

日經 225 指數期貨之避險績效與最適避險策略之探討

沈育展 洪瑞成 邱建良 李命志*

(收稿日期：91 年 11 月 15 日；第一次修正：92 年 2 月 27 日；
第二次修正：92 年 4 月 7 日；接受刊登日期：92 年 4 月 17 日)

摘要

本文以日本股價指數為主要之研究對象，利用大阪日經 225 指數期貨與新加坡日經 225 指數期貨分別探討在空頭避險下應用常見計量模型之避險績效，並利用移動視窗 (moving window) 之方法分析在不同之模型中避險期間長短對於避險績效之影響，以得到最適之避險策略。實證結果發現，計量模型中以雙變量 GARCH 模型之避險績效較其他模型 (VAR 和 ECM) 優越，且不論是以大阪日經 225 指數期貨或是以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具，皆發現隨著避險期間的增長，避險績效也隨之增加，避險績效與避險期間呈正向關係。最後實證結果也發現在不同之計量模型與不同之避險期間下，以新加坡日經 225 股價指數期貨作為避險工具之避險績效顯著優於以大阪日經 225 指數期貨作為避險工具之避險績效。因此本研究在面對日本股價指數波動時最適之避險策略為利用新加坡日經 225 指數期貨配合雙變量 GARCH 模型，做長天期之避險可獲得較佳之避險績效。

關鍵詞彙：避險績效，日經 225 指數期貨，GARCH 模型，ECM 模型，VAR 模型

壹 緒論

從 1970 年代開始，由於各國金融管制的放寬，使資金流動的速度以及資產價值的波動產生劇烈的變化，基於企業及個人風險控管的需求，金融期貨於是誕生，近幾年更是超越傳統商品期貨，成為今日期貨市場的主流。其中股價指數期貨自推出以來，即以驚人的速度成長，最早的股價指數期貨首推 1982 年美國堪薩斯市交易所 (KCBT) 的線形價值 (Value Line) 股價指數期貨。

股價指數期貨單純從字義上來解釋，就是以未來的股價指數作為交割標的物的遠期契約。而股價指數是代表整體股市表現的一種指標，此指標是應用統計學的概念，在全部上市股票或選取一籃子具代表性的股票，以一定的計算方式得出其參考價值，因此可以充份反應出整體股價變動的一致性。

* 作者簡介：沈育展，台灣大學財務金融研究所博士生；洪瑞成，淡江大學財務金融研究所博士生；邱建良，淡江大學財務金融學系副教授；李命志，淡江大學財務金融學系副教授。

避險是期貨市場中普遍使用的策略，通常可分為空頭避險及多頭避險，前者係手中持有股票，且於未來出售該股票，因擔心未來股票可能下跌造成損失，遂於期貨市場賣出指數期貨以規避現貨股票下跌的風險；而後者則是手上未持股票，但於未來將買進股票，因擔心未來股票價格上漲而增加成本，而買進指數期貨以規避指數上漲的風險。空頭避險及多頭避險兩種策略之避險動機相同，僅操作方向相反，因此本文便以持有現貨部位探討空頭避險策略作為最主要之研究主題。

日經股價指數的編制始於 1949 年，它是由東京股票交易所第一組掛牌的 225 種股票的價格所組成。日經 225 股價指數（日經 225）是由日本經濟新聞有限公司（NKS）計算和管理的指數，為各股價指數中歷史最悠久（基期為 1947 年），且為國內外投資人及股市相關者最熟悉的指數，被各國廣泛用來代表日本股市，而自 1991 年 10 月起，日經 225 將每年流通性較低的股票以流通性高的股票替代，使市場的流通性及產業結構的變化能進一步反映到股價上。

1986 年 9 月，新加坡國際金融交易所（SGX-DT）成功地推出了有史以來首度以日本股市為標的期貨——日經 225 指數期貨；而日本本土的大阪證券交易所（OSE）亦於 1988 年 9 月推出自己國內的日經 225 指數期貨，隨後芝加哥商業交易所（CME）也於 1990 年 9 月推出日經指數期貨。對世界各地的投資者來說，日經指數期貨已成為非常有用的對沖交易工具，在世界各地不同交易所買賣的日經 225 期貨合約的相關價值，如今已增至比在各日本股票交易所的總成交值還要高出幾倍。雖然在芝加哥、新加坡及大阪交易所都有日經指數期貨合約上市，但新加坡及大阪交易所日經指數期貨合約除了每一點的價值不同外，契約規格幾乎是一模一樣，契約的價值也皆以日圓（¥）來表示。由於日本擁有全球第二大的證券市場，因此日經 225 指數期貨的成交量也執亞洲指數期貨市場之牛耳，利用該指數期貨合約在兩交易所（OSE、SGX-DT）同時交易的特點進行套利及對沖的投資者相當踴躍。因此，本文便以新加坡日經 225 指數期貨以及大阪日經 225 指數期貨作為本研究之避險工具，在極相似的期貨契約以及無須考慮匯率風險下，利用移動視窗（moving window）之方法，探討日本國內（大阪證交所）以及國外（新加坡國際金融交易所）之日經 225 指數期貨契約在不同避險模型與避險期間下之避險績效，此外為簡化本研究之複雜性，本文不將避險成本列入考慮中。

本文主要貢獻之處有三，第一為分析在不同之避險工具下，避險績效是否會因為應用不同計量模型進行避險分析而有差異性；第二為分析在不同之計

量模型與不同之避險工具下，避險期間長短是否會影響避險績效。第三提供投資人在以日經指數期貨避險時之最佳避險工具參考。

本文共分為四個部分，第一部份為緒論，第二部份文獻回顧，第三部份為研究方法，第四部份為實證結果及分析，第五部份為結論。

貳 文獻回顧

自從指數期貨推出之後，不但提供了投資者避險的管道，同時也給予投機客套利的機會。正因如此，避險策略和績效的相關研究也熱絡了起來。期貨市場通常具有價格發現、避險以及投機等三大功能，一般而言避險是期貨交易的最主要功能。Working (1953) 指出，期貨市場之所以成功，乃奠基於避險需求。而根據 Ederington (1979) 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，(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，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。在最小變異避險理論中，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。Johnson (1960) 與 Stein (1961) 應用 Markowitz (1952) 所提之投資組合理論 (portfolio theory)，將現貨與期貨建構成一避險投資組合來追求風險極小化之最適避險比率，稱為最小變異避險策略。其追求風險極小化之目標函數如下所示：

令現貨與期貨之投資組合為 P

$$P = X_S S - X_F F$$

$$\text{Min Var}(P) = X_S^2 \sigma_S^2 + X_F^2 \sigma_F^2 - 2X_S X_F \sigma_{SF}$$

經目標函數即可求出最適避險比率 (optimal hedge ratio) h^* ：

$$h^* = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2}$$

由於傳統避險策略偏離實際市場狀況，且選擇性避險策略參雜投機動機，加上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。所以，日後之相關避險文獻大多利用最小變異避險策略進行實證分析。

在 Markowitz (1952) 提出投資組合理論降低風險後，Johnson (1960) 與 Stein (1961) 所提出投資組合避險理論則將 Markowitz 之投資組合理論應用於現貨部位的避險，並導出風險極小化之避險比率等於現貨與期貨所配適迴歸的迴歸係數後，便陸續有多位學者分別採用價格水準、價差及報酬率模式來估計避險比率。Ederington (1979) 在追求最小變異數下，利用現貨價差對期貨價差之普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 模型來估算避險比率，分別對 T-Bill、GNMA 二期貨市場避險效果作比較；研究結果發現，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)，以風險極小為追求目標，同時假設股利之發放為隨機，來探討 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，實證結果為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，但此並非意味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。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。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。因此 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。Kroner and Sultan (1993) 在風險極小化下，以外匯期貨進行現貨避險，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。Park and Switzer (1995) 採用雙變量 GARCH 模型來進行樣本外最適避險比率之估計，並與其他模型之結果相比較，實證結果顯示不論考慮交易成本與否，雙變量 GARCH 模型之避險效果比其他模型佳。

