

新上市股票開放信用交易對價格波動性與 成交量之影響

IMPACTS OF MARGIN TRADES ON THE PRICE VOLATILITY AND TRADING VOLUME OF IPO STOCKS

許溪南

台南科技大學財務金融系

詹司如 林靖中

高苑科技大學企業管理系

謝東瀛

成功大學企業管理研究所

Hsinan Hsu

Department of Finance

Tainan University of Technology

Shih-Ju Chan Ching-Chung Lin

Department of Business Administration

Kao-Yuan University

Tung-Ying Hsieh

Department of Business Administration

National Cheng-Kung University

摘要

不同於過去文獻探討融資融券成數改變對股價行為的影響，本文分析新上市股票開放信用交易後（融資融券成數由無到有）的價格波動性與交易量改變情形，如此可了解信用交易機制對個股所造成的影響。本文的實證結果顯示：開放信用交易後整體新上市股票波動性並沒有顯著改變，研究期間愈長成交量增加的現象愈明顯，此結論可提供證券主管當局決定新上市股票開始信用交易期限的一項參考依據。

關鍵字：新上市股票、信用交易、成交量、波動性

ABSTRACT

Most past studies investigate the impacts of margin requirement changes on the volatility of stock prices. This article is to explore the impacts of opening margin trades on the price volatility and trading volume of IPO stocks. By comparing the volatility and volume of IPO stocks during the pre- and post-margin periods, we are able to analyze the impacts of margin policy on the price behavior and performance. The empirical results show that there is no significant change in the volatility of IPO stocks, while the trading volumes increase significantly. Our finding provides an evidence for the authority to decide the time limitation for IPO stocks to be qualified for margin trades.

Key Words: IPO, Margin Trades, Trading Volume, Volatility

壹、研究背景與目的

股票信用交易的目的是在於活絡股票市場，根據台灣證券交易所公佈的資料顯示，2005 年底時我國信用交易之成交量佔股市的總成交量約在 40%，足見信用交易對活絡台灣股票市場所扮演角色之重要。但是為了防止信用過度膨脹造成市場波動太大或是信用交易不足以致無法達成活絡市場之目的，遂有各種規範限制產生；並且主管單位會視經濟情形之不同，對相關規範進行調整。例如可供融資融券交易的股票、可信用交易的交易人資格、融資融券的額度、融資比率與融券保證金成數、維持擔保率等相關事項，皆有相關規定與法令加以規範。而其中最常被調整以因應經濟環境變動、與投資人之交易成本較為相關。在過去文獻中最常被提及可能會影響市場交易的規定即為融資比率與融券保證金成數。

台灣市場融資比率與融券保證金成數之變動，在 1997 年 10 月之前主管單位曾訂定了「證券融資比率及融券保證金成數調整參考指標」，在不同的發行量加權股價指數之水準有其對應之融資比率與融券保證金成數。自 1997 年 10 月 21 日起為因應市場之需要，財政部宣佈不再引用此一參考指標，當時將融資比率定為 50%，融券保證

金成數定為 90%；自此之後財政部依照市場及股價狀況調整兩者比率之高低，而不再是僅依照股價指數之高低做調整。近年來財政部曾為因應市場情勢而進行必要之調整，融資比率與融券保證金成數在 2005 年底時分別為 60% 與 90%。

不論國內外的股票市場主管單位，都會因為市場情勢的變化而對信用交易的條件進行調整。當融資成數或是融券保證金成數變動時，代表投資人的自備資金隨之變動以及投資成本改變，因而可能導致投資人交易意願、股票成交量以及價格波動性隨之改變。過去文獻多在探討融資成數與融券保證金成數的調整對市場波動性所造成的影響，不過對於市場波動性改變方向的想法與實證結果並沒有一致的結論。發現保證金成數與股市波動度存在負向關係的學者有 Hardouvelis (1990)、Hardouvelis and Peristiani (1992)、Lee and Yoo (1993) 以及 Hardouvelis and Theodossiou (2002)，但是 Hsieh and Miller (1990) 以及 Seguin and Jarrell (1993) 則是認為較高的保證金成數無法減少股市的波動。國內的實證研究同樣也沒有一致的結果，姚海青、杜化宇與陳勝源 (1999) 認為有正向關係；龔尚智與吳奇昌 (2000) 則發現信用交易與價格波動性無顯著關係。

新上市公司股票 (Initial Public Offerings, IPOs) 是指某公司所發行的股票第一次在公開市場進行買賣。根據 2004 年 12 月 27 日修正的「有價證券得為融資融券標準」第二條規定：普通股股票上市滿六個月，每股淨值在票面以上，由證券交易所公告得為融資融券交易股票。當個股股票有下列情事之一者，得不核准其為融資融券交易股票：(1) 股價波動過度劇烈、(2) 股權過度集中、以及(3) 成交量過度異常。上市公司上市半年後始得為融資融券交易的規定，形同個股的融資融券成數由零到有。

過去多數文獻均在探討主管單位對現有融資融券成數進行調整後 (例如由 50% 調整為 60%)，會對超額報酬及股市波動性的影響，但此等實證的結果只能顯示保證金比率改變對市場所造成之影響，並無法了解信用交易的機制對個股的價格行為表現會造成如何的影響。要了解信用交易機制所造成的影響，必須比較個股在開放信用交易前後的交易行為或價格行為的改變，不過這在過去文獻的研究設計中並無法達成。此外，目前台灣股票市場仍以散戶為市場主要投資人，其成交量貢獻度高達 80% 以上，而散戶又是可以使用信用交易機制的主要對象，因此個股由無法進行信用交易到開放信用交易的改變，是否會影響散戶的投資行為進而影響到個股的價格表現，的確是一個值得探討的主題。

