

# TAIFEX 與 MSCI 台股指數期貨與現貨直接 避險策略之研究

## THE RESEARCH OF DIRECT HEDGING STRATEGIES FOR TAIFEX AND MSCI STOCK INDEX FUTURES

邱建良 魏志良 吳佩珊

淡江大學金融研究所

邱哲修

實踐大學財務金融學系

Chiu, Chien-Liang Wei, Chih-Liang Wu, Pei-Shan

*TamKang University, Graduate Institute of Money, Banking and Finance*

Chiou, Jer-Shiou

*Department of Finance and Banking Shih Chien University*

### 摘 要

本研究以 TAIFEX 與 MSCI 兩種台股指數期貨來規避其股價指數現貨之風險。運用 OLS 模型、誤差修正模型、單變量 GARCH(1,1)、雙變量 GARCH(1,1)與卡爾曼濾淨器等避險模型來估計避險比率，並比較兩種避險工具在不同模型下之避險效果，以尋求最適的避險工具供投資大眾參考。

實證結果發現兩種台股指數期貨與現貨之時間序列資料並非呈常態分配，且其水準項具有單根的性質，而經一階差分之後（差分項）則皆成為定態數列。此外，兩種台股指數現貨及期貨間皆存在共整合關係，此乃表示其現貨與期貨間存在有長期均衡關係。樣本外的避險效果比較則說明兩種避險工具在單變量 GARCH(1,1)模型下可得到最佳的避險效果，且發現不論在各類模型下，MSCI 摩根台股指數期貨之避險效果皆較 TAIFEX 台股指數期貨為佳。

**關鍵字：**避險、股價指數期貨、誤差修正模型、卡爾曼濾淨器、GARCH 模型

### ABSTRACT

This paper considers hedge and basis simultaneously to investigate MSCI Taiwan

Index futures and TAIFEX Stock Index futures, and we compare which is appropriate to hedge the Taiwan stock Index. It compares the hedging effectiveness in ECM model, univariate GARCH, bivariate GARCH model and Kalman filter model. The main empirical results are as follows, we find the significance of unit roots and thus the non-stationary of the price series, so price series should be differenced to induce stationary. We also find evidence of cointegration between spot and futures prices. In the out-of-sample comparison, The univariate GARCH model outperforms all other hedging models, and TAIFEX Stock Index futures is the best instrument to hedge the Taiwan stock Index.

**Key words :** Hedge, Index Futures, Error Correction Model, Kalman Filter, GARCH

## 壹、前言

自 1982 年 2 月堪薩斯期貨交易所 (Kansas City Board of Trade, KCBT) 率先推出價值線綜合股價指數 (Value-line Stock Index) 期貨以來, 使股價指數期貨直接成為避險工具, 而不必藉由不同標的物之期貨契約來從事交叉避險, 避險效果因而大幅提升。依據 Harry M. Markowitz 所提之投資組合理論, 投資組合風險中的變異數風險 (非系統性風險) 可藉由多角化投資 (diversification) 來規避, 但系統性風險唯有透過期貨契約來規避, 以基差風險取代價格風險, 將風險移轉給投機者, 因此, 以期貨來規避現貨價格變動的風險是期貨的主要功能之一。

在期貨避險交易中, 避險者對於避險比率 (hedge ratio) 的決定, 更攸關整個避險過程之績效表現, 於是在討論避險策略的文獻中, 學者關注的焦點多在於如何適當估計避險比率。其中多以最小變異數避險理論為基礎, 搭配最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 來推估

最適避險比率。然而在傳統計量經濟模型中, 一般均是假設殘差項變異數為固定不變以進行推論與研究; 但實際上, 許多財務或其他高頻率的資料, 常發現其數列的波動有叢聚 (cluster) 的情形, 即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, 如 Engle (1982) and Bollerslev (1986) 就發展出自我迴歸條件變異數模型 (ARCH) 與一般化自我迴歸條件變異數模型 (GARCH)。因此本文將利用新的計量方法, 以動態調整的技術來推估避險比率, 並進一步衡量其避險績效。

台灣股票市場近年來漸為國際投資機構青睞, 對資本市場的投資者而言, 期貨是相當重要的避險工具。自 1997 年 8 月 1 日新加坡上市的「MSCI 摩根台股指數期貨」, 1998 年 7 月 21 日正式推出本土期貨商品「TAIFEX 台灣加權股價指數期貨」, 其中 SIMEX 摩根台股指數期貨的標的物為臺灣本土的 77 種上市公司股價所編成的股價指數, 而 TAIFEX 台股指數期貨的標的物則由臺灣幾乎全部上市公司所編成的股價指數。由於指數的編製方法及樣本股票不同, 其走勢及

風險特性也不盡相同，然而就投資人或基金經理人而言，選擇一適當的指數作為參考的指標實為一相當重要的課題。因此本文希望藉由兩者期貨工具的討論比較，了解投資人在面對各式各樣的台股指數、投資組合時，如何選取一個相對而言適當的投資組合當作避險工具以作為其投資避險參考的依據。

本研究係站在目前擁有股票投資人之立場，因擔心股價下跌而採取賣出期貨避險之空頭避險策略，在假設不考慮匯率風險與交易成本的前提下，分別討論以 TAIFEX 及 MSCI 兩種台股指數期貨來規避其股價指數現貨之風險。本研究擬採 OLS 模型、誤差修正模型、單變量 GARCH(1,1)、雙變量 GARCH(1,1) 與經卡爾曼濾淨器等避險模型應用於股價指數現貨與期貨上，以求得在風險極小化目標 (risk minimization) 下之最適避險比率，再進一步採用移動視窗 (moving window) 之技術於各模型上，檢視是否能提昇避險效果，並比較各模型下不同避險工具的避險績效，以提供投資者對台股市場避險策略的參考。本文共分為四個部分，第一部份為前言，第二部份為文獻探討，第三部份為資料描述與實證模型，第四部份為實證結果及分析，第五部份為結論。

