

## 融券放空政策對台灣 50 指數波動性影響

### -GARCH 模型應用

## The Volatility Effect of Short Sale Up-tick Rule toward Taiwan 50 Index : an Application of the GARCH Model

張瑞真 南華大學財務管理研究所副教授

陳益璋 南華大學財務管理研究所碩士

### 摘 要

本文旨在研究政府開放台灣 50 指數平盤下融券放空對指數報酬波動性的影響，並以區分為多空頭市場探討波動性改變的原因。利用 GARCH 模型實證結果發現(一)政策開放後的波動性有顯著的降低且政策開放前影響原因，為當日沖銷比率和融券交易量佔總成交量比率，開放後則為融資、融券成交量佔總交易量的比重和融券的增減比率。(二)在多頭市場中，政府開放後波動性較開放前小且影響原因在開放前影響波動性的原因，分別是當日沖銷比率和融券增減比率；在開放後以融券增減比率影響的程度最為明顯；(三)在空頭市場中，在市場開放後波動性比開放前反而大幅的增加，且開放前市場的融資券變化並未明顯影響到指數報酬的波動性；而在開放後，顯示當沖比率和融券總成交量比重影響著波動幅度的變化。

**關鍵詞：**台灣 50 指數，多頭市場，空頭市場，波動性，當日沖銷，GARCH 模型

Yi-Chang Chen, Master, Institute of Financial Management, Nan Hua University

Jui-Chen Chang, Associate Professor, Institute of Financial Management, Nan Hua University

## ABSTRACT

There were few studies on the effect of short sale up-tick rule toward stock market. This paper studies the impact of permitting short sale up-tick rule of Taiwan 50 index constituents on the volatility and the determinants of the volatility by comparing and contrasting the government policy with bullish and bear market. The empirical results of this research with GARCH model can be summarized as follows: (1) In the overall market, the result shows that with the opening of the short-sales restriction below the last closing price led to less volatile which may stabilize the stock market. (2) In the bull market, the volatilities decrease insignificantly after deregulation policy and the most impacts of changing effect is the margin of credit trading rate. (3) In the bear market, the volatility of fluctuation increased higher than before, we also found that it had no impact significantly of the volatility, in addition, offset trading and the percentage for borrowing stock would cause a significant impact to the change of the Taiwan 50 index with the policy opening.

**Keyword:** Taiwan 50 index, bull market, bear market, volatility, offset trading, GARCH model

## 一、前言

相對於國外較為先進的國家而言，台灣的金融市場健全性較為不足，所以出現因應符合我國市場體制環境下的制度，換言之就是為了不讓更多的外在因素影響到股市的波動(volatility)太過於劇烈，造成更大的損失。但諸多的限制也控制著股市的健全性，在此前提下，本研究動機，即在探究政府從限制到現在開放平盤以下融券放空對股市的影響性如何？

過去有人認為台股平盤下不得放空的交易制度，扭曲市場實際供需情況，為讓台股交易制度與國際接軌，吸引更多投資機會，開放台灣50指數成分股平盤下放空，法人認為除有助於一般投資人進行避險外，也可刺激台股交易更為靈活。無論從外在和內在角度剖析，開放更多的交易工具和條件除了有助於特定法人外資機構進行避險，刺激本身台股交易投資更加活絡外，對我國證券市場爭取提昇為已開發國家應有助益，亦突顯此研究之重要性。

政府所訂定之市場新制並非憑空而來，有其脈絡可循。回顧過去民國87年9月，正值亞洲金融風暴，財政部頒布融券賣出不得低於前一營業日收盤價禁令至民國94年5月16日宣布開放台灣50指數成分股平盤融券放空，可以看出政府諸抑制投機性的放空交易，乃避免股市的下跌速度、減輕賣壓，穩定市場交易等；相對的，市場上另有看法分歧，認為平盤以下得放空會使得賣壓無法消化，形成盤跌，造成市場風險性的增加。可預期的是政府開放此政策也預期將使得市場上不同的投資氣氛下，能夠有更多的資金運用空間，同樣的資金的避險也可充分發揮。

值得觀察的是，過去學者研究往往偏重於當市場信用條件交易制度改變下，對市場預期的改變，也就是以過去的資料對於未來某種信用條件改變下的影響性作為預測，或是對於本身是否有存在異常報酬之檢定。因此本文除實際研究開放前後之對於市場波動性

檢驗外，更將探討更多影響其波動性變化因素做更深入探討，以利投資人參考。

就台灣市場而言，過去礙於政策未實際開放所以針對此政策之影響研究較少，故本文目的就針對目前台灣現有的開放範圍內，探討台灣50指數成分股開放平盤以下融券，是否因政策的限定下，會影響市場機制的調整，對於價格報酬的波動性是否也會產生預期的變化，也就是有無波動性增加亦或減少關係。

另一方面，我們更關心的是在市場處於不同投資氣氛下，政策改變前後所帶來波動性改變是否會因此有所不同轉變，以及影響的因素是否會因此改變。所以和過去學者最大不同在於，本文以實際資料將市場區分為多頭市場和空頭市場，考量開放平盤以下得以放空後所帶來的改變。

