

# 行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

選擇權的隱含波動度偏態之資訊內涵-以台灣指數選擇權市場為例

研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型  
計畫編號：NSC 98-2410-H-343-009-  
執行期間：98年08月01日至99年07月31日  
執行單位：南華大學企業管理系

計畫主持人：袁淑芳  
共同主持人：李進生  
計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：陳怡汝  
                  博士班研究生-兼任助理人員：賴雨聖  
                  其他-兼任助理人員：林佳慧

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 99 年 10 月 28 日

## The Information Contents of Volatility Skew Embedded in Option-Evidence on Taiwan Index Option Market

### 1. 前言

關於隱含波動度資訊內涵的研究，早期著眼在隱含波動度的極端值對價格反轉時點的判斷，近期的研究則在隱含波動度的函數特性所反射出的資訊內涵進行分析，其中以隱含波動度非對稱的函數特性被視為可能蘊含短期價格特性的重要訊息。在研究隱含波動度的偏態特性，Bollen and Whaley (2004)以選擇權市場的供給與需求所造成的買壓(buying pressure)來解釋隱含波動度非對稱的特性。相對早期研究單純考慮波動度的隨機性與跳躍性對隱含波動度偏態的影響，「買壓假說」則強化市場供需力量對選擇權價格及波動度的影響。在市場投資決策行為將會影響市場價格的推論下，隱含波動度將可能會長期的偏離理論價格，此即可以補足早期研究對隱含波動度偏態特性解釋能力偏低的現象<sup>1</sup>。

以市場交易行為推論隱含波動度偏態的研究，認為波動度的偏態與投資人風險迴避的交易行為有關。因為當報酬波動度上升，避險者自然願意支付較高的選擇權價格以滿足避險的需求，此一避險需求終將推動選擇權價格上升。另一方面，選擇權市場造市者，為了供給市場避險者的需求，使得本身部位風險增加，一般亦會要求較高的賣價，做為部位風險的貼水，最終亦將造成選擇權價格上升。若選擇權價格上升得視為投資人規避波動度上升的風險貼水，那麼同樣的，因市場避險需求推升選擇權價格的結果，導致隱含波動度上升，此一波動度的增量亦得視為規避波動度風險的貼水。據此得以推論不對稱的波動度變化的函數特

---

<sup>1</sup> 近期的實證結果顯示，許多市場異象(anomalies)不符合效率市場假說，如元月效應(January effect)、週末效應(day of the week effect)、動能效果(momentum effect)及反向效果(contrarian effect)等，據此許多研究開始嘗試以投資行為解釋市場異象，此即為行為財務學。此外，以市場交易行為為解釋造成波動度偏態的研究尚包括 Garleanu, Pedersen and Poteshman. (2005) 提出的市場供需假說，Evans, Geczy, Musto, and Reed (2005)的賣空成本假說。

性，應是反映投資人在不同市場情境將要求不一致風險貼水的現象，此推論與展望理論(prospect theory)論述投資人對正負報酬呈現不對稱的風險迴避特性(Kahneman and Tversky, 1979)有一致性的結果。李進生與袁淑芳(2006)以台灣市場指數選擇權為例，發現隱含波動度變動相對報酬皆呈現傾倒 S 型之函數特性，此結果與展望理論描述投資人決策行為之價值函數(value function)具有相當一致的函數特性，推論隱含波動度偏態特性與投資人風險偏好特性具有直接相關。

既然隱含波動度的偏態特性可能源自市場交易行為的結果，那麼投資人的避險需求將可能不限於價平選擇權。Bollen, and Whaley(2004)的研究發現機構投資人傾向以價外的賣權做為部位避險的工具；Doran, Peterson, and Tarrant (2008)認為投資人的引伸性需求可能會反應在某一非價平選擇權價格，因此不同價性隱含波動度其在非對稱的函數變化上不必然相同，尤其當投資人為達成某一交易目的(避險或投機)，其衍生性需求投射在某一非價平的選擇權上，將造成不同價性隱含波動度的差異產生變化，由於二種不同價性隱含波動度的差異為投資人交易行為投射結果，其應較單一的價平隱含波動度的不對稱函數特性蘊含更重要的市場訊息。另一方面，Nyberg, and Wilhelmsson (2008)的研究發現風險迴避(risk aversion)與波動度風險溢酬(volatility risk premium)呈現線性比例的關係，若不同價性隱含波動度的差異可能源自於投資人風險迴避的結果，本文推論藉由隱含波動度偏態可能得做為估計波動度風險溢酬的重要因子。

歸納以上，隱含波動度偏態可能包含二種資訊內涵。其一，隱含波動度偏態與投資人要求的波動度風險貼水有直接相關。其二，隱含波動度偏態可能包含市場價格將發生非常變動的資訊內涵。本文以台灣選擇權市場為研究標的，分析台指選擇權隱含波動度的偏態的資訊內涵。

## 2. 研究方法

### (1) 資料

本文以台指選擇權市場近月契約日成交價為研究標的，資料期間為 2004 年 1 月至 2008 年 6 月的選擇權日成交價。以距到期日 3 天以上的所有台指選擇權的近月契約做為選取資料<sup>2</sup>。在建立隱含波動度偏態，本文主要參考 Doran, et al (2008)以不同價性隱含波動度的差做為波動度偏態的代理因子，再配合台股市場的特性做修正。修正的部份包括以下二項，第一、以台指期貨價格取代現貨做為反推隱含波動度的標的價格，除了得以避免選擇權與現貨市場在交易時間和制度不一致的問題，且較符合套利機制的要求。第二、本文將選取到期日在 3 日以上的台指選擇權近月契約，藉此探討台灣市場短期隱含波動度偏態的資訊內涵。此外，在反推隱含波動度的過程中，本文以選擇權的買、賣價平均值做為選擇權價格的代理；而在股利上，由於台股市場的證券公司在股利發放上相對偏低且不具集中性，因此對評價結果影響不大，據此在反推隱含波動度過程將忽略股利因子；無風險利率則是參考五大行庫平均一年定存利率。