## 貳、文獻探討

股價指數期貨是定義於股價指數的期貨契約，因此，契約之交易標的物為股價指數，而非個別股票；而股價指數 (stock index) 是指由多種股票之價格依

照某種計算方式所獲得之股票價值之指標。故股價指數會隨選樣、計算方式及基期之選定而有所不同。

期貨市場通常具有價格發現、避險及投機三大功能，而避險則是期貨交易的最主要功能。Working (1953) 即指出，期貨市場之所以成功，乃奠基於避險需求。而 Gray and Rutledge (1971) 依據避險目的之不同，將避險理論分為四種：風險消除 (risk elimination)、利潤極大化 (profit maximization)、風險降低 (risk reduction) 及投資組合法 (portfolio approach)。Ederington (1979) 更依避險理論演進之分類方式，認為期貨之避險理論可區分成三種：傳統避險理論、選擇性避險理論、最小變異避險理論。由於傳統避險策略偏離實際市場狀況，而選擇性避險策略參雜了投機動機，及財務上之假設一般理性投資者之避險目的為追求風險極小或為降低風險，因而相關避險文獻大多利用最小變異避險策略進行實證分析。例如 Cecchetti et al. (1988) 即在風險極小化及預期效用極大化下，以現貨及期貨價格變動之動態聯合分配，來估計最適的期貨避險。Junkus and Lee (1985) 則針對利潤極大化、消除風險、風險極小化與效用極大化等四種避險策略進行實證分析。

在利用各種模型來討論避險績效上，學者所得之結論差異頗大，如 Holmes et al. (1996) 利用傳統 OLS、ECM 及 GARCH 三種模型，來探討 FTSE-100 股價指數期貨自 1984 年 6 月至 1992 年 6 月之避險效果，得到傳統 OLS 所估計之避險比率，其避險效果比其他複雜之數量方法好。Kroner and Sultan (1993) 在

## 股價指數期貨簡介

商品名稱	交易所	契約內容	交割月份	報價單位	最小變動單位	每日價格限制
摩根台股指數期貨	SGX-DT	摩根台股指數 × US \$ 100	3, 6, 9, 12 月另加兩個最近連續月份	美元/點	0.1 點 (10 美元)	7%
台股指數期貨	TAIFEX	台股加權指數 × NT \$ 200	交易當月起連續兩個月份, 另加 3、6、9、12 月中 3 個接續的季月, 總共 5 個月份	台幣/點	1 點 (NT \$ 200)	7%

風險極小化之前提下, 以外匯期貨進行現貨避險, 比較天真模型 (naive model) 傳統 OLS 模型、OLS 共整合模型 (OLS-CI) 及雙變量 GARCH(1,1) 模型之避險績效, 得到不論在變異數或在效用的比較基礎下, 雙變量 GARCH(1,1) 模型之避險績效皆比其他三者佳。Koutmos and Pericli (1999) 則利用交叉避險比較動態誤差修正 GARCH 模型 (EC-GARCH) 與傳統迴歸靜態避險模型比較樣本內及樣本外的避險績效, 得到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之結論。Ferguson and Leistikow (1999) 則解釋了為何要利用考慮持有成本之修正迴歸模型 (Modified Regression Method, MRM) 取代傳統迴歸模型 (Traditional Regression Method, TRM) 作最適避險比率之估算; 同時比較 MRM 與 ECM 求出之避險比率的差異, 並分析資料誤差對二者之影響。得到修正迴歸模型之避險績效顯著優於傳統迴歸模型。而 Yeh and Gannon (2000) 則在在考慮交易成本的情況之下, 運用動態避險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。

就國內文獻方面, 張峻銘 (2000) 以 Johnson 最小變異數的策略, 來比較 OLS、GARCH、EGARCH 及 ECM 等四種模型之避險效果, 並針對避險比率加以探討。王呈晃 (1999) 則採用 naive (天真模型)、OLS (簡單迴歸模型)、ECM (誤差修正模型)、單變量 GARCH 模型、二次 GARCH 模型及 TFARMA (ARIMA 轉換模型) 等不同模型、不同的資料頻率來探討風險極小化下之避險問題。林茂南 (1999) 則比較直接避險模型 (包括傳統 OLS 模型、誤差修正模型、雙變量 GARCH(1,1) 模型) 以及二階段避險模型和卡爾曼濾淨器避險模型之避險績效。溫曜誌 (1998) 運用摩根台股指數期貨分別對摩根台股指數及台灣加權股價指數作避險, 比較傳統 OLS 模型、誤差修正模型及雙變量 GARCH 模型之避險效果。

由於過去很多研究都以平均 - 變異數為準則, 以 OLS 估計最適避險比率, 卻常因現貨價格與期貨價格存在自我相關問題, 致使所估計出之最適避險比率及避險績效可能不正確。且傳統之計量經濟模型, 一般均是假設殘差項變異數為固定不變, 進行避險比率的推論與研

