

**台股指數現貨與選擇權市場日內報酬動態關聯性之研究**  
**Intraday Return Dynamics between the Cash and Stock Index**  
**Option Markets in Taiwan**

陳仁龍 Jen-Lung Chen  
嶺東科技大學財務金融所教授  
Department of Finance, Ling Tung University

郭玟秀 Wen-Hsiu Kuo  
台南科技大學財務金融系副教授  
Department of Finance, Tainan University of Technology

林琮傑 Chong-Jie Lin  
嶺東科技大學財務金融所研究生  
Department of Finance, Ling Tung University

連絡作者: 郭玟秀  
服務單位: 台南科技大學財務金融系  
地 址: 台南縣永康市中正路 529 號  
Tel: (06)2532106 轉 201  
E-mail: [ta0066@mail.tut.edu.tw](mailto:ta0066@mail.tut.edu.tw) 或 [s217988@ms46.hinet.net](mailto:s217988@ms46.hinet.net)

## 台股指數現貨與選擇權市場日內報酬動態關聯性之研究 Intraday Return Dynamics between the Cash and Stock Index Option Markets in Taiwan

### 摘要

本研究主要探討台灣股價指數選擇權市場的價格發現功能，利用雙變量VAR模型、變異數分解與衝擊反應函數，檢視台指選擇權和現貨兩個市場間的資訊傳遞關係。研究結果發現，台指買權市場領先台指賣權市場，而台指賣權市場領先台指現貨市場，整體上，證據顯示較多的資訊流由台指選擇權市場流向現貨市場，建議台指選擇權市場在價格發現功能上扮演較重要的角色，支持交易成本假說，但不支持Easley, O'Hara和Srinivas (1998)的分離均衡假說。本研究結果提供投資人跨市場交易實務操作之參考，台灣的指數投資人也許透過台指選擇權市場行情的掌握，而有助於對現貨市場價格行為更加敏銳的觀察，及擬定更有效率的投機和避險策略。

**關鍵詞：**股價指數選擇權、價格發現、資訊傳遞、VAR 模型、衝擊反應函數。

### ABSTRACT

This study investigates the price discovery function of the Taiwan stock index option market. We examine the information transmission between the Taiwan stock index option and spot markets using the bivariate VAR model, impulse response function, and variance of forecast error methods. The empirical results show that the Taiwan stock index call market leads the Taiwan stock index spot and put markets, and that the Taiwan stock index put market leads the underlying spot market. Overall, there is evidence that the information flow from the Taiwan stock index option market to spot market is stronger than the reverse direction, suggesting that the index option market tends to play a more important role in price discovery. This is consistent with the trading cost hypothesis, but inconsistent with the separating equilibrium hypothesis proposed by Easley, O'Hara and Srinivas (1998). Our findings will provide the investors with inter-market trading practice. The understanding of the option market will help the investors gain the insight of price behaviors of the spot market and then help them adopt speculative or hedge strategies.

**Keywords:** Stock index option, Price discovery, Information transmission, VAR model, Impulse response function.

## 壹、緒論

選擇權的資訊內容 (informational content) 是學術界與實務界關心的重要議題，文獻研究上一直有不同的觀點被廣泛討論。有些文獻認為由於市場的不完美，選擇權市場的高財務槓桿特性、低交易成本、無放空限制等優勢，對資訊交易者 (informed traders)<sup>4</sup> 而言，相對上是一個較理想的交易管道，而可能偏好在選擇權市場交易以實現其資訊利益 (Black, 1975; Mayhew, Sarin 和 Shastri, 1995; Fleming, Ostdiek 和 Whaley, 1996)。假如資訊交易者確實在選擇權市場交易，預期會看到選擇權的資訊性或價格發現功能，也就是至少有些關於未來標的現貨價格的新資訊會先反應在選擇權價格上 (Chakravarty, Gulen 和 Mayhew, 2004)。

然而，有些文獻建議現貨市場的資訊性功能，例如 Chiang 和 Fong (2001) 指出新興不活絡的選擇權市場也許會降低投資人的參與意願，而導致現貨市場的資訊反應速度可能優於選擇權市場；Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998) 建議選擇權市場較低流動性時，也許會使得資訊優勢交易者不去交易選擇權，而從選擇權市場中被分離出去，只留下流動性交易者 (uninformed trader) 在選擇權市場交易，而資訊交易者在流動佳的股票市場交易，故選擇權市場不存在資訊交易，他們稱此現象為“分離均衡” (separating equilibrium)。因此，在選擇權和現貨市場之間，資訊交易的程度是一個實證問題。

過去文獻上，陸續有學者們探討選擇權和其標的現貨市場間的資訊傳遞關聯性，以檢定價格發現假說，及提供選擇權市場中是否存在資訊交易的實證研究結果，例如 Manaster 和 Rendleman (1982), Bhattacharya (1987), Varson (1989), Fleming, Ostdiek 和 Whaley (1996), Cherian 和 Weng (1999), Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998), Boyle, Byoun 和 Park (1999), Pan 和 Poteshman (2003), Chakravarty, Gulen 和 Mayhew (2004) 等發現選擇權市場領先其標的現貨市場，支持選擇權市場存在資訊交易，具有價格發現功能，扮演一個重要的資訊性角色；反之，Stephan 和 Whaley (1990), Diltz and Kim (1996), Chan, Chung 和 Johnson (1993), Chiang 和 Fong (2001) 則發現現貨市場領先選擇權市場，可能由於各文獻的研究對象、方法、期間等不盡相同，以致關於那一市場反應新資訊較快並沒有一致性結論。台灣期貨交易所自 1998 年成立以來，市場成長快速，國際排名持續向上攀升，近年來無論是市場整體交易量、法人參與比重等層面，皆創造多項令人矚目的佳績，榮獲 AsiaRisk 雜誌評選為 2004 年度風雲交易所。依據美國期貨業協會 FIA 之統計，台灣期貨交易所 2003 年整體市場總交易量達三千一百八十七萬餘口，在世界交易所排名第 27 名；2004 年整體市場總交易量達六千四百九十七萬餘口，世界排名第 20 名；2005 年 7 月在全球一百二十三個衍生性商品交易所中，排名躍居至全球第 18，其主力商品「台股指數選擇權」2001 年 12 月 24 日推出後，於 2005 及 2006 的年成交量更在全球選擇權交易所上市 168 個指數選擇權同類商品當中排名躍居至全球第 3，造就許多獲利的契機，<sup>5</sup> 以一個剛成立約五年的指數選擇權市場而言，其表現非常亮麗及相當具有代表性。故本文認為此新興台股指數選擇權市場是一個相當值得研究的對象。