Ghosh (1996) 研究利用不同的市場，尋求一個最適的計量模型以推估避險比率。研究的目標市場分別為法國的 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，發現各市場的現貨與期貨間皆存在著共整合關係 (長期均衡關係, Ghosh (1993))，其評估兩種計量模型 (OLS &

ECM) 的避險績效之結論與在 1993 年所得的結論相同, 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, 實證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) 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, 實證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。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 (naïve 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。

在國內的避險相關文獻方面, 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, 樣本外研究期間自 1989 年 12 月 31 日 (日經股價指數達到有史以來最高收盤價) 至 1995 年 12 月底之空頭市場, 資料型態為周資料。結果顯示在利用 SGX 和 OSE 兩期貨交易所的日經股價指數期貨契約對日經股價指數的避險上, 雙變量 GARCH 模型與其他模型的避險效果並無太大差異, 避險效果在不同的避險期間下也無太大差異, 而以 OSE 期貨為避險工具之避險效果似乎較優於 SGX 期貨, 但差距不到百分之一。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, 實證結果發現樣本內之避險效果, 除日經股價指數期貨外, GARCH 模式之避險效果優於傳統 OLS 模式; 而樣本外之避險效果, GARCH 模式之避險效果皆優於傳統 OLS 模式。若投資者未將調整成本加入考量而每期調整期貨部位時, 則運用 GARCH 模式之動態避險策略反而會降低效用。投資者採用 GARCH 模式之動態避險策略, 只有在「風險降低所增加的效用足以彌補調整成本的損失下, 才調整其期貨部位」之策略下, GARCH 模式能優於傳統 OLS 模式。

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。由實證結果發現四種模型中以 ECM 及雙變量 GARCH(1,1) 之避險效果有明顯優於其他兩種計量模型 OLS 及單變量 GARCH(1,1)。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。結果顯示無論在樣本內或樣本外，GARCH 模型在避險效益上的表現明顯優於其他模型，因此以股價指數期貨為標的從事避險時採用動態避險比率，GARCH 模型確實能改善傳統固定避險比率模型之避險效益。

由上述國內外有關避險的文獻可知，大多研究是以各類模型進行避險來探討避險績效和避險策略等問題，或關注的焦點多在如何適當估計避險比率，以便求出最適避險策略。此外，國內外文獻多半指出動態避險模型 GARCH 具有較佳的避險績效，故本文綜合上述文獻後採用 ECM、VAR 和 GARCH 模型在不同期貨市場下，探討避險期間長短對於避險績效的影響以及何者為較佳的避險策略。

參 研究方法

在追求風險極小化之前提下，本研究將比較誤差修正模型 (ECM)、向量自我回歸模型 (VAR)、雙變量 GARCH(1,1) 應用於避險上之避險績效。

一、理論模型

(一) 誤差修正模型 (error correction model, ECM)

在為了避免處理非定態變數所造成長期訊息的損失之缺陷，Granger (1981) 及 Engle and Granger (1987) 提出運用共整合關係加入實證模型之中，作為衡量變數間所具有之長期均衡關係訊息以解決差分過程所造成之長期訊息的損失，其指出：即使個別經濟變數是依循隨機漫步，但假若變數間存在共整合關

係，則這些變數的線性組合在長期內必藉短期的動態調整，而回復至長期均衡，如 Ghosh (1996)。因此，在考量現貨與期貨間的短期動態調整和長期均衡關係，故本文使用 ECM 模型來捕捉現貨和期貨的動態關係，其模型設定如下：

$$\Delta s_t = c + \alpha u_{t-1} + \beta \Delta f_t + \sum_{i=1}^m \theta_{si} \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^n r_{sj} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_{st} \quad (3-1-1)$$

其中， Δs_t ：現貨價差

Δf_t ：期貨價差

c ：常數項

$u_{t-1} = s_{t-1} - rf_{t-1}$ ：誤差修正項

ε_{st} ：第 t 期現貨的殘差項且假設為定態

(3-1-1)中的 β 為避險比率。

(二)向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR)

Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR) 以解決模型的認定問題。Sims 認為經濟活動的特性會隨時間而反映在資料上，因此直接對資料本身加以分析，便容易瞭解經濟活動的本質。分析方法的主要特徵是根據資料本身的特性來進行研究，首先選擇所關心的總體經濟變數放入模型中，將所有變數皆視為內生變數，且不事先設定一先驗的理論基礎來決定變數間的關係。而模型的解釋變數則由所有變數的落後項組成的，所以限制較少，且落後項也沒有一定的理論型式，因此較具彈性 (flexibility) 與一致性。使用 VAR 唯一需要理論基礎的只在變數種類的選取上，如此使 VAR 模型受到較少限制，而其解釋變數是由所有變數的落差項組成的，如此，與時間數列分析法的精神相符合，因為時間數列分析法認為變數的落差項涵蓋了所有有關的訊息，因此本研究採用 VAR 模型為第二個研究模型，其模型設定如下：

$$\Delta s_t = \alpha_s + \sum_{i=1}^m \beta_{si} \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^n r_{sj} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_{st} \quad (3-1-2)$$

$$\Delta f_t = \alpha_f + \sum_{i=1}^a \beta_{fi} \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^b r_{fj} \Delta f_{t-j} + \varepsilon_{ft} \quad (3-1-3)$$

其中， Δs_t ：現貨價差

Δf_t ：期貨價差

α_s 、 α_f ：常數項

ε_{st} 、 ε_{ft} ：第 t 期現貨與期貨的殘差項且假設為定態、獨立且相同分配之二元隨機變數， $\text{Var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_s^2$ ， $\text{Var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_f^2$ ， $\text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$ 。

避險比率的計算方式為：

$$hr = \text{Cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) / \text{Var}(\varepsilon_{ft} | \Omega_{t-1}) = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \quad (3-1-4)$$

(三)雙變量GARCH模型

在 Myers (1991)，Park and Switzer (1995)，Lien and Tse (1998) 等人之研究均發現具有異質變異數性質的雙變量 GARCH(1,1)適合作為避險模型。另外，將上述共整合的觀念納入模型，在模型內加入誤差修正項，即結合了異質變異及誤差修正項後的雙變量 GARCH(1,1)-CI 作為研究模型。此模型在 Kroner and Sultan (1993) 和 Park and Switzer (1995) 等人之研究中均發現確實能有效建立動態避險策略，並較傳統靜態模型具有較好的避險績效，故本文採 GARCH(1,1)模型為第三個研究模型，其模型表示如下：

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_{t-1} - rf_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (3-1-5)$$

$$\Delta f_t = \beta_0 + \beta_1(s_{t-1} - rf_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (3-1-6)$$

$$\varepsilon_{i,t} | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad i = s, f$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t}^2 & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t}^2 \end{bmatrix} \\ = C_0^* C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 & \varepsilon_{s,t-1}\varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}\varepsilon_{s,t-1} & \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} \quad (3-1-7)$$

