間的偏離程度較小。因此，控制信用交易條件似乎是控制股票市場投機風氣的有效工具。Hardouvelis and Peristiani (1992)發現當信用交易所面對的交易成本調高時，對股票的成交量皆會造成顯著地負面影響，亦即有成交量呈現下降的情形，但在股票價格變異方面，只有在宣告與實施時的短期內有影響，長期則無明顯不同。

在國內研究方面，孫穎慶 (1998)探討融資融券、成交量與股價指數等因素的關聯性，指出信用交易（含融資與融券）與成交量間存在正向關係，而且亦有有共整合關係的存在，也發現融資融券餘額與股價指數皆有互為因果關係，而電子類股的融資餘額與股價存在正向關係。陳達新等 (2007)研究指出開放信用交易對股票報酬具有正面影響，而在資本市場上常需要此機制來活絡市場交易量；許溪南等 (2006)探討新上市股票開放信用交易對價格波動性與成交量之影響，指出雖然沒有足夠的證據證明開放信用交易後對 IPO 之股價波動性會有影響，但隨著開放時間的增長成交量會顯著增大，足見開放信用交易確有活絡市場交易之功能。綜合上述，本文推論研究假說 3 探討信用交易對成交量有影響。

#### 假說 3 台灣大盤指數信用交易對成交量（含台股大盤成交量與衍生性金融商品成交量）有影響

假說 3-1 台灣大盤指數融資變動率為正時對成交量有正向影響

假說 3-2 台灣大盤指數融券變動率為正時對成交量有正向影響

### 2.4 衍生性金融商品相關文獻

Mazouz (2004)發現印度 Nifty 指數會因為其期貨與選擇權的上市而受到衝

擊，所以衍生性金融商品可能會影響其現貨市場的反應。在國內文獻方面，賴藝文、簡進嘉 (2007)指出台指期貨交易量與其價格發現及資訊分享能力均呈正向影響，李修全、周賢榮 (2003)研究發現台灣股價指數期貨的成交量與未平倉成交量會影響台灣股價指數的報酬，而且台灣股價指數期貨的成交量與台灣股價指數，具有量先價行之特性。胡緒寧、蘇欣玟 (2006)研究指出成交量與未平倉部位的變動因子上，無論在現貨或是期貨上皆存在負向效果。但是 Chang *et al.* (2000)發現未平倉量與價格波動性卻呈正相關，可知未平倉量對現貨可能有正向影響。

此外期貨結算到期效應可能會影響報酬率與成交量，Jarrow (1994)研究指出衍生性金融商品的上市使得現貨市場將可以被操縱，而且在愈接近到期日操縱股價將可能得到更多的獲利。Stoll 及 Whaley (1987) 以 S&P 500 指數期貨與 S&P100 指數選擇權為研究標的，探討程式交易與到期效應之關係，認為到期效應發生之原因在於套利者利用程式交易在收盤時以市價單出脫其現貨部位所造成。Chamberlain, Cheung, 及 Kwan (1989)研究加拿大多倫多股票交易所之 TSE 300 指數與 Yadav 及 Pope (1992)研究英國選擇權市場亦發現類似美國市場的到期效應。Christoffersen 及 Diebold (2006)研究發現期貨價格波動性的到期效應會直接影響期貨交易保證金訂定、日內價格漲跌停限制、期貨避險策略的績效與期貨選擇權評價模型的績效，因此本文亦進一步探討到期效應是否亦可能影響大盤與衍生性金融商品之成交量，由於期貨結算前三天，法人進行換約操作或是主導多空結算，皆可能擴增成交量，是以本文推論研究假說 4 驗證之。

#### 假說 4 台指未平倉合約增加時對成交量（含台股大盤成交量與衍生性金融商品成交量）有影響

假說 4-1 台指期未平倉口數增加時對成交量有正向影響

假說 4-2 期貨結算前三天對成交量有正向關係

### 2.5 三大法人相關文獻

市場存在著所謂的資訊交易者，他們能運用本身私人資訊的優勢，從與其他市場交易者交易中獲取利益。由於機構投資人和一般投資人比較起來，擁有更多時間及資金收集資訊。因此機構投資人認為是具有資訊之資訊交易者。Admati and Pfleiderer (1988)指出機構性投資人為掩飾其內線消息，會選擇交易量大的時機進行交易，所以代表當機構投資人出現大量的買超或賣超時，裡面似乎隱含了一些資訊意涵。



Sias and Starks (1995)則找出股票報酬、交易量與機構投資人間之關聯性，認為股票報酬與交易量之週末效應，可歸因於機構性投資人交易行為，因為他們通常在星期一擬定未來一週之交易計畫，而避免在星期一進場買賣。這樣的說法，說明了法人的買賣為成交量主要的來源，而當法人發現投資標的時，又如Chan and Lakonishok (1995)所說的機構投資者為了避免對市場造成過大的波動，往往會對於相同的股票進行一連串的買超或賣超的動作，機構投資者的連續買超動作即會引起一般投資者的追隨買進行為，造成市場流動性不足而影響股價。這可說明，機構投資人的投資行為，造成的從眾效果。

在國內文獻方面，吳幸姬、李顯儀 (2005)研究指出多頭市場中不論是好消息公告時，法人成交量對訊息的反應比散戶成交量來得敏感，故根據機構投資人之買賣超與成交量之資訊進出股市應能有超額報酬，不過，成交量放大之同時，亦伴隨波動性之增加，所以三大法人在資訊取得上相對優於散戶，且交易行為對於股價波動更具有驅動作用的效果。王子湄、蕭朝興 (2008)實證指出，無論是委託不均衡或是委託積極度，結果都顯示三大法人中，外資最能推動價格，關鍵在於個別投資人與外資相反操作程度較高，進而抵銷掉外資交易產生的部分價格壓力，使得外資買賣超個股的漲跌幅度不如投信買賣超的組合。

上述文獻普遍支持三大法人為專業的投資者，能收集資訊進而整理成為有效訊息而獲利，而其買賣超影響成交量的能力可能來自於市場資訊或資金流動性的效果，所以本文建立研究假說 5 探討三大法人對台股成交量之影響力。

#### **假說 5 三大法人買賣超對成交量（含台股大盤成交量與衍生性金融商品成交量）有影響**

假說 5-1 外資買（賣）超對成交量有正（負）向影響

假說 5-2 投信買（賣）超對成交量有正（負）向影響

假說 5-3 自營商買（賣）超對成交量有正（負）向影響

### 3. 研究方法

#### 3.1 研究對象

本研究所選取的樣本期間為 2005 ~ 2007 之日交易資料<sup>†</sup>，共 743 筆，本文以多元迴歸模型驗證上述研究假說，探討多個自變數與應變數之關係；由於實證中變數彼此之間可能存在共線性，共線性則會造成以下三種影響：1. 影響最小平方法計算的精確性，2. 影響統計數據的精確性，3. 影響結果解釋的精確性；共線性檢定可採用變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor; VIF) 作檢測，經 VIF 檢測後，本研究剔除共線性高的變數，符合 VIF 值小於 5 的自變數有 15 個，表示變數間應無太大的共線性，因此可進行後續之多元迴歸迴歸模型分析。