雖然相對於個股交易者，指數交易者較不可能擁有指數成份股的私有資訊，然而，Poteshman (2004) 認為分析指數選擇權市場可讓我們了解市場投資人是否擁有關於未來整體市場面 (market-wide) 的股價移動資訊；Tse (1999) 認為資訊不對稱

<sup>4</sup> 資訊交易者未必是內線交易者或是非法取得內線資訊的投資人 (Cao, Chen, and Griffin, 2005)。

<sup>5</sup> 資料來源：台灣期貨交易所。

的缺乏並不意味在指數商品市場的交易沒有資訊內容；Schlag and Stoll (2005)指出由於某些交易者在反應公開資訊(public information)的速度較快，或者擁有私有資訊，所以其交易也許含有資訊內容，但在指數商品，不預期交易者會像個股交易一樣擁有私有資訊，較可能的是，某些交易者對影響全體市場的公開資訊上反應較快，故主張指數交易者的資訊優勢是他們對公開資訊的反應速度。另外，交易成本假說預期具較低交易成本的市場會對新資訊反應較快速，Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996)指出就整體市場面資訊而言，透過指數選擇權來交易整個市場的成本實質上是低於在指數成份股票中執行一籃子股票交易的成本，所以指數選擇權價格變動應該領先股票市場價格變動。因此，同 Easley, O'Hara, and Srinivas (1998)和 Cao, Chen, and Griffin (2005)，本文著重在選擇權市場的價格發現面，假若其能較快反映新的資訊而交易預示(foreshadows)隨後的相關標的股價變動，則視交易是有資訊內容(informed)。

國內之前關於台指選擇權研究的期間大多處於上市初期 2002 和 2003 二年，由於在發行初期，投資人對此新商品較不了解而交易不活絡，成交量並不大；不過 2004 年以後，市場交易量逐漸成長穩定，流動性大為提高情況下，應可較上市交易初期了解兩市場間資訊傳遞之狀況，因此本文認為實有再加強對此新興但流動性高的台指選擇權市場的價格發現功能提供更多證據之必要性，除了檢定 Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998)的分離均衡假說之外，以釐清兩市場價格間之動態關係。

不同於國內其它研究使用權利金價格分析台指選擇權和現貨指數間之價格動態關聯性，本研究參考 Manaster 和 Rendleman (1982)、Fleming, Ostdiek 和 Whaley (1996)、Chakravarty, Gulen 和 Mayhew (2004) 利用選擇權評價模型反推算出隱含現貨價格(implied spot price)的方法，探討台指選擇權與現貨價格對市場資訊反應的速度是否存在領先落後關係？台指選擇權是否為主導資訊發現的市場？本研究除可填補此方面研究的空缺之外，可增進了解兩市場間的資訊傳導結構，加強對市場行情的判斷，提供投資人跨市場交易實務操作之參考。

整體上，本研究結果發現較多的資訊由台指選擇權市場流向現貨市場，存在選擇權領先現貨的現象，顯示台指選擇權市場具有較強的價格發現能力，支持 Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996)的交易成本假說，但不支持 Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998)的分離均衡假說。本研究結果建議台灣的指數投資人也許可透過台指選擇權市場行情的掌握，而有助於對現貨市場價格行為更加敏銳的觀察，以提供擬定更有效率的投機和避險策略之參考。

本研究共分為四部份，第一部份為緒論，第二部份為文獻回顧，第三部份為研究方法介紹與資料說明，第四部份為實證結果與分析，最後第五部份為結論與建議。

## 貳、文獻回顧

過去關於選擇權和標的現貨市場間關聯性的研究相當豐富，結果支持選擇權市場領先現貨市場的文獻，例如 Manaster and Rendleman (1982)選取 1973 年 4 月 26 日至 1976 年 6 月 30 日 CRSP 資料庫中的股票及其選擇權契約的日資料進行實證分析，以 B-S 模式逆推隱含股價，分析其與實際股價的關係，以檢視選擇權價格是否具有預測現貨價格的能力，結果顯示選擇權市場的價格變動領先現貨市場的價格變動；Anthony (1988)衡量一市場的交易量是否能帶動另一市場的交

易量變化來探討選擇權和現貨市場之間資訊傳遞的領先落後關係，其針對 25 支股票及其選擇權契約，以 1982 年 1 月至 1983 年 6 月的日資料進行分析，整體而言，實證結果發現選擇權市場領先現貨市場；Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996) 以 1988 年 1 月至 1991 年 3 月的 S&P 100 指數選擇權日內交易資料進行分析，實證結果發現，在控制非經常交易(infrequent trading)對指數的影響之後，發現 S&P 100 股價指數選擇權領先 S&P 100 指數現貨；Cherian and Weng (1999)利用 1993 年第二季 IBM 股票及買權的日內交易資料進行分析，結果顯示買權交易量具有預測標的股價的能力，整體上，因為選擇權市場無賣空限制，故擁有預測能力的交易者較易進入選擇權市場以賺取風險溢酬，造成選擇權市場的資訊優勢；Boyle, Byoun, and Park (1999)利用 1998 年 8 月至 1998 年 12 月的 S&P 500 指數選擇權日內交易資料進行分析，檢定隱含波動性價差<sup>6</sup>的變動和現貨價格變動二者間的動態關係，他們主張當選擇權預期現貨價格將來上升時，買權的隱含波動性上升，賣權的隱含波動性下降，導致隱含波動性價差上升，反之，當選擇權預期現貨價格將來下降時，買權的隱含波動性下降，賣權的隱含波動性上升，導致隱含波動性價差下降，實證結果發現波動性價差的變動可以預測現貨價格變動的方向，支持選擇權市場領先現貨市場；Chakravarty, Gulen, and Mayhew (2004)利用美國 60 支股票及其選擇權契約的 1998 年至 2002 年交易資料進行選擇權市場的價格發現功能分析，研究結果建議選擇權市場對其標的現貨市場有價格發現的貢獻，扮演一個重要的資訊角色。

