

# 開放中型 100 指數成分股平盤以下放空限制

## 對股價行爲之影響

\*吳如萍

樹德科技大學金融系 助理教授

### 摘要

本研究針對台灣中型 100 指數成分股從 2007 年 11 月 12 日，開放得低於前一營業日收盤價從事融券放空之政策，此事件對股價行爲之影響，本文以事件研究法分析此事件對股價異常報酬、波動性、及流動性之影響，實證結果顯示，政策開放後，成分股之股價日報酬率在政策開放前預期心理導致產生異常負報酬，而在政策施行後則呈現顯著異常正報酬之反轉現象，顯示政策施行前具有過度反應之現象，在波動性中，則呈現風險增加，於衡量流動性變數中的深度及週轉率，則均呈現顯著降低之現象，因此，政府雖朝向市場自由化之目標，但考量市場風險性及流動性下，宜採漸近方式，逐步放寬融券賣出市值較大之股票以降低對市場的衝擊、波動性增加及流動性降低等不利影響。

關鍵詞：融券、異常報酬、流動性、波動性



# **The Impacts of Releasing Short Sales Up-tick Rule on Taiwan Mid-Cap 100 Index Constituents**

Wu, Juping

Assistant Professor, Department of Finance, Shu-Te University

## **Abstract**

The restriction of short-sale prices, which states that short-sale prices must not be lower than the closing price of previous trading day, had been released to the constituent stocks of the TSEC Taiwan Mid-Cap 100 index on November, 12, 2007. This study investigates the effects of waiving restriction on the price impact, market liquidity and price volatility. The Empirical results show that just before the waiving, there are abnormal negative returns on those component stocks. After the waiving, the abnormal return becomes positive. It shows a V shape. Furthermore, their volatilities increased and the market depth to measure the market liquidity decreased significantly after releasing the restriction. Therefore, the authorities should re-consider the impact on the market when they try to release the regulation toward the market freedom.

Keywords: Short Sale 、 Abnormal Return 、 Market Liquidity 、 Price Volatility



## 壹、前言

我國自 1962 年建立集中交易市場以來，政府積極促進股市交易熱絡，逐步開放股票市場各種信用交易工具與管道，國內股市每年之信用交易成交總額因而不斷成長，在 2011 年每月信用交易總金額占股市成交量平均為三成以上<sup>1</sup>，可知信用交易對台灣股市具重要之影響性，而政府為避免信用交易對證券市場造成劇烈之波動，對信用交易行為多所規範，在 1998 年亞洲金融風暴，政府為避免放空者加重股市之下跌，挽回投資者信心，故自 1998 年 9 月 4 日起，實施融券賣出價格不得低於前一日收盤價格，即所謂平盤以下不得放空，政府希望透過此措施能有效減少股市中的賣壓，進而達到穩定股市的功效。

另一方面，根據美國證券管理委員會(美證管會)於 2007 年 2 月份出版的報告中指出<sup>2</sup>，自 1929 年美國股市大崩盤後，各界均認為投資人放空股票為崩盤的主因，1937 年秋天美國股市大跌後，發現此大跌期間，放空交易占整體市場交易量相當大之比重，因此，各界更加堅定放空股票是造成股市大跌的重要因素，於是美證管會正式訂定 Rule 10a-1，規定放空交易之價格必須高於最近一次成交價，1939 年則放寬為允許投資人得以最近一盤的成交價格進行放空交易(Zero Uptick)<sup>3</sup>，1991 年美證管會在眾議院對放空制度提出之報告指出，投資人放空股票對股票市場有重大且持續的負面影響，主張持續放空交易價格限制能穩定股票市場，然此報告未提出任何統計上之證據支持此觀點。經過多年施行此放空價格限制制度，將放空股票視為造成市場崩盤的主凶，然均未有具體實證證明，在 2005 年美國證管會進行 Rule 202T 試行計畫，開始檢討放空價格限制制度，將 Russell 3000 指數成分股中之三分之一的股票取消放空價格限制之規範，以便能有效評估價格限制機制如何影響市場交易，結果卻顯示取消放空價格限制對市場品質與流動性並無不利之影響。

因此，我國行政院金融監督管理委員會(金管會)參考美國的試行計畫，採取美國漸進式之開放作法，從 2005 年 5 月 16 日起，先行取消台灣 50 指數成分股平盤以下不得放空之限制，在放寬台灣 50 成份股後，相關實證結果中，詹司如等(2008)提出此放寬政策實施並未對 50 成份股造成顯著異常報酬的現象，然而波動性則有顯著之增加，陳益璋及張瑞珍(2007)則指出政策施行後，波動性有顯著之降低，後續於 2007 年 11 月 12 日起，接著開放台灣中型 100 指數成分股之放空限制藉以觀察對證券市場之影響，然而我國證券市場平盤以下不得放空之限制，與美國 Zero Uptick 放空價格限制並不全然相同(林家璋等，2007)，並且我國與美國市場成熟度與市場參與者的組成並不相同，因此，放寬台灣證券市場中最大型之成份股後放空機制與美國試行結果相當，但對於較小型之股票未來是否可進行開放放空之限制，值得觀察與研究。故本研究透過事件研究法實證，探討平盤以下不得放空之政策，在開放市值較台灣 50 成份股較低的中型 100 成份股時，

<sup>1</sup> 根據台灣證券交易所網站公佈之每月「信用交易統計表」。

<sup>2</sup> 美國證券管理委員會即指 U.S. Securities and Exchange Commission。

<sup>3</sup> Zero Uptick 規定，係指不得以低於最近一次成交價之價格出售，或者以最近一次成交價格賣出時，必須最近一次成交價高於前一不同價格之成交價。