## (2) 建立隱含波動度偏態

本文將參考 Bollen and Whaley (2004)以 Delta 值做為定義價性的代理，其主要目的即在將報酬波動度納入計算選擇權價內機率估計式中。以期貨為標的歐式買權的 Delta 值( $\Delta^C$ )定義如式(1)，其中  $N()$ 為常態分配累積密度函數； $\sigma$ 為標的資產報酬的標準差<sup>3</sup>：

$$\Delta^C = N(d_1) \times e^{-rT} = N\left[\frac{\ln F / X + 0.5\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}\right] \times e^{-rT} \quad (1)^4$$

在價性的分類上，本文再參考 Bollen and Whaley (2004)的定義，將選擇權區分為以下五種價性，如表 1 所示

<sup>2</sup> 為避免換約交易造成交易價格有較大的偏誤(Harvey and Whaley, 1992)，到期日在 3 天以下(含)捨去。

<sup>3</sup> 本文是以最近 30 天的期貨報酬的標準差做為  $\sigma$  的代理因子

<sup>4</sup>  $\Delta^P$  為賣權的 Delta 值定義如右： $\Delta^P = \Delta^C - 1$

表 1 選擇權價性定義

組別	價性	範圍 <sup>a</sup>
1	深價內買權	$0.875 < \Delta^C \leq 0.98$
	深價外賣權	$-0.125 < \Delta^P \leq -0.02$
2	價內買權	$0.625 < \Delta^C \leq 0.875$
	價外買權	$-0.375 < \Delta^P \leq -0.125$
3	價平買權	$0.375 < \Delta^C \leq 0.652$
	價平賣權	$-0.625 < \Delta^P \leq -0.375$
4	價外買權	$0.125 < \Delta^C \leq 0.375$
	價內賣權	$-0.875 < \Delta^P \leq -0.625$
5	深價外買權	$0.02 < \Delta^C \leq 0.125$
	深價內賣權	$-0.98 < \Delta^P \leq -0.875$

註 a：由於 $\Delta$ 絕對值大於 0.98 或小於 0.02 已為極端值，故本研究將其刪除。

接著則將不同價性的選擇權隱含波動度相減，即產生選擇權偏態。由於市場價格嚴重下跌時(market crash)，深價外(Deep out of Money, DOTM)或價外 Out of Money, OTM)賣權相對價平(At the Money, ATM)或價內(In the Money, ITM)賣權更有價值，據此，合理推測深價外或價外賣權的隱含波動度與其它價性隱含波動度的差(即隱含波動度的偏態)將擴大，且二者差距將隨投資人風險迴避而愈趨擴大。據此，本文設計三種賣權的波動度偏態值，分述如下。(1)將深價外賣權隱含波動度相對價外(賣權隱含波動度的差，表示為 $\Delta\sigma_{do,o}^p = \sigma_{do}^p - \sigma_o^p$ )；(2)將深價外賣權隱含波動度相對價平賣權隱含波動度的差，表示為： $\Delta\sigma_{do,a}^p = \sigma_{do}^p - \sigma_a^p$ ；(3)將深價外賣權隱含波動度相對價平賣權隱含波動度的差，表示為 $\Delta\sigma_{do,i}^p = \sigma_{do}^p - \sigma_i^p$ 。相反的，當市場下跌，深價外或價外買權相對價內或價平買權較不具交易的價值，使得價外的賣權隱含波動度則相對較低，據此針對買權設計的三種波動偏態值則分別為：(1)  $\Delta\sigma_{o,do}^c = \sigma_o^c - \sigma_{do}^c$ ；(2)  $\Delta\sigma_{a,do}^c = \sigma_a^c - \sigma_{do}^c$ ；(3)  $\Delta\sigma_{i,do}^c = \sigma_i^c - \sigma_{do}^c$ 。

### (3) 模型設計

根據本文目的，本文將區分二部份探究隱含波動度偏態的資訊內涵，其一為

隱含波動度偏態在反應波動度風險貼水的部份；其二探討隱含波動度偏態是否蘊含短期市場價格發生非常變化的資訊內涵。

訊息一： $\Delta\sigma_{skew}$  對波動度風險溢酬的資訊內涵

首先根據 Carr and Wu (2008)的分析，波動度風險貼水(Volatility Risk Premium;  $VRP$ )得由式(2)表示，其中  $E^P[\ ]$  為期望式，：

$$E^P(VRP_t) = E^P[RV_{t,t+k} - VIX_t^2] \quad (2)$$

若波動度風險貼水和風險迴避係數具有直接的相關<sup>5</sup>，那麼在波動度偏態( $\Delta\sigma_{skew}$ )具有反射投資人風險迴避的資訊內涵的假設下，得以推測 $\Delta\sigma_{skew}$ 和 $E^P(VRP)$ 應具有顯著的相關。據此建立式(3)迴歸分析：

