漲跌幅限制變化對投資人預期之影響

The Impact of Price Limits Change on Investor Expectations

薛立言* 陳獻儀**

L. Paul Hsueh Hsien-Yi Chen

（Received Sep. 17, 2003；First Revised Feb. 11, 2004；Accepted Feb. 19, 2004）

摘 要：在許多金融市場中，價格漲跌幅限制常被作爲抑制市場投機行爲或過度反應的重要工具，然而漲跌幅限制對於投資人交易行爲之影響，一直未獲得一致的看法。某些研究指出其可抑制投資人的過度反應，讓觸及漲跌幅限制後之股價波動率有減低的現象；另有文獻發現，在觸及漲跌幅限制後，股價波動率反而有增加的情況，因而認爲漲跌幅限制並不會抑制市場上的不理性交易行爲，而僅是延緩均衡價格的出現。由於選擇權的隱含波動率可視爲市場投資人對未來標的股價波動的預期反應，加上選擇權交易高度槓桿的特性，投資人對於漲跌幅限制變化會更加敏感。因此，有別於以往相關研究都透過股票市場觀察股價觸及漲跌幅限制後所引起之變化，本文藉由觀察權證市場之隱含波動率的變動情形，分析國內權證市場投資人是否因爲標的股票之漲跌幅限制產生變動，而改變對未來標的股價波動之預期，進而使交易行爲有所改變。實證結果發現，當標的股票跌幅限制縮小時，認購權證之隱含波動率有顯著降低的現象，表示一般投資人對標的股票的未來波動率有下降的預期，也顯示出漲跌幅限制確實對投資行爲產生冷卻效應。不過，對於較易觸及漲跌幅限制之標的，包括規模較小、交易熱絡以及波動性高的股票，其認購權證的隱含波動率在跌幅縮小時，反而出現顯著上升的現象。如此的結果支持 Fama （1989）所提出之論點，也就是漲跌幅限制使投資人對未來均衡價格產生不確定感，進而延緩均衡價格之形成。

關鍵詞：漲跌幅限制、隱含波動率、選擇權。

Abstract: The use of price limits to dampen investor's overreaction or speculation behavior is not uncommon in many financial markets. While some research shows that market volatility decreases after the price limits are triggered, others find just the opposite. To better measure the effect of price limits on investor behavior, this study examines the sensitivity of implied volatility in the market. Specifically, given that the implied volatility represents a consensus measure of future volatility in the market, the behavior of implied volatility around price limits change can serve as a good measure of investor's view about future volatility prospect. Using data from the domestic warrant market, our findings show that when the lower price limit becomes more restrictive, the implied volatility in the market decrease significantly and seem to exert cooling-off effect. However, for stocks that tend to hit the price limits more easily （stocks that are more volatile, more actively traded, and with smaller market capitalization）, their implied volatilities actually increase when more restrictive price limits are imposed. This finding confirms the view of Fama （1989） that price limits delay the price discovery process in the market.

Keywords:price limits, implied volatility, options.

* 國立中正大學財務金融系教授
Professor, National Chung Cheng University Department of Finance
** 僑光技術學院企管系講師
Instructor, Overseas Chinese Institute of Techonology Department of Business Administration

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、緒論

漲跌幅限制常被新興金融市場視爲抑制市場投機行爲與投資人過度反應的主要工具之一。支持此一論點者認爲，由於證券價格波動會因此受到限制，加上它提供投資人較充裕的時間來進行合理的判斷，因此漲跌幅限制可以提供市場正面的助益。Ma, Rao, and Sears（1989a）實證研究發現在觸及漲跌幅限制後，價格會有反轉的情況，這代表市場有過度反應（overreaction）現象，並且在後續期間得到修正。此外，在股價接近漲跌幅限制時，價格波動率會有減低的現象，顯示漲跌幅限制對於投資人會產生所謂的冷卻效應（cooling-off effect）或行爲效應（behavioral effect）。然而也有學者認爲，當觸及所設定的上下限價格時，交易活動通常會暫停直到價格獲得再次修正爲止，因而延緩價格發現（price discovery）的過程。Fama（1989）認爲此一延緩均衡價格出現的情形，會使得投資人對未來均衡價格產生不確定性，而導致股價波動率的上揚，Kyle（1988）和 Kuhn, Kurserk, and Locke（1991）亦有類似的看法與發現。另一方面，由於國內股票市場一直存在有漲跌幅限制，所以也有若干學者由實證的角度來進行探討，如胡星陽、梁敏芳（民 84）針對民國 76 年、77 年與 78 年等三次漲跌幅調整變動進行研究，結果發現僅在民國 76 年漲跌幅由 3%調升至 5%時，股價報酬平均變異數有顯著下降的情形；吳壽山、周賓凰（民 85）選擇民國 87 年 11 月 24 日至民國 88 年 9 月 29 日爲研究期間，應用 Ghou（1997）提出之 Gibbs Sample 方法，結果發現漲跌幅限制具有冷卻效應，且此效果在抑制繼續跌停上較爲有效，但在漲停板後由於股價波動變大，效果較不明顯；吳壽山、周賓凰（民 87）兩位學者之後續研究結果也指出，漲跌幅限制並未顯著地影響停板後續股票之期望報酬，但卻使停板後續股價波動變大，因而使持續漲跌停的機率進一步加大，就其對股價波動的影響而言，漲跌幅限制似乎是無效的。蕭慧玲（民 85）以民國 86 年 7 月 1 日至民國 84 年底爲研究期間，探討漲跌幅限制對市場交易活動的影響，其研究發現適度的漲跌幅限制具有冷卻效應，且對於規模愈小、周轉率愈高的公司，冷卻效應的效果愈佳。

