

選擇權市場效率性檢定：隱含波動率成對交易 檢定法

Testing Options Market Efficiency with Applications to Implied Volatility Pair Trading Test

郭維裕¹ Wei-Yu Kuo 陳鴻隆² Hung-Lung Chen 陳威光² Wei-Kuang Chen
國立政治大學國際經營與貿易學系 國立政治大學金融學系

¹Department of International Business, National Chengchi University and

²Department of Money and Banking, National Chengchi University

(Received November 4, 2009; Final Version June 3, 2011)

摘要：由於台灣股票市場中電子類股佔整體市場約 70% 的成交比重，因此電子指數與台股加權指數間應存在共同的波動率因子，以兩者為標的之選擇權的隱含波動率差亦應存在一長期穩定關係。本文檢定台指買權及電子買權隱含波動率序列是否存在共同因子，並檢定兩隱含波動率序列是否存在緩長記憶性；接著，以均數回歸模型檢定兩選擇權隱含波動率差偏離均衡後的動態行為；最後，使用成對交易進行選擇權市場交互效率性檢定。此檢定法的特點是以選擇權波動率差偏離幅度設計交易策略，因此只需觀察選擇權隱含波動率的相對偏離程度，不需選擇權的合理價格。在交易策略的設計方面，除過去文獻提出的交易策略外，我們另提出一以波動率差的均數回歸速度決定持有期間的持有期間判斷準則。實證資料顯示，台指買權及電子買權隱含波動率序列確實存在共同因子，且兩選擇權的隱含波動率序列存在長期穩定關係、隱含波動率差序列則呈現均數回歸過程。以波動率差為進出場訊號建構投資組合，在考量保證金及交易成本後發現建構投資組合的次數不多，且平均報酬率雖為正但並不顯著。這些結果顯示台指買權及電子買權出現相對錯誤定價的機會不高且針對錯誤定價建構的模擬投資組合無法帶來顯著正獲利。台灣選擇權市場中台指買權與電子買權的定價具有交互效率性。

關鍵詞：波動率差、成對交易、市場交互效率檢定

Abstract: Based on the fact that the market capitalization of the electronic sector often accounts for about 70% of the total market capitalization of the Taiwan stock market, we consider if there exist a common volatility factor and a long-run stable relationship between the electronic sector index and the Taiwan Stock Exchange capitalization weighted stock index and, therefore, between the implied volatilities of the options contracts, whose underlying indices are the electronic sector index and the Taiwan Stock Exchange capitalization weighted stock index, respectively. In particular, in order to examine such a conjecture, this paper firstly tests whether the implied volatilities possess the property of long memory and a common volatility factor. Secondly, we construct a mean-reverting regression model to capture the dynamic behavior of the spread between the implied volatilities. Finally, we investigate the cross-market efficiency of the index options market in Taiwan according to the pair trading strategies of volatility spread. By utilizing the pair trading strategies, we can avoid calculating the daunting fair values of options contracts and just focus on the spread of implied volatilities. In addition to the strategies studied in the literature, we also design a pair trading strategy, which is based on the speed for the volatility spread to revert to its long term mean, to study the cross-market efficiency of the index options market in Taiwan. The empirical results show that there exists a common factor and a long-run stable relationship between the implied volatilities of the two index options contracts and that the dynamic behavior of the volatility spread follows a mean-reverting stationary process. Regarding the test of cross-market efficiency, we find that after taking the margins and transaction costs into account, the options portfolios constructed based on the volatility spread do not trade much and deliver only insignificant profits. Overall, these results suggest that there does not exist significant pricing error between the options contracts of the electronic sector index and the Taiwan Stock Exchange capitalization weighted stock index and the pair trading strategies based on the spread of their implied volatilities would not bring investors significant profits. Therefore, there exists cross-market efficiency for the index options market in Taiwan.

Keywords: Volatility Spread, Pair Trading, Cross-market Efficiency

1. 前言

選擇權市場的效率性檢定方法可概分為三個方向：第一，在假定的選擇權評價模型及預測的波動率下比較選擇權的市價與評價模型所推估的理論價格之差異，檢定選擇權是否被公平定

價 (fairly priced)。以此方法進行選擇權市場效率性檢定的文獻有 Kroner (1996)、Noh *et al.* (1994)、Whaley (1982) 等。他們的研究一致指出在考量交易成本後，基於選擇權錯誤定價的模擬交易並不能獲得顯著的異常報酬。他們認為股票選擇權市場是有效率的。第二，假設市場價格已經充分反應標的物之所有資訊，以選擇權市價經由選擇權評價模型所推估的隱含波動率 (implied volatility) 應該是標的資產價格波動率的最佳預測值。因此，可以使用選擇權的隱含波動率函數建立交易策略、探討交易策略的獲利能力。Day and Lewis (1992)、Fleming (1998)、Harvey and Whaley (1992)、Jorion (1995) 等便是採用此種方法檢定選擇權市場的效率性。他們的結果也傾向贊成在考量交易成本後選擇權市場是有效率的。但這兩種方向的檢定結果有效性取決於所選取的選擇權評價模型是否正確。因此，有部分文獻採用第三個方向檢定選擇權市場的效率性：採用與選擇權評價模型無關的「無套利關係」來檢定市場的套利效率，以免除選擇權評價模型對市場效率檢定結果的影響。若存在具有顯著套利能力的交易策略，則選擇權市場為無效率市場。不需使用選擇權評價模型是此方向檢定法的優點。常用來作為檢定套利能力的無套利關係式有：價格上下界條件、賣權買權平價關係 (put-call parity) 及盒狀價差關係 (box spread) 等¹。

關於台灣的選擇權市場，探討市場效率性的文獻則有：徐清俊、康登傑 (民 93) 以 BS (Black and Scholes) 模型與賣權買權平價關係判斷台指選擇權市場是否具有效率。結果顯示在 BS 架構下，買權具有最大套利機會，但在賣權買權平價關係下有最大收益，顯示市場不具有效率性。周恆志、杜玉振 (民 94) 則是採用數個無套利關係式來檢測台指選擇權市場的套利效率。檢測結果發現，整體而言台指選擇權市場內部的套利效率頗佳，但是台指選擇權市場與標的股票市場之間的跨市場套利效率較差。相對而言，台指期貨市場與台指選擇權市場的套利效率較佳。文中指出，若不考慮交易成本時，買權 49,214 個樣本中只有 149 次 (約佔樣本的 0.30%) 有套利機會；而賣權 34,324 個樣本中的套利機會僅有 190 次 (約佔樣本的 0.55%)。若考慮交易成本後，套利機會更分別進一步下降至 39 次 (0.08%) 與 45 次 (0.13%)。黃玉娟等 (民 94) 以小型台指期貨與台指選擇權近月份契約探討是否符合賣權買權期貨平價理論及是否存在套利機會。結果顯示，造市者及非造市者皆存在套利機會，造市者的可套利機會及總套利利潤皆較非造市者多，但平均套利利潤則不如非造市者。謝文良等 (民 96) 以賣權買權平價關係取代傳統研究的 BS 模型及二項式模型，反推選擇權標的現貨價格，發現台股指數商品市場具有穩定的長期均衡關係，短期亦存在市場價格交互回饋現象。流動性最佳的台股指數期貨在價格發現上較具效率性；

¹ 使用價格上下界條件檢定市場效率的有：周恆志、杜玉振 (民 94)；Ackert and Tian (1998, 2001) 等。使用賣權買權平價關係檢定市場效率的有：周恆志、杜玉振 (民 94)；Ackert and Tian (1998, 2001)；Amin *et al.* (2004)；Bharadwaj and Wiggins (2001)；Cavallo and Paolo (2000)；Cremers and Weinbaum (2010)；Draper and Fung (2002) 及 Ofek *et al.* (2004) 等。使用盒狀價差關係檢定市場效率的有：周恆志、杜玉振 (民 94)；Ackert and Tian (2001) 及 Bharadwaj and Wiggins (2001) 等。

交易成本最高的台股現貨價格發現的效率最差。詹錦宏、施介人 (民 96) 探討台灣加權股價指數現貨、期貨及選擇權價格之關連性，以及在各市場間之資訊傳遞關係。在資訊傳導效率上，衍生性金融商品之價格或資訊傳遞效率均領先標的資產。結果顯示，在資訊傳遞關係上，價內選擇權領先價外選擇權，但是，買權及賣權間則無明顯的領先落後關係。並發現在現貨、期貨、選擇權三個市場中，台指期貨市場最具價格發現功能，且台指期貨市場對現貨市場的解釋能力較選擇權市場強²。

近年來，有文獻開始使用「成對交易 (pair trading)」進行市場效率性檢定。成對交易指的是：若兩資產存在共同波動率因子，則兩資產的價格變動應高度相關，因此兩資產具有高度的相互替代性。當兩具有高度相互替代性的資產之相對價格產生偏離，便存在套利機會。探討成對交易的文獻，主要有：Do *et al.* (2006)、Elliott *et al.* (2005)、Gatev *et al.* (2006) 等。然而，以成對交易進行選擇權市場之效率性檢定的文獻，就本文作者認知中，除 Poon and Pope (2000) 外並無其他研究文獻，台灣的文獻中亦缺乏相關探討。因此，本文以 Poon and Pope (2000) 為基礎，進一步發展以成對交易為基礎的選擇權市場效率性檢定法。

「成對交易」檢定法不同於傳統的「無套利關係」檢定法。一般而言，傳統的「無套利關係」檢定法，如賣權買權平價關係與盒狀價差關係，乃針對同一標的資產之買權和賣權價格是否符合特定之理論無套利關係進行檢定，並無法針對不同標的資產之選擇權價格間的無套利關係進行檢驗。相對的，「成對交易」檢定法可彌補此一缺憾，而由兩個不同資產標的之選擇權市場間是否存在具顯著獲利性之套利交易策略的層面來檢定市場效率性。當然，這兩種檢定法並無絕對孰優孰劣的問題，兩者應是處於互補優劣、相輔相成的關係。這也說明為何在已知許多有關台灣選擇權市場效率性檢定的文獻下，我們仍然認為透過「成對交易」檢定法來重新進行檢驗有其必要性與貢獻性。

雖然如此，「成對交易」檢定法依然有其限制。其主要的限制在於隱含波動率的估計。該檢定法必須透過某特定的選擇權評價模型抽取特定合約的隱含波動率，因此隱含波動率估計值的準確與否的確會受到所使用之理論模型的影響。有鑑於此，我們乃決定採用近月近價合約為主要的檢定標的。一般而言，相關實證文獻已經發現，大多數的選擇權評價模型對近月近價合約價格 (隱含波動率) 的估計具有相當高的準確度，也較不受評價理論模型的影響。此外，我們的套利交易策略屬於買進一個選擇權合約並同時放空另一個選擇權合約的對沖交易策略 (long-short strategies) 的一種。即使評價理論模型對該兩個合約之隱含波動率的估計具有誤差，

² 關於探討台灣選擇權市場效率性的碩士論文眾多，茲舉例如下：李興璋 (民 96)；耿世鈞 (民 97)；連士傑 (民 96)；張一帆 (民 96)；張恭輔 (民 96)；曹立杰 (民 97)；黃速真 (民 98)；黃雯卿 (民 96)；鄭家豪 (民 97)；謝佑聖 (民 96) 等。

只要誤差的方向一致，該套利策略便可大幅降低模型估計誤差對其獲利性的影響。最後，我們在設計交易策略時，也嘗試利用不同的均衡隱含波動率差偏離門檻值以檢視套利交易策略的獲利性，希望透過這樣的設計可進一步降低評價理論模型的影響，並可觀察「成對交易」檢定法的強健性。綜上所述並根據本文的實證結果，我們認為使用特定的評價理論模型的作法並不至於改變本文的重要結論。

我們的選擇權市場效率性檢定法基於成對交易的概念，著重在非常相似的資產其選擇權相對價格間的關係。Gemmill (1993) 指出，選擇權造市者會以相似資產為標的之選擇權進行避險，Poon and Pope (2000) 利用這個特點提出立基於兩選擇權波動率差的選擇權市場效率性檢定法。過去的研究中，關於期貨基差或選擇權波動率的研究文獻眾多，但關於選擇權波動率差的探討較為不足，以選擇權波動率差探討選擇權市場效率性的文獻更是罕見。然而，選擇權波動率差的變動會直接影響選擇權相對價格，進而影響投資人避險、套利的操作績效，對市場價格的發現與資訊的傳遞亦有重要的影響力。因此，本文乃以台灣選擇權市場為例，詳細探討以兩相似資產為標的之選擇權的波動率差特性，並進而以交易策略探討選擇權市場的效率性，期望能補上此一缺口。

本文先以 Geweke and Porter-Hudak (1983) (此後簡稱 GPH) 提出的方法估計兩相似資產選擇權之隱含波動率的整合級次，接著利用 Ray and Tsay (1997) 的 T 統計量檢定兩隱含波動率序列是否存在共同因子，並以均數回歸模型檢定波動率差偏離均衡後的動態行為，詳細探討波動率差時間序列的特性；最後，以 Poon and Pope (2000) 的效率性檢定法為基礎，提出動態估計參數並以選擇權波動率差偏離幅度設計交易策略的選擇權市場效率性檢定法。由於此效率性檢定法著重在兩相似標的資產選擇權的相對價格，因此不需預測隱含波動率的高低水準，可避免波動率預測的偏誤。

雖然本文主要參考 Poon and Pope (2000) 的研究架構進行市場效率性檢定，我們亦特別提出以下五種不同於 Poon and Pope 有關套利交易策略的做法以期提升成對交易檢定法的效力：(1) 放寬了 Poon and Pope 中關於兩選擇權價格變動幅度相等的假設，並放寬了 Poon and Pope 中投資人只能購買「隨後」選擇權報價而不能購買目前報價的假設，以期能更符合真實的市場狀況。(2) 參照 Poon and Pope 的加權平均波動率計算公式，提出加權平均波動率敏感度計算法。(3) 相較於 Poon and Pope 的效率性檢定法，我們推導出兩選擇權的每點價值不同、執行價不同的選擇權市場效率性檢定方式。(4) 在交易策略的建構上，除了 Poon and Pope 所提出的隨時監控波動率差的變化，並於波動率差回歸均衡時平倉的交易策略外，我們另提出一個有理論依據的持有期間判斷準則：以波動率差的均數回歸速度決定持有期間。在此判斷準則下，我們不需時時監控波動率差的偏離幅度，故能大幅提高計算時間。(5) Poon and Pope 在確認波動率差偏離長期均衡後，假設波動率差序列存在均數回歸現象，並以事前設定的參數值建構投資組合。本文則對隱含波