#### 3.2 變數說明

本節將研究模型所採用的變數定義如表 1。

表 1 變數定義

變數	定義與說明
<b>(一) 應變數定義</b>	
<b>1. 大盤成交量</b>	
總成交量 ( $Y_{11}$ )	大盤當日總成交量
開盤成交量 ( $Y_{12}$ )	大盤當日 9:00 開盤至 9:05 之開盤量
收盤成交量 ( $Y_{13}$ )	大盤當日 13:25 至 13:30 之收盤量
<b>2. 衍生性金融商品成交量</b>	
選擇權買權成交量 ( $Y_{21}$ )	
選擇權賣權成交量 ( $Y_{22}$ )	
台指期貨成交量 ( $Y_{23}$ )	
<b>(二) 自變數定義</b>	
<b>2. 日韓股市開盤表現</b>	
日股開盤表現	$(\text{日股開盤價}(t) - \text{日股收盤價}(t-1)) / \text{日股收盤價}(t-1)$
韓股開盤表現	$(\text{韓股開盤價}(t) - \text{韓股收盤價}(t-1)) / \text{韓股收盤價}(t-1)$

<sup>†</sup> 資料主要取自美國 Yahoo 股市網頁(網頁：<http://www.yahoo.com>)、台灣經濟新報經資資料庫 (TEJ TAIWAN DB)、台灣期貨交易所(網頁：<http://www.taifex.com.tw>)與台灣證券交易所(網頁：<http://www.twse.com.tw>)。

**3. 技術指標<sup>‡</sup>**

K 值	技術指標的 K 值
D 值	技術指標的 D 值
RSI 值	技術指標的 RSI 值
MA 值	技術指標的 MA 值

**4. 信用交易**

融資變動率	台灣股市大盤融資變動率
融券變動率	台灣股市大盤融券變動率

**5. 衍生性金融商品成交量**

期貨未平倉口數

**6. 三大法人機構買賣超**

外資買賣超比率	$(\text{外資買進成交量} - \text{外資賣出成交量}) / \text{總成交量}$
自營商買賣超比率	$(\text{自營商買進成交量} - \text{自營商賣出成交量}) / \text{總成交量}$
投信買賣超比率	$(\text{投信買進成交量} - \text{投信賣出成交量}) / \text{總成交量}$

**7. 股價指數**

台股指數報酬	台灣加權股價指數報酬
日股指數報酬	日經 225 指數報酬
韓股指數報酬	韓國綜合股價指數報酬
道瓊指數報酬	美國道瓊指數報酬

**8. 虛擬變數部分<sup>§</sup>**

期貨結算前三天	結算前三天的虛擬變數，將每個月的結算日與結算前三天（含結算當天）的虛擬變數設為 1，其它日期則設為 0。
三天連漲	三天連漲為大盤盤指數若有三天連漲，虛擬變數設為 1，無三天連漲則設為 0，而若指數連漲三天，但第四天指數還是漲勢，則重頭開始算指數連漲三天的第一天。
三天連跌	三天連跌為大盤盤指數若有三天連跌，虛擬變數設為 1，無三天連跌則設為 0，而若指數連跌三天，但第四天指數還是漲勢，則重頭開始算指數連漲三天的第一天。
黃金交叉	移動平均線出現黃金交叉，虛擬變數設為 1，其它設為 0。
死亡交叉	移動平均線出現死亡交叉，虛擬變數設為 1，其它設為 0。

2) <sup>‡</sup> 本文的技術分析指標除 K 值外，尚有 D 值、5 日 RSI、10 日 RSI、5 日移動平均線及 20 日移動平均線，由於不少技術指標間具有高度共線性，經由 VIF 檢定後，上述技術分析指標因共線性的考量而不被列於模型中。

3) <sup>§</sup> 本研究的擴充模型乃是考量這些可能影響成交量的變數，而且這些變數以虛擬變數表示之，其中價量齊揚、價漲量縮、價跌量增、價跌量縮有四個，由於有常數項，所以僅取模型僅取三個虛擬變數。

價量齊揚

大盤指數與成交量皆上升，虛擬變數如四季虛擬變數的設法為 1, 0, 0

價漲量縮

大盤指數上漲，而成交量下降，虛擬變數如四季虛擬變數的設法為 0, 1, 0

價跌量縮

大盤指數與成交量皆下降，虛擬變數如四季虛擬變數的設法設為 0, 0, 1

## 4. 實證結果與分析

### 4.1 敘述統計量

本節針對各實證變數進行敘述性描述，各變數之觀測值、最小值、最大值、平均數與標準差，由表 2 之敘述性統計結果可發現，大盤開盤成交量最低為 2604，最高為 22594，而大盤收盤成交量最低為 2315，最高為 25093，顯示股市在景氣的循環下，投資者會為了獲利和避險而在開盤與收盤時判斷是否投資、退場或不進場。K 值的平均值為 59.3715，表示台灣股市在此三年，多頭的情況比空頭的時間長。不過在三大法人買賣超率的平均值中，以外資的平均值最高，平均約 3.61%，其次為自營商，平均約 0.28%，最低為投信，平均只有 -0.2%，而投信買賣超比率為負值，表示在此期間，投信以賣超的策略較多。在指數報酬方面，韓國指數報酬的平均值最高，平均值高達約 0.11%，台灣、日本、美國的平均值皆不到 0.05%，顯示在此三年的期間，韓國總體經濟的發展，顯然地超過其它三個國家。

在虛擬變數方面，期貨結算前三天在研究期間所佔的比重平均為 14.15%；連續三天大漲或大跌的次數並不多，其平均數分別為 7.82%與 4.99%，出現黃金交叉及死亡交叉的次數亦不多，平均數分別為 3.50%與 3.37%，此外價量關係的價量齊揚、價漲量縮、價跌量漲及價跌量縮等變數，其平均數分別為 30.32%，23.45%，18.73%及 27.49%，可能由於研究期間股市處於多頭時期，是以價量齊揚的比重較高。

表 2 各變數敘述統計量

變數名稱	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
總成交量	742	3049264.4394	1068226.5961	1514852	8656228
開盤成交量	742	5478.3437	2081.6109	2604	22594
收盤成交量	742	6982.9084	3390.3176	2315	25093
選擇權買權成交量	742	181290.5593	75018.6725	44596	584312
選擇權賣權成交量	742	148394.6375	65486.2218	26227	501886