如前所述，有關漲跌幅限制對投資人預期以及交易行爲影響之研究，目前尚無定論。然而，此一問題攸關漲跌幅限制機制之有效性，而且漲跌幅限制實質上會影響到資產價格的波動過程，因此也可能影響到相關衍生性商品的評價和避險操作。所以，了解漲跌幅限制變化對投資人預期和交易行爲所產生的影響，是一相當重要且富有意義的課題。有別於以往研究直接針對股票市場進行觀察，並比較觸及漲跌幅限制前後股票市場波動性變化的做法，本文特別經由選擇權市場之隱含波動率來進行觀察。使用市場隱含波動率的優點至少有以下兩項：第一，選擇權具備高槓桿的交易特性，因此，只要標的股價有些微變化，對於投資人的損益皆會有相當的影響，這將會促使權

臺灣大學學術期刊資料庫

證投資人對於標的股票之波動率更爲重視（註[1]）。換言之，若漲跌幅限制改變會影響一般股票投資人之未來預期和交易行爲的話，選擇權投資人應該會對價格限制變動的反應更加敏感。第二，由選擇權市場價格所隱含之波動率常被視爲市場投資人對未來標的股價波動的預期反應（註[2]），透過隱含波動率變動的觀察，漲跌幅限制對投資人預期看法以及交易行爲之影響將可獲得更爲清晰的輪廓，這與以往股票市場研究僅觀察觸及漲跌幅限制前後之股價行爲變化（波動率與交易量）的作法相較，更爲直接明確。因此，有別於以往文獻，本文旨在針對漲跌幅限制對選擇權市場投資人之影響進行分析，透過隱含波動率變化之觀察，探究投資人是否會因漲跌幅限制的改變而修正其對未來股價波動率之預期，進而導致交易行爲有所變化（註[3]）。在另一方面，Kim and Limpaphayom（2000）指出漲跌幅限制會因各股票特性之差異而有不同程度之影響性。這兩位學者在實際檢視台灣及泰國證券交易所的資料後發現，波動率高、交易熱絡及小規模公司的股票，觸及漲跌幅限制的機率較爲頻繁。依此觀察，漲跌幅限制除了會改變投資人預期，進而影響其交易行爲外，投資人應該會因各標的股票特性不同而有不同程度的反應。因此我們在進行本研究分析時，也將此項因素納入研究考量。

由於市場隱含波動率的估計需藉由評價模型的反推來求取，其估計值的精確度自然也就受限於所採用的選擇權評價模型。眾所周知，使用傳統 Black-Scholes（BS）模型會出現所謂的波動率微笑（volatility smile），此一現象會使得股價變動對隱含波動率的影響無法被清楚的釐清。因此，本文在估計選擇權的隱含波動率時，是先行將影響隱含波動率的重要因素（如價內程度、存續期間長短）納入隱含波動率函數後，再觀察在漲跌幅限制變化期間該隱含波動率函數的變化，以瞭解投資人對標的股票未來波動率預期變化之看法，及該預期是否會因標的股票的特性而產生差異。

在設有漲跌幅限制的市場中使用傳統選擇權模型來估計隱含波動率難免會產生所謂的「模型風險」（model risk）。這是因爲所有選擇權評價模型均是建基於對標的報酬變動過程的假設，例如以 Black and Scholes（1973）模型爲首的連續布朗運動

註[1]：Lee and Yi（2001）也發現選擇權市場對小額投資人特別具有吸引力。Mayhew, Sarin, and Shastri（1995）發現資訊交易者會因為選擇權保證金要求的變化，而在現貨和選擇權兩市場間選擇有利的交易處所。Easley, O'Hara, and Srinivas（1998）和 Pan and Poteshman（2003）發現選擇權市場交易量對股價報酬的預測有所幫助。Cao, Chen, and Griffin（2000）也指出在收購（takeover）宣告前，選擇權市場顯現出異常的交易量。其次，Cherian and Jarrow（1998）在其建構的模型中也指出，有一類波動率交易者（volatility traders）當其擁有攸關標的股價波動率的私有資訊時，會挑選選擇權市場進行波動率交易牟利；Hyland, Sarkar and Tripathy（2003）也指出內部人（insiders）如果在選擇權市場進行交易的話，其面臨的訴訟風險較低，所以也傾向於選擇權市場進行交易。

註[2]：有關隱含波動率是否為未來實際波動率良好估計值之研究，請參見 Christensen and Prabhala（1998）和 Adjaoute et al.（1998）等。

註[3]：Ma, Rao, and Sears（1989）引述 Brady 報告指出，價格限制將可減緩投資人採取某些特定的交易策略，如投資組合保險（portfolio insurance）或指數套利（index arbitrage）等。

臺灣大學學術期刊資料庫

（drifting Brownian motion）假設以及 Merton（1976）模型所使用之跳躍擴散（jump diffusion）假設，而這些假設在有漲跌幅限制的市場中必將受到挑戰。即便如此，過去針對具有漲跌幅限制市場的相關學術研究仍是採用傳統的選擇權評價模型（註[4]），例如 Bhabra et. al（2001）採用股利調整後之 BS 模型估計選擇權之隱含波動率，探究韓國 KOSPI200 指數選擇權之隱含波動率是否預期到 1997 年的韓國經濟危機；Peña, Rubio and Serna（1999）採用 Black（1976）期貨選擇權模型，探討西班牙 IBEX-35 指數選擇權隱含波動率的決定因素；Tompkins（2001）在探討 16 種金融期貨選擇權之隱含波動率型態時，對於美式期貨選擇權係採用 Barone-Adesi and Whaley（1987）模型推估隱含波動率，而對於歐式期貨選擇權則使用 Black（1976）模型。

此外，本文主要是想藉由選擇權之隱含波動率來觀察漲跌幅限制變化期間，投資人預期或交易行爲是否有顯著的改變，目的並非是推估精確的隱含波動率值，而是其相對程度的變化。因此，即使使用傳統選擇權模型所推估的隱含波動率可能存有偏誤，只要此偏誤型態保持一致性，則對於特定事件所引發隱含波動率之異常變動，應仍可作爲投資人行爲的有效衡量指標。所以，本文在隱含波動率的推估上，仍採用傳統的選擇權評價模型。本文架構如下：第一節前言，說明本文之研究問題、研究動機與目的；第二節介紹迴歸形式隱含波動率模型及影響隱含波動率函數的主要因素；第三節介紹實證研究之設計，說明資料處理以及實證模型；第四節實證結果與分析，報告檢定結果，並加以分析探討；第五節爲結論。