## 二、文獻回顧

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，因此當信用條件的改變後，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，因此首先探討在信用交易的改變對股市波動性影響，大部分研究結論顯示，信用條件的調整過後並不會帶來股市波動性大幅增加，如國外學者Moore (1966)、Largay and West (1973)、Officer (1973)、Schwert (1989)、Hsieh and Miller (1990)，和國內學者許哲源(1991)、柳春成(1996)、鐘天豪(2000)、曾昭玲、林政緯(2005)及陳達新、陳君達與賴智民(2007)之研究，而少部分研究指出，只在調整的初期會有波動性較為明顯變化，如Grube, Joe and Panton (1979)、Largay (1973)、王瑞鏊(1995)、之研究。另外也有研究發現確實在改變信用條件後，波動性確實有明顯的變大，如Kumar, Ferris and Chance (1991)、Sentana and Wadhvani (1992)、蕭憲鴻(1997)、姚海青、杜化宇及陳勝源 (1999)研究。因此過去研究信用條件的改變對於股市波動性之影響，其結論各不相同，仍值得進一步探討。

有鑑於各國證券市場發展不一，政府為防治所衍生的金融問題，對於每種證券市場管制的限制也有所不同，Lee and Yoo (1991) 利用美、日、韓及台灣，研究發現，除臺灣以外，其它國家信用交易條件與股票價格水準間沒有關係。Ho (1996)探討新加坡融券限制，實證也顯示當融券條件受嚴重限制時，股票市場的波動會變大。Hung and Fung (2001) 研究香港在1996年3月取消的限制後，將有助於市場價格的發現。Charoenrook, Anchada and Hazem, Daouk (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。Bris, Getzmann and Zhu (2003) 以四十七個證券市場研究對象，發現放空限制對於防止價格劇烈變動並沒有顯著的效果。由上述學者研究發現，研究對象期間年限較長約五到十年，長期而言，放空交易對股市的波動性並未有顯著的增大，反而在有限制信用條件的市場裡會使得股市波動性大幅提昇。因此，放空交易對股市的影響，結論分歧，有必要再探究之。

另外單就放空交易對波動性的影響，Keim and Madhavan (1995) 和Aitken and Frino (1996) 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。Wang (1998) 利用過去資料以提供實證結果，顯示放空交易的規範會損害持有市場組合的平均風險。Woolridge and Dickinson(1994)則認為融券交易對市場流動性的提供有正面貢獻。Eric, Joseph and Yinghui (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，而當允許放空時候，個別股票報酬會有較高的波動和報酬分配正偏現象。國內學者如王牲(1995)、李岳桓(2000)、詹孟書(2000)、張錦泓(2001)之研究，實證也發現，長期而言對股市波動性影響大都不顯著。綜合上述，放空交易政策實際帶來的影響，在我國則有待觀察，礙於國內開放平盤下融券放空時間較短，國內相關研究較少，值得本研究深入探討。

總而言之，根據國內外學者研究，本文發現信用交易並非能夠有明顯的流動性變化，也就說沒有發生信用條件改變，進而大幅影響到市場上的波動性情況，在有無放空交易之市場之波動性實證，並不能得到一致的看法，也就說對於波動性的影響，能由於受到不同的因素造成得到不同的結果，例如：由於市場的規模和結構性的不同，或是研究的標的物不同。亦會受到市場上不同的信用交易條件的限制等。對於本文而言，更可以利用這些不同的資訊來協助掌握目前我國所面臨的實際狀況，因此本文探討重點，將實際檢驗目前我國的現況和過去之差異，以彌補過去學者研究之不足。

### 三、研究設計

本文研究以台灣50指數為研究樣本，透過區分開放前後的多頭市場和空頭市場比較其實際情形並以GARCH(generalized autoregressive condition heteroscedasticity)模型和相關統計檢定方法探討波動性的改變和影響波動性變化的原因，研究流程為使用單根檢定、序列相關檢定與異質性檢定、GARCH模型參數估計，最後得出實證結果並加以分析。

#### (一)資料選取

本研究期間為2003年6月30日至2007年6月30日的日資料，取樣為台灣50指數報酬率，期間共四年。資料筆數共994筆。多空頭區分為根據Fabozzi and Francis(1979)所定義，並區分為以下：開放前2003年7月至2004年12月、開放後2005年10月至2006年4月定義為多頭市場的研究期間；開放前2004年3月至10月、開放後2006年5月至2006年10月定義為空頭市場的研究期間。

#### (二)研究方法

本文採用Engle(1982)與Bollerslev(1983)提出之ARCH與GARCH模型作為研究方法之主軸，由於本研究對象之性質係以財務資產報酬的資料型態，具一般金融資產分配明顯現象，即厚尾(thick tails)和高狹峰分配(leptokurtic)與波動叢聚(volatility clustering)特性，對

於估算之結果亦會造成偏誤，而ARCH/GARCH模型恰可以適切描述此現象。因此對於本研究放空政策對於波動之探討，不但可將不確定因素納入經濟與財務實證模型上，也可以捕捉到金融資產的變異數不固定的特性，對於估算之波動變化較為明確外其影響因素真實性也較具實質意義。以下為研究之流程：

### 1. 單根檢定 Augmented Dickey-Fuller(ADF)

由於台灣50指數的資料都屬於時間數列性質，必須檢定時間數列是否為恆定(Stationary)，本研究將採用 Dickey and Fuller(1984)所提出較為客觀且嚴謹的單根檢定(unit root test)，做為該序列是否滿足平穩狀態的判斷依據。

### 2. 序列相關檢定

為檢測時間數列是否存在自我相關，因此本研究採用Ljung-Box(1978)提出之Q統計量來檢測序列資料是否存在自我相關。其公式如下：

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{s=1}^m \frac{1}{n-s} \rho_s^2 \sim \chi^2(m) \quad (1)$$

