商管科技季刊　第十九卷　第二期　民國一〇七年
Commerce & Management Quarterly, Vol.19, No.2, pp.143~167(2018)

股價指數期貨之避險績效

HEDGING EFFECTIVENESS OF STOCK INDEX FUTURES

黃祈華
國立高雄第一科技大學財務金融研究所博士候選人
張簡彰程*
長榮大學財務金融系副教授
高子荃
崑山科技大學財務金融系副教授
高偉舜
閩江學院經濟與管理學院副教授
鄭鈺蓓
南都汽車股份有限公司車輛部資深行政專員

Chi-Hua Huang
Ph. D. Candidate, Department of Finance,
National Kaohsiung First University of Science and Technology

Chang-Cheng Changchien
Associate Professor, Department of Finance,
Chang Jung Christian University

Tzu-Chuan Kao
Associate Professor, Department of Finance,
Kun Shan University

Wei-Shun Kao
Associate Professor, Department of Economics and Management,
Minjiang University

Yu-Bei Zheng
Administrator, Department of vehicle,
Nandumotor corporation

*通訊作者，地址：台南市歸仁區長大路 1 號，電話：(06)2785-1235 轉 2363
E-mail：s121168@ms3.hinet.net

摘要

本文建立具有厚尾分配型態與基差效果的不對稱GARCH模型，同時探討波動不對稱行為、資產條件分配與基差等三者對避險績效的影響性。本文應用F檢定與Hansen（2005）的Superior Predictive Ability（SPA）法來檢定避險模型的績效。本文以新加坡摩根台股股價指數期貨（SIMEX MSCI Taiwan Stock Index Futures, MSCI）為研究對象，實證結果顯示在避險期間為1天時，常態分配下的GARCH模型與其他模型具有相同的避險績效，表示波動不對稱性、厚尾分配與基差三者對於1天期的避險績效並無影響效果。然而在長天期的避險期間，實證結果顯示考慮波動不對稱性、厚尾分配型態與基差能提升避險的績效，其中以考慮Student t分配與不對稱基差的GARCH模型為最佳。

關鍵字：最適避險比率、波動、基差、偏斜一般化 t 分配

ABSTRACT

The purpose of this study is to discuss the asymmetric volatility, basis and conditional fat-tail or skewed distribution which can improve the futures hedging effectiveness of SIMEX MSCI Taiwan Stock Index Futures. This study utilizes the four conditional distributions which are normal distribution, Student t distribution, the generalized error distribution (GED) and the skewed generalized t distribution (SGT), in addition to symmetric and asymmetric basis, also GARCH and GJR models to estimate the assessment of different models to the hedging effectiveness. We perform Hansen (2005) superior predictive ability to test for predictive superiority of our methods over the benchmark model, and find that there is no influence of asymmetric, fat-tail, basis upon the hedging period one day. The findings also find the asymmetric volatility, basis and conditional fat-tail distribution especially the student t distribution and GARCH models of asymmetric basis can improve the hedging effectiveness of stock index futures in long hedging periods.

Keywords: Optimal Hedge Ratio, Volatility, Basis, Skewed Generalized t Distribution

壹、前言

傳統避險策略使用普通最小平方法評估期貨的避險績效（Johnson, 1960；Ederington,1979；Witt & Martin, 1987），但實際上許多財務資料並非呈現常態分配，而是具有高峰厚尾與偏態的特性。此外，殘差變異數亦並非固定不變，而是會隨著時間的經過而改變，亦即財務上著名的「波動叢聚」之現象。由於普通最小平方法假設殘差變異數為固定常數，不符合金融資產具有異質波動的特性（Engle & Ng, 1993；Yaganti & Kamaiah, 2012），因此近期學者常使用可以捕捉條件變異數與時改變的 GARCH 模型（Bollerslev, 1986）估計避險比率，以提升避險的績效。例如 Baillie and Myers（1991）；Myers（1991）；Kroner and Sultan（1993）；Choudhry（2004）；Cathy, Xu, and Wirjanto（2015）等研究顯示 GARCH 模型相對於普通最小平方法為佳。Jonathan（2015）；Walid, Shawkat, and Yoon（2015）；Syed and Perry（2016）；Mehmet, Demirer, Hammoudeh, and Nguyen（2016）；Joshua and Angelia（2016）等發現多變量 GARCH 模型在避險上比傳統的模型為佳。此外，Black（1976）；Christie（1982）；Nelson（1990）；Schwert（1990）皆發現好消息與壞消息對未來股價會引發不對稱性的波動行為，若忽略不對稱性波動行為則在壞消息之後會低估波動量，在好消息之後會高估波動量，因此導致預測能力下降。因此 Brooks, Henry, and Persand（2002）利用不對稱雙變量 GARCH 模型以捕捉資產報酬呈現波動不對稱的現象來進行 FTSE 100 指數期貨的避險。Switzer and El-Khoury（2007）以紐約商品期貨交易所的天然原油期貨為研究對象，利用天真避險、普通最小平方法、雙變量 GARCH 模型與雙變量 GJR 模型進行實證，發現考慮波動不對稱的雙變量 GJR 模型能夠改善樣本外的避險績效。相對於單變量 GARCH 模型的估計過程，多變量 GARCH 模型所需估計的參數較多且限制條件較為繁複，因此在實證上並沒有充分證據顯示多變量 GARCH 模型在避險績效上優於單變量 GARCH 模型，例如 Jian（2016）研究發現多變量的 GARCH 模型不一定比單變量 GARCH 模型好。因此，本文著重於單變量 GARCH 模型的研究，並進一步考慮不對稱 GARCH 模型在估計最適避險比率的績效。

前述 GARCH 模型文獻皆假設在常態分配下進行估計，但實際上已有很多學者研究證實資產報酬分配具有高峰厚尾而非為常態分配（Baillie & DeGennaro, 1990；Bollerslev, Chou, & Kroner, 1992；Guermat & Harris, 2002）。Bollerslev（1990）；Nelson（1991）分別建議使用 Student t 分配與一般化誤差分配（Generalized Error Distribution, GED）等厚尾分配進行模型估計，以改善常態分配尾部不符合實際報酬分配的問題。此外，Hansen（1994）；Harvey and Siddique（1999）；Mittnik and Paolella（2000）；Wang（2001）發現資產報酬資料普遍存在具有偏態的不對稱分配型態。Benedetti（2004）採用常態分配、skew-normal 分配與偏斜一般化 T 分配（Skewed Generalized T Distribution, SGT）

探討最適避險基金投資組合，研究發現 skew-normal 分配與 SGT 分配皆較常態分配為佳。Adcock and Shutes（2005）以捷克、肯亞與波蘭為研究對象，發現用 skew-normal 分配描述股票報酬較常態分配為佳。Bali, Mo, and Tang（2008）利用 SGT 分配研究 NYSE、AMEX、NASDAQ 與 S&P 500 指數日報酬估計風險值（Value at Risk, VaR），顯示 SGT 分配為較佳的分配。有鑑於報酬分配的厚尾特性，因此本文在不對稱 GARCH 模型下，考慮不同厚尾分配型態（Student t 分配、GED 分配以及 SGT 分配），對期貨避險績效的影響。

在計算最適避險比率時，期貨與現貨之間的基差也是影響避險績效的重要因素之一。Lee（1994）研究 7 個市場的外匯現貨與期貨之間的基差，發現當基差增加時，匯率波動也會增加。Kogan, Livdan, and Yaron（2004）亦指出基差與波動度呈現 V 型態的關係；當基差為正時，基差擴大（縮小）則波動度上升（下降）；當基差為負時，基差縮小（擴大）則波動度上升（下降），說明基差會影響波動行為。Lien and Yang（2006）以 6 種外匯期貨為研究對象，實證結果發現考慮基差不對稱效果確實能提升期貨的避險績效。