貳、迴歸形式之隱含波動率函數

Black-Scholes 模型的基本假設爲標的資產價格在任何時點和市場狀況下，會遵循著對數常態分配的擴散過程，而其波動率爲固定不變的。換言之，若該模型正確的話，則由選擇權市場價格所隱含的波動率將不會因爲選擇權的履約價格大小或是存續期間長短而有所差異。然而，市場眞實情形並非如此，股票選擇權通常會有「波動率偏態」（volatility skew）的型態（註[5]），這意指隱含波動率會隨著履約價格的增加而減低，因此對於價內買權或價外賣權而言其波動率會較高，而價外買權和價內賣權之隱含波動率較低。換言之，市場參與者認爲標的資產並不符合對數常態分配之擴散過程假設。Hull（2000）指出，當公司股價下跌時，公司財務槓桿會增加，這意味著公司股票的風險性增加，股價波動率會提高；反之，在股價上漲時期，財務槓桿會降低，在風險減低的情形下，股價波動率會降低。Rubinstein（1994）則提及所謂的「崩盤

註[4]：包括如澳洲、比利時、法國、義大利、日本、韓國、馬來西亞、墨西哥、紐西蘭、西班牙、瑞士、和泰國等國家之股票市場以及美國的期貨市場均設有漲跌幅限制（Roll,1989）。

註[5]：相關研究發現如 Rubinstein（1994）檢視 S&P 500 指數選擇權；Taylor and Xu（1993） 以外匯選擇權市場為研究對象；Duque and Paxson（1993）則以股票選擇權為樣本。

臺灣博碩士論文知識加值系統 國家圖書館 學術期刊資料庫

恐懼症」（crashphobia），Rubinstein 認爲投資人會懼怕再度發生類似 1987 年 10 月間的股市大崩盤事件，同時他們也據此想法對選擇權進行評價，造成買（賣）權更趨深度價外（內）時，選擇權之隱含波動率會有減低的情形。另一方面，隱含波動率的走勢也會隨著選擇權存續期間長短，而有不同的型態，通常此情況稱之爲「隱含波動率之期限結構」（term structure of implied volatilities），當存續期間愈長，選擇權之隱含波動率通常會隨之減低。

有鑑於此，我們在建構選擇權隱含波動率函數時，特別將波動率微笑納入模型設定之中。用以描述隱含波動率微笑的方式有許多，例如 Hull and White（1987）建構的隨機波動率模型（stochastic volatility models），就是假設標的資產價格遵循某一結構較複雜之隨機過程，並將波動率微笑之影響納入定價過程之中。其他學者如 Rubinstein（1994）、Derman and Kani（1994）以及 Derman, Kani and Chriss（1996） 則提出了經由選擇權價格所隱含的資訊，來建構符合市場資料的隱含樹狀模型（implied tree model）。MacBeth and Merville（1979）則採用迴歸形式之隱含波動率函數，來描述上述市場現象。這兩位學者利用標的股價與履約價格折現值之差異對隱含波動率進行迴歸分析，以測試 BS 模型的正確性，如式（1）所示，其中截距項的估計值即可視爲所推估之價平選擇權隱含波動率。

$$ISD = \beta_0 + \beta_1(\frac{S - Xe^{-r\tau}}{Xe^{-r\tau}}) + \varepsilon \qquad (1)$$

其中，ISD 爲選擇權之隱含波動率

S 爲標的股票價格

$Xe^{-r\tau}$ 爲選擇權之履約價格現值

MacBeth and Merville（1979）實證發現，價內買權的隱含波動率高於價外買權之隱含波動率，因此對於價外買權而言，BS 模型會高估其價值；反之，對於價內買權，BS 模型會低估其價值。此外，Ncube（1996）將隱含波動率設定爲選擇權存續期間（τ）、存續期間平方值（τ^2）、履約價格（X）和一個區別買權或賣權之虛擬變數（dummy variable）D 所組成之指數函數

$$ISD = \sigma_0 e^{\beta_1\tau + \beta_2\tau^2 + \beta_3 X + \beta_4 D + \varepsilon} \qquad (2)$$

或可表示爲

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\ln(ISD) = \beta_0 + \beta_1\tau + \beta_2\tau^2 + \beta_3 X + \beta_4 D + \varepsilon \quad (3)$$

另一方面，Tompkins（1997）認爲經過標準化處理後，隱含波動率會有一致性的形狀出現，同時認爲隱含波動率微笑的現象可能係因幾何布朗運動並未將偏態（skewness）和峰度（kurtosis） 兩項因素納入所致。因此，Tompkins 以波動率指數對 FTSE100 期貨選擇權標準化的履約價格和其平方項進行迴歸分析，如下式：

$$VSI = \beta_0 + \beta_1 \frac{\ln(\frac{X}{F})}{\sqrt{T}} + \beta_2 \left[\frac{\ln(\frac{X}{F})}{\sqrt{T}}\right]^2 + \varepsilon \quad (4)$$

在上式中，VSI 係一波動率微笑指數（volatility smile index），F 爲 FTSE100 期貨合約價格，係數值 β_1 爲偏態衡量值，β_2 爲峰度衡量值。Peña, Rubio and Serna（1999）則建構以下六種模型，探究西班牙 IBEX-35 指數選擇權之隱含波動率微笑型態

$$ISD = \beta_0 + \varepsilon \quad (5)$$

$$ISD = \beta_0 + \beta_1(\frac{X}{F}) + \varepsilon \quad (6)$$

$$ISD = \beta_0 + \beta_1(\frac{X}{F}) + \beta_2(\frac{X}{F})^2 + \varepsilon \quad (7)$$

$$ISD = \beta_0 + \beta_1 U + \beta_2 D^2 + \varepsilon \quad (8)$$

$$ISD = \beta_0 + \beta_1 U + \beta_2(\frac{X}{F})^2 + \varepsilon \quad (9)$$

$$ISD = \beta_0 + \beta_1 U + \beta_2(\frac{X}{F})^2 + \beta_3 D + \varepsilon \quad (10)$$