其中n為樣本數，s表落後期數。若統計量 Q的P-Value小於5%顯著水準，則拒絕無序列相關的虛無假設。

### 3. 異質性檢定

在時間序列資料中也常存在殘差項變異數不相等之情況，使得OLS模型中的殘差項具同質性的假設被違背了。本研究中針對報酬殘差以Ljung-Box檢定誤差平方項是否具序列相關，即探討條件變異數是否具有異質性。公式如下：

$$Q(N) = T(T+2) \sum_{j=1}^N \left( \frac{\rho_j^2}{T-j} \right) \quad (2)$$

其中， $\rho_j$ ：落後期的樣本相關係數；T:樣本數

### 4. ARCH效果檢定

由於ARCH與GARCH模型參數估計必須經過非線性反覆演算。本研究採用Engle(1982)的拉式乘數檢定法檢視殘差序列的變異數是否具ARCH效果。LM檢定統計量計算式如下：

$$\varepsilon_t^2 = c_0 + c_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + c_q \varepsilon_{t-q}^2 + \xi_t \quad (3)$$

其中 q 為殘差序列落後期數  $C_0$  為截距項， $C_q$  為迴歸係數， $\xi_t$  為殘差項。

### 5. GARCH模型

Bollerslev(1986)根據ARMA模型的認定方法，及考慮移動平均的部分(MA)，將落後期的條件變異數加入ARCH模型，使本期之條件變異數除了受到落後p階的誤差項平方的影響，且受到落後q階的條件變異數的影響，稱之為一般化自我回歸條件變異數分析模型(GARCH)。其ARCH(q)之模式可如以下：

$$\begin{aligned} y_t &= x_t \delta + \varepsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t), \quad \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \\ &i=1, 2, \dots, q \end{aligned} \quad (4)$$

而一般化GARCH(p,q)模型設定如下：

$$\begin{aligned} r_t &= x_t \delta + \varepsilon_t \\ h_t &= w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \\ \varepsilon_t &= h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1) \\ \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j &< 1, \quad i=1, 2, \dots, p; j=1, 2, \dots, q \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $r_t$ 為滿足GARCH過程之時間數列資料， $x_t$ 為包含先決變數與外生變數的向量， $\delta$ 為參數向量； $h_t$ 為條件變異數，p,q為非負的整數， $w > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$ 。其中 $\varepsilon_t$ 表示為預期的變動即殘差項，定義為 $\varepsilon_t \equiv r_t - E(r_t | \Omega_{t-1})$ ，其中 $\Omega_{t-1}$ 為表t-1期的資訊集合。當q=0則GARCH(p,q)就恢復成為ARCH(q)模式，而當p=q=0時，則GARCH模型的條件變異數將恢復為一個白噪音(white noise)的過程。而在決定(5)式的自我相關期數(p,q)時，本研究採Akaike(1973)準則依據選取

AIC(Akaike Information Criterion)最低者。

### (三) GARCH實證模型設定

本文最後依所選取出之變數探討在開放前後多空市場，利用觀察市場之籌碼並其不同的變數間探究彼此間對指數波動性影響的差異點。

1.變數定義如下:

- (1)資券比率(Rfb)：融券餘額/融資餘額
- (2)當日沖銷增減比率(Rtca)：(當期沖銷張數-前期沖銷張數)/當期沖銷張數
- (3)融資(買加賣)佔總成交量比(finTR)：(融資買進+融資賣出)/個股成交量x2
- (4)融券(買加賣)佔總成交量比(beatR)：(融券買進+融券賣出)/個股成交量x2
- (5)融資增減比率(finCR)：融資增減/融資餘額
- (6)融券增減比率(beatCR)：融券增減/融券餘額

### 2.共線性檢定

本文將就變數間檢驗是否有共線性，也就是自變數間有否相關性存在，當自變數間存在高度共線性時，可能會導致迴歸係數變異增加，使得即使某一自變數確實與應變數相關也不能被有限樣本資料檢定出顯著性，一般而言以變異數膨脹因子(variance inflation factor, VIF)做為測度共線性的指數，若VIF<10，則代表自變數之間無共線性問題。

3.模型設定如下：

$$\begin{aligned}
 RI50_{w,t} &= \varphi_0 + \sum_{i=1}^n \varphi_i RI50_{w,t-i} + \sum_{i=1}^n Rfb_{w,t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2n+2+i} Rtca_{w,t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^n \varphi_{3n+3+i} finTR_{w,t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{4n+4+i} beaTR_{w,t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{5n+5+i} finCR_{w,t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^n \varphi_{6n+6+i} beaCR_{w,t-i} + \varepsilon_t \\
 RI50_t &= \varphi_0 + \varphi_1 Rfb_t + \varphi_2 Rtca_t + \varphi_3 finTR_t + \varphi_4 beaTR_t + \varphi_5 finCR_t \\
 &+ \varphi_6 beaCR_t + \sum_{i=1}^p \theta_i RI50_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

$$\varepsilon_{w,t} = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1) \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
 h_{w,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \cdot h_{t-1}^2 + \sum_{i=0}^n \gamma_{3+i} Rfb_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{4+i+n} Rtca_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^n \gamma_{5+i+n} finTR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{6+i+n} beaTR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_{7+i+n} finCR_{t-i} \\
 &+ \sum_{i=0}^n \gamma_{8+i+n} beaCR_{t-i} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

