臺大管理論叢 2009/6
第19卷 第2期　57-74

選擇權賣方有利可圖嗎：加價利益的觀點

Options Sellers Gain the Extra Profits: The "Mark-Up Interest" Opinion

傅瑞彬／靜宜大學國際企業系助理教授
Jui-Pin Fu, Assistant Professor, Department of International Business, Providence University

陳松男／國立政治大學金融系教授
Son-Nan Chen, Professor, Department of Money and Banking, National Cheng-Chi University

吳庭斌／國立臺北大學統計系助理教授
Ting-Pin Wu, Assistant Professor, Department of Statistics, National Taipei University

Received 2007/3, Final revision received 2008/3

摘要

本研究提出選擇權加價利益 (Mark-Up Interest) 的觀點，此加價利益是選擇權賣方為彌補採取避險組合後仍可能發生的損失而向選擇權買方收取的風險補償。本研究的方法是將選擇權市價拆解成理論公平賭局價格與加價利益，建立包含加價利益、買賣權平價理論、隱含標的價格與猜測波動度的選擇權評價模型，解決隱含波動度微笑 (Implied Volatility Smile) 所帶來模型內部不一致的問題。在建立各種情境條件下之加價利益後，可用來評估選擇權市價的合理性，以提升買賣雙方對市價的合理判斷，有利於風險管理者進行選擇權之造市操作與避險。本研究經由對台指選擇權 (TXO) 的實證結果發現：加價利益受到距到期交易日、價況程度 (Moneyness) 及猜測波動度的影響。

【關鍵字】加價利益、選擇權、猜測波動度

Abstract

The standpoint of this paper is the "Mark-Up Interest" on Options. The Mark-Up Interest is regarded as the reward on the hedging portfolio to compensate for possible losses. For presenting this, Options market prices are decomposed into the Fair-game Options Prices and the Mark-Up Interests. The Options pricing model formed with the Mark-Up Interest, Put-Call Parity, Implied Underlying Price, and Guessed Volatility is used to solve the internal inconsistence caused by the Implied Volatility Smiles. Therefore, the justness of the options market prices could be estimated with the Mark-Up Interests under different scenarios. The result will help the risk manager to do market making and hedging. The empirical results based on the Options on Taiwan Stock Exchange Weighted Stock Index (TXO) in this paper are as follows: The trading days to expiry, Moneyness, and Guessed Volatility are the factors affecting the Mark-Up Interests.

【Keywords】mark-up interests, options, guessed volatility

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、簡介

本文發展一種由市場報價評估賣出選擇權的額外利益的方法，提供選擇權的賣方可以將市場報價拆解成理論公平賭局的價格 (Fair-game Options Price) 與額外的加價利益 (Mark-Up Interest)，簡稱 *MUI*。在拆解的過程中，採用買賣權平價理論 (Put-call Parity) 來建立靜態無套利 (Static No-arbitrage) 的條件，以取得同時符合買權與賣權市價的隱含標的價格 (Implied Underlying Prices) 與調整後隱含波動度 (Adjusted Implied Volatilities)。然後將標的價格實際波動度與調整後隱含波動度運用平均數與標準差轉換，來進行對應，以取得交易者在交易時所猜測的實際波動度，然後將此猜測波動度值作為買權與賣權的理論公式之波動度參數，可求出交易雙方所認定之買權與賣權的理論公平賭局的價格，此時將買權 (賣權) 的市場報價減去買權(賣權)的理論公平賭局的價格可以得到買權 (賣權) 的加價利益 (*MUI*)。

本文經由對台指選擇權 (TXO) 的實證分析，發現以台指選擇權來看，加價利益同時受到距到期交易日 、履約價與標的價格價內外程度 (以下簡稱價況程度，Moneyness) 及猜測波動度的影響，結果顯示價況程度絕對值越小時，加價利益越大；距到期交易日越接近時，加價利益越小；而猜測波動度對加價利益的影響則因為價況程度絕對值的大小而有不同的反應。本研究結果可以提升台指選擇權交易買賣雙方對報價的合理判斷，解決隱含波動度微笑 (Implied Volatility Smile) 所帶來模型內部不一致的問題，並且可以提升風險管理的技術，在進行 Delta 避險時，應考慮所擁有的加價利益，調整原有的避險比例，才不會產生過度避險或避險不足的問題。

本文的介紹架構如下：第貳節是模型的介紹；第參節介紹實證結果；第肆節對本研究的結果加以結論，並說明其實務應用價值。

貳、模型介紹

理論上在公平賭局的市場，所有選擇權的價格都應以正確的價格來成交。如果將已知的選擇權市價代入 Black 與 Scholes (1973) 的公式中，在其他四個參數已知下，可以求出隱含的波動度；在標的與其他參數相同下，不同的履約價，所隱含波動度應該相同，表示相同標的應只有一個相同的波動度。然而實證上之隱含波動度卻隨著價況程度 (Moneyness) 的關係而變，而具有波動度微笑 (Volatility Smile) 的特性，引起學術界廣泛的討論。為了解決隱含波動度所造成之選擇權評價模型內部不一致的問題，Rubinstein (1994) 及 Derman 與 Kani (1994) 放寬了隱含波動度為常數的假設，引入局部波動度模型 (Deterministic Local Volatility Model)，改進了評價時採用的波動度參數的技術，而 Ritchey (1990) 則建議採取混合買權評價模型 (Mixture Call Option Pricing Model)，將 Black-Scholes公式以不同的波動度值作為參數代入，並依波動度值出現的機率加權平均，Guo (1998) 進而加入選擇權的投資者對標的價格擁有異質預期

臺灣大學學術期刊資料庫

(Heterogeneous Expectations) 的假設，證明 Ritchey (1990) 的模型，符合無套利條件，且此模型是有母數法 (Parametric Method) 相對於 Rubinstein (1994) 及 Derman 與 Kani (1994) 所採用的無母數法，Ritchey (1990) 與 Guo (1998) 的方法較為簡易。

為了同時具有解析解且能彈性的校準選擇權的市價，Brigo 與 Mercurio (2000, 2001, 2002) 發展出混合對數常態局部波動度模型 (Lognormal Mixture Local Volatility Model；LMLV)，之後 Brigo、Mercurio 與 Rapisarda (2004) 更進一步發表了混合對數常態機率變動波動度模型 (Lognormal Mixture Uncertain Volatility Model；LMUV)，兩者的差異在於 LMUV 模型假設波動度是機率變動的 (Random but Non-stochastic)，在各種情境下，標的之遠期波動度出現的機率為已知，並且與標的價格的布朗運動過程是獨立的 (Independent)，使模型更易於操作並具有解析解，依據 Brigo et al. (2004) 之實証結果，混合對數常態機率變動波動度模型 (LMUV) 可以描述隱含波動度微笑的型態。