上式中的 F 爲期貨合約價格，X/F 係衡量價內程度。第（5）式爲 BS 模型之固定波動率函數，第（6）式表達的是隱含波動率與價內程度的線性關係，第（7）式中的二次項係描述波動率微笑的形狀，第（8）-（10）式以三種不同的方式描述波動率函數不對稱的形狀，其中 $U = (U_1,...,U_n)$ 和 $D = (D_1,...,D_n)$，而

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\begin{cases} U_i = (X/F)_i & \text{if } (X/F)_i < 1 \\ U_i = 0 & \text{if } (X/F)_i \geq 1 \end{cases} \qquad \begin{cases} D_i = 0 & \text{if } (X/F)_i < 1 \\ D_i = (X/F)_i & \text{if } (X/F)_i \geq 1 \end{cases}$$

n 則爲履約價格水準的數目。

此外，相較於 Derman and Kani（1994），Dupire（1994）以及 Rubinstein（1994）在資產報酬變異爲資產價格與時間的固定函數假設下所發展之固定波動率函數（deterministic volatility function, DVF）選擇權評價模型，Dumas, Fleming and Whaley（1998）以一恣意（ad hoc）過程在各種履約價格與存續期間下配適 BS 模型之隱含波動率函數。經利用 S&P 500 選擇權資料進行實證分析，其結果顯示該模型較 DVF 模型有較佳的預測能力與避險績效。其配適的模型如下：

$$ISD = \max(0.01, \beta_0) \tag{11}$$

$$ISD = \max(0.01, \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2) \tag{12}$$

$$ISD = \max(0.01, \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 \tau + \beta_4 X\tau) \tag{13}$$

$$ISD = \max(0.01, \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 \tau + \beta_4 \tau^2 + \beta_5 X\tau) \tag{14}$$

第（11）式係 BS 之固定波動率模型，第（12）式納入資產價格對波動率所造成的影響，第（13）（14）式則增加時間因素，其中 0.01 的數值係避免隱含波動率有負值出現。

大體而言，上述隱含波動率函數均考慮了選擇權之價內程度與存續期間兩大因素，因此，本文在建構實證模型時，主要是參照過去文獻建構出不同的隱含波動率模型，再依研究目的納入所欲觀察之變數。

參、資料與方法

一、樣本資料

本文實證樣本爲台灣證券交易所上市認購權證，研究期間起自民國 86 年 7 月 1 日起至 90 年 12 月 31 日止。樣本篩選原則是選取在交易所上市滿一個月且存續期間尚有一個月以上之權證，原因是權證上市初期投資人對該權證尚屬陌生，隱含波動率可能會有較異常的變化；此外，當選擇權接近到期日時，其時間價值驟減，波動率的估計會較敏感。其次，我們採用隱含標準差（implied standard deviation, ISD）來衡量

臺灣大學學術期刊資料庫

市場的未來波動性。在權證定價理論模型方面，目前台灣證交所上市之認購權證中，若干附有特殊條件（如履約價格重設或具有價格上限等），爲免評價模型設定偏誤所造成的困擾，實證上我們排除這些附有特殊條件之認購權證（即排除重設型與上限型兩種權證）。除此之外，組合型認購權證因所涉及的標的股票種類較多，不易區分個別標的股票受到漲跌幅限制變化之影響，所以也排除於樣本之外。經上述篩選過程，樣本權證總計有 111 檔。

理論上，美式選擇權並不能採用評價歐式選擇權之 BS 評價模型，然而，在未支付股利的情況下，美式選擇權並不會有提早履約的情形，換言之，在此情況下，美式選擇權之價值應與歐式選擇權相同。依目前台灣認購權證市場實務，當標的股票發放股利時，各權證都會因應調整履約價格或是執行比例，皆有適當的保護措施，理論上權證投資人不會有提早履約的情況。所以，權證本質雖都爲美式選擇權型態，但與歐式選擇權並無明顯的差異，致使一般國內權證研究均逕行採用 BS 歐式買權模型評價之。但本文爲求嚴謹起見，採用 Boyle （1986）提出的三元樹評價模型（trinomial trees model）對權證樣本進行評價，而 ISD 之計算則採用 Newton-Raphson 反覆搜尋程序。本文所有原始資料均取自台灣經濟新報資料庫。

二、實證模型

Kim（2000）指出大多數以事件研究法（event-study methodology）檢視觸及漲跌幅限制前後股票價格行爲（如波動率和成交量）變化之研究，例如 Chen（1998），Ma, et al.（1989a, b），Kim and Rhee（1997）等，會產生有解釋上的潛在問題。這是因爲波動率會有序列相關（serially dependent）的現象。此外，由於連續觸及漲跌幅限制的時日通常會被排除於最終實證樣本之外，因此易產生尚會有樣本選擇性偏誤（selection bias）的問題（例如 Lehmann, 1989；Miller, 1989；Kim and Rhee, 1997）。