本文以新加坡摩根台股股價指數期貨（SIMEX MSCI Taiwan Stock Index Futures, MSCI）為研究對象。本文的實證結果顯示在避險期間為 1 天時，顯示考慮常態分配的 GARCH 模型與考慮條件厚尾分配與基差的不對稱 GARCH 模型具有相同的避險績效，亦即 1 天期的避險期間中，波動不對稱性、厚尾分配與基差三者對於避險績效並無影響效果。然而在長天期的避險期間下（10 天、30 天、60 天及 90 天），實證結果顯示考慮波動不對稱性、厚尾分配型態與基差確實能提升避險的績效，其中以考慮 Student t 分配與不對稱基差的 GARCH 模型的避險績效為最佳。

本文的貢獻主要有 2 點。(1)以往文獻在探討期貨避險績效時，主要著重單一影響因素的探討，例如波動行為或資產報酬分配型態，或針對基差問題進行研究等。本文則建立考慮厚尾分配型態與基差的不對稱 GARCH 模型，而可同時瞭解波動不對稱行為、資產條件分配與基差等三者對避險績效的影響性。(2)本文除利用 F 統計量檢定模型的避險績效外，並進一步應用 Hansen（2005）提出的 Superior Predictive Ability（SPA）法來決定最佳的避險模型。以往在決定最佳避險績效模型時，常使用 White（2000）提出 Reality Check（RC）法以獲得最佳的模型（Lee, Yoder, Mittelhammer, & McCluskey, 2006；Lee & Yoder, 2007；Alizadeh, Nomikos, & Pouliasis, 2008；張巧宜, 2013）。雖然 White（2000）的 RC 法可找尋最佳的避險模型與避免資料窺探（data snooping）的問題，然而，Hansen（2005）發現 RC 檢定法的檢定力易受到績效差的模型所影響，因此提出修正 RC 檢定法的 SPA 法，以避免此一問題，因而本文的實證結果應具有穩健性與可靠性。本文其餘內容如下：第二節說明研究方法，第三節為模型的實證與結果說明，最後一節為結論。

貳、研究方法

本文在最小變異避險理論的基礎下，以可捕捉資產報酬波動行為的 GARCH 模型來估計最適的避險比率。為了同時探討波動不對稱性、條件厚尾分配及基差對避險績效是否有影響，在 GARCH 模型的架構下，考慮 GJR（不對稱 GARCH）模型以捕捉波動的不對稱性，並在資產報酬分配型態考慮 Student t 分配、GED 分配以及 SGT 分配。此外，在 GARCH 模型的條件平均數與波動方程式中加入基差的影響因素，以評估是否對避險績效產生影響。為了比較各種模型的避險績效，本文除了計算避險績效數值與 F 檢定外，更應用 Hansen（2005）的 SPA 法來檢定何種避險模型最佳，以提供更多的資訊與證據。

一、最適避險比率

Working（1953）提出預期利潤極大化理論，探討在現貨與期貨的價差發生變化時從事避險。Johnson（1960）與 Ederington（1979）假設所有避險者皆尋求風險極小化（risk minimization）發展出最小變異數的避險比率。此外，其他計算避險比率的理論陸續被提出；例如，Howard and D'Antonio（1984）的 Sharpe 模型，Cheung, Kwan, and Yip（1990）；Kolb and Okunev（1992）；Lien and Luo（1993）；Shalit（1995）的 MEG 模型（Minimizing the mean Extended Gini coefficient），Hsln, Kuo, and Lee（1994）；Cecchetti, Cumby, and Figlewski（1988）；Lence（1995, 1996）的 Mean-Variance 模型等。

當投資人的效用函數為避險投資組合的平均數與變異數的函數時，若期貨價格服從平賭過程（martingale process）以及期貨的平均報酬率為 0，則此時追求效用最大的最適避險比率將等於最小變異數的避險比率（minimum variance hedge ratio）。雖然期貨價格過程是否為平賭過程（martingale process），實證結果仍呈現不一致性（Harris & Shen, 2002）。Lee, Wang, and Chen（2009）利用 Sharpe 模型、MEG 模型（Minimizing the mean Extended Gini coefficient）與 Mean-Variance 模型研究 6 種指數之避險績效時，發現最小變異理論大致上有較好之避險績效。本文在估計最適避險比率時，採用最小變異理論之基礎下進行實證。以下說明最小變異避險比率的估計。首先假設投資人使用期貨契約建構空頭部位之投資組合來進行避險，而其避險投資組合之報酬率如下：

$$R_{p,t} = R_{s,t} - hR_{f,t} \tag{1}$$

其中，$R_{s,t}$ 表第 t 期的現貨報酬率，$R_{f,t}$ 表第 t 期的期貨報酬率，$R_{p,t}$ 為第 t 期的避險投資組合報酬率，h 為避險比率。

根據（1）式避險投資組合之報酬率，可得到（2）式避險投資組合報酬率的變異數如下：

$$Var\left(R_{p,t}\right)=Var\left(R_{s,t}\right)+h^2Var\left(R_{f,t}\right)-2hCov\left(R_{s,t},R_{f,t}\right) \tag{2}$$

若投資人期望極小化避險投資組合報酬率的變異數，則可對（2）式的避險比率 (h) 做一階偏微分並令其為零，而求得最小變異的避險比率如下：

$$\frac{\partial Var(R_{p.t})}{\partial h}=2hVar(R_{f,t})-2Cov(R_{s,t},R_{f,t})=0 \tag{3}$$

$$h^*=\frac{Cov(R_{s,t},R_{f,t})}{Var(R_{f,t})}=\frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_{f,t}^2} \tag{4}$$

其中，h^* 為最小變異的避險比率，$\sigma_{sf,t}$ 為第 t 期現貨和期貨報酬率的共變異數，$\sigma_{f,t}^2$ 為第 t 期期貨報酬率的變異數。由（4）式可知，欲求最小變異的避險比率 h^*，必須估計 $\sigma_{sf,t}$ 以及 $\sigma_{f,t}^2$。

二、GARCH 族模型

為了同時探討波動不對稱性、基差與條件厚尾分配對避險績效的影響，本文採用 Glosten, Jagannathan, and Runkle（1993）的模型（GJR）估計避險比率，並在 GJR 模型的條件平均數與條件波動方程式中加入基差的影響因素。此外，在估計 GJR 模型時，本文假設資產報酬分配型態服從厚尾分配的型態。本文建構的 GJR（1,1）模型如下：

$$R_{s,t}=a + h^*R_{f,t} + \rho B_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$\sigma_t^2=\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \delta S_{t-1}^-\varepsilon_{t-1}^2 + \xi B_{t-1}^2 \tag{6}$$

其中，h^* 為最適避險比率；B_t（基差）定義為現貨指數價格與期貨指數價格之差，亦即$B_t=\ln S_t-\ln F_t$；ε_t為報酬之殘差項；σ_t^2 σ_t^2 σ_t^2為報酬之條件變異數；當$\varepsilon_{t-1}<0$時，則$S_{t-1}^-=1$；反之$S_{t-1}^-=0$。δ為不對稱波動的係數，當$\delta>0$表示壞消息引發的波動較好消息波動為大，若$\delta=0$時，則 GJR（1,1）模型縮減為 GARCH（1,1）模型。

若進一步考慮正基差與負基差有不同的影響效果時（不對稱基差），則可將（5）與（6）式分別修正為（7）與（8）式：

$$R_{s,t} = a + h^{*} R_{f,t} + \rho_{spb} \max(B_{t-1}, 0) + \rho_{snb} \min(B_{t-1}, 0) + \varepsilon_t \tag{7}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \delta S_{t-1}^{-} \varepsilon_{t-1}^2 + \xi \left[\max\ (B_{t-1}, 0)\right]^2 + \lambda \left[\min\ (B_{t-1},\ 0)\right]^2 \tag{8}$$