混合對數常態機率變動波動度模型 (LMUV) 雖然解決了隱含波動度微笑的問題，惟其缺點在於實證過程中，所使用的各種情境下之遠期波動度與標的之實際波動度並不一致，因此本文引入加價利益來解決此問題。依據 Hentschel (2003) 的實證研究，模擬距到期 20 個交易天數之價內程度 (標的價格除以履約價) 10% 的股票買權，其隱含波動度平均為 33%，較實際波動度 25% 高出 8%；相同情形之價內程度 20% 的股票買權，其隱含波動度平均為 58%，較實際波動度 25% 高出 33%，Hentschel (2003) 解釋這現象是受選擇權其他特性所造成的選擇權價格小誤差可以使波動度的誤差變的很大。在本文中，採取加價利益來代替 Hentschel (2003) 所認定的誤差。另外在 Green 與 Figlewski (1999) 的研究指出，發行選擇權時採取較實際波動度高的隱含波動度是為了補償在採取避險組合後仍可能發生的損失，本文將此觀念轉換為發行選擇權時須採取較理論公平賭局價格高的買權及賣權市價，加入加價利益以補償在採取避險組合後仍可能發生的損失。在 Bakshi 與 Kapadia (2003) 的研究中，採用隨機波動度 (Stochastic Volatility) 的模型設定下，評估 S&P500 選擇權買方在進行 delta 避險後的組合發現，存在負的波動度風險溢酬，使得避險組合產生損失，並將其視為買權買方支付給買權賣方的溢酬，此觀念近似於本文之加價利益的觀點，差別在於本文並未假設加價利益的來源是波動度風險溢酬，且本文假設波動度是機率變動的 (Random but Non-stochastic)，加價利益的來源是模型風險 (Model Risk)，而模型風險包含了標的價格 (Underlying Price) 可能依循非對數常態分配、價格跳躍風險 (Jump Risk) 以及隨機波動度的風險等。

在另一篇早期的研究中，Manaster 與 Rendlemen (1982) 以選擇權市價減去可變動標的價格及波動度之理論價格後之最小平方誤差的方法，同時計算選擇權價格中的隱含標的價格與隱含波動度，放寬了只採取隱含波動度來校準選擇權市價的方法，使得

臺灣大學學術期刊資料庫

選擇權的理論價格可以用隱含標的價格及隱含波動度來校準選擇權市價，惟其並未對買權及賣權同時計算隱含標的價格與隱含波動度。所以，在買權與賣權的隱含標的價格及隱含波動度不同時，會有套利機會產生。

本文有別於 Manaster 與 Rendlemen (1982) 的方法，避免買權與賣權之隱含標的價格及隱含波動度不一致，所造成套利機會的問題，而採取買賣權平價理論 (Put-call Parity) 來建立靜態無套利 (Static No-arbitrage) 的條件，以取得同時符合買權與賣權市價的隱含標的價格 (Implied Underlying Prices) 與調整後隱含波動度 (Adjusted Implied Volatilities)。然後將標的價格實際波動度與調整後隱含波動度運用平均數與標準差進行轉換，取得交易者在交易時所猜測的實際波動度 (詳見下文，以下簡稱猜測波動度)，將此猜測波動度值，做為買權與賣權的理論公式的波動度參數，以求出買權與賣權的理論公平賭局的價格，此時將買權 (賣權) 的市價減去買權 (賣權) 的理論公平賭局的價格可以得到買權 (賣權) 的加價利益，此加價利益為選擇權的賣方為彌補採取避險組合後仍可能發生的損失而向選擇權買方收取的風險補償。

在求出 *MUI* 後，我們依價況程度分成四組 (小於 -150 點，-150 至 0 點，0 點至 150點，大於 150 點)，進行回歸分析其與距到期交易日、價況程度以及猜測波動度之關係，其結果為加價利益隨著距到期交易日接近而下降，隨著價況程度絕對值變小而增加，而猜測波動度則因價況程度範圍對 *MUI* 的影響，分成二種情形：(1) 當價況程度的絕對值小於 150 點時 (-150 至 0 點或 0 點至 150 點)，*MUI* 隨著猜測波動度增加而變小；(2) 當價況程度的絕對值大於 150 點時 (小於 -150 點或大於 150 點)，*MUI* 隨著猜測波動度增加而變大。

本文可將與選擇權相同期間之實際波動度分組為分組波動度參數，並計算各分組之出現機率後，可以計算出混合對數常態機率變動波動度模型 (LMUV) 之理論公平賭局價格，但此價格是以客觀機率所計算之加權平均理論公平賭局價格，並非選擇權市場之交易者依當時交易狀況所認定之理論公平賭局價格，因為依本模型計算之買權 (賣權) 市價為交易者依主觀機率衡量之各組波動度所計算之理論公平賭局價格加上買權 (賣權) *MUI*。而且我們呈現各分組波動度參數下之歷史客觀機率做為參考值，以提供風險管理者做為決策變數，風險管理者未來可直接由標的價格之歷史波動度與近期交易狀況，從波動度分組中選擇其所猜測未來距到期日前之各組波動度出現機率，不必再憑經驗臆測在何種價況程度下，應使用的隱含波動度，因此可提供選擇權賣方更符合經濟直覺的造市操作與避險以及合理評估應有多少加價利益，亦即應有多少風險溢酬來承擔避險後仍可能發生的損失。

臺灣大學學術期刊資料庫

一、模型

本模型延伸 Ritchey (1990)、Guo (1998)、Brigo 與 Mercurio (2000, 2001, 2002) 及

Brigo et al. (2004) 之研究，並且引入買賣權平價理論以符合靜態無套利的條件，加上所設定之買權及賣權 *MUI*，導出在不同距到期交易日、不同標的價格與履約價之差的絕對值及不同猜測波動度所對應的買權及賣權 *MUI*。依循 Brigo et al. (2004)，在風險中立機率測度 *Q* 下，選擇權標的股票的動態過程設定如下：

$$dS(t)=\begin{cases} S(t)[r(t)dt+\sigma_0 dZ(t)] & t\in[0,\varepsilon] \\ S(t)[r(t)dt+\beta(t)dZ(t)] & t>\varepsilon \end{cases} \tag{1}$$