本文的實證模型主要採用迴歸模型來描述權證隱含波動率的變化，期能捕捉隱含波動率微笑之影響。Kim and Rhee（1997）指出，由於漲跌幅限制的改變通常會持續一段時日，而且漲跌幅限制本身即是在預防單一交易日有大幅的價格變動，因此調整市場供需不平衡的情形是會持續進行，若只觀察漲跌幅限制變化前後之短期價格行爲，可能無法獲知投資人預期改變的完整面貌。本文因此在考慮漲跌幅限制變動狀況下，同時觀察隱含波動率函數是否會因此產生結構性的變化（structural changes）。有關結構性改變的檢定方法通常有兩種：其一是虛擬變數方法，另一種則爲 Chow test，由於在實證過程上，虛擬變數方法擁有只需配適一條迴歸式，且無須將樣本分組耗損統計自由度的優點，故本文採用虛擬變數法從事結構性改變之檢定。在作法上，本文加入代表不同漲跌幅度之虛擬變數，檢視隱含波動率是否會因漲跌幅限制的改變而產生結構性的變化。亦即在漲跌幅限制變動下，若權證投資人對未來波動率預期有所改變時，則代表不同漲跌幅限制幅度之虛擬變數應會有顯著之變化。

臺灣大學學術期刊資料庫

參照以往文獻所使用的模型，本文共建立以下四種模型，進行隱含波動率函數的推估。

模型一：$$ISD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 T + e \quad (15)$$

模型二：$$ISD = \beta_0 + \beta_1 \left(\ln(\frac{S}{X}) \Big/ \sqrt{T} \right) + \beta_2 \left(\ln(\frac{S}{X}) \Big/ \sqrt{T} \right)^2 + e \quad (16)$$

模型三：$$ISD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 XT + e \quad (17)$$

模型四：$$ISD = \beta_0 + \beta_1 (\frac{S}{X}) + \beta_2 (\frac{S}{X})^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + e \quad (18)$$

上列模型中 ISD 表權證樣本之隱含標準差其數值恆爲正（註[6]），S 爲標的股價，X 爲權證履約價格，T 爲權證距到期日之期間（年）。模型一自變數部分包含履約價格（X）與存續期間（T）兩項，係爲觀察隱含波動率與兩者之間的基本線性關係；由於隱含波動率微笑現象可能來自於幾何布朗運動未將偏態和峰度的影響納入，故模型二係數β_1係代理偏態的衡量值，β_2則是峰度的衡量值。與 Tompkins（1997）模型設定最大的不同是，因變數部份我們是直接採用隱含波動率數值；模型三則爲 Dumas, Fleming and Whaley（1998）所設定的模型之一，該模型較特殊的是加入了履約價格和存續期間的乘積項（XT）；模型四則修改自 Peña, Rubio and Serna（1999）模型，除了將權證價內程度（S/X）因素納入外，我們特別考慮隱含波動率隨存續期間（T）變動的特性，另兩個二次項自變數係爲描述隱含波動率的形狀。

我們將上列四種模型以權證歷史資料配適隱含波動率函數，爾後依據各模型之調整後判定係數（adjusted coefficient of determination），判斷各模型之解釋力高低，選擇出較佳之隱含波動率函數。

肆、實證結果

表 1 爲實證變數之敘述性統計值，本文樣本資料結合時間數列與橫斷面資訊（涵蓋各發行季之不同權證），共計有 23,196 筆權證日資料納入實證樣本之中。

註[6]：由於因變數恆為正數，理論上應採用截形迴歸模型（truncated regression model）以避免可能的統計偏誤。然本文以 OLS 方式進行迴歸模型參數估計後，其結果與截形迴歸模型所估計的結果差異很小，因此本文後續之迴歸分析遂採行 OLS 方式進行估計。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1　實證變數之敘述性統計表

	ISD	S	X	T	MV	VOL	STD	BETA	HV
平均數（Mean）	0.701959	55.66945	70.79608	0.694965	11.70637	9.840683	1.476606	1.140714	0.492919
中位數（Median）	0.655240	42.10000	58.60000	0.736400	11.53556	9.856763	1.381766	1.144000	0.495000
最大值（Maximum）	5.255620	410.0000	357.0000	1.249600	14.37038	12.81043	4.224285	1.976000	0.672400
最小值（Minimum）	0.002035	6.100000	14.08000	0.087700	8.488794	3.637586	1.060152	0.364100	0.327300
標準差（Std. Dev.）	0.291027	46.50226	50.74022	0.231503	1.108623	0.990759	0.326549	0.225280	0.064364
偏態（Skewness）	4.878723	2.750583	2.271865	-0.564243	0.413350	-0.209527	2.190568	0.053005	-0.126275
峰度（Kurtosis）	46.91082	14.87850	10.89950	2.529803	2.896815	3.143178	9.954163	3.157945	2.438603
樣本數	23196	23196	23196	23196	23196	23196	23196	23196	23196

註：上列 ISD 爲權證之隱含波動率，S 爲標的股價，X 爲履約價格，T 爲存續期間，MV 爲標的公司權益市值取自然對數，VOL 爲標的股票成交量取自然對數，STD 爲市場模型（market model）殘差項之標準差表標的股票之非系統性風險， BETA 爲市場模型之斜率表標的股票之系統性風險，HV 爲標的股票之歷史波動率。

表 2 爲本文各實證模型之估計結果，由模型一至模型四的調整後判定係數觀察，模型四之調整後判定係數達 0.4170，爲四種模型中表現最佳的模型。該模型納入了權證之價內程度（S/X）與存續期間（T）兩大因素，並以（S/X）^{2} 和 T^2 兩個二次項，描述波動率微笑之形狀。其中代表權證價內程度之變數（S/X）係數值爲-1.4934，與隱含波動率成負向關係，即當認購權證價內程度愈高時，其隱含波動率有減低的情形。此情形與股票選擇權常見之「波動率偏態」（價外買權之隱含波動率較低）有所差異；另一方面，權證存續期間（T）之係數值爲-0.9893，意味著隨著權證到期日的接近，其隱含波動率會有增加的現象，這與一般選擇權之性質相符合。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2　迴歸形式之隱含波動率函數