究，但實際上，許多財務或其他高頻率的資料，常發現其數列的波動有叢聚 (cluster) 的情形，即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。此外，傳統避險理論採取的是完全避險策略，後來有多位學者提出其他動態避險策略，並指出傳統避險策略未必能提供投資人較佳的避險效果，動態性的避險模型是較適切，如 Figlewski (1984)、Cecchetti et al. (1988)、Gagnon and Lypny (1997)、Yeh and Gannon (2000)。因此本文將以五種不同的避險模型估計避險比率，並加入動態避險的觀念，來比較模型間的避險效果，以決定最適避險模型與避險策略，提供給投資人做參考。

## 參、資料描述與實證模型

### 一、資料來源與處理

本文以台灣的股票市場為研究對象，利用 MSCI 與 TAIFEX 兩種台股指數期貨來規避其股價指數現貨之風險。實證研究所須之相關資料，包括 SIMEX 摩根台指現貨與期貨、TAIFEX 台指現貨與期貨，皆取自 Bloomberg 資料庫。資料型態為日資料，取樣期間為 1998 年 7 月 21 日到 2001 年 11 月 30 日。在處理資料時，若當日沒有交易時，則將當日的資料予以剔除。本文並將每日股價指數及其每日期貨指數，以自然對數差分形式轉換為日報酬率，故第  $t$  期的股價現貨與期貨的變報酬率定義為：

$$\Delta R_t = (\ln R_t - \ln R_{t-1}) \times 100 \quad (1)$$

其中， $\Delta R_t$  為第  $t$  期股價指數現貨或期貨的日報酬率，

$R_t$  為第  $t$  期的股價指數現貨或期貨收盤價，

$R_{t-1}$  為第  $t-1$  期股價指數現貨或期貨的日報酬率，

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

### 二、各避險模型說明

#### (一) 傳統 (OLS) 避險模型

根據 Witt and Martin (1987) 所提出 OLS 報酬率避險模型以估計最小變異避險比率。其模型如下所示：

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， $S_t, F_t$  為現貨及期貨之價格資料取對數

$\Delta S_t, \Delta F_t$  為現貨及期貨之報酬率

$\alpha$  為模型中之截距項

$\beta$  為模型中之斜率項 (避險比率)

$\varepsilon_t$  為模型中之隨機干擾項

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(2)式之  $\beta$  一階微分，並令方程式為零，即得到最小變異避險比率  $\beta^*$  為：

$$\beta^* = \frac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)} \quad (3)$$

#### (二) 誤差修正 (ECM) 避險模型

Nelson and Plosser (1982) 認為大多

數的經濟變數皆具非定態之特性，代表這些變數之基本統計特質會隨時間而異動，故於實證分析時，為了避免假性迴歸，一般皆以差分後之定態序列進行分析。由於經濟變數之時間序列資料經差分後會喪失資料本身之長期重要訊息，僅留下短期資訊，因此 Engle and Granger (1987) 提出共整合概念，以解決差分缺失。二位學者指出，當兩經濟變數間存在共整合關係時，即使在短期受到一些因素影響而偏離或個別經濟變數依循隨機漫步過程演進，但在長期下終究會趨於均衡狀態。因此將長期均衡關係納入考慮，即可建構利用指數期貨避險之誤差修正模型，如下：

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \mu_{t-1} + \hat{b} \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $S_t, F_t$  為現貨及期貨之價格資料取對數

$\Delta S_t, \Delta F_t$  為現貨及期貨之報酬率

$\mu_{t-1}$  為誤差修正項

$\alpha_0$  為截距項

$\alpha_1$  為誤差修正係數， $\alpha_1 \neq 0$

$\delta_i, \theta_j$  為模型參數

$\varepsilon_t$  為隨機干擾項，服從白噪音

$\hat{b}$  估計係數即為最適避險比率

### (三) 單變量 GARCH(1,1) 避險模型

傳統之 OLS 模型，乃建構在殘差項變異數具齊質性之條件下，進行推論與研究。但實際上，許多財務或其他高頻

率的資料，資料並不是呈現常態分配，而是具有偏態 (skewness) 及峰態 (kurtosis) 的特性，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，這些均可能是由 ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) 效果引起的，與財務上著名的「波動性叢聚」之現象相一致。Bollerslev (1986) 提出一般化自我迴歸條件變異數 (generalized ARCH) 模型，此模型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。由於在財務時間序列方面，皆普遍認為該條件變異數為一種 ARMA(1,1) 模型，因此本研究根據 Holmes and Antoniou (1996) 所採用之單變量 GARCH(1,1) 避險模型，表示如下：

$$\Delta S_t = a + b \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

其中， $S_t, F_t$  為現貨及期貨之價格資料取對數

$\Delta S_t, \Delta F_t$  為現貨及期貨之報酬率

$a$  為截距項

$b$  為斜率項，  
即為最適避險比率

上式經最大似法 (MLE) 即可得出避險比率 ( $b^*$ )。

### (四) 雙變量 GARCH(1,1)

雙變量 GARCH 模型必須在現貨與期貨間存在著雙變量聯合常態機率分配之前提下應用，它具有期貨與現貨的雙

變量分配的前兩個條件動差 (conditional moments)，而為了考慮共整合性，在 mean equation 導入誤差修正項 ( $S_{t-1} - \gamma F_{t-1}$ )，如 Engle and Granger (1987) 所提之雙變量殘差修正模型。又 Park and Switzer (1995) 曾提出，當現貨價格與期貨價格之聯合機率分配會隨時間的改變而產生不同的變異時，其避險比率應為一動態型式，能透過雙變量 GARCH 模型求取該動態避險比率。為了考慮到隨時間變動的變異數與共變異數，將第二動差以固定相關係數的雙變量 GARCH(1,1) 參數化，故現貨與期貨間的雙變量 GARCH(1,1) 避險模型可表示如下：