其中，ρ_{spb}（ρ_{snb}）為正（負）基差對條件報酬的影響係數；當 $\rho_{spb} = \rho_{snb}$，表示正基差與負基差對於條件平均數的影響效果是相同的；ξ（λ）為正（負）基差對條件波動的影響係數，當 $\xi = \lambda$，表示正基差與負基差對於條件波動的影響效果是相同的；當 $\rho_{spb} = \rho_{snb} = \xi = \lambda = 0$ 以及 $\delta = 0$ 時，則為不考慮基差的 GARCH（1,1）模型。

三、條件分配的設定

本文在估計 GARCH 族模型時，除假設常態分配外，並考慮三種厚尾的分配型（GED 分配，Student t 分配與 SGT 分配）以估計避險比率。若殘差項服從 GED 分配（Bollerslev, 1990；Nelson, 1991）時，則其機率密度函數如下：

$$f(\varepsilon_t | \sigma_t, \nu_1) = \left(\frac{\nu_1}{2\sigma_t}\right)\left[\Gamma\left(\frac{3}{\nu_1}\right)\right]^{\frac{1}{2}}\left[\Gamma\left(\frac{1}{\nu_1}\right)\right]^{-\frac{3}{2}} \exp\left\{-\left[\frac{\Gamma\left(\frac{1}{\nu_1}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{\nu_1}\right)}\right]^{-\frac{\nu_1}{2}} \left|\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}\right|^{\nu_1}\right\} \tag{9}$$

其中，Γ（）為 gamma 分配，V_1 為尾部厚度之參數。當 $V_1=2$ 時，即為常態分配；若 $V_1<2$ 時，則較常態分配具有厚尾現象，反之較常態分配為瘦尾分配，因此，當 V_1 值越小，其尾部呈現愈胖之機率分配。

若將上式中 v_1 以常數 2 代入，即得出常態分配機率密度函數為：

$$f(\varepsilon_t | \sigma_t) = \left(\frac{1}{\sigma_t}\right)\left[\Gamma\left(\frac{3}{2}\right)\right]^{\frac{1}{2}}\left(\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\right)^{-\frac{3}{2}} \exp\left\{-\left[\frac{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{2}\right)}\right]^{-1} \left|\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}\right|^{2}\right\} \tag{10}$$

Bollerslev（1990）在進行波動預測時，提出使用 Student t 分配來估計 GARCH 模型。Student t 分配較常態分配具有較高的峰度與厚尾，其機率密度函數如下：

$$f(\varepsilon_t|\nu_2)=\left[\frac{\Gamma\left(\frac{1+\nu_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu_2}{2}\right)\sqrt{\pi\nu_2}}\right]\left(1\ +\ \frac{\varepsilon_t^2}{\nu_2}\right)^{-\frac{(1+\nu_2)}{2}} \tag{11}$$

其中， ν_2 為尾部厚度參數，其餘符號如同本文（9）式的定義。

雖然 Student t 分配和 GED 分配考慮到高峰厚尾的現象，然而卻無法捕捉報酬率呈現負偏的型態。本文考慮可以同時捕捉厚尾與偏態的 SGT 分配（Bali et al., 2008）來估計避險比率，其機率密度函數如下：

$$f(z_t|\lambda,\nu_3,\kappa)=C\left\{1+\frac{|z+\delta|^\kappa}{\left(\frac{1+\nu_3}{\kappa}\right)[1+sign(z+\delta)\lambda]^\kappa\theta^\kappa}\right\}^{-\frac{(1+\nu_3)}{\kappa}} \tag{12}$$

其中：

$$C=0.5\kappa\left(\frac{\nu_3+1}{\kappa}\right)^{-1/\kappa}B\left(\frac{\nu_3}{\kappa},\frac{1}{\kappa}\right)^{-1}\theta^{-1}\text{ ， }\theta=\frac{1}{\sqrt{g-\rho^2}}$$

$$\rho=2\lambda B\left(\frac{\nu_3}{\kappa},\frac{1}{\kappa}\right)^{-1}\left(\frac{\nu_3+1}{\kappa}\right)^{\frac{1}{\kappa}}B\left(\frac{\nu_3-1}{\kappa},\frac{2}{\kappa}\right)$$

$$g=\left(1+3\lambda^2\right)B\left(\frac{\nu_3}{\kappa},\frac{1}{\kappa}\right)^{-1}\left(\frac{\nu_3+1}{\kappa}\right)^{\frac{2}{\kappa}}B\left(\frac{\nu_3-2}{\kappa},\frac{3}{\kappa}\right)\text{ ， }\delta=\rho\theta$$

上式中 λ 為偏態參數，服從 $|\lambda|<1$ 的限制，ν_3 為尾部厚度之參數，服從 $\nu_3>2$ 之限制，κ 為峰態之參數，須 $\kappa>0$，sign（x）為一符號函數，若 $x\ \geq\ 0$ 以 1 表示之，反之若 $x<0$ 以-1 表示之，而 B（.）為貝他函數（Beta function）。

本文採用最大概似估計法（Maximum Likelihood Method, MLE）聯立估計條件平均數與條件變異數的參數，其最大概似估計式 L 如下：

$$L=\sum_{t=1}^{T}f\ (\varepsilon_t|\Omega) \tag{13}$$

其中，Ω 為每個模型中所需估計之參數。

在估計 GARCH 模型參數時，本文採用 Berndt, Hall, Hall, and Hausman（1974）的 BHHH 演算法求解（Bollerslev, 1986），當概似函數值增加小於 0.0000001 時才達到收斂標準。

四、模型績效之衡量

(一)避險績效（Hedging Effectiveness, HE）

在最小變異的避險比率目標下，避險模型績效的衡量主要在計算避險投資組合報酬的程度。若避險模型的避險投資組合報酬率的變異數愈小，則避險效果愈佳。本文採用文獻上常使用的避險績效（Hedging Effectiveness, HE），其定義如下：

$$HE = \frac{\sigma_{un}^2 - \sigma_h^2}{\sigma_{un}^2} = 1 - \frac{\sigma_h^2}{\sigma_{un}^2} \qquad (14)$$

其中，σ_{un}^2 為未避險現貨部位報酬率的變異數；σ_h^2 為避險後投貨組合報酬率的變異數。由（14）式可知，當 σ_h^2 愈小，則 HE 愈大，表示避險績效愈佳。此外，可以證明（14）式的 HE 等於迴歸模型的判定係數 R^2（R-squared），因此當模型的 HE 或是 R^2 愈高時，代表其模型的績效愈好。

(二)F 統計

雖然 HE 愈大，表示避險績效愈佳，然而從 HE 的大小並無法判斷是否具備統計的顯著性。本文使用 F 統計量檢定第 x 模型是否顯著比基準模型的績效好。本文的虛無假設為第 x 模型與基準模型有相同的避險投資組合變異數，若拒絕虛無假設，表示第 x 模型之避險效果顯著較基準模型為佳。

$$H_0 : Var\left(R_h\right)_x = Var\left(R_h\right)_{benchmark}$$

$$F = \frac{Var\left(R_h\right)_x}{Var\left(R_h\right)_{benchmark}} < \frac{1}{F\left(n_x - 1, n_{benchmark} - 1\right)} \qquad (15)$$

其中，$Var(R_h)_x$ 為第 x 模型之避險投資組合變異數，$Var(R_h)_{benchmark}$ 為基準模型的避險投資組合變異數，本文的基準模型為常態分配的 GARCH（1,1）模型。n_x 與 $n_{benchmark}$ 分別為第 x 模型與基準模型樣本外的樣本數，本文設定皆為 500 筆。

