

選擇權交易者是否能以隱含波動偏態預測危機？ 以台灣市場為例

Did Option Traders Predict the Crash from the Volatility Skewness ? The Evidence of Taiwan Markets

李瑞琳

朝陽科技大學 財務金融系 助理教授

林裕勝

朝陽科技大學 財務金融系 碩士

摘要

過去研究雖然對選擇權隱含波動微笑曲線和偏態預測有極大的興致討論，直到目前為止，論點卻是不一致。本文旨在探討隱含波動率微笑偏態(skew)的變動是否可以預測市場的動向作分析。本文依據Bollen and Whaley (2004)所提出利用delta取代傳統價性(K/S)的方法，來區分選擇權價內、外程度，探討2007年次級房貸風暴前後，價外買權和價外賣權隱含波動率偏態改變程度的大小，以及隱含波動率偏態和現貨指數報酬率之間的關係。本研究發現落後期隱含波動率偏態和下一期指數報酬率之間存在著負向關係，且證實隱含波動率的負偏程度在次貸危機之後更加顯著。意味市場轉趨悲觀氣氛逐漸濃厚，並透過價外買賣權建構其交易策略。最後，本研究發現隱含波動率偏態在市場將發生金融危機前具有不錯的預測能力。

關鍵詞：隱含波動率、隱含波動率偏態、價性

一、緒論

自從許多的衍生性商品出現之後，標的資產波動率的估計在選擇權定價模型上，一直是大家所關注的一個議題。這個議題之所以受到重視和爭議，一方面是因其重要性，而另一方面則是未來波動率難以正確地被估計。隨著價格波動日益重要，關於隱含波動率的資訊內涵，更在這幾年受到許多學者廣泛且深入的討論，雖然沒有一致的結論，但對於隱含波動率的衡量卻是一重大突破。因此，目前為止尚無一個可以使大家認同且接受的波動率估計模型。

一般選擇權市場通常都用 **Black and Scholes (1973)**模型來計算各個執行價的波動率。在 **Black and Scholes** 模型假設的報酬率對數常態分配成立下，任何履約價格選擇權權利金隱含的價格波動率都應該相等。但研究發現並非如此，價內或價外程度越大的選擇權，權利金隱含的價格波動率也就越大。因此報酬的基本分配呈現厚尾(fat tails)的話，則會產生波動率微笑曲線(volatility smile)。換言之，**Black and Scholes** 模型假設報酬率分配的峰位是常態峰(mesokurtic)，但市場認為是高聳峰(leptokurtic)。過去研究，以 **Black and Scholes (1973)**公式所推算出的選擇權隱含波動率與執行價格是呈 U 型態微笑曲線。**Shastri and Wethyavivorn (1987)**對 1983~1984 期間的個股選擇權交易做實證研究，證實 U 型態的確存在。**Sheikh (1991)**在 1983~1985 的期間也另外對 S&P100 選擇權做實證分析，也得到相同的論點。

Navatte and Villa (2000)研究指出，微笑曲線的偏態(skewness)會因為股價指數報酬機率分配的不對稱而產生 smirk(不自然的微笑型態)。**Dennis and Mayhew (2002)**研究也發現隱含波動率微笑曲線會呈現負偏，而 **Jackwerth and Rubinstein (1996)**對 1987 年的崩盤事件做實證分析，比較衝擊發生前後的不同，結果顯示崩盤之後的負偏更加明顯。過去研究眾說紛紜，因此本文對隱含波動率偏態在次貸危機前後是否有差異。

國際股市因為次級房貸風暴爆發而引起了極大的波動，尤其是台灣股市受到外資進出影響，發生了巨大的波動。¹次級房貸風暴在 2007 年 7 月 26 日引爆當日，在後續 20 個交易日，台灣加權股價指數由 9807.91 點下跌至最低為 7987.61 點，跌幅達 1820 點，直至美國聯邦準備理事會 (FED) 在同年 8 月 17 日將重貼現率調降兩碼 (由原先的 6.25% 降至 5.75%)，美歐股市出現上漲，而台灣股市亦結束跌勢並隨之反彈，但台灣匯市卻出現不穩定之狀況。此是由於國內外對次級房貸風暴的判斷有極大的差異，才導致於國際股、匯市波動劇烈，然而後續的發展顯現出次級房貸風暴的影響有被低估的趨勢，以致於全世界金融產業出現波濤起伏的現象。面對此局勢，美國、英國及歐洲央行陸續採取進一步降息措施，及提供流動性以為因應。在各國央行紛紛降息以穩定金融體系為優先時，我國央行於昨日採取升息半碼的政策，是否已充分因應當前國際金融變局，頗值得探討。

為了探討 2007 年次貸風暴對台灣選擇權市場的影響，本研究將透過隱含波動率微笑偏態的變動來比較次級房貸風暴前後的改變，而非過去文章所研究的隱含波動率微笑曲線。其次，比較隱含波動率偏態和報酬率之間的關係，分析是否可以從隱含波動率偏態預測市場方向，進而套利。由 **Franks and Schwartz (1991)**

¹ 次級房貸是由相對優級房貸 (prime mortgage) 而來，所謂次級房貸，指抵押貸款業者提供貸款給信用有問題的民眾，可能是因為破產、必須償付大筆醫療費用或是其他開銷而造成信用降低，只好以再抵押的方式申請次級貸款。

研究證實隱含波動率偏態變動是受到投資人交易行為的影響，而不是市場水準。最後，本研究將根據此理論來應證台灣的交易市場是否也存在著同樣的情況亦或有其他的資訊內涵。

本文發現隱含波動率偏態和過去的學者 Navatte and Villa (2000)、Dennis and Mayhew (2002)及 Jackwerth and Rubinstein (1996)所得到的結論一致，台灣的市場隱含波動率偏態的確也存在負偏現象，且隱含波動率偏態在 2007 年次貸危機發生後負偏的程度更顯著。另外，隱含波動率偏態在 2007 年次貸危機前對市場指數報酬具有不錯的預測能力，對投資人來說隱含波動率偏態可以視為對市場表現預測的指標。