其中， $RI50_{w,t}$  為當期台灣50指數報酬率， $RI50_{w,t-i}$  為台灣50指數落後i期報酬率， $\varepsilon_{wt}$  表示為殘差項即預期的變動量， $h_{w,t}$  為台灣50指數t期之條件變異數， $Rfb_{w,t-i}$  為落後i期資券比率， $Rtca_{w,t-i}$  為落後i期當日沖銷增減比率， $finTR_{w,t-i}$  與  $beatR_{w,t-i}$  分別為落後i期融資與融券(買加賣)佔總成交量比， $finCR_{w,t-i}$  與  $beatCR_{w,t-i}$  分別為落後i期融資與融券增減比率， $w$  為台灣50指數中在不同的多空頭時期。

## 四、實證結果

### (一)基本統計檢定

由表 1，可觀察到在最大值與最小值方面以政府開放此政策前整體市場報酬指數的差距最大，顯示市場的價格報酬變化較為擴大，就市場區分上，以未開放前的空頭市場變動的幅度最大。而峰態係數皆明顯大於 3，表示數列資料呈現高峽峰分配，亦即有厚尾現象。由 Jarque-Bera 之常態分配檢定，在 1%的顯著水準下，皆拒絕數列資料為常態分配之虛無假設，故數列資料不符合常態分配假設，需進一步檢驗序列自我相關及條件異質變異數檢定。

### (二)恆定性檢定

本研究之對象在經過報酬率轉換，成為一階差分數列，就開放前後整體市場檢定值為-20.4638和-23.2205；開放前後多頭市場檢定值為-11.6105和-12.4721；開放前後空頭市場其值為-12.9513與-12.1518，在1%的顯著水準下，皆為定態數列。

## (三) 自我相關檢定

本研究利用Ljung-Box Q進行檢定，由表2顯示序列皆存在自我相關現象，因此需配適最適ARMA模型，並選取AIC最小之標準，配適結果，政策開放前整體市場最適模型為ARMA(2,2)，政策開放後整體市

場之最適模型為ARMA(4,3)；開放前多頭市場最適模型為ARMA(3,3)，而無論多空頭市場在開放前後之最適模型皆為ARMA(3,3)。在經過最適ARMA模型配適後，仍需進一步檢定序列資料是否存在異質性現象。

表1 台灣50指數整體市場開放前後及多空市場之基本統計量檢定

	政策開放前 整體市場	政策開放後 整體市場	開放 前多頭	開放 後多頭	開放 前空頭	開放 後空頭
平均數	0.000551	0.000739	0.001908	0.001311	-0.000877	-0.000199
最大值	0.058677	0.030822	0.041697	0.024927	0.058677	0.030822
最小值	-0.066842	-0.042045	-0.026867	-0.033585	-0.066842	-0.042045
標準差	0.013990	0.010310	0.012244	0.009950	0.017828	0.012894
偏態	-0.188150	-0.398485	0.297205	-0.252739	-0.174364	-0.338719
峰態	5.985543	4.373896	3.658635	3.422473	5.017598	3.928614
J-B值	175.8192	55.39541	5.345878	25.31613	29.69555	6.991593
P值	0.0000***	0.0000***	0.0690*	0.0000***	0.0000***	0.0303**

註: \*\*\*表示在1%的顯著水準; \*\*表示在5%的顯著水準; \*表示在10%的顯著水準

表2 自我相關檢定

	政策 開放前	政策 開放後	開放 前多頭	開放 後多頭	開放 前空頭	開放 後空頭
L-B Q(1)	1.4044	0.0993	1.5578	0.4899	0.0045	0.6730
L-B Q(2)	5.5403*	0.4362	1.9325	2.2073	5.8329*	1.5647
L-B Q(3)	6.4349*	3.5323	8.4053**	2.3157	7.5378*	3.8935
L-B Q(4)	7.2596	13.218***	8.4150*	5.3083	7.6197	7.9251*
L-B Q(5)	7.5301	13.220**	8.6120	5.6000	18.879***	8.2190
L-B Q(6)	7.5358	13.252**	10.764*	5.9186	19.075***	10.650
L-B Q(9)	12.920	15.867*	15.090*	7.1629	21.588***	19.827**
L-B Q(12)	18.132	17.947	18.069	7.8480	29.381***	24.568**

註: 1. \*表示10%的顯著水準; \*\*表示5%的顯著水準; \*\*\*表示1%的顯著水準

2. L-B Q( ) 為Ljung-Box統計量。

表3 配適最適ARMA表

	ARMA(p,q)	AIC值
政策開放前	ARMA(2,2)	-5.719271*
政策開放後	ARMA(4,3)	-6.324746*
開放前多頭	ARMA(3,3)	-6.039234*
開放後多頭	ARMA(3,3)	-5.213448*
開放前空頭	ARMA(3,3)	-6.371179*
開放前空頭	ARMA(3,3)	-5.891042*

註：\*表示AIC值(Akaike Information criterion)最小者。

(四)異質性檢定

本研究運用Ljung-Box  $Q^2$  檢定，作為異質性檢定標準檢定。若數列存在異質性，則可利用消除其異質性效果的GARCH模型來進行迴歸估計。由表4實證結