對股價行為之影響，此結果對於後續政府政策中，是否應進一步開放其他小型類股票平盤以下得以放空，回歸市場機制，讓多方、空方都可進場操作，或者作為政府為了保護市場，以限制放空進而緩和股市波動性之建議。

本研究實證結果顯示，政策開放後，中型 100 指數成分股，股價日報酬率在政策開放前預期心理導致產生異常負報酬，待在政策施行後則呈現顯著異常正報酬之 V 型反轉現象，顯示政策施行前具有過度反應之現象，而在波動性中則呈現風險增加之現象，且在衡量流動性變數中的深度及週轉率亦均呈現顯著降低之現象，因此，政府雖需朝向市場自由化及資訊流通性之目標，但在考量市場風險性及流動性下，宜採取漸近方式，逐步放寬融券賣出市值較大之股票以降低對市場的衝擊、波動性增加及流動性降低等不利影響。

本研究之架構，第貳章為相關之文獻探討，第叁章則建構資料選取與研究方法，第肆章實證相關結果之解釋及說明，最後，說明本文實證之結果及建議。

## 貳、文獻探討

本文旨在研究台灣此次開放中型 100 成份股平盤以下得放空，對股價行為如股票報酬、報酬波動性與流動性是否造成影響，以評估放空限制與否的重要政策考量。茲就過去國內外放空對於股價報酬、波動性及流動性之相關文獻整理如下。

### 一、異常報酬

放空限制影響股價報酬率方面之文獻中，根據 Rubinstein (2004)整理相關放空之理論模型，指出開放信用交易對於股票價格較能反應市場資訊，迅速達成市場價格的決定，後續相關放空實證研究中，則呈現出不同之價格反映效果，Miller (1997)，提出在嚴苛的放空限制下，股價會被高估，因為市場中所觀察到的股價只反應出多方的意見，並且認為放空所需成本很高，除非有絕對把握的消息，不然一般人不願意去從事融券放空，因此，放空限制越多，股價超額報酬則越高，同理推及放空較多之股票，則較呈現較低之股價報酬，相關實證如 Desai (2002)研究以 NASDAQ 公司為研究的樣本，發現到大量放空的股票具有顯著的較低的超額報酬；Christophe et al.(2004)的研究指出異常高額的放空活動與其後的異常低的股票報酬有相關性。Haruvy and Noussair (2006)的研究結果顯示放寬放空限制會使股票價格下跌。Keim and Madhavan (1995)研究市價委託與限價委託的放空交易行為，發現放空交易可能會對市場價格下跌產生影響。Eric et al. (2007)以香港市場實證發現，放空限制會導致股票的價格有高估現象。

另一方面，許多實證研究提出放空限制並未對股價報酬產生顯著影響或甚至產生超額負向報酬之作用，Fgilewski and Webb (1993) 以及 Woolridge and Dickson(1994) 以融資利率當作放空限制之代理變數，結果均顯示放空限制對股價報酬無顯著影響，Lee and Yoo (1991)比較美國、日本、韓國與臺灣的每日加權股價指數，研究信用交易條件變動對股票市場的短期影響效果，結果發現除了臺灣以外，其它國家信用交易條件與股票價格水準間沒有關係；而國內相關研究



中，錢茂安(2001)從政府對股市的政策為出發點，探討歷年來股市危機時所採行之穩定股價措施是否達到穩定股市的目地，結果發現政府利用限制平盤以下不得放空以壓抑空方力量來穩定股市，不論長短期成效皆不顯著，陳達新等(2007)提出開放信用交易對股票報酬具有正面影響，王林弘(2005)以1996-2003年之上市公司日內資料，文中探討平盤以下不得放空政策，採用bootstrap的統計方法，探討放空限制對股票報酬率分配效果，結果顯示規模較大之公司股票報酬率，有較明顯負向異常報酬，詹司如等(2008)則以台灣50指數成分股為實證標的，結果顯示放寬平盤以下放空之限制並未對成份股之股價報酬造成顯著影響。因此，國內與國外實證結果目前尚無一致之定論。

## 二、波動性

市場上投資人使用融資融券的時機有其意涵，代表對於未來市場的多頭或空頭走勢，因此當放空條件的改變後，市場上的買或賣成交量也會改變，往往會牽動著股市波動性的變化，其中，許多文獻提出放寬放空條件時，市場波動性因此會增加，Rubinstein(2004)整理相關放空之理論模型，指出信用交易之財務槓桿效果，會造成市場波動性增加，使得市場風險性提高，Hardouvelis(1990)研究以1926-1987美國股票資料研究發現，較嚴苛的信用交易條件往往配合著較低的股價變動，同時，市場股價與股票基本價值間偏離的程度也較小，認為投機行為會造成市場的不穩定，放空保證金成數的提高可以有效減少股票市場上的投機行為，使市場價格趨於穩定，詹司如等(2008)則以台灣50指數成分股為實證標的，結果顯示放寬平盤以下放空之限制，成份股之股價報酬波動性造成顯著增加之影響。

然而，文獻中亦有提出相反的論點，認為以限制放空此機制，反而增加市場波動之風險，Ho(1996)以1983-1987的資料，使用Schwert(1989)提出GARCH模型去探討融券限制對股票市場波動的影響，結果顯示當融券條件受嚴重限制時，股票市場的波動會變大，就國內實證結果顯示，姚海青等(1999)研究結論顯示，因為融券提高保證金比率會導致投資人的交易成本提高而流動性下降，造成市場上波動程度提高。