動率差序列進行均數回歸檢定，並以市場資料忠實地動態估計相關參數，以呈現更符合市場情況的結果。

本文以台指買權、電子買權為標的檢定台指選擇權市場的交互效率性。實證結果中，我們使用 GPH 法估計兩隱含波動率序列的整合級次 d ，以描述台指買權、電子買權隱含波動率序列及兩隱含波動率之差序列的緩長記憶性質，發現三序列的整合級次依序為 0.95, 1.01, 0.48，顯示台指買權及電子買權的隱含波動率序列為非定態 (non-stationary) 過程，但隱含波動率差序列則近似定態過程。接著以 Ray and Tsay (1997) 的 T 統計量進行共同影響因子檢定，檢定結果顯示，在 1% 的顯著水準下，台指買權及電子買權的隱含波動率序列確實存在共同影響因子。最後，我們以傳統迴歸式確認隱含波動率差偏離長期均衡後呈現均數回歸的現象，回歸速度之係數為 0.55。

我們以市場資料建構投資組合進行模擬交易，利用波動率差偏離做為買賣訊號建構投資組合，同時觀察隱含波動率差偏離的走勢，發現隱含波動率差偏離長期均衡並沒有特定方向；使用四種交易策略決定投資組合持有時間，發現在考慮交易成本後，二年的資料期間中建構投資組合的次數最多為 55 筆，平均獲利大多為正，且平均獲利最高為 1.88%，但不顯著。假設交易資金為 \$1,000,000，深入分析投資組合損益來源，發現單筆獲利最高可達 \$1,720,927，單筆損失最高達 \$1,592,004。這些結果指出台指買權及電子買權出現相對錯誤定價的機會並不高且針對錯誤定價建構的模擬投資組合並無法帶來顯著正獲利。結論顯示台灣的选择權市場至少達到弱勢效率性。

以下說明本文的結構：除了前言之外，第 2 節為選擇權市場效率性檢定法，逐一說明隱含波動率的緩長記憶 (long memory) 檢定、共同影響因子檢定、均數回歸檢定，最後提出本文的選擇權市場效率性檢定法。第 3 節則說明實證資料來源與處理，並對本文使用的期貨資料、選擇權資料及隱含波動率進行分析。第 4 節則是以本文提出的選擇權市場效率性檢定法進行實證。除詳細說明選擇權市場效率性檢定法的操作方式外，並以樣本資料建構投資組合，觀察投資組合獲利能力以檢定台灣選擇權市場的效率性。最後，第 5 節為本文的結論。

2. 選擇權市場效率性檢定法

2.1 波動率共同因子

若兩資產的報酬率有一個以上的共同因子，則其波動率應有相關。例如，在 CAPM 中股票預期報酬的波動率等於一個系統因子加上非系統因子³。系統因子造成的資產價格變化，會使得

³ Summers (1986) 推測股價中可能存在隨機因子與定態 (stationary) 因子。Fama and French (1988) 延續 Summers (1986) 的看法，認為股價中含有隨機因子與定態因子，並發現股價存在均數回歸現象。

兩資產波動率成正相關，則可預期以此二資產為標的之選擇權價格會存在相關性。Christensen and Hansen (2002)、Day and Lewis (1992)、Fleming (1998)、Jorion (1995)、Szakmary *et al.* (2003) 認為，隱含波動率為標的資產報酬波動率的良好估計元。因此資產波動率的相關性也會反應在選擇權隱含波動率上。若兩選擇權之間的訊息反應速度不同，則一個選擇權的隱含波動率變動可用以預測另一選擇權隱含波動率的變動。是故，若兩資產有高度相關性，則我們預期以此兩資產為標的之選擇權的隱含波動率間存在一長期且穩定的關係，隱含波動率若偏離此長期穩定關係，則市場套利的力量會使得兩隱含波動率序列回到均衡關係上。因此，以兩隱含波動率計算的隱含波動率差序列會出現均數回歸現象⁴。

2.2 緩長記憶檢定

一序列 y_t 若可表為 $(1-B)^d y_t = w_t$ ，其中 B 為落後運算元， $By_t = y_{t-1}$ ， w_t 為白擾動 (white noise)，則遵照 Engle and Granger (1987) 的定義，我們稱 y_t 為一整合級次為 d 的整合過程。當 $d = 1$ 時， y_t 為隨機漫步過程 (random walk process)； $d = 0$ 時， y_t 為白擾動過程 (white noise process)；當 d 介於 $0 \sim 0.5$ 之間時， y_t 為一持續 (persistent) 的部分整合 (fractionally integrated) 定態過程。當 d 介於 $0.5 \sim 1$ 之間時， y_t 為持續但非定態的過程。當 y_t 的整合級次 d 大於 0 ， y_t 的落後期自我相關係數遞減緩慢，且自我相關係數總和趨於無限大，此時我們稱 y_t 具有緩長記憶性 (long memory)。因而 GPH 提出整合級次 d 的係數估計法，以估計整合級次 d 的係數。

要檢定兩選擇權隱含波動率間的共同因子，檢定方法必須考慮到 Bollerslev *et al.* (1992) 提出的波動率緩長記憶性並納入波動率白擾動的短期相關之可能性，該擾動會造成難以察覺的長期相關效果 (Ray and Tsay (1997))。因此，我們以 GPH 提出的整合級次 d 檢定波動率的緩長記憶性。

2.3 檢定共同影響因子

假設兩選擇權的隱含波動率有共同的影响因子，則隱含波動率序列可表為

$$\sigma_{1,t} = \lambda x_t + \omega_{1,t} \quad (1)$$

$$\sigma_{2,t} = x_t + \omega_{2,t} \quad (2)$$

其中， $\sigma_{i,t}$ 表選擇權 i 於時間點 t 的隱含波動率， $i = 1, 2$ 。 x_t 為 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 的共同影響因子； $\omega_{1,t}$ 、

⁴ 在此需特別注意，本文模型並非對隱含波動率序列做資料描述 (modeling)，而是對隱含波動率差序列做資料描述。因此，本文進行均數回歸檢定的對象是隱含波動率差序列。職是之故，波動率序列是否存在日內週期並不影響本文模型。

$\omega_{2,t}$ 為 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 各自的短期影響因子，其長期均衡 $E(\omega_{1,t}) = E(\omega_{2,t}) = 0$ 。因為 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 有共同的影響因子 x_t ，故 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 存在長期相關。但波動率差 $\sigma_{S,t} = \sigma_{1,t} - \lambda\sigma_{2,t} = \omega_{1,t} - \lambda\omega_{2,t}$ 只受短期因子 $\omega_{1,t}$ 、 $\omega_{2,t}$ 的影響，近似於一隨機擾動過程 (brownian motion process)。因此當 j 夠大時，波動率向量 $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \sigma_{2,t})'$ 與波動率落後期向量 $(\sigma'_{t-j}, \sigma'_{t-j-1}, \dots, \sigma'_{t-j-h+1})'$ 的自我相關應至少有一為零。

考慮一個波動率向量 σ_t ，存在共同因子的關鍵特性是 σ_t 的線性組合 $\sigma_{S,t}$ 不會出現共同影響因子的特性。因此，檢定共同因子的存在，相當於尋找不會出現共同影響因子特性的波動率組合。Ray and Tsay (1997) 利用是否存在 x_t ，序列的相關函數會有不同的遞減率，使得對波動率共同因子存在的檢定變成尋找落後期沒有相關性的波動率線性組合。因此，Ray and Tsay (1997) 提出 T 檢定統計量以檢定波動率向量 σ_t 是否存在共同因子。 T 檢定統計量的計算公式為：

$$T = -(n-h) \ln(1 - \hat{\rho}_1^2) \quad (3)$$

Ray and Tsay (1997) 並證明 T 為自由度 $[(h-1)k+1]$ 的漸進卡方分配。其中， n 為樣本個數； $\hat{\rho}_1^2$ 為向量 σ_t 與落後期向量 $(\sigma'_{t-j}, \sigma'_{t-j-1}, \dots, \sigma'_{t-j-h+1})'$ 的相關係數平方中最小者。

2.4 檢定均數回歸

由於波動率差 $\sigma_{S,t} = \sigma_{1,t} - \lambda\sigma_{2,t} = \omega_{1,t} - \lambda\omega_{2,t}$ 只受短期因子的影響，因此若波動率差為一定態過程則其走勢應呈現均數回歸 (mean reversion) 現象。我們以方程式(4)檢定波動率差偏離長期均衡後是否出現均數回歸現象：

$$\sigma_{S,t} - \sigma_{S,t-1} = \beta_0 + \beta_1(\sigma_{S,t-1} - \bar{\sigma}_S) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $\bar{\sigma}_S$ 為波動率差的長期均衡水準。由於 $E(\omega_{1,t}) = E(\omega_{2,t}) = 0$ ，故 $\bar{\sigma}_S = E(\sigma_{S,t}) = E(\sigma_{1,t} - \lambda\sigma_{2,t}) = E(\omega_{1,t} - \lambda\omega_{2,t}) = E(\omega_{1,t}) - \lambda E(\omega_{2,t}) = 0$ ，波動率差的長期均衡值為 0。若 $\beta_0 \approx 0$ ， $-1 \leq \beta_1 < 0$ 則表示波動率差 $\sigma_{S,t}$ 會根據前一期波動率差偏離均衡的幅度 $\sigma_{S,t-1} - \bar{\sigma}_S$ 做修正，使得 $\sigma_{S,t}$ 回歸長期均衡水準 $\bar{\sigma}_S$ 。回歸長期均衡的速度為 $1 + \beta_1$ ，表示經過 m 期後的波動率差 $\sigma_{S,t+m}$ 偏離長期均衡水準的幅度為 $\sigma_{S,t+m} - \bar{\sigma}_S = (1 + \beta_1)^m (\sigma_{S,t} - \bar{\sigma}_S)$ 。

2.5 選擇權市場效率性檢定法

假設兩選擇權的價格存在長期均衡關係，且長期均衡關係遵循下列方程式：

$$E(C_1) = \gamma_0 + \gamma_1 E(C_2) \quad (5)$$

其中， $E(\cdot)$ 為期望值，表長期均衡； C_1 、 C_2 分別代表選擇權 1 及選擇權 2。又，根據方程式

(1)及方程式(2)可知，兩選擇權的隱含波動率存在長期均衡關係，且長期均衡關係遵循下列方程式：

$$E(\sigma_1) = \lambda E(\sigma_2) \quad (6)$$

而當市場隱含波動率差偏離長期均衡關係時，短期內隱含波動率差的均數回歸過程可以方程式(4)表示。因此，當選擇權隱含波動率差偏離長期均衡時，隱含波動率差回到均衡關係所造成的選擇權價格變動可表為「預期最小選擇權價格變動」(predicted minimum option price movement)⁵：

$$\Delta C_i = \Delta \sigma_i \times \frac{\partial C_i}{\partial \sigma_i} \geq |\sigma_{s,t} - \bar{\sigma}_s| \times \min(v_{1,t}, \frac{\gamma_1}{\lambda} v_{2,t}) \quad (7)$$

其中， $|\sigma_{s,t} - \bar{\sigma}_s|$ 為選擇權隱含波動率差偏離長期均衡水準的幅度， $v_{i,t}$ 為選擇權 i 於時點 t 的波動率敏感度 ($v_{i,t} = \partial C_{i,t} / \partial \sigma_{i,t}$)， $i = 1, 2$ ⁶。

若預期最小選擇權價格變動大於預先設定的門檻 δ ，則我們可建立 vega 投資組合，以獲取隱含波動率差回歸長期均衡水準 $\bar{\sigma}_s$ 所造成的選擇權價格變動利潤。若選擇權市場為一有效率的市場，則 $\sigma_{s,t}$ 應維持在長期均衡水準，此時，建構 vega 投資組合的機會低且無超額利潤。

3. 資料介紹及處理

3.1 台灣選擇權市場介紹及資料處理

本研究實證部份之相關標的為台灣期貨交易所發行之台股期貨、電子期貨、台指買權及電子買權⁷。本文實證部份所使用的近月期貨及近月選擇權日內成交價 (transaction price) 取自台灣經濟新報資料庫。無風險利率取當日商業本票次級市場 30 天期利率。

台灣期貨交易所於 1998/7/21 發行以臺灣證券交易所發行量加權股價指數 (簡稱台股指數) 為標的之台股期貨 (TXF)；於 2001/12/24 發行以台股指數為標的之台指選擇權 (TXO)。於 1999/7/21 發行以臺灣證券交易所電子類股價指數 (簡稱電子指數) 為標的之電子期貨 (EXF)；

⁵ 預期最小選擇權價格變動的推導，詳見附錄。

⁶ 由於本文提出之檢定法為檢定兩商品價格之相對效率，故不需知道商品個別的理論價格，而著重在兩商品的相對價格。

⁷ 限於篇幅，以 (台指賣權，電子賣權)、(台指買權，金融買權)、(台指賣權，金融賣權) 為樣本的實證結果未列入本文中。有興趣的讀者請與作者聯繫。

隨後於 2005/3/28 發行電子指數為標之電子選擇權 (TEO)。TXF 的契約指數每點為新台幣 200 元，交易時間為營業日上午 8:45 ~ 下午 1:45。到期日 (同最後交易日) 為各該契約交割月份第三個星期三。EXF 的契約指數每點為新台幣 4,000 元。交易時間為營業日上午 8:45 ~ 下午 1:45。到期日 (同最後交易日) 為各該契約交割月份第三個星期三。

TXO 為歐式選擇權，契約指數每點為新台幣 50 元。交易時間為營業日上午 8:45 ~ 下午 1:45。當履約價格為 3000 點以上，未達 8000 點時，近月契約的履約價格間距為 100 點；當履約價格為 8000 點以上，未達 12000 點時，近月契約的履約價格間距為 200 點。到期日 (同最後交易日) 為各該契約交割月份第三個星期三。TEO 為歐式選擇權，契約指數每點為新台幣 1,000 元。交易時間為營業日上午 8:45 ~ 下午 1:45。當履約價格為 150 點以上，未達 400 點時，近月契約的履約價格間距為 5 點；當履約價格為 400 點以上，未達 600 點時，近月契約的履約價格間距為 10 點。到期日 (同最後交易日) 為各該契約交割月份第三個星期三。由上可知，TXO 及 TEO 二者有相同的到期日及交易時間，但標的指數、選擇權履約價格及選擇權契約每點價值不同。