其中 *Z* (*t*) 是韋納過程 (Wiener Process)，*r* (t) 是無風險利率，並且是時間 t 的函數。在起始點的標的價格 *S* (0) = $S_0>0$ 之波動度為常數 σ_0，即當時間小於或等於 ε (極小時間) 時，波動度為 σ_0，而時間大於 ε 時，波動度為 $\beta(t)$，且 $\beta(t)$ 是時間的函數。隨機變數 $\beta(t)$ 之範圍為 *N* 個波動度值 σ_j，且機率分別為 θ_j，其中 *j* =1 到 *N*，θ_j 是嚴格為正 (Strictly Positive)，並且 $\sum_{j=1}^{N}\theta_j$ =1，表示如下：

$$\left(t\mapsto\beta(t)\right)=\begin{cases} t\mapsto\sigma_1(t) & with\ probability\ \theta_1 \\ t\mapsto\sigma_2(t) & with\ probability\ \theta_2 \\ \vdots & \vdots \\ t\mapsto\sigma_N(t) & with\ probability\ \theta_N \end{cases} \tag{2}$$

設定，$H(t):=\int_0^t r(u)du$，$V_j(t):=\sqrt{\int_0^t\sigma_j^2(u)du}$，則透過 Ito's Lemma，可以求得式 (1) 隨機微分方程，在狀態 *j* (*with probability* θ_j) 的解如下：

$$S(T\mid\sigma_j)=S(t)\exp\left(H(T-t)-\frac{V_j(T-t)}{2}+\int_t^T\sigma_j(u)dZ(u)\right) \tag{3}$$

因此，歐式買權價值如下：

$$\begin{aligned} \bar{C}_t &= B(t,T)E^Q\left\{C(T)\middle|F_t\right\} \\ &= B(t,T)E^Q\left\{(S(T)-K)^+\middle|F_t\right\} \\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j B(t,T)E^Q\left\{\left(S(T\mid\sigma_j)-K\right)^+\middle|F_t\right\} \\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j C\left(\sigma_j,S(t),K,(T\text{-}t)_a,T-t\right) \\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j C_j \end{aligned} \tag{4}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中，K、$(T\text{-}t)_a$ 及 $T\text{-}t$ 分別代表履約價、距到期交易日及距到期曆日；F_t 表示在時間 t 所能獲得之資訊；狀態 j 下的買權價值為：

$$C_j = S_t\Phi\left[\frac{\ln\frac{S_t}{K}+H(T-t)+\frac{1}{2}V_j^2(T\text{-}t)_a}{V_j(T\text{-}t)_a}\right] - KB(t,T)\Phi\left[\frac{\ln\frac{S_t}{K}+H(T\text{-}t)-\frac{1}{2}V_j^2(T\text{-}t)_a}{V_j(T\text{-}t)_a}\right] \tag{5}$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 為累積常態分配函數。同理可證，混合對數常態機率變動波動度模型之歐式賣權的價值如下：

$$\begin{aligned}\overline{P}_t &= B(t,T)E^Q\left\{(K-S(T))^+\middle|F_t\right\}\\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j B(t,T)E^Q\left\{(K-S(T\mid\sigma_j))^+\middle|F_t\right\}\\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j P\left(\sigma_j,S(t),K,(T\text{-}t)_a,T-t\right)\\ &= \sum_{j=1}^{N}\theta_j P_j\end{aligned} \tag{6}$$

其中 P_j，為狀態 j 下的歐式賣權價值。式 (4) 與 (6) 之 $\overline{C}_t$ 與 $\overline{P}_t$ 分別代表依混合對數常態機率分配得到之買權與賣權的理論公平賭局價格，波動度值為 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$，出現機率為 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_N$；

在考慮股息下，應以扣除距選擇權到期日累計股息後之標的價格 S_t^D 來代替 S_t，因此式 (4) 與 (6) 之 $\overline{C}_t$ 與 $\overline{P}_t$ 可分別改寫如下：

$$\overline{C}_t = \sum_{j=1}^{N}\theta_j C(\sigma_j,S_t^D,K,(T\text{-}t)_a,T\text{-}t) \tag{7}$$

$$\overline{P}_t = \sum_{j=1}^{N}\theta_j P(\sigma_j,S_t^D,K,(T\text{-}t)_a,T\text{-}t) \tag{8}$$

我們定義買 (賣) 權市價與理論公平賭局價格的差距為買 (賣) 權加價利益，並運用買賣權平價理論，分別表示如下。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$C_t^m = \bar{C}_t + MUI_C \tag{9}$$

$$P_t^m = \bar{P}_t + MUI_P \tag{10}$$

$$C_t^m = P_t^m + \tilde{S}_t - K \times B(t,T) \tag{11}$$

其中，$C_t^m = C^m(\tilde{\sigma}^{adj}, \tilde{S}_t, K, (T\text{-}t)_a, T\text{-}t)$ 與 $P_t^m = P^m(\tilde{\sigma}^{adj}, \tilde{S}_t, K, (T\text{-}t)_a, T\text{-}t)$ 是買權與賣權市價，MUI_C 與 MUI_P 分別代表買權與賣權之加價利益，$\tilde{\sigma}^{adj}$ 與 $\tilde{S}_t$ 則是在式 (11) 買賣權平價理論下，運用買權 C_t^m 與賣權 P_t^m 市價為已知的條件，依照 Black-Scholes 模型的公式，以試誤法 (Try and Error)，反向求解得到調整後隱含波動度 $\tilde{\sigma}^{adj}$ 與隱含標的價格 $\tilde{S}_t$。在買賣權平價理論成立下，實際交易的買權買賣雙方及賣權買賣雙方對於下列參數會依交易狀況而有些許調整。

(一) 出現 σ_j 的機率 θ_j 會隨著交易狀況，由市場買權及賣權之買賣雙方共同決定出現 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$ 的主觀機率 $\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \cdots, \tilde{\theta}_N$。