反之，沒有發現選擇權價格領先其標的現貨價格的文獻，例如 Stephan and Whaley (1990)利用 1986 年 1 月 3 日至 3 月 31 日在 CBOE 交易的 43 支股票買權及其標的股票的日內資料進行分析，結果顯示，調整股價序列相關或買賣價差的影響後，現貨市場均領先其選擇權市場；Chan, Chung, and Johnson (1993)改以造市者公告的買賣價格中點代替交易價格來進行實證分析，結果發現選擇權和現貨市場均無明顯的資訊優勢，但若以交易價格來分析，則現貨市場資訊領先其選擇權市場；Diltz and Kim (1996)選取 1988 年 8 支股票及其買權的日資料進行分析，以 B-S 模式逆推隱含股價，再以誤差修正模型來檢視隱含股價和實際股價的領先落後關係，結果發現二者存在共整合關係，大多數買權和其標的現貨市場的資訊互有領先，故存在回饋效果；Chiang and Fong (2001)研究香港恆生指數現貨和選擇權之間的領先落後關係，結果發現現貨市場領先選擇權市場，他們認為可能是因為其為一新興選擇權市場，交易不熱絡(thinly traded)所導致。

雖然各學者也許因研究時期或方法的不同，導致現貨市場和其選擇權市場領先落後的結果不一致，不過，根據比例原則，由以上文獻回顧可發現，研究結果似乎較支持選擇權市場具有較強的價格發現功能。

## 參、研究方法

首先，本文以歐式 Black-Scholes 選擇權評價模型為基礎，利用牛頓法 (Newton Method) 反推求得選擇權之隱含現貨價格(implied spot price)；然後輔以 VAR 模型、衝擊反應函數及變異數分解方法，探討選擇權隱含現貨價格與實際現貨價格之間的動態關聯性，以了解選擇權和現貨市場之間資訊傳遞的領先落後關係。

<sup>6</sup> Boyle, Byoun and Park (1999)定義隱含波動性價差為買權的隱含波動性減去賣權的隱含波動性之差額。

### 3.1 牛頓法－選擇權隱含現貨價格之推算

牛頓法，又稱為牛頓·拉夫遜方法 (Newton-Raphson Method)，最初是由艾薩克·牛頓於 1736 年在 Method of Fluxions 中所提出，而事實上方法早在 1690 年已經由 Joseph Raphson 在 Analysis Aequationum 中所提出，與牛頓法相關的章節更是在 1671 年即已完成了。

牛頓法是一種在實數域和複數域上近似求解方程的方法，方法使用函數  $f(x)$  的泰勒級數展開式來尋找方程式  $f(x) = 0$  的根。首先選擇一個接近函數  $f(x) = 0$  的  $x_0$ ，計算相應的  $f(x_0)$  和切線斜率  $f'(x_0)$ （這裡  $f'$  表示函數  $f$  的導數）。然後求過點  $(x_0, f(x_0))$ ，並且斜率為  $f'(x_0)$  的直線與  $x$  軸的交點的  $x_0$  坐標，求：

$$y - f(x_0) = f'(x_0)(x - x_0) \quad (1)$$

此直線之根  $x_1$  落在  $y = 0$  上，故得

$$0 - f(x_0) = f'(x_0)(x_1 - x_0) \quad (2)$$

$$\Rightarrow x_1 f'(x_0) = x_0 f'(x_0) - f(x_0)$$

即

$$x_1 = \frac{x_0 f'(x_0) - f(x_0)}{f'(x_0)} = x_0 - \frac{f(x_0)}{f'(x_0)} \quad (3)$$

依此遞迴  $n$  次，得

$$x_{n+1} = x_n - \frac{f(x_n)}{f'(x_n)} \quad (4)$$

已經證明，如果  $f'$  是連續的，並且待求解的零點  $x$  是孤立的，那麼在零點  $x$  周圍存在一個區域，只要初始值  $x_0$  位於這個鄰近區域內，那麼牛頓法必定收斂。並且，如果  $f'(x)$  不為 0，那麼牛頓法將具有平方收斂的性能，粗略的說，這意味著每代入一次新的值，牛頓法結果的有效數字將增加一倍，將如下圖所示：

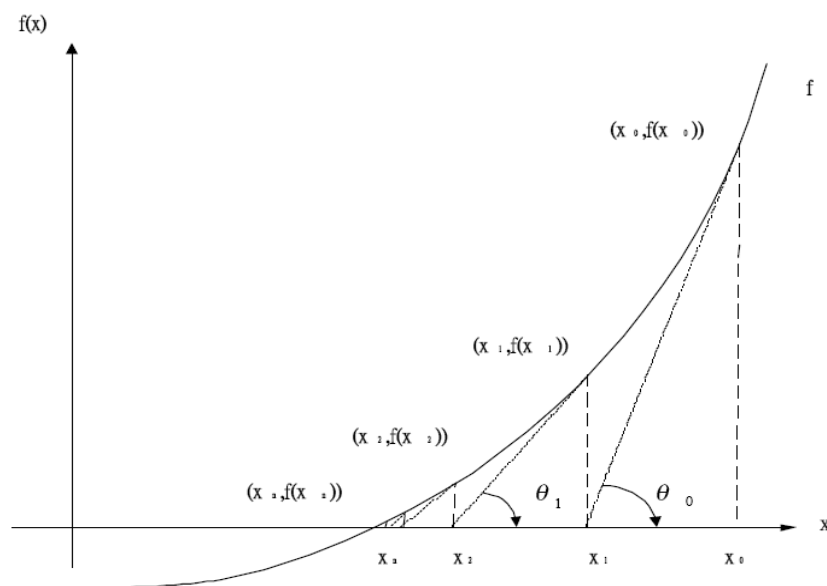


圖 1、牛頓法圖示

本文係以 Chakravarty, Gulen, and Mayhew (2004)的模式如(5)式作為主要參考，以牛頓法解之以反推算出隱含現貨價格，

$$I_t = f_v^{-1}[C_t; \hat{\sigma}_{t-1}] = f_v^{-1}[C_t; f_\sigma^{-1}(S_{t-1}; C_{t-1})] \quad (5)$$