台指期貨成交量	742	38605.8275	15890.5205	9548	119533
日股開盤表現	742	0.0004	0.0057	-0.0152	0.0150
韓股開盤表現	742	0.0010	0.0077	-0.0400	0.0381
K值	742	59.3715	30.5668	3.2054	99.6883
D值	742	59.3835	26.9285	6.3520	98.6170
RSI值	742	0.5597	0.2844	0.0000	1.0000
MA值	742	7141.3542	1101.7768	5686.6919	9701.7842
融資變動率	742	0.0011	0.0370	-0.0234	1.0000
融券變動率	742	-0.0004	0.0487	-0.2677	0.2673
期貨未平倉口數	742	36361.0081	8984.3806	7900.0000	70534.0000
外資買賣超比率	742	0.0361	0.1353	-0.5600	0.7830
自營商買賣超比率	742	0.0028	0.0364	-0.1196	0.2347
投信買賣超比率	742	-0.0020	0.0227	-0.0942	0.1165
台股指數報酬	742	0.0004	0.0109	-0.0456	0.0526
日股指數報酬	742	0.0004	0.0111	-0.0542	0.0367
韓股指數報酬	742	0.0011	0.0123	-0.0693	0.0569
道瓊指數報酬	742	0.0003	0.0074	-0.0329	0.0255
結算前三天	742	0.1415	0.3488	0.0000	1.0000
三日連漲	742	0.0782	0.2686	0.0000	1.0000
三日連跌	742	0.0499	0.2178	0.0000	1.0000
黃金交叉	742	0.0350	0.1840	0.0000	1.0000
死亡交叉	742	0.0337	0.1806	0.0000	1.0000
價量齊揚	742	0.3032	0.4600	0.0000	1.0000
價漲量縮	742	0.2345	0.4240	0.0000	1.0000
價跌量漲	742	0.1873	0.3904	0.0000	1.0000
價跌量縮	742	0.2749	0.4468	0.0000	1.0000

## 4.2 多元迴歸模型分析

本節針對大盤成交量及衍生性金融商品成交量兩方面作探討，設定的模型如下。

### (1) 大盤成交量

$$Y_{i,t} = F \left( \text{日股開盤表現、韓股開盤表現、K值、融資變動率、融券變動率、期貨未平倉口數、外資買賣超比率、自營商買賣超比率、投信買賣} \right)$$

超比率、台股指數報酬、日股指數報酬、韓股指數報酬、道瓊指數報酬、落後項) +  $\varepsilon_i$ ,  $i = 1, 2, 3$

本節以多元迴歸模型分析\*\*探討影響大盤成交量之主要因素，探討的應變數有大盤當日之總成交量 ( $Y_{11}$ )、開盤成交量 ( $Y_{12}$ ) 及收盤成交量 ( $Y_{13}$ )。從表 3 中發現，K 值、期貨未平倉口數及投信買賣超比率對總成交量 ( $Y_{11}$ )、開盤成交量 ( $Y_{12}$ ) 及收盤成交量 ( $Y_{13}$ ) 皆呈顯著正向影響，融資變動率對總成交量 ( $Y_{11}$ ) 及收盤成交量 ( $Y_{13}$ ) 則有顯著負向影響。上述結果顯示台灣股市開盤及收盤成交量與該日的總成交量具有關連性，當技術指標 K 值在高檔時，成交量會增加；在信用交易方面，當融資增加時，法人反而較為謹慎而不介入，致使成交量下降；此外期貨未平倉口數增加可擴增成交量，表示投資人可能同時介入期現貨市場，以求取財務槓桿的利潤；在三大法人方面，由於不少投信替政府基金代為操盤，當投信買超時，可能有訊息之外漏，致使有人介入，而有擴增成交量的可能性，本文結果亦說明投信法人的買賣為成交量主要的來源之一 (Sias and Starks, 1995)。

此外本文發現韓股指數報酬對於收盤成交量 ( $Y_{13}$ ) 有顯著負向影響，其可能成因為台股與韓股的部分產業結構相似且互相競爭，是以外資在投資亞洲市場時，考量兩者之間的替代關係，以致當韓股上漲時，可能介入韓股反而排擠台股，而降低台股的收盤成交量。

表 3 大盤成交量之多元迴歸實證結果

應變數 自變數	$Y_{11}$		$Y_{12}$		$Y_{13}$	
	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
常數	191609.467	0.075	1606.720	0.000	380.750	0.354
日股開盤表現	-2917694.465	0.476	-14095.346	0.333	9008.065	0.618
韓股開盤表現	3036985.566	0.294	-9618.923	0.400	31990.832	0.216
K 值	3018.408	0.000***	9.075	0.001***	12.211	0.000***
融資變動率	-919355.103	0.000***	-834.383	0.155	-3416.731	0.000***
融券變動率	146144.107	0.737	-520.873	0.624	768.616	0.673
期貨未平倉口數	7.420	0.006***	0.030	0.001***	0.036	0.000***
外資買賣超比率	215683.805	0.311	164.201	0.804	-604.376	0.411
自營商買賣超比率	639244.711	0.240	-1313.419	0.388	-202.901	0.933
投信買賣超比率	3379631.071	0.000***	9156.058	0.003***	19834.486	0.000***
台股指數報酬	-1057530.618	0.633	6547.995	0.335	1222.362	0.895
日股指數報酬	-1401998.847	0.544	-2180.248	0.749	-14728.167	0.142
韓股指數報酬	-1669223.056	0.057*	2399.917	0.726	-17940.937	0.040**
道瓊指數報酬	2267300.776	0.353	6059.012	0.464	18773.979	0.112
$Y_{1,i,t-1}$	0.789	0.000***	0.416	0.000***	0.661	0.000***

4) \*\* 由於報酬與成交量是可能存有內生性的問題，所以本文以聯立方程式來探討內生性的問題，而此方程式的結果並不影響研究的實證結果。

DW	2.0123	2.1284	2.1304
Adj. R <sup>2</sup>	0.7598	0.2947	0.6053

說明：\*、\*\*、\*\*\*表示檢定結果分別達到10%、5%、1%之顯著水準。其中Y<sub>11</sub>為總成交量，Y<sub>12</sub>為開盤成交量，Y<sub>13</sub>為收盤成交量。此外上述模型的F值都達到1%的顯著水準，此外由於成交量有自我相關的現象，所以以AR(1)，亦為放入Y<sub>1, i, t-1</sub>來處理模型自我相關的問題。此外本文之回歸模型由 white 檢定結果顯示有異質變異數的問題，故此處所列示的實證結果是以white (1980) 調整程序修正共變異矩陣後所得出的結果。