(二) 考慮買權買賣雙方及賣權買賣雙方共同決定標的價格未來漲跌的預期，產生隱含標的價格 $\tilde{S}_t$。

為了從 C_t^m 與 P_t^m 拆解出 $\bar{C}_t$ 與 MUI_C 及 $\bar{P}_t$ 與 MUI_P，我們採取平均數與標準差轉換如下：

$$\frac{\tilde{\sigma}^{adj} - \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\tilde{\sigma}_i^{adj}}{S(\tilde{\sigma}^{adj})} = \frac{\sigma^g - \frac{1}{q}\sum_{j=1}^{q}\sigma_j^{real}}{S(\sigma^{real})} \tag{12}$$

移項得到 $\sigma^g = \frac{1}{q}\sum_{j=1}^{q}\sigma_j^{real} + S(\sigma^{real}) \times (\tilde{\sigma}^{adj} - \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\tilde{\sigma}_i) / S(\tilde{\sigma}^{adj})$ ，其中 σ^g 代表經轉換後求出之猜測波動度，$\tilde{\sigma}^{adj}$ 為調整後隱含波動度，σ^{real} 為實際波動度，$\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\tilde{\sigma}_i$ 為調整後隱含波動度的平均值，$\frac{1}{q}\sum_{j=1}^{q}\sigma_j^{real}$ 為實際波動度的平均值，$S(\tilde{\sigma}^{adj})$ 為調整後隱含波動度的標準差，$S(\sigma^{real})$ 為實際波動度的標準差。將轉換後求出之猜測波動度 σ^g 代入 Black-Scholes 模型的公式，可以求出經過波動度轉換所得到的買權與賣權之公平賭局價格，我們視為交易者所共同認定主觀機率之買權與賣權之公平賭局價格 $\tilde{C}_t$ 與 $\tilde{P}_t$，並以之代替客觀機率之理論公平賭局價格 $\bar{C}_t$ 與 $\bar{P}_t$，改寫式 (7) 與 (8) 如下：

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\tilde{C}_t = C(\sigma^g, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t) = \sum_{j=1}^{N} \tilde{\theta}_j C(\sigma_j, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t) \tag{13}$$

$$\tilde{P}_t = P(\sigma^g, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t) = \sum_{j=1}^{N} \tilde{\theta}_j P(\sigma_j, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t) \tag{14}$$

其中，$\sum_{j=1}^{N} \tilde{\theta}_j C(\sigma_j, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t)$ 與 $\sum_{j=1}^{N} \tilde{\theta}_j P(\sigma_j, \tilde{S}_t, K, (T-t)_a, T-t)$ 分別代表實際波動度為 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$ 之主觀出現機率為 $\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \cdots, \tilde{\theta}_N$ 之買權與賣權的公平賭局價格；

將 $\tilde{C}_t$ 與 $\tilde{P}_t$ 取代 $\bar{C}_t$ 與 $\bar{P}_t$ 代入式 (9) 與 (10)，移項得到 MUI_C 與 MUI_P 如下：

$$MUI_C = C_t^m - \tilde{C}_t \tag{15}$$

$$MUI_P = P_t^m - \tilde{P}_t \tag{16}$$

其中，買權及賣權之加價利益必須相等，即 $MUI_C = MUI_P$，參見附錄式 (A.1) 之證明，否則會有套利機會。

參、實證結果

本文的實證對象為台灣期貨交易所 (Taiwan Futures Exchange；TFE) 交易之台指選擇權 (Options on the TAIEX；TXO)，標的資產為台灣加權股價指數 (Taiwan Stock Exchange Weighted Stock Index；TAIEX)，其中台指選擇權之買權與賣權皆使用每日的收盤價，台灣加權股價指數以使用每日的收盤價，並且將距到期日之累計股息皆以每家上市公司依各配息時點之息值按日累計換算出對加權股價指數影響之息值。樣本期間包括到期月份從 2002 年 11 月起至 2006 年 10 月止之近月距到期交易天數為 25 日以內之選擇權，各有買權與賣權 10,775 筆資料，合計 21,550 筆。

本研究將上述樣本期間中，具有完整 25 個交易日序列共計 431 個序列，列於表 1，第一個序列的交易起始日為 2002 年10 月 16 日，最後一個序列的最後交易日為 2006年 10 月 18 日。每個序列的要求條件是在這 25 個交易日中，不可超過 2 個交易日沒有交易量，以增加選擇權市價的代表性，由買權與賣權總數 21,550 筆中，只有 133 筆沒有交易量，全體有效資料達99.38%。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1 買權、賣權及台灣加權股價指數之樣本總交易天數

	全部序列 (1)	每序列交易天期 (2)	總交易天數 (3)=(1)*(2)
買權	431	25	10,775
賣權	431	25	10,775
台灣加權股價指數	1	997	997

註：台灣加權股價指數的交易天數為 997 天，與買權及賣權的筆數 10,775 不一致是因為買權與賣權包含多個不同履約價的序列且前後兩個序列之 25 個交易日會有部分重疊。

在表 2，以 2006 年 7 月 12 日到 2006 年 8 月 16 日為例，說明現金股息在除息旺季 (約每年的六至九月) 對台灣加權股價指數的影響。表 2 顯示計算累計股息對指數之影響在除息旺季期間是重要的，因為台指選擇權的履約價並未因發放股息而調整，但是非除息期間則無影響。在表 2 中，距到期日的前 25 個交易日所累計的股息指數影響點數為 144.72 點，這表示如果不計算此累計股息指數影響點數，則選擇權的評價將會受到扭曲與偏誤。表 2 限於篇幅的關係，僅顯示一個序列之累計股息指數影響點數，但本文為計算買權與賣權各 10,775 筆資料的過程中已經將所有累計股息指數影響點數都予以計算。

表 2 現金股息在除息旺季對台灣加權股價指數 (TAIEX) 之影響

日期	上市總市值 (單位：百萬元新台幣)	台灣加權股價指數 TAIEX	當日現金股利合計 (單位：新台幣百萬元)	當日現金股利對指數影響點數 (單位：點)	現金股利累計指數影響點數 (單位：點)
2006/7/12	14,547,931	6,298.86	---	---	144.72
2006/7/13	14,688,832	6,358.81	4,354	1.64	143.08
2006/7/14	14,731,120	6,377.09	3,792	11.66	131.42
2006/7/17	14,825,667	6,418.35	26,936	13.25	118.17
2006/7/18	14,805,361	6,410.59	30,614	0.47	117.70
2006/7/19	14,832,287	6,416.34	1,082	16.05	101.65
2006/7/20	14,846,254	6,423.81	37,062	6.32	95.33
2006/7/21	14,781,269	6,394.03	14,601	10.25	85.09
2006/7/24	14,753,233	6,380.73	23,683	2.51	82.57
2006/7/25	14,845,242	6,420.45	5,811	0.29	82.28
2006/7/26	14,717,491	6,366.16	669	17.80	64.48
2006/7/27	14,634,159	6,327.25	41,159	2.24	62.24
2006/7/28	14,739,462	6,375.64	5,176	6.14	56.10
2006/7/31	14,616,666	6,311.98	14,202	1.64	54.46
2006/8/1	14,617,151	6,307.93	3,788	0.29	54.17
2006/8/2	14,703,120	6,343.54	676	3.17	51.00
2006/8/3	14,964,972	6,455.57	7,349	4.44	46.56