(三)Superior Predictive Ability（SPA）

F 檢定可以獲知某一模型是否較基準模型為優，然而在眾多模型當中，F 檢定法並無法提供最優模型的資訊。本文利用 Hansen（2005）的 SPA 檢定法，而可以在眾多的避險模型中，獲得最佳的模型。SPA 檢定法主要是修正 White（2000）的 RC 法，可找尋最佳的避險模型及避免資料窺探的問題。SPA 檢定法之表示如下：

$$f_{k,t+1} = \left(R_{s,t+1} - \beta_{w,t+1}R_{f,t+1}\right)^2 - \left(R_{s,t+1} - \beta_{k,t+1}R_{f,t+1}\right)^2 \tag{16}$$

其中，k 為第 k 個模型；w 為基準模型；$\beta_{k,t+1}$ 為第 k 個模型在 t+1 期的避險率；$\beta_{k,t+1}$ 為基準模型在 t+1 期的避險比率。

SPA 檢定的虛無假設是一種多重檢定，虛無假設表示如下：

$$H_0 : \max_k \left\{E\left(f_k\right)\right\} \le 0 \tag{17}$$

如拒絕（17）式虛無假設，則代表第 k 個模型的避險效果較佳。根據 Hansen（2005）之 SPA 檢定法，其統計檢定量定義為

$$T^{SPA} = \max\left[\max_{k=1,\ldots,m} \frac{(n^{1/2}\overline{f_k})}{\sqrt{\mathrm{var}(\overline{f_k})}}\ ,\ 0\right] \tag{18}$$

其中，$\overline{f_k} = n^{-1}\Sigma_{t=1}^{n} f_{k,t}$ ，n為樣本外預測期數。

在虛無假設下，T^{SPA} 檢定統計量的極限分佈會受到未知參數的影響，因此SPA檢定法需使用拔靴法（bootstrap）來估計虛無分配，本文採用Politis and Romano（1994）的定態拔靴法（stationary bootstrap），模擬各個避險模型下投資組合的報酬。Politis and Romano（1994）的定態拔靴法簡要說明如下：模擬時採區塊抽樣（block sampling）的抽出放回方式重製樣本，以保持原始資料中的自我相關特性，並假設每一次抽樣之樣本長度服從一個成功機率為 q 之幾何分配（geometric distribution）。樣本起始期服從間斷均勻分配（discrete uniform distribution），直到報酬序列長度達到n為止則視為單一抽樣。執行步驟共重複1000 次。若 p 值小於顯著水準，就拒絕虛無假設，代表此模型的避險績效較佳。

給定重製樣本下，可計算每一重製樣本下的檢定統計量，其第b個重製樣本下之統計檢定量定義為：

$$T_{k,b}^{SPA*} = \max\left[\max_{k=1,\dots,m}\frac{(n^{1/2}\ Z_k^b)}{\sqrt{\mathrm{var}(\overline{f_k^b})}}\ ,\ 0\right] \tag{19}$$

其中，$Z_k^b = \overline{f_k^b} - \overline{f_k}1_A$，$A = \left[\sqrt{n}\,\overline{f_k} \geq -\sqrt{2\,\mathrm{var}(\overline{f_k})\log\log n}\right]$，1[.] 為指標函數，滿足括號內的條件時為 1，否則為 0；b 為第 b 次拔靴法的標記，k 為第 k 個模型。

P 值定義如下：

$$P_{SPA} = \Sigma_{b=1}^{B}\frac{1\left\{T_{k,b}^{SPA*} > T^{SPA}\right\}}{B} \tag{20}$$

其中，1{.}為指標函數，b為第b次拔靴法的標記，B 為總拔靴次數，k 為第 k 個模型。本文以（20）式來檢定避險模型之績效，而可以在眾多的避險模型中，獲得最佳的模型。

參、實證研究

一、資料來源

新加坡摩根台灣股價指數主要針對台灣上市交易的股票，具流動性佳、交易量大、買賣差價小與交易成本低的特性，其中大都為台灣股市中的大型股票，具有業績與財務的穩定性，佔台灣整體股市市值將近七成。新加坡交易所以摩根台股指數為標的，推出摩根台股指數期貨，經由摩根指數期貨在盤中的漲跌幅和即時量增減，可以迅速有效判讀台灣的大盤走勢和法人主力動向，因此，摩根台股指數期貨被視為「台股的領先指標」。而台灣期貨交易所發行之「台灣發行量加權股價指數期貨」因為交易量相對於摩根台股股價指數期貨較小，因此本文採用新加坡摩根台股股價指數期貨為研究對象。

本文以新加坡摩根台股股價指數期貨為研究對象，同時探討波動不對稱行為、基差與條件分配對期貨避險績效是否會產生影響。新加坡摩根台灣股價指數現貨收盤價與新加坡摩根台股股價指數期貨近期契約每日結算價格皆以台幣計價並取自台灣經濟新報資料庫。研究期間為 1997 年 01 月 14 日至 2015 年 09 月 30 日，共計 4732 筆日資料。

本文計算報酬率的方式為 $R_{t-k,t}=\ln(P_t/P_{t-k})$，其中 $R_{t-k,t}$ 為資產在第 $t-k$ 至 t 期的報酬率，P_t 及 P_{t-k} 則分別為第 t 及 $t-k$ 期資產的價格。在期貨報酬率的計算上採取 Solnik（2000）的觀點，反映現貨價格且評估不同避險期間之避險績效，因此期貨報酬率 $R_{f,t-k,t}=ln\left(\frac{P_{f,t}-P_{f,t-k}+P_{s,t-k}}{P_{s,t-k}}\right)$。其中 $R_{f,t-k,t}$ 為指數期貨第 $t-k$ 至 t 期的報酬率，P_{t-k} 為 $t-k$ 期股價指數現貨收盤價格或期貨結算價格，本文避險期間考慮 1 天、10 天、30 天、60 天及 90 天。

本文在評估模型之避險績效是採取動態避險的策略方式與樣本外的觀點來進行（Benet, 1992）。本文動態避險策略之估計方式為移動視窗（rolling windows）方式進行各模型的最適避險比率估計，亦即以前 n 筆作為估計期（本文設定 n 為 500 筆）來預測第 n+1 筆之最適避險比率，第 n+2 筆的最適避險比率估計，為原來 n 筆的估計期增加下一個觀察值與刪去第一個觀察值做為估計期間。易言之，估計第 501 筆之最適避險比率，是以第 1 筆至第 500 筆作為估計期，而估計第 502 筆之最適避險比率時，則以第 2 筆至第 501 筆來估計，以此類推反覆每日滾動則可得出每日之最適避險比率。因此本文在避險期間 1 天、10 天、30 天、60 天及 90 天條件下，分別得到 4231、4222、4202、4172 及 4142 個避險比率的估計值，以進行模型的績效檢定。

二、實證結果與分析

(一) 基本統計量分析

表 1 為 MSCI 之現貨與期貨報酬率的基本統計量分析，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 統計量與相關係數。由表 1 可發現 MSCI 指數現貨較指數期貨報酬率的標準差為小，在 1%顯著水準下，現貨和期貨報日酬率平均數皆不拒絕等於零的假設。偏態係數檢定結果呈現現貨與期貨報酬分配型態為顯著左偏的情形。峰態係數檢定的結果則發現指數現貨與期貨報酬率具有高峰厚尾的分配型態，其中指數期貨較指數現貨的峰態係數為高，顯示指數期貨報酬的分配型態更具高峰厚尾之特性。Jarque-Bera 統計量之檢定結果與偏態係數及峰態係數結果一致，拒絕報酬率為常態分配。綜合上述的檢定結果，指數現貨及期貨報酬率為具有負偏的高峰厚尾的分配型態。