本文的架構安排如下：第二部份相關文獻，第三部份介紹研究方法，第四部份報告並分析實證結果，最後則是彙整並說明主要的論點與結論。

二、文獻回顧

從過去的實證研究中可以知道隱含波動率和報酬率是息息相關的，且具有不錯的資訊價值。雖然隱含波動率在許多研究中證實有預測的能力，但因為不同的契約有不同的隱含波動率，所以會造成投資人無法準確的掌握其豐富的資訊價值，令投資人又愛又恨。在國外有許多的文獻，對隱含波動率的研究都不遺餘力，雖然沒有一致性的結論，但都提出了獨到的看法。

(一)、隱含波動率的特性

Macbeth and Merville (1979)是最早根據 B-S 模型去研究選擇權價格各種隱含波動率的情形，發現價內選擇權的隱含波動率會偏高，而價外的則會偏低。高的隱含波動率代表會有高的選擇權價格，反之。因此 B-S 可能會高估價內的買權，低估價外的買權。另外，Rubinstein (1985)對 CBOE 的資料研究也指出，價平選擇權的隱含波動率比價外的隱含波動率還要來得低。且在價外選擇權方面，距到期日較短的選擇權波動微笑程度比到期日長的還要來得大。

從先前的一些研究可以知道會造成微笑波動的原因不外乎是 B-S 的基本假設和現實不符。B-S 模型假設股價為對數常態分配，但 Rubinstein (1994)對美國市場的研究中指出，在 1986 年以前由 B-S 所推得的隱含波動率是一常數，但經過 1987 年的崩盤之後，投資人會買價外賣權來保障自己的資產，因此隱含波動率開始出現微笑的現象。Bollen and Whaley (2004)認為投資者利用價外賣權規避市場下跌風險，使價外賣權的隱含波動率明顯高於價外買權。

(二)、隱含波動率的預測能力

Becker (1981)研究隱含波動率與真實波動率關係，以不同執行價格加權平均之隱含波動率來進行估計，研究發現價平選擇權之隱含波動率對於未來的波動率，確實能夠提供更多的資訊，而且比歷史波動率模型來得更能解釋未來真實波動率。Fleming (1991)的研究中指出，從 S&P100 指數選擇權反推求得之隱含波動率，對於許多不同長短之估計期間，均可提供較為準確的未來波動率估計值。Derman et al. (1998)、Fitzgerald (1999)也指出在選擇權的定價模型中，有關標的物未來波動率的預測準確程度，將決定選擇權定價誤差。亦影響選擇權相關交易策略的績效，因此，波動率在衍生性商品定價上是相當重要的變數。

Wiggins (1987)以 S&P500 指數及其選擇權做為研究樣本，研究結果發現價平選擇權才能提供正確的隱含波動估計值，價外選擇權及價內選擇權都有過度評價的現象產生。當股票報酬率和波動變化產生負相關時，價內和價外的選擇權價值將會減少。相反的，報酬率和波動變化如果是正相關，價內和價外的選擇權價值

皆會增加，而這樣的結果將使得波動率的估計值產生誤差。

Harvey and Whaley (1992)指出，隱含波動率應可以反應市場對波動率的預期，市場波動率會影響證券的預期報酬，因此波動率的正確衡量是每個投資人最想達成的目的。Giot (2005)的實證中發現在 Volatility Index (VIX)和報酬指數之間存在著強烈的負向關係。Banerjee, Doran, and Peterson (2006)根據 Giot 的研究再去深入分析，把均數返還(mean-reversion)的特性和 VIX 指數一起納入做實證分析，結果得到隱含波動率有短期報酬預測的能力。

(三)、隱含波動率的偏態

Rubinstein and Jackwerth (1996)的研究對隱含波動做出了解釋，高執行價格的選擇權會有低的波動率，相反的，低執行價格的選擇權則會有高的波動率。這種關係所形成的曲線我們稱之為波動率偏態曲線(Volatility skew)。且另一學者 Bakshi et al. (2003) 也提出了偏態法則，文中指出選擇權價格的隱含報酬機率分配呈負偏的形態，且投資者為風險趨避者，股價報酬為不對稱分配，因此 Bakshi et al. 認為這不對稱的現象可能是造成微笑現象的原因。

隱含波動率的不對稱除了可由執行價格和波動率之間的關係看出，Cox and Ross (1976)、Black (1976) 及Christie (1982)也利用財務槓桿作用來解釋波動不對稱效果。發現當股價下跌時，負債對資產比會上升，此時財務槓桿會增加。而標的物的波動率也會跟著上升，因此認為股價與波動率之間呈現負相關。

Bates (2000)將他自己在先前的研究範圍又擴大去探討，納入了更複雜的模型且延長了期間。Bates認為在1987年的崩盤之後，隱含波動率一直就是很顯著的改變，選擇權價格呈現很顯著的負偏情形。Bates發現即使事後控制了波動率的跳躍(jump)情形，股票市場相信在1988年到1993年之間資產價格劇烈下降的機率是很大的。不過Bates的研究結果對於偏態的形狀，還有偏態形狀的改變對於市場動向所隱含的內涵沒有明確的結論。在這之後Chen, Hong, and Stein (2001)試著使用交易量、過去報酬率和價格偏態(Price skewness)，包括非對稱的波動性來預測資本市場的崩盤，結果在股票的報酬中是呈現負偏的型態。除此之外，相似的模型也會造成選擇權波動率呈現嘲笑(sneers)且不自然的微笑(smirks)。