基於下列原因，我們使用同一到期日的期貨報價作為選擇權的標的股價⁸：(1)期貨與選擇權交易時間相同。由於現貨交易時間為 9:00~13:30，而指數選擇權交易時間為 8:45~13:45，兩者交易時間不完全相同，可能出現套利問題：若在現貨未交易而選擇權已交易的時段 (8:45~9:00，13:30~13:45) 內有訊息進入，投資人可於選擇權市場進行套利交易。而期貨市場的交易時間與選擇權交易時間完全相同，使用期貨報價作為標的指數可避免可能出現的套利機會。(2)選擇權的避險標的是期貨而非現貨⁹。當投資人欲進行選擇權的套利與避險時，由於現貨市場公司家數眾多且股票價格有最小變動單位限制和流動性問題，因此於現貨市場進行避險交易是成本高且不切實際的行為。故而投資人在操作選擇權的套利與避險時使用的標的是期貨契約而非現貨指數。在此情境下，使用期貨價格代替現貨指數是比較準確的作法。Lee and Nayar (1993) 也指出，S&P 500 指數選擇權的造市者使用 S&P 500 期貨契約進行避險。(3)使用期貨價格作為標的股價的另一個優點是不需考慮標的股價除息問題。

本文對於無法計算隱含波動率 (違反選擇權價格的理論上下界、違反無套利條件)、深價內及深價外的選擇權契約及距到期日三個交易日內的選擇權資料則予以剔除。為避免轉倉

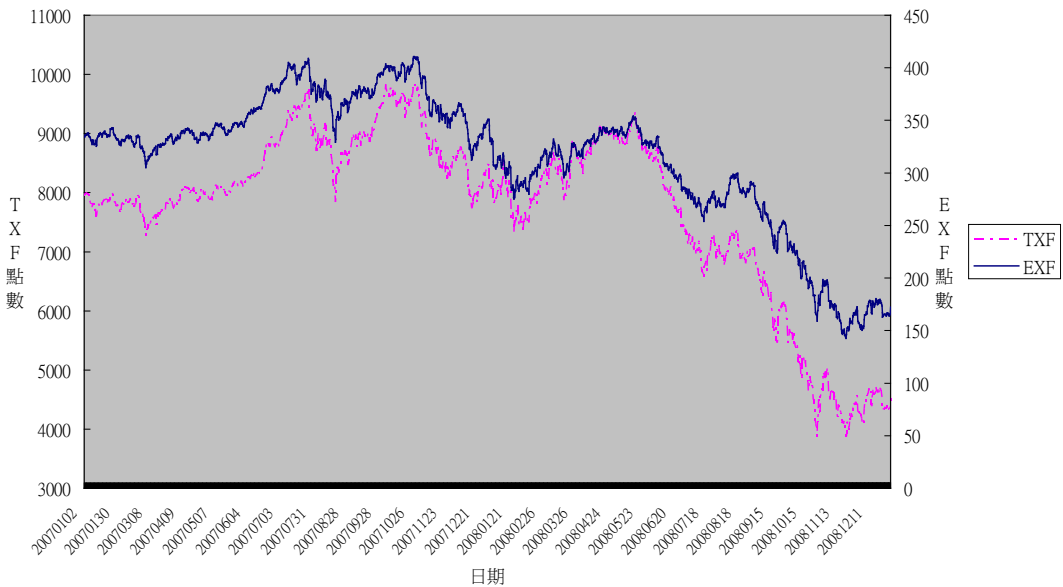
8 Ederington and Guan (2002)、Goncalves and Guidolin (2006)、Harvey and Whaley (1992)、Noh *et al.* (1994) 皆於計算隱含波動率、建立避險交易策略時使用期貨價格代替現貨指數，且皆不考慮期貨與現貨的差異。

9 本文作者以 2006 年近月台指選擇權契約及近月台指期貨契約每日 13:30 的報價，及每日台灣加權股價指數收盤價，進行現貨賣權買權平價公式及期貨賣權買權平價公式的偏離計算。計算結果指出，現貨賣權買權平價公式偏離 $C_t - P_t - S_t + Ke^{-r_f(T-t)}$ ，平均值為 -22.19 點；期貨賣權買權平價公式偏離 $C_t - P_t - (F_t - K)e^{-r_f(T-t)}$ ，平均值為 0.56 點。顯示台指選擇權的價格與期貨價格有較緊密的連動關係。

(roll-over) 造成的影響，剔除距到期日三個交易日內的選擇權資料¹⁰，並代以次近月的選擇權資料；相對應的，距到期日三個交易日內的期貨資料亦予以刪除，並代以次近月的期貨資料。深價內及深價外選擇權則常有買賣價差過高、流動性不足等問題。基於以上考量，我們決定剔除符合這些條件的觀測值，以期得到高信賴度的結果。

3.2 期貨資料分析

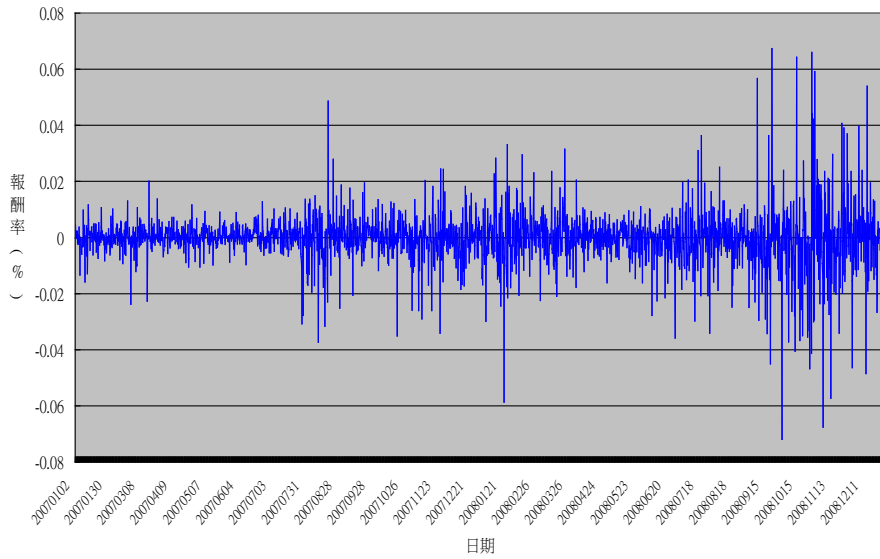
本文整理期貨 60 分鐘頻率交易資料，若 60 分鐘內 EXF 沒有交易，該時點 TXF 資料則不計入；反之亦然。圖 1 為 2007/1/1~2008/12/31 TXF 與 EXF 價格及報酬率的 60 分鐘走勢圖。由圖 1 可看出，台股期貨、電子期貨的價格、報酬率及波動率有很相似的走勢與變動。事實上，台股期貨報酬率的變動與電子期貨報酬率的變動兩者間的相關係數高達 0.94，而兩者間的迴歸係數為 1.04。由此二統計量可以看出，台股期貨、電子期貨間報酬率的變動有相當密切的關係。因此，若二指數間有共同的波動率因子，則以二指數為標的之台指買權及電子買權的隱含波動率應存在長期而穩定的關係。



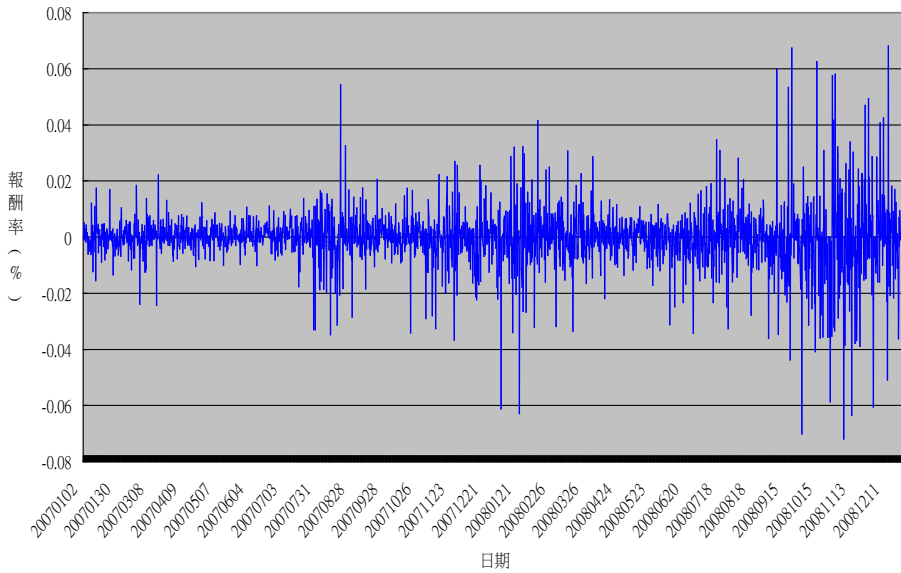
(a) 台股期貨與電子期貨價格走勢圖

圖 1 台股期貨與電子期貨價格及報酬走勢圖

¹⁰ 詹司如等 (民 96) 指出，在到期日前約 2-3 天，期貨次近月契約的成交量會超過最近月契約的成交量。黃玉娟，陳嘉琳 (民 93) 並以最後交易日前兩天換約來避免轉倉造成的影響。



(b) 台股期貨報酬走勢圖



(c) 電子期貨報酬走勢圖

圖 1 為 2007/1/1~2008/12/31 台股期貨 (TXF) 與電子期貨 (EXF) 價格及對數報酬率的 60 分鐘走勢圖。若 60 分鐘內 EXF 沒有交易，則該時點 TXF 資料亦不計入；反之亦然。由於期貨交易時間為 8:45~13:45，因此每一交易日有 5 筆資料，2007/1/1~2008/12/31 有 496 個交易日，去除沒有交易的時點後，我們得到 2474 筆價格及 2473 筆報酬率資料。

圖 1 台股期貨與電子期貨價格及報酬走勢圖 (續)

期貨對數報酬率統計摘要列於表 1。由表 1 可看出，TXF 與 EXF 的報酬率約為-0.02%，且 EXF 對數報酬率略低於 TXF。兩者的標準差約為 0.01 但 EXF 的標準差略高於 TXF 的標準差；觀察最大最小值範圍，發現 EXF 對數報酬率的波動程度高於 TXF。而單根檢定顯示兩對數報酬率過程均為定態數列，觀察其落後期的自我相關係數亦可發現除落後五期（正好一個交易日）的相關程度最高外，其餘相關程度接近零。將對數報酬率序列取平方，我們得到與上述相近的結果。由上述可知，TXF 與 EXF 報酬率走勢為兩定態數列、且 EXF 報酬率略低於 TXF 報酬率，EXF 波動率略高於 TXF，且日內的落後期自我相關係數接近零。

表 1 期貨對數報酬率的統計摘要

表 1 為 2007/1/1~2008/12/31 台股期貨 (TXF) 與電子期貨 (EXF) 60 分鐘報酬率資料。若 60 分鐘內 EXF 沒有交易，該時點 TXF 資料則不計入；反之亦然。由於期貨交易時間為 8:45~13:45，因此每一交易日有 5 筆資料，2007/1/1~2008/12/31 有 496 個交易日，去除沒有交易的時點後，我們得到 2473 筆報酬率。 r_{TXF} 、 r_{EXF} 分別表示 TXF、EXF 期貨的對數報酬率， r_{TXF}^2 、 r_{EXF}^2 則為 TXF、EXF 報酬率的平方。

	r_{TXF}	r_{EXF}	r_{TXF}^2	r_{EXF}^2
資料筆數	2473	2473	2473	2473
平均數	-0.0226%	-0.0265%	0.0084%	0.0102%
標準差	0.0092	0.0101	0.0003	0.0004
最大值	6.7386%	6.8168%	0.5171%	0.5155%
最小值	-7.1907%	-7.1798%	0.0000%	0.0000%
ADF 檢定統計量	-16.34**	-16.10**	-4.30**	-3.94**
落後期自我相關				
落後 1 期	0.0284	0.0051	0.0295	0.0221
落後 2 期	0.0395	0.0203	0.0791	0.0575
落後 3 期	-0.0030	0.0090	0.0477	0.0509
落後 4 期	0.0014	0.0033	0.0490	0.0458
落後 5 期	-0.1070	-0.1095	0.2467	0.2241
落後 6 期	0.0129	0.0386	0.0401	0.0324
落後 7 期	0.0128	-0.0022	0.0910	0.0670
落後 8 期	-0.0314	-0.0356	0.0739	0.0611
落後 9 期	0.0560	0.0656	0.0594	0.0428
落後 10 期	0.0116	0.0188	0.2151	0.2371
落後 50 期	0.0137	0.0153	0.1628	0.1490
落後 100 期	-0.0085	-0.0178	0.1269	0.1567

* 5% 的顯著水準

** 1% 的顯著水準

3.3 選擇權資料分析

我們將取得的台指買權、電子買權每筆交易資料依價內外程度（執行價/期貨價）分成三組（0.95~0.99，0.99~1.01，1.01~1.05）¹¹；依距到期時間分成三組（3~12 個交易日，13~22 個交易日，超過 22 個交易日），並以 Black (1976) 提出的期貨選擇權評價公式計算選擇權每筆交易的隱含波動率（ $\sigma_{i,t}$ ）及選擇權波動率敏感度（ $v_{i,t} = \frac{\partial C_{i,t}}{\partial \sigma_{i,t}}$ ）。結果列於表 2。

表 2 為選擇權每筆交易資料 (tick data) 摘要。我們從表 2 發現，TXO 買權、TEO 買權交易最多的是近價外、近到期日的選擇權，樣本期間 TXO 買權的交易筆數約為 230 萬筆，TEO 買權的交易筆數約為 4,000 筆。表 2 指出，TXO 買權的隱含波動率一致性的低於 TEO 買權的隱含波動率。TXO 買權的隱含波動率曲線越接近到期日則呈現價平低而價內及價外高的笑狀曲線，而 TEO 買權的隱含波動率曲線也呈現相似的走勢¹²。TXO 買權及 TEO 買權的波動率敏感度則呈現價平高而價內及價外低的反向笑狀曲線，且有隨到期日的接近而下降的現象。