本文使用 1998 年 1 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日在台灣證券交易所第一次公開上市且經公告得為信用交易之股票作為研究對象。蒐集第一次公開上市股票之每 5 分鐘

日內股價與每日成交量等資訊，以進行研究開放信用交易對新上市股票之股價波動性與交易量之影響。本文與過去文獻的不同點在於：過去多數文獻僅探討融資融券成數改變對整體市場所造成的影響，所以這些文章是在比較融資融券成數「從多到少」或是「從少到多」對市場所造成的影響；本文的研究對象為 IPO 公司，研究事件則為專屬 IPO 公司的開放信用交易政策，實證結果可顯示融資融券成數「從零到有」對個股股價行為之影響。過去的研究在於探討融資融券成數的影響，而本研究則是將主題延伸至融資成數從無到有的研究，因此本研究增加了信用交易相關研究的廣度。此外，藉由了解信用交易機制對投資人投資行為之影響，本研究之實證結論可做為主管單位開放信用交易時間決策的參考依據。另外龔尚智與吳奇昌（2000）以資本額篩選出與店頭市場特色相近的新上市公司作為研究對象，以推論店頭市場開放信用交易對股價波動性的影響，本文則是選取研究期間內符合資料選取標準的所有新上市公司為研究對象，分析開放信用交易對波動性與交易量的影響，因此本文的研究主題與對象更可補足文獻之不足。

本文除了本節說明研究背景、動機與目的外，第二節進行文獻探討，整理國內外有關信用交易條件調整與股市波動性之關聯的研究結果。第三節介紹本研究所使用的研究樣本選取方式以及研究方法，第四節分別對波動性與成交量進行實證結果的說明與分析，最後一節則對本研究進行結論。

貳、文獻探討

過去的文獻主要在探討融券保證金成數對股市波動性的影響，至於對成交量影響程度的研究則不多見。有關融券保證金對波動性的影響問題，早期由 Hardouvelis（1990）使用迴歸分析以 1934 年至 1987 年之 NYSE 股票資料來探討保證金成數調整與股市波動性的關係。研究結果發現提高融券保證金成數可以降低股市波動性。因為保證金成數與股市波動度存在顯著的負向關係，所以保證金成數的調整對抑制股市的不穩定性是一有效政策。

Hardouvelis and Peristiani（1992）以日本股市為研究對象，認為保證金在短期內可以有效地降低股價波動性；他們也發現波動性的增加並未導致保證金的增加，反倒是保證金的增加是為了因應快速增加的股票價格、交易數量、以及融券交易活動。

Lee and Yoo（1993）以美國、日本、韓國、台灣為研究對象來探討融券保證金成

數與股市波動關係。作者發現就短期而言，只有在日本市場當保證金減少時，兩者之間才存在顯著的關係。就長期而言，作者以 Granger 因果關係檢定發現保證金成數的調整不會對股市波動造成影響；但是相對地，股市波動會影響保證金成數的調整，此與 Hsieh and Miller (1990) 之結論相符。

Hardouvelis and Theodossiou (2002) 檢視在股市上漲和下跌的不同時期，保證金成數與股市波動間的不對稱關係。作者指出較高的保證金成數在正常與上漲的時期與隨後較低的股市波動有關，而在下跌的時期並無此關係。作者認為設定保證金的方式在於：當股價劇烈下降時，可降低保證金成數以增加流動性與避免股價持續下降；但是隨後應提高保證金成數並且維持在較高水準以預防股價持續上升。

不過相對於以上學者的研究結果，Hsieh and Miller (1990) 認為 Hardouvelis (1990) 的估計式存在殘差項的序列相關問題，他們的實證結果並未顯示保證金成數的改變能夠降低股價的變異以及抑制股市的波動。Granger 因果關係檢定結論發現反而是當市場波動很大時常會導致交易條件的變動，保證金成數的變動並非導致波動的原因，因此信用交易條件並未足以用來當做節制股市波動的工具。Seguin and Jarrell (1993) 與 Hsieh and Miller (1990) 抱持著相同的觀點，他們認為融券交易只是投資人眾多信用來源之一，限制使用某一種信用來源只會鼓勵投資人以其他信用來源代替之，而不會改變其財務槓桿。雖然提高保證金成數是一項很簡單與可實行的政策，但是對此政策可降低股市波動的期望可能是錯的。

Kim and Oppenheimer (2002) 分析日本市場的保證金成數、波動性與散戶間的關係，考慮因為散戶是財富受到限制的投資者，所以散戶可能是保證金成數改變最受影響的投資者。作者檢測散戶所有權比例最高的股票波動是否在保證金成數改變後有顯著的影響，但實證研究發現波動性並沒有改變。

在國內有關信用交易限制對波動性影響的文獻方面，林炯堃、徐燕山與柳春成 (1996) 採用報酬率之變異數作為股市波動性的衡量指標，其實證結果發現，就整體投資組合角度而言，調整信用交易比率對股市波動性的影響並不大；但若以投資組合中個別證券角度分析，則調整信用交易比率對股市波動性的影響非常顯著。