臺灣大學學術期刊資料庫

日期	上市總市值 (單位：百萬元新台幣)	台灣加權股價指數 TAIEX	當日現金股利合計 (單位：新台幣百萬元)	當日現金股利對指數影響點數 (單位：點)	現金股利累計指數影響點數 (單位：點)
2006/8/4	14,930,589	6,446.01	10,300	6.18	40.37
2006/8/7	14,780,814	6,380.03	14,333	2.52	37.86
2006/8/8	14,792,503	6,380.00	5,827	4.27	33.59
2006/8/9	14,741,415	6,356.84	9,889	6.30	27.29
2006/8/10	14,732,714	6,353.71	14,600	20.18	7.11
2006/8/11	14,726,531	6,350.90	46,803	2.25	4.86
2006/8/14	14,482,962	6,245.13	5,218	0.60	4.26
2006/8/15	14,468,136	6,242.40	1,388	2.14	2.12
2006/8/16	14,475,074	6,241.92	4,958	2.12	---

註：以選擇權到期日 2006 年 8 月 16 日為例。

在模型之式 (4)、(5)、(6) 與 (11)，我們使用到債券價格 $B(t,T)$。但為了簡化模型的運作，本文假設在同一個序列中，25 個交易日內之利率為已知常數。本文所採用之全體票券金融公司之三個月期台灣國庫券平均利率報價 (其中參考利率若改為採用台灣銀行一年期定期存款利率，對本文的研究結論沒有影響)，參考月份為距到期日之前 25 個交易日所在之月份。例如，在 2002 年 10 月之三個月期台灣國庫券利率為 1.95%，用來作為評價 2002 年 11 月到期之近月選擇權所使用的利率。表 3 列出選擇權樣本期間之所有參照的三個月期台灣國庫券平均利率。

表 3 選擇權樣本期間之所有參照的三個月期台灣國庫券平均利率 (%)

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
2002										1.95	1.69	1.48
2003	1.17	1.06	1.1	1.04	1.02	0.98	0.77	0.69	0.81	0.58	0.78	0.84
2004	0.96	0.9	0.92	0.89	0.91	0.92	0.92	0.95	1.01	1.07	1.08	1.1
2005	1.14	1.14	1.15	1.19	1.2	1.2	1.25	1.26	1.25	1.32	1.37	1.37
2006	1.39	1.38	1.39	1.45	1.42	1.43	1.44	1.48	1.48	1.49		

註：全體票券金融公司平均值。

Hentschel (2003) 的實證結果顯示平均隱含波動度比平均實際波動度偏高，因此隱含波動度是代表未來的波動度的看法是受到挑戰的。由表 4 顯示，選擇權交易時，距到期日之未來波動度 (實際波動度) 的歷史平均值為 18.252%，而調整後隱含波動度的平均值則高達 23.306%，高出 5.054%，觀察各距到期日 25 天、21 天、17 天、13 天、9 天及 5 天等分項，其調整後隱含波動度與實際波動度也都呈現調整後隱含波動

臺灣大學學術期刊資料庫

度的平均值較未來波動度 (實際波動度) 的歷史平均值為高的現象，顯然與所謂隱含波動度是代表未來波動度的說法並不一致，因此我們認為應該採取未來實際發生的波動度，來取代使用隱含波動度。

雖然我們無法預見未來實際發生的波動度，但是就當時的選擇權交易者而言，事實上已經是在猜測到期前的未來波動度，然而猜測波動度的求算，因牽涉到買賣權交易雙方的交易心理，如果要建立其數學模型是很困難的，因此本文引用 Hentschel (2003) 認為隱含波動度較實際波動度偏高的觀念，使用平均數與標準差轉換的方式，將調整後隱含波動度轉換為實際波動度，此時所轉換得到的實際波動度稱為「猜測波動度」。由於這是經由買賣權市價所求出交易者認定的實際波動度，事實上交易者只是從未來所有可能出現的結果，就其中一種或混合各種可能的波動度做猜測，因此我們稱之為「猜測波動度」。也就是說「猜測波動度」是指交易者以調整後隱含波動度來交易時，交易者所猜測之未來波動度 (實際波動度) 值。猜測波動度代表買權及賣權之買賣雙方經由交易的選擇權價格，在考慮買賣權平價理論後，經過平均數與標準差的轉換，所共同認為之未來波動度 (指從目前時點到選擇權到期日的這段時間的波動度)。

表 4 調整後隱含波動度平均值與實際波動度平均值之差

交易天數	平均	25 天	21 天	17 天	13 天	9 天	5 天
實際波動度平均值 (1)%	18.252	18.806	18.700	18.551	18.404	18.151	17.485
調整後隱含波動度平均值 (2)%	23.306	21.878	22.912	22.328	22.692	24.146	24.720
波動度差% (1)-(2)	5.054	3.072	4.212	3.777	4.288	5.995	7.235
標準誤	3.850	2.660	2.885	3.182	3.609	4.278	5.529

註：標準誤為 $\sigma/\sqrt{2n}$，係採用 Hull (2000) 之方法。

我們所設定的轉換方式如下，將標的價格實際波動度與調整後隱含波動度運用平均數與標準差來進行對應，其中在計算標的價格實際波動度及調整後隱含波動度的平均值與標準差時，將標的價格實際波動度從 23952 筆資料中捨去較大的 327 筆 (佔 1.364%，太接近到期日容易有過大的波動度)，並且從調整後隱含波動度去除 164 筆偏大的波動度 (佔 1.52%)，運用各自的平均數與標準差，我們轉換調整隱含波動度所對應的實際波動度，以猜測波動度 [＝實際波動度平均數＋(調整隱含波動度－調整隱含波動度平均值)×實際波動度的標準差÷調整隱含波動度的標準差]，來計算出猜測波動度。利用此猜測波動度作為交易時的波動度值，代入買權與賣權的理論公式中，可求出買權與賣權的理論公平賭局的價格，此時將買權(賣權)的市場報價減去買權(賣權) 的理論公平賭局的價格即可以得到買權 (賣權) 的加價利益 (*MUI*)。