Pan (2002)延伸Bates (2000) and Bakshi, Cao, and Chen (1997)探討當市場變得不穩定時，投資人會擔憂市場崩盤的情形發生，所以投資人會願意支付更高的貼水去購買賣權的來保護自己。Pan的研究支持先前的一些觀點，當價格和市場的波動率有高度相關時，就會有跳躍風險(jump-risk)溢酬的產生。隱含波動率和未來市場負向變動有相關性存在。如同其他的研究，Pan也未對偏態的形狀下任何的看法。

從過去的文獻中可以明顯發現大部分研究主題都是探討隱含波動率的大小，較少文章是對隱含波動率微笑的偏態去做研究。Gemmill(1996)的研究主題即是對這方面去做分析，對1987年的股市崩盤去比較波動微笑的偏態方向，投資人對於市場的預期。近期，Doran, Peterson, and Tarrant (2006)也對於波動率偏態去做深入的探討，發現隱含波動率偏態有不錯的預測資訊內涵。尤其是當短期市場疲弱時，賣權的隱含波動率偏態有強烈的預測能力，且買權的隱含波動率偏態在短期市場上升時也有不錯的預測能力。但不管是賣權或買權的預測能力都會隨著到期時間的增加而下降。

本文的研究主題將根據Gemmill和Doran, Peterson, and Tarrant幾位學者的研究方向去做更進一步的探討。本研究分析台灣選擇權市場在2007年次貸風暴前後隱含波動率偏態的改變，以及隱含波動率偏態和指數報酬率之間的關係。

三、研究方法

(一)、資料說明

選擇權交易雖然在國外行之有年，但台灣在 2001 年 12 月 24 日才將台指選擇權(TXO)正式掛牌交易。為了分析 2007 年次貸危機前後 9 個月隱含波動率偏態的改變，本文的研究期間為 2006/11/1 至 2008/4/30。本研究資料來自台灣證券交易所(TAIEX)及台灣經濟新報資料庫(TEJ)所提供的交易明細，包含了交易日期、開盤價、收盤價、履約價、隱含波動率以及當日成交量等資料，本文將針對台指選擇權之價內、外買權和賣權的隱含波動率估計偏態。

(二)、價性

在過去，選擇權的價性通常將(K)履約價除以標的市價(S)來區分價內外，若(K/S)大於1則定義為價外買權，等於1為價平買權，小於1則為價內買權，賣權反之。但Bollen and Whaley (2004)發現了這個指標的缺點，兩位學者認為選擇權到期被執行的機率，與標的資產的波動率和到期期間有密切的關係，於是提出了以delta來代替一般價性的區分方法。近年來許多學者皆採用此方法，本文也將採用delta來區分選擇權資料。買、賣權價內外程度區分表如表1所示。

表1 價內外程度表

| 買權 | Delta指標 | 賣權 | Delta指標 |
|------|-----------------------------|------|-------------------------------|
| 極深價內 | $0.98 < \Delta \leq 1$ | 極深價內 | $-1 < \Delta \leq -0.98$ |
| 深價內 | $0.875 < \Delta \leq 0.98$ | 深價內 | $-0.98 < \Delta \leq -0.875$ |
| 價內 | $0.625 < \Delta \leq 0.875$ | 價內 | $-0.875 < \Delta \leq -0.625$ |
| 價平 | $0.375 < \Delta \leq 0.625$ | 價平 | $-0.625 < \Delta \leq -0.375$ |
| 價外 | $0.125 < \Delta \leq 0.375$ | 價外 | $-0.375 < \Delta \leq -0.125$ |
| 深價外 | $0.02 < \Delta \leq 0.125$ | 深價外 | $-0.125 < \Delta \leq -0.02$ |
| 極深價外 | $0 \leq \Delta \leq 0.02$ | 極深價外 | $-0.02 < \Delta \leq 0$ |

(三)、變數定義和模型估計檢定

隱含波動率偏態的衡量

本文根據Gemmill(1996)所提出的隱含波動率偏態衡量方法，分別計算價外買權和價外賣權的隱含波動率，再估算價外買權和賣權的偏態程度，如下。

$$\text{skew}_t \equiv \left(\frac{\sigma_C - \sigma_P}{\sigma_C} \right) \times 100 \quad (1)$$

式中 skew 代表以百分比表示的偏態程度， σ 為價外買權和價外賣權的隱含波動率。此方法可以避免以價格估算的偏態程度所包括到期期間長短的影響。

結構性檢定

1. 結構轉換(Switching Regimes)

我們所採用的次貸風暴樣本期間是從2006年11月1日至2008年4月30日，為了檢定價平買權和賣權隱含波動率平均值是否會產生結構性轉變，因此，我們採用Goldfeld and Quandt (1972, 1973)、Quandt (1972) 所提出的轉換迴歸方法 (switching regression method)來檢定資料。本研究建立虛無假設 H_0 為無結構性轉變。轉換迴歸模型如下：

$$IV_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_1 \times IV_{t-1} + e_1 & t \in \text{regime 1} \\ \alpha_2 + \beta_2 \times IV_{t-1} + e_2 & t \in \text{regime 2} \end{cases} \quad (2)$$

式中IV為價平買權和賣權隱含波動率平均值。 $e_1 \sim N(0, \sigma_1^2), e_2 \sim N(0, \sigma_2^2)$ 且 $Cov(e_1, e_2) = 0$ 。

爲了推估門檻值 t_0 ，本研究利用概似函數，以最大概似估計值來判斷發生結構轉變的時間點，最後，再由卡方值決定是否拒絕虛無假設。而概似函數如下：

$$L \left\langle \alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 \mid t_0 \right\rangle = (2\pi)^{-N/2} \cdot \sigma_1^{-t_0} \cdot \sigma_2^{-(N-t_0)} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_1^2} \sum_{t=1}^{t_0} (IV_t - \alpha_1 - \beta_1 \cdot IV_{t-1})^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2} \sum_{t=t_0+1}^N (IV_t - \alpha_2 - \beta_2 \cdot IV_{t-1})^2 \right\} \quad (3)$$