姚海青、杜化宇與陳勝源 (1999) 採用 GARCH 模型並配合干預分析法 (intervention analysis) 得到以下兩項結論：(1) 我國調整證券信用交易保證金比率會對市場產生流動性效果的影響，亦即調高信用交易保證金比率會使理性投資人的交易成本增加，流動性下降，造成市場波動程度提高；(2) 融資比率與融券保證金成數的調整不會對非條

件變異數造成影響。

龔尚智與吳奇昌（2000）以 1993 年至 1997 年與店頭市場特色相近的 90 家新上市公司為樣本，推論若店頭市場開放信用交易對股價波動性與效率性的可能影響。他們發現：(1)在信用交易開放前後，大部分公司股價與波動性均無顯著變化；(2)信用交易開放後，股價波動性變大的公司集中在電子與建築業，與公司規模、董監事持股、公司獲利以及股價穩定性無關；(3)信用交易開放前後，大部分公司之效率性均無顯著變化。

綜合前述文獻中，國外學者對於信用交易調整對市場波動性的影響看法不一，研究結果亦無一致的結論。Hardouvelis（1990）、Hardouvelis and Peristiani（1992）、Lee and Yoo（1993）以及 Hardouvelis and Theodossiou（2002）的實證結果顯示保證金成數與股市波動度存在顯著負向關係，姚海青、杜化宇與陳勝源（1999）則發現有正向關係，但是 Hsieh and Miller（1990）、Seguin and Jarrell（1993）以及龔尚智與吳奇昌（2000）則是發現較高的保證金成數無法減少股市的波動。此外，多數文獻均在探討保證金成數改變（由高到低或是由低到高）對波動性的影響，而本文則是探討新上市股票開始信用交易後（由無到有）的波動性與交易量變化情形，因此本文可了解信用交易制度對股價波動性的影響。如此可使此主題的探討範圍更臻完備，使融資融券成數對價格波動性與成交量的影響能更被充分了解。

參、研究方法

一、研究期間與對象

本研究以 1998 年 1 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日在台灣證券交易所第一次公開上市且經公告得為信用交易之股票作為研究對象。在該研究期間中，在台灣證券交易所新上市的股票共計有 240 家，但受限於研究設計以及為使研究結果更為精確，若個股有以下敘述之情形則不列入研究樣本：

- (一) 新上市股票上市當日即開放信用交易者計有富邦金等 12 種股票，以及上櫃轉上市股票上市當日即開放信用交易者計有興泰等 101 種股票，因為無從比較開放信用交易前後之波動性，故予以刪除。
- (二) 開放信用交易日前後各 60 個交易日內，有除權、除息之情事者計有台灣企銀等 63

種股票，因除權、除息會使股價發生異常變動，故不予列入樣本。

- (三) 樣本觀察期橫跨台灣股市開始延長交易時間(2001年1月1日)者，計有國碩科技、新光產險、陸技、中再保、南科、友達等6種股票。因本文所使用的日波動性衡量指標與每日交易時間長度有關(方法論在以下部分會說明)，若開放信用交易前後之日交易時間長度不同，波動性可能也會不同進而導致偏誤的結論，因此不予列入樣本考量。

經過上述選取條件篩選後，共選取58種新上市股票為研究樣本。

公司上市、開放信用交易、以及除權除息之時間資料整理自台灣證券交易所與台灣經濟新報，個股成交量下載自台灣經濟新報。個股開放信用交易前後60日的價格資料購自於台灣證券交易所的逐筆(tick by tick)資料，再行整理為日內5分鐘價格資料。

二、波動性的衡量

財務市場的波動性是諸多財務理論中的中心論點之一，因為波動性和資產定價、資產配置以及風險管理等課題有密切的關係，因此有關波動性的相關議題一直是財務文獻的探討重點之一。本文使用 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys (以下簡稱為ABDL)(2001)的方法來估計新上市股票的日波動性。

基於以報酬平方作為變異數估計值的基本想法，部分文獻以資產報酬平方和的方式來計算某一時段的波動性。早期的 French, Schwert, and Stambaugh (1987)、Schwert (1989) 以及 Schwert and Seguin (1990) 是以月內每日報酬平方的總和作為當月的股價波動性估計值，近期則是因為高頻率的交易資料的可供利用，所以研究可利用日內交易資料來進行分析，例如 Taylor and Xu (1997) 利用日內5分鐘報酬的平方和來估計股票的日波動性，但是以上這些研究所使用的報酬平方和的波動性估計方式並沒有一套正式的理論加以說明與支持。

直覺上，如同 Merton (1980) 以及 Nelson (1992) 所提出的論點：對連續時間擴散過程而言，如果樣本觀察值的時間間距夠小的話，擴散過程的參數可被良好地估計出來。ABDL (2001) 將這樣的觀念正式地理論化，提供了一種可評估固定時距內的資產報酬波動性的一種新的衡量指標 - 「實現波動性 (realized volatility)，而且 ABDL (2001) 特別強調使用日內資料以該指標來估計日實現波動性。在假設資產的對數價格 p 為一連續時間隨機波動擴散過程之下，ABDL (2001) 推導出只要將採樣頻率夠高的高頻報酬平方加總起來，就可以建構一個實現波動性來估計沒有衡量誤差的累積