模型一：$ISD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 T + e$									
自變數	截距項	X	T						Adj-R^2
係數值	0.7176*** （0.0000）	0.0001*** （0.0000）	-0.0368*** （0.0003）						0.0013
模型二：$ISD = \beta_0 + \beta_1 \left(\ln(S/X)/\sqrt{T}\right) + \beta_2 \left(\ln(S/X)/\sqrt{T}\right)^2 + e$									
自變數	截距項	$\ln(S/X)/\sqrt{T}$	$\left[\ln(S/X)/\sqrt{T}\right]^2$						Adj-R^2
係數值	0.6855*** （0.0000）	0.1992*** （0.0000）	0.1423*** （0.0000）						0.2556
模型三：$ISD = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 XT + e$									
自變數	截距項	X	X^2	T	T^2	XT			Adj-R^2
係數值	0.8519*** （0.0000）	0.0020*** （0.0000）	-5.60E-06*** （0.0000）	-0.8241*** （0.0000）	0.6623*** （0.0000）	-0.0007*** （0.0000）			0.0328
模型四：$ISD = \beta_0 + \beta_1 (S/X) + \beta_2 (S/X)^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + e$									
自變數	截距項	S/X	$(S/X)^2$	T	T^2				Adj-R^2
係數值	1.4965*** （0.0000）	-1.4934*** （0.0000）	0.7221*** （0.0000）	-0.9893*** （0.0000）	0.9674*** （0.0000）				0.4170

註：1.上列 ISD 爲權證之隱含波動率，S 爲標的股價，X 爲履約價格，T 爲存續期間。
2.括號內爲 p 值，***表 0.01 顯著水準。
3.考慮可能的異質性（heteroskedasticity）和自我相關（autocorrelation）影響，本文採用 Newey and West （1987）共變異矩陣估計值。

臺灣學術期刊資料庫

在本文實證樣本期間（民國 86 年 7 月 1 日至 90 年 12 月 31 日），台灣股票市場之漲跌幅限制共有兩種變化，在一般情況下，漲跌幅限制幅度均爲前日收盤價之上下 7%，而在政治經濟環境有重大變化時刻，爲免於股價波動過大，都藉由縮小跌幅至 3.5%以遏止股價下跌，如民國 89 年 3 月 20 日之總統大選和民國 88 年 9 月 27 日因應 921 大地震等，樣本期間之漲跌幅變化詳列於表 3。

表 3　樣本期間股市漲跌幅限制之變化

日　　期	漲跌幅限制變化
86/07/01~88/09/20	漲跌幅各爲 7%
88/09/27~88/10/08	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
88/10/11~89/03/17	漲跌幅各爲 7%
89/03/20~89/03/24	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
89/03/27~89/10/03	漲跌幅各爲 7%
89/10/04~89/10/11	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
89/10/12~89/10/19	漲跌幅各爲 7%
89/10/20~89/11/07	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
89/11/08~89/11/20	漲跌幅各爲 7%
89/11/21~89/12/31	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
90/01/01~90/09/18	漲跌幅各爲 7%
90/09/19~90/09/21	漲幅爲 7%，跌幅爲 3.5%
90/09/22~90/12/31	漲跌幅各爲 7%

爲衡量不同漲幅限制的影響，本文針對模型四加入一虛擬變數 D 來表達此兩種不同漲跌幅度限制，以模型五表示之。

模型五：$$ISD = \beta_0 + \beta_1(\frac{S}{X}) + \beta_2(\frac{S}{X})^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 D + e \qquad (19)$$

當漲跌幅度皆爲 7%時，D 值爲 0；若漲幅爲 7%，跌幅縮小爲 3.5%時，D 值爲 1。當我們加入代表漲跌幅度之虛擬變數後可發現，該虛擬變數係數值爲-0.0248（如表 4 所示），達 1%顯著水準要求。這表示當跌幅限制由 7%縮小爲 3.5%時（D 值爲 1），權證之隱含波動率有顯著減低的現象。代表權證投資人因跌幅限制更趨嚴格，而預期標的股票未來波動率會有降低的情況。此結果顯示價格限制對一般權證投資人而言，確實具有冷卻效應。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4　加入虛擬變數後之隱含波動率函數

模型五：$ISD = \beta_0 + \beta_1(S/X) + \beta_2(S/X)^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 D + e$

自變數	截距項	S/X	（S/X）^{2}	T	T^2	D			Adj-R^2
係數值	1.5144*** （0.0000）	-1.5071*** （0.0000）	0.7263*** （0.0000）	-1.0038*** （0.0000）	0.9739*** （0.0000）	-0.0248*** （0.0000）			0.4177

模型六：

$ISD = \beta_0 + \beta_1(S/X) + \beta_2(S/X)^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 D + \beta_6 MV + \beta_7 VOL + \beta_8 BETA + \beta_9 D*MV + \beta_{10} D*VOL + \beta_{11} D*BETA + e$

自變數	截距項	S/X	（S/X）^{2}	T	T^2	D	MV	VOL	BETA	Adj-R^2
係數值	1.4394*** （0.0000）	-1.5105*** （0.0000）	0.7255*** （0.0000）	-1.0036*** （0.0000）	0.9710*** （0.0000）	-0.0387 （0.4223）	0.0080*** （0.0007）	-0.0011 （0.6196）	-0.0024 （0.7207）	0.4210
自變數	D*MV	D*VOL	D*BETA							
係數值	-0.0320*** （0.0000）	0.0338*** （0.0000）	0.0468*** （0.0054）							

註：1.上列 ISD 爲權證之隱含波動率，S 爲標的股價，X 爲履約價格，T 爲存續期間，MV 爲標的公司權益市值取自然對數，VOL 爲標的股票成交量取自然對數，BETA 爲市場模型（market model）之斜率 BETA 值表標的股票之系統性風險，HV 爲標的股票之歷史波動率，D 爲虛擬變數（dummy variable）當漲幅限制爲 7%且跌幅限制爲 3.5%時，其值爲 1；當漲跌幅皆爲 7%時，其值爲 0。

2.括號內爲 p 值，***表 0.01 顯著水準。

3.考慮可能的異質性（heteroskedasticity）和自我相關（autocorrelation）影響，本文採用 Newey and West（1987）共變異矩陣估計值。