(二) 實證分析

表 2 為各種模型估計避險比率的平均數。首先觀察 GARCH 模型的估計結果，發現不論 GARCH 模型是否有考慮基差或對稱基差或不對稱基差，皆以 Student t 分配下的避險比率的平均值為最高。其次 GJR 模型的估計結果亦呈現在不考慮基差條件下，Student t 分配有最高之平均避險比率。然而，在 GJR 模型中考慮對稱基差與不對稱基差時，則以 SGT 分配有最高之平均避險比率。

表 1 **MSCI** 指數現貨與指數期貨之報酬率基本統計量表

	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera	相關係數
指數現貨	-0.000005	0.015884	-0.050531***	6.90***	652.28***	0.92449
指數期貨	-0.000022	0.018976	-0.190103***	9.96***	4449.24***	

註：**表示在 5%顯著水準時達顯著現象；***表示在 1%顯著水準時達顯著現象。

表 2 最適避險比率平均估計值

	GARCH 模型				GJR 模型			
分配型態	Normal	Student t	GED	SGT	Normal	Student t	GED	SGT
無基差	0.84262	0.86087	0.85814	0.86028	0.84281	0.86011	0.85764	0.85941
對稱基差	0.84109	0.86589	0.86228	0.86428	0.84331	0.86524	0.86303	0.86539
不對稱基差	0.84425	0.86688	0.86404	0.86685	0.84567	0.86560	0.86312	0.86567

註：各模型的最適避險比率平均值的計算方式為各模型所計算 4231 個避險比率的平均數。

表 3 為利用 F 統計量檢定各種 GARCH 模型的避險績效的結果。由表 3 的檢定結果可發現，在避險期間為 1 天的期間下，各種避險模型與基準模型（常態分配與不考慮基差的 GARCH（1,1）模型）的避險績效並無呈現顯著的差異，表示在 1 天期的避險期間中，利用常態分配的 GARCH（1,1）的模型即可達到很好的避險績效，而考慮波動不對稱性或條件厚尾分配或是基差並無法顯著提升避險績效。觀察表 3 的檢定結果，可發現在避險期間為 10 天、30 天、60 天與 90 天下，則可發現考慮條件波動不對稱性或條件厚尾分配（Student t、GED 及 SGT）與基差（包括對稱與不對稱）的模型能顯著提升避險的績效。

綜合表 3 的檢定結果，在長天期的避險期間下，波動不對稱性、厚尾分配型態與基差行為的 GARCH 模型確實對於避險績效有顯著的提升效果。本文進一步利用 Hansen's SPA 檢定法找出最佳的模型，檢定結果列於表 4。由表 4 的檢定結果得知，在避險期間為 1 天與 q 為 0.01、0.1 及 0.5 的設定下，最佳的模型為考慮常態分配的 GJR 模型，次佳的模型為考慮常態分配與對稱基差的 GJR 模型，但檢定結果呈現不顯著，表示最佳的避險模型與基準模型的避險效果並沒有顯著的差異，亦即在避險期間為 1 天時，波動不對稱性、厚尾分配與基差三者對於避險績效並無影響效果，與 F 檢定結果一致。然而在避險期間為 10 天、30 天、60 天及 90 天時，最佳的模型為考慮 Student t 分配與不對稱基差的 GARCH 模型，次佳的模型為考慮 Student t 分配與對稱基差 GARCH 模型

表 3　各種 GARCH 與 GJR 模型的避險績效檢定結果：修正後期貨報酬

	GARCH					GJR				
Normal	1-day	10-day	30-day	60-day	90-day	1-day	10-day	30-day	60-day	90-day
無基差	0.00002978	0.00010750	0.00027795	0.00057332	0.00093934	0.00002978	0.00010788	0.00027993	0.00058384	0.00096575
	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5005)	(0.5158)	(0.5316)	(0.5804)	(0.6215)
對稱基差	0.00002973	0.00010942	0.00028669	0.00059189	0.00096119	0.00002970	0.00010972	0.00028759	0.00059635	0.00097208
	(0.4939)	(0.5786)	(0.6351)	(0.6390)	(0.6013)	(0.4888)	(0.5902)	(0.6482)	(0.6699)	(0.6489)
不對稱基差	0.00002970	0.00010843	0.00028228	0.00058354	0.00094991	0.00002967	0.00010742	0.00027952	0.00057939	0.00094644
	(0.4889)	(0.5385)	(0.5685)	(0.5782)	(0.5497)	(0.4848)	(0.4968)	(0.5251)	(0.5468)	(0.5335)
Student t										
無基差	0.00003008	0.00009143	0.00022472	0.00046303	0.00075556	0.00003010	0.00009180	0.00022791	0.00047408	0.00077918
	(0.5453)	(0.0355)**	(0.0089)***	(0.0086)***	(0.0076)***	(0.5485)	(0.0391)**	(0.0134)**	(0.0170)**	(0.0185)**
對稱基差	0.00003017	0.00008895	0.00021369	0.00043028	0.00069539	0.00003016	0.00008976	0.00021694	0.00043809	0.00070925
	(0.5583)	(0.0173)**	(0.0017)***	(0.0007)***	(0.0004)***	(0.5570)	(0.0221)**	(0.0029)***	(0.0014)***	(0.0009)***
不對稱基差	0.00003020	0.00008847	0.00021121	0.00042345	0.00068313	0.00003016	0.00008963	0.00021543	0.00043401	0.00070329
	(0.5628)	(0.0149)**	(0.0011)***	(0.0004)***	(0.0002)***	(0.5565)	(0.0213)**	(0.0023)***	(0.0010)***	(0.0006)***
GED										
無基差	0.00003000	0.00009313	0.00022914	0.00046753	0.00075933	0.00003002	0.00009356	0.00023298	0.00048069	0.00078754
	(0.5333)	(0.0548)*	(0.0156)**	(0.0114)**	(0.0088)**	(0.5363)	(0.0606)*	(0.0245)**	(0.0246)**	(0.0246)***
對稱基差	0.00003003	0.00009217	0.00022424	0.00045288	0.00073428	0.00003522	0.00009603	0.00031414	0.00066341	0.00097003
	(0.5373)	(0.0430)**	(0.0083)***	(0.0043)***	(0.0030)***	(0.9696)	(0.1040)	(0.9140)	(0.9483)	(0.6401)
不對稱基差	0.00003006	0.00009130	0.00022061	0.00044216	0.00072055	0.00003012	0.00009278	0.00022657	0.00045843	0.00074130
	(0.5425)	(0.0342)**	(0.0050)***	(0.0019)***	(0.0016)***	(0.5508)	(0.0503)*	(0.0113)**	(0.0063)***	(0.0041)***
SGT										
無基差	0.00003009	0.00009218	0.00022864	0.00047756	0.00078102	0.00003007	0.00009231	0.00023161	0.00048516	0.00079713
	(0.5471)	(0.0431)**	(0.0147)**	(0.0207)**	(0.0197)**	(0.5443)	(0.0446)**	(0.0209)**	(0.0312)**	(0.0335)**
對稱基差	0.00003011	0.00008938	0.00021650	0.00043797	0.00070456	0.00003032	0.00008958	0.00021820	0.00043993	0.00070933
	(0.5497)	(0.0197)**	(0.0027)***	(0.0013)***	(0.0007)***	(0.5805)	(0.0210) **	(0.0035)***	(0.0016)***	(0.0009)***
不對稱基差	0.00003597	0.00010858	0.00024447	0.00044462	0.00073324	0.00003017	0.00009052	0.00021727	0.00043914	0.00071517
	(0.9825)	(0.5444)	(0.0761)*	(0.0023)***	(0.0029)***	(0.5589)	(0.0276)**	(0.0030)***	(0.0015)***	(0.0012)***