$$E^P(VRP_t) = \alpha + \beta\Delta\sigma_{skew} + \varepsilon \quad (3)$$

其中，賣權(買權)的 $\Delta\sigma_{skew}^P(\Delta\sigma_{skew}^C)$ 分別以 $\Delta\sigma_{do,o}^P$ 、 $\Delta\sigma_{do,a}^P$ 及 $\Delta\sigma_{do,i}^P(\Delta\sigma_{o,do}^C$ 、 $\Delta\sigma_{a,do}^C$ 及 $\Delta\sigma_{i,do}^C)$ 逐一代入式(3)。其中 $\alpha$ 反應當隱含波動度偏態為0，即 $\Delta\sigma_{skew}=0$ ，投資人要求的波動度風險溢酬。根據相關研究， $\alpha$ 應小於0，投資人將要求負的波動度做為波動度上升的風險溢酬。然而一旦波動度的變動呈現偏態特性，本文即推論投資人應會要求更大的負波動度做為風險做為補償，換句話說，若 $\Delta\sigma_{skew}$ 包含波動度風險貼水的訊息，式(3)中 $\beta$ 將顯著異於0，即如 $H_a$ 假說所示：

$H_a$ :  $\Delta\sigma_{skew}$  與  $E^P(VRP)$  具有顯著的關係，意謂 $\Delta\sigma_{skew}$  含波動度風險貼水的訊息

訊息二： $\Delta\sigma_{skew}$  對短期市場發生非常變動的機率的資訊內涵

<sup>5</sup> 根據 Nyberg and Wilhelmsson (2008)的分析，波動度風險貼水和風險迴避係數得以表示為： $\gamma = \lambda_v / \rho\sigma_v$ ，其中 $\gamma$ 為風險迴避係數； $\lambda_v$ 為波動度風險貼水； $\sigma_v$ 為波動度標準差； $\rho$ 為價格與波動變異項的相關係數<sup>5</sup>。意謂波動度風險貼水和風險迴避係數具有一定的比例關係

本文將進一步檢視台灣市場的 $\Delta\sigma_{skew}$ 是否具有預測短期市場價格發生非常變動的資訊內涵。其中對市場發生非常變化的定義，本文採用期貨價格日報酬率( $R^F$ )的上、下 2.5%做為門檻( $\nu$ )，即  $\nu=\mu^F\pm 1.96\sigma^F$ ， $\mu^F$  為樣本期間  $R^F$  的平均值， $\sigma^F$  為樣本期間  $R^F$  的標準差。當某一點察日的報酬高於上方門檻，即  $R^F_i>\mu^F\pm 1.96\sigma^F$ ，即認為市場發生正向的非常變動，相反的若  $R^F_i<\mu^F\pm 1.96\sigma^F$  即視為市場發生負向的非常變動。

本研究採用 Probit 機率模型分析以 $\Delta\sigma_{skew}$ 做為預測短期市場發生非常變化機率的能力，另一方面，既然投資人的投資決策行為會造成不同價性隱含波動值變動的差異，即 $\Delta\sigma_{skew}$ ，那麼合理地推測投資人的決策行為，亦將反應在不同價性選擇權的未平倉口數的差異上，據此本文再將不同價性選擇權的未平倉口數 (open interest, OI) 差距， $\Delta OI$ ，納入迴歸式中的解釋變數，做為與 $\Delta\sigma$ 共同解釋短期市場價格發生非常變動的機率模型的因子。模型設計如式(4)

$$\text{買權模型: } \text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma_{skew}^C+\gamma\Delta OI^C)+\varepsilon$$

$$\text{賣權模型: } \text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma_{skew}^P+\gamma\Delta OI^P)+\varepsilon \quad (4)$$

本文以 5 個營業日做為一觀察區間，即當觀察區間 $[t, t+5]$ 任一天報酬超過門檻範圍，即 $|R^F_i|>|\nu|$ ，則 $[t, t+5]$ 的每一日皆設定為 1，即  $D_{t,t+5}=1$ ；否則  $D_{t,t+5}=0$ 。根據式(4)， $\text{Probit}(D_{t,t+5}=1)$ 為觀察區間 $[t, t+5]$ 期貨價格發生非常變動的機率； $\Phi()$ 為標準常態累積密度函數； $\Delta\sigma_{skew}^C(\Delta\sigma_{skew}^P)$ 為買(賣)權的三種偏態值； $\Delta OI^C(\Delta OI^P)$ 為不同價性買(賣)權未平倉口數的差。

若式(4)中的 $\beta$ 將顯著異於 0，即假說  $H_b$  成立，意謂 $\Delta\sigma_{skew}$ 確實具有反應短期市場發生非常變動的訊息。此外，若 $\gamma$ 亦顯著異於 0，即符合本文預期未平倉口數應同樣包含市場變動訊息，得做為預測市場變動的估計因子之一。

$H_b$ :  $\Delta\sigma_{skew}$  包含短期期貨價格發生非常變動的資訊內涵，得做為預測市場

即將發生重大變動的估計因子。

此外，大量文獻已證實當選擇權市場的風險增加時，隱含波動度亦會隨之走高，顯示隱含波動度具有反應市場恐慌情緒的特性。另一方面，Bollen and Whaley (2004)的研究發現，當投資人對未來的市場價格的變化愈不確定時，投資人傾向藉由提高買價或降低賣價達到交易成功的目的，因此使得買賣價差(bid-ask spread, BAS)逐之擴大，顯示 BAS 亦應具有反應投資人交易行為的資訊內涵，據此在 Doran, et al(2008)的模型中，亦將平價隱含波動度( $\sigma_a$ )及價外的買賣價差(BAS)納入預測市場短期發生非常的模型的解釋因子<sup>6</sup>，據此得以再探究當納入其它解釋因子， $\Delta \sigma_{skew}$  在預測市場短期價格發生非常變動的能力是否會被其它因子取代。模型設計如式(5)：