果顯示在落後一期時，無論所區分之市場皆達到顯著，觀察三期至六期亦同，即序列存在異質性，為消除異質性本研究以配適過後GARCH模型來進行迴歸。

表4 異質性檢定

	政策開放前 整體市場	政策開放後 整體市場	開放前 多頭市場	開放後 多頭市場	開放前 空頭市場	開放後 空頭市場
L-B $Q^2$ (1)	0.3706***	0.0951***	7.5141***	2.4946***	0.0007***	0.0952***
L-B $Q^2$ (2)	11.243***	4.3461***	7.9703***	2.5054***	6.2673***	1.5809***
L-B $Q^2$ (3)	25.506***	21.633***	8.4784***	2.5097***	8.6499***	5.3738**
L-B $Q^2$ (4)	26.269***	23.828***	10.340***	3.3120***	8.7158**	10.944***
L-B $Q^2$ (5)	51.043***	23.833***	10.722**	3.6623***	16.393***	11.600***
L-B $Q^2$ (6)	51.501***	24.114***	11.066**	3.8085**	16.627***	11.844**
L-B $Q^2$ (9)	64.097***	29.601***	11.686*	9.6895**	21.484***	14.143**
L-B $Q^2$ (12)	94.634***	36.272***	13.621	10.525*	29.077***	17.327*

註: 1.\*\*\*表示在1%的顯著水準；\*\*表示在5%的顯著水準；\* 表示在10%的顯著水準

2. L-B  $Q^2$  ( )是報酬平方項的Ljung-Box值

(五) GARCH模型估計

首先由表5實證得知各變數間無共線性問題存在，因此不會影響迴歸模型中母體參數估計值之正確性，故可進行結果分析與推論。

表6為經過配適後最佳模型估算出之 $\beta$ 值，結果發

現，就整體市場而言，在政策開放前的 $\beta$ 值明顯比政策開放後來得大，顯示出政策開放後的波動性有顯著的降低；就所區分的市場觀察，在多頭市場中，政策開放前的 $\beta$ 值比開放後的市場來得大；而在空頭市場中，在開放後波動性比開放前反而大幅的增加。就波動性



的比較而言，開放後的空頭市場仍是所有市場裡波動性最大的，波動性最小的則為開放後的多頭市場。

表 5 共線性檢定結果表

	Rfb	Rtca	finTR	beaTR	finCR	beaCR
政策開放前 (整體市場)	1.111	1.029	1.107	1.179	1.055	1.011
政策開放後 (整體市場)	1.039	1.010	1.114	1.109	1.033	1.009
開放前 多頭市場	1.199	1.048	1.257	1.161	1.130	1.042
開放後 多頭市場	1.060	1.025	1.104	1.117	1.028	1.036
開放前 空頭市場	1.177	1.018	1.311	1.360	1.061	1.007
開放後 空頭市場	1.066	1.065	1.323	1.311	1.102	1.078

表 6 GARCH 配適模型下的 AIC 值 及 SBC 值和  $\beta$  值

		政策 開放前	政策 開放後	開放 前多頭	開放 後多頭	開放 前空頭	開放 後空頭
GARCH (1.1)	AIC	-5.8437*	-6.3450*	-6.0907*	-6.3632*	-5.2732*	-5.8258
	SBC	-5.7873*	-6.2961*	-5.9753*	-6.2353*	-5.1612*	-5.6893
GARCH (1.2)	AIC	-5.8398	-6.3421	-6.0884	-6.3469	-5.2646	-5.8402
	SBC	-5.7774	-6.2851	-5.9539	-6.1977	-5.1339	-5.6810
GARCH (2.1)	AIC	-5.8408	-6.3437	-6.0802	-6.3489	-5.2679	-5.8758
	SBC	-5.7812	-6.2867	-5.9457	-6.1997	-5.1372	-5.7165
GARCH (2.2)	AIC	-5.8394	-6.3423	-6.0721	-6.3311	-5.2570	-5.9363*
	SBC	-5.7680	-6.2771	-5.9183	-6.1606	-5.1077	-5.7543*
$\beta$		0.9243	0.9087	0.6369	0.5965	0.7480	0.9546

註：\*表示AIC/SBC值最小者。

(六) GARCH參數分析

本文最後實證模型如下：

ARMA(p,q)-GARCH(1,1)：

$$RI50_t = \varphi_0 + \varphi_1 Rfb_t + \varphi_2 Rtca_t + \varphi_3 finTR_t + \varphi_4 beaTR_t + \varphi_5 finCR_t + \varphi_6 beaCR_t + \sum_{i=1}^p \theta_i RI50_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot h_{t-1} + \phi_1 Rfb_t + \phi_2 Rtca_t + \phi_3 finTR_t + \phi_4 beaTR_t + \phi_5 finCR_t + \phi_6 beaCR_t + \varepsilon_t$$

ARMA(p,q)-GARCH(2,2)：

$$RI50_t = \varphi_0 + \varphi_1 Rfb_t + \varphi_2 Rtca_t + \varphi_3 finTR_t + \varphi_4 beaTR_t + \varphi_5 finCR_t + \varphi_6 beaCR_t + \sum_{i=1}^p \theta_i RI50_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \cdot \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 \cdot h_{t-1} + \beta_2 \cdot h_{t-2} + \phi_1 Rfb_t + \phi_2 Rtca_t + \phi_3 finTR_t + \phi_4 beaTR_t + \phi_5 finCR_t + \phi_6 beaCR_t + \varepsilon_t$$