2. Chow 檢定

爲了價平買權和賣權隱含波動率平均值(IV)之結構轉變再驗檢定(robust test)，我們透過 Chow Test 來驗證結構轉變的時間點。假設時間序列資料 y_{it} 共有 T 個樣本，而 y_{it} 在時間點 k 時發生結構性轉變，也就是 y_{it} 從樣本 1 到 k-1 和從樣本 k 到 T 是不同的，模型如下：

$$y_{it} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} \quad , \text{當 } t=1, 2, \dots, k-1 \quad (4)$$

$$y_{it} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} \quad , \text{當 } t=k, k+1, k+2, \dots, T \quad (5)$$

$$H_0 : a_i = a_i \quad , i=0, 1, \dots, p$$

計算 Chow 轉變點檢定的 F 統計量，並以自由度(p+1, T-2*P-2)的 F 分配進行檢定虛無假設 H_0 是否拒絕或接受。

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_1 - SSR_2)/(P+1)}{(SSR_1 + SSR_2)/(T-2*P+1)} \sim F_{(P+1, T-2*P-2)}$$

SSR_R ：樣本殘差平方和， SSR_1 ：1 到 k-1 第 1 個子樣本殘差平方和， SSR_2 ：k 到 T 第 2 個子樣本殘差平方和

Wilcoxon 檢定

因爲母體分配不確定，我們將採用無母數方法 Wilcoxon 檢定價平價外買權和價平價外賣權之間的隱含波動率中位數(Md)是否不同。虛無假設如下：

$$\begin{cases} H_0 : Md_1 = Md_2 \\ H_1 : Md_1 \neq Md_2 \end{cases}$$

在顯著水準 α 之下，求出正等級和及負等級和值，兩者取最小和臨界值比較，如果等級和大於查表值即拒絕虛無假設，也可由 Wilcoxon 算出的 Z 值來判定拒絕域。

(四)、似無相關迴歸模型(SUR)

爲了瞭解選擇權隱含波動和指數報酬之間關係，由於欲了解二變數在當期與跨期間之關係，因此，本研究應用似無

相關迴歸模型(seemingly unrelated regression model; SUR)進行分析和探討。²似無相關迴歸式如下：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{N_1} a_{i+1}^1 \cdot \text{skew}_{t-i} + \sum_{j=1}^{N_2} a_j^2 \cdot R_{t-j} \quad (6)$$

$$\text{skew}_t = b_0 + \sum_{i=1}^{N_1} b_i^1 \cdot \text{skew}_{t-i} + \sum_{j=0}^{N_2} b_{j+1}^2 \cdot R_{t-j} \quad (7)$$

式中： R_t ：t期指數報酬率， Skew_t ：t期隱含波動率偏態， Skew_{t-i} ：t-i期隱含波動率偏態， R_{t-j} ：t-j期指數報酬率。 N_1 和 N_2 透過AIC決定其落後期數。

四、實證結果

圖 1 為價平買賣權平均隱含波動率趨勢圖，樣本期間是從 2006/11/1~2008/4/30。從圖 1 可以看出價平買賣權平均隱含波動率走向，圖中在 2007 年 7 月底左右隱含波動率明顯改變。而確切日期必須透過後續的結構轉換檢定方法驗證是否有產生結構性轉變。

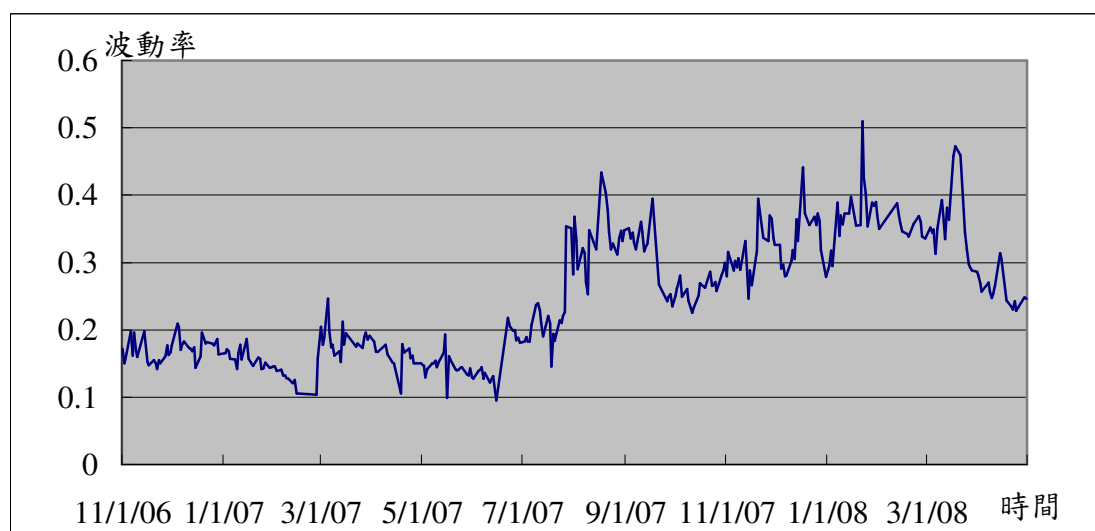


圖 1 價平買賣權平均隱含波動率圖

表 2 為價平買賣權平均隱含波動率之結構變動檢定結果，包括轉換迴歸模型檢定(Switching regression test)和 Chow 檢定並列出卡方統計量、F 統計量、對數概似值以及機率值(P-value)。從表 2 的檢定結果可以看出結構轉換檢定是認定在 2007 年 7 月 26 日發生結構性轉變，而 Chow 檢定的檢定結果也是在 2007 年 7 月 26 日的時間點最顯著。二種結構性檢定方法均拒絕無結構性轉變之虛無假設。因此，本文以 2007 年 7 月 26 日作為 2007 年次貸危機的前後期分界點進行分析。

