

---

# 價格跳躍與避險策略之探討 - 以道瓊工業指數現貨與期貨為例

## Jump Diffusion and Optimal Hedging Strategy - An Application of Dow Jones Index and Futures

邱哲修<sup>1</sup> 林卓民<sup>2</sup> 洪瑞成<sup>3</sup> 柯月華<sup>4</sup>

(Received : Mar. 25, 2005 ; Firsr Revision : Aug. 23, 2005 ; Accepted : Sep. 20, 2005)

---

### 摘要

本文以美國股票市場為研究對象，利用道瓊工業平均指數期貨來規避其指數現貨波動之風險。相關資料取自 Bloomberg 資料庫，資料型態為日資料，取樣期間為 1998 年 1 月 2 日到 2003 年 7 月 25 日，樣本數共 1399 筆。

在追求風險極小化之前提下，本文試圖利用 GARJI 模型來捕捉市場因突發性重大經濟事件所造成資產報酬率之隨機跳躍不連續現象，利用移動視窗，以道瓊工業股價指數為研究對象，探討樣本外之避險績效，同時應用 OLS 模型、GARJI 模型及 GARCH 模型進行避險績效及短天期和長天期之避險績效差異性分析。實證結果發現以 GARJI 模型進行避險的績效未若預期中理想。但不論採用何種避險模型進行現貨部位之避險，皆能大幅地降低持有現貨之風險，實證顯示股價指數期貨契約為一良好的避險工具。

**關鍵字：**GARJI、GARCH、樣本外避險、移動視窗

### Abstract

This study investigates the optimal hedge strategies between Dow Jones index futures and its spot market by using OLS, GARJI, and GARCH models. The daily data are collected from Bloomberg Data Base; there are 1399 observations from Jan. 2, 1998 to July 25, 2003.

Under the assumption of minimizing the risk, we use GARJI to capture the price jumps phenomena that result from the impact of sudden economic changes upon asset returns. Rolling windows are adopted and the out of sample hedging performance with different hedging horizons are compared among OLS, GARJI, and GARCH models. Despite the results of GARJI do not stand out as we expected, the underlying hedging models in futures can indeed reduce the spot's holding risks. Empirically evidence shows the stock index future is a good hedging utility.

**Keywords :** GARJI, GARCH, Out of Sample Hedging, Rolling Window

---

<sup>1</sup>實踐大學財務金融系教授

<sup>2</sup>嶺東科技大學財務金融系副教授

<sup>3</sup>元培科學技術學院財務金融系講師

<sup>4</sup>淡江大學財務金融所碩士

## 壹、前言

依據 Markowitz(1952)所提之投資組合理論(Portfolio Selection), 投資組合之風險可分為變異數風險(非系統性風險)及共變異數風險(系統性風險), 前者可藉由多元化投資(Diversification)來規避, 但共變異數風險卻無法因此而降低。此時, 唯有透過期貨契約之避險功能, 以基差風險取代價格風險, 將風險移轉給投機者, 來規避系統性風險(Systematic Risk)。而由於期貨與現貨市場間之高度相關, 股價指數期貨因而可為股票投資者之避險工具, 而在從事期貨避險交易中, 避險者對於避險比率(Hedge Ratio)的估計攸關整個避險過程之績效表現, 在避險策略的研究中, 如何適當估計避險比率亦多為學者所關注。

Black and Scholes(1973)認為在完美市場的假設下, 因固定變異之幾何布朗運動係反應每單位時間市場新資訊對資產價格之邊際影響(Marginal Effect), 認為股價報酬之變動將趨於連續且平滑之時間序列, 動態股價之調整係具有連續路徑(Continuous Sample Path)之隨機過程。目前既有之文獻, 對資產報酬率因而多假設其服從連續的擴散隨機過程。惟事實上, 金融市場鮮有存在連續時間序列之現貨商品, 當發生攸關價格之重大異常事件, 此市場非預期因素對資產價格之影響除反應於特定離散時點外, 其新資訊衝擊的程度亦多超過正常的邊際影響。因此, 本文將主要探討當現貨價格發生不連續的跳躍現象時, 如何估計最適避險比率, 並進一步採用滾動(Rolling)研究法運用於各個模型上, 再探討於不同避險模型與避險期間下之避險績效。

Ederington(1979)依據避險理論之分類方式, 認為期貨之避險理論可區分成三種, 1. 傳統避險理論 2. 選擇性避險理論 3. 最小變異避險理論。在傳統避險中, 主張完全避險, 因此避險比率為 1。在選擇性避險理論中, 認為若不避險, 則避險比率為 0; 若進行避險, 則避險比率為 1, 以達完全避險。最小變異避險理論, 則利用投資人所持有之現貨部位與期貨部位組成一投資組合, 強調投資組合避險理論之避險比率並不是非 0 即 1 的選擇, 而是以一估計之最適避險比率來進行避險, 並同時考慮投資組合之報酬與風險, 來說明相關之避險目的。根據最小變異避險理論計算避險比率時, 其所配適的計量模型必須能正確描繪報酬率分配的型態, 傳統假設股價波動係符合一擴散過程(Diffusion Process), 在此假設下股價報酬率呈常態分配。但根據 Fama(1965)與 Mandelbrot(1967)的研究顯示股價報酬率的分配有偏態及高峰態係數, 與常態分配並不相符。條件異質變異(Conditional Heteroskedasticity)與跳躍-擴散過程(Jump-diffusion Process)因而成為在探討股價報酬率分配型態時之兩大課題。

道瓊工業平均指數(Dow Jones Industrial Average, 簡稱 DJIA)是世上最具影響的股價指數之一, 至今已有一百多年的歷史, 主要係由 30 支股票組成。本文將以道瓊工業平均股價指數為主要研究標的, 探討在空頭避險下, 應用 GARJI 模型與 GARCH 模型進行避險之績效。

## 貳、文獻回顧

### 一、國外相關文獻

Ederington(1979)在追求最小變異數下，以現貨價差對期貨價差之普通最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)來估算避險比率，分別對 T-Bill、GNMA 二期貨市場避險效果作比較；結果發現，最適避險比率一般均小於 1，此與傳統避險理論之認知不同，且避險績效和避險期間為正向關係，亦即避險期間愈長，避險績效愈佳。Figlewski(1984)則以風險極小為追求目標，假設股利之發放為隨機現象，探討 Value Line、S&P 500 及 NYSE 三種股價指數期貨對美國股價現貨市場之避險研究，結果發現儘管以一天為避險期間之避險效果較以一週為避險期間差，但此並非意謂無限期延長避險期間便能增進避險效率；相同地，距期貨契約到期日的遠近也應不超過兩個月，如此才能得到最佳的避險效果。Kroner and Sultan(1993)在追求風險極小化下，以取自國際金融市場交易之英鎊、加拿大幣、德國馬克、日圓及瑞士法郎等五種外匯現貨與期貨匯率，由 1985 年 2 月至 1990 年 2 月，以簡單避險、傳統 OLS 模型、OLS 共整合及雙變量 GARCH (1,1) 模型進行樣本內及樣本外之分析，實證結果顯示雙變量 GARCH (1,1) 模型之避險績效皆比其他模型佳，此外，在考慮交易成本後，雙變量 GARCH (1,1) 模型仍能改善傳統的避險策略績效，增強投資者對外匯部位的避險管理能力。