其他條件不變之下，由表7可發現，就整體市場而言，政策開放前影響到指數波動變化的原因，主要來

自於當日沖銷比率和融券交易量佔總成交量比率；開放後整體市場影響的變數，則來自於融資與融券成交量佔總交易量的比重和融券的增減比率。另外，在觀察資券比率上，在市場開放前後皆為不顯著，此結果顯示市場上的籌碼是較為穩定和固定的。綜合上述實證剖析在開放前由於市場可運用的信用工具較少，導致投資人無論對於未來市場的預期走勢只能做有效的立即的反應，因此使用當沖做為獲利或避險的工具，觀察其係數也為正代表對波動性具正向影響性，隱含市場出現不理性的投資操作行為或市場反應不對稱資訊時候，即有可能出現當沖量劇烈變動導致指數的波動變大，過去未開放前只能在平盤之上使用融券，使得當沖量一旦增加，此時融券的買進和賣出的量反而會抑制股市的波動性。實證也發現在政策開放後當日沖銷增減確實是不顯著的，顯示出市場可以運用的工具更加的靈活，相對的投資人可在不同市場氣氛裡表達對空方的看法，無論對未來走勢樂觀或悲觀，皆可在任何時點充分運用融資券買進或賣出，使得整體而言股市的波動相對變小，此結果和詹孟書(2000) 與最近學者陳達新(2007)研究結果是相呼應的。

表7 影響指數波動GARCH實證結果-整體市場開放前後

參數	政府開放平盤下融券放空指數波動	
	整體市場開放前 GARCH(1, 1)	整體市場開放後 GARCH(1, 1)
$\varphi_0$	0.000168 (2.961352)***	0.0000817(2.922296)***
$\varphi_1$	-0.000102 (-1.142545)	-0.0000712(-1.202348)
$\varphi_2$	0.0000932 (3.076641)***	0.00000968(1.268492)
$\varphi_3$	-0.000215 (-0.704013)	-0.000355 (-1.968016)**
$\varphi_4$	-0.001095 (-4.765628)***	-0.000808 (-3.249220)***
$\varphi_5$	0.0000033(0.009280)	0.000189 (1.570194)
$\varphi_6$	0.000053(0.765164)	-0.0000243(-1.733583)*
$\alpha_1$	0.139188(2.280307)**	0.148110 (1.714247)*
$\beta_1$	0.577310(5.186437)***	0.595685 (4.728220)***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.716498	0.743795

註: \*\*\*表已達1%的顯著水準; \*表已達10%的顯著水準; ()內為T統計量, 其中 $\varphi_1$ 為資券比率係數,  $\varphi_2$ 為當日沖銷增減比率係數,  $\varphi_3$ 為融資(買加賣)佔總成交量比係數,  $\varphi_4$ 為融券(買加賣)佔總成交量比係數,  $\varphi_5$ 為融資增減比率係數,  $\varphi_6$ 為融券增減比率係數。

本文根據學者所定義之多空頭分別在開放前後市場裡更進一步區分, 試圖找出在不同市場氣氛裡影響波動性的原因, 首先我們須對多空頭市場所代表的涵義更進一步探討, 在多頭市場裡, 投資人預期未來走勢是正向的, 也就是可利用指數上漲時達到獲利目的, 同時投資人會更樂於使用融資來獲取更大的利潤; 相對的, 投資人使用融券的目的即對未來市場走勢抱持悲觀看法, 因此在空頭市場裡, 投資人便會更加使用融券以避免更多的損失。簡言之, 融資的增加幅度通常發生在多頭市場, 而融券則在空頭市場裡大幅增加。

由表8實證發現, 就多頭市場而言, 開放前影響波

動性的原因, 分別是當日沖銷比率和融券增減比率, 觀察係數 $\varphi_2$ 、 $\varphi_6$ 為統計顯著。在開放後, 估計係數 $\varphi_2$ 、 $\varphi_5$ 和 $\varphi_6$ 為顯著, 表示影響波動性因素有當日沖銷和融資/融券增減比率, 尤以融券增減比率影響的程度最為明顯。分析其結果, 就波動性改變的幅度而言, 在開放後的多頭市場確實要比開放前的波動性小, 實證也發現在開放後的多頭市場裡, 因為開放融券放空使得融券的增減比率增加相對的減少波動幅度, 亦即股市在推漲的過程裡, 融資水位不斷升高, 投資人乃有效運用融券交易時點特性, 相較於在未開放前多頭市場, 投資人運用融券賣出限於平盤之上, 一旦指數/股價落於平盤之下便有套牢危機, 因此實證發現在開

放後的多頭市場確實使得交易的策略更多元，影響波動性的要因也因此分散，對波動性具有正面的效果；另一方面也顯示該政策有利市場追漲過程中進行避險，可降低突發性事件對市場的衝擊。

就空頭市場而言，實證結果在開放前的空頭市場裡，並未發現估計係數有特別的顯著，也隱涵著市場的融資券變化並未明顯影響到指數報酬的波動性，這與本文的研究背景陳述不模而合，也就說當初政府限制平盤下融券放空的目的，即在預防市場上因特定因素而大幅波動而所設立的規章，實證也發現，若以開放後的空頭市場做比較，政府所限制之目的確實有降低波動的幅度。反觀在開放後的空頭市場裡，觀察估計係數  $\varphi_2$  和  $\varphi_4$  為統計顯著，顯示當沖比率和融券總成交量比重影響波動幅度的變化，分析其原因，為在空頭市場裡由於空方仍可在平盤下以賣出和買進來達到獲利的目的也得使當沖比重增加，因此融券的運用在空頭時期相對也比融資來得更加靈活，造成影響波動的主要原因。