表 2 選擇權交易摘要

表 2 為台指買權 (TXO)、電子買權 (TEO) 每筆交易資料分組後的摘要。分組方式為：依價內外程度（執行價/期貨價）分成三組（0.95~0.99，0.99~1.01，1.01~1.05）；依距到期時間分成三組（3~12 個交易日，13~22 個交易日，超過 22 個交易日），並以 Black(1976) 提出的期貨選擇權評價公式計算選擇權每筆交易的隱含波動率（ $\sigma_{i,t}$ ）及選擇權波動率敏感度（ $v_{i,t}$ ）。

		台指買權(TXO)			電子買權(TEO)		
		距到期時間			距到期時間		
		3~12	13~22	>22	3~12	13~22	>22
0.95~0.99	交易筆數	502317	246174	40824	1319	858	246
	波動率平均	0.28	0.31	0.21	0.30	0.33	0.21
	v 平均	446.78	739.87	620.10	17.77	29.30	21.43
0.99~1.01	交易筆數	1200543	638069	70982	1786	1343	162
	波動率平均	0.25	0.26	0.21	0.29	0.31	0.33
	v 平均	542.51	830.37	858.27	22.35	32.44	33.37
1.01~1.05	交易筆數	2304366	1792547	172293	3978	3204	446
	波動率平均	0.28	0.27	0.25	0.32	0.33	0.33
	v 平均	457.05	739.14	860.40	18.80	29.50	36.07

¹¹ 周恆志等 (民 96) 對選擇權依價內外程度分為 0.90~0.97~0.99~1.01~1.03~1.10，且未說明劃分原因。Poon and Pope (2000) 將選擇權依價內外程度分成 0.90~0.95~1.0~1.05~1.1，且未說明分組根據。

¹² Canina and Figlewski (1993)、Christoffersen and Jacobs (2004) 及 Engstrom (2002) 的實證資料顯示隱含波動率曲線呈現笑狀。

由於 TXO 契約每點價值\$50，TEO 契約每點價值\$1,000，因此選擇權的 ν 無法直接比較。我們將 TEO 的 ν 以契約每點價值進行調整後，以 $(\nu_{TXO}, \nu_{TEO} \times 1000 / 50)$ 進行比較，發現 ν_{TXO} 一致性的大於 $\nu_{TEO} \times 1000 / 50$ 且 TXO 價平選擇權的波動率敏感度大於 TEO 價平選擇權的波動率敏感度，大於的幅度超過價內及價外選擇權。顯示雖然 TXO 的隱含波動率較小，但 TXO 價格受到波動率影響的程度較大且受波動率影響的程度隨選擇權價內外程度不同而有所不同。

3.4 計算加權隱含波動率

要分析台指買權和電子買權間隱含波動率差的走勢，並標明相對錯誤定價的訊號，我們需要建立加權隱含波動率 (σ_t^w) 及加權波動率敏感度 (ν_t^w) 的時間序列。由表 2 可知，價平的 ν 最大，近價外選擇權交易筆數最多，因此價平及近價外選擇權價格對波動率的變化最敏感且流動性風險最小。故 σ_t^w 的計算，我們參照 Poon and Pope (2000)，使用 ν 與成交量的乘積作為權重¹³，計算選擇權於各時點的 σ_t^w ；關於加權波動率敏感度的計算，我們提出以成交量作為權重計算選擇權各時點的 ν_t^w 。亦即，於交易時段 $(t-1, t)$ 內若選擇權有 n 筆交易，各選擇權交易相對應的 ν 及成交量分別為 $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_n$ 與 V_1, V_2, \dots, V_n ，則時點 t 的加權隱含波動率為：

$$\sigma_t^w = \frac{\sum_{i=1}^n \nu_i \times V_i \times \sigma_i}{\sum_{i=1}^n \nu_i \times V_i} \quad (8)$$

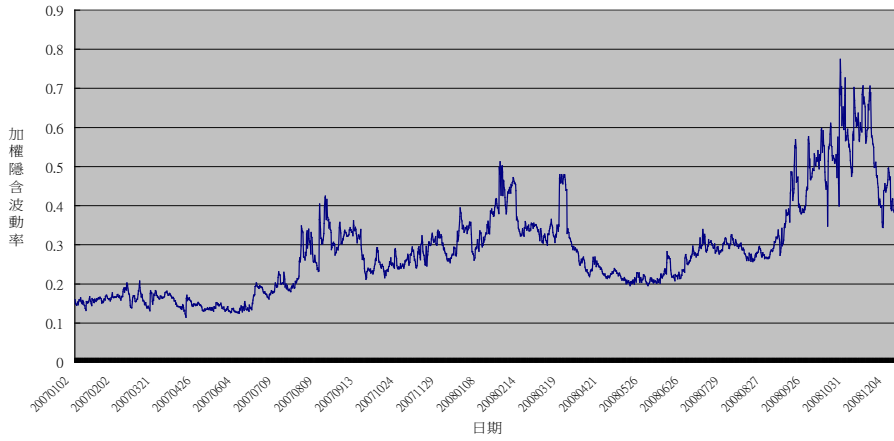
時點 t 的加權波動率敏感度為：

$$\nu_t^w = \frac{\sum_{i=1}^n \nu_i \times V_i}{\sum_{i=1}^n V_i} \quad (9)$$

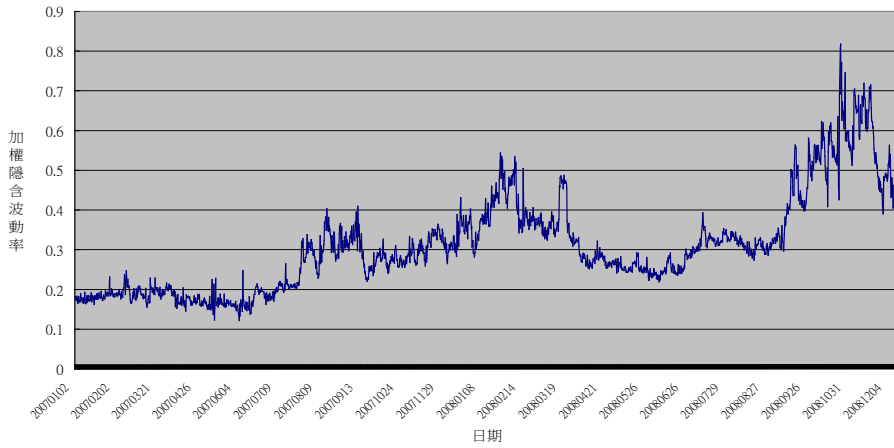
由圖 2 (a)及圖 2 (b)可看出，2007 年 1 月至 2007 年 6 月的 σ_t^w 約為 15%~20%，且走勢相當平穩；但 2007 年 7 月至 2008 年 8 月的 σ_t^w 則在 20%至 50%間變動，到了 2008 年 8 月之後，由於發生金融風暴， σ_t^w 快速升高到 75%的水準，隨後於 2008 年 12 月又快速下降到 35%。

雖然兩選擇權的 σ_t^w 於本文的資料期間變動如此劇烈，但兩選擇權的隱含波動率比率 $(\lambda_t^w = \sigma_{TXO,t}^w / \sigma_{TEO,t}^w)$ 的走勢相當平穩。圖 2 (c)為 λ_t^w 走勢圖，由圖中可看出 λ_t^w 大致落於 (0.8, 1)區間內， $\sigma_{TEO,t}^w$ 略高於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 且兩者變動幅度相近。根據 λ_t^w 走勢圖可推測，TEO 買權隱含波

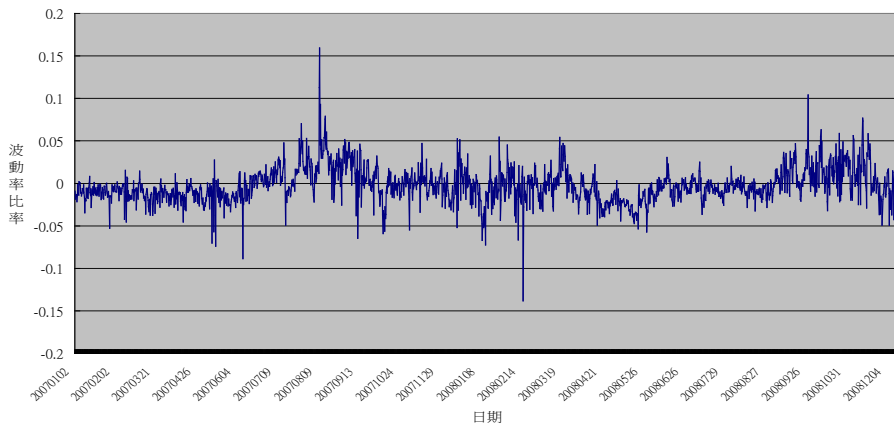
¹³ 加權隱含波動率的加權方式，本文參照 Poon and Pope (2000) 的加權計算公式。其他加權方式是否更為適當，留待後人探討。



(a) 台指買權加權隱含波動率走勢圖

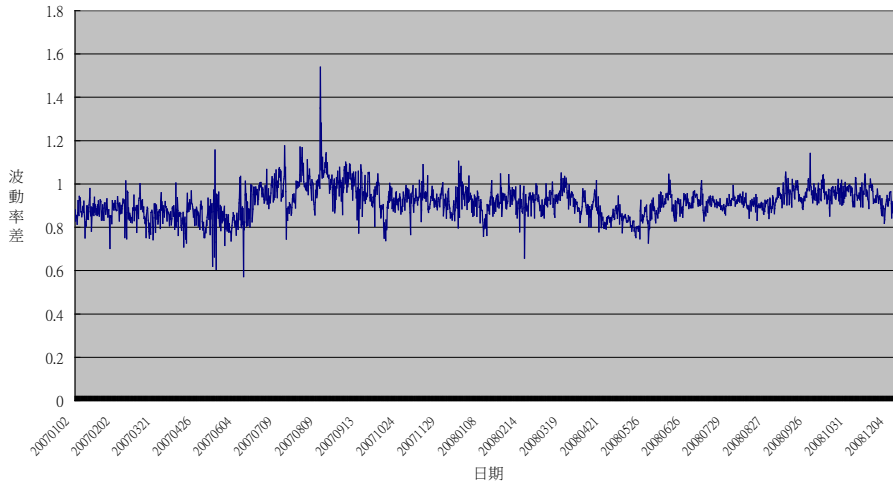


(b) 電子買權加權隱含波動率走勢圖



(c) 加權隱含波動率比率走勢圖

圖 2 加權隱含波動率走勢圖



(d) 加權隱含波動率差走勢圖

圖 2(a)及圖 2(b)為以方程式(8)計算之 TXO 買權加權隱含波動率 (σ_{TXO}^w)、TEO 買權加權隱含波動率 (σ_{TEO}^w) 的各時點走勢圖。圖 2(c)為兩選擇權的加權隱含波動率比率 ($\lambda_t^w = \sigma_{TXO,t}^w / \sigma_{TEO,t}^w$) 走勢圖。圖 2(d)為兩選擇權的加權隱含波動率差走勢圖。我們以下式計算波動率差： $\sigma_{S,t}^w = \sigma_{TXO,t}^w - \hat{\lambda}_t^w \sigma_{TEO,t}^w$ ，並以最小平方方法估計全資料期間的 $\hat{\lambda}_t^w$ 。若該時點沒有 TEO 買權加權隱含波動率，則不計入同時點的 TXO 買權加權隱含波動率；反之亦然。因此，在我們的資料期間共取得 2029 筆加權隱含波動率資料。

圖 2 加權隱含波動率走勢圖 (續)

動率與 TXO 買權隱含波動率應有共同的波動率因子，且 λ_t^w 並不存在日內週期。最後，我們以最小平方方法估計資料期間的迴歸式 $\sigma_{TXO,t}^w = \hat{\lambda}_t^w \sigma_{TEO,t}^w$ ，並計算加權隱含波動率差， $\sigma_{S,t}^w = \sigma_{TXO,t}^w - \hat{\lambda}_t^w \sigma_{TEO,t}^w$ 。圖 2 (d)為 $\sigma_{S,t}^w$ 走勢圖。由圖中可看出， $\sigma_{S,t}^w$ 與 λ_t^w 走勢十分相近。

表 3 顯示加權隱含波動率、加權隱含波動率比率及加權隱含波動率差的摘要統計及自我相關係數。若該時點沒有 $\sigma_{TEO,t}^w$ ，則不計入同時點的 $\sigma_{TXO,t}^w$ ，反之亦然，以便順利計算隱含波動率差。

我們發現 $\sigma_{TEO,t}^w$ 平均為 30.94%，大於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的平均 28.58%，且 $\sigma_{TEO,t}^w$ 的標準差為 0.1211，略大於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的標準差 0.1204； $\sigma_{TEO,t}^w$ 的最大最小值範圍為(0.117, 0.8168)，其範圍略大於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的最大最小值範圍 (0.1147, 0.7744)。顯示 $\sigma_{TEO,t}^w$ 的高低水準大於 $\sigma_{TXO,t}^w$ ，且變動幅度也較大，此結果與表 1 一致。 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的落後 5 期自我相關係數接近 0.96，高於 $\sigma_{TEO,t}^w$ ，顯示 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的波動率有比 $\sigma_{TEO,t}^w$ 更高的持續性，且 $\sigma_{TXO,t}^w$ 及 $\sigma_{TEO,t}^w$ 落後 100 期的自我相關係數分別為 0.70 及 0.72，顯示加權隱含波動率的持續時間相當長，具有緩長記憶性。 λ_t^w 的平均數為 0.92，標準差為 0.07，

表 3 台指買權與電子買權加權隱含波動率摘要

表 3 為以方程式(8)計算之各時點 TXO 買權加權隱含波動率(σ_{TXO}^w)、TEO 買權加權隱含波動率(σ_{TEO}^w)及兩選擇權的加權隱含波動率比率($\lambda_t^w = \sigma_{TXO,t}^w / \sigma_{TEO,t}^w$)、加權隱含波動率差($\sigma_{S,t}^w = \sigma_{TXO,t}^w - \hat{\lambda}_t^w \sigma_{TEO,t}^w$ ， $\hat{\lambda}_t^w$ 經由最小平方方法估計) 摘要。若該時點沒有 TEO 買權加權隱含波動率，則不計入同時點的 TXO 買權加權隱含波動率；反之亦然。因此，在我們的資料期間共取得 2029 筆加權隱含波動率資料。表中 () 內為參數估計之標準誤。