其中， Δs_t ：現貨價差

Δf_t ：期貨價差

$s_{t-1} - rf_{t-1}$ ：誤差修正項

ε_{st} 、 ε_{ft} ：第 t 期現貨與期貨的殘差項

H_t ：條件變異數矩陣

$h_{s,t}^2$: 現貨於 t 時間之條件變異數

$h_{f,t}^2$: 期貨於 t 時間之條件變異數

$h_{sf,t}$: 現貨與期貨之條件共變數

本模型計算避險比率的方式為：
$$hr = \frac{h_{sf,t}}{h_{f,t}^2}$$

二、避險績效之衡量

避險的精神在於利用期貨價格的損益以抵銷現貨部位價值的損益，以達到降低避險部位總價值變動之目的，而為了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。Johnson (1960)、Stein (1961) 及 Ederington (1979) 基於 Markowitz (1952) 之平均數 - 變異數分析法，以投資組合報酬的變異數來衡量風險，企求最小變異避險比率。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(3-2-1)及第(3-2-2)式：

$$E(U) = E(\Delta s_t) \quad (3-2-1)$$

$$\text{Var}(U) = \text{Var}(\Delta s_t) \quad (3-2-2)$$

其中 $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$

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(3-2-3)及第(3-2-4)式：

$$E(H) = E(\Delta s_t) - bE(\Delta f_t) \quad (3-2-3)$$

$$\text{Var}(H) = \text{Var}(\Delta s_t) - 2b\text{Cov}(\Delta s_t, \Delta f_t) + b^2\text{Var}(\Delta f_t) \quad (3-2-4)$$

其中 $\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$

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(3-2-4)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

$$b^* = \frac{\text{Cov}(\Delta s_t, \Delta f_t)}{\text{Var}(\Delta f_t)} \quad (3-2-5)$$

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(3-2-6)式

$$HE = \frac{\text{Var}(U) - \text{Var}(H)}{\text{Var}(U)} \quad (3-2-6)$$

由於本文之避險操作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 n 次迴圈計算，故整體資料範圍的避險效果可由避險績效指數衡量：

$$HEI = \frac{\sum_{i=1}^n HE_i}{n} \quad (3-2-7)$$

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 $\text{Var}(H)$ 所減少的程度，由式(3-2-4)隱含 $\text{Var}(H)$ 減少之程度主要受避險比率與 $\text{Cov}(\Delta s_t, \Delta f_t)$ 大小所決定。當 $\text{Cov}(\Delta s_t, \Delta f_t)$ 等於 0，由式(3-2-5)可知避險比率亦為 0，則 $\text{Var}(H) = \text{Var}(U)$ ，故避險績效為 0；當 $\text{Cov}(\Delta s_t, \Delta f_t)$ 愈大，亦即期貨報酬與現貨報酬之相關度愈高，則避險比率愈高，故 $\text{Var}(H) < \text{Var}(U)$ ，避險績效因此將上升，表示資產投資組合的變異數將可透過避險行為而降低。

肆 實證結果與分析

一、資料來源與處理

本文以日本的股票市場為主要研究對象，利用大阪日經 225 指數期貨與新加坡日經 225 指數期貨兩種指數期貨來規避日本指數現貨波動之風險。實證研究所須之相關資料，包括日本股價指數現貨、大阪日經 225 股價指數期貨與新加坡日經 225 股價指數期貨，皆取自 Bloomberg 資料庫。資料型態為日資料，取樣期間為 1995 年 3 月 1 日到 2002 年 8 月 15 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，樣本數為 1818 筆。本文並將每日股價指數及其每日期貨指數，以價差的方式來表示，故第 t 期的股價現貨與期貨的

價差定義為：

$$\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$$

$$\Delta f_t = f_t - f_{t-1}$$

其中， Δs_t 為第 t 期股價指數現貨的價差

Δf_t 為第 t 期股價指數現貨的價差

二、單根與共整合檢定

在對資料作時間序列分析之前必須確定資料是否為定態和資料間是否有共整合的關係。本節將利用一般實證常用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 和 Phillip-Perron (PP) 兩種檢定方法來對各個時間序列資料進行單根檢定。由【表一】和【表二】可看出對水準項進行單根檢定的結果，發現原始序列接受單根之虛無假設，即原始資料為非定態的序列；由【表三】和【表四】發現在對原始資料作差分後，含常數項與時間趨勢項和只含常數項的兩種形式，均為拒絕單根之虛無假設，亦即此三個時間序列資料皆為 I(1) 序列。

表一 ADF 單根檢定法 (水準項)

	含常數項與時間趨勢項		只含常數項	
	落差期	檢定統計量	落差期	檢定統計量
日經 225 股價指數	2	-1.9651	2	-0.4090
大阪日經股價期貨	2	-1.9712	2	-0.4137
新加坡日經股價期貨	2	-1.9903	2	-0.4265

附註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準
2.臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)

表二 ADF 單根檢定法 (差分項)

	含常數項與時間趨勢項		只含常數項	
	落差期	檢定統計量	落差期	檢定統計量
日經 225 股價指數	1	-33.0585***	1	-33.0278***
大阪日經股價期貨	1	-33.3222***	1	-33.2920***
新加坡日經股價期貨	1	-33.1295***	1	-33.0992***

附註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準
2.臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)

表三 PP 單根檢定法 (水準項)

	含常數項與時間趨勢項		只含常數項	
	落差期	檢定統計量	落差期	檢定統計量
日經 225 股價指數	2	-2.1548	2	-0.5493
大阪日經股價期貨	2	-2.1807	2	-0.5657
新加坡日經股價期貨	2	-2.1779	2	-0.5700

附註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準
2.臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)

表四 PP 單根檢定法 (差分項)

	含常數項與時間趨勢項		只含常數項	
	落差期	檢定統計量	落差期	檢定統計量
日經 225 股價指數	1	-44.6287***	1	-44.6069***
大阪日經股價期貨	1	-46.4015***	1	-46.3795***
新加坡日經股價期貨	1	-45.2545***	1	-45.2331***

附註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準
2.臨界值參考 Dickey-Fuller (1981)

經過單根檢定的分析後，得知日本的股價指數現貨和大阪、新加坡股價指數期貨時間序列資料皆為 I(1)定態，有相同的共整合級次，可以繼續探討股價指數現貨及期貨間之共整合關係。首先必須選取共整合 VAR 中的最適落差期，選取的標準有 AIC 及 SBC 兩種，本文同時以 AIC 和 SBC 做為選取落後期的指標，結果列於【表五 a】與【表五 b】，表中顯示日本股價指數現貨和大阪、新加坡股價指數期貨的最適落後期都是 2 期。選出最適落差期後，便可針對股價指數現貨及期貨進行共整合分析，探討彼此間是否存在長期均衡關係。

在本文中，將利用 Johansen 最大似估計法來檢定股價指數現貨跟股價指數期貨間的共整合關係。Johansen 提出「最大特性根檢定」及「軌跡檢定」兩種概似比檢定統計量來檢定共整合向量的個數。由【表六】得知日本股價指數現貨和大阪、新加坡股價指數期貨，無論是最大特性根檢定或軌跡檢定均拒絕共整合個數為零的虛無假設，而無法拒絕共整合個數為一的虛無假設，亦即日本股價指數現貨和大阪、新加坡股價指數期貨間各別存在著一個共整合關係，顯示兩期貨市場皆具效率性。

表五 a SBC 準則之最適落差期

股價指數期貨 落差期	大阪股價指數期貨	新加坡股價指數期貨
1	-35662.7287	-35669.2636
2	-35685.3758*	-35687.9704*
3	-35648.0579	-35654.7965
4	-35623.4403	-35629.9349
5	-35580.2787	-35589.7856
6	-35536.3275	-35544.8190
7	-35619.6413	-35624.5452
8	-35602.5248	-35608.0562

附註：*為依據 SBC 準則所選取的最適落後期。

表五 b AIC 準則之最適落差期

股價指數期貨 落差期	大阪股價指數期貨	新加坡股價指數期貨
1	-35740.4198	-35743.0143
2	-35740.7881*	-35747.3229*
3	-35725.1117	-35731.8503
4	-35722.4995	-35728.9941
5	-35701.3389	-35710.8458
6	-35679.3843	-35687.8758
7	-35664.6642	-35669.5681
8	-35639.5400	-35645.0714