值得注意的是，本文也發現在空頭時期，由於投資人看壞後市因此融資的使用較少而影響程度也相對減少，在政策開放後反而使得在看壞後市發展後，大

幅的增加融券的使用，造成股市更劇烈的波動。在未考慮其他因素之下，本文研究發現波動確有助長推跌的效果；另一方面更突顯該政策施行未考量特定人等之使用，意味著當市場波動增高的時候可能更加劇融券賣出，可考慮是否對不同類型的交易者，如對法人採取不同的管理措施，例如總量的限制亦或者視波動程度調整融資券成數。

最後觀察模型的條件變異數方程式估計係數 ( $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ )，由以下兩個表中顯示出在已經過配適後的GARCH模型實證，所有條件變異數的估計係數皆達到顯著水準，即不存在條件變異數異質性。而GARCH模型中的條件變異數之估計值常被用來測度市場波動的持續性，因此有較高值代表波動的持續期間較長。就觀察在整體市場開放前後比較，顯示波動性變小情況下市場的穩定度確實政策實施後對指數報酬具影響性。顯示在多空頭不同的市場裡波動持續性是有差異的，最後實證也發現在波動性改變情況下多頭市場顯然要比空頭市場來的穩定。

表 8 影響指數波動 GARCH 實證結果-多空頭

參數	開放平盤下融券放空在不同市場下對指數波動			
	開放前多頭 GARCH(1, 1)	開放後多頭 GARCH(1, 1)	開放前空頭 GARCH(1, 1)	開放後空頭 GARCH(2, 2)
$\varphi_0$	0.000109***	0.000242***	0.0000852***	0.0000922***
$\varphi_1$	0.002723 (0.267209)	-0.000166 (-0.888109)	0.008275 (0.366895)	-0.0000836 (-0.672019)
$\varphi_2$	0.000529***	0.0000195*	-0.0000356	0.0000583**

	(3.464834)	(1.650271)	(-0.635648)	(2.044112)
$\varphi_3$	0.017327 (0.795563)	-0.000332 (-0.567762)	-0.041258 (-1.284054)	0.000607 (0.680899)
$\varphi_4$	-0.107719 (-1.590198)	-0.001261 (-1.579947)	-0.057442 (-0.518127)	-0.002348* (-1.659931)
$\varphi_5$	0.003732 (0.312064)	-0.067235** (-2.066175)	0.010134 (0.395373)	0.00022 (0.889331)
$\varphi_6$	0.022730* (1.803200)	-0.045084*** (-3.327686)	0.013129 (0.728150)	0.000051 (0.918999)
$\alpha_1$	-0.127001***	0.128777***	0.148701***	-0.000557***
$\alpha_2$	0.060654***			
$\beta_1$	0.526811***	0.561106***	0.597932***	0.450934***
$\beta_2$	0.022509***			
$\alpha_1 + \beta_1$	0.399810	0.689876	0.746632	
$\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1 + \beta_2$	0.53354			

註: \*\*\*表示已達1%的顯著水準; \*表示已達10%的顯著水準; ()內為T統計量, 其中 $\varphi_1$ 為資券比率係數,  $\varphi_2$ 為當日沖銷增減比率係數,  $\varphi_3$ 為融資(買加賣)佔總成交量比係數,  $\varphi_4$ 為融券(買加賣)佔總成交量比係數,  $\varphi_5$ 為融資增減比率係數,  $\varphi_6$ 為融券增減比率係數。

## 五、結論

隨著金融自由化和國際化趨勢下,我國證券市場不斷的與之接軌,其中開放融券平盤以下融券賣出即為一重要政策,目的在於提高投資人參與意願和市場活絡性,做為未來大幅開放之前鑑,因此該政策對於股市之影響有其重要性。再者,我國證券市場發展亦未健全,該政策最適性有待商榷。

實證結果指出,就政府開放平盤下放空交易在開放後整體市場估計上,政策開放後的波動性有顯著的降低。在市場不同氣氛下,多頭市場中,政府開放後波動性較開放前小;而在空頭市場中,則在市場開放後波動性比開放前反而大幅的增加。在其他條件不變下,顯示出政府開放此信用交易,長期而言,確實在

我國證券市場中未受到指數波動影響,反而有達到穩定股市的效果,該政策可支持對未來大幅開放之參考;但短期而言,尤以開放後的空頭市場受指數波動影響較大,亦顯示政府主管機關在市場低迷或突發事件時,應有配套措施以防止其影響程度,如本文之建議,總量管制等。

在 GARCH 參數估計結果可知,就整體市場而言,政策開放前影響到指數波動變化的原因,主要為當日沖銷比率和融券交易量佔總成交量比率,其中當日沖銷具正面影響,融券的交易量則為反向影響;開放後整體市場影響的變數,則為融資、融券成交量佔總交易量的比重和融券的增減比率。在多頭市場中,開放前影響波動性的原因,分別是當日沖銷比率和融券增減比率;在開放後,則為當日沖銷和融資/融券增

減比率，尤以融券增減比率影響的程度最為明顯。在空頭市場中，實證結果開放前並未發現估計係數有特別的顯著，隱涵著市場的融資券變化並未明顯影響到指數報酬的波動性；在開放後，顯示當沖比率和融券總成交量比重影響著波動幅度的變化。因此該政策顯示對於市場籌碼穩定性對波動性具有緩和作用，籌碼並不侷限於追漲殺跌過程，亦助於避險等更多元交易。