	TXO 加權隱含 波動率	TEO 加權隱含 波動率	隱含波動率比率	隱含波動率差
資料筆數	2029	2029	2029	2029
平均	0.2858	0.3094	0.9158	-0.0023
標準差	0.1204	0.1211	0.0707	0.0208
最大值	0.7744	0.8168	1.5382	0.1594
最小值	0.1147	0.1217	0.5726	-0.1383
落後期自我相關				
落後 1 期	0.9889	0.9822	0.6618	0.6235
落後 2 期	0.9793	0.9743	0.6062	0.5664
落後 3 期	0.9707	0.9678	0.5829	0.5267
落後 4 期	0.9641	0.9615	0.5411	0.4860
落後 5 期	0.9586	0.9573	0.5267	0.4697
落後 6 期	0.9512	0.9517	0.4954	0.4352
落後 7 期	0.9453	0.9467	0.4797	0.4190
落後 8 期	0.9397	0.9419	0.4897	0.4182
落後 9 期	0.9359	0.9382	0.4634	0.3969
落後 10 期	0.9321	0.9336	0.4404	0.3683
落後 50 期	0.8299	0.8478	0.3563	0.2622
落後 100 期	0.6971	0.7229	0.2320	0.1775
GPH 緩長記憶檢定				
整合級次 d	0.9504 (0.1111)	1.0060 (0.1083)	0.5157 (0.1132)	0.4802 (0.1129)
Ray and Tsay (1997)共同影響因子檢定				
T 檢定				2.7637*
卡方分配 P 值				0.0271
均數回歸檢定				
β_0				0 (0.0004)
β_1				-0.4499** (0.0186)

*: 5% 的顯著水準

**: 1% 的顯著水準

低於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 與 $\sigma_{TEO,t}^w$ 的標準差；顯示 $\sigma_{TEO,t}^w$ 略高於 $\sigma_{TXO,t}^w$ 且 λ_t^w 的走勢較 $\sigma_{TXO,t}^w$ 及 $\sigma_{TEO,t}^w$ 的走勢更為平緩。上述結果與表 1 及圖 2 的結果一致。由上述結果可知， $\sigma_{TXO,t}^w$ 與 $\sigma_{TEO,t}^w$ 有同向且相近幅度的變動。

我們以 GPH 估計四序列的整合級次 d ，結果顯示 $\sigma_{TXO,t}^w$ 的整合級次為 0.95， $\sigma_{TEO,t}^w$ 的整合級次為 1.01，顯示兩隱含波動率序列為持續但非定態的過程。但 λ_t^w 的整合級次接近 0.52，且不拒絕整合級次為 0.5 的虛無假設，顯示 λ_t^w 為一定態過程； $\sigma_{S,t}^w$ 的整合級次為 0.48，顯示 $\sigma_{S,t}^w$ 為一定態過程¹⁴。接著，我們以 Ray and Tsay (1997) 的 T 統計量檢定 $\sigma_{TXO,t}^w$ 與 $\sigma_{TEO,t}^w$ 是否存在共同影響因子，結果顯示在 1% 的顯著水準下並不拒絕存在共同影響因子的虛無假設。進一步檢定 $\sigma_{S,t}^w$ 的均數回歸，參數估計結果為， $-1 < \hat{\beta}_1 = -0.4499 < 0$ ，確認 $\sigma_{S,t}^w$ 為一均數回歸過程。 $\hat{\beta}_1 = -0.4499$ 表示，若時點 t 的波動率差偏離均衡水準 1%，則時點 $t+1$ 的波動率差偏離均衡水準 $1 + \hat{\beta}_1 = 0.55\%$ ，時點 $t+m$ 的波動率差偏離均衡水準 $0.55^m\%$ 。

4. 模擬交易及套利結果

4.1 建構交易策略

在確認隱含波動率序列間存在共同影響因子，且短期的波動率差偏離會回到均衡水準後，我們可利用相對波動率的偏離建立 vega 中立避險交易策略，以進行兩選擇權價格的交互效率性檢定。

我們的買賣策略是立基於波動率差偏離均衡水準後將會回歸均衡水準所引起的相對價格變化。當我們觀察到波動率差偏離均衡水準造成特定選擇權的相對價格下跌時，我們預期特定選擇權的相對價格將會上漲，或另一選擇權的相對價格將會下跌。根據此預期，我們建構 delta-vega 中立避險策略，使得投資組合的價值不受選擇權標的資產價格變動的影響且不受波動率共同因子變動的影響。Delta-vega 中立投資組合的獲利來自於波動率差收斂所造成的兩選擇權相對價格變動，因此 delta-vega 中立投資組合並不會使我們的獲利也中立，而是用以衡量我們交易策略買或賣部位的正確性。若波動率差處於均衡水準，TXO 的隱含波動率應與 TEO 的隱含波動率同向且相近幅度的變動，此時 TXO 與 TEO 的相對價格不變，delta-vega 中立投資組合的獲利接近零。

¹⁴ Poon and Pope (2000) 估計 1984/3/6~1998/6/15 期間 S&P 100 及 S&P 500 的日報酬率差 ($w = r_{S\&P100} - \beta r_{S\&P500}$)， $r_{S\&P100}$ 、 $r_{S\&P500}$ 分別為 S&P 100 及 S&P 500 的日報酬率。發現報酬率取絕對值後計算之報酬率差的整合級次為 0.17；報酬率取絕對值後再取對數計算之報酬率差的整合級次為 0.12。相較於日資料，日內資料有更高的持續性，因此我們使用的日內資料中， $\sigma_{S,t}^w$ 的整合級次高於 Poon and Pope (2000) 的樣本，顯示波動率差的日內資料有較高的持續性，為一合理之結果。

當波動率差偏離均衡水準時，TXO 隱含波動率的變動應與 TEO 隱含波動率的變動反向以使得波動率差回歸均衡水準，此時 TXO 與 TEO 的相對價格產生變化。Delta-vega 中立投資組合便是利用 TXO 與 TEO 的相對價格變動獲得正報酬（詳附錄）。因此，若波動率差呈現均數回歸，則偏離均衡後任一選擇權隱含波動率進行調整使得波動率差回到均衡水準，我們的交易策略皆可獲得超額報酬。

我們以下列步驟建構交易策略：

- (1) 計算各時點的參數 $\hat{\gamma}_0$ 、 $\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\lambda}^w$ ：相較於 Poon and Pope (2000) 對於全資料期間均給定 $\hat{\lambda}^w = 1$ ，本文以移動視窗法使用過去交易資料估計每一時點的 $\hat{\lambda}_t^w$ 。在每一時點 t ，我們以過去 L 期的資料做為樣本點，估計選擇權價格及加權隱含波動率的長期關係。我們以下式估計加權隱含波動率比率的長期均衡水準 λ_t^w ： $\hat{\lambda}_t^w = \sum_{i=0}^{L-1} \frac{\sigma_{TXO,t-i}^w}{\sigma_{TEO,t-i}^w} / L$ 。因為我們假定 TXO 買權與 TEO 買權互為避險標的，因此給定 (5) 式中的參數值 $\hat{\gamma}_0 = 0$ ， $\hat{\gamma}_1 = 20^{15}$ 。
- (2) 選擇交易時點：以加權隱含波動率差計算各時點的「預期最小選擇權價格變動」(predicted minimum option price movement)

$$\Delta C_{TXO,t} = \Delta \sigma_{TXO,t} \times \frac{\partial C_{TXO,t}}{\partial \sigma_{TXO,t}} \geq |\sigma_{S,t}^w| \times \min(U_{TXO,t}^w, \frac{\hat{\gamma}_1}{\hat{\lambda}_t^w} \times U_{TEO,t}^w)。 \quad (10)$$

其中， $|\sigma_{S,t}^w| = |\sigma_{TXO,t}^w - \hat{\lambda}_t^w \sigma_{TEO,t}^w|$ 表 t 時點加權波動率差的偏離程度。若時點 t 的預期最小選擇權價格變動大於預先設定的水準 δ ，視為進場訊號，於下一時點建構投資組合。

- (3) 選擇建立投資組合的選擇權契約 ($C_{TXO,K}$ ， $C_{TEO,K}$)。由於 $t \sim t+1$ 時段可能有多個不同執行價的選擇權契約進行交易，因此我們在此步驟中決定建構投資組合所使用的選擇權契約。我們對於 $t \sim t+1$ 時段交易的每一 TEO 買權契約，尋找相對應 TXO 買權契約（同到期日、同樣的價內外檔數）前後 10 分鐘內最接近的交易資料¹⁶。但若 TEO 買權交易時間的前後 10 分鐘內沒有適合的 TXO 買權成交資料，則放棄此 TEO 資料。
- (4) 以選擇權契約計算「預期最小選擇權價格變動」。找到適合的 ($C_{TXO,K}$ ， $C_{TEO,K}$) 組合後，我們以 ($t-L, t$) 時段內執行價 K 的選擇權交易資料做為樣本，估計執行價 K 的選擇權隱含波

¹⁵ Poon and Pope (2000) 使用 S&P 100 及 S&P 500 指數選擇權作為研究標的。由於，S&P 100 及 S&P 500 兩指數選擇權契約的每點價值相同，因此 Poon and Pope (2000) 給定 $\hat{\gamma}_0 = 0$ ， $\hat{\gamma}_1 = 1$ 。本文考量 TXO 契約每點價值 \$50，TEO 契約每點價值 \$1,000，因而給定 $\hat{\gamma}_0 = 0$ ， $\hat{\gamma}_1 = 20$ 。

¹⁶ 由於 TXO 及 TEO 的執行價並不相同，因此我們取距離價平相同檔數的選擇權執行價進行配對，如：若市場上的台股指數為 5888，電子指數為 232，則執行價為 235 的電子買權是為價外一檔，因此我們取同為價外一檔的執行價 5900 台指買權進行配對。

動率比率長期均衡水準 $\hat{\lambda}_{K,t} = \sum_{j=0}^{L-1} \frac{\sigma_{TXO,K,t-j}}{\sigma_{TEO,K,t-j}} / L$ 。其中， $\sigma_{i,K,t-j}$ 表執行價為 K 的選擇權 i 於 t-j 時點的隱含波動率， $i = TXO, TEO$ ， $j = 0, 1, 2, \dots, L-1$ 。以執行價為 K 的選擇權契約計算預期最小選擇權價格變動： $|\sigma_{S,K,t}| \times \min(v_{TXO,K,t}, \hat{\gamma}_1 \times v_{TEO,K,t} / \hat{\lambda}_{K,t})$ 。其中， $|\sigma_{S,K,t}| = |\sigma_{TXO,K,t} - \hat{\lambda}_{K,t} \sigma_{TEO,K,t}|$ 為執行價為 K 的選擇權於 t 時點之波動率差偏離。 $C_{i,K,t}$ 表執行價為 K 的選擇權 i 於 t 時點之交易價格， $i = TXO, TEO$ 。若預期最小選擇權價格變動大於 δ ，則我們以執行價為 K 之選擇權契約建立投資組合，否則就回到步驟 3 並尋找下一適合的 $(C_{TXO,K}, C_{TEO,K})$ 組合。

- (5) 建構 delta-vega 中立投資組合。在找到適合建構交易策略的選擇權交易標的 $(C_{TXO,K}, C_{TEO,K})$ 並確認預期最小選擇權價格變動大於 δ 後，我們建立下列投資組合：若 $\sigma_{S,K,t} > 0$ 則賣出一口的 TXO 買權，買入 $\hat{\lambda}_{K,t} \times v_{TXO,K,t} / (\hat{\gamma}_1 \times v_{TEO,K,t})$ 口的 TEO 買權並買入 $(1 - \hat{\lambda}_t \times v_{TXO,K,t} / v_{TEO,K,t}) \times D_{TXO} / 4$ 口的 $F_{TXO,t}$ ；反之，若 $\sigma_{S,K,t} < 0$ 則買入一口的 TXO 買權，賣出 $\hat{\lambda}_{K,t} \times v_{TXO,K,t} / (\hat{\gamma}_1 \times v_{TEO,K,t})$ 口的 TEO 買權並賣出 $(1 - \hat{\lambda}_t \times v_{TXO,K,t} / v_{TEO,K,t}) \times D_{TXO} / 4$ 口的 $F_{TXO,t}$ ¹⁷。如此，我們建立的投資組合就會是 delta-vega 中立投資組合。
- (6) 平倉投資組合。在建構投資組合後，投資組合平倉時點的決定，我們採用下列幾種方式：a. 當波動率差 $\sigma_{S,K,t}$ 回到均衡水準時，或持有的選擇權契約到期時平倉。b. 投資組合持有滿一天後強制平倉。c. 投資組合持有滿三天後強制平倉。d. 以均數回歸速度 $\hat{\beta}_1$ 計算持有時間，預期當選擇權隱含波動率差偏離長期均衡水準的幅度 $(|\sigma_{S,K,t}|)$ 低於 0.01 時平倉。我們以 (t-L, t) 時段內執行價 K 的選擇權交易資料做為樣本，估計均數回歸方程式(4)之參數 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 。若 $\hat{\beta}_0 \approx 0$ 、 $-1 < \hat{\beta}_1 < 0$ ，則表示選擇權隱含波動率差為均數回歸過程，回歸長期均衡水準的速度為 $1 + \hat{\beta}_1$ 。因此要求經過 m 期的時間後 $|\sigma_{S,K,t}|$ 低於 0.01，則可得

$$m \geq \frac{\ln(0.01) - \ln(|\sigma_{S,K,t}|)}{\ln(1 + \hat{\beta}_1)} \quad (11)$$

我們的投資組合持有期間則取最小 m 值： $m^* = \lceil \frac{\ln(0.01) - \ln(|\sigma_{S,K,t}|)}{\ln(1 + \hat{\beta}_1)} \rceil$ ， $\lceil \cdot \rceil$ 表高斯符號。

4.2 投資組合損益

我們取 (t-L, t) 的交易期間作為時點 t 的參數估計期間，動態估計隱含波動率比率的長期均衡水準 $\hat{\lambda}_t^w$ 、 $\hat{\lambda}_{K,t}$ 。我們取參數估計期間 $L = 100$ ， $L = 200$ ¹⁸，及取 $\delta = \$100$ ， $\delta = \$200$ 作為

¹⁷ Delta-vega 中立投資組合、vega 中立投資組合的詳細推導，參看附錄。由於 TXO 契約每點價值 \$50，TEO 契約每點價值 \$1000，TXF 契約每點價值 \$200，因此投資組合中 TEO 買權及 TXF 的部位需進行相關調整。