² 此方法最早是由 Zellner (1962) 提出，將一組有關的聯立迴歸模型，在允許不同的落後期下，考慮彼此殘差項之共變異數矩陣，而簡化求解過程。由於變異數中誤差項可能忽略時間的影響，造成殘差項存在某種程度的相關，以致於殘差項之共變異矩陣出現非對角線化的情形。此時 SUR 模型可將整個模型中各迴歸式可能出現的相關性，放入估計過程考慮，將可以得出更具效率的估計值。

表 2 價平買賣權平均隱含波動率之結構變動檢定結果

| 轉換迴歸模型檢定 | 日期 | X^2 -Statistic | Log likelihood value | P-value |
|----------|-----------|------------------|----------------------|---------|
| | 2007/7/26 | 90.449 | 1216.336 | 0.000** |
| Chow 檢定 | 日期 | F-Statistic | Log likelihood ratio | P-value |
| | 2007/7/25 | 3.418 | 6.846 | 0.033* |
| | 2007/7/26 | 3.441 | 6.893 | 0.032* |
| | 2007/7/31 | 0.917 | 1.849 | 0.397 |

註：**、*分別表示在 1%、5%的顯著水準下為顯著。

表 3 是敘述價平買、賣權隱含波動率及偏態的差異。結果發現，全期的買賣權平均隱含波動率為 24.3%，在次貸危機發生前的買賣權平均隱含波動率只有 16.5%，但次貸危機發生後，買賣權平均隱含波動率增加到了 32%，增加將近一倍左右，可見次貸危機會造成價平買賣權的隱含波動率波動幅度更劇。此外，在隱含波動率偏態的改變上，我們發現隱含波動率偏態在次貸危機前是-21.36%，次貸危機發生後則增加到-24.29%，偏態程度的確和 Gemmill 對 1987 年崩盤實證結果一樣，在危機發生後，隱含波動率偏態的負偏程度會更加明顯。

表 3 價平買賣權隱含波動率及偏態的差異

| | 價平買賣權 | | |
|-------------------|---------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | 全期 2006/11/1~2008/4/30 | 次貸危機前 2006/11/1~2007/7/25 | 次貸危機後 2007/7/26~2008/4/30 |
| 觀察值 | 676 | 336 | 340 |
| 買權和賣權 平均隱含波動率 | 0.243 | 0.165 | 0.320 |
| 賣權隱含波動率 | 0.256 (0.104) | 0.173 (0.044) | 0.339 (0.078) |
| 買權隱含波動率 | 0.230 (0.088) | 0.157 (0.032) | 0.302 (0.062) |
| 賣權-買權隱含 波動率的差異 | 0.026 [4.122**] | 0.016 [3.097**] | 0.037 [2.780**] |
| 偏態值 | -22.809 (24.130) | -21.357 (26.002) | -24.288 (22.041) |

註：1.括號為標準差，中括號為 t 值

2.隱含波動率偏態計算來自式子(1)

3.t 值來自顯著水準 1%

表 4 是說明價平價外買權和價平價外賣權在各期的差異。從表 3 中價平價外買權和賣權的平均值中發現不管是買權或賣權，次貸危機後的買權和賣權差異都是增加的。賣權的部分是從-0.9%增加到-1.8%，而買權則是從 0.4%增加到 1.2%，證明買權或賣權在次貸危機後價平和價外之間的差異更加明顯。

表 4 價平價外買賣權隱含波動率的差異

| | 價平價外買賣權 | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 全期 | 次貸危機前 | 次貸危機後 |
| | 2006/11/1~2008/4/30 | 2006/11/1~2007/7/25 | 2007/7/26~2008/4/30 |
| 觀察值 | 676 | 336 | 340 |
| 價外賣權 | 0.268 (0.104) | 0.183 (3.50) | 0.356 (7.20) |
| 價平賣權 | 0.256 (0.104) | 0.173 (4.40) | 0.339 (7.80) |
| 價平價外賣權間 的差異 | -0.012 [12.139*] | -0.009 [6.228*] | -0.018 [11.009*] |
| 價外買權 | 0.221 (0.080) | 0.154 (0.027) | 0.290 (0.053) |
| 價平買權 | 0.230 (0.088) | 0.157 (0.032) | 0.302 (0.062) |
| 價平價外買權間 的差異 | 0.009 [8.539*] | 0.004 [4.814*] | 0.012 [7.193*] |

註：1.() 的值為標準差，[] 則為 t 值

2.t 值來自顯著水準 5%

表 5 為價平價外買權和價平價外賣權之間差異的敘述統計，因為母體分配不確定，為了使估計結果更嚴謹，分別採用無母數檢定方法 Wilcoxon 以及 T 檢定來檢定兩母體間是否有差異。以下是採用 Wilcoxon 以及 T 檢定的驗證結果。其中 Z 值和 T 值分別是 Wilcoxon 在顯著水準 5% 下的統計量以及 T 檢定結果。由 Z 值可以清楚發現皆落在拒絕域，代表拒絕虛無假設 H_0 ，兩母體間的確有差異。