## (2) 衍生性金融商品成交量

$$Y_{2i,t} = F \left( \text{日股開盤表現、韓股開盤表現、K 值、融資變動率、融券變動率、期貨未平倉口數、外資買賣超比率、自營商買賣超比率、投信買賣超比率、台股指數報酬、日股指數報酬、韓股指數報酬、道瓊指數報酬、落後項} \right) + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, 3$$

本節以多元迴歸分析影響衍生性金融商品成交量之主要因素，探討的應變數有選擇權買權成交量(Y<sub>21</sub>)、選擇權賣權成交量(Y<sub>22</sub>)及台指期貨成交量(Y<sub>23</sub>)。從表4中得知，K值及期貨未平倉口數對選擇權買權成交量(Y<sub>21</sub>)有顯著正向影響，日股開盤表現及融資變動率對選擇權買權成交量(Y<sub>21</sub>)有顯著負向影響。其可能成因為當技術指標K值處於高檔時，代表目前股市，至少在短線上是處於多頭的狀況，因此投資者在多頭時買進買權，其有財務槓桿效益的呈現；此時期貨未平倉口數增加，表示投資人可能同時多頭期貨與買權，以求取財務槓桿的利潤；然而當融資增加時，法人反而為之謹慎而不介入，致使買權成交量下降。

其次，日股開盤表現、融資變動率、融券變動率及外資買賣超比率對選擇權賣權成交量(Y<sub>22</sub>)有顯著負向影響，期貨未平倉口數對選擇權賣權成交量(Y<sub>22</sub>)則有顯著正向影響。當技術指標K值在高檔時，顯示股價上揚，投資人可能會由於股價的高估，放空的意願增強而多頭賣權；而資券同增時，代表未來可能有軋空的力道，使投資人多頭賣權的意願降低，致使賣權成交量下降；期貨未平倉口數增加，表示投資人可能同時介入期貨與賣權，以求取財務槓桿的利潤，致使賣權成交量增加；當外資買超擴增時，表示外資看好股市後市的表現，因此降低多頭賣權的意願。由於日股開盤表現對於買賣權成交量皆有負向影響，可能原因為對外資而言，台灣、日本及韓國股市之間具有部分替代性，以致當日股開盤上漲時，反而降低了台股買權及賣權之成交量。

此外融資變動率、融券變動率及外資買賣超比率對台指期貨成交量(Y<sub>23</sub>)有顯著負向影響，投信買賣超比率對台指期貨成交量(Y<sub>23</sub>)則有顯著正向影響。

當資券同減時，表示目前股價可能處於低檔，因而提高投資人購買期貨的意願，以賺取財務槓桿的利潤；當外資賣超時，期貨的成交量也常常增加，而且可能以避險之空單居多；本結果發現投信買超時，期貨的成交量亦隨之擴增，可能為求財務槓桿的獲利，而有異於外資買賣超之影響。

表 4 衍生性金融商品成交量之多元迴歸實證結果

自變數	Y <sub>21</sub>		Y <sub>22</sub>		Y <sub>23</sub>	
	係數	顯著值	係數	顯著值	係數	顯著值
常數	50996.387	0.000	49665.351	0.000	18200.948	0.000
日股開盤表現	-1062229.142	0.034**	-896239.861	0.047**	-88363.789	0.397
韓股開盤表現	338158.401	0.291	242603.683	0.409	3638.985	0.957
K 值	161.452	0.067*	149.047	0.043**	19.223*	0.087
融資變動率	-93895.677	0.000***	-69539.078	0.000***	-14265.175	0.006***
融券變動率	9492.977	0.856	-134334.741	0.006***	-34890.775	0.001***
期貨未平倉口數	0.871	0.001***	0.456	0.071*	-0.104	0.085
外資買賣超比率	-1804.004	0.928	-41955.893	0.022**	-9079.367	0.030**
自營商買賣超比率	1186.142	0.987	-14480.030	0.831	-7064.935	0.611
投信買賣超比率	113389.609	0.275	51678.715	0.563	47404.312	0.029**
台股指數報酬	165411.189	0.533	-433712.953	0.102	-30419.437	0.603
日股指數報酬	82687.145	0.730	-14218.715	0.947	-86532.452	0.109
韓股指數報酬	-288547.197	0.195	-43166.894	0.844	-15537.109	0.736
道瓊指數報酬	-151250.271	0.601	-74332.705	0.788	-23279.620	0.706
Y <sub>2,i,t-1</sub>	0.496	0.000***	0.509	0.000***	0.612	0.000***
DW	2.2092		2.2160		2.2872	
Adj. R <sup>2</sup>	0.3026		0.3180		0.4529	

說明：\*、\*\*、\*\*\*表示檢定結果分別達到 10%、5%、1%之顯著水準。其中 Y<sub>21</sub> 為選擇權買權成交量、Y<sub>22</sub> 為選擇權賣權成交量、Y<sub>23</sub> 為台指期貨成交量，上述模型的 F 值都達到 1% 的顯著水準。此外由於成交量有自我相關的現象，所以本文以 AR(1)，亦為放入 Y<sub>2,i,t-1</sub> 來處理模型自我相關的問題。

### 4.3 含虛擬變數之多元迴歸模型分析

本節則以多元迴歸模型探討影響大盤及衍生性金融商品成交量不同構面之因素，除了符合 VIF 值的 14 個自變數外，再加上 8 個虛擬自變數，所以共有 22 個自變數，實證模型如下表示：

$$Y_{i,t} = F(\text{日股開盤表現、韓股開盤表現、K 值、融資變動率、融券變動率、期貨未平倉口數、外資買賣超比率、自營商買賣超比率、投信買賣超比率、台股指數報酬、日股指數報酬、韓股指數報酬、道瓊指數報酬、期貨結算前三天、三天連漲、三天連跌、黃金交叉、死亡交叉、價量齊揚、價漲量縮、價跌量縮、落後項}) + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, 3$$

#### (1) 大盤成交量

在大盤成交量方面，探討的應變數有大盤當日之總成交量 (Y<sub>11</sub>)、開盤成交



量 ( $Y_{12}$ ) 及收盤成交量 ( $Y_{13}$ )。考量虛擬變數後，表 5 獲致的結果與表 3 相仿，K 值、期貨未平倉口數及投信買賣超比率對大盤總成交量 ( $Y_{11}$ )、開盤成交量 ( $Y_{12}$ ) 及收盤成交量 ( $Y_{13}$ ) 有顯著正向影響，融資變動率與韓股指數報酬則對大盤總成交量 ( $Y_{11}$ ) 及大盤收盤成交量 ( $Y_{13}$ ) 有顯著負向影響；此結果說明台灣股市之開盤及收盤成交量與該日的總成交量具有關連性，其中當技術指標 K 值在高檔時，成交量會增加；融資增加時，法人反而為之戒慎而不介入，致使成交量下降；期貨未平倉口數增加，表示投資人相對地也介入現貨市場，以求取財務槓桿的利潤，致使成交量增加；由於不少投信幫政府代操，所以投信買超時，可能有訊息的外漏，致使有人介入而擴增成交量的可能性，此外由於台股與韓股的產業結構有些雷同，所以外資投資亞洲市場時，此二者可能有替代的現象，致使呈反向關係。