¹⁸ 文獻中，對於波動率的最適估計期間並無一致的結論。Akgiray (1989)、Feinstein (1989)、Gemmill (1986) 以過去 20 日報酬計算波動率；Ederington and Guan (2002) 以 40 日為基準；Canina and Figlewski (1993)

預期最小選擇權價格變動的門檻水準。選擇權相對價格變動參數給定 $\hat{\gamma}_1 = 1000/50 = 20$ 。在不考慮交易成本（交易稅、手續費及保證金）下，每口投資組合平均損益如表 4。

表 4 指出，當 $\delta = 100$ 時，交易筆數依序為 $d > b > a \approx c$ ，但多小於 50 筆；當 $\delta = 200$ 時，交易筆數依序為 $a > d > b > c$ ，且多小於 10 筆。顯示隱含波動率偏離均衡水準的次數不多。當 $\delta = 100$ 時 vega 中立投資組合的報酬率可達 265.78%，delta-vega 中立投資組合的報酬率皆為負值；當 $\delta = 200$ 時 vega 中立投資組合的報酬率可達 350.76%，delta-vega 中立投資組合的報酬率可達 115.60%，各交易策略的報酬率依序為 $a > d > b > c$ ¹⁹。當 $L = 100$ 與 $L = 200$ 時，delta-vega 中立投資組合的報酬率大小次序並無穩定關係，顯示參數估計期間的長短對交易策略的影響不明顯。整體而言，交易策略相對應的報酬率次序為 $a > d > b > c$ 。在多數情況中，delta-vega 策略的報酬率低於 vega 策略的報酬率，顯示 $F_{TXO,t}$ 上漲下跌變動對兩選擇權的影響程度不同。然而，所有的情況中，在 1% 顯著水準下，vega 中立投資組合與 delta-vega 中立投資組合的報酬率皆不顯著異於零。

當 $\delta = \$100$ 時，延長參數估計期間對 vega 投資組合報酬率的影響不一定，但一致性的使 delta-vega 投資組合報酬率下降；當 $\delta = \$200$ 時，延長參數估計期間會使兩投資組合報酬率皆降低。當 $L = 100$ 時，提高預先設定的門檻水準 δ ，兩投資組合報酬率在所有交易策略下皆有明顯的提高；當 $L = 200$ 時，提高預先設定的門檻水準 δ ，對 vega 投資組合報酬率的影響不一定，但一致性的使 delta-vega 投資組合報酬率上升。顯示在較短的參數估計期間、較高的門檻水準 δ 下投資組合報酬率較高，且此現象表現在 delta-vega 投資組合報酬率上較為顯著。

Vega 投資組合報酬率為正的交易次數佔總交易次數的比率 (hit-ratio = 報酬率為正的交易次數/總交易次數) 最高為 0.83，最低為 0.33，且除交易策略 c 外多在 0.6 以上，說明我們建構的 vega 投資組合在多數情況皆可獲得正報酬。延長參數估計期間，會使 hit-ratio 一致性下降。當 $L = 100$ 時，提高門檻水準 δ ，會使得 hit-ratio 上升；但當 $L = 200$ 時提高門檻水準 δ ，亦會使 hit-ratio 上升。由此可知，較短的參數估計期間、較高的門檻水準 δ 下，可提高報酬率為正的交易次數比率。

則以 60 日為基準；Gwilym and Buckle (1999) 則以 20 日和一年的波動率做比較。本文參考前人研究，取過去 20 日 ($L = 100$) 及過去 40 日 ($L = 200$) 作為參數估計期間。

¹⁹ 投資組合的報酬率相當高，很大的可能是因為投資組合的建構成本極低。由於我們每口投資組合為賣出一口的 TXO 買權並買入 $\hat{\lambda}_{K,t} \times v_{TXO,K,t} / (20 \times v_{TEO,K,t})$ 口的 TEO 買權，或買入一口的 TXO 買權並賣出 $\hat{\lambda}_{K,t} \times v_{TXO,K,t} / (20 \times v_{TEO,K,t})$ 口的 TEO 買權，因此建構投資組合的成本極低。例如，2008/2/18 9:45 時發現「預期最小選擇權價格變動」值為 8.2427 點，大於預先設定的水準 $\delta = 2$ 點，因而建構以下投資組合：於 9:59 賣出 $\frac{\hat{\lambda}_1 \times v_{TXO,K=8100}}{\hat{\gamma}_1 \times v_{TEO,K=310}} \approx \frac{0.9235 \times 939.0945}{20 \times 35.3906} \approx 1.2253$ 口的 TEO 買權 ($C_{TEO,K=310}$ 價格 $\$10.3 \times 1,000$) 並於 10:02 買入一口的 TXO 買權 ($C_{TXO,K=8100}$ 價格 $\$256 \times 50$)，此投資組合建構成本 $\$180$ 。此投資組合以交易策略 d 平倉後，淨獲利 $\$1,918$ ，報酬率 1166%。

表 4 不考慮交易成本下每口投資組合損益

投資組合平倉時點的決定，我們採用下列方式: a.當波動率差 $\sigma_{S,K,t}$ 回到均衡水準時，或持有的選擇權契約到期時平倉。 b. 投資組合持有滿一天後強制平倉。 c. 投資組合持有滿三天後強制平倉。 d. 以均數回歸速度 $\hat{\beta}$ 計算持有時間，預期當選擇權隱含波動率差偏離長期均衡水準的幅度 ($|\sigma_{S,K,t}|$) 低於 0.01 時平倉。考慮到投資組合建構成本為負 (建構投資組合後，淨現金流入為正) 的可能性，我們使用下列公式計算報酬率：(期末損益-期初成本)/1期初成本1。Hit-ratio 的計算公式為：報酬率為正的交易次數/總交易次數。報酬率及報酬率標準差的單位：%。以 $L=100$, $\delta=\$100$ ，交易策略 a 的 vega 投資組合為例，t 值計算如下： $t = 252.45\% / (472.89\% / \sqrt{26}) \approx 2.72$ 。

	交易策略 a	交易策略 b	交易策略 c	交易策略 d
L = 100, $\delta = \\$100$				
交易筆數	26	45	27	52
Vega 報酬率	252.45	92.61	-64.00	81.01
報酬率標準差	472.89	550.33	549.72	550.69
T 檢定	2.72*	1.13	-0.60	1.06
Hit-ratio	0.77	0.71	0.52	0.67
Delta-vega 報酬率	-38.95	-89.41	-104.07	-46.48
報酬率標準差	272.40	563.80	389.04	537.12
T 檢定	-0.73	-1.06	-1.39	-0.62
Hit-ratio	0.46	0.47	0.52	0.50
L = 200, $\delta = \\$100$				
交易筆數	33	48	27	55
Vega 報酬率	265.78	-32.90	-132.55	86.67
報酬率標準差	663.94	1060.87	908.61	644.23
T 檢定	2.30*	-0.21	-0.76	1.00
Hit-ratio	0.76	0.56	0.52	0.62
Delta-vega 報酬率	-64.48	-168.95	-157.45	-59.18
報酬率標準差	206.36	845.60	681.71	563.35
T 檢定	-1.79	-1.38	-1.20	-0.78
Hit-ratio	0.27	0.38	0.48	0.38
L = 100, $\delta = \\$200$				
交易筆數	6	4	4	4
Vega 報酬率	350.76	205.04	18.33	205.04
報酬率標準差	604.72	637.41	716.28	637.41
T 檢定	1.42	0.64	0.05	0.64
Hit-ratio	0.83	0.75	0.50	0.75
Delta-vega 報酬率	0.28	91.37	115.60	91.37
報酬率標準差	182.73	170.89	153.35	170.89
T 檢定	0.00	1.07	1.51	1.07
Hit-ratio	0.50	0.75	1.00	0.75
L = 200, $\delta = \\$200$				
交易筆數	10	7	6	9
Vega 報酬率	86.21	-29.64	-26.21	7.92
報酬率標準差	687.54	353.93	608.36	257.57
T 檢定	0.40	-0.22	-0.11	0.09
Hit-ratio	0.60	0.57	0.33	0.67
Delta-vega 報酬率	18.66	-29.25	-118.78	-33.75
報酬率標準差	170.88	364.23	392.21	268.05
T 檢定	0.35	-0.21	-0.74	-0.38
Hit-ratio	0.50	0.57	0.67	0.67

*: 5% 的顯著水準

**: 1% 的顯著水準

接著，我們將交易成本納入投資組合損益中。我們假定，每一投資組合建立部位時需繳付交易成本（交易稅+手續費）\$100，平倉時亦需繳付交易成本 \$100。投資組合中，選擇權的賣空部位需繳付保證金，期貨的買賣部位亦需繳付保證金²⁰。本文假設投資人的交易資金為\$1,000,000以決定可以建構多少口投資組合。

表 5 指出，vega 中立投資組合的報酬率多為正數，交易策略 a 下可達平均每筆報酬率 1.88%，顯示考慮交易成本後投資組合依然有正報酬，但並不顯著。Delta-vega 中立投資組合的報酬率多為負數，顯示 $F_{TXO,t}$ 價格變動對兩選擇權的影響程度不同。當 $\delta = \$100$ 時，延長參數估計期間對 vega 中立投資組合報酬率沒有一致的影響，但會降低 delta-vega 投資組合的報酬率；當 $\delta = \$200$ 時，延長參數估計期間會降低 vega 投資組合及 delta-vega 投資組合的報酬率。當 $L = 100$ 時，提高門檻水準 δ 對 vega 投資組合報酬率的影響不一定，但會使得 delta-vega 投資組合報酬率上升。顯示延長參數估計期間，會降低投資組合報酬率；提高門檻水準亦會提高投資組合報酬率。

Vega 投資組合報酬率為正的交易次數佔總交易次數的比率（hit-ratio = 報酬率為正的交易次數/總交易次數）最高為 0.75，最低為 0.33，且多數大於 0.5；delta-vega 投資組合報酬率為正的交易次數佔總交易次數的比率最高為 1，最低為 0.27，且多數大於 0.5。延長參數估計期間，大多會使 hit-ratio 下降。當 $L = 100$ 時，提高門檻水準 δ ，會使得投資組合 hit-ratio 升高；但當 $L = 200$ 時，提高門檻水準 δ ，對投資組合 hit-ratio 的影響則不一定。

在表 4 及表 5 中指出，以觀察到的波動率差偏離作為買賣訊號建構投資組合，投資組合報酬率多為正值，且 hit-ratio 也多大於 0.5。但在 1% 顯著水準下，在所有的情況中 vega 中立投資組合與 delta-vega 中立投資組合的報酬率皆不顯著異於零。接著，我們以表 6 分析投資組合獲利來源。

我們分析在 $L = 200$ ， $\delta = 100$ 時，交易策略 a 及交易策略 d 的損益來源。交易策略 a 中，（買進 TXO，賣出 TEO）與（賣出 TXO，買進 TEO）的交易筆數相近，但（賣出 TXO，買進 TEO）的 vega 投資組合 hit-ratio 高達 0.8 且平均損益為正。顯示市場的波動率差偏離後，（賣出 TXO，買進 TEO）策略有較高的獲利。交易策略 d 中，（買進 TXO，賣出 TEO）策略的交易筆數為 35 筆，大於（賣出 TXO，買進 TEO）策略的 20 筆交易；（賣出 TXO，買進 TEO）策略的 hit-ratio 大於 0.5，也大於（買進 TXO，賣出 TEO）策略的 hit-ratio。

²⁰ 本文選擇權保證金計算方式根據台灣期貨交易所公告：權利金市值 + MAXIMUM (A 值-價外值, B 值)。其中，買權的價外值為：MAXIMUM ((執行價-標的指數價格) × 契約乘數, 0)。假設 TXO 的保證金 A 值為 \$25,000, B 值為 \$13,000; TEO 的保證金 A 值為 \$21,000, B 值為 \$11,000; 期貨保證金為 \$114,000。依據台灣期貨交易所公告，買進 TXF 並賣出 TXO 買權所建構的組合部位，保證金的計算方式為：期貨保證金 + 選擇權之權利金市值。

表 5 考慮交易成本下投資組合損益

投資組合平倉時點的決定，我們採用下列幾種方式：a. 當波動率差 $\sigma_{S,K,t}$ 回到均衡水準時，或持有的選擇權契約到期時平倉。b. 投資組合持有滿一天後強制平倉。c. 投資組合持有滿三天後強制平倉。d. 以均數回歸速度 β 計算持有時間，預期當選擇權隱含波動率差偏離長期均衡水準的幅度 ($|\sigma_{S,K,t}|$) 低於 0.01 時平倉。考慮到投資組合建構成本為負(建構投資組合後，淨現金流入為正)的可能性，我們使用下列公式計算報酬率：(期末損益-期初成本)/|期初成本|。Hit-ratio 的計算公式為：報酬率為正的交易次數/總交易次數。每一投資組合，建立部位及平倉時皆需繳付交易成本(交易稅+手續費) \$100。投資組合中，選擇權的賣空部位需繳付保證金，期貨的買賣部位亦需繳付保證金。選擇權保證金計算方式：權利金市值+MAXIMUM(A 值-價外值, B 值)。其中，買權的價外值為：MAXIMUM((執行價-標的指數價格)×契約乘數, 0)。假設 TXO 的保證金 A 值為\$25,000, B 值為\$13,000; TEO 的保證金 A 值為\$21,000, B 值為 \$11,000; 期貨保證金為\$114,000。依據期貨交易所公告，買進 TXF 並賣出 TXO 買權所建構的組合部位，保證金計算方式為：期貨保證金+選擇權的權利金市值。本文假設交易資金為\$1,000,000 以決定建構多少口投資組合。報酬率的單位：%。以 L=100, δ = \$100, 交易策略 a 的 vega 投資組合為例，t 值計算如下： $t = 0.8153\% / (5.1020\% / \sqrt{26}) \approx 0.8148$ 。