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \alpha_1(S_{t-1} - \gamma F_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (7)$$

$$\Delta F_t = \beta_0 + \beta_1(S_{t-1} - \gamma F_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{s,t} & 0 \\ 0 & h_{f,t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$h_{s,t}^2 = c_s + a_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_s h_{s,t-1}^2 \quad (10)$$

$$h_{f,t}^2 = c_f + a_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_f h_{f,t-1}^2 \quad (11)$$

其中， $S_t, F_t$  為現貨及期貨之價格資料取對數

$\Delta S_t, \Delta F_t$  為現貨及期貨之報酬率

$\Omega_{t-1}$  為 t-1 時的資訊集合

$H_t$  為第 t 期的共變異數矩陣

$S_{t-1} - \gamma F_{t-1}$  為誤差修正項

$\rho$  為固定的相關係數

藉上述模型，可利用最大概似法 (MLE) 求出動態避險比率 ( $b_t^*$ ):

$$b_t^* = \frac{h_{sf,t}}{h_{f,t}^2} \quad (12)$$

其條件共變異數及條件變異數 ( $h_{sf,t}, h_{f,t}^2$ ) 會隨著每期新資訊的揭露而變化，用其所估計之避險比率也會隨時間而變動。

(五) 卡爾曼濾淨器 (Kalman filter) 避險模型

本研究為改進恆常參數線性模式 (constant parameter linear model) 在描述現貨與期貨關聯性之誤差，並進一步捕捉指數現貨與指數期貨間之動態關聯性，乃引進卡爾曼濾淨器 (Kalman filter) 模型，希望對指數現貨與指數期貨間之關係作一最適當的描述，以期增加避險績效。

卡爾曼濾淨器模型為一種動態系統的預測方式，能針對狀態變數 (state variable) 之發展過程提供一種評估方式。在動態系統中，狀態變數是無法直接地被估計，因為變數間多半存在著隨機干擾項，故需藉由卡爾曼濾淨器來估計動態系統中的狀態變數。卡爾曼濾淨器所使用的估計技術為引進一些新的訊息及預測誤差，目的在最小化狀態變數之估計誤差，所以在估計狀態變數時需由干擾項開始。若不考慮外生變數，則

現貨與期貨動態關聯性可利用卡爾曼濾淨器模型的狀態空間表示式來構建，其中觀測方程式 (observation equation) 為：

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= \alpha_t + \beta_t \Delta F_t + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (13)$$

其中， $S_t, F_t$  為現貨及期貨之價格資料取對數， $\Delta S_t, \Delta F_t$  為現貨及期貨之報酬率。

狀態方程式 (state equation) 設為隨機型態：

$$\begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \beta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_{\alpha t} \\ \xi_{\beta t} \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} \xi_{\alpha t} \\ \xi_{\beta t} \end{bmatrix} \sim N(0, \xi_t^2) \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \xi_t \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & Q \end{bmatrix}\right)$$

$\xi_t$  為一般隨機干擾值，且符合通常態機率分配， $E(\xi_t) = 0$ ， $E(\xi_t \xi_t') = Q$ 。利用卡爾曼濾淨器模型描述指數現貨與指數期貨間動態關係之特色在於變數間關聯係數之動態推移，而為了得到每期最適預測值，必須先給定帶估參數的初始值，將已知的初始值導入，透過適應預期之機制，在預測誤差變異  $P_{t|t-1}$  最底下估計其最適觀察輸出值，如此反覆操作預測下期，便可求得每期的觀察輸出值，再以最大概似估計法求出每期與時變動的參數  $\alpha_t$  與  $\beta_t$ ：

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T \log(S_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(F_t' P_{t|t-1} F_t + \sigma^2) \\ &\quad - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log((S_t - F_t' X_{t|t-1})^2 (F_t' P_{t|t-1} F_t + \sigma^2)^{-1}) \end{aligned} \quad (15)$$

其中  $X_{t|t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{t|t-1} \\ \beta_{t|t-1} \end{bmatrix}$ ， $\beta_{t|t-1}$  為動態的避險比率估計值。

### 三、各種避險模型之避險效果分析

本研究避險績效的衡量，係根據 Park and Switzer (1995) 衡量避險效果的概念，將比較各種不同避險模式與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，減少程度愈大，代表避險效果愈佳。其避險績效計算方式為：

$$HE = \frac{\text{Var}(U) - \text{Var}(H)}{\text{Var}(U)} = \frac{\sigma_u^2 - \sigma_h^2}{\sigma_u^2} \quad (16)$$

其中， $\text{Var}(U)$  表示未避險投資組合的變異數， $\text{Var}(H)$  則表示有避險的投資組合變異數， $HE$  即為衡量在避險狀態下投資組合所減少的變異數百分比。由於本文之避險操作還採用移動視窗的技術，以樣本外的估計方式，對樣本資料進行  $M$  次迴圈計算，故整體資料範圍的樣本外避險效果可由避險績效指數  $HEI$  衡量：

$$HEI = \frac{\sum_{j=1}^M HE^{(j)}}{M} \quad (17)$$

$HEI$  避險績效指數愈高，表示動態避險績效愈佳。

## 肆、實證結果與分析

### 一、基本統計量分析



表 1 股價指數現貨與期貨日報酬率之基本統計量

		平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值	J-B
TAIFEX	$\Delta S_t$	-0.0688	1.8845	0.1149	0.9949	6.3957	-6.7744	36.7547*
	$\Delta F_t$	-0.0715	2.1529	0.0166	1.5328	7.8196	-8.1444	82.8671*
MSCI	$\Delta S_t$	-0.0441	2.0271	0.1238	1.7247	9.1739	-10.3096	110.6962*
	$\Delta F_t$	-0.0426	2.4274	-0.0004	2.5871	10.7585	-12.9301	244.0265*