Lindahl(1992)以 MMI 及 S&P500 股價指數期貨為研究對象，其研究結果發現在最小變異數避險下，避險績效有隨避險期間增加趨勢，亦得到隨避險期間的增加避險績效愈佳的結論。Baillie and Myers(1991)利用雙變量 GARCH 模型估算最適避險比率，實證發現 GARCH 模型估算之最適避險比率具時間變動性，且其避險表現優於運用迴歸方法估計的固定避險比率模型。Park and Switzer(1995)以 S&P 500 與 Toronto 35 兩種股價指數現貨及期貨，探討條件變異模型在股價指數期貨避險方面能否有效改善傳統 OLS 的避險效益，研究期間為 1988 年 6 月至 1991 年 12 月，擷取每週三收盤價資料，實證結果發現無論是哪一種指數，雙變量 GARCH 的避險績效優於天真避險、OLS、OLS-CI。Ghosh(1993)則利用法國的 CAC40 股價指數現貨與期貨、英國的倫敦金融時報指數(FTSE100)現貨與期貨、日本的日經 225 股價指數現貨與期貨以及德國 DAX 股價指數現貨與期貨等不同的市場，試圖尋求一個最適的計量模型以推估避險比率。發現各市場的現貨與期貨間皆存在著共整合關係，其所評估兩種計量模型(OLS & ECM)的避險績效之結論與在先前所得的結論相同，即誤差修正模型(ECM)優於普通最小平方法(OLS)。

Gagnon and Lypny(1997)比較靜態避險策略及雙變量 GARCH (1,1) 動態避險策略之避險有效性，結果發現動態模型之解釋能力顯著優於靜態模型。Koutmos and Pericli(1999)以三十年固定利率之美國 GNMA 債券為現貨標的，並以十年期的美國中期公債為期貨避險標的，研究期間為 1992 年 7 月至 1995 年 8 月，比較動態誤差修正 GARCH 模型(ECM - GARCH)與傳統迴歸模型二者之樣本內及樣本外的避險績效，結果亦發現動態雙變量誤差修正 GARCH 模型之避險績效比傳統靜態迴歸模型佳。Lien and Tse (1999)則利用傳統迴歸式(OLS)、加入了部分共整合關係的誤差修正模型(FIEC)、誤差修正模型(ECM)、向量自我迴歸模型(VAR)，並分別再加入條件變異數異質性效果

(GARCH)，研究標的為在 SIMEX 交易的日經 225 指數現貨與期貨，檢驗上述模型的避險比率及其避險組合之績效；結果顯示加入 GARCH 可增加避險績效，OLS 為最差的避險策略。Yeh and Gannon(2000)，在考慮交易成本的情況下，運用動態模型估算最適避險比率(OHR)，並在投資組合損益的基礎上與固定避險模型(Constant Hedge Model)進行比較；研究對象為雪梨期貨交易所(SFE)之 Share Price Index(SPI)期貨契約，發現以投資組合損益為比較基礎，GARCH 模型創造出最大的利潤，而天真模型(Naive Model)則最差；相較於固定避險比率模型，GARCH 避險比率會隨時間的推移而變動，而固定避險比率被認為是 GARCH 避險比率之長期平均；GARCH 模型的樣本外預測績效似乎能捕捉短期(weekly)的套利機會。

Das(2002)、Jorion(1988)結合 ARCH 模型與跳躍 - 擴散模型，探討美國債券、股票與外匯市場，結果發現此類模型的結合皆提升了模型的配適能力。Chan and Maheu(2002)則結合 GARCH 模型與跳躍 - 擴散模型於股票市場，並將跳躍強度(Jump Intensity)設定為與 ARMA 模型相同模式，使跳躍強度會隨著時間而變動，而在跳躍大小(Jump Size)的設定上，也將其服從分配的參數，設定為具有隨時間波動的特性；在此設定下，無論在樣本內的配適或是樣本外波動性的預測皆有較佳的結果。

## 二、國內相關文獻

叢宏文(1996)以簡單避險、傳統 OLS、OLS 共整合模型及雙變量 GARCH 模型分別探討新加坡國際金融交易所(SGX)及日本大阪期貨交易所(OSE)的 Nikkei 225 股價指數期貨應用於日本及台灣股市現貨中避險的效果。江文強(1997)比較傳統 OLS 模型、誤差修正模型及 Bivariate GARCH 之避險效果，並進一步探討考慮交易成本後之避險效率有何影響。以芝加哥商業交易所之 S&P 500 期貨契約、香港期貨交易所之恆生股價指數期貨、新加坡國際貨幣交易所之日經股價指數期貨為實證對象。林義祥(1998)根據 Johnson(1960)所提的最小變異避險策略，以國內開放型共同基金利用摩根史坦利台指期貨避險為例，分別運用傳統 OLS 模型、ECM、單變量 GARCH (1,1) 與雙變量 GARCH (1,1) 模型來檢測各共同基金的避險績效，以及在選取不同計量模型所獲得的避險比例下，對於某特定共同基金而言，是否會造成避險績效的差異性。鄭秉穆(1998)將不對稱型的 GARCH(Asymmetric Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, AGARCH)模型用於估計 S&P 500、恆生、日經 225、吉隆坡指數及摩根台指等五個期貨市場的避險比例上。王麗妙(1999)以 Jump Diffusion Model 配適認購權證的市價，利用最大似法(Maximum Likelihood Estimation)估計 Merton 模型的參數，並以價格誤差、百分比誤差及百分比誤差平方做為評估指標。余尚武、賴昌作(2000)採用傳統簡單避險模型 OLS 模型 OLS-CI 模型及動態避險 GARCH 模型，針對美國芝加哥商業交易所(CME)的 S&P500 指數期貨、日本大阪證券交易所(OSE)的 Nikkei225 指數期貨、香港期貨交易所(HKFE)的 Hang Seng 指數期貨、新加坡國際金融交易所(SIMEX)的摩根台股指數期貨及台灣期貨交易所(TAIFEX)的台灣加權股價指數期貨等五種契約來作實證。魏志良(2001)運用傳統 OLS 模型、誤差修正模型、單變量 GARCH(1,1)、雙變量 GARCH(1,1) 與經卡曼濾淨器動態調整等避險模型估計避險比率，分別以台灣、美國、日本及法國等

四個國家之股價指數期貨，比較不同模型之避險效果。黃景明(2001)針對台灣加權股價指數現貨與期貨、小型台指期貨為研究標的，探討指數期貨靜態避險策略（包含 OLS、Near-VAR、ECM）和動態避險策略(GARCH)之避險績效，

## 參、研究方法

在追求風險極小化之前提下，本文試圖利用 GARJI 模型來捕捉市場因突發性重大經濟事件所造成資產報酬率之隨機跳躍不連續現象，並與 OLS、GARCH 等在不同避險期間下，利用移動視窗(Rolling Window)探討樣本外(Out of Sample)比較實際進行避險後，於避險期間期末之避險績效。

### 一、傳統 OLS 避險模型

為控管並降低投資組合的風險，避險者必須決定一最適避險比率，一般利用投資組合報酬的變異數來衡量風險，求得最小變異避險比率。若避險者在第  $t-1$  期擁有 1 單位之現貨部位（價格  $S_{t-1}$ ），並決定於第  $t$  期賣出（價格  $S_t$ ），則未避險現貨部位之預期報酬與變異數分別如第（1）及第（2）式：

$$E(U) = E(\Delta S_t) \quad (1)$$

$$Var(U) = Var(\Delta S_t) \quad (2)$$

其中， $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$  為現貨價格在  $t$  期的變動，且  $U$  表示未避險的投資部位(Unhedged position)。若避險者於第  $t-1$  期賣出  $b$  單位的期貨部位進行避險，則避險投資組合之預期報酬與變異數分別如第（3）及第（4）式：

$$E(H) = E(\Delta S_t) - bE(\Delta F_t) \quad (3)$$

$$Var(H) = Var(\Delta S_t) - 2bCov(\Delta S_t, \Delta F_t) + b^2Var(\Delta F_t) \quad (4)$$