潛在波動性。

運用這樣的觀念與實現波動性指標，ABDL (2001) 分別針對德國馬克以及日圓對美金的匯率水準計算實現波動性，並分析報酬變異數分配的特性，Andersen, Bollerslev, Diebold, and Ebens (以下簡稱為 ABDE) (2001) 則是針對道瓊工業指數 (DJIA) 的 30 家公司進行分析。雖然在 ABDL (2001) 的模型中，時間間距要愈小愈好，但是在 ABDL (2001) 以及 ABDE (2001) 的研究中，都是以日內 5 分鐘資料來進行分析。ABDL (2001) 認為 5 分鐘的取樣時間間距已短到足以使計算的日實現波動性大致上不會有衡量誤差，而且長到不會使市場微結構的摩擦成為一個重要的考量因素，因此本文也將利用日內 5 分鐘資料來估計本文研究期間新上市公司的日波動性。

本研究的 ABDL 波動性指標的計算方法如下：首先定義各個研究對象的日內每 5 分鐘的報酬等於前後對數價格之差，

$$r_{i,t,m} \equiv P_{i,t,m} - P_{i,t,m-1} \quad (1)$$

其中 $p_{i,t,m}$ 代表第 i 個股在第 t 日第 m 個 5 分鐘對數價格 (不包含隔夜報酬率)， $r_{i,t,m}$ 則代表第 i 個股在第 t 日第 m 個 5 分鐘報酬。因為本文要研究開放信用交易前後 30 天與 60 天的波動性變化情形，所以時間 $t=1,2,\dots,60$ 或 120 。對上市時間在台灣股市延長交易時間前 (2001 年 1 月 1 日前) 的樣本公司而言，因為每日交易時間為 3 小時，共計有 36 個 5 分鐘日內報酬，因此 $m \in \{1,36\}$ ；對上市時間在台灣股市延長交易時間之後的樣本公司而言，因為每日交易時間為 4 小時半，共計有 54 個 5 分鐘日內報酬，因此 $m \in \{1,54\}$ 。

接著計算個股的 ABDL (2001) 日波動性，定義每日實現波動性 $ABDL_{i,t}$ 為：

$$ABDL_{i,t} \equiv \sum_{m=1}^n r_{i,t,m}^2 \quad \text{其中 } n = 36 \text{ 或 } 54 \quad (2)$$

也就是將新上市公司每天的 36 個或 54 個日內 5 分鐘時段的報酬平方相加，便可求得新上市公司的每日實現波動性。

三、研究步驟

本文使用 ABDL 日實現波動性計算出每支新上市公司股票的波動性指標，各新上市公司股票的日成交量則用來分析在開放信用交易前後的成交活動變化情形。為便於觀察個股的波動性與成交量在開放信用交易後的變動情形，首先定義：

$$\text{波動性差異比率} = \frac{\text{開放信用交易後之波動性}}{\text{開放信用交易前之波動性}} \quad (3)$$

以及

$$\text{成交量差異比率} = \frac{\text{開放信用交易後之成交量}}{\text{開放信用交易前之成交量}} \quad (4)$$

當個股的差異比率大於 1 代表開放信用交易後的个股波動性或成交量增加，反之則代表下降。本文將採用 t 檢定與無母數方法中 Mann-Whitney (M-W) 檢定來探討每家新上市公司開放信用交易前後 30 天與 60 天之股價波動性與成交量是否有顯著差異。為了解整體新上市公司的波動性與成交量變化是否屬於隨機性變動，本研究將採用無母數檢定中的符號檢定來加以分析。

因為研究對象為 IPO 公司，其特性在文獻中已被多所討論，不過這些特性是否會在本研究的研究期間發生變動，進而使研究結論發生偏誤呢¹？首先，就作者所了解，並沒有文獻探討 IPO 公司的基本特性會在公開上市後的某個階段後突然顯著改變。其次，對 IPO 特性的文獻多集中於短期價格低估 (underpricing) 以及長期績效偏低 (underperformance) 現象 (Ritter & Welch, 2002)。文獻將 IPO 股票的價格低估視為短期現象，此價格大幅波動的情形在現存的市場運作效率下並不會持續太久。本研究的 58 檔 IPO 股票中，因為在研究期間內 IPO 股票尚未適用於首五日無漲跌幅限制之規定，有 32 檔 IPO 股票曾歷經數天連續漲停的蜜月期，其中最長的為連續漲停 12 天。因此雖然研究樣本也存在價格低估的短期現象，但並沒有證據顯示價格大幅波動的特性會持續到公司上市之後一段時間。

至於 IPO 公司的長期績效偏低的特性，也並非所有文獻都支持此特性的存在，例如 Gompers and Lerner (2003) 就持相反的看法。Ritter (1991)、Loughran and Ritter (1995) 以及其他文獻所定義的長期多在 3 年左右，如果 IPO 公司確實有長期績效偏低的特性，此特性會在本研究的研究期間內 (上市半年的前後 3 個月) 發生結構性的變化嗎？以最早的 Ritter (1991) 文章為例，文中第 11 頁的圖 1 有關 IPO 公司的原始以及調整後的累積超額報酬 (CAR) 的圖形顯示：IPO 公司的 CAR 在上市半年的前後期間是持續遞減的。這代表長期績效偏低的現象是持續發生的，並未在本研究的研究期間內有結構性改變的現象。