式中： $I_t$  : t 期隱含現貨價格

$f_v$  : 歐式 Black-Scholes 選擇權評價模型

$C_t$  : t 期實際買權價格

根據 Stephan and Whaley (1990)與 Chakravarty, Gulen, and Mayhew (2004)，關於(5)式中的股價波動性估計值，使用 t-1 期的實際買權(或賣權)價格及股價代入 B-S 模式中計算出 t-1 期隱含波動性(implied volatility)，再利用 t 期實際買權(或賣權)價格與 t-1 期隱含波動性計算出 t 期的隱含現貨價格。最後將選擇權隱含現貨價格及現貨價格取自然對數後一階差分，以獲得兩市場的報酬率數列進行後續的實證分析。

### 3.2 實證模型

由於本文的研究資料是屬於時間數列性質，所以在進行實證分析前，需先確認資料為定態(stationary)後，再利用計量模型進行估計檢定，如此所獲得的結果才具有意義。本研究使用 Dickey and Fuller (1981)的 ADF 單根檢定法檢定樣本報酬數列是否定態，假若數列呈現非定態，則利用差分轉換程序，直到使資料成為定態，方可繼續進行以下之 VAR (Vector Autoregressive)檢定。

本研究主要是以雙變量 (bivariate)VAR 模型，探討台指買權、賣權與現貨兩兩市場之間的動態關聯與資訊傳遞效果，模式表示如下：

$$R_{i,t} = a_1 + \sum_{k=1}^p b_{1k} R_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p c_{1k} R_{j,t-k} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$R_{j,t} = a_2 + \sum_{k=1}^p b_{2k} R_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p c_{2k} R_{j,t-k} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

式中， $\varepsilon_t$  為常態分配之隨機干擾項(white noise)。定義  $R_{it}$  與分別表示欲檢視之兩個市場的報酬率數列； $i$  為台指買權市場、台指賣權市場、現貨市場， $j$  為台指買權市場、台指賣權市場、現貨市場；若  $c_{1k}$  顯著異於 0，且  $b_{2k}$  不顯著，表示  $j$  市場領先  $i$  市場，意味  $j$  市場具有價格發現功能；反之，若  $b_{2k}$  顯著異於 0，且  $c_{1k}$  不顯著，則表示  $i$  市場領先  $j$  市場， $i$  市場具有價格發現功能；若  $c_{1k}$  及  $b_{2k}$  皆顯著異於 0，表示二者具有雙向回饋(feedback)關係。遞延期數乃由用 AIC (Akaike Information Criterion) 準則決定之。模型的殘差項方面，本文以 Ljung-Box Q 統計量診斷殘差項是否符合無序列相關的白噪音(white noise)。

最後利用衝擊反應函數(impulse response function, IRF)與變異數分解(variance decomposition)分析市場間相互影響的程度，以了解台指選擇權和現貨之間資訊產生及傳遞的現象。衝擊反應函數表示當模型內某一變數發生自發性變化後，引發其它變數隨時間的反應情形，有助於瞭解成對變數在不同時點時的關係，本文利用衝擊反應函數觀察一單位來自選擇權或現貨的衝擊 (shock)，對兩個市場分別的影響程度，追蹤單一變數的衝擊對系統的影響，可衡量資訊在二市場間傳遞的速度。變異數分解讓我們了解個別變數預測誤差的變異數(variance of forecast error)有多少比例來自於自發性的衝擊，多少比例是來自於其他變數的衝擊，藉由觀察衝擊來源的比例，可以判斷影響各個變數的最顯著來源是來自於自發性或是其他變數，以了解個別變數在系統內的重要性與影響程度。

### 3.3 資料說明

本研究以台灣期貨交易所(TAIFEX)發行的歐式「台灣證券交易所股價指數選擇權契約」(簡稱台指選擇權)為研究對象，其現貨標的為台灣證券交易所發行的量加權股價指數(簡稱台股指數)，選取台指買權、台指賣權、台股指數的日內五分鐘價格資料，由於台灣期貨市場較台灣股市早 15 分鐘開盤並晚 15 分鐘收盤，為了資料配對，僅使用 9:00 至 13:30 兩市場交易時段重疊的資料，台股指數資料來源為證券暨期貨發展基金會資訊王，台指選擇權資料來源為台灣期貨交易所。無風險利率所採用是商業本票次級市場 30 天期的利率，資料來源為台灣經濟新報。由於台灣上市公司的股息發放型態與美國不大相同，每年大都只發一次股息，根據台灣證券交易所統計資料，顯示股利發放大多集中於五~八月期間，有明顯的季節性，為避免 B-S 模型中的股利因素，因此本研究樣本期間選取 2005 年 1 月至 2005 年 4 月，股利率可設為 0。

由於價外和價內的選擇權都會有高估真實波動率的現象，且實際的交易量大多集中在價平選擇權，其流動性較佳，因此，價平的隱含波動性相較於價外、價內選擇權的隱含波動性，更能有代表性且提供較為正確的波動性估計值，許多文獻，例如 Beckers (1981)、Jorion (1995)、Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996)、Claessen and Mittnik (2002)、Li (2002)、莊益源等(2003)皆支持採用價平選擇權的隱含波動性，所以在本研究裏，僅針對價平的選擇權進行研究，本文採用 Draper



and Fung (2002)的分類方式，以標的資產價格除以履約價格來定義價內外程度，將  $0.95 \leq \frac{S}{K} \left( \frac{\text{股價指數}}{\text{履約指數}} \right) \leq 1.05$  的選擇權契約定義為價平選擇權。此外，通常近月份選擇權的交易最活絡、流動性較佳，也最具有價格發現的能力，莊益源等(2003)發現近月份選擇權的隱含波動率估計誤差和其它遠月份的相較下較小，故本文僅以近月及近價平選擇權契約為研究樣本。Fleming, Ostdiek, and Whaley (1996), Gwilym and Buckle (1999), Nofsinger and Pbucyk (2003)曾指出，在接近契約到期日時，市場投資人面臨其擁有部位即將到期的壓力，很可能在此時會有較不合理的買賣交易產生，或者轉倉、平倉等行爲，可能造成價格和波動性的異常扭曲，影響選擇權價格的資訊內涵，因此，本文的研究樣本將剔除距到期日少於 3 天的選擇權合約，轉換到下一個近月份的選擇權合約。