	交易策略 a	交易策略 b	交易策略 c	交易策略 d
L = 100, δ = \$100				
交易筆數	26	45	27	52
Vega 報酬率	0.8153	0.4199	0.0119	0.4347
報酬率標準差	5.1020	6.0798	5.7077	4.9617
T 檢定	0.8148	0.4633	0.0109	0.6317
Hit-ratio	0.6923	0.5778	0.3704	0.4808
Delta-vega 報酬率	-0.0019	-0.0678	-0.0561	-0.0557
報酬率標準差	0.5048	0.5853	0.7253	0.5034
T 檢定	-0.0191	-0.7770	-0.4018	-0.7977
Hit-ratio	0.4615	0.4667	0.5185	0.4808
L = 200, δ = \$100				
交易筆數	33	48	27	55
Vega 報酬率	0.9470	0.2790	0.1700	0.2066
報酬率標準差	5.6390	4.6885	5.1708	4.4548
T 檢定	0.9647	0.4123	0.1708	0.3439
Hit-ratio	0.6667	0.4583	0.4444	0.4727
Delta-vega 報酬率	-0.1945	-0.1675	-0.1383	-0.1325
報酬率標準差	0.5677	0.5342	0.7995	0.5456
T 檢定	-1.9682	-2.1729*	-0.8991	-1.8007
Hit-ratio	0.2727	0.3750	0.4815	0.3818
L = 100, δ = \$200				
交易筆數	6	4	4	4
Vega 報酬率	1.8841	0.0608	0.0551	0.0608
報酬率標準差	8.2751	5.8225	7.8260	5.8225
T 檢定	0.5577	0.0209	0.0141	0.0209
Hit-ratio	0.6667	0.7500	0.5000	0.7500
Delta-vega 報酬率	-0.0555	0.0682	0.3185	0.0682
報酬率標準差	0.5056	0.6741	0.3976	0.6741
T 檢定	-0.2688	0.2023	1.6020	0.2023
Hit-ratio	0.5000	0.7500	1.0000	0.7500
L = 200, δ = \$200				
交易筆數	10	7	6	9
Vega 報酬率	-0.0948	-0.1614	0.0450	-0.3510
報酬率標準差	9.3712	5.0081	7.5379	3.8923
T 檢定	-0.0320	-0.0853	0.0146	-0.2706
Hit-ratio	0.6000	0.5714	0.3333	0.5556
Delta-vega 報酬率	-0.0416	-0.2196	-0.3045	-0.1252
報酬率標準差	0.6391	0.8507	0.9286	0.7359
T 檢定	-0.2059	-0.6830	-0.8031	-0.5104
Hit-ratio	0.5000	0.5714	0.6667	0.6667

*：5% 的顯著水準

**：1% 的顯著水準

表 6 考慮交易成本下投資組合損益分析

本表說明在交易策略 a 及交易策略 d 的交易規則下，依據波動率偏離建立投資組合的報酬率。交易策略中可分為兩種情況：買進 TXO，並賣出 TEO；賣出 TXO，並買進 TEO。各情況下交易策略損益的統計資料如下。其中，Hit-ratio 的計算公式為：報酬率為正的交易次數/總交易次數。每一投資組合，建立部位時需繳付交易成本(交易稅+手續費) \$100，平倉時亦需繳付交易成本 \$100。選擇權保證金計算方式：權利金市值+MAXIMUM(A 值-價外值, B 值)。其中，買權的價外值為：MAXIMUM(執行價-標的指數價格)×契約乘數, 0)。假設 TXO 的保證金 A 值為 \$25,000, B 值為 \$13,000；TEO 的保證金 A 值為 \$21,000, B 值為 \$11,000；期貨保證金為 \$114,000。依據台灣期貨交易所公告，買進 TXF 並賣出 TXO 買權所建構的組合部位，保證金的計算方式為：期貨保證金+選擇權之權利金市值。本文假設交易資金為 \$1,000,000 以決定可以建構多少口投資組合。獲利、損失、損益平均及損益中位數的單位為新台幣(元)。

	買進 TXO		買進 TEO	
	Vega	Delta-vega	Vega	Delta-vega
交易策略 a				
交易筆數	18	18	15	15
Hit-ratio	0.56	0.22	0.80	0.33
單筆最大獲利	68,648	1,106,075	166,685	760,033
單筆最大損失	-220,316	-1,592,004	-13,111	-766,748
損益平均	-6,054	-253,478	28,098	-123,760
損益中位數	3,648	-148,305	8,649	-64,579
標準差	60,252	665,074	46,673	435,596
T 檢定	-0.4263	-1.6170	2.3316*	-1.1004
交易策略 d				
交易筆數	35	35	20	20
Hit-ratio	0.37	0.37	0.65	0.40
單筆最大獲利	74,790	877,030	140,708	1,720,927
單筆最大損失	-82,135	-1,233,010	-147,793	-967,465
損益平均	805	-206,201	4,272	-3,424
損益中位數	-4,603	-120,586	7,715	-55,777
標準差	31,732	478,985	61,890	638,585
T 檢定	0.1501	-2.5468*	0.3087	-0.0240

*: 5% 的顯著水準

** : 1% 的顯著水準

假設交易資金為 \$1,000,000，以之建構投資組合並進行交易，發現在考慮交易成本下，交易策略 d 中的 (買進 TXO，賣出 TEO) 及 (賣出 TXO，買進 TEO) 的 vega 策略分別可獲得平均 \$805 及 \$4,272 的獲利，顯示交易策略 d 發現的波動率差偏離以 TXO 買權的隱含波動率偏高 (或 TEO 買權的隱含波動率偏低) 的獲利機會較大，且此時獲利能力較佳。但在 1% 顯著水準下，vega 投資組合與 delta-vega 投資組合報酬率皆不顯著異於零。

總的而言，當發現隱含波動率差偏離長期均衡時，較短的參數估計期間、提高門檻水準 δ 應可提高投資組合的報酬率。同時，提高 δ 也會大幅降低投資組合的建構次數。Delta-vega 投資組

合因為納入標的期貨價格變動的影響，容易造成獲利下降的情況。雖然大多數的情況下 *vega* 投資組合及 *delta-vega* 投資組合的報酬率皆大於零，*hit-ratio* 多超過 50%，然而投資組合的交易筆數並不多。上述結果顯示 TXO 與 TEO 隱含波動率差偏離均衡水準的情形約佔所有交易的 2.7%，並不常見，而波動率差偏離以 TXO 買權的隱含波動率偏高（或 TEO 買權的隱含波動率偏低）的機會較大。以觀察到的隱含波動率差偏離作為買賣訊號建構投資組合，無法獲得顯著的超額報酬。因此，本文的檢定結果表明 2007/1/1~2008/12/31 期間台灣選擇權市場中 TXO 買權與 TEO 買權的定價具有交互效率。

5. 結論

本文參照 Poon and Pope (2000) 的模型提出一適用於不同執行價、不同契約價值的選擇權市場交互效率性檢定法。本文提出的選擇權市場效率性檢定法特點為不受限於選擇權定價公式、不需預測隱含波動率的高低水準，並以選擇權波動率差的均數回歸速度設計交易策略的持有期間。此方法並不需要預測波動率的未來走勢，而是預測以兩高度相關資產為標的之選擇權的相對隱含波動率變動，因此可避免隱含波動率預測的偏誤。由於當兩資產間有高度的相互替代性，則兩資產的波動率應會呈現長期均衡關係，進而推知以此兩資產為標的之選擇權的隱含波動率差應為均數回歸過程。因此，預測選擇權隱含波動率差的變動應會比預測波動率高低更加精確。另一方面，我們利用短期隱含波動率差偏離呈現均數回歸過程，可估計回歸速度並於建構投資組合之初便決定投資組合持有期間。

在實證上，我們以台指買權及電子買權為標的檢定台灣選擇權市場的效率性。我們以 GPH 的整合級次 d 檢定選擇權隱含波動率的緩長記憶性，以 Ray and Tsay (1997) 的 T 統計量檢定台指買權及電子買權之隱含波動率是否存在共同因子，以均數回歸模型檢定波動率差偏離的動態行為，並探討波動率差的特性；最後，我們以選擇權波動率差作為買賣訊號，進行台灣選擇權市場的交互效率性檢定。我們的實證結果指出，電子買權的隱含波動率大於台指買權隱含波動率，電子買權的波動率標準差也大於台指買權的波動率標準差。台指買權及電子買權之隱含波動率確實存在緩長記憶性，且存在波動率共同影響因子；波動率差會呈現均數回歸過程。

以觀察到的波動率差偏離建構投資組合，發現隱含波動率差偏離長期均衡時，較短的參數估計期間、提高門檻水準 δ 可提高投資組合的報酬率。在考慮交易成本後，在不同的交易策略下發現 *vega* 投資組合損益為正的比率多超過 50%。實證結果顯示 TXO 與 TEO 隱含波動率差偏離均衡水準的情形約佔所有交易的 2.7%，且平均報酬為正值，但並不顯著。上述結果顯示台指買權及電子買權出現相對錯誤定價的機會不多且針對錯誤定價建構的模擬投資組合並無法帶來顯著正獲利。本文的檢定結果表明 2007/1/1~2008/12/31 期間台灣選擇權市場中台指買權與電子買權的定價具有交互效率。

附錄 以成對交易進行交互效率性檢定之詳細推導過程

建構 vega 中立投資組合、delta-vega 中立投資組合

假設兩選擇權的隱含波動率有共同的影響因子，則隱含波動率序列可表為

$$\sigma_{1,t} = \lambda x_t + \omega_{1,t} \quad (1)$$

$$\sigma_{2,t} = x_t + \omega_{2,t} \quad (2)$$

其中， $\sigma_{i,t}$ 表選擇權 i 於時間點 t 的隱含波動率， $i = 1, 2$ 。 x_t 為 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 的共同影響因子。 $\omega_{1,t}$ 、 $\omega_{2,t}$ 為 $\sigma_{1,t}$ 、 $\sigma_{2,t}$ 各自的短期影響因子，且 $E(\omega_{1,t}) = E(\omega_{2,t}) = 0$ 。根據 (1)式及(2)式，兩選擇權的隱含波動率存在長期均衡關係：

$$E(\sigma_1) = \lambda E(\sigma_2) \quad (3)$$

且兩選擇權的隱含波動率差 $\sigma_{S,t} = \sigma_{1,t} - \lambda\sigma_{2,t} = \omega_{1,t} - \lambda\omega_{2,t}$ 只受短期因子的影響。若波動率差為一穩態過程(stationary process)，則其走勢應為一均數回歸(mean reversion)過程，可以方程式(4)表示：

$$\sigma_{S,t+1} - \sigma_{S,t} = \beta_0 + \beta_1(\sigma_{S,t} - \bar{\sigma}_S) + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

其中， $\bar{\sigma}_S$ 為波動率差的長期均衡水準。由於 $E(\omega_{1,t}) = E(\omega_{2,t}) = 0$ ，故 $\bar{\sigma}_S = E(\sigma_{S,t}) = E(\sigma_{1,t} - \lambda\sigma_{2,t}) = E(\omega_{1,t} - \lambda\omega_{2,t}) = E(\omega_{1,t}) - \lambda E(\omega_{2,t}) = 0$ ，波動率差的長期均衡值為 0。若 $\beta_0 = 0$ 、 $-1 \leq \beta_1 < 0$ ，則表示當 $\sigma_{S,t}$ 偏離均衡一單位時， $\sigma_{S,t+1}$ 會偏離均衡 $1 + \beta_1$ 單位， $\sigma_{S,t+2}$ 會偏離均衡 $(1 + \beta_1)^2$ 單位，依此類推。當經過 m 期之後， $(1 + \beta_1)^m \approx 0$ ， $\sigma_{S,t+m}$ 會回到均衡水準 $\bar{\sigma}_S$ 。

假設兩選擇權標的期貨價格存在長期均衡關係，且長期均衡關係遵循下列方程式：

$$E(F_1) = a_0 + a_1 \times E(F_2) \quad (5)$$

則兩到期日為 T 、執行價為 K_1 、 K_2 之選擇權的價格關係為：

$$\begin{aligned} C_{1,t}(K_1) &= e^{-rT} E[\max(F_{1,T} - K_1, 0)] \\ &= e^{-rT} E[\max(a_0 + a_1 F_{2,T} - K_1, 0)] \\ &= e^{-rT} E[\max(a_0 + a_1(F_{2,T} - K_2) + a_1 K_2 - K_1, 0)] \\ &= a_1 e^{-rT} E[\max(F_{2,T} - (K_2 - \frac{a_0 + a_1 K_2 - K_1}{a_1}), 0)] \end{aligned}$$

$$=a_1 C_{2,t} (K_2 - \frac{a_0 + a_1 K_2 - K_1}{a_1})。$$

$C_{i,t}$ 表選擇權 i 於時間點 t 的價格, $i = 1, 2$ 。亦即, 當兩選擇權標的期貨價格存在長期均衡關係時, 兩選擇權的理論價格亦應存在一固定關係。然而, 現實中選擇權的交易價格會受到交易制度、交易成本...等市場摩擦影響而偏離理論關係, 因此我們假設兩選擇權的交易價格存在長期均衡關係:

$$E(C_1) = \gamma_0 + \gamma_1 E(C_2)。$$
 (6)

根據方程式(6), 當隱含波動率處於長期均衡時, 其變動關係為 $E(\Delta\sigma_1) = \lambda E(\Delta\sigma_2)$, 其中 $\Delta\sigma_i$ 表選擇權 i 的隱含波動率變動, $i = 1, 2$ 。根據方程式(5), 當選擇權價格處於長期均衡時, 其變動關係為 $E(\Delta C_1) = \gamma_1 E(\Delta C_2)$, 其中 ΔC_i 表選擇權 i 的價格變動, $i = 1, 2$ 。當標的資產價格處於長期均衡時, 其短期變動關係為 $E(\Delta F_1) = a_1 E(\Delta F_2)$, 其中 ΔF_i 表標的資產 i 的價格變動, $i = 1, 2$ 。