其中， $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$  為期貨價格在  $t$  期的變動，且  $H$  表示避險後的投資部位(Hedged position)。若使避險投資組合預期報酬之變異數最小為避險者所關心之避險目的，則對第（4）式之  $b$  一階微分，並令方程式為零，即得到最小變異避險比率  $b^*$  為

$$b^* = \frac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)} \quad (5)$$

避險績效的衡量為降低未避險現貨部位預期報酬的變異數之程度，降低程度愈大，

代表避險效果愈佳。衡量方式如第(6)式

$$HE = \frac{Var(U) - Var(H)}{Var(U)} \quad (6)$$

其中,  $HE$  表示避險前後投資部位的風險降低程度, 即避險績效(Hedging Effectiveness) 將第(5)式得到的最適避險比率  $b^*$  代入第(4)式, 並將結果及第(2)式的未避險現貨預期報酬之變異數代入第(6)式, 計算避險效果:

$$HE = \frac{Cov^2(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta S_t)Var(\Delta F_t)} \quad (7)$$

在直接避險下, 由於期貨標的資產與現貨是相同的, 其價格受相同因素所影響, 因此, 期貨價格與現貨價格應具有長期均衡關係, 以報酬率迴歸模式之迴歸係數與判定係數所估計之最適避險比率與避險效果應為穩定。

## 二、單變量 GARCH 模型

早期時間序列模型, 係建構在殘差項變異數具齊質性之條件上; 然而, 實證上許多財務或其他高頻率的資料並不符合前述的假設, 而是具有偏態(Skewness)及峰態(Kurtosis), 且殘差項變異數並非固定不變, 而是會隨著時間的經過而改變。據此, Engle(1982)以新的方向思考, 提出 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型, 其目的是希望改善傳統模型對於變異數固定的不合理假設, 基本上係應用條件機率密度函數加以定義, 允許條件變異數隨著時間的經過而改變, 並且是過去誤差項平方的函數。ARCH ( $p$ ) 迴歸模型設定如下:

$$s_t = \alpha + \beta_1 f_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

其中,  $\Omega_{t-1}$  表示到  $t-1$  期為止所有可利用的資訊集合,  $h_t$  為時間序列  $S_t$  之條件變異數, 為了便於估計模型使條件變異數  $h_t$  恒為正值, 故必須限制  $\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 (i = 1, \dots, p)$ 。由於模型中條件變異數受前  $p$  期誤差項的影響, 因此當期的變動將受前期所影響。又由於  $\alpha_i \geq 0$ , 所以前期產生小幅度變動時, 當期也會產生小幅度的同向變動; 前期產生大幅度變動時, 當期也會產生大幅度的同向變動; 此即是 Mandelbrot(1963)與 Fama(1976)所指波動叢聚的現象。此外, ARCH 模型也具有高狹峰的特性, 因此更能具體描述金融性資產波動的特性。

ARCH 模型雖然能捕捉到金融性資產價格的行為，但其自我迴歸期數通常很長，不符合時間序列模型設定所要求的參數精簡(Parsimonious)原則，且要求  $\alpha_i$  皆為正，往往需要藉助相當任意的線性遞減落後期結構。於是 Bollerslev(1986)應用條件機率密度函數，將 ARCH 模型加以擴展，提出了一般化自我迴歸條件變異數(Generalized ARCH)模型，此模型的遞延結構更具彈性，允許條件變異數不僅受到前期誤差項平方所影響，也會受到前期條件變異數所影響。由於 GARCH 模型不但能掌握 ARCH 模型的特性，且在條件變異數的落後結構(Lag Structure)設定上更具彈性；另外，高階的 ARCH 模型可以低階 GARCH 模型來描述；GARCH (  $p, q$  ) 迴歸模型可表示成：

$$s_t = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \delta_i h_{t-i}$$

由於財務時間序列，普遍認為該條件變異數 (  $h_t$  ) 為一種 ARMA ( 1,1 ) 模型，因此本文根據 Holmes(1996)採用單變量 GARCH ( 1,1 ) 避險模型，可表示如下：

$$s_t = a + b f_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1 h_{t-1}$$

$s_t$  : 現貨報酬率

$f_t$  : 期貨報酬率

$a$  : 截距項

$b$  : 斜率項，即為使用期貨避險比率

上式利用最大似法，再經反覆程序(Iterative Procedure)即可得出避險比率 (  $b^*$  )。

### 三、GARJI 模型

Chan and Maheu(2002)提出之 ARJI 模型，其將條件跳躍強度設為具有隨時間變動的特性且符合 ARMA 形式，並且考慮資產報酬率的 GARCH 效果。在即定報酬率資訊集合  $\Omega_{t-1} = \{R_t, \dots, R_{t-1}\}$  下，本文資產報酬率的計量模型採 Maheu and McCurdy(2004)之設定，並將此模型稱為 GARJI，其可表示如下：

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i} + \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (8)$$

$$\varepsilon_{1,t} = \sqrt{h_t} z_t, \quad z_t \sim NID(0,1) \quad \text{且} \quad h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (9)$$

$\varepsilon_{1,t}$  服從一期望報酬為零的常態隨機過程，即  $E[\varepsilon_{1,t} | \Omega_{t-1}] = 0$ ，而  $\varepsilon_{2,t}$  為解釋跳躍所設定的隨機過程，其條件平均數為零，即  $E[\varepsilon_{2,t} | \Omega_{t-1}] = 0$ ；在此  $\varepsilon_{1,t}$  與  $\varepsilon_{2,t}$  每期均相互獨立。

由式(8)可知報酬率包含兩個隨機過程因子，其一服從常態隨機過程，另一為跳躍的隨機過程，其由參數  $\lambda_t$ ，(稱為跳躍強度(Jump Intensity)；具時間變異的 Poisson 分配控制單位時間內因為非正常資訊所產生的跳躍次數) 所控制。假設在  $\Omega_{t-1}$  下，單位時間  $[t-1, t]$  內的跳躍次數為  $n_j \in \{0, 1, 2, \dots\}$ ，則  $n_j$  的條件機率分配如下：

$$P(n_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!} \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

其中  $\lambda_t \equiv E[n_t | \Omega_{t-1}]$ ，稱為條件跳躍強度，為在資訊集合  $\Omega_{t-1}$  下，跳躍的期望次數。Bates (1991)認為市場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，即是將跳躍的機率和跳躍大小所屬分配中的參數，設定為具有隨時間變動的特性。Das(1998)和 Fortune(1999)採用虛擬變數將跳躍強度設定為會隨時間推移而改變。Chernov *et al.*(1999) 則將跳躍強度設定為分別受過去跳躍大小之影響及隨機波動的因素。另外，Eraker *et al.*(1999)採用報酬率和波動率設定跳躍的行為。本文將跳躍強度的動態過程設定為 ARMA (1,1)，與 Chan and Maheu(2002)的 ARJI (1,1) 模型相同，表示如下：

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \xi_{t-1} \quad (11)$$

若  $\rho = \gamma = 0$  則為 Jorion(1988)的 Constant Jump Intensity 模型。其中  $\xi_{t-1}$  稱為跳躍強度的誤差項，定義如下：

$$\xi_{t-1} \equiv E[n_{t-1} | \Omega_{t-1}] - \lambda_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} j P(n_{t-1} = j | \Omega_{t-1}) - \lambda_{t-1} \quad (12)$$

其中  $P(n_{t-1} = j | \Omega_{t-1})$  稱為濾嘴(Filter)，為在時間為  $t-1$  下對  $n_{t-1}$  的事後(Ex Post)機率推

論。  $E[n_{t-1} | \Omega_{t-1}]$  為 t-2 到 t-1 跳躍期望次數的事後評估，  $\lambda_{t-1}$  為在訊息集合  $\Omega_{t-2}$  下的跳躍的條件期望次數。在給定訊息集合為  $\Omega_{t-1}$  下，  $\xi_t$  為符合平賭性質的序列(Martingale Difference Sequence)，即  $E[\xi_t | \Omega_{t-1}] = 0$ ，且  $E[\xi_t] = 0$  和  $Cov(\xi_t, \xi_{t-i}) = 0$ ，  $i > 0$ 。因此跳躍強度的誤差項應該不具有序列相關的性質。