在虛擬變數方面，期貨結算前三天僅對大盤總成交量 ( $Y_{11}$ ) 有顯著正向影響，由於結算前三天，源自法人的拉抬或殺盤，不論是換約操作或是主導多空結算，皆可能會擴增總成交量。此外從表五中發現，價漲量縮及價跌量縮對於開盤、收盤及總成交量均有顯著負向影響；當大盤價漲量縮時，顯示許多投資人認為可能發生利多出盡，因此接著而來的是悲觀氣氛漸漸出現，價跌量縮時，則表示股價下跌，價位已較以前低，若成交量減少，表示投資人不願再將股價殺低，是以對成交量呈合理的負向影響；而當大盤出現黃金交叉時，總成交量反而減少，其可能成因為投資人惜售或較為謹慎，以致降低成交量。

表 5 大盤總成交量擴充模型之多元迴歸實證結果

應變數 自變數	$Y_{11}$		$Y_{12}$		$Y_{13}$	
	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
常數	403819.977	0.000	1666.286	0.001	474.099	0.334
日股開盤表現	267987.552	0.922	-11374.337	0.433	16228.835	0.338
韓股開盤表現	3262008.005	0.923	-10481.535	0.350	33847.091	0.217
K 值	2418.352	0.000***	9.468	0.000***	10.369	0.001***
融資變動率	-507180.402	0.000***	-542.225	0.417	-2861.367	0.000***
融券變動率	70783.332	0.817	-602.181	0.585	255.457	0.878
期貨未平倉口數	6.526	0.004***	0.035	0.001***	0.040	0.001***
外資買賣超比率	-51952.588	0.735	-49.513	0.939	-1102.827	0.109
自營商買賣超比率	143562.645	0.707	-1704.045	0.285	-1013.115	0.669
投信買賣超比率	1115508.487	0.049**	7782.534	0.008**	14554.901	0.000***
台股指數報酬	-867125.033	0.577	6719.225	0.300	-490.485	0.956
日股指數報酬	-1075058.117	0.507	-2289.399	0.738	-15480.163	0.106
韓股指數報酬	-3078456.968	0.025**	1162.171	0.864	-20650.793	0.012**
道瓊指數報酬	495316.504	0.766	5489.804	0.504	15044.396	0.181
期貨結算前三天	109913.961	0.032**	248.550	0.215	369.944	0.161
三天連漲	76240.860	0.175	-205.413	0.341	126.847	0.684
三天連跌	26807.358	0.587	17.187	0.943	-49.249	0.861
黃金交叉	-183255.455	0.002***	378.030	0.366	-519.497	0.228

死亡交叉	51029.470	0.389	26.165	0.919	-254.990	0.406
價量齊揚	1812.584	0.969	-31.176	0.903	490.322	0.052*
價漲量縮	-826491.319	0.000***	-622.684	0.007***	-1350.021	0.000***
價跌量縮	-780310.536	0.000***	-641.721	0.003***	-1053.195	0.000***
$Y_{1,i,t-1}$	0.871	0.000***	0.421	0.000***	0.706	0.000***
DW	2.0324		2.1319		2.1921	
Adj. R <sup>2</sup>	0.8919		0.3186		0.6541	

說明：\*、\*\*、\*\*\*表示檢定結果分別達到 10%、5%、1%之顯著水準。其中  $Y_{11}$  為總成交量， $Y_{12}$  為開盤成交量， $Y_{13}$  為收盤成交量。此外上述模型的 F 值都達到 1% 的顯著水準。

### (3) 衍生性金融商品成交量

$Y_{2i,t} = F$  (日股開盤表現、韓股開盤表現、K 值、融資增減量、融券增減量、期貨未平倉口數、外資買賣超比率、自營商買賣超比率、投信買賣超比率、台股指數報酬、日股指數報酬、韓股指數報酬、道瓊指數報酬、期貨結算前三天、三天連漲、三天連跌、黃金交叉、死亡交叉、價量齊揚、價漲量縮、價跌量縮、落後項) +  $\varepsilon_i$   $i=1,2,3$

本節仍以擴充模型之多元迴歸模型探討影響衍生性金融商品成交量的因素，探討的應變數有選擇權買權成交量 ( $Y_{21}$ )、選擇權賣權成交量 ( $Y_{22}$ ) 及台指期貨成交量 ( $Y_{23}$ )，從表 6 中得知，K 值、期貨未平倉口數及死亡交叉對選擇權買權成交量 ( $Y_{21}$ ) 有顯著正向影響，日股開盤表現、融資變動率、外資買賣超比率、韓股指數報酬及價漲量縮與價跌量縮對選擇權買權成交量 ( $Y_{21}$ ) 有顯著負向影響；由於技術指標在高檔時，表示股市上揚，因此投資人多頭買權以小博大，使成交量增加；當融資增加時，法人可能反而戒慎而不介入，致使買權成交量下降；期貨未平倉口數增加，說明法人同時介入期貨與買權，以求取財務槓桿的利潤，因此使成交量增加。在虛擬變數方面，當死亡交叉出現時，可能會造成法人設定停損而殺盤，使成交量增加；從表六中亦發現，當大盤處於價漲量縮與價跌量縮時，表示投資人持保守觀望態度而退場，此時對於高度槓桿的買權、賣權或期貨之成交量皆成顯著的負向關係。

其次，實證結果顯示 K 值、期貨未平倉口數及三天連漲對選擇權賣權成交量 ( $Y_{22}$ ) 有顯著正向影響，日股開盤表現、融資變動率、融券變動率、外資買賣超比率、價漲量縮及價跌量縮對選擇權賣權成交量 ( $Y_{22}$ ) 有顯著負向影響；同樣地技術指標在高檔時，股價上揚，投資人可能會考量股價是否被高估，而提高放空的意願，因而多頭賣權，使成交量增加；當資券同增時，由於未來可能有軋空的力道，會使投資人多頭賣權的意願下降，成交量為之減少；期貨未平倉口數增加，表示法人相對也介入期貨市場，以求取財務槓桿的利潤；當外資買超擴增時，多頭賣權的意願也會為之下降，致使成交量增加。