附註：1. TAIFEX 表示台股指數，MSCI 表示摩根台股指數，其日報酬率皆取百分比單位表示。

2.  $\Delta S_t$  表示股價指數現貨報酬率， $\Delta F_t$  表示股價指數期貨報酬率。

3. \*表示具 1% 的顯著水準。

4. J-B 表示 Jarque – Bera 之常態檢定統計值。  $J-B = T \left[ \frac{\text{skewness}^2}{6} + \frac{(\text{kurtosis} - 3)^2}{24} \right]$

表 1 顯示 MSCI 摩根台指與 TAIFEX 台指之現貨 ( $\Delta S_t$ )、期貨 ( $\Delta F_t$ ) 的報酬率平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、最大值、最小值及 Jarque-Bera 的常態分配檢定統計量。整體來說，MSCI 與 TAIFEX 兩者之現貨、期貨期日報酬率均為負值，此可能與台灣境內政經情勢更形不穩，與遭逢國際性之經濟衰退有關。由於 1997 下半年亞洲發生大規模的金融風暴，亞洲股市嚴重受創，雖然相對之下，台灣金融市場並未在這波以日本為首之燕行理論下受到嚴重影響，但自政府停建核四以來，台灣境內金融市場因國內外許多外在因素而明顯受到影響，因而表現不彰。此外，TAIFEX 台指現貨與期貨之日報酬率標準差較 MSCI 小，此可能與期貨契約的設計有關，由於我國的台股指數係以台灣上市公司加權平均股票指數為投資標的，有別於新加坡摩根台股指數係從代表性之企業所計算之指數為投資標的，故較不易產生現貨市場與期貨市場間之操縱行為，其報酬率之波動性會來得較小。而經由 Jarque-Bera 之常態分配檢定，發現

不論是 TAIFEX 與 MSCI 兩者指數之現貨與期貨皆呈現高狹峰的情形，也就是所謂的「厚尾 (fat tail)」現象，同時經由 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。

此外，本文也利用現貨與期貨的原始時間序列繪成圖形，由圖形中更可發現現貨與期貨之相似性；結果列於圖 1 與圖 2，縱軸代表股價指數，橫軸代表樣本期間；實線部分表示指數期貨的趨勢，虛線部分表示指數現貨的趨勢。

## 二、數列定態與共整合檢定

### (一) 單根檢定

理論上，利用迴歸模型進行避險比率之估計時，必須先對各現貨與期貨的時間序列資料進行單根檢定，以確定資料是否為定態，避免假性迴歸 (spurious regression) 之問題。本文採用一般財務實證文獻中最被廣泛使用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 及 Phillips-Perron

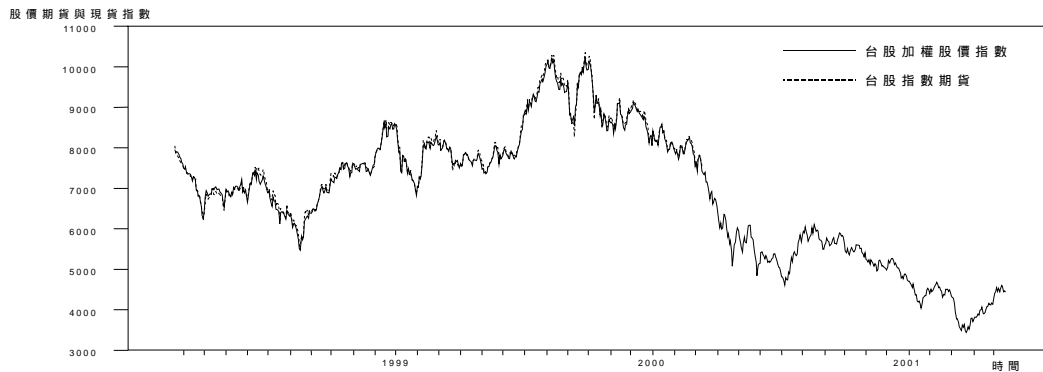


圖 1 TAIFEX 台股指數期貨與現貨趨勢圖

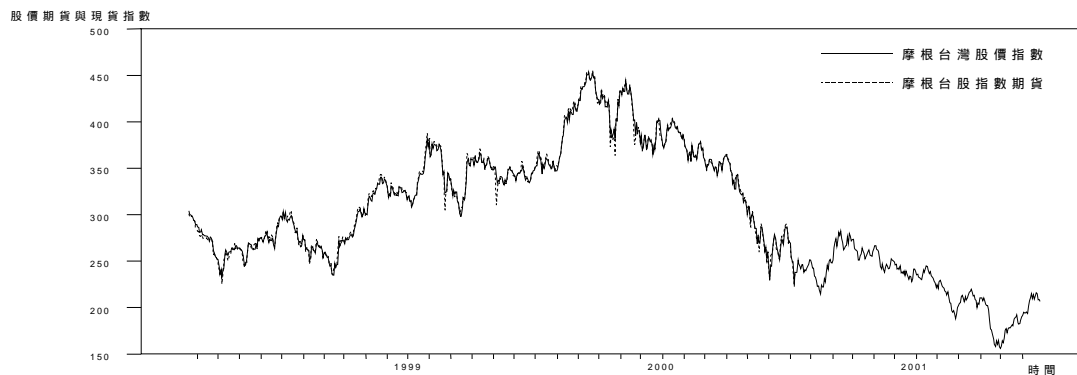


圖 2 MSCI 台股指數期貨與現貨趨勢圖

(PP) 單根檢定法進行檢定。

表二及表三為 TAIFEX 與 MSCI 台股指數現貨與期貨原始時間序列資料進行單根檢定的結果。在僅含常數項的部分，不論是在 ADF 檢定或是 PP 檢定下都存在有單根現象；而在包含常數項與趨勢項的部分，不論是在 ADF 檢定或是 PP 檢定下也都存在有單根現象，而為非定態之時間序列。上述兩種單根檢定模式皆獲致相同之結果，即無法拒絕單根之虛無假設。