另一方面，有些文獻則提出是否限制放空對波動性其實並未具影響性，鐘天豪(2000)研究以民國86-87年間調整融券保證金成數為事件，結果發現在調整前後，對市場波動性、流動性並無顯著影響。龔尚智、吳奇昌(2000)在1993年至1997年與店頭市場特色接近的90家新上市公司為樣本，研究結果顯示在信用交易開放的前後，大部分都與公司的股價波動性無顯著的變化，王林弘(2005)以1996-2003年之上市公司日內資料，採用bootstrap的統計方法，探討平盤限制對股票報酬率分配效果。研究結果，波動性則沒有任何顯著之效果，Charoenrook et al.(2003)研究發現，允許放空交易的國家發生市場崩潰的可能性不比限制之國家高。綜合以上文獻的結果，顯示有關限制放空或信用政策對波動性的影響，未有一致性之統計結果。



### 三、流動性

Dubofsky and Groth (1984)、Bernstein (1987) 認為流動性係指投資人可以立即買進或賣出，且對股價不至造成太多的影響，定義流動性為在考量標的資產需求供給雙方條件下，得以合理價格快速出售資產之能力，依此根據經濟學之供需理論，因平盤以下不得融券導致股票的供給量減少，供給曲線向左移，成交量下跌，流動性降低，Woolridge and Dickinson (1994)認為融券交易對市場流動性的提供有正面貢獻，根據Rubinstein (2004)整理相關放空之理論模型，指出融資融券交易對於股票價格較能迅速反應市場資訊，可增進市場流動性。就國內實證結果顯示，詹孟書(2001)以GARCH模型配合干預分析法(intervention analysis)，探討實施平盤以下限制融券，顯示長期而言產生流動性效果，即實施平盤以下不得融券的措施會增加交易的困難性，使市場的流動性降低。王林弘(2005)以1996-2003年之上市公司日內資料，探討平盤以下不得放空政策，結果顯示市場之流動性明顯降低。

然而，Grube et al.(1979)使用累積殘差統計方法研究美國股票市場中保證金比率的改變是否提供投資者重要的訊息及評估政府利用保證金比率的改變來干預股價市場的成效如何，實證結果顯示在融券保證金增加時，報酬率無明顯變化，交易量卻有明顯增加的趨勢。整體言之，放空相關限制影響市場績效之異常報酬(市場效率)、風險性及流動性相關文獻，均未有一致性之實證結果。

### 參、資料選取與研究方法

根據台灣證券交易所(證交所)公告自2007年11月12日解禁台灣中型100指數成分股平盤以下禁止放空規定，本文透過事件分析法分析融券價格限制放寬是否會對公司的股價報酬、波動性與流動性造成影響，根據Peterson (1989)之建議，所研究之事件未造成預測模型結構上之改變，則估計期可選在事件期之前，因此，本文取消平盤以下放空限制的事件日T為2007年11月12日，估計期為2007年4月10日至2007年11月1日，即[T-150, T-6]，而事件期則為2007年11月2日至2007年11月26日，即[T-5, T+10]，各股票估計期及事件期之每日收盤價及交易量資料來源，取自台灣經濟新報資料庫。

臺灣中型100指數由證交所與英國富時指數有限公司共同合作，挑選我國集中交易市場中總市值(公眾流通量調整前)最大之前51至150家公司成分股，公司數目固定為100支，詳細樣本資料整理於表1。



表 1: 中型 100 指數成份股公司

分類	公司名稱	家數
電子資訊類股	神達、中環、國巨、廣宇、精英、友訊、旺宏、茂矽、華邦電、錐德、環電、佳世達、英業達、藍天、矽統、微星、瑞昱、勝華、群光、威盛、合勤、正崴、億光、研華、凌陽、超豐、全懋、晶電、京元電、創見、義隆、華映、兆赫、華新科、大立光、亞光、智原、欣興、揚智、健鼎、建漢、景碩、緯創、閎暉、英華達、創意、大聯大、彩晶、力成、立錡、建興電、華寶	52
金融類股	台壽、台企銀、遠東銀、大眾銀、寶來證、統一證、元富證、玉山金、國票金、群益證	10
其他	中石化、福懋、南紡、東元、華新、東聯、長興、台肥、喬山、台玻、永豐餘、東鋼、中鴻、豐興、燁輝、南港、台橡、正新、裕隆、中華、大同、國建、國產、長榮、新興、裕民、榮運、陽明、華航、中航、萬海、台航、長榮航、遠百、遠雄、統一實、中保、潤泰新	38
合計		100

在 100 家樣本公司中，根據證交所之分類，電子資訊相關類股為 52 家，佔總樣本數的五成以上，而電子類股在我國證券市場中亦為市值比重較大之類股，金融類股則約佔一成。而本文以事件研究法，研究此中型 100 的成份股，在取消平盤以下禁止放空之限制後，是否對股價報酬、波動性及流動性造成影響，故茲就相關變數估計方式分類說明如下。

### 一、異常報酬

根據 Beaver(1982)建議連續複利報酬率比較符合基本回歸分析所需要的常態分配假設之要求，故本文各別樣本證券  $i$  的第  $t$  日報酬率( $R_{i,t}$ )之計算，表示如下：

$$R_{i,t} = \ln(P_{i,t} \div P_{i,t-1}) \times 100\% \quad (1)$$

其中  $P_{i,t}$  與  $P_{i,t-1}$  分別為第  $i$  種證券第  $t$  日與第  $t-1$  日之收盤價， $i$  為 1-100，為中型 100 之股票種類。而在股票報酬率預期模式中，根據 Brenner(1979)研究指出，在風險調整法模式中，最簡單之市場模式(Market Model)與其他較複雜之模式效果一樣好，且也是目前最被廣泛使用之方法，因此，本文根據市場模式，以估計期之資料，利用最小平方法(Ordinary Least Square)建立下列個別證券之迴歸模型：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中台灣加權股價指數(以下簡稱大盤)之報酬率，則令  $i=m$  表示，亦即  $R_{m,t}$  為大盤第  $t$  日報酬率，而  $\alpha_i$  及  $\beta_i$  為估計參數， $\varepsilon$  則為誤差項，根據估計期間之資料，使用市場模型的估計結果，推算事件期每一交易日預期報酬率( $E(R_{i,t})$ )，進而計算事件期之異常報酬(Abnormal Returns, AR)，及事件期之累積異常報酬(Cumulative Abnormal Return, CAR)