此外 K 值與期貨結算前三天對台指期貨成交量 ( $Y_{23}$ ) 有顯著正向影響，當期貨結算前三天，由於外資要轉倉或因為結算而將期貨部位平倉，成交量常為之增加。融資變動率、融券變動率、外資買賣超比率、價漲量縮及價跌量縮對台指期貨成交量 ( $Y_{23}$ ) 有顯著負向影響；當資券同減時，表示目前股價可能處於低檔，因而提高投資人購買期貨的意願增加；當外資賣超時，期貨的成交量也常常增加，而且可能以空單居多，顯示外資同步在期現貨市場佈局，以進行避險或提高財務槓桿的獲利。

表 6 衍生性金融商品成交量擴充模型之多元迴歸實證結果

應變數 自變數	$Y_{21}$		$Y_{22}$		$Y_{23}$	
	係數	p 值	係數	p 值	係數	p 值
常數	54986.386	0.000	54478.049	0.000	14304.937	0.000
日股開盤表現	-859601.531	0.049**	-714228.370	0.076*	-45919.281	0.606
韓股開盤表現	363942.319	0.214	241300.471	0.372	27684.084	0.641
K 值	185.178	0.024**	198.646	0.006***	28.684	0.063*
融資變動率	-54599.378	0.002***	-43936.629	0.003***	-14100.285	0.001***
融券變動率	-18510.874	0.694	-129663.846	0.002***	-31090.266	0.000***
期貨未平倉口數	0.915	0.001***	0.644	0.015**	0.085	0.137
外資買賣超比率	-29513.495	0.091*	-55930.281	0.001***	-11851.650	0.001***
自營商買賣超比率	-34674.851	0.597	-17555.562	0.771	62.046	0.996
投信買賣超比率	-34744.947	0.717	-47071.204	0.568	13150.646	0.509
台股指數報酬	150093.845	0.522	-364057.131	0.140	-13322.348	0.801
日股指數報酬	68871.978	0.755	10728.580	0.958	-73802.623	0.103
韓股指數報酬	-380885.848	0.059*	-125529.846	0.523	-44359.564	0.259
道瓊指數報酬	-302014.568	0.247	-215927.083	0.384	-46808.150	0.375
期貨結算前三天	4598.519	0.480	10022.467	0.111	8855.139	0.000***
三天連漲	9972.247	0.267	11020.960	0.089*	584.274	0.675
三天連跌	-4535.802	0.573	530.904	0.960	-2736.787	0.131
黃金交叉	-5648.175	0.599	-4657.197	0.551	-2402.776	0.254
死亡交叉	30040.446	0.001***	14380.768	0.178	3652.310	0.083*
價量齊揚	6727.137	0.371	-9585.455	0.151	-2462.761	0.083*
價漲量縮	-55232.793	0.000***	-54630.594	0.000***	-13218.036	0.000***
價跌量縮	-49236.100	0.000***	-43707.768	0.000***	-10420.602	0.000***
$Y_{2,i,t-1}$	0.585	0.000***	0.581	0.000***	0.662	0.000***
DW	2.2307		2.2596		2.3087	
Adj. $R^2$	0.4335		0.4263		0.5876	

說明：\*、\*\*、\*\*\*表示檢定結果分別達到 10%、5%、1%之顯著水準。其中  $Y_{21}$  為選擇權買權當日總成交量、 $Y_{22}$  為選擇權賣權當日總成交量、 $Y_{23}$  為台指期貨當日總成交量。此外上述模型的 F 值都達到 1%的顯著水準。

#### 4.4 實證結果小結

經由多元迴歸基本模型與擴充模型之分析後，從表 7 之彙整結果可知顯著之自變數大多相同且符合假說預期，然而亦有相異於假說的結果；在成交量方面，文獻普遍指出信用交易的融資券與成交量間存在正向關係，此機制可活絡市場交

易量（孫穎慶，1998；許溪南等，2006；陳達新等，2007），但本文實證發現，融資增加對成交量卻呈負向影響，其可能成因為當融資增加時，法人擔心籌碼凌亂，反而趨於謹慎保守，因此降低了成交量。其次本文發現韓股指數報酬對總成交量及收盤成交量呈負向影響，可能由於台股與韓股部分產業相近，當外資投資亞洲股市時，具有替代效果，以致當韓股上漲時，可能介入韓股反而降低了台股成交量；此外當黃金交叉出現時，可能由於投資人惜售，降低了總成交量，而有異於假說預期的結果。

在衍生性金融商品方面，亦發現融資增加會降低買權及期貨成交量，融券增加會降低期貨成交量，說明當信用交易擴增時，不論是期現貨市場，謹慎的投資人反而會退場觀望，因而降低成交量。日股開盤表現對買權及期貨成交量呈負向影響，其可能原因為對外資而言，台灣、日本及韓國股市之間具有部分替代性，以致當日股開盤上漲時，反而降低了台股買權及賣權的成交量。此外外資賣超反而會增加期貨成交量，可能是外資賣超時，亦同步在期貨做空單避險所致。

表 7 多元迴歸與擴充模型之實證結果影響彙整表

多元迴歸模型			擴充模型		
變數	影響	假說預期	變數	影響	假說預期
應變數：Y <sub>11</sub> =大盤成交量					
K值	正***	正	K值	正***	正
融資變動率	負***	正	融資變動率	負***	正
期貨未平倉口數	正***	正	期貨未平倉口數	正***	正
投信買賣超比率	正***	正	投信買賣超比率	正**	正
			韓股指數報酬	負**	正
			期貨結算前三天	正**	正
			黃金交叉	負***	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負
應變數：Y <sub>12</sub> =開盤成交量					
K值	正***	正	K值	正***	正
期貨未平倉口數	正***	正	期貨未平倉口數	正***	正
投信買賣超比率	正***	正	投信買賣超比率	正**	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負
應變數：Y <sub>13</sub> =收盤成交量					
K值	正***	正	K值	正***	正
融資變動率	負***	正	融資變動率	負***	正
期貨未平倉口數	正***	正	期貨未平倉口數	正***	正