本研究設定的研究期間為 IPO 公司上市半年開放信用交易的前後 60 個交易日，綜合以上的學術文獻結果以及實務上的經驗判斷，樣本特性在此研究期間內並未有顯著之結構性變動。因此和許多的財務實證研究一樣，既然股票特性並未出現顯著變

動，在事件前後期間比較的過程中股票特性的影響將會被抵銷，因此本文並未特別針對 IPO 特性對實證結果的影響進行探討。

此外在橫斷面分析方面，為探討開放信用交易後波動性與成交量的變化是否與公司規模大小以及產業別等因素有關，本文將用卡方檢定來進行分析。利用卡方檢定進行橫斷面因素探討時，若是分組組數過多，會導致某些類別的公司家數過少而無法進行統計分析。因此，本研究將新上市股票依照產業別分成電子類股、非電子類股等兩類。另外為使各資本規模分組內公司數目相近，依照開放信用交易時之公司資本額規模分成 10 億元以下、10 億元以上且 25 億元以下與 25 億元以上等三類，分別利用卡方檢定進行波動性的變動與產業及公司規模的關聯性探討。

肆、實證結果與分析

一、開放信用交易前後之股價波動性變動分析

首先就開放信用交易前後的股價波動性平均值變動情形進行初步分析²。就整體的前後研究期間而言，58 檔研究樣本的平均波動性差異比率為 1.833，標準差為 2.572，波動性增加最多的為萬泰銀行的 15.909，波動性差異比率最小值為日馳的 0.233（代表開放信用交易後期波動性減少了 76.6%），中位數則為 0.991。以波動性變動的方向而言，波動性在開放信用交易後期間增加（波動性差異比率大於 1）的家數為 28 家（48.3%），下降的家數則有 30 家（51.7%）。雖然平均波動性差異比率似乎顯示個股波動性是增加的，但是波動性差異比率的次數分配出現明顯的右偏現象，多個波動性差異比率的極值導致平均值增加，如果考慮中位數小於 1 以及波動性下降的家數較多的現象，波動性變動的方向仍需進一步觀察。因為波動性差異比率的分配並非非常態分配（Jarque-Bera 值=709.71，p 值=0.00），若以 z 檢定分析平均波動性差異比率是否等於 1 來討論整體樣本的波動性變動情形，可能造成偏誤的結論，因此本文使用無母數檢定法中的符號檢定來分析股價波動性的隨機性。

接下來本研究以 t 檢定與 M-W 檢定，逐一對研究對象公司探討新上市股票開放信用交易前後之價格波動性是否有顯著差異。其中不論是以 t 檢定或 M-W 檢定來檢測波動性是否有顯著變化，在不同的研究期間長度以及 1% 的顯著水準下，匯僑工業、技嘉、正崑精密、鼎新、聯發科、奇力新、歐格、東貝、宏達科、開億、聯邦銀行、中興銀、華南保、晶華酒店、台肥、台航、延穎、興富發、日勝生、儒鴻等 20 支股

票均無法拒絕虛無假設，即個股開放信用交易前後之波動性並無差異；普立爾、友尚、全新、日馳、廣隆、安泰銀行、皇昌營造等 7 支股票開放信用交易前之波動性較高，云辰電子、合勤科技、創見、京元電、凌群、神腦、乾坤、全懋、富邦銀、中視等 10 支股票開放信用交易前之波動性則是較低。其他股票則在不同的檢定方式與研究期間長度的分析中顯示出不同的結果。

表 1 的 A 部分彙整新上市股票開放信用交易前後之股價波動性是否有顯著差異之統計結果，表中顯示不論是 t 檢定或 M-W 檢定在分別的研究期間長度所得到的結果大致相同。若研究期間為開放信用交易前後 30 日，則個股波動無顯著差異居多，約為 60% 強；若研究期間為開放信用交易前後 60 日，則個股波動無顯著差異僅剩下約 40%。意即隨著研究期間的增長，開放信用交易前後之波動性有顯著差異的個股數目增多。

接著進行符號檢定以探討整體新上市股票開放信用交易前後之股價波動性發生變動的情形是否為系統性地發生，或僅是隨機性發生。符號檢定的結果如表 1 的 B 部分所示，由表中可發現不論是對 t 檢定或 M-W 檢定所得到的波動性變動結果，或是對不同的研究期間長度的波動性差異結果進行符號檢定，其結果都是不顯著的。顯示整體而言，新上市股票在開放信用交易前後股價波動性的變動僅是呈現隨機性的改變，並沒有出現一致性的變動。因此就整體而言，開放信用交易並未對個股的波動性造成影響。

雖然就整體新上市公司而言，符號檢定的結果顯示價格波動性並未因為開放信用交易而呈現顯著的變動，但是 t 檢定與 M-W 檢定的結果顯示部分個股的波動性確實出現顯著的改變。這樣的波動性變動是否和產業別或是公司規模等因素有關？以下繼續探討開放信用交易前後之波動性差異與產業別及公司規模等分類之關聯性。

以電子業與非電子業在開放信用交易前後 30 天波動性的變化情形為例，表 2 及表 3 分別列示不同產業利用 t 檢定或是 M-W 檢定對波動性進行差異性檢定的交叉列表。若波動性變化與產業別無關，個別產業中波動性有顯著差異與無顯著差異的比率應該與整體樣本公司相同。以電子類股的 t 檢定結果為例，波動性有無顯著差異的理論家數應該分別為 13.1 $[=(23 \div 58) \times 33]$ 以及 19.9 $[=(35 \div 58) \times 33]$ 家，而其實際的個數為 17 與 16 家。理論個數與實際個數的差異是否具有統計上的顯著性，我們進一步利用卡方檢定來分析。