買權模型：

$$\text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma_{skew}^C+\gamma\Delta OI^C+\eta\sigma_a^C+\kappa\text{BAS}^C)+\varepsilon$$

賣權模型：

$$\text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha'+\beta'\Delta\sigma_{skew}^P+\gamma'\Delta OI^P+\eta'\sigma_a^P+\kappa'\text{BAS}^P)+\varepsilon' \quad (5)$$

其中若當加入其它解釋因子， $\Delta \sigma_{skew}$  仍具有預測短期市場價格非常變化的能力，即 $\beta(\beta')$ 顯著異於 0，意謂 $\Delta \sigma_{skew}$  的訊息無法被其它解釋因子完全取代。如假說  $H_c$  所述：

$H_c: \Delta \sigma_{skew}$  對預期短期市場價格發生非常變動的訊息無法被其它解釋因子完全取代。

<sup>6</sup>價平選擇權做為估計市場波動度的偏誤相對其它價性的選擇權低。但當投資人對市場愈不確定時，投資人愈傾向藉由價外選擇權達到避險的目的，使得價外的 BAS 相對較有訊息，據此本文以 $\sigma_a$ 及價外的 BAS 做為模型的解釋因子。



### 3. 實證結果

#### (1) 隱含波動度偏態與波動度風險貼水

根據前文分析，波動度的偏態( $\Delta\sigma_{skew}$ )特性與投資人風險偏好特性具有直接相關，又在投資人風險偏好和波動度風險溢酬( $E^P(VRP)$ )具有線性關係的假設下，得以推論 $\Delta\sigma_{skew}$ 得做為解釋 $E^P(VRP)$ 的因子。另一方面，既然單一價性的隱含波動度偏態可能是投資人避險決策行為所致，那麼上述結果同樣意謂不同價性隱含波動度的差(即隱含波動度偏態)可能蘊含投資人風險迴避的資訊內涵。由於投資人的風險主要由二項組成，(1)報酬波動的風險；(2)波動度的風險，又因為投資人風險迴避特性與IV的函數特性有直接相關，因此合理的推論IV的函數特性之一-非對稱的 $\Delta\sigma_{skew}$ 不僅應能提供報酬波動風險貼水的資訊內涵，同時亦應反應波動度風險貼水的資訊內涵。此推論呼應Nyberg, and Wilhelmsson (2008)的認為波動度風險溢酬與投資人風險迴避係數有相關的結論一致。

我們將以迴歸模型(如式(3)所示)檢視上述推論，即驗證 $H_a$ 是否成立。實證結果列示在表2。實證結果顯示迴歸式的常數項皆顯著為負，說明當隱含波動度偏態為0時(即 $\Delta\sigma_{skew}=0$ )，當波動度風險愈大，投資人將要求愈低的波動度做為承擔波動度風險的補償，此結果符合相關研究認為波動度風險溢酬為負的結論。此外當以隱含波動度偏態( $\Delta\sigma_{skew}$ )做為解釋波動度風險溢酬( $E^P(VRP)$ )，除了 $\Delta\sigma_{o,do}^c$ 外，其餘的迴歸係數亦皆顯著為負，說明不同價性的波動度變動不一致時，即 $\Delta\sigma_{skew}$ 不為0，投資人將會要求更低的波動度做為承受波動度偏態風險的補償，換句話說， $\Delta\sigma_{skew}$ 確實反應了波動度風險溢酬的資訊內涵，支持 $H_a$ 的推論。

表 2 對波動度風險溢酬的資訊內涵：

$$\text{模型設計：} E^P(VRP_t) = \alpha + \beta \Delta\sigma_{skew} + \varepsilon$$

買權			
	$\Delta\sigma^c_{i,do}$	$\Delta\sigma^c_{a,do}$	$\Delta\sigma^c_{o,do}$
$\alpha$	-0.187*	-0.211*	-0.215*
	(-72.098)	(-84.794)	(-82.627)
$\beta$	-1.171*	-1.054*	0.625*
	(-18.920)	(-9.766)	(3.874)
$R^2$	0.2708	0.0902	0.0153
賣權			
	$\Delta\sigma^p_{do,i}$	$\Delta\sigma^p_{do,a}$	$\Delta\sigma^p_{do,o}$
$\alpha$	-0.173*	-0.150*	-0.163*
	(-55.116)	(-46.145)	(-43.526)
$\beta$	-0.831*	-1.507*	-1.879*
	(-13.791)	(-21.096)	(-13.411)
$R^2$	0.1675	0.3197	0.1588

註：\*表示顯著水準為 5% 具顯著性。

(2) 隱含波動度偏態與市場價格將發生非常變動的資訊內涵

根據前文分析，隱含波動度偏態得反應投資人的風險迴避特性的推論，主要是立基在投資人會藉由非價平選擇權達到避險或投機等交易目的。尤其在市場價格發生嚴重下挫時，避險的引申性需求會增加，投資人為了使得交易成功，傾向願付較高的買價做為風險貼水。而在市場下跌時，價外的賣權相對價平或價外的賣權更具有價值，使得價外賣權的隱含波動度相對較高；相反的，價外的買權在市場下跌時相對不具有價值，使得價外買權的隱含波動度相對較低，顯示市場價格下跌時，不論買、賣權的波動度偏態應會變大，據此判斷 $\Delta\sigma_{skew}$ 和市場價格報酬率皆應呈負向變動關係。表 3 列示 $\Delta\sigma_{skew}$ 和期貨價格報酬的變動關係，在賣權的偏態方面，發現除了深價外賣權隱含波動度相對價外隱含波動度的差( $\Delta\sigma^p_{do,o}$ )和期貨價格報酬( $R_f$ )具正向變動關係外，其它 $\Delta\sigma^p_{skew}$ 和 $R_f$ 皆呈負向變動關係，說明賣權的偏態在負報酬時更加明顯，此現象與本文推論一致，說明投資人確實傾向以建立價外賣權部位以達到避險的目的。至於 $\Delta\sigma^c_{skew}$ ，則除了 $\Delta\sigma^c_{a,do}$ 與 $R_f$ 具負