臺灣大學學術期刊資料庫

我們將所得出之各 10,775 筆的買權與賣權的加價利益，去除買權 *MUI* 與賣權 *MUI* 差異超過 1 點以上的部份共 471 筆佔總資料數 10775 筆僅約 4.37%，因為買賣權平價理論成立下，無套利機會之買權 *MUI* 與賣權 *MUI* 應相等，參見附錄式 (A.1) 證明，然後將差距 1 點以內之買權 *MUI* 與賣權 *MUI* 取平均值為 *MUI*，再依價況程度 (Moneyness=$K-S_t^D$，數值為正時，賣權為價內，買權為價外；數值為負時，賣權為價外，買權為價內) 分組為價況程度範圍小於-150 點、-150 至 0 點、0 點至 150 點及大於 150 點。若以價況程度比率 Moneyness=履約價除以標的價格後取自然對數=Ln (K/S_t^D)，範圍為小於 -2.5%、-2.5% 至 0%、0% 至 2.5% 及大於 2.5%。依價況程度範圍分組後，進行回歸分析其與距到期交易日、價況程度以及猜測波動度之關係，由表 5 顯示，加價利益隨著距到期交易日 (TDAY) 接近而下降 (同方向變動，(1)~(4) 組係數都為正)，隨著價況程度絕對值變小而增加 (因為 (1)、(2) 組之 X=($K-S_t^D$) 為負，其 MONEY 係數為正，表示反方向變動，(3)、(4) 組之 X=($K-S_t^D$) 為正，其 MONEY 係數為負，亦表示反方向變動)，而猜測波動度 (GVOL) 則因價況程度範圍對 *MUI* 的影響，分成二種情形：1. 當價況程度的絕對值小於 150 點時 (-150 至 0 點與 0 點至 150 點)，即第 (2) 與 (3) 組，GVOL 係數為負，表示反方向變動，*MUI* 隨著猜測波動度增加而變小；2. 當價況程度的絕對值大於 150 點時 (小於 -150 點與大於 150 點)，即第 (1) 與 (4) 組，GVOL 係數為正，表示同方向變動，*MUI* 隨著猜測波動度增加而變大。從表 6 的結果，亦顯示出與表 5 類似的結論，只是加價利益改為加價利益比率 (我們定義加價利益比率 *MUIR*=*MUI* / 賣方最大出資額)，而價況程度改成價況程度比率，價況程度比率的範圍為小於 -2.5%、-2.5% 至 0%、0% 至 2.5% 及大於 2.5%。其中，以台指選擇權而言，賣方最大出資額為 520 點 (每點 50 元)。因為加價利益 *MUI* 是從賣方的角度來衡量，因此我們從賣方所出資金的角度來思考加價利益比率。所以本文採用台指選擇權賣方所提供的保證金 (Margin) 中，由賣方所出資之為最大值做分母，以目前台指選擇權風險保證金 (A 值)=26,000=520 點價值 (每點 50 元)，來計算比率。其目的是使投資者可以用賣方所出資之最大值的某個比率來衡量加價利益。由表 7 顯示，價平附近之台指選擇權，猜測波動度代表值 7.82%，距到期日 25 日之加價利益比率約為 9.97%，而距到期日 5 日之加價利益比率則降為 4.44%；相同條件下，但價況程度 (= Ln (K / S_t^D)) 為 -3%，距到期日 25 日之加價利益比率僅約 5.39%，距到期日 5 日之加價利益比率更低至只有 1.00%；相同條件下，價況程度為 3%，距到期日 25 日之加價利益比率僅約 6.00%，距到期日 5 日之加價利益比率低至 1.00%。若猜測波動度代表值為 32.03%，距到期日 25 日，價平附近之加價利益比率約為 8.93%，而距到期日 5 日之加價利益比率則降為 3.40%；相同猜測波動度下，但價況程度為 -3%，距到期日 25 日之加價利益比率僅約 7.63%，距到期日 5 日之加價利益比率則低至 3.23%；價況程度為 3%，距到期日 25 日之加價利益比率僅約 8.64%，距到期日 5

臺灣大學學術期刊資料庫

日之加價利益比率則低至 3.63%。計算加價利益比率可以增加我們對加價利益的了解，在應用到其它衍生性商品時，可以做不同商品之加價利益比率的比較。

表 5 距到期交易日、價況程度與猜測波動度對加價利益的影響

回歸模型：$MUI = \beta_0 + \beta_1 TDAY + \beta_2 MONEY + \beta_3 GVOL$

$X=K-S_t^D$	β_0	TDAY	MONEY	GVOL	Adj R^2	樣本數
(1) $X \leq -150$	3.6615***	1.1022***	0.0357***	0.4023***	0.7410	3,886
	(9.33)	(78.34)	(60.89)	(3.89)		
(2) $-150 < X \leq 0$	18.2064***	1.3841***	0.0571***	-0.2493***	0.7551	1,705
	(33.79)	(68.35)	(17.15)	(-11.30)		
(3) $0 < X \leq 150$	18.2598***	1.4322***	-0.0473***	-0.2938***	0.7508	1,635
	(33.74)	(67.54)	(-13.39)	(-13.67)		
(4) $X > 150$	3.0624***	1.2937***	-0.0424***	0.4879***	0.7608	3,078
	(7.54)	(82.52)	(-55.72)	(35.41)		

註：1. 依價況程度 $X=K-S_t^D$ 分成 (1)~ (4) 共四組進行回歸分析。

2. 括弧內為 t-value。***達 1% 統計顯著水準。

3. TDAY 為距到期交易日，MONEY 為價況程度 ($=K-S_t^D$)，GVOL% 為猜測波動度，β_1、β_2 與 β_3 分別為其係數，β_0 為截距項。

表 6 距到期交易日、價況程度比率與猜測波動度對加價利益比率的影響

回歸模型：$MUI = \beta_0 + \beta_1 TDAY + \beta_2 MONEY + \beta_3 GVOL$

$X\%=Ln\ -(K/S_t^D)$	β_0	TDAY	MONEY	GVOL	Adj R^2	樣本數
(1) $X \leq -2.5$	0.3755***	0.2199***	0.3998***	0.0922***	0.7889	3,972
	(5.70)	(91.24)	(73.57)	(41.61)		
(2) $-2.5 < X \leq 0$	3.4173***	0.2717***	0.7025***	-0.0394***	0.7774	1,619
	(33.74)	(71.06)	(18.17)	(-9.35)		
(3) $0 < X \leq 2.5$	3.3641***	0.2811***	-0.5686***	-0.0463***	0.7607	1,602
	(32.39)	(69.00)	(-13.83)	(-11.05)		
(4) $X > 2.5$	0.4057***	0.2505***	-0.5062***	0.1089***	0.8109	3,111
	(5.99)	(95.22)	(-67.05)	(45.98)		