附註：*為依據 AIC 準則所選取的最適落後期。

表六 日經 225 股價指數和各指數期貨共整合向量個數檢定

日經 225 股價指數、大阪日經股價指數期貨					
Eigenvalue	L-max	Trace	H0: r	L-max 之臨界值	Trace 之臨界值
0.2532	530.12	530.76	0	10.60	13.31
0.0004	0.64	0.64	1	2.71	2.71
日經 225 股價指數、新加坡日經股價指數期貨					
Eigenvalue	L-max	Trace	H0: r	L-max 之臨界值	Trace 之臨界值
0.2446	509.32	509.99	0	10.60	13.31
0.0002	0.67	0.67	1	2.71	2.71

另外，在採用 GARCH 模型之前，必須先檢定日經 225 股價指數和大阪、新加坡股價指數期貨價差經由(3-1-5)、(3-1-6)模型配適所產生的殘差項，是否具有 ARCH 現象，以支持本研究採用 GARCH 模型進行實證研究。本文採用 Ljung-Box 之 Q 檢定法和 LM 檢定法來對殘差項進行分析，對模型配適所產生的殘差項及殘差項平方作序列相關檢定，若殘差項不具序列相關，而殘差項平方具有序列相關，則表示存在變異數異質性 (ARCH 效果)。由【表七】可知，殘差項不具序列相關，但殘差項平方具有序列相關，顯示資料具有 ARCH 效果，且 LM 檢定也具有同樣的結果，因此可知 ARCH 效果存在。

表七 日經 225 股價指數與大阪、新加坡股價指數期貨 CI 模型殘差項分析

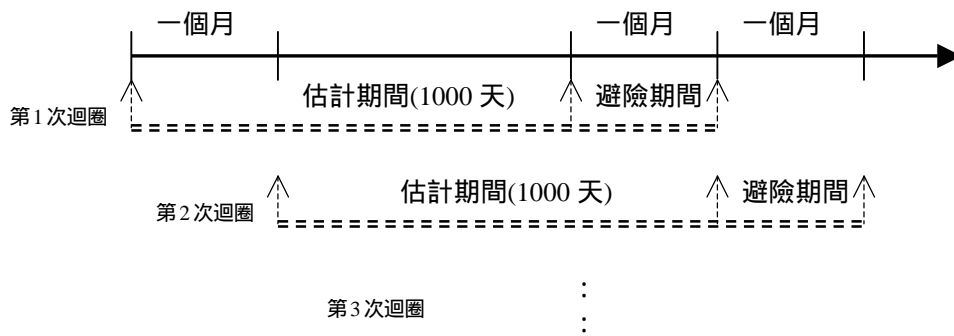
	日經 225 股價指數與 大阪股價指數期貨	日經 225 股價指數與 新加坡股價指數期貨
$s_{s,t}$ 之 Q(20)	22.6734	23.5078
$s_{s,t}^2$ 之 $Q^2(20)$	203.2730***	199.9258***
$s_{s,t}$ 之 L M 檢定	105.0942***	105.3199***
$f_{f,t}$ 之 Q(20)	23.0806	20.5527
$f_{f,t}^2$ 之 $Q^2(20)$	197.4080***	162.7683***
$f_{f,t}$ 之 L M 檢定	106.9378***	95.8096***

註：1. ***表示具 1%的顯著水準。

2. $\varepsilon_{s,t}$ 、 $\varepsilon_{f,t}$ 分別為方程式(3-1-5)與(3-1-6)中的殘差項。

三、樣本外避險實證結果

Benet (1992) 以外匯期貨為實證對象，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，應著重於外在效果，對投資者才有意義。因此本文便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 1995 年 3 月 1 日起並利用移動視窗 (moving window) 之方法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，而本文進行實證之持有避險期間分別為 1 個月、2 個月及 4 個月，迴圈的次數分別為 40 次、20 次以及 10 次，【圖一】是以持有避險期間為一個月，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，然後對避險期間 (即接下來一個月)，實際進行避險，在避險期間期末評估其避險績效，其餘類推。



圖一 估計期間 (1000 天) 與避險期間 (一個月) 之移動視窗方法

表八 GARCH(1,1)—CI 模型之估計結果

	大阪日經 225 指數期貨	新加坡日經 225 指數期貨
α_0	-0.0941**	-0.0263**
α_1	0.0540**	0.0344**
β_0	-0.0983**	-0.2099**
β_1	0.0374**	0.1183*
γ	0.8352*	0.7978**
c_{11}	0.5760**	0.0719**
c_{12}	0.6411**	0.0697**
c_{22}	0.0650**	0.2075**
$a_{1,11}$	0.4010**	0.1144**
$a_{1,22}$	0.4153	0.0388*
$a_{2,22}$	-0.0280**	0.5594*
$g_{1,11}$	0.8468**	0.9917*
$g_{1,22}$	0.8221*	0.5111**
$g_{2,22}$	-0.0806**	0.7030**
Δs_t Q(20)	23.2102	22.6112
$Q^2(20)$	11.1451	16.2074
Δf_t Q(20)	18.1475	15.4571
$Q^2(20)$	9.6528	7.2147
概似函數值	-427.0382	-452.2147

註：1. *、**分別表示具 5%及 1%的顯著水準

$$2. \Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_{t-1} - rf_{t-1}) + \varepsilon_{st}$$

$$\Delta f_t = \beta_0 + \beta_1(s_{t-1} - rf_{t-1}) + \varepsilon_{ft}$$

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{1,11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1}$$

$$h_{12,t} = c_{12}c_{11} + a_{1,11}a_{1,22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11}g_{1,22}h_{12,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{12}^2 + (a_{1,22}^2 + a_{2,22}^2)\varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2)h_{22,t-1}$$

3. Q(20) 表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量

$Q^2(20)$ 表示標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量

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，並利用下期的實際資料計算樣本外之避險績效，因此在本研究三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。【表八】列出 GARCH(1,1)-CI 模型之估計結果，由 Q 檢定可知，其皆無序列相關，表示模型配適良好。【表九】為以樣本外之觀點在不同之避險工具以及不同之計量模型下，根據避險期間之長短不同所計算出之平均避險比率。可以發現避險比率皆小於 1，此與多位學者如 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。

表九 各期貨避險工具在不同模型下之平均避險比率

	避險期間	GARCH(1,1)	ECM	VAR
大阪日經 225 指數期貨	一個月	0.8927	0.9158	0.9251
	二個月	0.8984	0.9158	0.9248
	四個月	0.9157	0.9161	0.9249
新加坡日經 225 指數期貨	一個月	0.9215	0.9287	0.9335
	二個月	0.9347	0.9290	0.9337
	四個月	0.9429	0.9290	0.9343

表十 各期貨避險工具在不同模型下之避險績效指數 (HEI)

	避險期間	GARCH(1,1)	ECM	VAR
大阪日經 225 指數期貨	一個月	0.9064	0.8949	0.8946
	二個月	0.9108	0.8994	0.8992
	四個月	0.9318	0.9144	0.9143
新加坡日經 225 指數期貨	一個月	0.9195	0.8975	0.8976
	二個月	0.9266	0.9045	0.9046
	四個月	0.9413	0.9195	0.9196