$$E(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} \quad (3)$$

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad (4)$$

$$CAR_{i,t} = \sum_{T-5}^t AR_{i,t} \quad (5)$$

其中  $\beta_i$  為第  $i$  種股票對大盤指數之敏感度， $T$  為取消平盤以下放空限制的事件日，即為 2007 年 11 月 12 日，而事件期之起始日為  $T-5$ ，即為 2007 年 11 月 2 日始計算累計異常報酬，本文透過最小平方法(OLS)估計  $\beta$  係數值，再將實際各股報酬率與對應的預期報酬率相減，即可得到在事件期各股受到研究事件影響的異常報酬率，而沈中華與李建然(2000)建議將所有樣本的異常報酬率平均可降低干擾項對股票報酬的影響，因此，本文計算平均異常報酬(Average Abnormal Return; 簡稱 AAR)，以及累計平均異常報酬率(Cumulative Average Abnormal Return; 簡稱 CAAR)，以降低干擾項之影響，定義為

$$AAR_t = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} AR_{i,t} \quad (6)$$

$$CAAR_t = \frac{1}{100} \sum_{i=1}^{100} CAR_{i,t} \quad (7)$$

其中  $CAAR_t$  中，欲檢定之期間為  $[T-5, T+10]$  之事件期的特定期間， $i$  為個別公司，共計取樣家數 100 家。

## 二、波動性及流動性

衡量市場風險之波動性，Andersen and Bollerslev (1998) 提出若用日資料計算價格實現波動性(Realized Volatility)易導致模型誤植(Mis-specified Models)之風險，其預測性之效果亦因雜訊(Noisy Component)而不佳，因此建議使用高頻之日內資料作為衡量日波動性，而在選取時間區間的考量時，若選取時間過長，則無法表示短期的波動，若選取時間過短，則因成交量過小而導致無法了解時間區間內之短期價格波動，因此，本文參考 Ahn et al.(2001) 提出以 15 分鐘作為衡量香港股市個股瞬間波動性之方式，計算方式如下：

$$Risk_{i,t} = \sum_{p=1}^k SR_{i,t,p}^2 \quad (8)$$

$$Risk_{i,t} = \frac{1}{15} \sum_{j=1}^{15} Risk_{i,t,j} \quad (9)$$

其中  $SR$  為每一次成交時之瞬間報酬率，台灣證券交易所，交易時間由早上



9:00 開盤至下午 1:30 分收盤，故每一天共計 18 個 15 分鐘之期間時段，而  $Risk_{i,t,j}$  則為 i 公司 t 日的 j 時段內之累計波動量，而在某 15 分鐘之 j 時段中，成交次數 p 在此區段中共為 1 至 k 次，因計算瞬間波動性時，預期平均值為 0，故為累計其 15 分鐘之波動效果，採用累計而非傳統各報酬率減去區段平均值除以交易次數，後續將每日各 18 個時段之累計瞬間波動值計算完畢後，取平均值則為每日個股之實現波動值  $Risk_{i,t}$ 。

另一方面，本文衡量樣本公司流動性是否因開放此政策之事件有所變化，擬採用週轉率及市場深度兩種變數作為衡量，其中週轉率為交易股數占流通在外股數之倍數，而市場深度則使用 Ahn et al.(2001) 提出之日內深度之計算方式，以證交所即時公佈之最佳買賣五檔報價之限價單總合衡量市場深度，再將其每日每 15 分鐘之深度作平均計算得出每樣本公司每日之市場深度( $Depth_{i,t}$ )。週轉率及市場深度計算如下：

$$Turn_{i,t} = \frac{Vol_{i,t}}{OS_{i,t}} \quad (10)$$

$$Depth_{i,t} = \frac{1}{18} \sum_{j=1}^{18} (\sum_{k=1}^5 Bid_{i,t,j} + \sum_{k=1}^5 Ask_{i,t,j}) \quad (11)$$

$Turn_{i,t}$  為 i 個股在 t 日之週轉率，其中  $Vol_{i,t}$  為 i 個股在 t 日之日交易股數， $OS_{i,t}$  則為該股票當日之流通在外股數；而 Bid 為某 15 分鐘區段 j 內，最後一筆公告之最佳 5 檔買價的申報量，Ask 則為賣價的申報量，累計最佳 5 檔次之報價量。 $Depth_{i,t}$  則為 i 個股在 t 日之 15 時段深度平均值做為當日平均值之代理變數。政策實施後，除進行相關波動性及流動性變數之檢定外，其是否直接影響各股融券使用率，進而影響波動性及流動性，因此，增加融券使用率之變數，以分析其對波動性與流動性之影響。

$$融券使用率(\%) = \frac{融券總額}{融券限額} \quad (12)$$

其中融券限額為流通在外股數之百分之二十五。



## 肆、實證結果

### 一、台股大盤基本統計量

事件日 96 年 11 月 12 日，含估計期及事件期之全部期間之台灣加權股價指數趨勢圖如圖 1:



圖 1 台灣加權股價走勢圖

在全體樣本期間中，台灣加權股價指數在 7,875 點與 9,809 點之間波動，而以估計期[T-150, T-6]與事件期[T-5, T+10]作平均數的檢定，結果顯示於表 2 中。