本文建立 vega 中立投資組合 (P_d)、delta-vega 中立投資組合 (P_v) 以進行選擇權市場效率性檢定。 P_d 的價值不受波動率共同因子的影響; P_v 的價值不受波動率共同因子的影響, 不受選擇權標的資產價格變動的影響, 且 P_d 與 P_v 在波動率差回歸均衡水準的過程中均可獲取正報酬。本文以兩選擇權 C_1 、 C_2 及標的資產 F_1 為標的建構 P_d 、 P_v : vega 中立投資組合為賣出一單位 $C_{1,t}$ 、買入 η 單位 $C_{2,t}$ ($P_d = -C_{1,t} + \eta C_{2,t}$); delta-vega 中立投資組合為賣出一單位 $C_{1,t}$ 、買入 η 單位 $C_{2,t}$ 並買入 κ 單位的 $F_{1,t}$ ($P_v = -C_{1,t} + \eta C_{2,t} + \kappa F_{1,t}$)。決定 η 、 κ , 使得當波動率共同因子變動時, 投資組合價值不變, 當標的資產價格變動時, 投資組合價值亦不變。因此, η 、 κ 需滿足:

$$(1) \quad \begin{aligned} \frac{\partial P}{\partial x} &= 0 \\ \Rightarrow -\frac{\partial C_{1,t}}{\partial x} + \eta \frac{\partial C_{2,t}}{\partial x} + \kappa \frac{\partial F_{1,t}}{\partial x} \\ &= -\lambda \frac{\partial C_{1,t}}{\partial \sigma_{1,t}} + \eta \frac{\partial C_{2,t}}{\partial \sigma_{2,t}} \\ &= -\lambda \nu_1 + \eta \nu_2 \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \eta = \frac{\lambda \nu_1}{\nu_2}$$

$$(2) \quad \frac{\partial P}{\partial F_1} = 0$$

$$\begin{aligned}
&\Rightarrow -\frac{\partial C_{1,t}}{\partial F_{1,t}} + \eta \frac{\partial C_{2,t}}{\partial F_{1,t}} + \kappa \frac{\partial F_{1,t}}{\partial F_{1,t}} \\
&= -D_1 + \frac{\lambda v_1}{v_2} \frac{\partial C_{1,t}}{\gamma_1 \partial F_{1,t}} + \kappa \\
&= \left(\frac{\lambda v_1}{v_2} - 1\right) D_1 + \kappa \\
&= 0 \\
&\Rightarrow \kappa = \left(1 - \frac{\lambda v_1}{v_2}\right) D_1
\end{aligned}$$

其中， D_i 表示選擇權 i 的標的資產價格敏感度 ($D_i = \frac{\partial C_i}{\partial F_i}$)。是故，我們建構投資組合：賣出一單位 $C_{1,t}$ 、買入 $\frac{\lambda v_1}{v_2}$ 單位 $C_{2,t}$ 並買入 $(1 - \frac{\lambda v_1}{v_2}) D_1$ 單位的 $F_{1,t}$ 。此投資組合的價值不受波動率共同因子及標的資產價格變動的影響。

波動率差偏離長期均衡時，delta-vega 投資組合損益

當波動率差偏離長期均衡時，可能是 $\omega_{1,t} \neq 0$ 或 $\omega_{2,t} \neq 0$ 。以下就以 $\omega_{1,t} > 0$ 、 $\omega_{2,t} = 0$ 且 $\beta_0 = 0$ 、 $-1 \leq \beta_1 < 0$ 為例，說明 delta-vega 中立投資組合的損益：當波動率差 $\sigma_{S,t}$ 偏離長期均衡 ($\omega_{1,t} > 0$ 、 $\omega_{2,t} = 0$) 時，因波動率偏離而產生的選擇權價格偏離相對均衡水準 ($\Delta C_{1,t} = C_{1,t} - C_{1,t-1}$) 可以下式計算：

$$\begin{aligned}
\Delta C_{1,t} &= \Delta \sigma_{S,t} \times \frac{\partial C_{1,t}}{\partial \sigma_{1,t}} \\
&= \sigma_{S,t} \times v_1 \\
&\geq \sigma_{S,t} \times \min(v_1, E(v_1)) \\
&= \sigma_{S,t} \times \min(v_1, \frac{E \partial C_{1,t}}{E \partial \sigma_{1,t}}) \\
&= \sigma_{S,t} \times \min(v_1, \frac{\gamma_1 \partial C_{2,t}}{\lambda \partial \sigma_{2,t}}) \\
&= \sigma_{S,t} \times \min(v_1, \frac{\gamma_1}{\lambda} v_2)
\end{aligned}$$

其中， v_i 表選擇權 i 的波動率敏感度 ($v_i = \frac{\partial C_i}{\partial \sigma_i}$)， $i = 1, 2$ 。 $\sigma_S \times \min(v_1, \frac{\gamma_1}{\lambda} v_2)$ 即為「預期最小選擇權價格變動」。此預期最小選擇權價格變動計算式，為 Poon and Pope (2000) 文中方程式(2)之一般化型式。Poon and Pope (2000) 並未說明其預期最小選擇權價格變動的計算方法，且以每

點契約價值相同的 S&P 100 指數買權 (OEX) 和 S&P 500 指數買權 (SPX) 選擇權作為實證標的，因此給定 $\gamma_1 = 1$ 。本文則放寬每點契約價值相同的假設，並以係數 γ_1 描述兩選擇權間價格變動關係。

當觀察到波動率差 $\sigma_{S,t}$ 偏離長期均衡時建構 delta-vega 中立投資組合 $P = -C_{1,t} + \frac{\lambda v_1}{v_2} C_{2,t} + (1 - \frac{\lambda v_1}{v_2}) D_1 F_{1,t}$ 。由於波動率差 $\sigma_{S,t}$ 為一均數回歸過程，因此波動率差偏離造成的選擇權相對價格上升 ($\Delta C_{1,t}$) 必會回歸均衡水準 $C_{1,t+1} = C_{1,t-1}$ ，此時投資組合損益為： $\Delta P = -(C_{1,t+1} - C_{1,t}) = -(C_{1,t-1} - C_{1,t}) = \Delta C_{1,t} > 0$ 。

參考文獻

- 李興璋，「台灣加權股價指數波動率與選擇權操作策略之研究」，長庚大學企業管理研究所未出版碩士論文，民國 96 年。
- 周恆志、杜玉振，「臺指選擇權市場之套利效率」，管理與系統，第十二卷第十二期，民國 94 年，1-26 頁。
- 周恆志、陳達新、巫春洲，「Gram-Charlier GARCH 選擇權演算法的評價與避險績效」，管理與系統，第十四卷第一期，民國 96 年，95-119 頁。
- 徐清俊、康登傑，「台指選擇權套利與效率性之研究」，遠東學報，第二十一卷第二期，民國 93 年，229-248 頁。
- 耿世鈞，「臺指選擇權與臺指期貨間對價關係與套利機會之檢測」，銘傳大學財務金融學系未出版碩士論文，民國 97 年。
- 連士傑，「台灣加權股價指數的預測與台指選擇權交易策略之研究」，臺灣大學經濟學研究所未出版碩士論文，民國 96 年。
- 張一帆，「台灣證券交易所電子類股價指數選擇權市場效率性之實證研究」，雲林科技大學企業管理系未出版碩士論文，民國 96 年。
- 張恭輔，「台灣期貨市場之指數期貨與指數選擇權套利實證研究」，雲林科技大學財務金融系未出版碩士論文，民國 96 年。
- 曹立杰，「以套利策略探討台指隱含波動度微笑現象」，屏東科技大學財務金融研究所未出版碩士論文，民國 97 年。
- 黃速真，「臺股指數選擇權套利策略實證研究」，東吳大學財務工程與精算數學研究所未出版碩士論文，民國 98 年。
- 黃雯卿，「無模型設定隱含波動度之實證研究-以台灣股價指數選擇權為例」，東華大學國際經濟研究所未出版碩士論文，民國 96 年。

黃玉娟、陳嘉琳，「買賣價差之分解—TAIFEX 與 SGX-DT 之比較」，管理評論，第二十三卷第一期，民國 93 年，49-72 頁。

黃玉娟、余尚恩、黃可欣、謝秀沄，「以買權賣權期貨平價理論探討台指期貨與台指選擇權之套利機會與套利利潤」，輔仁管理評論，第十二卷第三期，民國 94 年，1-22 頁。

詹司如、許溪南、林靖中、陳建義，「現貨交易活動對期貨領先地位之影響」，交大管理學報，第二十七卷第一期，民國 96 年，169-194 頁。

詹錦宏、施介人，「台股指數現貨、期貨與選擇權價格發現之研究」，台灣金融財務季刊，第六卷第一期，民國 96 年，31-51 頁。

鄭家豪，「臺指期貨選擇權套利率效率性之研究」，中央大學經濟學研究所未出版碩士論文，民國 97 年。

謝文良、李進生、袁淑芳、林惠雪，「台灣股價指數現貨、期貨與選擇權市場之價格發現研究—Put-Call-Parity 之應用」，中華管理評論國際學報，第十卷第二期，民國 96 年，1-24 頁。

謝佑聖，「以 ETF 進行台指期貨與選擇權之套利分析」，輔仁大學經濟學研究所碩士論文，民國 96 年。

Ackert, L. F. and Tian, Y. S., "The Introduction of Toronto Index participation Units and Arbitrage Opportunities in the Toronto 35 Index Option Market," *Journal of Derivatives*, Vol. 5, No. 4, 1998, pp. 44-53.

Ackert, L. F. and Tian, Y. S., "Efficiency in Index Options Markets and Trading in Stock Baskets," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 9, 2001, pp. 1607-1634.

Akgiray, V., "Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, Vol. 62, No. 1, 1989, pp. 55-80.

Amin, K., Coval J., and Seyhun, N., "Index Option Prices and Stock Market Momentum," *Journal of Business*, Vol. 77, No. 4, 2004, pp. 835-873.

Bharadwaj, A. and Wiggins, J., "Box Spread and Put-Call Parity Tests for the S&P 500 Index LEAPS Market," *Journal of Derivatives*, Vol. 8, No. 4, 2001, pp. 62-71.

Black, F., "The Pricing of Commodity Contracts," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 1, 1976, pp. 167-179.

Bollerslev, T., Chou, R. Y., and Kroner, K. P., "ARCH Modeling in Finance: A Review of The Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, No. 1, 1992, pp. 5-59.

Canina, L., and Figlewski, S., "The Informational Content of Implied Volatility," *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 3, 1993, pp. 659-681.

Cavallo, L. and Paolo, M., "Empirical tests of Efficiency of the Italian Index Options Market," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 7, No. 2, 2000, pp. 173-193.

- Christoffersen, B. J. and Hansen, C. S., "New Evidence on the Implied Realized Volatility Relation," *European Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, 2002, pp. 187-205.
- Christoffersen, P. and Jacobs, K., "The Importance of the Loss Function in Option Valuation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, No. 1, 2004, pp. 291-318.
- Cremers and Weinbaum, "Deviations from Put-Call Parity and Stock Return Predictability," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 45, No. 2, 2010, pp. 335-367.
- Day, T. and Lewis, C., "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options," *Journal of Econometrics*, Vol. 52, No. 1, 1992, pp. 267-287.
- Do, B., Faff, R., and Hamza, K. "A New Approach to Modeling and Estimation for Pairs Trading," Working Paper, Monash University, 2006.
- Draper, P. and Fung, J. K. W., "A Study of Arbitrage Efficiency between the FTSE-100 Index Futures and Options Contracts," *Journal of Futures Market*, Vol. 22, No. 1, 2002, pp. 31-58.
- Ederington, L. and Guan, W., "Is Implied Volatility an Informationally Efficient and Effective Predictor of Future Volatility?" *Journal of Risk*, Vol. 4, No. 2, 2002, pp. 29-46.
- Elliott, R. J., van der Hoek, J., and Malcolm, W. P., "Pairs trading," *Quantitative Finance*, Vol. 5, No. 3, 2005, pp. 271-276.
- Engle, R. and Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251-276.
- Engstrom, M., "Do Swedes Smile? On Implied Volatility Functions," *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 12, No. 4, 2002, pp. 285-304.
- Fama, E. F. and French, K. R., "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 2, 1988, pp. 246-274.
- Feinstein, S. P., "Forecasting Stock Market Volatility Using Options on Index Futures," *Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta*, Vol. 74, No. 3, 1989, pp. 12-30.
- Fleming, J., "The Quality of Market Volatility Forecasts Implied by S&P 100 Index Option Prices," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 5, No. 4, 1998, pp. 317-345.
- Gatev, E. G., Goetzmann, W. N., and Rouwenhorst, K. G., "Pairs Trading: Performance of a Relative Value Arbitrage Rule," *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 3, 2006, pp. 797-827.
- Gemmill, G., "The Forecasting Performance of Stock Options on the London Traded Options Markets," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 13, No. 4, 1986, pp. 535-546.
- Gemmill, G., *Options Pricing*, U.K.: McGraw-Hill, 1993.
- Geweke, J. and Porter-Hudak, S., "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, No. 4, 1983, pp. 221-238.

- Goncalves, S. and Guidolin, M., "Predictable Dynamics in the S&P 500 Index Options Implied Volatility Surface," *The Journal of Business*, Vol. 79, No. 3, 2006, pp. 1519-1635.
- Gwilym, O. and Buckle, M., "Volatility forecasting in the framework of the option expiry cycle," *The European Journal of Finance*, Vol. 5, No. 1, 1999, pp. 73-94.
- Harvey, C. and Whaley, R., "Market Volatility Prediction and the Efficiency of S&P 100 Index Options Market," *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, No. 1, 1992, pp. 43-73.
- Jorion, P., "Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, 1995, pp. 507-528.
- Kroner, K. F., "Creating and Using Volatility Forecasts," *Derivative Quarterly*, Vol. 3, No. 2, 1996, pp. 39-53.
- Lee, J. H. and Nayar, N., "A Transactions Data Analysis of Arbitrage between Index Options and Index Futures," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13, No. 8, 1993, pp. 889-902.
- Noh, J., Engle, R., and Kane, A., "Forecasting Volatility and Option Prices of the S&P 500 Index," *Journal of Derivatives*, Vol. 2, No. 1, 1994, pp. 17-30.
- Ofek, E., Richardson, M., and Whitelaw, R., "Limited Arbitrage and Short Sales Restrictions: Evidence from the Options Markets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 74, No. 2, 2004, pp. 305-342.
- Poon, S. H. and Pope, P. F., "Trading Volatility Spreads," *European Financial Management*, Vol. 6, No. 20, 2000, pp. 235-260.
- Ray, B. K. and Tsay, R. S., "Identifying Common Long-range Dependence in a Vector Time Series," Working Paper, 1997, University of Chicago.
- Summers, L. H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?" *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp. 591-601.
- Szakmary, A., Ors, E. and Kim, J. K., "The Predictive Power of Implied Volatility: Evidence from 35 Futures Markets," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, No. 11, 2003, pp. 2151-2175.
- Whaley, R. E., "Valuation of American Call Options on Dividend-Paying Stocks: Empirical Tests," *Journal of Financial Economics*, Vol. 10, No. 1, 1982, pp. 29-58.