表 1 開放信用交易前後個股波動性變動統計與檢定表

	t 檢定結果				M-W 檢定結果			
	30 日		60 日		30 日		60 日	
A：波動性變化達 1% 顯著水準								
	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比
無顯著差異	35	60.34%	26	44.83%	38	65.52%	23	39.66%
顯著增加	13	22.41%	16	27.59%	12	20.69%	18	31.03%
顯著降低	10	17.24%	16	27.59%	8	13.79%	17	29.31%
B：整體研究樣本波動性變動之隨機性檢定								
符號檢定	-1.576		0.788		-2.364		1.576	

表 2 不同產業開放信用交易前後 30 日之波動性變動 t 檢定結果交叉列表

	有顯著差異個數		無顯著差異個數		合計
	實際 / 理論		實際 / 理論		
電子類股	17 / 13.1		16 / 19.9		33
非電子類股	6 / 9.9		19 / 15.1		25
合計	23		35		58

說明：電子類股的理論個數 $13.1 = (23 \div 58) \times 33$ ，其餘類推

表 3 不同產業開放信用交易前後 30 日之波動性變動 M-W 檢定結果交叉列表

	顯著差異個數		無顯著差異個數		合計
	實際 / 理論		實際 / 理論		
電子類股	15 / 11.4		18 / 21.6		33
非電子類股	5 / 8.6		20 / 16.4		25
合計	20		38		58

表 4 開放信用交易前後波動性顯著差異與產業別及公司規模關聯性檢定表

	t 檢定結果		M-W 檢定結果	
	30 日	60 日	30 日	60 日
產業別之卡方值	4.500*	2.218	4.079*	1.279
公司規模之卡方值	0.693	0.052	0.514	1.168

說明：產業別分成電子類股、非電子類股等兩類。公司規模依照開放信用交易時之資本額分成 10 億元以下、10 億元以上且 25 億元以下與 25 億元以上等三類。

*：5% 顯著水準

在表 4 的 t 檢定結果中，30 日的產業別卡方值數據顯示，在 5% 的顯著水準下，開放信用交易前後 30 日的電子業與非電子業之波動變動的情形不同；同樣的，在 M-W 檢定結果中，30 日的產業別卡方值結果也是顯著的。因此電子業的價格波動性會受到開放信用交易的影響程度比非電子類股大。不過 t 檢定中認為 17 家波動性有發生變化的電子業股票中，波動性增加的有 10 家，波動性減少的則有 7 家（隨機性檢定 p 值 = 0.628）；在 M-W 檢定結果中有 15 家的電子業股票波動性發生變化，股票波動性增加的有 9 家，波動性減少的則有 6 家（隨機性檢定 p 值 = 0.606）。因此雖然整體電子業的波動性變動家數比非電子業來的多，但電子業中的公司所受到的影響仍然沒有出現顯著的增加或減少。表 4 的結果同時也顯示，除了上述的顯著結果之外，若研究期間拉長到開放信用交易前後 60 天之後，不同產業間的波動性變動情形是相同的。

至於不同規模的公司波動性在開放信用交易前後是否有不同？本研究也進行了類似表 2 與表 3 的分析過程，分析的結果則彙整於表 4 中的「公司規模之卡方值」列中。不同規模的公司在開放信用交易前後波動度顯著變動的情形均未出現顯著差異，為節省篇幅故未詳細列示如同表 2 與表 3 的分析過程與結果。

二、開放信用交易前後之成交量變動分析³

接下來分析新上市股票在開放信用交易後的成交量變動情形。就整體的前後研究期間而言，58 檔研究樣本的平均成交量差異比率為 4.575，標準差為 9.988，成交量增加最多的為晶電的 71.960，成交量差異比率最小值為美齊的 0.157（代表開放信用交易後期成交量減少了 84.3%），中位數則為 1.689。以成交量變動的方向而言，成交量在開放信用交易後期間增加（成交量差異比率大於 1）的家數為 38 家（63.5%），下降的家數則有 20 家（34.5%）。平均成交量差異比率顯示個股成交量在開放信用交易後

呈現大幅的增加，當然這可能也只是因為成交量差異比率的次數分配出現明顯的右偏現象，部分偏高的成交量差異比率導致平均值增加；不過同時觀察中位數為 1.689 以及成交量增加的家數較多的現象，確實顯示開放信用交易之後大多數的股票成交量會上升。同樣地，因為成交量差異比率的分配並非常態分配（Jarque-Bera 值=3167.32, p 值=0.00），所以本研究也將使用無母數檢定法中的符號檢定來分析股票成交量變動的隨機性。

接著以 t 檢定與 M-W 檢定逐一分析新上市股票開放信用交易後之成交量是否有顯著變化。不論是 t 檢定或 M-W 檢定的結果，在不同的研究期間長度以及 1% 的顯著水準下，金像電子、友尚、突破、協和、開億、台肥、聚隆纖維、延穎、中視、日勝生、儒鴻等 11 支股票均無法拒絕虛無假設，即個股開放信用交易前後之成交量並無差異；普立爾、中興銀等 2 支股票開放信用交易前之成交量較開放信用交易後之成交量大，菱生精密、匯僑工業、技嘉、云辰電子、合勤科技、南方、創見、凌群、晶電、乾坤、東貝、華南保、新海、興富發、首利實業等 15 支股票開放信用交易前之成交量較開放信用交易後之成交量小。其他股票則在不同的檢定方式與研究期間長度的分析中顯示出不同的結果。