向變動關係外，其它的 $\Delta\sigma^c_{skew}$ 和 $R_f$ 則呈正向變動關係，意謂當市場價格下跌時，投資人可能較無以價內的買權達到避險目的的傾向。至於不同價性的未平倉口數的差( $\Delta OI$ )， $\Delta OI^c$ 和 $\Delta OI^p$ 的迴歸係數分別顯著為負、正，意謂在價格上漲(下跌)時，買、賣權投資人會建立較多的價外(價內)部位，此現象與本文認為價跌時，投資人傾向建立較多價外賣權或價內買權的避險推論不一致，造成此現象的結果，可能有二，其一、投資人的決策行為可能不限在避險目的；其二、表3的資料為所有樣本資料點迴歸分析的結果，若投資人的避險行為在價格非常變動時才具有顯著性，那麼表3的結果可能會有所偏誤。據此，有必要將市場分成不同市場情境，再分析 $\Delta\sigma_{skew}$ 是否有顯著的差異。

表 3 同期的隱含波動度偏態( $\Delta\sigma_{skew}$ )和期貨價格報酬( $R_f$ )的變動關係

$R_f = \alpha\Delta\sigma + \beta\Delta I$									
買權					賣權				
$\Delta\sigma^c_{i,do}$	$\Delta\sigma^c_{a,do}$	$\Delta\sigma^c_{o,do}$	$\Delta OI^c$	$R^2$	$\Delta\sigma^p_{do,i}$	$\Delta\sigma^p_{do,a}$	$\Delta\sigma^p_{do,o}$	$\Delta OI^p$	$R^2$
0.025*			-0.005*	0.054	-0.053*			0.006*	0.070
(2.15)			(-7.49)		(-5.13)			(8.52)	
	-0.030		-0.009*	0.148		-0.013		0.009*	0.160
	(-1.48)		(-13.09)			(-1.51)		(13.19)	
		0.029	-0.004*	0.038			0.111*	0.009*	0.103
		(0.96)	(-6.30)				(7.10)	(9.97)	

註：\*表示顯著水準為5%具顯著性。

表4即對不同市場情境的偏態值統計量是否不同進行分析。其中市場價格發生非常變動及一般波動的二種市場情境，另外再將市場發生非常變動區分市場價格上揚及下挫二種狀況，其中判斷價格非常上揚及下挫是以期貨報酬為達樣本平均數分配最高及最低2.5%為門檻，即 $\mu_f \pm 1.96\sigma_f$ 。由表4發現，賣權的偏態值中，除了 $\Delta\sigma^p_{do,o}$ 的情境1(價格發生下挫)與情境2無顯著差異外，其它的 $\Delta\sigma^p_{skew}$ 在統計上皆有顯著的差異，而造成 $\Delta\sigma^p_{do,o}$ 在市場非常變動及正常變動時無顯著差異的原因，在於價外或深價外選擇權皆能達到避險的目的，因此投資人的避險行為可能不限定在深價外或價外選擇權所致；而在買權的偏態值中，當市場價格發生非

常下挫時，除了 $\Delta\sigma^c_{i,do}$ 的情境 1 與情境 2 有顯著差異外，其餘皆無顯著的差異，至於在價格非常上揚的情境時，則皆具有顯著性。由表 4 的結果，說明 $\Delta\sigma^c_{skew}$  似乎在價格發生非常上揚時，相對價格發生非常下挫時，較容易有顯著的變化，可能更適合做為反應投資人決策資訊內涵的參考依據。相反的， $\Delta\sigma^p_{skew}$  則不論是價格非常上揚或下挫，皆有顯著的變化，意謂其的資訊內涵可能在二種市場情境皆存在。歸納表 4 結果，初步證明 $\Delta\sigma_{skew}$  可能蘊含投資決策行為的資訊內涵。

表 4 波動度偏態在不同市場情境的敘述統計分析:

情境 1：價格發生非常變動(D=1)

情境 2：價格未發生非常變動(D=0)

		買權			賣權		
		$\Delta\sigma^c_{i,do}$	$\Delta\sigma^c_{a,do}$	$\Delta\sigma^c_{o,do}$	$\Delta\sigma^p_{do,i}$	$\Delta\sigma^p_{do,a}$	$\Delta\sigma^p_{do,o}$
		$\mu_f - 1.96\sigma_f$					
D=0	Mean	-0.0040	0.0066	0.0240	0.0219	0.0361	0.0393
	SD	0.0146	0.0209	0.0323	0.0133	0.0239	0.0313
D=1	Mean	-0.0074	0.0054	0.0304	0.0254	0.0443	0.0421
	SD	0.0185	0.0272	0.0391	0.0192	0.0324	0.0437
	t-statistic	2.2187*	0.5015	-1.9164	-2.1069*	-2.9040**	-0.7542
		$\mu_f + 1.96\sigma_f$					
D=0	Mean	0.0356	0.0220	0.0356	0.0220	0.0356	0.0220
	SD	0.0236	0.0137	0.0236	0.0137	0.0236	0.0137
D=1	Mean	0.0533	0.0263	0.0533	0.0263	0.0533	0.0263
	SD	0.0357	0.0194	0.0357	0.0194	0.0357	0.0194
	t-statistic	-4.6502**	-2.1062*	-4.6502**	-2.1062*	-4.6502**	-2.1062*