註：基準模型為假設常態分配不考慮基差的 GARCH（1,1）模型。括弧數字表示各種模型與基準模型檢定的 P 值。*表示在 10%顯著水準時達顯著現象；**表示在 5%顯著水準時達顯著現象；***表示在 1%顯著水準時達顯著現象

表 4　SPA 法檢定結果：修正的期貨報酬

	1天	10天	30天	60天	90天
最佳模型	GJR-(Normal + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)
P(q=0.01)	0.226	0.113	0.093*	0.001***	0.009***
P(q=0.1)	0.284	0.071*	0.067*	0.000***	0.000***
P(q=0.5)	0.208	0.036**	0.012**	0.000***	0.000***
次佳模型	GJR-(Normal + 對稱基差)	GARCH-(Student t + 對稱基差)	GARCH-(GED + 對稱基差)	GARCH-(Student t + 對稱基差)	GARCH-(Student t + 對稱基差)
P(q=0.01)	0.411	0.099*	0.000***	0.001***	0.009***
P(q=0.1)	0.517	0.071*	0.084*	0.000***	0.000***
P(q=0.5)	0.434	0.042**	0.022**	0.000***	0.000***

註 1：q 為定態自我抽樣法的參數值，本文分別設定為 0.01、0.1 與 0.5，P（q=0.01）為 q=0.01 的 p 值。

註 2：*表示在 10%顯著水準時達顯著現象；**表示在 5%顯著水準時達顯著現象；***表示在 1%顯著水準時達顯著現象。

（除 30 天期為考慮 GED 分配與對稱基差 GARCH 模型外）。綜合上述 SPA 的檢定結果，在避險期間為 1 天時，利用常態分配的 GARCH 模型即可達到與其他模型相同的避險效果。在避險期間為 10 天、30 天、60 天及 90 天時，最佳的模型為考慮不對稱基差與 Student t 分配最能提升避險的績效。此外，實證結果顯示期間越長越顯著，如 90 天避險的績效，顯著優於 10 天的期間。避險期間長短對於避險績效大小之影響具有正向關係，長天期避險策略可獲得較佳的避險績效。避險期間越長，所能降低的風險越大，也就是避險績效越好。

(三) 穩健性分析

本節在計算期貨報酬時，利用（21）式（未修正的期貨報酬率）重新驗證上述的實證結果，以確保實證結果的可信度：

$$R_{f,t\text{-}k,t} = \ln\left(\frac{P_{f,t}}{P_{f,t\text{-}k}}\right) \tag{21}$$

其中，$R_{s,t-k,t}$ 與 $R_{f,t-k,t}$ 分別為指數現貨或指數期貨避險期間 k 日的報酬率，P_{t-k} 為 $t-k$ 期股價指數現貨收盤價格或期貨結算價格。

表 5 為利用（21）式計算期貨報酬率的 GARCH 模型與 GJR 模型的避險績效檢定結果。比較表 5 與表 3，可發現檢定結果相當一致，1 天期的避險期間中，常態分配的 GARCH 模型即可達到很好的避險績效，然而在長天期的避險期間下，顯示考慮波動不對稱性、厚尾分配型態與基差行為確實對於避險績效有顯著的提升效果。此外，從表 6 之 Hansen's SPA 法對於未修正期貨報酬避險績效的檢定結果，亦顯示波動不對稱性、厚尾分配與基差三者對於 1 天期的避險績效並無顯著影響效果，而在長天避險期間設定下，最佳的避險模型為考慮 Student t 分配與不對稱基差的 GARCH 模型。

肆、結論

金融資產報酬通常呈現高峰厚尾、波動與時俱變及波動不對稱的特性，因此在運用期貨作避險時，必須考慮金融資產的特性以達到較佳的避險效果。過去文獻已指出波動不對稱性、厚尾分配以及基差會影響避險的效果，然以往文獻在探討期貨避險績效時，主要著重單一影響因素的探討，因而缺乏同時了解波動不對稱行為、資產條件分配與基差等三者對避險績效的影響性。本文建立考慮厚尾分配型態與基差的不對稱 GARCH 模型，以探討在不同避險期間下，波動不對稱行為、資產條件分配與基差對避險績效的影響性。此外，為得到最佳的避險模型及避免資料窺探（data snooping）的問題，本文應用 Hansen（2005）提出的 SPA 法來檢定避險模型的績效以取代 White（2000）的 RC 法，以提升檢定結果的可信度。

本文以新加坡摩根台股股價指數期貨為研究對象。在 GARCH 模型架構下，分別設定各種不同的在條件分配型態（常態分配、Student t 分配、GED 分配以及 SGT 分配四種），並加入（對稱與不對稱）基差的考量下，估計對稱 GARCH 模型與不對稱 GARCH（GJR）模型，以比較各模型的避險績效。本文的實證結果顯示在避險期間為 1 天時，常態分配下的 GARCH 模型與其他模型具有相同的避險績效，顯示 1 天期的避險期間，波動不對稱性、厚尾分配與基差三者對於避險績效的提升並無顯著影響效果。然而在長天期的避險期間（10 天、30 天、60 天及 90 天），實證結果皆顯示波動不對稱性、厚尾分配型態與基差能顯著提升避險的績效，其中以考慮 Student-t 分配與不對稱基差的 GARCH 模型為最佳的避險模型。建議後續研究者可以嘗試其他期貨資料驗證本文方法之避險效果。