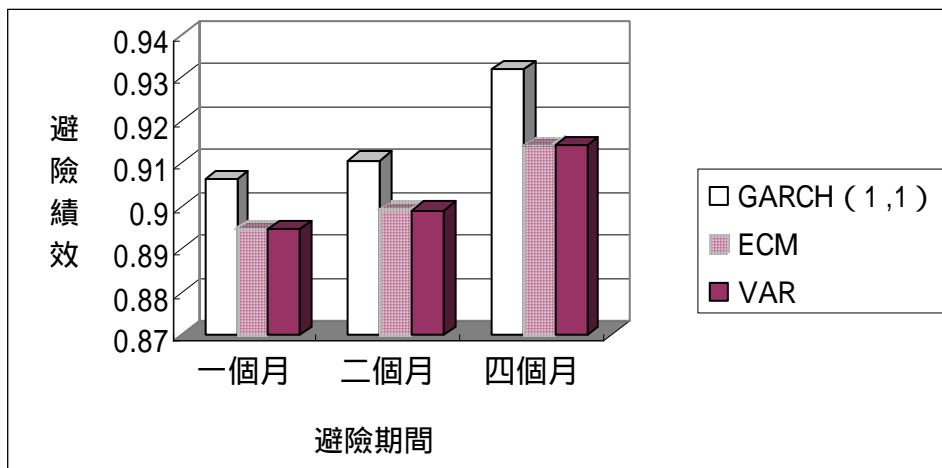
【表十】以樣本外之觀點在不同避險工具與避險模型下，根據避險期間之長短不同，利用估計期間所計算出之避險比率，以移動視窗 (moving window) 之技術計算避險績效指數 (HEI)。

由此實證結果可以發現三個重要的特性：

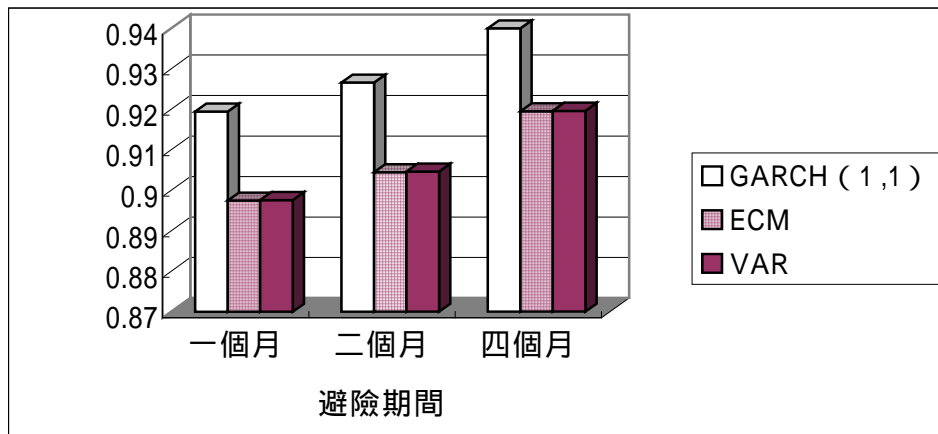
1. 不論是以大阪日經 225 指數期貨【圖二】，抑或是以新加坡日經 225 指數期貨【圖三】作為避險工具，其不論避險期間之長短為何，皆發現 GARCH 模型之避險績效顯著優於 ECM 模型與 VAR 模型，此與 Baillie and Myers (1991)、Kroner and Sultan (1993)、Park and Switzer (1995)、Koutmos and Pericli (1999)、Yeh and Gannon (2000)、江文強 (1997)、林義祥 (1998)、余尚武、賴昌作 (2000) 所得到之研究結論相似，GARCH 模型具有捕捉短期動態之效果，可以反應近期之波動，故避險績效較優於其他模型。此外，與叢宏文 (1996) 實證結果相異，可能原因在於其資料頻率為週資料，而 GARCH 模型適用於高頻率的資料，故若以 GARCH 模型來描述避險行為可能無法捕捉資料特性所致。
2. 同樣藉由【圖二】、【圖三】也可發現，以大阪日經 225 指數期貨或是以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具，不論所採用計量模型為何，避險期間對於避險績效之影響具有正向關係，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後之變異數 $\text{Var}(H)$ 所減少的程度決定，由式(3-2-4)隱含 $\text{Var}(H)$ 減少之程度主要受避險比率與 $\text{Cov}(\Delta S_t, \Delta F_t)$ 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，避險績效因此將上升，而短期間現貨市場與期貨市場之相關性比較小，甚至可能為負數，但長期間而言，現貨與期貨間存在著共整合關係 (長期均衡關係, 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，而叢宏文 (1996) 實證結果表示避險期間長短對避險績效並無很大的差異，此可能因所選取的避險期間最長僅四週所致。因此本實證結果可以從兩方面解釋之：第一、根據式(3-2-4)與(3-2-5)可以發現從理論上而言，隨著避險期間的增長，由於期貨與現貨之相關係數也隨之增加，避險績效也應隨之提高。第二、從實務上操作而言，由於空頭避險乃是基於期貨與現貨波動方向相同時才是一個有效之避險策略，但短時間內期貨與現貨之波動方向有可能相反，空頭避險反而有可能會擴大損失而失去避險之目的，但以長時間而言由於期貨與現貨之相關性非常高，空頭避險可以發揮功

用有效的控制風險，避險績效當然也較佳。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。

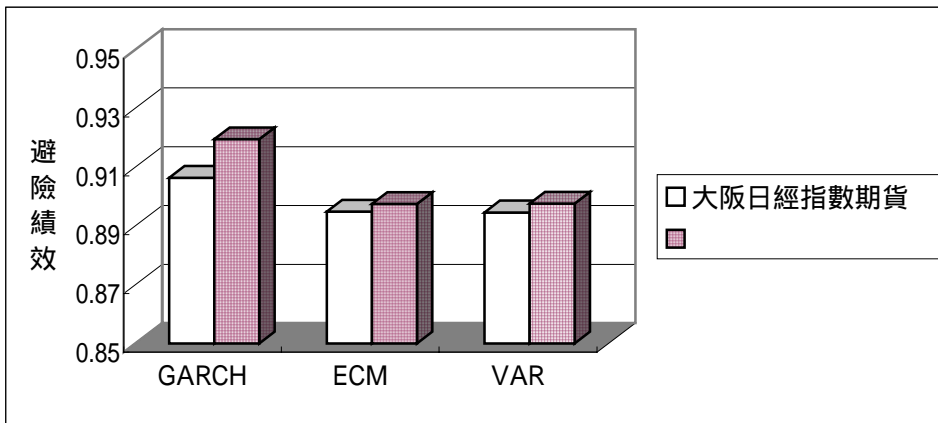
3. 不論避險期間為一個月【圖四】、二個月【圖五】、四個月【圖六】，皆可發現在不同計量模型下，以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具之避險績效顯著優於大阪日經 225 指數期貨。對世界各地的投資者來說，日經指數期貨已成為非常有用的對沖交易工具，雖然大阪日經 225 指數期貨交易量大於新加坡日經 225 指數期貨交易量【圖七】，但在世界各地不同交易所買賣的日經 225 期貨合約的相關價值，如今已增至比在各日本股票交易所的總成交值還要高出好幾倍，新加坡國際金融交易所乃是亞洲地區相當重要的金融期貨交易重鎮，市場成熟交易量大，不但率先推出日經 225 指數期貨，在新加坡國際金融交易所所有交易的商品中日經 225 指數期貨排行第二位，僅次於歐洲美元期貨，霸菱銀行事件中李森便是操作新加坡國際金融交易所的日經 225 指數期貨，可見其重要性。此外，觀察指數現貨與期貨的交易時間【表十一】可發現，新加坡日經 225 指數期貨是在大阪日經 225 指數現貨與期貨開盤前五分鐘就開始交易，因此利用新加坡日經 225 指數期貨從事避險的投資人可利用此五分鐘研判現貨的走勢，並且可利用大阪日經 225 指數現貨與期貨收盤後十五分鐘調整部位，因此以新加坡日經 225 指數期貨從事避險可取得相對優勢，故實證結果也說明雖然新加坡日經 225 指數期貨的交易量小於大阪日經 225 指數期貨，但利用新加坡日經 225 指數期貨的避險績效卻優於大阪日經 225 指數期貨。