臺灣大學學術期刊資料庫

此外，各標的股票因其特性不同，觸及漲跌幅限制的機率也會有所差異。如前所述，以往文獻發現，若股票具有規模小、交易活絡、波動率高等特性時，其觸及漲跌幅限制的頻率會較高，因此，此類股票對於漲跌幅限制變化應較爲敏感。爲檢驗股票特性與隱含波動率在漲跌幅限制變動後的表現關係，我們將模型五加入三個乘積項：D*MV、D*VOL 和 D*BETA，以觀察是否會因公司規模（MV，以標的股票權益市值代理）、交易活絡情況（VOL，以標的股票成交量代理）和股價波動程度（BETA，以市場模型斜率 Beta 值代理標的股票之系統性風險）（註[7]）之不同，而使得隱含波動率在漲跌幅度改變時刻，有特殊的變化。模型六表示如下。

模型六：

$$ISD = \beta_0 + \beta_1(\frac{S}{X}) + \beta_2(\frac{S}{X})^2 + \beta_3 T + \beta_4 T^2 + \beta_5 D + \beta_6 MV + \beta_7 VOL + \beta_8 BETA + \beta_9 D*MV + \beta_{10} D*VOL + \beta_{11} D*BETA + e \quad (20)$$

由表 4 之迴歸分析結果顯示，虛擬變數 D 係數值仍爲負值，但未達統計顯著程度。變數 MV 表標的公司之規模，係數值爲 0.0080 且達 1%顯著水準，標的公司規模大小與權證之隱含波動率成正向關係，顯示在漲跌幅限制維持爲上下 7%的情況下（D=0），標的公司規模愈大，其隱含波動率愈高；然而，代表交易狀況和標的股價波動之變數 VOL 與 BETA，均未達統計顯著水準要求。其次，相當特殊的是，與標的股票特性有關的三個乘積項 D*MV、D*VOL 和 D*BETA 均達 1%顯著水準要求，這表示當跌幅限制範圍縮小爲 3.5%的時刻（D=1），標的股票之規模、交易狀況和波動程度確實會影響權證隱含波動率之變化，換言之，因標的股票之特性不同，權證投資人對於跌幅限制變動的反應會有所差異。我們觀察三個乘積項之係數值，除 D*MV 爲-0.0320 是負值外，D*VOL 和 D*BETA 分別爲 0.0338 與 0.0468 的正數，意即當跌幅縮小時，對較易觸及漲跌幅限制之小規模、交易熱絡和波動率高的標的股票，其權證之隱含波動率會有顯著上漲的現象。因此，將跌幅限制由 7%縮小至 3.5%時，權證投資人可能預期到標的股票下跌空間縮小，相對的價格上漲空間增大，此一「止跌回升」效應對認購權證產生了正面的助益，促使隱含波動率有顯著的上揚。此外，此一波動率不減反增的現象，亦與 Fama（1989）所提及的論點相符，也就是漲跌幅限制只會延緩價格發現的過程，由於投資人對未來均衡價格會產生不確定性，所以當觸及漲跌幅限制後，波動率會有上揚的現象。因此，根據本文實證結果顯示，對於眞正較

註[7]：本文另以市場模型殘差項標準差（STD）代理標的股票之非系統性風險，所得之實證結果類似。

臺灣大學學術期刊資料庫

易受到漲跌幅限制影響之權證投資人來說，標的股票之價格波動會因跌幅限制更趨嚴格的措施，而延續至未來時刻。

伍、結論

漲跌幅限制對於投資人預期和交易行爲之影響，一直未獲得一致的看法。某些研究指出其可抑制投資人的過度反應，讓觸及漲跌幅限制後之股價波動率有減低的現象；另有文獻發現，在觸及漲跌幅限制後，股價波動率反而有增加的情況，因而認爲漲跌幅限制並不會抑制市場上的不理性交易行爲，其僅會延緩均衡價格的出現。對於衍生性商品而言，由於其保證金交易特性，價格波動的些微變化均會大幅影響投資人的損益，這促使投資人對於標的股票之波動率更爲重視。若漲跌幅限制確實影響到投資人對未來股價波動率的預期看法或交易行爲時，則其顯示在衍生性商品市場上的變化幅度應更爲明顯。因此，本文透過對權證市場隱含波動率變化之觀察，探究投資人對漲跌幅限制之反應。

本文以民國 86 年 7 月 1 日至 90 年 12 月 31 日台灣證券交易所上市認購權證爲樣本，觀察證交所在更動其跌幅限制時刻，權證隱含波動率之變化。實證結果發現，當跌幅限制範圍縮小時，權證之隱含波動率有顯著減低的情況，這表示投資人預期標的股票之波動會有減低的情況，因此漲跌幅價格限制對一般權證投資人而言，確實具有冷卻效應。然而，在考慮標的股票特性後我們發現，對於較易觸及漲跌幅價格限制之規模較小、交易情況熱絡和波動率較高之股票而言，在跌幅限制縮小時，其隱含波動率會有增高的現象。投資人可能認爲此一縮小跌幅之措施，使得標的股價下跌空間受限，相對的價格上漲機率增加，對權證因而產生正面助益。此隱含波動率的上揚情形也意味著投資人預期標的股票波動率並不會因較狹幅之限制而受到侷限，此結果印證了 Fama（1989）之論點，也就是漲跌幅限制會使投資人對未來均衡價格產生不確定感，進而延緩均衡價格之形成。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

吳壽山、周賓凰，衡量漲跌幅限制對股票報酬與風險的影響，證券市場發展季刊，8（1），民 85：1-31。

_____，漲跌幅限制之再探討，中國財務學刊，6（2），民 87，10 月：19-48。

胡星陽、梁敏芳，漲跌幅限制與台灣股票市場波動，證券市場發展季刊，7（1），民 84：1-11。

蕭慧玲，漲跌幅限制措施對市場交易活動影響之研究，國立台灣大學商學研究所博士論文，民 85。

Adjaoute, K., M. Bruand and R. Gibson-Asner. On the predictability of the stock market: Does history matter? European Financial Management. 4, 1998: 287-292.