註：1. 依價況程度 $X\%=Ln\ (K/S_t^D)$ 分成 (1)~ (4) 共四組進行回歸分析。

2. 括弧內為 t-value。***達 1% 統計顯著水準。

3. MUIR (%) 為加價利益比率 (=MUI/520)，TDAY 為距到期交易日，GVOL (%) 為猜測波動度，MONEY (%) 為價況程度比率 ($=Ln\ (K/S_t^D)$)，β_1、β_2 與 β_3 分別為其係數，β_0 為截距項。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7 加價利益比率的比較

MUIR		MONEY					
		TDAY=25			TDAY=5		
		0	−3	3	0	−3	3
GVOL	7.82	9.97	5.39	6.00	4.44	1.00	1.00
	32.03	8.93	7.63	8.64	3.40	3.23	3.63

註：MUIR (%) 為加價利益比率，TDAY 為距到期交易日，GVOL (%) 為猜測波動度，MONEY (%) 為價況程度比率 (=Ln (K / S_t^D))。

由表 5 與表 6 的結果分析，*MUI* 隨著價況程度的絕對值變大及距到期交易日減少而遞減，其意義在於 *MUI* 是對於選擇權賣方避險後的額外風險補償，因此當價況程度的絕對值變大代表接近深價內或深價外，而深價內與深價外之避險組合受到標的價格變動所產生的風險，例如 Delta 跳動的風險相對較小 (因為深價內及深價外的 Gamma 值較小)，所以額外風險補償應減少，也就是 *MUI* 減少。另外，距到期交易日減少表示避險組合所需承受之標的價格變動的風險，例如 Delta 跳動的風險也將因為接近到期日而使得風險發生的機率下降，故額外風險補償應減少，也使得 *MUI* 減少。至於猜測波動度的大小對於 *MUI* 的影響，要看當時的價況程度而有所不同，由式 (13) 與 (14) 可知，當猜測波動度 σ^g 偏高，表示在買權與賣權公平賭局價格中，交易者認為出現實際波動度 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$ 的主觀機率 $\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \cdots, \tilde{\theta}_N$ 中，其較大波動度的出現機率較高 (高於歷史機率值)，加權平均主觀機率後，會得到較高的猜測波動度 σ^g 值。而較高的猜測波動度 σ^g 值會使得買權及賣權公平賭局價格相對較高，在買賣權市價已知的條件下，由式 (15) 與(16) 可知買權與賣權加價利益 MUI_C 與 MUI_P 相對較小。而在價平附近，買權與賣權理論公平賭局價格受到猜測波動度 σ^g 值變大的影響大於深價外及深價內，由式 (15) 與 (16) 可知加價利益 MUI_C 與 MUI_P 會更小。而在深價外及深價內時，因為其時間價值低，所以即使猜測波動度 σ^g 值變大，對買權與賣權理論公平賭局價格的影響較小，因此只能使加價利益 MUI_C 與 MUI_P 稍微減少，而另一方面，猜測波動度 σ^g 值變大使避險的困難度增加，使得賣方所要求的加價利益 MUI_C 與 MUI_P 增加，實証顯示後者的力量大於前者。因此在深價外及深價內時，猜測波動度 σ^g 值變大，會使得加價利益 MUI_C 與 MUI_P 增加。

本文延伸 Brigo et al. (2004) 之機率變動波動度模型，可以描述隱含波動度微笑的型態，由式 (2) 之機率變動波動度 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$，及客觀機率 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_N$，在給定履約價 K 之下，可求出機率加權下的選擇權價格。我們將選擇權相同期間之標的價格的實際波動度依照波動度大小分為 N 組，即機率變動波動度分別為 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_N$，並計算其出現機率為 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_N$。在本文中，設定 N=8，機率變動波動度 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_8$，分

臺灣大學學術期刊資料庫

別為 7.82%、11.00%、13.56%、16.27%、19.46%、23.80%、32.03%、以及46.16%，而客觀機率 $\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_8$ 則依實際波動度分組計算其機率分別為 7.57%、15.61%、18.13%、19.99%、14.37%、9.72%、13.68% 及 0.92%，在交易時則依照選擇權交易者對實際波動度主觀出現機率的判斷，在不改變機率變動波動度 $\sigma_1, \sigma_2, \cdots, \sigma_8$ 下，從上述客觀機率的基礎上做調整 (歷史客觀機率的使用可彈性依照交易者的需求依取樣時間的長短再重新計算)，並在納入加價利益後，使得本模型可以解決實際波動度與隱含波動度不一致的問題，有助於選擇權交易者以更符合直覺的方式來進行交易。

肆、結論

本文結合了買賣權平價理論，擷取 Manaster 與 Rendlemen (1982) 同時計算隱含標的價格與隱含波動度的觀念，並從 Hentschel (2003) 容許選擇權市價與參數誤差的觀念引伸出買權與賣權的加價利益，同時吸收 Brigo et al. (2004) 允許波動度為機率變動 (Random) 的混合對數常態模型，修改為包含加價利益、買賣權平價理論、隱含標的價格與猜測波動度的新模型，此模型的貢獻在於連結了 Brigo et al. (2004) 與實際波動度及買賣權平價理論之間的關係，避免了買權與賣權隱含波動度模型內部不一致的套利問題，並且使用轉換後的猜測波動度以納入市場上既存之標的價格的波動度，並運用了前面幾個模型的觀念，加入加價利益後來建立評價模型，以符合經濟的直覺。而依歷史資料所計算出實際波動度分組 7.82%、11.00%、13.56%、16.27%、19.46%、23.80%、32.03%、以及 46.16% 的出現機率分別為 7.57%、15.61%、18.13%、19.99%、14.37%、9.72%、13.68% 及 0.92%，可以提供選擇權交易者彈性的交易決策空間，其中加價利益更可以作為風險管理者在進行避險與造市操作的緩衝劑，也可以增加避險的精確度，避免過度或不足的避險，提高風險控管的品質。未來這方面的研究，可以朝向各種商品與型態的選擇權進行評價，因為只要有校準問題，就有隱含波動度的問題，也會有買賣權內部不一致的套利問題，而本模型可以解決上述的問題。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

Bakshi, G., & Kapadia, N. 2003. Delta-hedged gains and the negative market volatility risk premium. ***Review of Financial Studies***, 16 (2): 527-566.