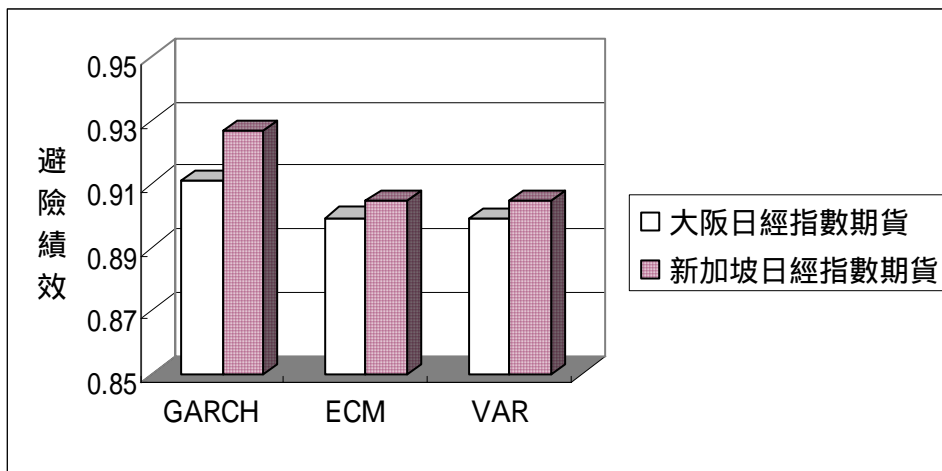
圖二 大阪日經 225 指數期貨



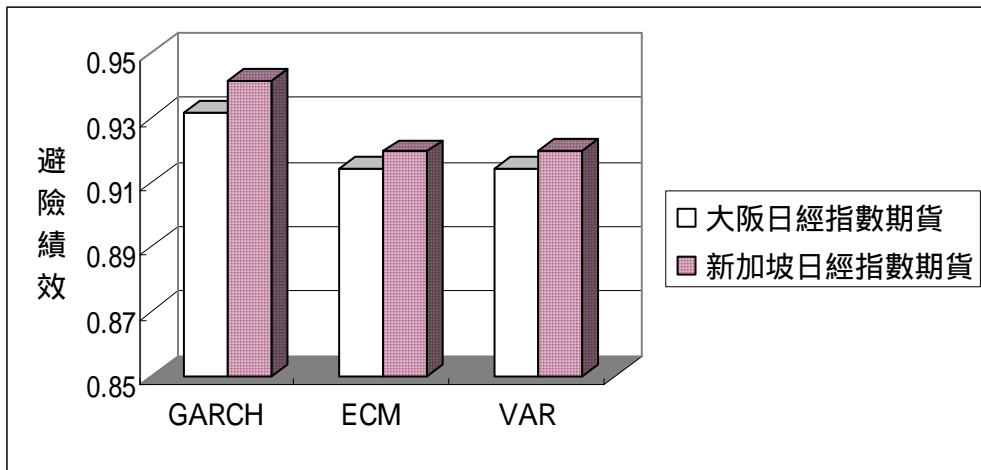
圖三 新加坡日經 225 指數期貨



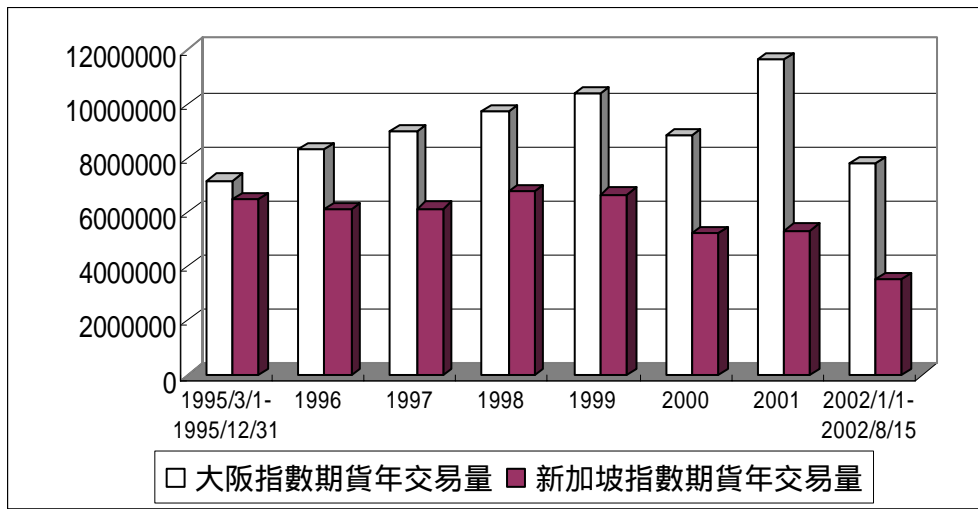
圖四 避險期間一個月



圖五 避險期間二個月



圖六 避險期間四個月

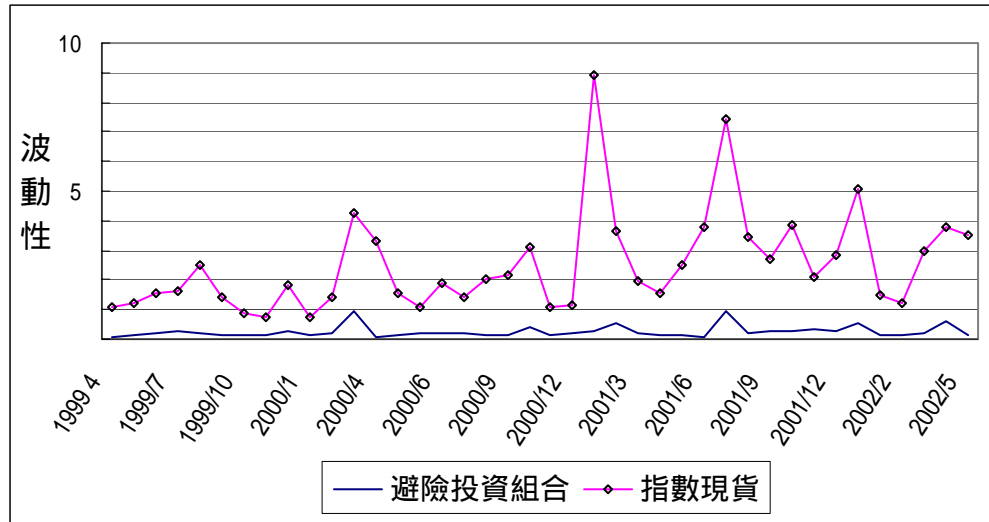


圖七 大阪指數期貨交易量與新加坡指數期貨交易量

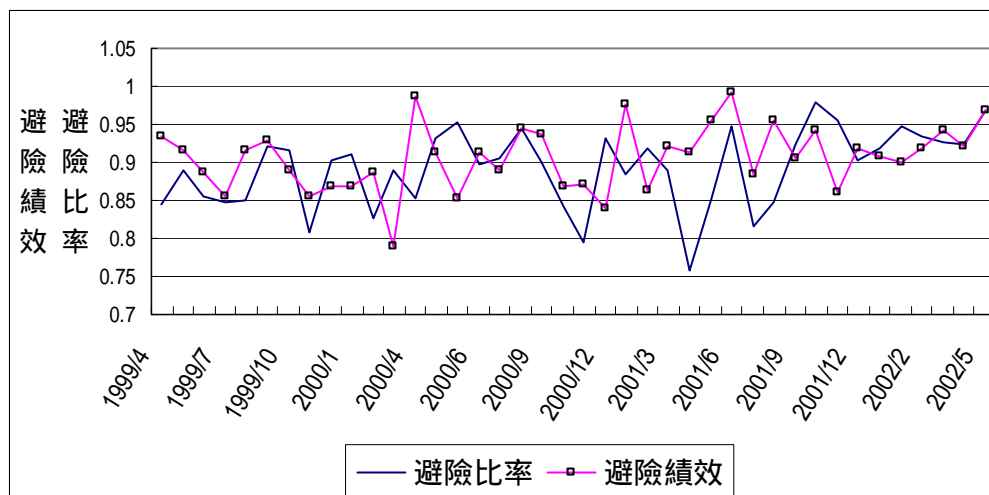
表十一 現貨、期貨交易時間

金融商品	當地交易時間	日本時間
日經 225 股價指數現貨	(一)~(五) 09:00-11:00	(一)~(五) 09:00-11:00
大阪日經 225 股價指數期貨	12:30-15:10	12:30-15:10
新加坡日經 225 股價指數期貨	(一)~(五) 07:55-10:15 11:15-14:25	(一)~(五) 08:55-11:15 12:15-15:25