### 肆、實證結果分析

首先針對本研究採用的各報酬數列進行單根檢定，表一為台股指數、台指買權、台指賣權隱含現貨報酬率的單根檢定，結果在 1% 顯著水準下，都拒絕虛無假說，顯示不存在單根現象，樣本數列均具有恆定性。

表一 台指現貨、台指買權與台指賣權隱含現貨報酬率之 ADF 單根檢定結果

	台指現貨報酬率	台指買權隱含現貨報酬率	台指賣權隱含現貨報酬率
$\tau$	-22.11862***	-30.38986***	-22.35762***
$\tau_{\mu}$	-22.12080***	-30.39209***	-22.35883***
$\tau_t$	-22.12221***	-30.39430***	-22.35985***

1.  $\tau$  表示無常數項及時間趨勢項。 $\tau_{\mu}$  表示有常數項但無時間趨勢項。

$\tau_t$  表示有常數項及時間趨勢項。

2. 各數列的最適落後期數乃根據 AIC 準則選取。

3. \*\*\*表示在 1% 信心水準下顯著。

台指買權、賣權與台指現貨兩兩市場間動態關係的雙變量 VAR 模型估計結果如下，表二為台指買權與台指現貨市場之 VAR 估計結果，發現以台指現貨市場為應變數時，即使扣除其自身前期報酬解釋本期報酬的部份後，在 1% 顯著水準下，前一、二、三、五期的台指買權市場報酬率對台指現貨市場具顯著正相關，顯示前幾期台指買權市場報酬率有助於預測當期的台股指數現貨市場報酬率。若以台指買權市場為應變數時，扣除其自身前二期報酬的顯著影響後，台指現貨市場前一期報酬在 1% 信心水準下呈現顯著，顯示台指買權市場會受到台指現貨市場前一期的正向影響。整體上，發現台指買權領先台指現貨 4 期，而台指現貨領先台指買權 1 期，顯示台指買權市場在兩者互動中有較強的領先關係，具有較優的價格發現能力，及較多的資訊由台指買權市場傳遞向台指現貨市場。

表三為台指賣權與台指現貨市場之 VAR 估計結果，以台指現貨市場為應變數時，即使扣除其自身前期報酬解釋本期報酬的部份後，在 1% 顯著水準下，前一、三、四期的台指賣權市場報酬率對台股指數現貨市場具顯著正相關，顯示前幾期台指賣權市場報酬率有助於預測當期的台股指數現貨市場報酬率。若以台指

賣權市場為應變數時，台股指數現貨市場前三期報酬在 1%信心水準下呈現顯著，顯示台指賣權市場會受到台指現貨市場前一期的正向影響。整體上，發現台指賣權領先台指現貨 3 期，而台指現貨領先台指賣權 1 期，顯示台指賣權市場在兩者互動中有較強的領先關係，具有較優的價格發現能力，及較多的資訊由台指賣權市場傳遞向台指現貨市場。表四為台指買權與台指賣權市場之 VAR 估計結果，發現兩市場的各期估計係數皆不顯著，顯示台指買權與台指賣權市場之間並不存在明顯的動態關係。

表二 台指買權與台指現貨市場之 VAR 估計結果

	台指現貨 <sub>t</sub>	台指買權 <sub>t</sub>
台指現貨 <sub>t-1</sub>	-0.134385*** (-7.37426)	0.043089*** (2.25437)
台指現貨 <sub>t-2</sub>	-0.056999*** (-3.10865)	0.005888 (0.30613)
台指現貨 <sub>t-3</sub>	-0.094272*** (-5.16334)	-0.024535 (-1.28120)
台指現貨 <sub>t-4</sub>	-0.097293*** (-5.31714)	-0.021674 (-1.12934)
台指現貨 <sub>t-5</sub>	-0.047568*** (-3.01563)	0.004327 (0.26152)
台指買權 <sub>t-1</sub>	0.570315*** (32.7600)	0.006370 (0.34886)
台指買權 <sub>t-2</sub>	0.053117*** (2.62205)	-0.043631 (-2.05348)**
台指買權 <sub>t-3</sub>	0.066671*** (3.28587)	-0.018729 (0.88008)
台指買權 <sub>t-4</sub>	0.036772 (1.81627)	-0.007595 (-0.35766)
台指買權 <sub>t-5</sub>	0.050801*** (2.52454)	0.016528 (0.78309)
C	-4.22E-06 (-0.24745)	-9.16E-06 (-0.51244)

1. \*\*\*及\*\*分別表示在 1%及 5%信心水準下顯著。

2. 括弧內之值為 t 統計量。

表三、台指賣權與台指現貨市場之 VAR 估計結果

	台指現貨 <sub>t</sub>	台指賣權 <sub>t</sub>
台指現貨 <sub>t-1</sub>	-0.099859*** (-5.45807)	0.024407 (1.56626)
台指現貨 <sub>t-2</sub>	-0.038377** (-2.09354)	-0.09288 (-0.59487)
台指現貨 <sub>t-3</sub>	-0.091131*** (-4.99122)	-0.041131**** (-2.64487)
台指現貨 <sub>t-4</sub>	-0.085215**** (-4.64837)	-0.018877 (-1.20895)

台指現貨 <sub>t-5</sub>	-0.041645**** (-2.46044)	-0.000902 (-0.06259)
台指賣權 <sub>t-1</sub>	0.484851**** (22.5471)	-0.015083 (-0.82352)
台指賣權 <sub>t-2</sub>	0.017691 (0.75950)	-0.014137 (-0.71255)
台指賣權 <sub>t-3</sub>	0.080605**** (3.45983)	0.028234 (1.42286)
台指賣權 <sub>t-4</sub>	0.064173*** (2.75186)	0.025555 (0.01986)
台指賣權 <sub>t-5</sub>	0.028681 (1.23458)	-0.016624 (-0.84014)
C	-7.78E-06 (-0.42570)	-4.87E-06 (-0.31301)