表 2: 加權股價指數報酬、波動性及週轉率之基本統計摘要

	全部研究期間	估計期	事件期	差異檢定
平均股價指數	8800	8815	8717	T=1.3263 (0.188)
日報酬率(%)	0.0447	0.1055	-0.5073	T=1.354 (0.193)
波動性	1.3654	1.3086	1.7570	F=2.228 (0.138)
週轉率	0.0093	0.0094	0.0085	T=1.216 (0.226)

註:1.波動性以各期間標準差計算，並以 Levene 法做差異檢定。

2.括號內的數值為 p 值。

估計期平均股價指數為 8815 點，事件期則為 8718 點，兩個區間之平均數在 95%的信心水準下，並無呈現顯著差異，若轉化為日報酬率，則台灣加權股價指數報酬率在事件期間呈現負報酬，然在統計 t 值差異檢定上，顯示估計期與事件期並無顯著差異性，另外，於表 2 統計摘要中，顯示波動性與週轉率在估計期及樣本期亦並無統計上顯著之差異，因此，在樣本公司於估計期與事件期兩段期間中，股價指數、股價報酬、股價波動性以及週轉率均無顯著變化下，本文後續之分析則不受樣本期間趨勢所干擾，更可檢視中型 100 樣本公司，在取消平盤以下



不得放空之政策限制後對股票價格行為之影響。

## 二、異常報酬

計算樣本公司之異常報酬，首先根據公式(2)之市場模式，計算樣本公司市場風險的 $\beta$ 值，其結果整理如表 3。

表 3: 樣本公司市場風險的 $\beta$ 值整理

	$\beta$ 值
平均數	0.9386
最大值	1.5640
最小值	0.4451
>1 的公司數	40(佔總家數 40%)

註: 100 家公司 $\beta$ 值，其 p 值(機率值)均達 5%之顯著水準。

在表 3 中，建漢科技(股)公司的風險測量值最高達 1.5640，而中興保全(股)公司之市場風險值最低為 0.4451，100 家樣本公司中，平均市場風險值則為 0.9386，而市場風險值超過大盤則有 40 家公司(40%)，故台灣中型 100 成分股整體市場風險較低於整體台灣股市之表現。而根據計算出之風險係數，以公式(6)計算每日平均異常報酬率(AAR)，事件期每日之 AAR 結果顯示於圖 2 中。

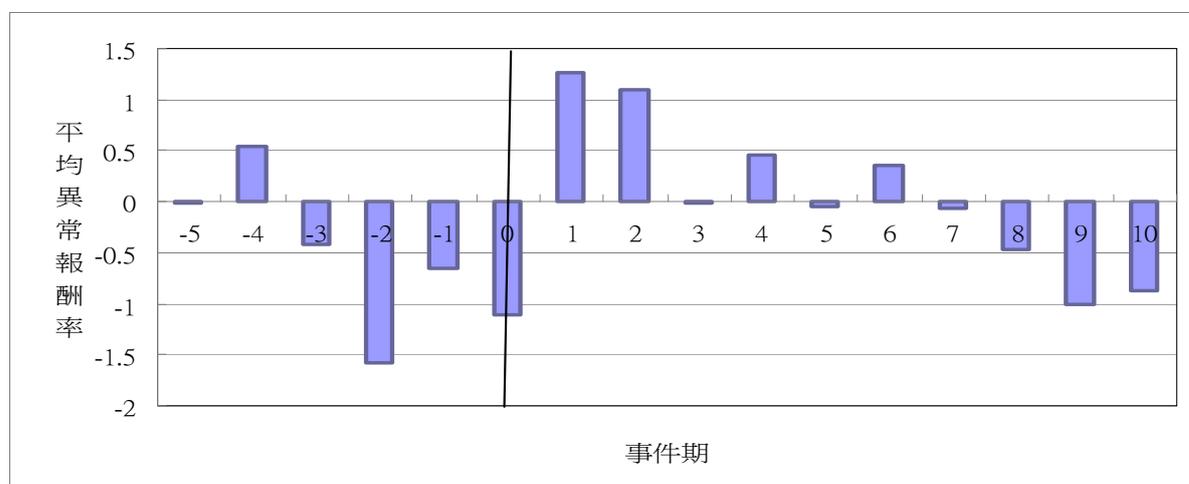


圖 2: 事件期間 100 家公司平均異常報酬率

圖 2 中顯示，事件日當日之平均異常報酬為負值，且事件日前三日均呈現負數之異常報酬平均值，顯示在開放限制日前，投資者預期放空限制開放將造成股價下跌，在預期心理下，先行進行賣出調節以規避下跌之風險，而圖 2 中亦顯示，開放日後前二個交易日，則呈現正值的平均異常報酬率，則為取消放空限制後，市場因事前之過度賣出反應，後續買回做回補操作所致。詳細之相關數據，整理於表 4 中。



表 4: 事件日之平均異常報酬率

	AAR	檢定 H0:AAR=0 T 值	AAR 為正的 公司比率	符號檢定法 之 P 值
T-5	-0.0158	-0.0580	49%	0.9204
T-4	0.5470	2.2107**	57%	0.1933
T-3	-0.4122	-2.1313**	37%	0.0120**
T-2	-1.5817	-8.1259***	22%	0.0000***
T-1	-0.6468	-2.0280**	53%	0.6173
T	-1.1045	-4.2950***	36%	0.0066***
T+1	1.2687	4.8907***	71%	0.0000***
T+2	1.1013	5.2312***	67%	0.0009***
T+3	-0.0130	-0.0565	47%	0.6173
T+4	0.4557	1.7029*	59%	0.0886*
T+5	-0.0464	-0.1952	51%	0.9204
T+6	0.3578	1.2616	50%	1.0000
T+7	-0.0722	-0.3673	51%	0.9204
T+8	-0.4724	-2.1627**	61%	0.0352**
T+9	-1.0049	-4.2408***	37%	0.0120**
T+10	-0.8701	-3.6616***	71%	0.0000***