Black, F., & Scholes, M. 1973. The pricing of options and corporate liabilities. ***Journal of Political Economy***, 81 (3): 637-659.

Brigo, D., & Mercurio, F. 2000. A mixed-up smile. ***Risk***, 13 (9): 123-126.

_____. 2001. Displaced and mixture diffusions for analytically-tractable smile models. In H. Geman, D. Madan, S. Pliska, & A. Vorst (Eds.), ***Mathematical finance-bachelier congress 2000***: 151-174. Berlin, Germany: Springer-Verlag.

_____. 2002. Lognormal-mixture dynamics and calibration to market volatility smiles. ***International Journal of Theoretical and Applied Finance***, 5 (4): 427-446.

Brigo, D., Mercurio, F., & Rapisarda, F. 2004. Smile at the uncertainty. ***Risk***, 17 (5): 97-101.

Derman, E., & Kani, I. 1994. Riding on a smile. ***Risk***, 7 (2): 32-39.

Green, T. C., & Figlewski, S. 1999. Market risk and model risk for a financial institution writing options. ***Journal of Finance***, 54 (4): 1465-1499.

Guo, C. 1998. Option pricing with heterogeneous expectations. ***Financial Review***, 33 (4): 81-92.

Hentschel, L. 2003. Errors in implied volatility estimation. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 38 (4): 779-810.

Hull, J. C. 2000. ***Options, futures, & other derivatives*** (4th ed.). Toronto, Canada: Prentice-Hall.

Manaster, S., & Rendleman, R. J. 1982. Option prices as predictors of equilibrium stock prices. ***Journal of Finance***, 37 (4): 1043-1057.

Ritchey, R. J. 1990. Call option valuation for discrete normal mixtures. ***Journal of Financial Research***, 13 (4): 285-296.

Rubinstein, M. 1994. Implied binomial trees. ***Journal of Finance***, 49 (3): 771-818.

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄

買權與賣權加價利益相等之證明

買權及賣權之加價利益必須相等，如下式 (A.1)，否則會產生套利機會。

$$MUI_C = MUI_P \tag{A.1}$$

證明如下：到期時 $(T\text{-}t)\to 0$， $(T\text{-}t)_a \to 0$，$\tilde{S}_T = S_T$，得到

$C_T^m = C_T^m(\tilde{\sigma}^{adj}, \tilde{S}_T, K, (T\text{-}t)_a, (T\text{-}t)) = (S_T - K)^+$

$P_T^m = P_T^m(\tilde{\sigma}^{adj}, \tilde{S}_T, K, (T\text{-}t)_a, (T\text{-}t)) = (K - S_T)^+$

$\tilde{C}_T = C_T(\sigma^g, \tilde{S}_T, K, (T\text{-}t)_a, T\text{-}t) = (S_T - K)^+$

$\tilde{P}_T = P_T(\sigma^g, \tilde{S}_T, K, (T\text{-}t)_a, T\text{-}t) = (K - S_T)^+$

由上四式，得到 $C_T^m = \tilde{C}_T$，$P_T^m = \tilde{P}_T$，因此到期時 $MUI_C = C_T^m = \tilde{C}_T = 0$ 且 $MUI_C = P_T^m = \tilde{P}_T = 0$，皆收斂為零。

在標的價格的走向為中性看法下 (即交易者認為之標的價格 $\tilde{S}_t$ 等於扣除到期前累計股息之實際標的價格 S_t^D)，若 $C_t^m - \tilde{C}_t > P_t^m - \tilde{P}_t$ (買權市價相對賣權市價偏高，$MUI_C > MUI_P$)，則將買賣權市價代入買賣權平價公式 (11) 式，因為調整後隱含波動度與買賣權市價都為正向關係，而隱含標的價格與買權市價為正向關係，但與賣權市價為反向關係，因此若買權市價相對賣權市價偏高，則會得到較大的隱含標的價格 $\tilde{S}_t > S_t^D$ (扣除距選擇權到期日累計股息後之標的價格)，則可以進行套利，採取賣出買權，買進賣權的策略，同時借入現金 $K \times B(t,T)$，買進標的價格 S_t^D (小於 $\tilde{S}_t$，預先扣除累計股息以簡化計算)，因此投資組合的現金流量為 $C_t^m - P_t^m + K \times B(t,T) - S_t^D > 0$ (或 $MUI_C + \tilde{C}_t - (MUI_P + \tilde{P}_t) + K \times B(t,T) - S_t^D > 0$ 並採取持有到期策略。

若 $S_T - K > 0$，則須支付買權買方 $S_T - K$，買進賣權價值為零，歸還借入現金含利息 K，賣出標的收取現金 S_T，所以到期現金流量為 0，而期初有正的現金流入，因此會有套利機會，可以獲利。反之若賣權市價相對買權市價偏高，則採取反向策略，持有到期可以產生利潤。所以買權與賣權的加價利益應相等，否則會存在套利機會。即 $MUI_C = MUI_P$。

臺灣大學學術期刊資料庫

作者簡介

傅瑞彬

國立政治大學金融系財務工程組博士。現為靜宜大學國際企業系助理教授。主要研究領域為財務工程及金融商品創新與設計。

陳松男

美國喬治亞大學財務博士，曾任教美國馬里蘭大學。現為國立政治大學金融系教授。目前主要研究領域為財務工程及金融商品創新與設計。論文曾發表於 Journal of Finance、JFQA、Management Science、Review of Quantitative Finance & Accounting、Journal of Portfolio Management 等財金領域重要期刊。

吳庭斌

國立政治大學金融系財務工程組博士。現為國立臺北大學統計系助理教授。主要研究領域為財務工程及金融商品創新與設計，論文曾發表於 Journal of Derivatives、Journal of Futures Markets 等期刊。

臺灣大學學術期刊資料庫