表 5　各種 GARCH 與 GJR 模型的避險績效檢定結果：未修正的期貨報酬

	GARCH					GJR				
Normal	1-day	10-day	30-day	60-day	90-day	1-day	10-day	30-day	60-day	90-day
無基差	0.00003022	0.00010846	0.00027990	0.00057115	0.00093018	0.00003018	0.00010907	0.00028301	0.00058461	0.00096114
	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5000)	(0.5603)	(0.5644)	(0.5799)	(0.5862)	(0.6011)
對稱基差	0.00003017	0.00011052	0.00028883	0.00059140	0.00095613	0.00003016	0.00011136	0.00029146	0.00059837	0.00097031
	(0.4926)	(0.5834)	(0.6371)	(0.6513)	(0.6207)	(0.5573)	(0.6534)	(0.7019)	(0.6835)	(0.6413)
不對稱基差	0.00003014	0.00010935	0.00028420	0.00058219	0.00094273	0.00003013	0.00010832	0.00028135	0.00057866	0.00094042
	(0.4879)	(0.5367)	(0.5675)	(0.5846)	(0.5595)	(0.5527)	(0.5338)	(0.5540)	(0.5412)	(0.5051)
Student t										
無基差	0.00003056	0.00009286	0.00022732	0.00046353	0.00075282	0.00003059	0.00009330	0.00023101	0.00047568	0.00077753
	(0.5505)	(0.0416)**	(0.0101)**	(0.0099)***	(0.0092)***	(0.6179)	(0.0570)**	(0.0195)**	(0.0186)**	(0.0175) **
對稱基差	0.00003066	0.00009035	0.00021589	0.00043026	0.00069159	0.00003066	0.00009105	0.00021884	0.00043763	0.00070497
	(0.5646)	(0.0208)**	(0.0019)***	(0.0008)***	(0.0005)***	(0.6284)	(0.0320)**	(0.0038)***	(0.0013)***	(0.0007)***
不對稱基差	0.00003070	0.00008975	0.00021348	0.00042270	0.00067860	0.00003065	0.00009089	0.00021645	0.00043359	0.00069706
	(0.5698)	(0.0174)**	(0.0013)***	(0.0004)***	(0.0002)***	(0.6273)	(0.0306)**	(0.0027)***	(0.0009)***	(0.0004)***
GED										
無基差	0.00003048	0.00009428	0.00023075	0.00046708	0.00075410	0.00003051	0.00009481	0.00023517	0.00048221	0.00078464
	(0.5389)	(0.0590)*	(0.0156)**	(0.0124)	(0.0096)***	(0.6078)	(0.0805) *	(0.0311)**	(0.0267)**	(0.0223)**
對稱基差	0.00003054	0.00009358	0.00022885	0.00045377	0.00073612	0.00003047	0.00009473	0.00023127	0.00046420	0.00075157
	(0.5465)	(0.0498)**	(0.0123)**	(0.0052)	(0.0045)***	(0.6015)	(0.0792) *	(0.0201)**	(0.0093)***	(0.0064)***
不對稱基差	0.00003055	0.00009274	0.00022421	0.00044118	0.00071536	0.00003176	0.00032783	0.00023314	0.00096872	0.00173179
	(0.5487)	(0.0403)**	(0.0067)***	(0.0020)	(0.0017)***	(0.7640)	(1.0000)	(0.0249)**	(1.0000)	(1.0000)
SGT										
無基差	0.00003056	0.00009350	0.00023073	0.00047602	0.00077526	0.00003058	0.00009385	0.00023472	0.00048657	0.00079556
	(0.5505)	(0.0489)**	(0.0156)**	(0.0211)**	(0.0211)**	(0.6166)	(0.0648)*	(0.0296)**	(0.0336)**	(0.0319)**
對稱基差	0.00003060	0.00009029	0.00021706	0.00043550	0.00069684	0.00003064	0.00009087	0.00021948	0.00044041	0.00070635
	(0.5553)	(0.0205)**	(0.0023)***	(0.0013)***	(0.0006)***	(0.6256)	(0.0304)**	(0.0042)***	(0.0016)***	(0.0007)***
不對稱基差	0.00003067	0.00009054	0.00021700	0.00043380	0.00069421	0.00003104	0.00011949	0.00033916	0.00069141	0.00111584
	(0.5658)	(0.0220)**	(0.0023)***	(0.0011)***	(0.0006)***	(0.6787)	(0.8811)	(0.9868)	(0.9817)	(0.9726)

註：基準模型為假設常態分配不考慮基差的 GARCH（1,1）模型。括弧數字表示各種模型與基準模型檢定的 P 值。*表示在 10%顯著水準時達顯著現象；**表示在 5%顯著水準時達顯著現象；***表示在 1%顯著水準時達顯著現象。

表 6 SPA 法檢定結果：未修正的期貨報酬

	1天	10天	30天	60天	90天
最佳模型	GJR-(Normal + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 不對稱基差)	GARCH-(SGT + 對稱基差)
P(q=0.01)	0.097*	0.087*	0.041**	0.020**	0.009***
P(q=0.1)	0.151	0.018**	0.045**	0.000***	0.000***
P(q=0.5)	0.091*	0.005**	0.011**	0.000***	0.000***
次佳模型	GARCH-(Student t + 無基差)	GARCH-(SGT + 對稱基差)	GARCH-(GED + 不對稱基差)	GARCH-(Student t + 對稱基差)	GARCH-(Student t + 對稱基差)
P(q=0.01)	0.189	0.090*	0.044**	0.023**	0.009***
P(q=0.1)	0.240	0.020**	0.049**	0.000***	0.000***
P(q=0.5)	0.176	0.005***	0.018**	0.000***	0.000***

註 1：q 為定態自我抽樣法的參數值，本文分別設定為 0.01、0.1 與 0.5，P（q=0.01）為 q=0.01 的 p 值。

註 2：*表示在 10%顯著水準時達顯著現象；**表示在 5%顯著水準時達顯著現象；***表示在 1%顯著水準時達顯著現象。

參考文獻

一、中文部分

1. 張巧宜、賴靖宜、莊益源(2013)，期貨最適組合避險模型：新興市場為例，管理與系統，20(2)，355-383。

二、英文部分

1. Adcock, C. J., & Shutes, K. (2005). An analysis of skewness and skewness persistence in three emerging markets. Emerging Markets Review, 6, 396-418.

2. Alizadeh, A. H., Nomikos, N. K., & Pouliasis, P. K. (2008). A Markov regime switching approach for hedging energy commodities. Journal of Banking & Finance, 32(9), 1970-1983.

3. Baillie, R., & DeGennaro, R. (1990). Stock returns and volatility. Journal of Financial & Quantitative Analysis, 25(2), 203-214.

4. Baillie, R. T., & Myers, R. J. (1991). Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge. Journal of Applied Econometrics, 6, 109-124.

5. Bali, T. G., Mo, H., & Tang, Y. (2008). The role of autoregressive conditional skewness and kurtosis in the estimation of conditional VaR. Journal of Banking & Finance, 32(2), 269-282.

6. Benedetti, S. M. (2004). Hedge Fund Portfolio Selection with Higher Moments. Master Thesis, University of Zurich.

7. Benet, B. A. (1992). Hedge period length and ex-ante futures hedging effectiveness: The case of foreign-exchange risk cross hedges. Journal of Futures Markets, 12(2), 163-175.

8. Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E., & Hausman, J. A. (1974). Estimation and inference in nonlinear structural model. Annals of Economic & Social Measurement, 4, 653-665.

9. Black, F. (1976). Studies of stock, price volatility changes. Proceedings of the American Statistical Association: Business & Economic Statistics Section, 177-181.

10. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31(3), 307-327.

11. Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model. The Review of Economics & Statistics, 72(3), 498-505.

12. Bollerslev, T., Chou, R., & Kroner, K. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. Journal of Econometrics, 52, 5-59.

13. Brooks, C., Henry, O. T., & Persand, G. (2002). The effect of asymmetries on optimal hedge ratios. Journal of Business, 75(2), 333-352.

14. Cathy, N., Xu, D., & Wirjanto, T. S. (2015). Is volatility clustering of asset returns asymmetric? Journal of Banking & Finance, 52, 62-76.

15. Cecchetti, S. G., Cumby, R. E., & Figlewski, S. (1988). Estimation of the optimal futures hedge. Review of Economics & Statistics, 70(4), 623-630.

16. Cheung, C. S., Kwan, C. C. Y., & Yip, P. C. Y. (1990). The hedging effectiveness of options and futures: A Mean-Gini approach. Journal of Futures Markets, 10(1), 61-74.

17. Choudhry, T. (2004). The hedging effectiveness of constant and time-varying hedge ratios using three Pacific Basin stock futures. International Review of Economics & Finance, 13(4), 317-385.

18. Christie, A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. Journal of Financial Economics, 10(4), 407-432.

19. Ederington, L. H. (1979). The hedging performance of the new futures markets. Journal of Finance, 34(1), 157-170.

20. Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. Journal of Finance, 48(5), 1749-1778.

21. Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. Journal of Finance, 48(5), 1779-1801.

22. Guermat, C., & Harris, R. D. F. (2002). Robust conditional variance estimation and value-at-risk. Journal of Risk, 4, 25-41.

23. Hansen, B. E. (1994). Autoregressive conditional density estimation. International Economic Review, 35(3), 705-730.

24. Hansen, P. R. (2005). A test for superior predictive ability. Journal of Business & Economic Statistics, 23, 365-380.

25. Harris, R. D. F., & Shen, J. (2002). Robust estimation of the optimal hedge ratio. Journal of Futures Markets, 23(8), 799-816.

26. Harvey, C. R., & Siddique, A. (1999). Autoregressive conditional skewness. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 34(4), 465-487.

27. Howard, C. T., & D'Antonio, L. J. (1984). A risk-return measure of hedging effectiveness. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 19, 101-112.