表 5 的 A 部分彙整成交量是否有顯著差異之檢定結果，t 檢定或 M-W 檢定在分別的研究期間長度所得到的結果均顯示：開放信用交易之後成交量有顯著變動者居多，而其中又以成交量增加者佔大多數；此外隨著研究期間的增長，成交量增加的股票家數個數約為整體新上市公司的 50%。

接著進行符號檢定以探討整體新上市股票開放信用交易前後之成交量發生顯著變動的情形是否為系統性地發生，或僅是隨機性發生。符號檢定的結果如表 5 的 B 部分所示，由表中可發現在 1% 的顯著水準下，不論使用 t 檢定或 M-W 檢定均顯示整體新上市股票在開放信用交易前後 30 日無法拒絕成交量沒有變動的虛無假設；但當研究期間拉長到開放信用交易前後 60 日之後，t 檢定與 M-W 檢定的結果都是顯著的。以上結果表示：在開放信用交易初期整體新上市股票的成交量並未出現顯著差異，但隨著時間的拉長，投資人逐漸使用信用交易的方式買賣股票之後，整體新上市股票在開放信用交易前後 60 日之成交量顯示出顯著的差異。

以上的分析結果顯示近半數的新上市股票的成交量在開放信用交易之後會增加，而且就整體新上市公司而言，符號檢定的結果顯示這樣的成交量變動不是隨機發生的。本研究進一步分析成交量的變動是否與產業以及公司規模有關，股票分類方法與波動性部分的做法相同，也分別利用卡方檢定進行成交量的變動與產業及公司規模

表 5 開放信用交易前後個股成交量變動統計與檢定表

	t 檢定結果				M-W 檢定結果			
	30 日		60 日		30 日		60 日	
A：成交量變化達 1% 顯著水準								
	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比
無顯著差異	24	41.38%	20	34.48%	26	44.83%	18	31.03%
顯著增加	20	34.48%	30	51.72%	27	46.55%	28	48.28%
顯著降低	14	24.14%	8	13.79%	5	8.62%	12	20.69%
B：整體研究樣本成交量變動之隨機性檢定								
符號檢定	1.313		2.364**		0.788		2.889**	

**：1% 顯著水準

的關聯性探討。表 6 的卡方檢定值均不顯著，表示不同產業以及不同公司規模的公司股票成交量所受到開放信用交易的影響程度型態是類似的，成交量的改變並不會因為產業或是公司規模所有不同。

伍、結論

過去之文獻多偏重於探討信用交易比率調整（由高到低或由低到高）對超額報酬及股價波動性的影響，少有融資融券成數由零到有對股價行為之討論。本研究探討新上市股票開放信用交易對股價波動性與成交量的影響，研究方法採用 ABDL（2001）提出的日內股價報酬累積波動度---日內每 5 分鐘報酬平方之加總---來衡量新上市股票日波動度性。

本研究首先以 t 檢定與 M-W 檢定逐一分析個別新上市股票是否因開放信用交易對股價波動性及成交量造成影響，接著進行符號檢定來衡量整體新上市股票的股價波動性及成交量變動的隨機性，最後使用卡方檢定來探討開放信用交易前後之股價波動性與成交量變動和產業別與公司規模間的關聯性。

表 6 開放信用交易前後成交量顯著差異與產業別及公司規模關聯性檢定表

	t 檢定結果		M-W 檢定結果	
	30 日	60 日	30 日	60 日
產業別之卡方值	0.794	0.592	2.218	0.506
公司規模之卡方值	0.320	0.424	1.905	0.261

說明：產業別分成電子類股、非電子類股等兩類。公司規模依照開放信用交易時之資本額分成 10 億元以下、10 億元以上且 25 億元以下與 25 億元以上等三類。

本文所得的實證結論如下：

- 一、在股價波動性方面：開放信用交易前後股票波動性增減的比率大約各為 50%，但以 t 檢定或 M-W 檢定分析其顯著性時，則波動性顯著增加與減少者減少為各 30% 左右。就整體新上市公司而言，價格波動性並未因開放信用交易而呈現顯著的變動。就橫斷面分析而言，在研究期間為 30 天的情形下，不同產業的波動性變動型態有所不同，電子類股的波動性發生變動的比例顯著比非電子類高；但是就電子業本身而言，波動性增加與減少的比率並沒有顯著不同。
- 二、在成交量方面：開放信用交易後大約有 70% 的股票成交量上升，下跌的僅有 30%，以 t 檢定或 M-W 檢定分析成交量變動顯著性時，50% 的股票成交量顯著增加，20% 以下的股票成交量顯著降低。就整體新上市公司而言，在開放信用交易初期的 30 天內，整體新上市股票的成交量並未出現顯著差異；但隨著研究期間的拉長，整體新上市股票在開放信用交易前後 60 日之成交量即顯示出顯著的差異。就橫斷面分析而言，不同產業與不同規模的公司之間並沒有顯著的成交量變動型態的差異。