1. \*\*\*及\*\*分別表示在 1%及 5%信心水準下顯著。

2. 括弧內之值為 t 統計量。

表四 台指買權與台指賣權市場之 VAR 估計結果

	台指買權 <sub>t</sub>	台指賣權 <sub>t</sub>
台指買權 <sub>t-1</sub>	0.008802 (0.39089)	0.029042 (1.47989)
台指買權 <sub>t-2</sub>	-0.028772 (-1.27753)	-0.009542 (-0.48613)
台指買權 <sub>t-3</sub>	0.003171 (0.14079)	-0.016513 (-0.84127)
台指買權 <sub>t-4</sub>	-0.039149 (-1.73831)	-0.025691 (-1.30885)
台指買權 <sub>t-5</sub>	0.018910 (0.083958)	0.018733 (0.95429)
台指賣權 <sub>t-1</sub>	0.011359 (0.43962)	-0.027906 (-1.23930)
台指賣權 <sub>t-2</sub>	0.015710 (0.60770)	0.000133 (0.00589)
台指賣權 <sub>t-3</sub>	0.022720 (0.87898)	0.024404 (1.08328)
台指賣權 <sub>t-4</sub>	0.028074 (1.08592)	0.020180 (0.89563)
台指賣權 <sub>t-5</sub>	-0.026033 (-1.00746)	-0.036892 (-1.63808)
C	-9.24E-06 (-0.51644)	-4.64E-6 (-0.29799)

1. \*\*\*及\*\*分別表示在 1%及 5%信心水準下顯著。

2. 括弧內之值為 t 統計量。

變異數分解可將 VAR 系統中個別變數的預測誤差變異數分解成爲來自台指選擇權的 innovation 及來自台股指數的 innovation，即可了解選擇權與現貨個別對系統的影響程度。表五至表七的變異數分解顯示在 10 期內，個別價格預測誤差的變異數來自兩個內生變數的比例。表五爲台指現貨的價格預測誤差變異數分解，顯示台指現貨誤差變異數在個別面對台指買權與台指賣權時，受到自發性的干擾解釋的比率較大，各有約 74% 與 85% 來自本身的 innovation，另外約有 25% 左右源自台指買權，而有約 14% 左右源自台指賣權，這表示台指現貨除了會受到自身影響外，也會受到台指買權、台指賣權的影響，且台指買權對台指現貨的影響要大於台指賣權對台指現貨的影響。表六爲台指買權的價格預測誤差變異數分解，顯示台指買權誤差變異數在個別面對台指現貨與台指賣權時，受到自發性的干擾解釋的比率相當高，各有約 95% 與 99.9% 來自本身的 innovation，另外約有 4% 左右源自台指現貨，而有約 0.1% 左右源自台指賣權，這表示台指買權最主要受到自身影響，受到台指現貨與台指賣權的影響並不大。表七爲台指賣權的價格預測誤差變異數分解，顯示台指賣權誤差變異數在個別面對台指現貨與台指買權時，受到自發性的干擾解釋的比率仍較高，各有約 95% 與 63% 來自本身的 innovation，另外約有 5% 左右源自台指現貨，而有約 37% 左右源自台指買權，這表示台指賣權除了會受到自身影響外，也會受到台指現貨與台指買權的影響，且台指買權對台指賣權的影響要大於台指現貨對台指賣權的影響。

最後對台指現貨、台指買權與台指賣權市場進行衝擊反應函數分析，分析當模型內某一內生變數變動一單位時，模型內其他內生變數反應此訊息之速度與程度。表八爲台指現貨報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應，在 A 部份的模型內，發現台指現貨報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊 (innovation) 時，第一期的反應爲 0.000936，隨後急速下降，約至第七期時趨近於零，而在面對一單位標準差的台指買權衝擊時，第一期的反應爲 0，至第二期時反應則爲 0.000586，第三期變迅速修正，爾後約至第六期時趨近於零。在 B 部份的模型內，發現台指現貨報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊時，第一期的反應爲 0.001022，隨後亦急速下降，而台指現貨報酬面對一單位標準差的台指賣權衝擊時，第一期的反應爲 0，而第二期時則爲 0.000413，於第三期時迅速修正，於第六期時慢慢趨近於零。謝文良 (2002) 指出個別市場的 innovation 可視爲源自該市場的價格發現，innovation 對其它市場的影響則是該市場影響力的表徵，因此，表八結果顯示台指買權市場對於台指現貨市場的影響力較台指賣權市場對台指現貨市場的影響力來得大。表九爲台指買權報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應，在 A 部份的模型內，發現台指買權報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊時，第一期的反應爲 0.00098，隨後亦下降，開始趨近於零，而在面對一單位標準差的台指現貨衝擊時，第一期的反應爲 0.000197，在第三期開始則開始修正趨近於零。在 B 部份的模型內，發現台指買權報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊時，第一期的反應爲 0.001000，隨後亦急速下降，而台指買權報酬面對一單位標準差的台指賣權衝擊時，並無較強烈的反應，由此可知台指買權並不會受到台指賣權的影響。表十爲台指賣權報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應，在 A 部份的模型內，發現台指賣權報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊時，第一期的反應爲 0.000851，在第六期開始則開始修正趨近於零，而在面對一單位標準差的台指現貨衝擊時，第一期的反應有 0.000184，到第六期時趨近於零；在 B 部份的模型內，發現台指賣權報酬面對一單位標準差的自身變數衝擊時，第一期的反應爲 0.000693，隨後亦急速

下降，而台指賣權報酬面對一單位標準差的台指買權衝擊時，第一期的反應為 0.000529，第二期後開始修正，於第三期時趨近於零，由此可知台指買權並不會受到台指賣權的影響。

變異數分解及衝擊反應函數分析的結果顯示台指買權市場的影響力強於台指賣權市場，這可能是由於本研究樣本期間，台指買權的每日交易量皆高於台指賣權交易量有關，平均約為 1.5 倍，根據財務上的交易量相關理論文獻，通常交易量變化視為相關訊息的傳遞，其大小反映交易所隱含資訊量之多寡(例如 Clark, 1973; Harris, 1987)；另外發現台指賣權市場的影響力則強於台指現貨市場，所以領先落後關係或資訊反應速度的先後順序為台指買權 > 台指賣權 > 台指現貨，建議台指買權價格是整個系統中較具影響力的來源。