綜合以上所述，本文結果說明此政策對證券市場利弊互見，仍然有待政府機關對市場基本面有正確評估；對投資人而言，該政策使得交易策略更加多元，惟需考量制度面帶來的效應。就本文之實證經驗，以經濟理論而言，干預措施確實達到降低波動的效果，但卻伴隨著自由價格機能之喪失，造成股市之巨幅波動，如本文實證開放後的空頭市場。就目前我國證券市場發展，政府管制之缺失確實有存在，仍須更多配套措施。就長期而言，放空政策對於自由經濟之優勢仍然存在。

由於本文並未對於該政策是否對於流動性與成交量產生影響，後續建議可以更加深入探討在不同的信用條件下，如加入保證金調整比例或漲跌幅限制之比較等。

## 參考文獻

- [1]王牲,融資比率及融券保證金成數與股價報酬率波動關連性初探(上)與(下) — Granger 因果關係檢定,證券金融,第33期 50-79,第34期 62-87.1992.
- [2]蕭憲鴻,融資比率與融券保證金成數變動對台灣股市報酬率及成交量影響之研究. 國立中興大學企業管理研究所碩士論文.1997.
- [3]姚海青,杜化宇,陳勝源. 我國股票市場融資比率與融券保證金成數調整對股價波動性影響之研究.證券市場發展季刊,第十一卷,第二期. 129-154, 1999.
- [4]詹孟書,開放資券相抵與平盤下限制融券對股市之影響,銘傳大學金融研究所碩士論文,2001.
- [5]許秋瑾,信用交易資券相抵實施對股市之影響,中央大學企業管理研究所碩士論文,1999.
- [6]張錦泓,平盤以下不得融券政策對大型公司影響之研究-宣告效果與政施策效果,靜宜大學會計研究所碩士論文,2001.
- [7]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,97-124,2007.
- [8]許哲源,調整融資比率、融券保證金成數與股價波動—台灣股票市場之實證研究,國立中正大學經濟研究所碩士論文,1991.
- [9]柳春成,證券信用交易比率調整對台灣股市波動性影響之研究-以投資組合之風險水平分析,國立政治大學企業管理研究所碩士論文,1996.
- [10]鐘天豪,信用交易條件調整與股票市場之關連性研究,國立中正大學會計學研究所碩士論文,2000.
- [11]王端鎰,檢定融資融券比率對股票報酬率之影響,國立政治大學會計研究所碩士論文,1995.
- [12] Charoenrook, Anchada, and Hazem Daouk, "The World Price of Short Selling," working paper, Vanderbilt University, 2003.
- [13]Engle, R. F., "GARCH101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", Journal of Economic Perspectives, Volume15, pp.157-168. 2001.
- [14]Fabozzi, F. J. and J. C. Francis, "Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions," Journal of Finance, Vol. 32, pp.1243-1250. 1977.
- [15]Grube, R. C, O. M. Joy and D. B. Panton, "Market Responses to Federal Reserve Changes in the Initial Margin Requirement", The Journal of Finance 44, pp.659-674.1979.
- [16]Ho, Kim Wai, "Short-Sales Restrictions and Volatility: The Case of the Stock Exchange of Singapore",

- Pacific-Basin Finance Journal 4, pp377-391.1996.
- [17]Hung and Fung,, “Short Sales Restrictions and the Impulse Response Behavior of Index-Futures Price” working paper,pp.80-89.2001.
- [18]Hsieh, D. and M. Miller , “Margin Regulation and Stock Market Volatility”, Journal of Finance 45, pp.3-29.1990.
- [19] Eric C. Chang , Joseph W. Cheng and Yinghui Yu, “Short-Sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market” ,The Journal of Finance 62,pp.2097-2121.2007.
- [20]Kumar Raman, Stephen P. and Don M. Chance, “The Differential Impact of Federal Reserve Margin Requirements on Stock Return Volatility”, The Financial Review 26, pp.343-366.1991.
- [21]Largay,JamesA., III , “100%Margins: Combating Speculation In Individual Security Issues”, The Journal of Finance 28, pp.973-986.1973.
- [22]Largay, J. A. and R. R. West, “Margin Changes and Stock Price Behavior,”Journal of Political Economy, 81, 328-339 , 1973.
- [23]Largay, James A, “100%Margins: Combating Speculation In Individual Security Issues”, The Journal of Finance 28, pp.973-986,1973.
- [24]Lee, S.B. and T.Y. Yoo, “Margin Regulation and Stock Market Response: Further Evidence from the U.S. and Some Pacific-Basin Countries”, Review of FinancialEconomics 26, pp.101-121.1991
- [25]Moore, Thomas G, “Stock Market Margin Requirements”, Journal of Political Economy 74, April pp.158-167.1966.
- [26]Officer, R. R, “The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange”, The Journal of Business 46, pp.434-454.1973.
- [27]Pruitt, S. W., “Small Firm Responses to Changes in Federal Reserve Margin Requirements”, Economics Letter 41, pp.301-306.1993.
- [28]Sentana and Sushil Wadhvani , “Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations : Evidence From a Century of Daily Data”, The Economic Journal, 102, pp.415-425. 1992.
- [29]Schwert, G William , “Margin Requirements and Stock Volatility”, Journal of Financial Service Research 3, pp.153-164 .1989.
- [30]Wang, Zhenyu, “Efficiency Loss and Constraints on Portfolio Holdings,” Journal of Financial Economics 48 (3), pp.359-375.1998.
- [31]Yenshan Hsu , “Margin Requirements and Stock Market Volatility-Another Look at The Case of Taiwan”, Pacific-Basin Finance Journal 4, pp.409-419.1996.