註：\*表示顯著水準為 5% 具顯著性。

接著本文再藉由式(4)檢測  $H_0$  是否成立。由表 5 的結果顯示除了買權的價平相對深價外的隱含波動度差( $\Delta\sigma^c_{a,do}$ )及賣權的深價外相對價內的隱含波動度差( $\Delta\sigma^p_{do,i}$ )對短期市場發生非常下跌的機率無顯著的解釋力外，其餘的 $\Delta\sigma_{skew}$  的迴歸係數皆具有顯著性，意謂隱含波動度的偏態在預測短期(5 個交易日內)期貨價格發生非常變動的機率具有解釋力，此結果與本文推論可能具有預測短期期貨價格發生非常變動的假設一致。至於在迴歸係數的符號上， $\Delta\sigma^p_{skew}$  的迴歸係數皆顯著為正，意謂當賣權的偏態增加時，只能預期短期市場價格確實可能發生非常

變動，但價格的變動可能是非常上揚或非常下挫。依據本文推論投資人的避險行為應會造成 $\Delta\sigma^P_{skew}$ 和同期的期貨報酬呈負向變動關係，若市場有均復的現象，則在預測市場價格上揚(下挫)的迴歸係數應顯著為正(負)，而造成表 4 結果的原因可能有二：第一、投資人行為可能不限於避險行為；第二、市場的動能交易特性較反轉交易明顯，尤其本文以 5 個交易日做為短期價格變動的觀測區間，對於具有新興市場特色的台灣市場而言，動能交易在短期確實可能較反轉交易更明顯。至於買權的偏態，其中 $\Delta\sigma^C_{i,do}$ 增加時，短期市場發生非常上漲或下跌的機率皆顯著為正，相反的 $\Delta\sigma^C_{o,do}$ 則對市場發生非常上漲或下跌的機率皆顯著為負， $\Delta\sigma^C_{a,do}$ 則僅對市場發生非常上漲的機率為顯著為正，說明 $\Delta\sigma^P_{skew}$ 和 $\Delta\sigma^C_{skew}$ 對市場價格短期內發生非常上漲或下跌仍無法判斷，但對價格發生非常變動的機率確實具有預測的能力，歸納以上結果支持  $H_b$  的推論。至於未平倉口數的變動量( $\Delta OI$ )，無論對市場價格短期發生非常上漲或下跌亦具有顯著的解釋力，說明對預測市場價格發生非常變動為亦具有解釋能力，符合本文推論。

表 5 波動度偏態預測市場價格發生非常變動-Probit 機率估計模型之應用(一)

買權模型:  $\text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma^C_{skew}+\gamma\Delta OI^C)+\varepsilon$

賣權模型:  $\text{Probit}(D_{t,t+5}=1)=\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma^P_{skew}+\gamma\Delta OI^P)+\varepsilon$

買權						
	$(\mu_f - 1.96\sigma_f)\text{jump}$			$(\mu_f + 1.96\sigma_f)\text{jump}$		
$\Delta\sigma^C_{o,do}$	-6.1441*			-13.5314*		
	(-2.0152)			(-3.7163)		
$\Delta\sigma^C_{a,do}$		-0.0462			7.3549*	
		(-0.0214)			(2.6312)	
$\Delta\sigma^C_{i,do}$			2.9522*			8.9208*
			(2.1430)			(5.3113)
$\Delta OI^C$	0.5035*	0.3173*	0.1078*	0.3715*	0.3540*	0.1690*
	(6.7122)	(6.1003)	(2.9580)	(3.8106)	(5.1324)	(3.8734)
常數項	-0.7027*	-0.9778*	-1.2006*	-1.4133*	-1.5941*	-2.0099*
	(-10.3265)	(-19.2443)	(-15.7537)	(-16.0299)	(-22.0970)	(-18.0381)
$R^2$	0.0561	0.0408	0.0132	0.0299	0.0342	0.0433
賣權						
$\Delta\sigma^P_{do,o}$	8.3219*			9.5046*		
	(2.5918)			(2.8001)		
$\Delta\sigma^P_{do,a}$		6.7142*			10.9770*	
		(3.6995)			(5.7754)	

$\Delta\sigma^P_{do,i}$			1.3717 (0.9782)			5.4780* (3.5517)
$\Delta OI^P$	-0.1906* (-2.3398)	-0.2069* (-3.6901)	-0.1620* (-3.0819)	0.3938* (3.5891)	-0.0727 (-1.0843)	-0.1331* (-2.2479)
常數項	-1.3073* (-13.6274)	-1.2312* (-13.8090)	-0.8665* (-8.2478)	-1.4423* (-14.4250)	-1.7367* (-16.6919)	-1.3208* (-10.8719)
$R^2$	0.0122	0.0258	0.0107	0.0215	0.0347	0.0182