由於現貨與期貨原始數列多是呈現

無法拒絕單根的情形，所以將各數列資料進行差分轉換，再繼續進行單根檢定，實證結果亦列於表 2 及表 3 中，在 ADF 與 PP 兩種單根檢定方法下，都在 1% 顯著水準下顯著拒絕單根的虛無假設，顯示這些數列資料皆為  $I(1)$  時間序列，即經一階差分可達定態，符合過去相關文獻的實證結果。

## (二) 最適落差期的選取-AIC準則

經過單根檢定的分析後，得知 TAIFEX 與 MSCI 台股指數現貨與期貨序列資料皆在差分一次後呈定態，具相同



表 2 股價指數現貨時間序列資料之單根檢定

		水準項		差分項	
		含常數項、 時間趨勢項	僅含常數項	含常數項、 時間趨勢項	僅含常數項
TAIFEX	ADF	-1.4857(1)	-0.7247(1)	-26.9513(0)*	-26.9507(0)*
	PP	-1.4201(1)	-0.6738(1)	-26.9512(0)*	-26.9507(0)*
MSCI	ADF	-1.5281(2)	-1.0173(2)	-19.2841(1)*	-19.2679(1)*
	PP	-1.4297(2)	-0.9277(2)	-29.2941(1)*	-29.2825(1)*

附註：1. TAIFEX 表示是台股指數，MSCI 表示是摩根台股指數。

2. \*表示具 1% 的顯著水準。

3. ADF 與 PP 檢定之臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)。

4. 括號代表 AIC 準則所選取的最適落後期數。

表 3 股價指數期貨時間序列資料之單根檢定

		水準項		差分項	
		含常數項、 時間趨勢項	僅含常數項	含常數項、 時間趨勢項	僅含常數項
TAIFEX	ADF	-1.6714(3)	-0.8698(3)	-15.2824(2)*	-15.2714(2)*
	PP	-1.5385(3)	-0.7968(3)	-30.7930(2)*	-30.7913(2)*
MSCI	ADF	-1.5551(1)	-1.0413(1)	-32.0850(0)*	-32.0780(0)*
	PP	-1.6085(1)	-1.1171(1)	-32.0850(0)*	-32.0780(0)*

附註：1. TAIFEX 表示是台股指數，MSCI 表示是摩根台股指數。

2. \*表示具 1% 的顯著水準。

3. ADF 與 PP 檢定之臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)。

4. 括號代表 AIC 準則所選取的最適落後期數。

之共整合級次。在建構誤差修正模型時，首先必須先選取共整合 VAR 中的最適落差期，本文採較一般性的 AIC 作為評估準則，結果列於表 4，表中顯示兩者之最適落後期皆為 2 期。選出最適落後期後，便可針對股價指數現貨及期貨進行誤差修正模型之配置，進而探討該模型之避險績效。

### (三) 共整合檢定

表 5 為檢定股價指數現貨與股價指

數期貨間的共整合關係，檢定結果可應用於估計誤差修正避險模型。

經由共整合檢定，本研究發現不論是 TAIFEX 或 MSCI 其台股指數現貨與期貨之共整合迴歸式中的誤差項皆拒絕有單根的虛無假設，表示兩者之股價指數現貨與股價指數期貨間皆存在長期均衡關係。

### 三、各模型樣本外避險效果比較

表 4 AIC 準則之最適落差期

落差期	TAIFEX	MSCI
1	-15110.94	-14920.03
2	-15208.39*	-14923.88*
3	-15185.27	-14921.26
4	-15168.67	-14910.56
5	-15142.82	-14886.76
6	-15117.77	-14864.25

附註：1. TAIFEX 表示是台股指數，MSCI 表示是摩根台股指數。

2. \*為依據 AIC 準則所選取的最適落後期。

表 5 共整合檢定

	迴歸式誤差項檢定			
	TAIFEX		MSCI	
	ADF	PP	ADF	PP
檢定統計量	-29.0110*	-29.0134*	-29.9884*	-29.9801*

附註：\*表示具 1% 的顯著水準。

由於樣本內的衡量雖具有內在效度，但其假設投資者在避險決策前，對於現貨與期貨價格的未來走勢已有先見之明，在實務上並不能真正執行，故樣本內的避險效果衡量並不恰當，因此本文主要以樣本外技術來進行避險效果的衡量與比較。Benet (1992) 以外匯期貨為實證對象，來探討樣本外與樣本內之避險效果測試，建議採用樣本外 (out of sample) 或是事前 (ex-ante) 的觀點來評估避險效果，應著重於外在效度，對投資者才有意義。

因此本研究亦以樣本外之觀點來評估避險績效，避險期間定為最後十個交易日，其他則定為避險比率估計期間，以利用移動視窗 (moving window) 之技術來分析在不同之避險模型中避險期間

之長短對於避險績效之影響，圖 3 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第一次股價現貨與期貨資料先估計避險比率，然後對避險期間 (即下一個交易日)，實際進行避險，在避險期間期末評估其避險績效，其餘類推。