28. Hsln, C. W., Kuo, J., & Lee, C. F. (1994). A new measure to compare the hedging effectiveness of foreign currency futures versus options. Journal of Futures Markets, 14, 685-707.

29. Jian, Z. (2016). Hedging performance of REIT index futures: A comparison of alternative hedge ratio estimation methods. Economic Modelling, 52, 690-698.

30. Johnson, L. L. (1960). The theory of hedging and speculation in commodity futures. Review of Economic Studies, 27, 139-151.

31. Jonathan, D. (2015). Futures hedging with Markov switching vector error correction FIEGARCH and FIAPARCH. Journal of Banking & Finance, 61, 269-285.

32. Joshua, C. C. C., & Angelia, L. G. (2016). Modeling energy price dynamics: GARCH versus stochastic volatility. Energy Economics, 54, 182-189.

33. Kogan, L., Livdan, D., & Yaron, A. (2004). Futures Prices in a Production Economy with Investment Constraints. Working Paper no.128, Massachusetts Institute of Technology.

34. Kolb, R. W., & Okunev, J. (1992). An empirical evaluation of the extended mean-gini coefficient for futures hedging. Journal of Futures Markets, 12, 177-186.

35. Kroner, K. F., & Sultan, J. (1993). Time-varying distribution and dynamic hedging with foreign currency futures, Journal of Financial & Quantitative Analysis, 28, 535-551.

36. Lee, H. T., & Yoder, J. K. (2007). Optimal hedging with a regime-switching time-varying correlation GARCH model. Journal of Futures Markets, 27, 495-516.

37. Lee, H. T., Yoder, J. K., Mittelhammer, R. C., & McCluskey, J. J. (2006). A random coefficient autoregressive Markov regime switching model for dynamic futures hedging. Journal of Futures Markets, 26(2), 103-129.

38. Lee, C. F., Wang, K., & Chen, Y. L. (2009). Hedging and optimal hedge ratios for international index futures markets. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 12(4), 593-610.

39. Lee, T. H. (1994). Spread and volatility in spot and forward exchange rates. Journal of International Money and Finance, 13, 375-383.

40. Lence, S. H. (1995). The economic value of minimum-variance hedges. American Journal of Agricultural Economics, 77, 353-364.

41. Lence, S. H. (1996). Relaxing the assumptions of minimum-variance hedging. Journal of Agricultural and Resource Economics, 21, 39-55.

42. Lien, D., & Yang, L. (2006). Spot-futures spread, time-varying correlation, and hedging with currency futures. Journal of Futures Markets, 26(10), 1019-1038.

43. Lien, D., & Luo, X. (1993). Estimating the extended mean-gini coefficient for futures hedging. Journal of Futures Markets, 13(6), 665-676.

44. Mehmet, B., Demirer, R., Hammoudeh, S., & Nguyen, D. K. (2016). Risk spillovers across the energy and carbon markets and hedging strategies for carbon risk. Energy Economics, 54, 159-172.

45. Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2000). Conditional density and value-at-risk prediction of asian currency exchange rates. Journal of Forecasting, 19(4), 313-333.

46. Myers, R. J. (1991). Estimating time-varying optimal hedge ratios on futures markets. Journal of Futures Markets, 11(1), 39-53.

47. Nelson, D. (1990). ARCH models as diffusion approximations. Journal of Econometrics, 45, 7-38.

48. Nelson, D. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. Econometrica, 59, 347-370.

49. Politis, D. N., & Romano, J. P. (1994). The stationary bootstrap. Journal of the American Statistical Association, 89(428), 1303-1313.

50. Schwert, G. W. (1990). Stock volatility and the crash of 87. Review of Financial Studies, 3, 77-102.

51. Shalit, H. (1995). Mean-Gini hedging in futures markets. Journal of Futures Markets, 15, 617-635.

52. Solnik, B. (2000). International Investments (4th Ed). Boston: Addison Wesley Longman Inc.

53. Switzer, L. N., & El-Khoury, M. (2007). Extreme volatility, speculative efficiency, and the hedging effectiveness of the oil futures markets. Journal of Futures Markets, 27, 61-84.

54. Syed, A. B., & Perry, S. (2016). Hedging emerging market stock prices with oil, gold, VIX, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH. Energy Economics, 54, 235-247.

55. Walid, M., Shawkat, H., & Yoon, S. M. (2015). Structural breaks, dynamic correlations, asymmetric volatility transmission, and hedging strategies for petroleum prices and USD exchange rate. Energy Economics, 48, 46-60.

56. Wang, K. L. (2001). Modeling Asian stock returns with a more general parametric GARCH specification. Journal of Financial Studies, 9(3), 21-52.

57. White, H. (2000). A reality check for data snooping. Econometrica, 68, 1097-1126.

58. Witt, S. F., & Martin, C. A. (1987). Econometric models for forecasting international tourism demand. Journal of Travel Research, 25(3), 23-30.

59. Working, H. (1953). Futures trading and hedging. American Economic Review, 43(3), 314-343.

60. Yaganti, C. H., & Kamaiah, B. (2012). Hedging efficiency of commodity futures markets in India. The IUP Journal of Financial Risk Management, 15(2), 40-58.

107 年 **01** 月 **19** 日收稿

107 年 **03** 月 **02** 日初審

107 年 **03** 月 **13** 日複審

107 年 **03** 月 **29** 日接受

作者介紹

Author's Introduction

姓名	黃祈華
Name	Chi-Hua Huang
服務單位	國立高雄第一科技大學財務金融研究所博士候選人
Department	Ph. D. Candidate, Department of Finance, National Kaohsiung First University of Science and Technology
聯絡地址	高雄市楠梓區卓越路 2 號
Address	No.2, Zhuoyue Rd., Nanzi Dist., Kaohsiung City 811, Taiwan (R.O.C.)
E-mail	kv155266@gmail.com
專長	財務經濟學
Speciality	Financial Economics

姓名	張簡彰程
Name	Chang-Cheng Changchien
服務單位	長榮大學財務金融系副教授
Department	Associate Professor, Department of Finance, Chang Jung Christian University
聯絡地址	台南市歸仁區長大路 1 號
Address	No.1, Changda Rd., Guiren Dist., Tainan City 711, Taiwan (R.O.C.)
E-mail	s121168@ms3.hinet.net
專長	公司財務
Speciality	Corporate Finance

姓名	高子荃
Name	Tzu-Chuan Kao
服務單位	崑山科技大學財務金融系副教授
Department	Associate Professor, Department of Finance, Kun Shan University
聯絡地址	台南市永康區崑大路 195 號
Address	No.195, Kunda Rd., Yongkang Dist., Tainan City 710, Taiwan (R.O.C.)
E-mail	tzuchuan@mail.ksu.edu.tw
專長	公司財務
Speciality	Corporate Finance

姓名	高偉舜
Name	Wei-Shun Kao
服務單位	閩江學院經濟與管理學院副教授
Department	Associate Professor, Department of Economics and Management, Minjiang University
聯絡地址	福建省福州市閩侯縣上街鎮溪源宮路 200 號
Address	No.200, Xiyuangong Road, Shangjie Town, Minhou County, Fuzhou City, Fujian Province
E-mail	mju519008@mju.edu.cn
專長	財務經濟學
Speciality	Financial Economics

姓名	鄭鈺蓓
Name	Yu-Bei Zheng
服務單位	南都汽車股份有限公司車輛部資深行政專員
Department	Department of vehicle, Nandumotor corporation
聯絡地址	台南市永康區中正南路 214 號 3 樓
Address	3F., No.214, Zhongzheng S. Rd., Yongkang Dist., Tainan City 710, Taiwan (R.O.C.)
E-mail	irene251548@gmail.com
專長	公司財務
Speciality	Corporate Finance