註: 1.\*\*\*、\*\*、\*分別表示達到 1%,5%,10%顯著水準。

2.T 值為使用單一樣本 t 檢定之值，檢定每日之 AAR 是否顯著異於 0。

3.符號檢定則使用無母數檢定中之二項式檢定，利用 Z 分配檢定，檢定比率為 0.5。

於表 4 中，就事件期每日的 AAR 是否顯著異於 0 之檢定，並就事件期中各日樣本公司正負異常報酬之家數作符號檢定，結果顯示，在事件日(含)前 4 日具顯著異常平均負報酬，而後接續兩天為異常平均正報酬，顯示在事件日前，市場交易者提前反映可能之放空造成之負向效果，然開放後修正事件前之過度反應，故呈現正向報酬，後續一週內則無異常正或負報酬之顯著影響之趨勢，因此，當我國取消中型 100 指數成分股放空限制後，表 4 之實證結果中顯示該事件對股價報酬在事件前具顯著平均異常負報酬，而事件後則呈現過度反應後之正向平均異常報酬，而整體市場反應之影響期間大致在一週內反應完成。

另一方面，本文以 CAR(累積平均異常報酬率)之數據，再次檢視是否此事件對成份股之異常累積報酬具顯著影響，結果顯示於圖 3 中。



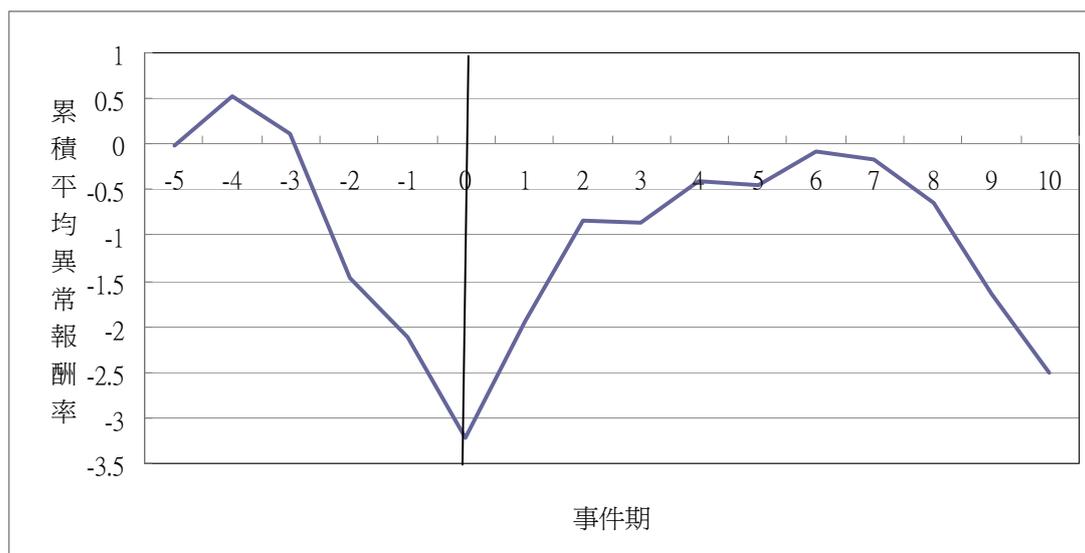


圖 3:事件期間 100 家公司累積平均異常報酬率

圖 3 中顯示在越靠近事件前，市場呈現累積負向異常報酬值，而在事件後漸回復，故在事件期前後之 CAR 圖形呈現 V 型曲線圖，顯示事件發生日及事件日前三日，市場呈現負向累積平均報酬，以反應對該事件對股價負向預期之看法，而事件發生後，約七個工作日做 V 型反轉，將市場回復到基本價值面。本實證另外使用不同的窗口期，做進一步強化證實之實證，其結果整理於表 5 中。

表 5: 事件日不同窗口期之累積平均異常報酬率

窗口期	CAR	檢定 $H_0: CAR=0$ T 值	CAR 為正的 公司比率	符號檢定法 之 P 值
[-1,0]	-1.7514	-4.2720***	41.5%	0.016**
[0,1]	0.1641	0.4090	53.5%	0.323
[-1,1]	-0.4827	-0.9370	51.3%	0.645
[-5,5]	-0.4477	-0.5199	49.5%	0.763
[-5,0]	-3.2139	-5.0574***	41.7%	0.000***
[0,5]	1.6617	2.6465***	55.2%	0.011**
[0,10]	-0.4001	-0.4793	48.6%	0.366
[0,0]	-1.1045	-4.2950***	36.0%	0.005***

註: 1.\*\*\*、\*\*、\*分別表示達到 1%,5%,10%顯著水準。

2.T 值為使用單一樣本 t 檢定之值，檢定 CAR 是否顯著異於 0。

3.符號檢定則使用無母數檢定中之二項式檢定，利用 Z 分配檢定，檢定比率為 0.5。

利用不同的窗口期，再次檢測此事件之影響，本文分割 6 個不同之窗口期，分別對其 CAR 做是否異於 0 之檢定，結果顯示，事件日(含)前 5 日，具有顯著之異常累積負報酬之現象，而事件日後 5 日則呈現累積異常正報酬，而若以事件日前後五日總合之累積平均異常報酬，則並無顯著之累積異常報酬，且事件日前後 5 日，CAR 為正的公司比率則在 49.5%，接近五成之水準，無母數之符號檢