由式 (12) 可得非條件的跳躍強度，可表示如下：

$$E[\lambda_t] = \frac{\lambda_0}{1-\rho} \quad (13)$$

由上可知 ARJI 模型的穩定條件為  $|\rho| < 1$ ，且可將跳躍強度的跨期預測表示如下：

$$E[\lambda_{t+i} | \Omega_{t-1}] = \begin{cases} \lambda_t & i = 0 \\ \lambda_0(1 + \rho + \dots + \rho^{i-1}) + \rho^i \lambda_t & i \geq 1 \end{cases} \quad (14)$$

ARJI 模型可以重新表示為：

$$\lambda_t = \lambda_0 + (\rho - \gamma) \lambda_{t-1} + \gamma E[n_{t-1} | \Omega_{t-1}] \quad (15)$$

其中對於所有的 t，  $\lambda_t > 0$  且  $\lambda_0 > 0$ ，  $\rho \geq \gamma$ ，  $\gamma \geq 0$ 。

跳躍大小  $\pi_{t,k}$  假設為從常態分配中獨立抽取之隨機變數，此跳躍大小的分配如下

$$\pi_{t,k} \sim NID(\theta, \delta^2) \quad (16)$$

假設在時間 t-1 到 t 時，影響報酬率的跳躍因子表示為：

$$J_t = \sum_{k=1}^{n_t} \pi_{t,k} \quad (17)$$

因此，跳躍的隨機過程  $\varepsilon_{2,t}$ ，在 t 時點時可表示為：

$$\varepsilon_{2,t} = J_t - E[J_t | \Omega_{t-1}] = \sum_{k=1}^{n_t} \pi_{t,k} - \theta \lambda_t \quad (18)$$

報酬率的條件變異數可分解為兩個部分，一為擴散過程中反映過去消息衝擊所帶來較平緩的條件變異數，即 GARCH 模型中的條件異質變異數；另一部分為反映異質資訊過程的條件變異數，即跳躍因子所貢獻的條件異質變異數。因此，報酬率的條件異質變異數如下：

$$\begin{aligned} Var(R_t | \Omega_{t-1}) &= Var(\varepsilon_{1,t-1} | \Omega_{t-1}) + Var(\varepsilon_{2,t-1} | \Omega_{t-1}) \\ &= h_t + (\theta^2 + \delta^2) \lambda_t \end{aligned} \quad (19)$$

式 (19) 中的第一部分為 GARCH 模型中的異質變異數，即式 (9)，值得注意的是本文對於 GARCH 的條件異質變異數並無考慮正負消息衝擊的不對稱效果。而第二部分為跳躍的條件異質變異數，其為

$$Var(\varepsilon_{2,t-1} | \Omega_{t-1}) = (\theta^2 + \delta^2) \lambda_t \quad (20)$$

在式 (8) 的設定下，報酬率的一到四階動差可表示如下：

$$E[R_t | \Omega_{t-1}] = \mu \quad (21)$$

$$Var[R_t | \Omega_{t-1}] = h_t + (\theta^2 + \delta^2) \lambda_t \quad (22)$$

$$Sk[R_t | \Omega_{t-1}] = \frac{\lambda_t (\theta^3 + 3\theta\delta^2)}{(h_t + \lambda_t\delta^2 + \lambda_t\theta^2)^{3/2}} \quad (23)$$

$$Ku[R_t | \Omega_{t-1}] = 3 + \frac{\lambda_t (\theta^4 + 6\theta^2\delta^2 + 3\delta^4)}{(h_t + \lambda_t\delta^2 + \lambda_t\theta^2)^2} \quad (24)$$

故包含跳躍擴散過程的資產報酬率，其峰態、偏態會隨時間變化有所改變，不僅較能捕捉極端事件發生時所產生的損益情況，更可真實反映資產價值動態波動變化情形。

在對數概似函數的設定上；首先必須先建立出報酬率在單位區間包含  $j$  個跳躍下的常態條件密度機率函數，在式 (8) 的設定下，其可表示如下：

$$f(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1}) = \left(2\pi(h_t + j\delta^2)\right)^{-1/2} \exp\left[-\frac{\left(R_t - \mu - \sum_{i=1}^p R_{t-i} + \theta\lambda_t - \theta j\right)^2}{2(h_t + j\delta^2)}\right] \quad (25)$$

另外，跳躍機率的事後推論，Chan and Maheu(2002)提出利用貝氏定理(Bayes rule)，在觀察到 t 期資訊  $R_t$  後，可推論 t 期的事後條件機率，此機率推論表示如下：

$$P(n_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{f(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1})P(n_t = j | \Omega_{t-1})}{f(R_t | \Omega_{t-1})} \quad (26)$$

整合單位區間所有跳躍次數後，報酬率的條件機率密度函數可表示如下：

$$f(R_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | n_t = j, \Omega_{t-1})P(n_t = j | \Omega_{t-1}) \quad (27)$$

在上述的設定下，對數概似函數可表示為：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \log f(R_t | \Omega_{t-1}; \Psi) \quad (28)$$

其中  $\Psi = (\mu, \varphi_i, \omega, \alpha_i, \beta_i, \theta, \delta, \lambda_0, \rho, \gamma)$  為待估參數向量。

由於本文採用移動視窗的方法進行樣本外參數的估計，將 GARJI 模型的參數進行限制，以提升估計的效率性與準確性，因此，若將 GARJI 中的參數向量  $\Psi$  進行限制，即  $\theta = \delta = \lambda_0 = \rho = \gamma = 0$ ，則可得到 GARCH 模型。由於 GARCH 模型是將 GARJI 所屬參數加以限制而得，故稱其為限制模型。另外，本文將所採用的二種模型敘述如上，將有利於程式的編碼與參數的估計。

在個別參數的檢定，採用概似比率檢定(LR-test)分別對於受限制模型的參數  $\theta_0$ ，和未受限模型的參數  $\theta_1$  進行檢定，其檢定統計量為

$$LR = -2 \left[ L(R_t | \theta_0) - L(R_t | \theta_1) \right]$$

其服從自由度為  $K$  的卡方分配，其中  $K = n(\theta_1) - n(\theta_0)$ ， $n(\theta)$  表示  $\theta$  中的參數個數。

在模型配適能力的判斷上，Jorion(1988)與 Chahal and Wang(1997)皆採用 Schwarz

criterion 作為選取模型的準則，故本文亦採此準則如下式

$$SC = -2 L(R_t | \theta) + n(\theta) \ln T \quad (29)$$

其中  $L(R_t | \theta)$  為對數概似函數值， $n(\theta)$  表示  $\theta$  中的參數個數， $T$  為觀測值個數。

#### 四、動態跳躍強度下的最適避險模型

依據 Johnson(1960), Stein(1961)及 Ederington(1979)將 Markowitz(1952)之平均數 - 變異數法，以投資組合報酬的變異數來衡量風險，應用於現貨部位的避險，可得到變異數極小化之避險比率。假設一避險投資組合包含  $C_s$  單位的現貨和  $C_f$  單位的期貨，且現貨和期貨在  $t$  時點的價格分別為  $S_t$  和  $F_t$  則此避險投資組合的報酬率可表示如下：

$$R_h = R_s - hR_f \quad (30)$$

若避險者賣出  $h$  單位的期貨部位進行避險，則避險投資組合之最小最變異數方程式如下：

$$\min_h Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2hCov(R_s, R_f) \quad (31)$$