表 5 價平價外買賣權隱含波動率差異檢定

| 期間 | | 觀察值 | Wilcoxon (Z 值) | T 值 |
|---------------------|---------|-----|----------------|---------|
| 全期 | 價平、價外買權 | 676 | -9.083* | 8.539* |
| 2006/11/1~2008/4/30 | 價平、價外賣權 | 676 | -11.339* | 12.139* |
| 次貸危機前 | 價平、價外買權 | 336 | -4.498* | 4.814* |
| 2006/11/1~2007/7/25 | 價平、價外賣權 | 336 | -6.410* | 6.228* |
| 次貸危機後 | 價平、價外買權 | 340 | -7.829* | 7.193* |
| 2007/7/26~2008/4/30 | 價平、價外賣權 | 340 | -9.297* | 11.009* |

註：*表示在 5% 的顯著水準下為顯著

本文主要探討重點之一即是隱含波動率偏態是否存在負偏的現象。Gemmill 對 1987 年的崩盤進行實證結果發現隱含波動率偏態的確存在負偏的情形，但在崩盤發生前較不明顯。Gemmill 認為市場經過崩盤的影響，隱含波動率偏態的負偏情形更加的顯著。圖 2 為隱含波動率偏態分佈圖。本文對 2007 年次貸危機期間進行研究，由圖 2 發現隱含波動率偏態的分佈情形多呈負偏，尤其在 2007 年 7 月(07M07)到 2007 年 10 月(07M10)期間負偏的情形最為明顯，而這段期間剛好就是次貸危機剛爆發的時間，由此可知，市場的表現的確會直接反應在隱含波動率偏態上面，市場表現愈差，隱含波動率偏態負偏情形更顯著，兩者間呈現正向

關係。

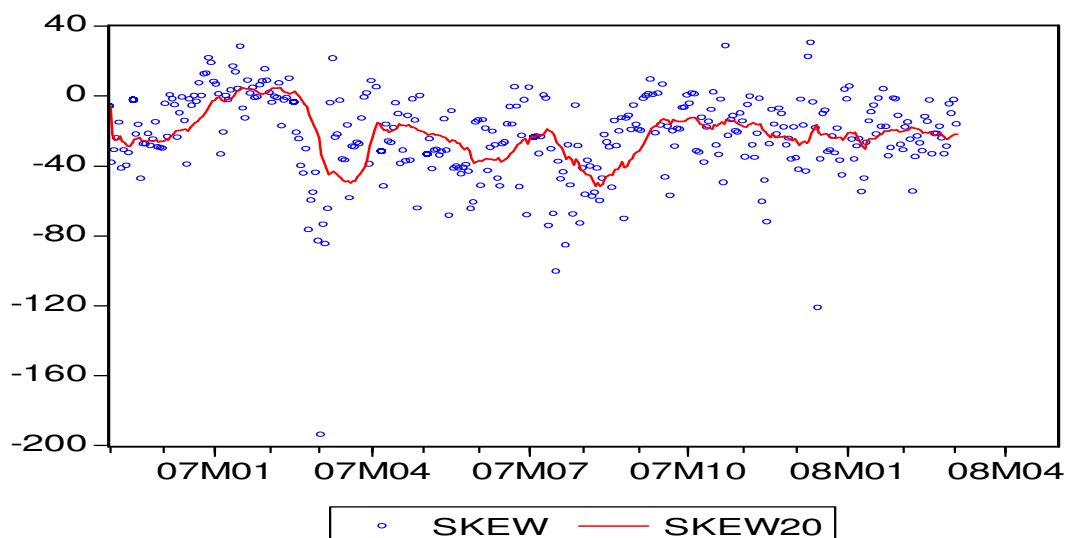


圖 2 隱含波動率偏態分佈圖

另一方面，我們爲了考量隱含波動率偏態是否存在不正常現象(noise)。如果存在此現象，代表當期隱含波動率偏態和前期隱含波動率偏態將不存在任何關係。圖 3 爲 10 天的隱含波動率偏態自我相關及偏自我相關關係圖。從圖中可以看出前 3 天顯著爲正，代表當期和前期存在強烈關係，因此不存在 noise。

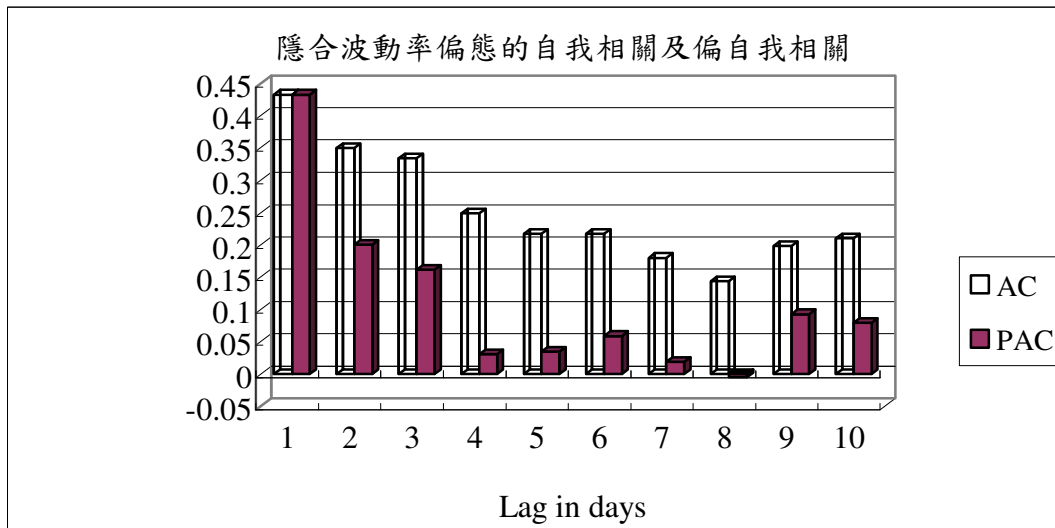


圖 3 隱含波動率偏態的自我相關及偏自我相關

表 6 爲指數報酬與隱含波動率偏態敘述統計，包括平均數、標準差、偏態、峰態、T 值，從表中可以清楚看出指數報酬與隱含波動率偏態在次貸發生期間所產生的變動，指數報酬在次貸危機前爲 0.182，次貸危機發生後則變爲負值-0.015 次貸發生的確使得市場表現每況愈下。而隱含波動率偏態的平均數從次貸危機前的-21.357 變成-24.288，很明顯的負偏情形更加明顯且顯著。背後也是隱含著當市場表現不佳，的確會反應在隱含波動率偏態上面，兩者存在正向關係。