註：\*表示顯著水準為 5% 具顯著性。

最後，則檢測當加入價平的隱含波動度及買賣價差因子，對預測短期市場發生非常變動機率的能力是否會被上述二項因子取代，實證結果列示在表 6。由表 6 顯示，價平的隱含波動度( $\sigma_a$ )確實對短期市場價格發生非常變動的機率模型具有顯著的解釋力，而買賣價差(BAS)的解釋力則不若預期好，尤其對短期價格發生非常上揚的市場情境幾乎無顯著的解釋能力。而值得注意的，當 Probit 機率模型納入上述二種解釋因子，買權的 $\Delta\sigma^C_{a,do}$ 、 $\Delta\sigma^C_{i,do}$ 及賣權的 $\Delta\sigma^P_{do,i}$ 對短期市場價格發生非常下跌及賣權的 $\Delta\sigma^P_{do,o}$ 對短期市場價格發生非常上漲的機率模型仍具有顯著的解釋力，說明當納入價平隱含波動度及買-賣價差，並無法完全取代對預測短期價格非常變動的機率的資訊內涵。

表 6 波動度偏態預測市場價格發生非常變動-Probit 機率估計模型之應用

(二)：納入價平隱含波動度及買-賣價差：

買權模型：Probit ( $D_{t,t+5}=1$ )= $\Phi(\alpha+\beta\Delta\sigma^C_{skew}+\gamma\Delta OI^C+\eta\sigma^C_a+\kappa BAS^C)+\varepsilon$

賣權模型：Probit ( $D_{t,t+5}=1$ )= $\Phi(\alpha'+\beta'\Delta\sigma^P_{skew}+\gamma'\Delta OI^P+\eta'\sigma^P_a+\kappa' BAS^P)+\varepsilon'$

Calls	$(\mu-1.96\sigma)\text{jump}$			$(\mu+1.96\sigma)\text{jump}$		
	$\Delta\sigma^C_{o,do}$	-3.2284 (-0.9105)			-3.8521 (-0.8986)	
$\Delta\sigma^C_{a,do}$		-6.2318* (-2.7645)			0.2434 (0.0877)	
$\Delta\sigma^C_{i,do}$			-5.7275* (-3.3978)			1.0568 (0.5493)
$\sigma_a^C$	5.5898* (9.0011)	6.0662* (9.3947)	6.6307* (8.9273)	6.9697* (8.4789)	6.8252* (8.1319)	7.4861* (8.0023)
$\Delta OI^C$	0.4388* (5.7079)	0.2268* (4.2276)	0.0368 (0.8789)	0.2659* (2.6279)	0.2100* (2.9130)	0.0730 (1.3527)
BAS	-1.2068 (-0.5729)	-0.3176 (-0.1004)	1.9863* (2.0944)	-0.8719 (-0.3441)	1.5024 (0.4130)	0.7681 (0.7523)
常數項	-2.0241* (-11.8328)	-2.3943* (-14.6813)	-2.5512* (-15.0740)	-3.1470* (-12.6072)	-3.3241* (-14.0224)	-3.5775* (-14.4039)
$R^2$	0.1469	0.1398	0.1249	0.1204	0.1221	0.1339
Puts						

$\Delta\sigma^P_{do,o}$	-3.7545 (-1.0737)			-8.6553* (-1.9897)		
$\Delta\sigma^P_{do,a}$		-2.3718 (-1.0826)			-3.5432 (-1.4105)	
$\Delta\sigma^P_{do,i}$			-2.6485* (-1.6514)			-2.8238 (-1.6259)
$\sigma_a^P$	6.5760* (8.6090)	5.5179* (6.5900)	5.5722* (6.5793)	10.4042* (10.6535)	10.5370* (9.8750)	9.9105* (9.7368)
$\Delta OI^P$	-0.3214* (-3.6207)	-0.2150* (-3.6079)	-0.1410* (-2.5029)	0.2790* (2.0524)	-0.0548 (-0.6953)	-0.0409 (-0.5853)
BAS	6.8831* (2.1184)	12.0876* (3.6731)	1.4780 (1.5723)	-1.9620 (-0.8691)	0.2409 (0.0589)	-1.5179 (-1.2654)
常數項	-2.7467* (-13.3306)	-2.3728* (-13.9197)	-2.0696* (-10.6943)	-3.5338* (-14.1393)	-3.7030* (-15.1610)	-3.3945* (-13.1339)
$R^2$	0.0959	0.1048	0.0891	0.1836	0.1747	0.1582

註：\*表示顯著水準為 5% 具顯著性。

#### 4. 結果與討論

本文推測隱含波動度偏態可能包含二種資訊內涵。其一，隱含波動度偏態與投資人要求的波動度風險貼水有直接相關。其二，隱含波動度偏態可能包含市場價格將發生非常變動的資訊內涵。以台灣選擇權市場為研究標的，檢測台灣指數選擇權的隱含波動度函數特性，是否與成熟市場有不一致的表現。由實證研究歸納以下結果：(1) 不同價性的波動度變動不一致時(即 $\Delta\sigma_{skew} \neq 0$ )，投資人將會要求更低的波動度做為承受波動度偏態風險的補償，即 $\Delta\sigma_{skew}$ 確實反應了波動度風險溢酬的資訊內涵。(2) 市場狀態將影響投資人避險交易行為，此現象將投射在 $\Delta\sigma_{skew}$ 上。(3) 當 $\Delta\sigma_{skew}$ 增加時，能預期短期市場價格確實可能發生非常變動，。意謂隱含波動度偏態包含市場價格將發生非常變動的資訊內涵。