將 (31) 式對避險比率  $h$  取一階微分，再令其等於零，即可得到最小化避險投資組合變異下的最適避險比率，稱為最小變異避險比率(Minimum Variance hedge ratio; MV hedge ratio)如下：

$$h^{MV} = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (32)$$

其中， $\rho$ 、 $\sigma_{sf}$  分別為  $R_s$  與  $R_f$  的相關係數與共變異數，而  $\sigma_s$  與  $\sigma_f$  分別為  $R_s$  與  $R_f$  的標準差。

本文採用 Maheu and McCurdy(2004)的 GARJI 模型，將報酬率設定為可以捕捉其不連續的跳躍，並且納入避險比率的計算，將此一報酬率包含跳躍的避險比率表示如下：

$$h^J = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \rho \frac{\sqrt{\sigma_s^2 + (\theta_s^2 + \delta_s^2)\lambda_s}}{\sqrt{\sigma_f^2 + (\theta_f^2 + \delta_f^2)\lambda_f}} \quad (33)$$

其中  $\theta_s$ 、 $\theta_f$ 、 $\delta_s^2$  與  $\delta_f^2$  分別為現貨和期貨跳躍大小中的平均數與變異數， $\lambda_s$ 、 $\lambda_f$  分別為現貨和期貨的跳躍強度。

在 (33) 式中，若不考慮跳躍的情況下  $\lambda_s = \lambda_f = 0$ ，則最適避險比率將簡化成為式 (32) 的 MV 避險比率。

至於避險績效的衡量，可以透過未避險現貨部位預期報酬的變異數減少之程度加以衡量，降低程度愈大，代表避險效果愈佳。衡量避險績效的避險績效指標（單一期）如下式：

$$HE = \frac{Var(R_s) - Var(R_{hp})}{Var(R_s)} \quad (34)$$

由於本文之預測與避險採用移動視窗的方式，以樣本外的估計方式，對樣本資料進行  $n$  次迴圈計算，故整體資料範圍的避險效果可由平均的避險績效指數衡量：

$$HEI = \frac{\sum_{i=1}^n HE_i}{n} \quad (35)$$

避險績效指數愈高，表示動態避險績效愈佳。理論上，避險績效的高低，決定於  $Var(R_{hp})$  所減少的程度，若不考慮跳躍的情況下，即  $\lambda_s = \lambda_f = 0$ ，則由式 (31) 隱含  $Var(R_{hp})$  減少之程度主要受避險比率與  $\sigma_{sf}$  大小所決定。而不考慮跳躍情況下的避險，結論為避險期間愈長，避險績效愈佳 (Figlewski, 1984; Lindahl, 1992)，其原因為期貨與現貨於短期間的可能呈現負相關，導致擴大損失而失去避險之目的，嚴重影響避險績效。若市場存在突發的經濟事件所引起的非預期性跳躍，而使短期間在不完美市場結構中，期貨與現貨走勢不一致的現象，本文期望藉由 GARJI 模型的設定加以捕捉隨機跳躍的現象。因此，若投資人有短期的避險需求時，避險比率的計算方式可考慮採用包含跳躍波動的避險比率，以維持投資組合最適的多空部位。

## 肆、實證結果與分析

### 一、資料來源與處理

本文以美國股票市場為研究對象，利用道瓊工業平均指數期貨來規避其指數現貨波動之風險。相關資料取自 Bloomberg 資料庫，資料型態為日資料，取樣期間為 1998 年 1 月 2 日到 2003 年 7 月 25 日，樣本數共 1399 筆。道瓊工業平均指數期貨的到期月份採三月循環，即到期月份為三月、六月、九月、十二月；道瓊工業平均指數期貨的最後交易日為到期月份的第三個星期五。由於同一日內有不同到期日的期貨契約進行交易，本文將僅考慮當日交易量最大的契約。通常交易量為最大的期貨契約為近月契約，故選擇離觀察日最近期的期貨契約價格為期貨價格，並在近月期貨合約到期前選定交易量最大日作合約轉換。故將每日股價指數及其每日期貨指數，以對數差分形式轉換為報酬率的方式來表示；第  $t$  期的股價現貨與期貨的報酬率可定義為：

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100 \quad (36)$$

其中， $R_t$  為第  $t$  期股價指數現貨或期貨的日報酬率

$P_t$  為第  $t$  期的股價指數現貨或期貨收盤價

$P_{t-1}$  為第  $t-1$  期股價指數現貨或期貨的日報酬率

$\ln P_t$  與  $\ln P_{t-1}$  表示取自然對數後的收盤價

### 二、基本統計量

表 1 列出了道瓊工業股價指數現貨及期貨的基本統計量，由於股價指數期貨是以股價指數為標的物的金融商品，因此股價指數現貨與股價指數期貨之基本統計量應極為類似，由表 1 中，可以明顯看到這樣的結果，期貨與現貨的平均值幾乎一致，但期貨的波動性較現貨為大。此外，股票與期貨市場皆呈現高狹峰的情形，也就是所謂的「厚尾」(Fat Tail)現象，而經由 Jarque-Bera 常態分配檢定也可發現，市場的日報酬都顯著拒絕常態分配的假設。圖 1 為原始時間序列圖，縱軸代表股價指數，橫軸代表樣本期間。

表 1 道瓊工業指數現貨與期貨報酬率之基本統計量

變數 \ 統計量	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最小值	最大值	JB
股價指數現貨	0.06227%	1.2918	-0.0636	4.84153 ***	-6.5782%	6.1547%	190.34244***
股價指數期貨	0.06208%	1.3478	-0.0483	5.24732***	-7.8098%	6.3783%	283.97950***

附註：1. \*、\*\*及\*\*\*分別表示 10%、5%及 1%之顯著水準。

2. JB 為 Jarque-Bera 之常態分配檢定。

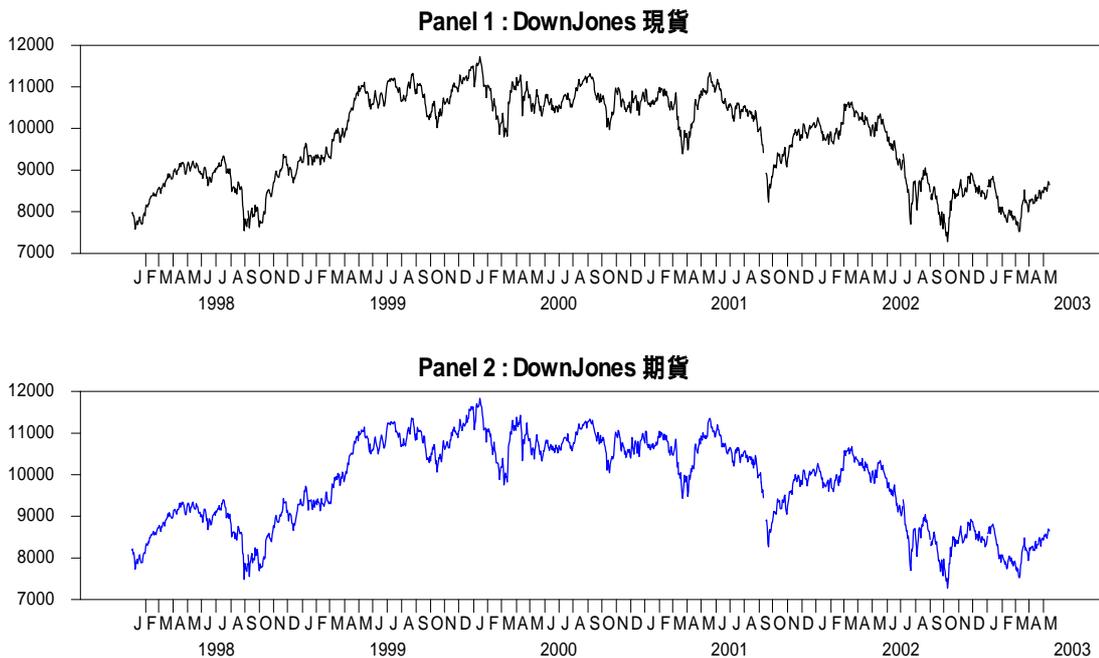


圖 1 變數原始時間序列趨勢圖

經單根檢定，得知道瓊工業股價指數現貨和指數期貨時間序列資料皆為 I(1)定態，具有單根現象(Ghosh 1993, Sephton 1993a, Sephton 1993b)。在採用 GARCH 模型之前，需先檢定道瓊工業股價指數和股價指數期貨價差經由模型配適所產生的殘差項，是否具有 ARCH 現象，以利本研究之採用 GARCH 模型進行實證研究；本文採用 LM 檢定法來對殘差項進行檢定，檢驗是否存在變異數異質性。由表 2 中的 LM 檢定顯示資料存在 ARCH 效果。