Barone-Adesi, G and R. E. Whaley. Efficient analytical approximation of American option values. Journal of Finance. 42, 1987:301-320.

Bhabra, G. S., L. Gonzalez, M. S. Kim and J. G. Powell. Volatility prediction during prolonged crises: evidence form Korean index options. Pacific-Basin Finance Journal. 9, 2001:147-164.

Black, F. The pricing of commodity contracts. Journal of Financial Economics. 3, 1976:167-179.

Black, F. and M. J. Scholes. The pricing of options on corporate liabilities. Journal of Political Economy. 81, 1973:637-659.

Boyle, P. P. Option valuation using a three jump process. International Options Journal. 3, 1986:7-12.

Cao, C., Z. Chen, and J.M. Griffin. The informational content of option volume prior to takeovers. Working paper, Pennsylvania State University. 2000.

Chen, H. Price limits, overreaction, and price resolution in futures markets. Journal of Futures Markets. 18, 1998:243-263.

Cherian, J.A., and R.A. Jarrow. Options markets, self-fulfilling prophecies, and implied volatilities. Review of Derivatives Research. 2, 1998:5-37.

Chou, P. H. A Gibbs sampling approach to the estimation of linear regression models under daily price limits. Pacific-Basin Finance Journal. 5, 1997:39-62.

Christensen, B. J. and N. R. Prabhala. The relation between implied and realized volatility. Journal of Financial Economics. 50, 1998:125-150.

Derman, E. and I. Kani. Riding on the smile. Risk. 7, 1994:32-39.

Derman, E., I. Kani and N. Chriss. Implied trinomial trees of the volatility smile. Journal

臺灣大學學術期刊資料庫

of Derivatives. 3, 1996:7-22.

Dumas, B., J. Fleming and R. E. Whaley. Implied volatility functions: empirical tests. Journal of Finance. 53, 1998:2059-2106.

Dupire, B. Pricing with a smile. Risk. 7, 1994:18-20.

Duque, J. and D. Paxson. Implied volatility and dynamic hedging. Review of Futures Markets. 13, 1993:381-421.

Easley, D., M. O'Hara, and P.S. Srinivas. Option volume and stock prices: Evidence on where informed traders trade. Journal of Finance. 53, 1998:431–465.

Fama, E. F. Perspectives on October 1987, or What did we learn from the crash? In Black Monday and the Future of the Financial Markets , edited by Robert W. Kamphuis, Jr., Roger C. Kormendi, and J. W. Henry Watson, Irwin, Homewood, IL. 1989.

Greene, W. H. Econometric analysis. Prentice Hall, NJ. 2000.

Heynen, R., A. Kemna and T. Vorst. Analysis of the term structure of implied volatilities. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 29, 1994:31-56.

Hull, J. and A. White. The pricing of options on assets with stochastic volatilities. Journal of Finance. 42, 1987:281-300.

Hull, J. Options, Futures and Other Derivative Securities. Prentice Hall, NJ. 2000.

Hyland, D.C., S.K. Sarkar, and N. Tripathy. Insider trading when an underlying option is present. Financial Analysts Journal. 59, 2003:69-77.

Kim, K. A., and P. Limpaphayom. Characteristics of stocks that frequently hit price limits: Empirical evidence from Taiwan and Thailand. Journal of Financial Markets. 3, 2000:315-332.

Kim, K. A. and S. G. Rhee. Price limit performance: evidence from the Tokyo Stock Exchange. Journal of Finance. 52, 1997:885-901.

Kyle, A. S. Trading halts and price limits. The Review of Futures Markets. 10, 1988:136-175.

Lee, J. and Cheong H. Yi. Trade size and information-motivated trading in the options and stock markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis. 36, 2001:485-501.

Lehmann, B. N. Commentary: Volatility, price resolution, and the effectiveness of price limits. Journal of Financial Services Research. 3, 1989:205-209.

Ma, C. K., R. P. Rao and R. S. Sears. Volatility, price resolution, and the effectiveness of price limits. Journal of Financial Services Research. 3, 1989a :165-199.

_____. Limit moves and price resolution: the case of the treasury bond futures market. Journal of Futures Markets. 9, 1989b:321-335.

臺灣大學學術期刊資料庫

MacBeth, J. D., and L. J. Merville. An empirical examination of the Black-Scholes call option pricing model. Journal of Finance. 35, 1979:285-301.

Mayhew, S. Implied volatility. Financial Analysts Journal. July-August 1995:8-20.

Mayhew, S., A. Sarin and K. Shastri. The allocation of informed trading across related markets: An analysis of the impact of changes in equity-option margin requirements. Journal of Finance. 55, 1995:1635–1654.

Miller, M. H. Commentary: Volatility, price resolution, and the effectiveness of price limits. Journal of Financial Services Research. 3, 1989:201-203.

Ncube, M. Modelling implied volatility with OLS and panel data models. Journal of Banking and Finance. 20, 1996:71-84.

Pan, J., and A.M. Poteshman. The information in option volume for stock prices. Working paper, MIT. 2003.

Peña, I., G. Rubio and G. Serna. Why do we smile? On the determinants of the implied volatility function. Journal of Banking and Finance. 23, 1999:1151-1179.

Roll, R. Price volatility, international market links, and their implications for regulatory policy. Journal of Financial Services Research. 3, 1989:211-246.

Rubinstein, M. Implied binomial trees. Journal of Finance. 49, 1994:771-818.

Tompkins, R. G. Measuring equity volatilities. In Equity Derivatives: Applications in Risk Management and Investment , edited by Donaldson, L., Risk Publications. London. 1997.

_____. Implied volatility surfaces: uncovering regularities for options on financial futures. The European Journal of Finance. 7, 2001:198-230.

臺灣大學學術期刊資料庫