## 参考文献

- [1] Aboura, S., and C. Villa (2003). “International Market Volatility Indexed – A Study on VIX, VDAX, and VIX,” *Working Paper*.
- [2] Benerjee, R., J. Doran, and D. Peterson, 2007. Implied Volatility and Future Portfolio Return, *Journal of Banking & Finance*, 31 , 3183-3199,
- [3] Black, F., 1976. Studies of Stock Price Volatility Changes. *American Statistical Association 1976 Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- [4] Blair, B., S. Poon, and S. Taylor, 2001. Forecasting S&P 100 Volatility: The Incremental Information Content of Implied volatilities and High-Frequency Index Returns. *Journal of Econometrics*, 105, 5-26.
- [5] BOLLEN, NICOLAS P. B.; WHALEY, ROBERT E.. *Journal of Finance*, Apr2004, Vol. 59 Issue 2, p711-753
- [6] Christie, A., 1982. The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- [7] Christie, A., 1982. The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- [8] Collver, C., 2003. Technically, Some Measures of Implied Volatility Do Provide Market Timing Signals,. *Working Paper*.
- [9] Connors, L., 1998. *Connors on Advanced Trading Strategies*, 1<sup>st</sup> ed., M. Gordon.
- [10] Connors, L., and G. Che, 2001. *Trading Connors VXO Reversals*, 1<sup>st</sup> ed., M. Gordon.
- [11] Derman, E. and I. Kani, 1994. Riding on the Smile, *Risk* 7, 32-39.
- [12] Dupire, B., 1994. Pricing with a Smile, *Risk* 7, 18-20.
- [13] Emanuel, D. and J. MacBeth, 1982. Further Results on the Constant Elasticity of Variance Call Option Pricing Model, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 4, 533-554.
- [14] Fleming, J., 1998. The Quality of Market Volatility Forecasts Implied by S&P 100 Index Option Prices. *Journal of Empirical Finance*, 5, 317-345.
- [15] Fleming, J., B. Ostdiek, and C. Kirby (1995). “Predicting Stock Market Volatility: A New Measure,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, pp.265-302.
- [16] French, K., G. Schwert, and R. Stambaugh, 1987. Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.
- [17] Harvey, C., and R. Whaley, 1992. Market Volatility Prediction and the Efficiency of the S&P 100 Index Option Market. *Journal of Financial Economics*, 31, 43-73.



- [18] Kahneman, D. and A. Tversky, 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47, 263-29.
- [19] Nelson, D., 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59, 347-370.
- [20] Pindyck, R., 1984. Risk, Inflation, and the Stock Market. *American Economic Review*, 74, 335-51.
- [21] Poterba, J. and L. Summer, 1986. The Persistence of Volatility and Stock Market Flutuations, *American Economic Review*, 76, 1142-1151.
- [22] Rubinstein, M. 1994. Implied Binomial Trees, *Journal of Finance* 49, 771-818.
- [23] Schwert, G. (1989). "Why Does Stock Market Volatility Change over Time," *Journal of Finance*, Vol. 44, pp.1115-1153.
- [24] Schwert, G. (1990). "Stock Volatility and the Crash of 1987," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp.77-102.
- [25] Traub, H., L. Ferreira, M. Mcardle, and M. Antognelli, 2000. Fear and Greed in Global Asset Allocation. *The Journal of Investing*, 27-31.
- [26] Whaley, R. (2000). "The Investor Gauge," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 26, pp.12-17.
- [27] 袁淑芳，李進生(2007)，臺灣市場隱含波動率指標的探究：Taifex's VXO 與展望理論，管理學報，第四卷，第二期，頁211-228。

無衍生研發成果推廣資料

98 年度專題研究計畫研究成果彙整表

計畫主持人：袁淑芳		計畫編號：98-2410-H-343-009-				計畫名稱：選擇權的隱含波動度偏態之資訊內涵-以台灣指數選擇權市場為例	
成果項目		量化			單位	備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等）	
		實際已達成數（被接受或已發表）	預期總達成數（含實際已達成數）	本計畫實際貢獻百分比			
國內	論文著作	期刊論文	0	1	80%	篇	
		研究報告/技術報告	1	1	80%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力 （本國籍）	碩士生	2	1	100%	人次	
		博士生	1	1	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		
國外	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		章/本
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力 （外國籍）	碩士生	0	0	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		

<p>其他成果 (無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p>	<p>無</p>
--	----------

	成果項目	量化	名稱或內容性質簡述
科 教 處 計 畫 加 填 項 目	測驗工具(含質性與量性)	0	
	課程/模組	0	
	電腦及網路系統或工具	0	
	教材	0	
	舉辦之活動/競賽	0	
	研討會/工作坊	0	
	電子報、網站	0	
	計畫成果推廣之參與(閱聽)人數	0	



# 國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表  未發表之文稿  撰寫中  無

專利： 已獲得  申請中  無

技轉： 已技轉  洽談中  無

其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）

關於隱含波動度資訊內涵的研究，早期著眼在隱含波動度的極端值對價格反轉時點的判斷，近期的研究則在隱含波動度的函數特性所反射出的資訊內涵進行分析，其中以隱含波動度的偏態特性普遍被視為可能蘊含短期價格特性的重要因子。在研究隱含波動度的偏態特性，Bollen and Whaley (2004)以選擇權市場的供給與需求所造成的買壓(buying pressure)來解釋隱含波動度的函數特性。相對早期研究單純考慮資產報酬與波動度的隨機性與跳躍性對隱含波動度造成影響呈現偏態的主因，「買壓假說」強化市場供需力量對選擇權價格及波動度的影響，並補足對隱含波動度偏態特性的解釋力。提出的研究則對台股市場的短期隱含波動度的資訊內涵的分析，並探究其是否具有預測未來價格的訊息。此外，推論投資人避險性引伸性需求，對不同價性隱含波動度產生不一致的影響，使得不同價性隱含波動度偏態產生差異的變化，因此藉由隱含波動度的偏態分析可能得以用來解釋波動度風險溢酬。