### 三、模型之避險效果分析

#### 3.1、樣本內避險效果之衡量

根據 Park(1995)衡量避險效果的概念，本研究將比較各種不同避險模式較不避險狀態下所減少的變異數百分比為避險效果衡量的標準。首先建立期貨與現貨的避險投資組合，並估算出最適避險比率如下：

$$Var(\pi) = \sigma^2(s_t - b^* f_t) \quad (37)$$

表 2 道瓊工業指數現貨與期貨指數期貨ARCH效果檢定

變數	股價指數現貨	股價指數期貨
LM test	133.4187 ***	130.2178 ***

註：1. \*\*\*表示具1%的顯著水準。

其中  $b^*$  為最適避險比率。計算  $b^*$  所需的參數可分別藉由 GARCH、GARJI 之估計。以 GARCH 模型所計算之最適避險比率可表示為：

$$b^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (38)$$

若考慮價格跳躍情形下，以 GARJI 模型所計算之最適避險比率將如下：

$$b^* = \frac{\sigma_{sf} + J(t)\delta_{sf}}{\sigma_f^2 + J(t)\delta_f^2} = \frac{\rho(\sigma_s\sigma_f + J(t)\delta_s\delta_f)}{\sigma_f^2 + J(t)\delta_f^2} \quad (39)$$

各模式避險效果之優劣，端視其能使不避險下之變異數減少多少百分比而定；其數學式如下，該值愈大，表示避險績效愈好。：

$$HE = \frac{\sigma_{no-hedge}^2 - \sigma_{hedged}^2}{\sigma_{no-hedge}^2} \quad (40)$$

### 3.2、樣本外避險實證結果

在部分文獻中主張避險比率及避險績效可以在同一期間決定，但這在實際的避險操作是難以進行的，此點即常引發學者的爭議。實際進行避險操作時，大都使用過去某一段期間的資料進行避險比率之估計，再假設此依避險比率可以穩定維持於某一水平下；以此避險比率進行避險，再檢驗實際避險可能的效果。Benet(1992)以外匯期貨為例，建議採用樣本外或是事前(Ex-ante)的觀點來評估避險效果，認為此對於預測避險之風險降低程度，較能有有效之說明。

樣本外的避險效果衡量，必須先以避險期間之前的一段資料來計算不同模式的避險比率，再將其代入避險期間求算出避險後投資組合的變異數，計算採用不同避險模式時，不避險時變異數減少的百分比，計算方式同式(40)。

再以移動視窗之方式，每次移動一筆時間序列資料，重複上列之計算後取其避險效果之平均值，該值愈大，表示避險效果愈好。

本文以樣本外之觀點來評估避險績效，避險比率估計期間定為 1000 天，自 1998 年 1 月 2 日起並利用移動視窗之方法來分析兩種避險模型中避險期間之長短對於避險績效之影響。本文進行實證之持有避險期間分別為 10 天、20 天、30 天、50 天，迴圈的次數分別為 30 次、15 次、10 次以及 6 次，圖 2 是以持有避險期間為 10 天，避險比率估計期間 1000 天為例，說明本文採移動視窗方法的估計期間與避險期間之移動過程，所謂估計期間第一次迴圈係利用前 1000 天之股價現貨與期貨資料先估計避險比率，然後

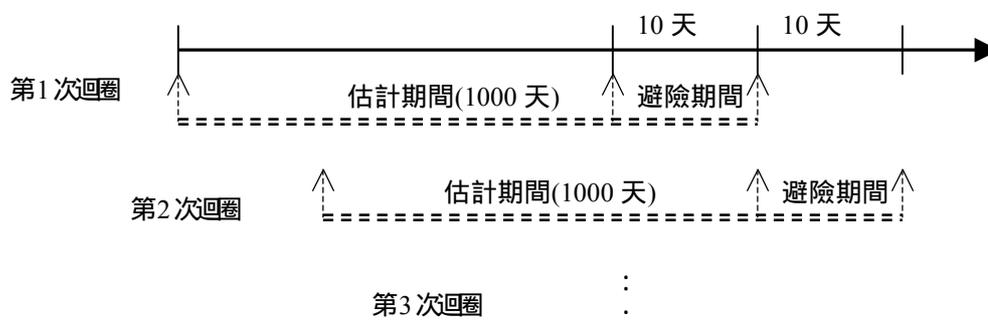


圖 2 估計期間(1000 天)與避險期間(10 天)之移動視窗方法

對避險期間（即接下來 10 天），實際進行避險，在避險期間期末評估其避險績效，其餘類推。

經由此法，樣本外之實證皆以每期最新資訊來估計下期的避險比率，並利用下期的實際資料計算樣本外之避險績效，故本研究兩種避險模型樣本外之避險比率皆採動態調整，而非固定之避險比率。

由於市場突發性重大經濟事件之發生造成資產報酬率隨機跳躍，跳躍大小可為負或正，或大或小，且會影響報酬率分配之偏態。故本文擬將條件變異數的模型設定為包含連續性平穩的隨機過程及不連續的跳躍擴散過程，而 GARCH 模型是將 GARJI 所屬參數加上限制而得。本文選取 GARCH (1,1) 和 GARJI (1,1) 進行樣本內參數的估計；於 GARJI (1,1) 中，單位時間的跳躍次數設定為 5 個<sup>5</sup>。表 3 列出 GARJI (1,1) 模型與 GARCH (1,1) 樣本內參數之估計結果，而表 4 為以樣本外之觀點，根據避險期間之長短不同所計算出之平均避險比率。可以發現在任何避險期間，避險比率皆小於 1，此與 Ederington(1979), Lindahl(1992), Park and Switzer(1995)等實證研究的結果相同，即不須將現貨的部位進行百分之百的避險，可節省投資人部分之避險成本。在避險期間為 40 天以後，避險比率大於 1，此可能是避險間的拉長，對市場走勢的不確定導致避險比率的增加。

表 5 以樣本外之觀點在不同避險工具與避險模型下，根據避險期間之長短不同，利用估計期間所計算出之避險比率，以移動視窗之技術計算避險績效指數(HEI)。

<sup>5</sup> Chan and Maheu(2002)將跳躍個數設定為 20 個，然而本研究發現跳躍個數設定為 5 個與 20 個所估計出的參數差異不大，且 Ball and Torous(1985b)提到跳躍個數設定為 10 個或更小，可達到估計的精確度。