定結果，亦均無顯著之異常平均累積報酬之統計值。因此，本實證結果顯示，在政府開放中型 100 取消平盤以下放空機制，市場交易者會在事件日前 5 日提前反映可能之放空造成之負向效果，形成異常負報酬之結果，而在實際開放後，修正事件前之過度反應，而反轉呈現正向異常報酬，而價格反映約在事件日後三天即完成，因此，此政策開放對市場異常報酬之衝擊，尚屬在短期內反應完成，影響應屬尚可接受。

### 三、波動性及流動性

在波動性及流動性是否受此事件之影響，其統計結果整理於表 6 中。

表 6:樣本公司波動性及流動性差異檢定摘要表

	全研究期間	估計期	事件期	T 值	P 值
波動性	0.4954	0.4772	0.6618	-4.611	0.000 <sup>***</sup>
深度	2250	2351	1289	2.731	0.006 <sup>***</sup>
周轉率	11.09	11.28	9.34	6.857	0.000 <sup>***</sup>
融券使用率 (%)	66.04	66.70	60.14	1.805	0.071 <sup>*</sup>

註: 1. <sup>\*\*\*</sup>、<sup>\*\*</sup>、<sup>\*</sup>分別表示達到 1%,5%,10%顯著水準。

2.T 值為使用單一樣本 t 檢定之值，檢定 H0:估計期值=事件期值。

各公司根據每 15 分鐘為一區段之價格報酬率，估計每日 18 個區段之波動值，將各公司波動值加總平均後，事件期之波動性顯著高於估計期之波動性，因此，實證結果顯示，政策開放後，波動性會因此而顯著增加，此亦為原主管機關憂心開放過快會導致波動風險增加。

另一方面，在衡量流動性之深度及周轉率中，結果顯示，以最佳五檔之買賣單數量做為市場深度之代理變數，由估計期之 2,351 張下降至事件期每一區段平均 1,289 張之數量，呈現顯著降低之趨勢，而就週轉率評估市場流動性中，亦由估計期之 11 顯著下降至事件期之 9 次，因此，在市場流動性中，市場深度及周轉率此二項代理變數，均於事件期中呈現顯著下降之趨勢，因此，市場流動性亦因政策開放，導致流動性顯著降低，另一方面，原預期在容許平盤以下得融券放空時，融券周轉率會因此顯著提高，然而結果顯示，融券使用率中，由估計期之 66.7%下降至事件期之 60.14%，融券使用率不僅無有效提高反而下降，因此，放寬平盤以下不得放空之限制的政策改變，造成市場預期心理之過度反應導致波動性增加，另一方面，並未立即鼓勵市場交易人增加融券使用，導致市場流動性反而降低。

本文另外使用無母數檢定做進一步強化證實之實證，其結果整理於表 7 中。結果顯示，波動性則無顯著差異，然流動性中，不論深度或周轉率均顯著在事件期中呈現降低趨勢。



表 7: 樣本公司波動性及流動性符號檢定摘要表

	估計期 >事件期 家數	事件期 >估計期 家數	合計家數	符號檢定 Z 值	P 值
波動性	42	58	100	1.163	0.110
波動性 <sup>sig</sup>	15	17	32	0.339	0.737
市場深度	80	20	100	-7.462	0.000 <sup>***</sup>
市場深度 <sup>sig</sup>	36	6	42	-4.888	0.000 <sup>***</sup>
融券使用率	60	40	100	-2.269	0.025 <sup>**</sup>
融券使用率 <sup>sig</sup>	26	14	40	-0.425	0.673
周轉率	70	30	100	-4.342	0.000 <sup>***</sup>
周轉率 <sup>sig</sup>	34	8	42	-3.307	0.002 <sup>***</sup>

註: 1. <sup>\*\*\*</sup>、<sup>\*\*</sup>、<sup>\*</sup>分別表示達到 1%,5%,10%顯著水準。

2.T 值為使用單一樣本 t 檢定之值，檢定每日之 AAR 是否顯著異於 0。

3.符號檢定則使用無母數檢定中 Wilcoxon rank sum test。

4.sig 表示具 5%顯著水準之公司家數。

## 伍、結論

投資人、政策制定的主管機關、以及市場中不同的參與者對於放空限制的影響，一直存在著爭議而具不同的看法，反對放空者認為放空會擾亂市場秩序，導致市場恐慌性賣出、擴大市場波動性、甚至造成市場崩盤的主因。支持准許放空者，認為放空機制促使資訊傳遞，增加市場流動性，並可作為市場風險分散之工具，而影響市場績效之異常報酬(市場效率)、風險性及流動性，而相關文獻目前尚未有一致性之實證結果。

台灣因為受到亞洲金融風暴影響，財政部為穩定股市，在1998年9月4日宣布實施「融券賣出的價格不能低於前一個營業日收盤價」的規定，也就是「平盤以下不得融券賣出」的規定，此政策的實行目的是為有效減輕個股在空頭市場的賣壓，然而，此目的之功能近年則面臨嚴重之挑戰，因過去之實證並未有一致之結果，為了提昇台股之自由化與國際化，所以台灣證券交易所於2005年5月16日開放台灣五十指數成份股可以平盤以下融券放空，雖多數文獻均指出此50之成份股開放後未具有顯著異常報酬之影響市股價行為之現象，故政府則採許更開放之政策，從2007年11月12日起針對台灣中型100指數成份股，開放得低於前一營業日收盤之價格(平盤)以下，從事融券放空之政策。