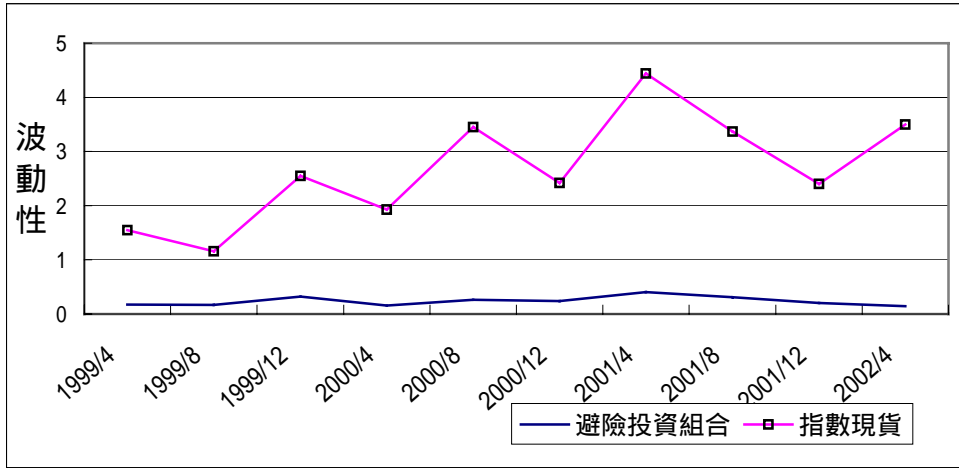
茲將依照計量模型為 GARCH(1,1)，避險工具為大阪日經 225 指數期貨與新加坡日經 225 指數期貨，避險時間為一個月與四個月，利用移動視窗 (moving window) 之技術計算避險前與避險後之投資組合波動性、避險比率以及避險績效，並將走勢圖繪於【圖八】至【圖十五】。