表 3 GARJI ( 1,1 ) 模型與 GARCH ( 1,1 ) 模型之估計結果

股價指數			指數期貨		
	GARCH(1,1)	GARJI(1,1)		GARCH(1,1)	GARJI(1,1)
$\mu$	0.0596125558	0.006555999	$\mu$	0.0525134069	0.016582730
$\omega$	0.1535569029***	0.025021605*	$\omega$	0.1421047367***	0.036956886***
$\alpha$	0.1240878679***	0.006011164	$\alpha$	0.1200990147***	0.016919579***
$\beta$	0.7797068596***	0.96264794***	$\beta$	0.8028983884***	0.938989628***
$\eta_0$		-1.184255020***	$\eta_0$		-1.259485658***
$\zeta_0$		0.467612320**	$\zeta_0$		0.498464086*
$\lambda_0$		0.010170361***	$\lambda_0$		0.013412362**
$\rho$		0.998172466***	$\rho$		0.981743989***
$\gamma$		0.512368610***	$\gamma$		0.537985281***
Q (15)	15.0662	12.8655	Q (10)	17.7982	16.4558
Q <sup>2</sup> (15)	22.7321	21.7047	Q <sup>2</sup> (10)	28.4966	18.6092
Q $_{\xi_t}$ (15)		30.3355	Q $_{\xi_t}$ (15)		30.6420
SC	3219.79644	3126.46151	SC	3338.45971	3245.55043
LR-test	93.334929***		LR-test	92.909273***	
概似函 數值	-1592.628830	-1545.961366	概似函 數值	-1605.505828	-1651.960465

附註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

2. 模型設定：

$$\text{GARJI}(1,1) : R_t = \mu + \varepsilon_{1,t} + \varepsilon_{2,t}, \quad \varepsilon_{1,t} = \sqrt{h_t} z_t, \quad z_t \sim \text{NID}(0,1),$$

$$\varepsilon_{2,t} = \sum_{k=1}^{n_t} \pi_{t,k} - \theta \lambda_t$$

其中  $\pi_{t,k} \sim N(\eta_0, \zeta_0)$ ,  $\lambda_t = \lambda_0 + \rho_1 \lambda_{t-1} + \gamma_1 \xi_{t-1}$ ,  $h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$

$$\text{GARCH}(1,1) : R_t = \mu + \varepsilon_{1,t}, \quad \varepsilon_{1,t} = \sqrt{h_t} z_t, \quad z_t \sim \text{NID}(0,1), \quad h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

3. SC 為 Schwarz Criterion(1978)。

表 4 在不同模型下之平均避險比率

避險期間	OLS	GARCH ( 1,1 )	GARJI ( 1,1 )
10 天	0.944616	0.955138	0.941067
20 天	0.947935	0.952615	0.945168
30 天	0.951569	0.954487	0.954943
50 天	0.956606	0.959963	0.973931

## Time-Series of DownJones Stock Index

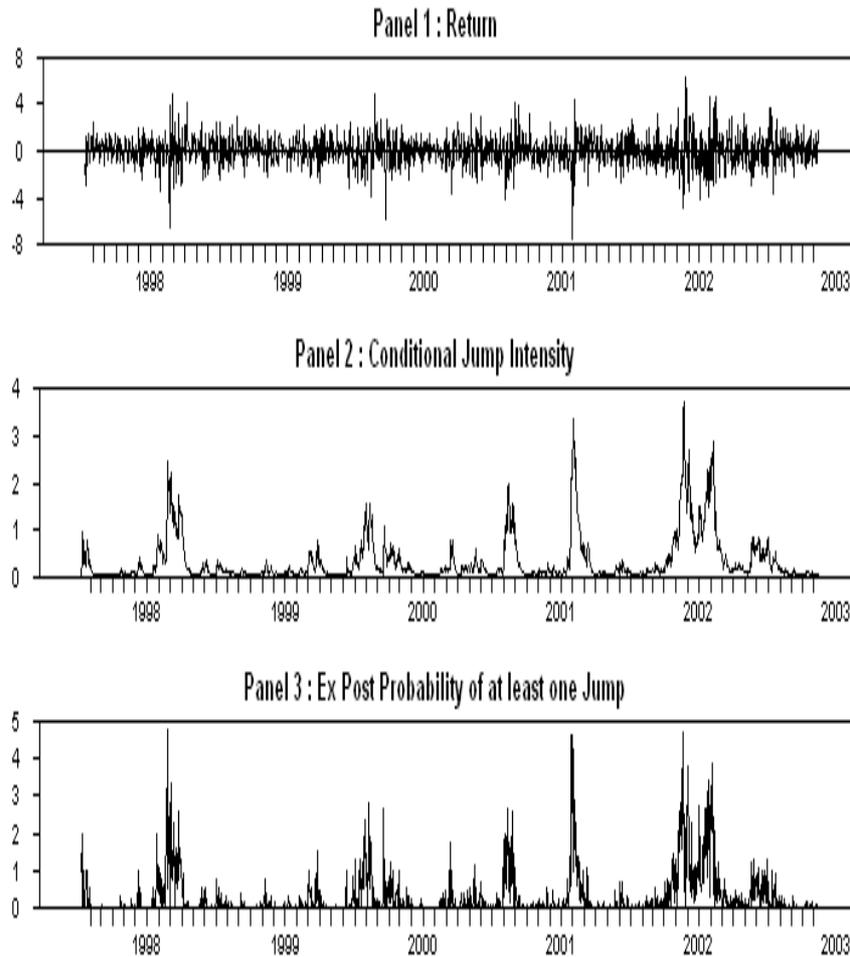


圖 3 具時間變異的條件跳動強度

表 5 在不同模型下之避險績效指數(HEI)

避險期間	OLS	GARCH ( 1,1 )	GARJI ( 1,1 )
10 天	0.9516	0.96292	0.95923
20 天	0.9607	0.96505	0.96159
30 天	0.9645	0.96717	0.96599
50 天	0.9663	0.96982	0.96840

由此實證結果可以發現：GARCH 模型之避險績效顯著優於 GARJI 模型及 OLS 模型，顯示不受跳躍的因素之影響，此點可能因為美國股市相對完整健全，且市場較具效率。而不論採用何種計量模型，避險期間對於避險績效之影響皆具有正向關係，亦即避險期間愈長，避險績效愈佳，此與 Ederington(1979), Figlewski(1984), Lindahl(1992)所得

到之研究結論相似，主要因素為避險績效的高低由避險投資組合之變異數減少之程度所決定。隱含  $Var(R_{hp})$  減少之程度主要受避險比率與現貨期貨之共變異數大小所決定，亦即期貨報酬與現貨報酬之相關度愈高，則避險比率愈高，避險績效因而將上升，短期間現貨市場與期貨市場之相關性較小；但長期而言，現貨與期貨間存在著共整合關係 (Ghosh, 1993)，相關係數很高，所以避險期間的長短，將決定現貨與期貨的相關度，進而影響避險績效。因此本實證結果可由兩方面解釋：第一、理論上，隨著避險期間的增長，由於期貨與現貨之相關係數隨之增加，避險績效也應隨之提高。第二、從實務上操作而言，由於空頭避險在期貨與現貨波動方向相同時才是有效的避險策略，但短時間內期貨與現貨之波動方向不完全相同，甚至會相反，空頭避險反而會擴大損失而失去避險之目的。但以長時間來看，由於期貨與現貨之相關性非常高，空頭避險策略可以有效的控制風險，避險績效當然也較好。故以股價指數期貨作為避險標的時，應以長天期避險策略提高避險績效。(如圖 4 所示)

## 伍、結論與建議

期貨交易在經濟活動或財金領域，有其卓越之貢獻與必要性。由於其具有避險與價格發現之功能，遂促成商業與金融活動之興盛；亦因其之投機功能，使避險者得以藉由期貨市場轉嫁風險。而隨著全球化金融體系的拓展，投資組合亦隨之多樣化，對投資者而言，在追求高報酬的前提下如何有效降低投資組合風險是相當重要的課題。期貨在商品市場與金融市場是相當重要的避險工具，如何妥適的設計並有效利用期貨契約規避市場現貨價格變動之衝擊，對投資人在保持收益方面具有關鍵的影響力。