## 影響大盤與衍生性金融商品成交量因素之探討與分析

投信買賣超比率	正***	正	投信買賣超比率	正***	正
韓股指數報酬	負**	正	韓股指數報酬	負**	正
			價量齊揚	正*	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負
應變數：Y <sub>21</sub> =選擇權買權成交量					
日股開盤表現	負**	正	日股開盤表現	負**	正
K 值	正*	正	K 值	正**	正
融資變動率	負***	正	融資變動率	負***	正
期貨未平倉口數	正***	正	期貨未平倉口數	正***	正
			外資買賣超比率	負*	正
			韓股指數報酬	負*	正
			死亡交叉	正***	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負
應變數：Y <sub>22</sub> =選擇權賣權成交量					
日股開盤表現	負**	負	日股開盤表現	負*	負
K 值	正**	正	K 值	正***	正
融資變動率	負***	負	融資變動率	負***	負
融券變動率	負***	負	融券變動率	負***	負
期貨未平倉口數	正*	正	期貨未平倉口數	正**	正
外資買賣超比率	負**	負	外資買賣超比率	負***	負
			三天連漲	正*	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負
應變數：Y <sub>23</sub> =台指期貨成交量					
融資變動率	負***	正	K 值	正*	正
融券變動率	負***	正	融資變動率	負***	正
外資買賣超比率	負**	正	融券變動率	負***	正
投信買賣超比率	正**	正	外資買賣超比率	負***	正
			期貨結算前三天	正***	正
			死亡交叉	正*	正
			價漲量縮	負***	負
			價跌量縮	負***	負

說明：\*、\*\*、\*\*\*表示檢定結果分別達到 10%、5%、1%之顯著水準。

## 5. 結論

本文探討影響台股大盤與衍生性金融商品成交量之主要因素，相較於價（股價與股價報酬）的課題，關於成交量的研究甚少，而本研究在大盤成交量方面，則以總成交量、開盤成交量與收盤成交量等三個構面為應變數作深入的分析與探討，自變數涵蓋大盤股價指數與美日韓股市開盤表現、技術指標、信用交易與三大法人機構買賣超比率等四大部分。

就指數對成交量的影響而言，本文發現大盤股價指數與美日股市對成交量影響並不大，但是韓股指數報酬對收盤及總成交量有顯著負向影響，可能由於台灣與韓國產業結構部分相似，外資在投資亞洲市場時，考量兩者之間的替代關係，以致當韓股上漲時，可能介入韓股反而排擠台股，因此降低台股的收盤及總成交量。

就技術指標而言，本文發現技術分析的 K 值對於開盤、收盤與大盤的成交量皆有正向影響，上述實證結果其實有點出人意料，因為過去被認同不高的技術指標竟然對大盤成交量的高低會有所影響，推就其成因乃是 K 值的高低與市場活絡程度好像有關，就衍生性金融商品的成交量探討，發現技術分析的 K 值對衍生性金融商品之成交量亦有正向影響。

就信用交易而言，本文發現信用交易反而降低股市及期貨市場的活絡程度，融資增加無論是對於大盤之收盤與總成交量，或是買權、賣權及期貨成交量均有顯著負向影響，融券增加對於賣權與期貨成交量亦有顯著負向影響，表示資券增加時，法人可能擔心籌碼凌亂，操作為之謹慎而降低了期現貨市場成交量。

就三大法人對成交量而言，由於三大法人在台灣資本市場的動向，也是不少投資者判斷進出的主要依據之一，本研究發現投信買賣超對開盤、收盤及總成交量有顯著正向影響，外資買賣超對於衍生性金融商品呈負向影響；此亦說明投資人介入衍生性金融商品時，似乎對技術分析會有所參考，而就外資賣超時，常常搭配衍生性金融商品來一併做多或避險，此似乎可以嗅出外資法人對衍生性金融商品的著墨的痕跡並不低。

就如同經濟學上的供需原理決定價格與數量，價與量都是值得探討的標的，然而相關文獻多著重於價的研究，因此對於成交量應有再開拓的空間；此外經紀業務及信用交易為證券商之主要獲利來源，成交量的高低對其獲利影響甚鉅，而本文分析影響大盤與衍生性金融商品成交量的主要因素，是以本研究在結合投資實務與學術上應有所貢獻。

## 參考文獻

1. 王子湄、蕭朝興，「臺灣股市三大法人委託型態與價格行為的實證分析」，*管理與系統*，第十五卷第一期，民國 97 年，55-92 頁。
2. 田慧琪，「外資買賣對短期市場之衝擊與長期績效」，*證交資料*，第二卷，民國 88 年，13-19 頁。
3. 李修全、周賢榮，「臺灣股價指數期貨價量同時關係之研究」，*臺灣金融財務季刊*，第四卷第四期，民國 92 年，109-122 頁。
4. 林金賢、李淑惠，「技術指標與股價漲跌幅非線性關係之獲利能力之探討」，*台灣管理學刊*，第六卷第一期，民國 95 年，129-156 頁。
5. 吳幸姬、李顯儀，「訊息發佈對市場的反應強度之研究」，*中華管理學報*，第六卷第四期，民國 94 年，73-92 頁。
6. 胡緒寧、蘇欣玫、蘇榮斌，「臺指現貨與期貨上下變幅對波動性之分析--GARCH-X 模型的應用」，*真理財經學報*，第十二期，民國 95 年，29-46 頁。
7. 孫穎慶，*融資融券與股票市場關聯性探討*，逢甲大學經濟研究所碩士論文，民國 87 年。
8. 莊家彰、管中閔，「台灣與美國股市價量關係的分量迴歸分析」，*經濟論文*，第三十三卷第四期，民國 94 年，379-404 頁。
9. 陳仕偉，「五個亞洲地區國家股票市場價量因果關係之再檢定」，*金融風險管理季刊*，第三卷第三期，民國 96 年，81-110 頁。
10. 陳達新、陳君達、賴智民，「開放信用交易對台股股票報酬、波動性與週轉率之影響」，*經濟與管理論叢*，第三卷第一期，民國 96 年，97-124 頁。
11. 陳應慶、李元和、梁榮輝，「應用技術分析指標於臺灣股票市場買進時機切入之研究—以 RSI、MACD 及 DIF 為技術指標」，*臺灣銀行季刊*，第五十五卷第二期，民國 93 年，301-318 頁。
12. 許溪南、詹司如、林靖中、謝東瀛，「新上市股票開放信用交易對價格波動性與成交量之影響」，*商管科技季刊*，第七卷第三期，民國 95 年，531-549 頁。
13. 姚蕙芸、梁志民，「空頭與多頭走勢期間台股股價與相關因素因果關係探討—以 2000 及 2003 為例」，*企業管理學報*，第六十六期，民國 94 年，1-39 頁。
14. 鄭婉秀、邱哲修、陳玉瓏、洪偉哲，「亞洲股市間的關係--動態過程的檢定」，*亞太管理評論*，第五卷第一期，民國 89 年，15-27 頁。