一般常態峰態值爲 3，表中隱含波動率峰態值在次貸危機前可以看出是個

高狹峰，但次貸危機發生後，隱含波動率的峰態則變成了低闊峰。由此可見，次貸危機的發生不僅會使得偏態程度更加明顯，連峰態程度也會改變。

表 6 指數報酬與隱含波動率偏態敘述統計

| 全期 2006/11/1~2008/4/30 | | | | | | |
|---------------------------|---------|--------|--------|--------|---------|----------|
| 變數 | 平均數 | 標準差 | 偏態 | 峰態 | T 值 | Pr > t |
| R | 0.086 | 1.346 | -0.738 | 3.265 | 1.200 | 0.230 |
| skew | -22.809 | 24.130 | -1.534 | 7.509 | -17.510 | <.0001 |
| 次貸危機前 2006/11/1~2007/7/25 | | | | | | |
| 變數 | 平均數 | 標準差 | 偏態 | 峰態 | T 值 | Pr > t |
| R | 0.182 | 0.825 | -0.925 | 3.127 | 2.960 | 0.004 |
| skew | -21.357 | 26.002 | -1.916 | 10.230 | -10.800 | <.0001 |
| 次貸危機後 2007/7/26~2008/4/30 | | | | | | |
| 變數 | 平均數 | 標準差 | 偏態 | 峰態 | T 值 | Pr > t |
| R | -0.015 | 1.733 | -0.476 | 1.315 | -0.110 | 0.913 |
| skew | -24.288 | 22.041 | -0.974 | 2.456 | -14.370 | <.0001 |

註：常態峰態為 3。R 為指數報酬率。Skew 為隱含波動率偏態。

由表 3 結果已經知道隱含波動率偏態在 2007 年次貸危機發生後負偏程度更加明顯。然而，爲了更清楚隱含波動率的改變和市場指數報酬間是否存在顯著的關係，因此，本研究透過似無相關迴歸分析結果可以提供學界或業界一些財務義涵。表 7 是探討隱含波動率偏態和指數報酬的關係。³

由表 7 結果得知，不管是全期或者是次貸危機前後的期間，當期的隱含波動率偏態和落後一期的隱含波動率偏態對指數報酬率皆爲顯著的關係。不同的是當期的隱含波動率和指數報酬率之間是呈現正向的關係，在次貸危機後，二者係數有增加的現象。而落後一期的隱含波動率偏態預測指數報酬率是呈現負向且顯著的關係。尤其是在次貸危機後，落後二期的隱含波動率偏態對指數報酬率的影響係數爲負值且有顯著。意味危機後，負偏程度擴大。換言之，投資人使用價外買賣權建構交易策略更趨爲積極，市場投資人在後續次貸危機發生後轉趨爲悲觀。

³ 由 AIC 得知隱含波動率偏態和指數報酬率落後期數各為 3 和 2。

表 7 隱含波動率偏態和報酬率之間的關係

$$R_t = a_0 + \sum_{i=0}^{N_1} a_{i+1}^1 \cdot skew_{t-i} + \sum_{j=1}^{N_2} a_j^2 \cdot R_{t-j}$$

$$skew_t = b_0 + \sum_{i=1}^{N_1} b_i^1 \cdot skew_{t-i} + \sum_{j=0}^{N_2} b_{j+1}^2 \cdot R_{t-j}$$

| | 全期 2006/11/1~2008/4/30 | 危機前 2006/1/1~2007/7/25 | 危機後 2007/7/26~2008/4/30 |
|--------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| a_0 | 0.192* | 0.206** | 0.274 |
| $skew_t$ | 0.032** | 0.023** | 0.051** |
| $skew_{t-1}$ | -0.011** | -0.012** | -0.002 |
| $skew_{t-2}$ | -0.010** | -0.002 | -0.025** |
| $skew_{t-3}$ | -0.005 | -0.005 | -0.008 |
| R_{t-1} | 0.032 | 0.088 | -0.100 |
| R_{t-2} | 0.003 | 0.017 | 0.024 |
| b_0 | -5.577** | -5.383** | -7.707* |
| R_t | 9.205** | 10.409** | 8.115** |
| $skew_{t-1}$ | 0.370** | 0.478** | 0.150 |
| $skew_{t-2}$ | 0.184** | 0.076 | 0.302** |
| $skew_{t-3}$ | 0.214** | 0.256** | 0.158 |
| R_{t-1} | -0.976 | -2.741* | 0.834 |
| R_{t-2} | -0.032 | 0.848 | -0.622 |

註：**、*分別表示在 1%、5% 的顯著水準下為顯著。

五、結論與建議

過去研究選擇權的主題大部分都著重在隱含波動率微笑的程度，很少對其偏態做研究。本文嘗試對次貸危機探討隱含波動率偏態與指數報酬關聯性進行分析，得到幾個結論。根據 Gemmill 對 1987 年的崩盤危機所做的實證結果顯示，隱含波動率偏態存在著負偏的現象，且隱含波動率偏態的確會反應市場的表現。尤其是在崩盤危機之後隱含波動率偏態負偏的情形更加顯著，而且落後期的隱含波動率偏態在崩盤危機前後對指數報酬皆有不錯的預測能力。