表五 台指現貨的價格預測誤差變異數分解

期間	A. 衝擊來源		B. 衝擊來源	
	台指現貨	台指買權	台指現貨	台指賣權
1	100.0000	0.000000	100.0000	0.000000
2	74.41430	25.58570	85.98971	14.01029
3	74.39764	25.60236	85.92225	14.07775
4	74.46884	25.53116	85.78677	14.21323
5	74.60855	25.39145	85.83237	14.16763
6	74.61580	25.38420	85.83597	14.16403
7	74.59179	25.40821	85.78135	14.21865
8	74.59477	25.40523	85.78301	14.21699
9	74.59766	25.40234	85.78363	14.21637
10	74.59722	25.40278	85.78374	14.21626

表六 台指買權的價格預測誤差變異數分解

期間	A. 衝擊來源		B. 衝擊來源	
	台指現貨	台指買權	台指買權	台指賣權
1	3.880299	96.11870	100.0000	0.000000
2	4.052123	95.94788	99.99381	0.006194
3	4.051818	95.94818	99.98299	0.017707
4	4.098228	95.90177	99.95877	0.041134
5	4.152823	95.84718	99.92260	0.077398
6	4.154782	95.84522	99.88778	0.112217
7	4.155019	95.84498	99.88778	0.112218
8	4.156308	95.84369	99.88775	0.112249
9	4.157043	95.84296	99.88762	0.112383
10	4.157043	95.84296	99.88762	0.112383

表七 台指賣權的價格預測誤差變異數分解

期間	A. 衝擊來源		B. 衝擊來源	
	台指現貨	台指賣權	台指買權	台指賣權
1	4.448083	95.55192	36.78280	63.21720
2	4.509027	95.49093	36.78169	63.21831
3	4.529488	95.47051	36.78907	63.21093
4	4.703171	95.29683	36.77627	63.22373
5	4.729139	95.27086	36.78451	63.21549
6	4.727458	95.27254	36.75129	63.24871
7	4.728124	95.27188	36.75126	63.24874
8	4.730448	95.26955	36.75128	63.24872
9	4.731665	95.26833	36.75127	63.24873
10	4.731689	95.26831	36.75127	63.24873

表八 台指現貨報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應

期間	A. 一單位標準差的 innovation 源自		B. 一單位標準差的 innovation 源自	
	台指現貨	台指買權	台指現貨	台指賣權
1	0.000936	0.000000	0.001022	0.000000
2	-2.06E-05	0.000586	-1.30E-05	0.000413
3	7.99E-06	-1.56E-05	-2.39E-05	-3.24E-05
4	-5.32E-05	-9.80E-06	-8.13E-05	5.49E-05
5	-6.83E-05	-5.69E-05	-8.17E-05	2.12E-05
6	-3.96E-05	-5.66E-05	-3.00E-05	-9.85E-06
7	1.28E-05	-1.09E-06	1.12E-05	-2.84E-05
8	9.83E-06	8.03E-06	1.25E-05	-1.48E-06
9	8.73E-06	9.10E-06	1.13E-05	-3.48E-06
10	2.57E-06	6.41E-06	4.50E-06	1.33E-06

表九 台指買權報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應

期間	A. 一單位標準差的 innovation 源自		B. 一單位標準差的 innovation 源自	
	台指現貨	台指買權	台指買權	台指賣權
1	0.000197	0.000980	0.001000	0.000000
2	4.23E-05	6.24E-06	1.48E-05	7.78E-06
3	-3.39E-06	-1.86E-05	-2.02E-05	1.07E-06
4	-2.24E-05	2.04E-05	1.47E-05	1.53E-05
5	-2.42E-05	-1.91E-05	-2.34E-05	1.91E-05
6	4.57E-06	2.96E-06	3.84E-06	-1.87E-05
7	1.70E-06	3.04E-06	8.58E-07	-1.10E-07
8	3.71E-06	-2.46E-06	-1.34E-06	5.56E-07
9	2.78E-06	1.03E-06	8.48E-07	-1.16E-06
10	-1.44E-07	7.32E-07	-2.06E-07	-4.66E-09

表十台指賣權報酬對台指現貨、台指買權與台指賣權報酬變動一單位之反應

期間	A.一單位標準差的 innovation 源自		B.一單位標準差的 innovation 源自	
	台指現貨	台指賣權	台指買權	台指賣權
1	0.000184	0.000851	0.000529	0.000693
2	2.22E-05	-1.28E-05	1.43E-05	-1.93E-05
3	-1.27E-05	-1.77E-06	-9.44E-06	8.60E-07
4	-3.75E-05	1.96E-05	-4.08E-06	1.71E-05
5	-1.45E-05	5.79E-06	-1.42E-05	1.32E-05
6	-3.03E-06	-2.13E-05	-1.18E-06	-2.63E-05
7	2.33E-06	-1.50E-06	1.02E-07	7.77E-07
8	4.32E-06	-1.46E-06	-4.64E-07	2.80E-07
9	3.12E-06	-5.55E-07	6.15E-07	-8.90E-07
10	4.59E-07	6.09E-07	-2.93E-08	-1.75E-07

## 伍、結論與建議

鑒於台指選擇權 2001 年 12 月 24 日推出後，於 2005 及 2006 的年成交量已位居全球股價指數選擇權第 3 位，以一個剛成立約五年的市場而言，其表現非常亮麗及相當具有代表性。因此本研究利用不同於先前國內文獻的方法，對此新興但流動性高的台指選擇權市場的價格發現功能提供更多證據，除檢定 Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998) 的分開均衡假說之外，以增進了解其和標的現貨市場間之動態關係。