15. 黎明淵、林修葳、郭憲章、楊聲勇，「美、日股市巨幅波動下的股市連動效果—美國、日本與亞洲四小龍股市實證結果」，*證券市場發展季刊*，第十五卷第一期，民國 92 年，117-145 頁。
16. 賴怡洵，「美、日、港、台股價資訊傳遞多元 GARCH 模式之研究」，*證券櫃檯月刊*，第五十二期，民國 89 年，1-19 頁。
17. 賴藝文、簡進嘉，「永久／暫時模型及資訊分享模型之價格發現研究--以期交稅調降後臺指期貨及摩臺指期貨為例」，*輔仁管理評論*，第十四卷第一期，民國 96 年，61-84 頁。
18. 鍾仁甫，*技術分析簡單法則於台灣電子個股之應用*，東海大學企業管理學系未出版碩士論文，民國 90 年。
19. Ackert, L. F. and Athanassakos G., "The relationship between short interest and stock returns in the Canadian market," *Journal of Banking and Finance*, 7, 2005, pp.1729-1749.
20. Admati, A. R. and Pfleiderer P., "A theory of intraday patterns volume and price variability," *Review of Financial Studies*, 1, 2005, pp.3-40.
21. Aksu, C. and Gunay E., "An empirical analysis of the causal relationship between short interest and stock prices," *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 5, 1995, pp.733-749 .
22. Andersen, T. G., Bollerslev T., Christoffersen P. F., and Diebold F. X., "Practical volatility and correlation modeling for financial market risk management," *Risks of Financial Institutions, University of Chicago Press for NBER*, 2006, pp. 513-548.
23. Blume, L., Easley D., and O'Hara M., "Market statistics and technical analysis: the role of volume," *Journal of finance*, 49, 1994, pp.153-181.
24. Chamberlain, T. W., "Maturity effects in futures markets: some Evidence from the city of London," *Scottish Journal of Political Economy*, 36, 1, 1989, pp. 90-95.
25. Chan, L K. C. and Lakonishok J., "The behavior of stock prices around institutional trades," *Journal of Finance*, 50, 1995, pp.1147-1174.
26. Chang, E., Chou R. Y., and Nelling E., "Market volatility and the demand for hedging in stock index futures," *Journal of Futures Markets*, 20, 2, 2000, pp.105-125.
27. Christoffersen, P. F. and Diebold F. X., "Financial asset returns, direction of change forecasting, and volatility dynamics." *Management Science*, 52, 2006, pp.



- 1273-88.
28. Coutts, J.A. and Cheung K.C., "Trading rules and stock returns : some preliminary short run evidence from the Hang Seng 1985-1997 ," *Applied Financial Economics*, 6, 2000, pp.579-586,
29. Hardouvelis, G. A., "Margin requirements, volatility, and the transitory component of stock prices," *American Economic Review*, 80, 4, 1990, pp.736-762.
30. Hardouvelis, G. A. and Peristiani S., "Margin requirements, speculative trading, and stock price fluctuations: the case of Japan," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 4, 1992, pp.1333-1370.
31. Hiemstra, C. and Jones J. D., "Testing for linear and nonlinear Granger Causality in the stock price-volume relation," *Journal of Finance*, 49, 1994, pp.1639-1664.
32. Hinich, M.L. and Patterson, D.M., "Evidence of nonlinearity in daily stock returns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 1985, pp.69-77.
33. Jain, P. C. and Joh G., "The dependence between hourly price and trading volume," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 1988, pp.269-283.
34. Jarrow, R. A., "Derivative security markets, market manipulation, and option pricing theory." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 2, 1994, pp. 241-61.
35. Jensen, M. and Bennington G., "Random walks and technical theories : Some additional evidence," *Journal of Finance*, 25, 1970, pp.469-482.
36. Karpoff, J. M., "A theory of trading volume," *Journal of Finance*, 41, 1069-1087 (1986).
37. Lakonishok, J. and Smidt S., "Past price changes and current trading volume," *Journal of Portfolio Management*, 15, 1989, pp.18-24.
38. Leigh, W., Purvis R., and Ragusa J. M., "Forecasting the NYSE composite index technical analysis, pattern recognizer, neural network, and genetic algorithm : a case study in romantic decision support," *Decision Support Systems*, 32, 2002, pp.361-377.
39. Lo, A. W., Mamaysky H. M., and Wang J., "Foundations of technical analysis: computational algorithms, statistical Inference, and empirical implementation," *Journal of Finance*, 55, 2000, pp.1705-1770.
40. Mazouz, K., "The impact of CBOE options listing on the volatility of NYSE traded stock: a time varying risk approach," *Journal of Empirical Finance*, 11, 5,

- 2004, pp.695-708.
41. O'Hara, M., *Market microstructure theory*, Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1995.
  42. Pruitt, S. W. and White, R. E., "The CRISMA trading system: who says technical analysis can not beat the market?" *Journal of Portfolio Management*, 14, 3, 1988, pp.55-58.
  43. Sias, R. W. and Starks L. T., "The day-of-the-week anomaly: the role of institutional investors," *Financial Analysts Journal*, 56, 1995, pp.58-67.
  44. Smirlock, M. and Starks L., "An empirical analysis of the stock price volume relationship," *Journal of Banking and Finance*, 12, 1988, pp.31-41.
  45. Stoll, H. R. and Whaley R. E., "Program trading and expiration-day effects." *Financial Analysts Journal*, 43, 2, 1987, pp. 16-28.
  46. Wang, G. and Yau J., "Trading volume, bid-ask spread, and price volatility in futures market," *Journal of Futures Markets*, 20, 2000, pp.943-970.
  47. Yadav, P. K. and Pope P. F. , "Intraweek and intraday seasonalities in stock market risk premia: cash vs futures." *Journal of Banking and Finance*, 16, 1, 1992, pp. 233-70.

# Investigate and Analyze the Factors of Affecting Trading Volume in Taiwan Financial Derivatives Market

Yen-sen Ni

Graduate Institute of Management Sciences, Tamkang University

Pao-Yu Huang

Graduate Institute of Management Sciences, Tamkang University

Chen-Ming Hsu

Graduate Institute of Management Sciences, Tamkang University

## Abstract

This research is to investigate main factors of affecting the trading volume in TWSE. In this study, we find that the technical indicators such as K values have positive effects on the trading volume including opening, closing and total daily trading volume. The above phenomena are somewhat beyond our expectation, since technical indicators, which are seldom recognized by academic periodicals, play important roles on affecting trading volume in TWSE. While inferring the possible reasons, we find K values seem to have connection with trading volume, i.e. the higher K values, the higher trading volume. In respect of trading volume of derivative commodities, K values also show positive effect on the trading volume of derivatives such as index futures, index call options, and index put options. Moreover, the trading behaviors of foreign investment institutions in spot market also have effects on the trading volume of these derivatives. These empirical results display investors will concern technical indicators while involving in derivatives markets. As referring the increasing trading volume of derivatives under net sell stocks of foreign investment institutions, we also find foreign institutions will trace derivatives for the purposes of making profit by either short derivatives or hedging by long derivatives.

**Key words:** Trading Volume, Technical Analysis, Foreign Investment Institutions