本文的實證結果顯示：沒有足夠的證據證明開放信用交易後對新上市股票之股價波動性會有影響，此外新上市股票之成交量在開放信用交易初期雖無顯著變化，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。

證券主管當局的信用政策必然有其成本面與效益面的考量，信用交易對 IPO 股票的波動性、成交量、投資人的交易風險、資訊不對稱等問題都是管理當局對 IPO 股票上市多久之後可以開放信用交易的評估重點。目前新上市股票需滿半年之後始得信用交易的管理規定，當然是在證券主管當局考慮各項因素的成本效益分析之後的決策結

果。如果未來主管機關考慮調整該時間限制的話，本文的研究結論可提供一項決策依據，因為本文的實證發現：根據過去台灣市場的新上市股票開放信用交易的經驗而言，股票的價格波動性並不會因為開放信用交易而有顯著的變動，反而開放信用交易之後股票的成交量增加，達成活絡市場的目的。至於 IPO 股票開放信用交易期限的其他效益面與成本面的考慮，並不在本文的討論範圍之內，這可作為未來進一步探討開放信用交易期限的研究主題。

註釋

1. 此點感謝評審教授提出，使本文論點更為完備。
2. 因篇幅關係，本文未顯示各家新上市公司在開放信用交易前後的詳細 ABDL (2001) 波動性衡量指標以及波動性差異比率的計算結果。此外本文亦考慮到股市的多空期可能影響股市的波動性，因此對每一個股的波動性均以大盤的波動性加以平減 (deflate)，然後再依本小節相同的方法來檢定。不過因為所得結果與本節結果類似，為節省篇幅，故以大盤波動性平減的結果並未列出。
3. 同樣因篇幅關係，本文未列示每家新上市公司在開放信用交易前後的成交量平均值與成交量差異比率。此外本文也對個股成交量以大盤成交量加以平減 (deflate)，然後再依本小節相同的方法來檢定。不過因為所得結果與本節結果類似，為節省篇幅故以大盤成交量平減的結果並未列出。

參考文獻

一、中文部分

1. 林炯堯、徐燕山與柳春成(1996)，證券信用交易比率調整與股市波動關係之研究，證券金融，50，1-20。
2. 姚海青、杜化宇與陳勝源(1999)，我國股票市場融資比率與融券保證金成數調整對股價與股價波動性影響之研究，證券市場發展季刊，11(2)，129-154。
3. 龔尚智、吳奇昌(2000)，以新上市公司樣本探討店頭市場開放信用交易對其股價波

動性及效率性之影響，輔仁管理評論，7(1)，161-181。

二、英文部分

1. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Ebens H. (2001). The distribution of realized stock volatility, Journal of Financial Economics, 61, 43-76.
2. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Labys, P. (2001). The distribution of realized exchange rate volatility, Journal of the American Statistical Association, 96, 42-55.
3. French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility, Journal of Financial Economics, 19, 3-29.
4. Gompers, P. A., & Lerner, J. (2003). The really long-run performance of initial public offerings: The pre-Nasdaq evidence, Journal of Finance, 58(4), 1355-1392.
5. Hardouvelis, G. A. (1990). Margin requirements, volatility, and the transitory component of stock prices, American Economic Review, 80, 736-762.
6. Hardouvelis, G. A., & Peristiani, S. (1992). Margin requirements, speculative trading, and stock price fluctuations: The case of Japan, Quarterly Journal of Economics, 107, 1333-1370
7. Hardouvelis, G. A., & Theodossiou, P. (2002). The asymmetric relation between initial margin requirements and stock market volatility across bull and bear markets, Review of Financial Studies, 15, 1525-1559.
8. Hsieh, D. A., & Miller, M. H. (1990). Margin regulation and stock market volatility, Journal of Finance, 45, 3-29.
9. Kim, K. A., & Oppenheimer, H. R. (2002). Initial margin requirements, volatility and the individual investor: Insights from Japan, Financial Review, 37, 1-15.
10. Lee, S. B., & Yoo, T. Y. (1993). Margin regulation and stock market volatility: further evidence from Japan, Korea and Taiwan, Pacific-Basin Finance Journal, 1, 155-174.
11. Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle, Journal of Finance, 50(1), 23-52
12. Merton, R. C. (1980). On estimation the expected return on the market, Journal of

Financial Economics, 8, 323-361.

13. Nelson, D. B. (1992). Filtering and forecasting with misspecified ARCH models I: getting the right variance with the wrong model, Journal of Econometrics, 52, 61-90.
14. Ritter, J. R. (1991). The Long-Run Performance of Initial Public Offerings, Journal of Finance, 46(1), 3-27.
15. Ritter, J. R., & Welch, I. (2002). A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations. Journal of Finance, 57(4), 1795-1828.
16. Schwert, G. W. (1989). Why dose stock market volatility change over time? Journal of Finance, 44, 1115-1153.
17. Schwert, G. W., & Seguin P. J. (1990). Heteroskedasticity in stock returns, Journal of Finance, 45, 1129-1155.
18. Seguin, P. J., & Jarrell, G. A. (1993). The irrelevance of margin: Evidence from the Crash of 87, Journal of Finance, 48, 1457-1473.
19. Taylor, S. J., & Xu, X. (1997). The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations, Journal of Empirical Finance, 4, 317-340.

2005 年 09 月 14 日收稿

2005 年 09 月 22 日初審

2006 年 01 月 18 日複審

2006 年 04 月 14 日接受