如此一來，樣本外之實證皆以每期最新資訊來估計下期的避險比率，並利用下一天的實際資料計算樣本外之避險績效，因此在本研究五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。

表 6 為不同避險模式下之避險投資組合變異數與未採任何避險策略下之現貨部位風險的比較，本文以 OLS 避險模

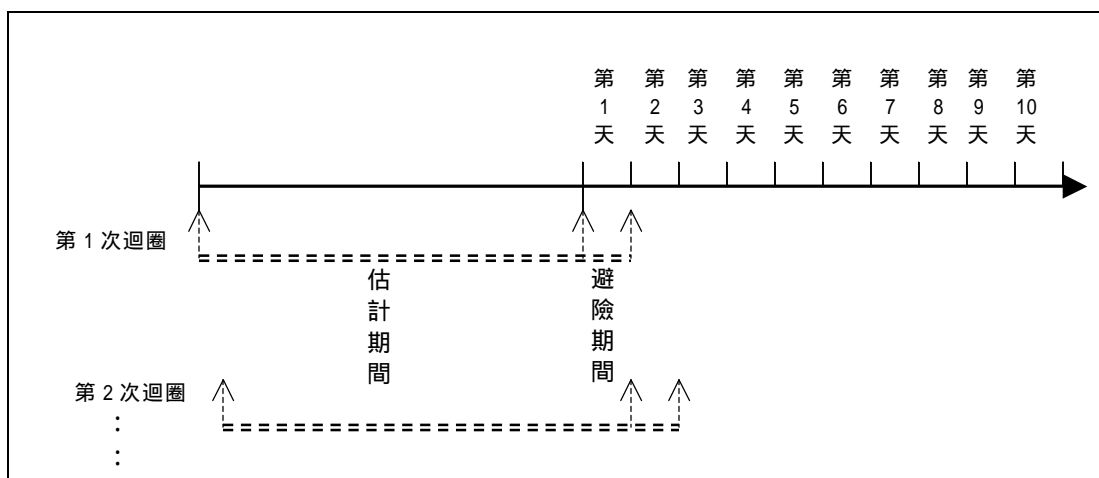


圖 3 估計期間與避險期間之移動視窗方法

型為標竿，比較其與在各模型下風險變異的程度，以更進一步探討傳統避險模型與各模型避險效果的差異。由該表可知，不論是採 TAIFEX 或 MSCI 台股指數期貨對現貨進行直接避險，皆能大幅的降低風險，表示兩者股價指數期貨契約皆為良好的避險工具，其中 OLS 模型下的投資組合變異程度相對於其他模型而言為高，且又以單變量 GARCH(1,1)模型下的投資組合變異數最小。

在避險效果的衡量部分，本研究主要透過式 (16) 與 (17) 式計算，其中由 (16) 式可知，若各模型之  $Var(H)$  即所表示的避險投資組合變異愈小，則避險績效愈高，因此各模型避險績效的衡量最主要的關鍵是  $Var(H)$  大小，由於各模型對於避險比率設定條件不同，其中 OLS 與 Kalman Filter 模型設定殘差項變異數為固定，故其避險比率的估算為非條件限制，而 GARCH 模型因避險比率有條件變異數的設定，其避險比率的計算則為條件式，因此各模型投資組合變

異數  $Var(H)$  與避險效果將因避險比率設定條件的不同而有差異。表 7 顯示比較不同避險模式下之避險效果，實證結果顯示，兩種避險工具在單變量 GARCH(1,1)模型下可得到最佳的避險效果，分別為 89.88% 及 91.83%，而卡爾曼濾淨器之避險效果則最差，分別為 76.90% 及 81.17%，而傳統 OLS 模型避險效果則介於兩者間。理論而言，當改變 OLS 模型避險比率為固定的假設，使其避險比率具有條件變異的特質，其即為 GARCH 模型，但若設定其避險比率具與時變動的性質，則其則轉變為卡爾曼濾淨器，因此 GARCH 模型與卡爾曼濾淨器的避險比率可為傳統 OLS 模型避險比率的特別式，故若 GARCH 模型避險效果優於 OLS 模型與卡爾曼濾淨器，表示 GARCH 模型中避險比率有考慮條件變異數的設定較能提供避險者較佳的避險效果。

此外若以避險工具相比較，則發現不論在各類模型下，MSCI 摩根台股指數

表 6 樣本外不同避險模型下投資組合之平均變異數

避險模式	TAIFEX	MSCI
未避險	3.0451	3.8561
OLS 模型	0.3075	0.4198
誤差修正模型	0.2900	0.3501
單變量 GARCH(1,1)	0.2756	0.2775
雙變量 GARCH(1,1)	0.2819	0.3019
卡爾曼濾淨器	0.6857	0.6391

表 7 樣本外不同避險模型平均避險效果之比較

避險模式	TAIFEX	MSCI
OLS 模型	88.94%	88.06%
誤差修正模型	89.87%	90.64%
單變量 GARCH(1,1)	89.88%	91.83%
雙變量 GARCH(1,1)	89.64%	91.08%
卡爾曼濾淨器	76.90%	81.17%

附註：避險效果為較不避險時變異數減少的百分比， $\frac{\sigma_{\text{no-hedge}}^2 - \sigma_{\text{hedged}}^2}{\sigma_{\text{no-hedge}}^2}$