本文使用 2005 年 1 月至 4 月之高頻率日內資料，以牛頓法與 Black-Scholes 選擇權評價模型反推算出台指選擇權之隱含現貨價格後，配合雙變量 VAR 模型、變異數分解與衝擊反應函數，檢視兩個市場間的資訊傳遞關係，實證結果如下：1. VAR 估計結果，發現台指買權報酬有 4 期落後項對台指現貨報酬影響顯著，而台指現貨報酬只有 1 期落後項對台指買權報酬影響顯著，顯示台指買權市場在兩者互動中有較強的領先關係，具有較優的價格發現能力。台指賣權報酬有 3 期落後項對台指現貨報酬影響顯著，而台指現貨報酬只有 1 期落後項對台指賣權報酬影響顯著，顯示台指賣權市場在兩者互動中亦有較強的領先關係。台指買權與台指賣權市場之間則不存在明顯的動態關係。2. 變異數分解及衝擊反應函數分析的結果，皆顯示雖然現貨的衝擊也具有影響力，但是略遜於台指選擇權市場，發現台指買權市場的影響力強於台指賣權市場，而台指賣權市場的影響力強於台指現貨市場，領先落後關係或資訊反應速度的先後順序為台指買權 > 台指賣權 > 台指現貨。

綜合以上證據，整體上，本研究結果顯示較多的資訊由台指選擇權市場流向現貨市場，存在選擇權領先現貨的現象，建議台指選擇權市場具有較優的價格發現能力，不支持 Easley, O'Hara 和 Srinivas (1998) 的分開均衡假說。本研究結果提供投資人跨市場交易實務操作之參考，台灣的指數投資人也許透過台指選擇權市場行情的掌握，而有助於對現貨市場價格行為更加敏銳的觀察，及擬定更有效率的投機和避險策略。

## 參考文獻

- 莊益源、張鐘霖、王祝三(2003)，「波動率模型預測能力的比較-以臺指選擇權為例」，*台灣金融財務季刊*，第四輯第二期，pp.41-63。
- 謝文良(2002)，「價格發現、資訊傳遞、與市場整合—台股期貨市場之研究」，*證券市場發展季刊*，第10卷第3期，pp.1-31。
- Anthony, J. H. (1988), "The interrelation of stock and option market trading-volume data," *Journal of Finance*, 43, pp.949-964.
- Beckers, S. (1981), "Standard deviations implied in option prices as predictors of future stock price variability," *Journal of Banking and Finance*, 5, pp.363-381.
- Bhattacharya, M. (1987), "Price changes of related securities: the case of call options and stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp.1-15.
- Black, F. (1975), "Facts and fantasy in the use of options," *Financial Analysts Journal*, 31, pp.36-41.
- Boyle, P., Byoun, S., and Park, H. Y. (1999), "Temporal price relation between stock and option markets and a bias of implied volatility in option prices," Working paper, University of Waterloo.
- Cao, C., Chen, Z., and Griffin, J. (2005). "Informational content of option volume prior to takeovers," *Journal of Business*, 78, 1073-1109.
- Chakravarty, S., Gulen, H., and Mayhew, S. (2004), "Informed trading in stock and option market," *Journal of Finance*, pp.1235-1257.
- Chan, K., Chung, Y. P., and Johnson, H. (1993), "Why option prices lag stock prices: a trading based explanation," *Journal of Finance*, 48, pp.1957-1967.
- Cherian, J. A. and Weng, W. Y. (1999), "An empirical analysis of directional and volatility trading in options market," *Journal of Derivative*, 7, pp.53-65.
- Chiang, R. and Fong, W. M. (2001), "Relative informational efficiency of cash, futures, and options markets: the case of an emerging market," *Journal of Banking and Finance*, 25, pp.355-375.
- Claessen, H. and Mittnik, S. (2002), "Forecasting stock market volatility and the informational efficiency of the DAX-Index Options Market," *European Journal of Finance*, 8, pp.302-321.
- Clark, P. (1973). "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices," *Econometrica*, 41, 135-155.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), "The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- Diltz, J. D. and Kim, S. (1996), "The relationship between stock and option price changes," *Financial Review*, 31, pp.499-519.
- Draper P. and Fung, J. K. W. (2002), "A study of arbitrage efficiency between the FTSE-100 index futures and options contracts," *Journal of Futures Markets*, 22, pp.31-58.
- Easley, D., O'Hara, M., and Srinivas, P. (1998), "Option volume and stock prices: evidence on where informed traders trade," *Journal of Finance*, 53, pp.431-465.
- Fleming, J., Ostdiek, B., and Whaley, R. E. (1996), "Trading costs and the relative rates of price discovery in stock, futures, and options markets," *Journal of Futures Markets*, 16, pp.353-387.
- Gwilym, O. A. and Buckle, M. (1999), "Volatility forecasting in the framework of the option expiry circle," *European Journal of Finance*, 5, pp.73-94.
- Harris, L. (1987). "Transaction data tests of the mixture of distributions hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 127-141.



- Jorion, P. (1995), "Predicting volatility in the foreign exchange market," *Journal of Finance*, 50, pp.507-528.
- Li, K. (2002), "Long-memory versus option-implied volatility predictions," *Journal of Derivatives*, 9, pp.9-25.
- Manaster, S. and Rendleman, R. J. (1982), "Option prices as predictors of equilibrium stock prices," *Journal of Finance*, 37, pp.1043-1057.
- Mayhew, S., Sarin, A., and Shastri, K. (1995). "The allocation of informed trading across related markets: An analysis of the impact of changes in equity-option margin requirements," *Journal of Finance*, 50, 1635-1654.
- Nofsinger, J. R. and Prucyk, B. (2003), "Option volume and volatility response to scheduled economic news releases," *Journal of Futures Markets*, 23, pp.315-345.
- Pan, J. and Poteshman, A. M. (2003), "The information in option volume for stock prices," Working paper, MIT.
- Poteshman, A. M. (2004). "Unusual option market activity and the terrorist attacks of September 11, 2001," *Journal of Business*, forthcoming.
- Schlag, C., and Stoll, H. (2005). "Price impacts of options volume," *Journal of Financial Markets*, 8, 69-87.
- Stephan, J. A. and Whaley, R. E. (1990)," Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets," *Journal of Finance*, 45, pp.192-220.
- Tse, Y. (1999), "Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets," *Journal of Futures Markets*, 19, pp.911-930.
- Varson, P. (1989), "Option prices as predictors of stock prices: intraday adjustment to information releases," Working paper, University of Colorado.