因中型100指數成份股市值規模較台灣50為低，此事件對股價行為之影響是否會因此而不相同，本文利用事件研究法分析此事件對股價異常報酬、波動性、及流動性之影響，實證結果顯示，政策開放後，台灣中型100指數成份股，股價日報酬率在政策開放前預期心理導致產生異常負報酬，待在政策施行後則呈現顯著異常正報酬之反轉現象，顯示政策施行前具有過度反應之現象，而在波動性中則呈現風險增加之現象，其主要可能因開放平盤以下放空之制度改變，市場上投



資人對於未來市場的多頭或空頭走勢，可透過放空操作執行，則此投機行為會造成市場不穩定，導致波動性增加，如Rubinstein (2004)指出信用交易之財務槓桿效果，會造成市場波動性增加。另外在衡量流動性變數中的深度及週轉率則均呈現顯著降低之現象，可能因該事件，並未立即鼓勵市場交易人增加融券使用，反而導致交易人觀望或更卻步於作多之操作，而導致市場流動性反而降低。因此，政府雖需朝向市場自由化及資訊流通性之目標，但在考量市場風險性及流動性下，宜採取漸近方式，逐步放寬融券賣出市值較大之股票以降低對市場的衝擊、波動性增加及流動性降低等不利影響。

## 參考文獻

- 王林弘(2005)，「平盤以下不得放空政策對台灣股市報酬分配之影響」，未出版碩士論文，臺灣大學財務金融學研究所。
- 沈中華、李建然(2000)，事件研究法，華泰書局。
- 林家璋、施惠敏、黃厚銘(2007)，「我國與美國股票市場價格限制制度之介紹與探討」，證券暨期貨月刊，第 25 卷第 11 期，61-71。
- 姚海青、杜化宇、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，第 11 卷第 2 期，129-154。
- 陳益璋、張瑞真 (2007)，「融券放空政策對台灣 50 指數波動性影響--GARCH 模型應用」，遠東學報，第 24 卷第 4 期，315-330。
- 陳達新、陳君達、賴智民(2007)，「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 3 卷第 1 期，97-124。
- 詹司如、林靖中、郭玟秀(2008)，「平盤以下可融券賣出對股票價格行為之影響」，經濟與管理論叢，第 4 卷第 2 期，203-228。
- 錢茂安(2001)，「我國股市相關政策與穩定措施之研究」，未出版碩士論文，國立成功大學會計研究所。
- 鐘天豪(2000)，「信用交易條件調整與股票市場之關聯性研究」，未出版碩士論文，中正大學會計研究所。
- 龔尚智、吳其昌(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，第 7 卷第 1 期，161-181。
- Ahn, H-J., K.H. Bae, and K. Chan (2001), "Limit Orders, Depth, and Volatility: Evidence from the Stock Exchange of Hong Kong," *Journal of Finance*, Vol.56, no. 2 (April): 767-788.
- Andersen, T.G., and T. Bollerslev (1998), "Answering the Skeptics: Yes Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts." *International Economic Review*, Vol.39, no. 4(November):885-905.



- Beaver, W.H. (1982), "The information content of annual earnings announcements," *Journal of Accounting Research*, Supplement, Vol.6, 67-92.
- Bernstein, P.L. (1987), "Liquidity, Stock Markets and Market Makers," *Financial Management*, Summer, 54-62.
- Chang, E. C., J.W. Cheng, and Y. Yu (2007), "Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market," *Journal of Finance*, Vol.62, 2097-2121.
- Charoenrook, A., and H. Daouk (2003), "The world price of short selling," *The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University*, working paper.
- Christophe, S., Ferri, M. and Angel, J. (2004), "Short-selling Prior to Earnings Announcements," *Journal of Finance*, Vol.59, 1845-1875.
- Desai, H., S.R. Thiagarajan, K. Ramesh, and B.V. Balachandran (2002), "An Investigation of the Informational Role of Short Interest in the NASDAQ Market," *Journal of Finance*, Vol.57, 2263-2287.
- Dubofsky, D. and J. Groth (1984), "Exchange Listing and Stock Liquidity," *Journal of Financial Research*, Vol.7, 291-301.
- Figlewski, S., and G.P. Webb (1993) "Options, Short Sales, and Market Completeness." *Journal of Finance*, Vol. 48, 761-777.
- Grube, R. C., O.M. Joy, and D.B. Panton (1979), Market Responses to Federal Reserve Changes in the Initial Margin Requirement." *The Journal of Finance* Vol.34, 659-674.
- Hardouvelis, A. Gikas (1990), "Margin Requirements, Volatility and The Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol.4, 736-762.
- Haruvy, E. and C.N. Noussair (2006), "The Effect of Short Selling on Bubbles And Crashes in Experimental Spot Asset Markets," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 3, 1119-1157.
- Ho, Kim Wai (1996), "Short-Sales Restrictions and Volatility: The Case of the Stock Exchange of Signature", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.4, 377-391.
- Keim, D. and A. Madhavan (1995), "Anatomy of the trading process: empirical evidence on the behavior of institutional traders," *Journal of Financial Economics*, Vol.37, 371-398.
- Lee, S. B. and T. Y. Yoo (1991), "Margin Regulation and Stock Market Response: Further Evidence from the U.S. and Some Pacific-Basin Countries." *Review of Financial Economics*, Vol.1, 79-98.
- Miller, E.M. (1977), "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion," *The Journal of Finance*, Vol.32, 1151-1168.
- Peterson, P.P. (1989), "Event study: A review of issues and methodology," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.28, 36-66.
- Rubinstein, M. (2004), "Great Moments in Financial Economics: III. Short-sales and



Stock Prices,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.28, 177-194.

Schwert, W.G. (1989), ”Why Does Stock Market Volatility Change over Time?” *Journal of Finance*, Vol.44, 1115-1153.

Woolridge, J.R., A. Dickinson (1994), “Short selling and common stock prices,” *Financial Analysts Journal*, Vol.50, 20–28.