期貨之避險效果皆較 TAIFEX 台股指數期貨為佳，表示以台灣股票市場避險工具而言，MSCI 摩根台股指數期貨能提供投資人較佳的避險效果，此可能與新加坡國際金融交易所 (SGX-DT) 是最國際化的期貨交易所之一有關，由於 SGX-DT 提供了廣泛的國際期貨商品，地處亞太要衝，可提供高效能市場的所有好處之外並具備無時差的有效環球服務網路，因此資訊傳遞較快，市場互動會較有效率。

## 伍、結論與建議

本研究係站在目前擁有股票投資人之立場，因擔心股價下跌而採取賣出期貨避險之空頭避險策略，在假設不考慮匯率風險與交易成本的前提下，分別討論以 TAIFEX 及 MSCI 兩種台股指數期貨來規避其股價指數現貨之風險。本文利用 OLS 模型、誤差修正模型、單變量 GARCH(1,1)、雙變量 GARCH(1,1) 及卡爾曼濾淨器等模型研究以 TAIFEX 與 MSCI 兩種台股指數期貨規避台股指數現貨之避險效果，並比較此兩種避險工具在各模型之避險績效。根據實證結果，本研究發現 TAIFEX 與 MSCI 兩種股價指數現貨及股價指數期貨之時間序列

資料並非呈常態分配，且其股價指數現貨及期貨之時間序列資料皆為 I(1) 序列。此外，結果顯示 TAIFEX 與 MSCI 兩種股價指數現貨及股價指數期貨間存在共整合關係，此乃表示兩種現貨與期貨之間存在有長期均衡關係。

在確定兩種現貨與期貨之間存在有長期均衡關係後，本研究因此進一步探討其避險效果。樣本外的避險效果顯示兩種避險工具在單變量 GARCH(1,1) 模型下可得到最佳的避險效果，此樣本外最佳避險模型之選取與文獻間之差異頗大，可能與所採移動視窗技術及其所採之移動次數有關，因此若增加其次數，應該可獲得較一致的結果。而若以避險工具相比較，則發現不論在各類模型下，MSCI 摩根台股指數期貨之避險效果皆較 TAIFEX 台股指數期貨為佳，表示以台灣股票市場避險工具而言，MSCI 摩根台股指數期貨能提供投資人較佳的避險效果，此可能與新加坡國際金融交易所 (SGX-DT) 是世界上最國際化的期貨交易所之一有關。

## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 張峻銘(2000)，台股指數期貨避險之研究-時間數列模型與技術分析之應用，東海大學管理研究所未出版碩士論文。
2. 林茂南(1999)，股票投資組合運用台指期貨避險策略之研究，銘傳大學金融研究所未出版碩士論文。

3. 王呈晃(1999)，台股指數期貨避險績效之研究，中興大學企業管理研究所未出版碩士論文。
4. 溫曜誌(1998)，以 SIMEX 台股指數期貨規避台灣股價指數風險之研究，政治大學財務管理研究所未出版碩士論文。

### 二、英文部分

1. Benet, B. A. (1992). Hedging period length and ex-ante futures hedging effectiveness: The case of foreign exchange risk cross hedges. Journal of Futures Markets, 12, 163-175.
2. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-28.
3. Cecchetti, S. G., Cumby, R. E., & Figlewski, S. (1988). Estimation of the optimal futures hedge. Review of Economics & Statistics, 70(4), 623-30.
4. Ederington, L. H. (1979). The hedging performance of the new futures markets. Journal of Finance, 34(1), 157-70.
5. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. Econometrica, 50(4), 987-1007.
6. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction representation, estimation and testing. Econometrica, 55(2), 251-276.



7. Ferguson, R., & Leistikow, D. (1999). Futures hedge profit measurement, error-correction model vs. regression approach hedge ratios, and data error effects. Financial Management, 28(4), 118-25.
8. Figlewski, S. (1984). Hedging performance and basis risk in stock index futures. Journal of Finance, 39(3), 657-669.
9. Gagnon L., & Lypny, G. (1997). The benefits of dynamically hedging the Toronto 35 stock index. Canadian Journal of Administrative Sciences, 14(1), 69-78.
10. Gray, R. W., & Rutledge, D. JS. (1971). The economics of commodity futures markets: A survey. Review of Marketing and Agricultural Economics, 39(4), 57-108.
11. Holmes, P., & Antoniou, A. (1996). Futures market efficiency, the unbiasedness hypothesis and variance-bounds tests: The case of the FTSE-100 futures contract. Bulletin of Economic Research, 48(2), 115-28.
12. Junkus, J. C., & Lee, C. F. (1985). Use of three stock index futures in hedging decisions. Journal of Futures Markets, 5(2), 231-237.
13. Koutmos, G., & Pericli, A. (1999). Hedging GNMA mortgage-backed securities with T-Note futures: Dynamic versus static hedging. Real Estate Economics, 27(2), 335-63.
14. Kroner, K. F., & Sultan, J. (1993). Program trading, Non-Program trading and market volatility. University of Arizona Economics Working Paper: 93-2, 14.
15. Nelson, C. R., & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. Journal of Monetary Economics, 10(2), 139-62.
16. Park, T. H., & Switzer, L. N. (1995). Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index future: A note. Journal of Futures Markets, 15, 61-67.
17. Witt, S. F., & Martin, C. A. (1987). Econometric models for forecasting international tourism demand. Journal of Travel Research.
18. Working, H. (1953). Futures trading and hedging. American Economic Review, 43(3), 314-343.
19. Yeh, S. C., & Gannon, G. L. (2000). Comparing trading performance of the constant and dynamic hedge models: A note. Review of Quantitative Finance and Accounting, 4(2), 155-160.

2003年01月07日收稿

2003年01月16日初審

2003年05月27日複審

2003年09月15日接受