而本文對次貸危機所進行的分析結果有幾點和 Gemmill 是一致的，包括(一)、隱含波動率偏態在台灣市場的確也存在負偏的現象，且負偏的程度隨著次貸危機的爆發更加顯著。(二)、次貸危機發生後的期間，落後一期和三期的隱含波動率偏態對當期的指數報酬不具顯著性，但在落後二期的隱含波動率偏態對當期的指數報酬具負值顯著性。然而，當隱含波動率偏態負偏的程度變為更顯著時，意味市場受到金融危機的影響而下滑，市場氣氛轉趨為悲觀，投資人可以透過價外買、賣權建構其交易策略，預測未來價格變動。因此，隱含波動率偏態對投資人來說可以視為預測市場改變的指標。

本文建議後續的研究方向可以針對以下幾個議題做探討。首先可以研究為何賣權的平均隱含波動率會大於買權的平均隱含波動率。第二，將交易成本考慮進去再做更深入的探討。第三，分析其他價內外程度的資料是否也會在隱含波動率偏態和指數報酬率關係上存在負向的關係。

參考文獻

- Bakshi, G., Cao, C., and Chen, Z. (1997). Empirical performance of alternative option pricing models. *Journal of Finance* 52, pp. 2003–2049.
- Bakshi, G., Kapadia, N., and Madan, D. (2003). Stock return characteristics, skew laws, and the differential pricing of individual equity options. *Review of Financial Studies*, 16, pp. 101-143.
- Banerjee, R., Doran, J., and Peterson, D. (2006). Implied volatility and future portfolio returns, Florida State University Working Paper.
- Bates, D. (2000). Post-'87 crash fears in S&P500 futures options. *Journal of Econometrics*, 94, pp. 181-238.
- Black, F. (1976). The pricing of commodity contracts. *Journal of Financial Economics*, 3, pp.161-179.
- Black, F. and Scholes, M. (1973). The price of option and corporate liabilities. *Journal of Political Economics*, 81, pp.637-659.
- Bollen, N.P. and Whaley, R. E. (2004). Does net buying pressure affect the shape of implied volatility function? *Journal of Finance*, 59, pp. 711-753.
- Chen, J., Hong, H., and Stein, J. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61, pp.348-381.
- Cox, J.C. and Ross, S.A. (1976). The valuation of options for alternative stochastic processes. *Journal of Financial Economics*, 3, pp.145-166.
- Dennis, P. and Mayhew, S. (2002). Risk-neutral skewness: Evidence from Stock Options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37, pp. 471-493.
- Derman, E., Kamal, M., Kani, I., McClure, J., Pirasteh, C., and Zou, J. (1998). Investing in volatility. *Futures and Options World*, pp.1-10 (http://www.ederman.com/new/docs/fow-investing_in_volatility.pdf)
- Doran, J. S., Peterson, D.R., and Tarrant, B.C. (2007). Is there information in the volatility skew? *Journal of Future Markets*, 27, pp.921-959.
- Fitzgerald, D. (1999). Trading volatility risk management and analysis. *New Market and Products*, Edited by C. Alexander, pp.261-291.
- Fleming, J. (1991). The rationality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index options. Unpublished manuscript (Duke University Durham, NC).
- Fleming, J. (1998). The quality of market volatility forecasts implied by S&P100 index options prices. *Journal of Empirical Finance*, 5, pp.317-345.
- Franks, J. R. and Schwartz, E. S. (1991). The stochastic behaviour of market variance implied in the prices of index options. *The Economic Journal*, 101, pp. 1460-1475.
- Gemmill, G. (1996). Did option traders anticipate the crash? Evidence from volatility smiles in the U.K. with U.S. comparisons. *Journal of Future Markets*, 16, pp.881-897.
- Giot, P. (2005). On the relationships between implied volatility indices and stock index returns. *Journal of Portfolio Management*, 31, pp.92-100.
- Goldfeld, S.M. and Quandt, R.E. (1973). A markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics* 1, pp. 3-16.
- Goldfeld, S.M. and Quandt, R.E. (1972). *Nonlinear Methods in Econometrics*. North Holland, Amsterdam.
- Harvey, C.R. and Whaley, R. E. (1992). Market volatility prediction and the efficiency of the S & P100 index option market. *Journal of Financial Economics*, 31, pp.43-73.
- Jackwerth, J. C., and Rubinstein, M. (1996). Recovering probability distributions from option prices. *Journal of Finance*, 51, pp.1611-1631.

- MacBeth, J.D. and Merville, L.J. (1979). An empirical examination of the Black-Scholes call option pricing model. *Journal of Finance*, 34, pp.1173–1186.
- Navatte, P. and Villa, C. (2000). The information content of implied volatility, skewness and kurtosis: empirical evidence from Long-term CAC 40 options. *European Financial Management*, 6, pp. 41-56.
- Pan, J. (2002). The jump-risk premia implicit in options: evidence from an integrated time-series study. *Journal of Financial Economics*, 63, pp.3-50.
- Quandt, R.E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American Statistical Association*, 67, pp. 306–310.
- Rubinstein, M. (1985). Nonparametric tests of alternative pricing models using all reported trades and quotes on the 30 most active CBOE option classes from August 23, *Journal of Finance*, 40, pp.455-480.
- Rubinstein, M. (1994). Implied binomial trees. *Journal of Finance*, 49, pp.771-818.
- Shastri, K. and Wethyavivorn, K. (1987). The Valuation of Currency Options for Alternate Stochastic Processes. *Journal of Financial Research*, 10, pp. 283-293
- Wiggins J. (1987). Options values under stochastic volatility: Theory and empirical estimates. *Journal of Financial Economics*, 19, pp.351-372.
- Zellner A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regression equations and tests of aggregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57, pp. 500-509.