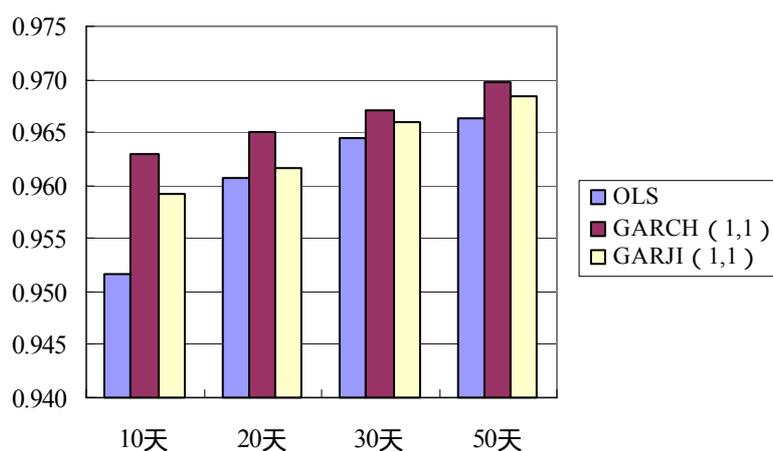


圖 4 不同模型下道瓊工業指數期貨避險績效之比較

本文利用 OLS、GARCH(1,1) 及 GARJI(1,1) 等，資料採自 1998 年 1 月 2 日到 2003 年 7 月 25 日之道瓊工業股價指數期貨，探討在空頭避險下之避險績效，並以移動視窗之方法利用樣本內所估計之避險比率，分析樣本外避險期間之長短對於避險績效之影響。

實證結果發現，長天期的避險策略可獲得較佳的避險績效，此結論與國內外相關文獻所得到的結論大致相同。本研究與其他相關研究不同之處在於同時探討應用 OLS 模型、GARJI 模型及 GARCH 模型進行短天期和長天期之避險績效差異性，由於美國股市較健全且具效率性，即使短天期之避險策略亦可不須考慮價格跳躍之因素。儘管避險模型不同，但不論採用何種避險模型進行現貨部位之避險，皆能大幅地降低持有現貨之風險，實證顯示股價指數期貨契約為一良好的避險工具。

## 參考文獻

1. 王麗妙(1999),「以跳躍 - 擴散模型評價單一型認購權證之實證研究」,高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。
2. 江文強(1997),「股價指數期貨避險效果之研究」,交通大學管理科學研究所碩士論文。
3. 余尚武 賴昌作(2001),「股價指數期貨之避險比率與避險效益」,管理研究學報, p.1-31
4. 林義祥(1998),「各計量模型之避險績效比較-開放型共同基金運用摩根史坦利台股指數期貨」,淡江大學金融研究所碩士論文。
5. 黃景明(2001),「台灣股價指數期貨最適避險策略之研究」,淡江大學財務金融學系研究所碩士論文。
6. 鄭秉穆(1998),「股價指數期貨市場上的動態避險策略研究」,清華大學統計學研究所碩士論文。
7. 魏志良(2001),「國際股價指數期貨與現貨直接避險策略之研究」,淡江大學財務金融學系研究所碩士論文。
8. 叢宏文(1998),「日經股價指數期貨避險效果之實證研究 GARCH 模型之應用」,證券暨期貨管理, 16:7, 1-23 頁。
9. Baillie, R. T. and R. J. Myers(1991), “Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 6, 109-124.
10. Bates, D. S.(1991), “The Crash of '87: Was it Expected? The Evidence from the Options Markets”, *Journal of Finance*. 46: 1009-1044.
11. Black, F. and M. Scholes(1974), “From Theory to a New Financial Product”, *The Journal of Finance*, Vol.29, p.399.
12. Bollerslev, T.(1986), “Generalized autoregressive heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
13. Chahal, M. S. and J. Wang(1997), “Jump Diffusion Processes and Emerging Bond and Stock Markets: An Investigation Using Daily Data”, *Multinational Finance Journal*, Vol.1, p.169-98
14. Chan, W. H. and J. M. Maheu(2002), “Conditional Jump Dynamics in Stock Market Return”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3): 377-389.
15. Chernov, M., A. R. Gallant, E. Ghysels and G. Tauchen(1999), “A New Class of Stochastic Volatility Models With Jumps: Theory and Estimation”, working paper, CIRANO.
16. Das, S. R.(1998), “Poisson-Gaussian Processes and the Bond Market”, Working Paper 6631, National Bureau of Economic Research.
17. Das, S. R.(2002), “The Surprise Element: Jumps in Interest Rates”, *Journal of Econometrics*, 106: 27-65.
18. Ederington, L. H.(1979), “The Hedging Performance of The New Futures Markets”, *The Journal of Finance*, No1, March.

19. Engle, R. F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), p.987-1007
20. Fama, E. F.(1976), “Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates”, *Journal of Financial Economics*, 3(4), p.361-77
21. Fama, E. F.(1965), “The Behavior of stock prices”, *Journal of Business*, 38, pp34-105.
22. Figlewski, S.(1984), “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures”, *Journal of Finance*, Vol. 39(3), 657-669.
23. Fortune, P.(1999), “Are Stock Returns Different Over Weekends? A Jump Diffusion Analysis of the Weekend Effect”, *New England Economic Review*, September/October, 3-19.
24. Ghosh, A.(1993), “Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model”, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13(7), 743-752.
25. Ghosh, A.(1993), “Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices”, *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13(2), 193-198.
26. Holmes, P.(1996), “Stock Index Futures Hedging: Hedge Ratio Estimation, Duration Effects, Expiration Effects and Hedge Ratio Stability”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 23(1), 63-77.
27. Johnson, L.(1960), “The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures”, *Review of Economic Studies*, Vol. 27, 139-151.
28. Jorion, P.(1988), “On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets”, *The Review of Financial Studies*. 1(4): 427-445.
29. Kroner, F. K. and S. Jahangir(1993), “Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 4, 535-551.
30. Koutmos, G. and A. Pericli(1999), “Hedging GNMA Mortgage-Backed Securities with T-Note Futures: Dynamic versus Static Hedging”, *Real Estate Economics*, Vol. 27(2), 335-363.
31. Lien, D. and Y. K. Tse(1999), “Fractional Cointegration and Futures Hedging”, *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No.4, pp457-474.
32. Lindahl, M.(1992), “Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures : Duration and Expiration Effects”, *The Journal of Futures Markets*, 33-51.
33. Louis, G. and L. Greg(1997), “The Benefits of Dynamically Hedging the Toronto 35 Stock Index”, *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Vol. 14(1), 69-78.
34. Markowitz, H.(1952), “Portfolio Selection”, *Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
35. Maheu, M. J. and H. T. McCurdy(2004), “New Arrival, Jump Dynamics and Volatility Components for Individual Stock Returns”, *Journal of Finance*, 59(2): 755 – 793.
36. Mandelbrot, B.(1963), “The Variation of Certain Speculative Prices”, *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.

37. Mandelbrot, B.(1967), “The Variation of Some Other Speculative Price”, *Journal of Business*, 40, pp. 393-413.
38. Park, T. H. and L. N. Switzer(1995), “Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Future: A Note”, *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, 61-67.
39. Sally C. Y. and L. G. Gerard(2000), “Comparing Trading Performance of the Constant and Dynamic Hedge Models: A Note”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 14, 155-160.
40. Sephton, P. S.(1993), “Hedging Wheat and Canola at the Winnipeg Commodity Exchange”, *Applied Financial Economics*, Vol.3, p.67-73
41. Sephton, P. S.(1993), “Optimal Hedge Ratios at the Winnipeg Commodity Exchange”, *The Canadian Journal of Economics*, Vol.26, p.175-94
42. Stein, J. L.(1961), “The simultaneous determination of spot and futures prices”, *American Economic Review*, Vol. 51, 1012-1025.