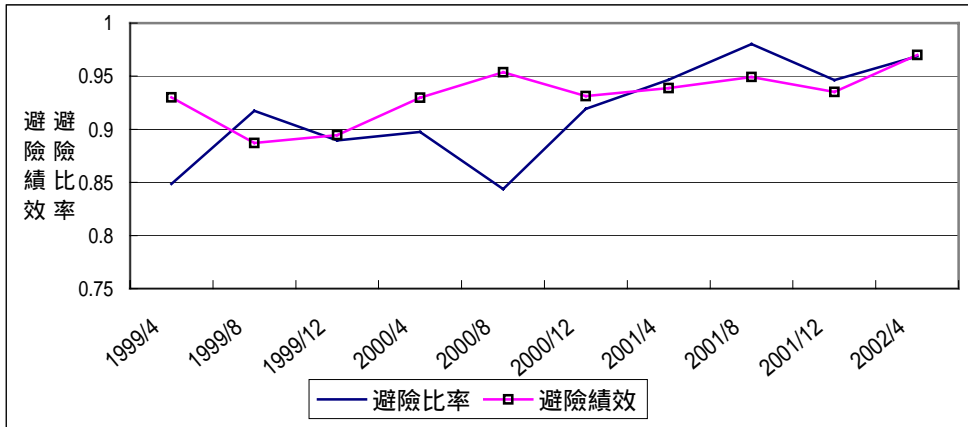
圖八 GARCH(1,1)—大阪日經指數期貨—避險期間一個月



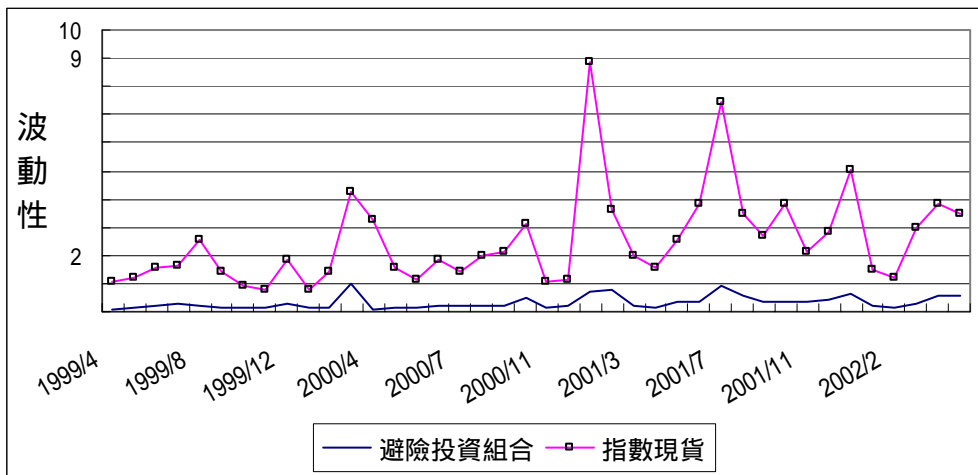
圖九 GARCH(1,1)—大阪日經指數期貨—避險期間一個月



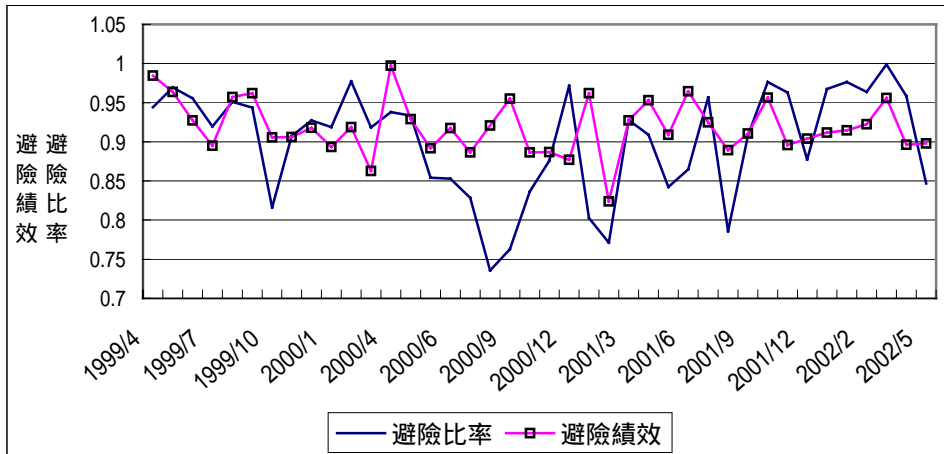
圖十 GARCH(1,1)—大阪日經指數期貨—避險期間四個月



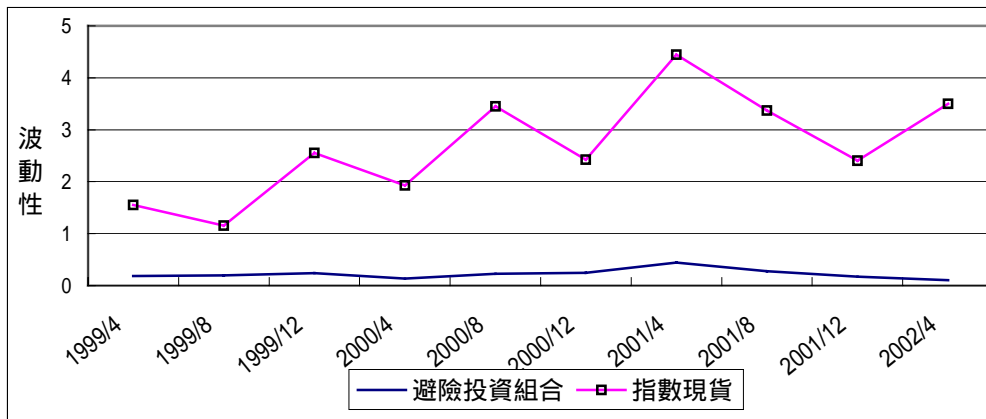
圖十一 GARCH(1,1)—大阪日經指數期貨—避險期間四個月



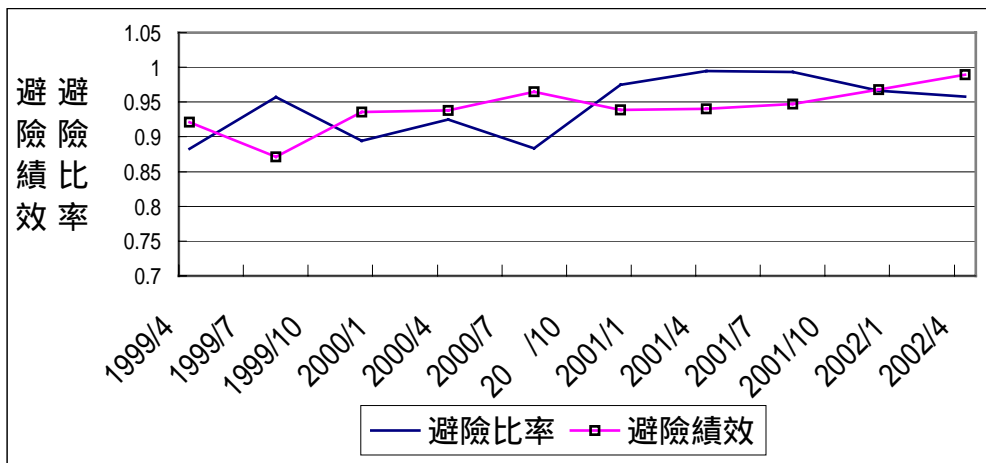
圖十二 GARCH(1,1)—新加坡日經指數期貨—避險期間一個月



圖十三 GARCH(1,1)—新加坡日經指數期貨—避險期間一個月



圖十四 GARCH(1,1)—新加坡日經指數期貨—避險期間四個月



圖十五 GARCH(1,1)—新加坡日經指數期貨—避險期間四個月

伍 結論

隨著全球化金融體系的不斷成型，投資組合也隨之多樣化，對資本市場的投資者而言，在追求提高報酬的前提下如何有效降低投資組合的風險是相當重要的課題，期貨是相當重要的避險工具，如何妥適的設計並利用期貨契約執行避險策略，以有效規避市場現貨價格變動之衝擊，往往是在決定投資成功與否的時點上具有關鍵性的角色。

本研究以日經 225 股價指數為主要之研究對象，自 1995 年 3 月 1 日到 2002 年 8 月 15 日，利用大阪日經 225 股價指數期貨與新加坡日經 225 指數期貨分別利用 ECM 模型、VAR 模型與雙變量 GARCH 模型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，分析樣本外應用不同計量模型下避險期間之長短對於避險績效之影響。

實證結果發現：

1. 不論是以大阪日經 225 指數期貨，或是以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具，以 GARCH 模型之避險績效，不論避險期間之長短下皆優於 ECM 模型與 VAR 模型，GARCH 模型具有捕捉短期動態之效果，可以反應近期之波動，故避險績效較優於其他模型。
2. 以大阪日經 225 指數期貨或是以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具，不論採用之計量模型為何，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。
3. 不論避險期間長短，在不同之計量模型分析下，以新加坡日經 225 指數期貨作為避險工具之避險績效顯著優於大阪日經 225 指數期貨。

GARCH 模型所揭露之避險績效較佳，以及長天期的避險策略可獲得較佳的避險績效，此二個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 GARCH 模型、ECM 模型與 VAR 模型之避險績效差異性，此外本文與叢宏文 (1996) 得到之結論也有相當大的差異性，該篇研究之研究期間為自 1989 年 12 月至 1995 年 12 月，結論是 GARCH 模型與其他模型的避險效果並無太大差異，避險效果在不同的避險期間下也無太大差異，以大阪指數期貨作為避險工具之避險效果似乎無異於新加坡指數期貨，而本文利用不同的研究期間得到相當一致的結論。

因此本研究在面對日本股價指數波動時所建議最適之避險策略為利用新加坡日經 225 指數期貨配合雙變量 GARCH(1,1)模型做長天期之避險可獲得較佳之避險績效。

參考文獻

- 江文強, 「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, 1997 年。
- 余尚武、賴昌作, 「股價指數期貨之避險比率與避險效益」, *管理研究學報*, 2000 年, 頁 1-31。
- 林義祥, 「基金避險與台股指數期貨—比較各計量模型之避險績效」, 淡江大學金融研究所碩士論文, 1998 年。
- 叢宏文, 「日經股價指數期貨避險效果之實證研究 GARCH 模型之應用」, 政治大學企業管理研究所碩士論文, 1996 年。
- Baillie, R. T. and R. J. Myers, "Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 6, 1991, pp.109-124.
- Benet, B. A., "Hedging Period Length and Ex-ante Futures Hedging Effectiveness: The Case of Foreign Exchange Risk Cross Hedges", *Journal of Futures Markets*, Vol.12, 1992, pp.163-175.
- Dickey, D. A and W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49(4), 1981, pp.1057-1072.
- Ederington, L. H., "The Hedging Performance of the New Future Markets", *The Journal of Finance*, No.1, 1979.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol.55(1), 1987, pp.251-276.
- Figlewski, S., "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures", *Journal of Finance*, Vol.39(3), 1984, pp.657-669.
- Gagnon L. and G. Lypny, "The Benefits of Dynamically Hedging the Toronto 35 Stock Index", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, Vol.4(1), 1997, pp.69-78.
- Ghosh A., "Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model", *The Journal of Futures Markets*, Vol.13(7), 1993, pp.743-752.
- Ghosh A., "Hedging with International Stock Index Futures: An Intertemporal Error Correction Model", *The Journal of Financial Research*, Vol.19(4), 1996, pp.447-491.
- Granger, C. W. J., "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, Vol.16, 1981, pp. pp.121-130.
- Johnson, L., "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures", *Review of Economic Studies*, Vol.27, 1960, pp.139-151.

- Koutmos G. and A. Pericli, "Hedging GNMA Mortgage-Backed Securities with T-Note Futures: Dynamic versus Static Hedging", *real Estate Economics*, Vol.27(2), 1999, pp.335-363.
- Kroner K. F. and J. Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.4, 1993, pp.535-551.
- Lien, D., and Y. K. Tse, "Hedging Time-Varying Downside Risk", *Journal of Futures Markets*, Vol.8, No.6, 1998, pp.705-722
- Lindahl, M., "Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures: Duration and Expiration Effects", *The Journal of Futures Markets*, 1992, pp.33-51.
- Markowitz, H., "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, 7(1), 1952, pp.77-91.
- Myers, R. J., "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, Vol.11, 1991, pp.39-53.
- Park, T. H. and L. N. Switzer, "Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Future: A Note", *Journal of Futures Markets*, Vol.15, 1995, pp.61-67.
- Sims, C., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp.1-48
- Stein, J. L., "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices", *American Economic Review*, Vol.51, 1961, pp.1012-1025.
- Working, H., "Futures Trading and Hedging", *American Economic Review*, Vol.43(3), 1953, pp.314-343.
- Yeh, S. C. and G. L. Gannon, "Comparing Trading Performance of the Constant and Dynamic Hedge Models: A Note", *Review of Quantitative Finance & Accounting*, Vol.14(2), 2000, pp.155-60.

Hedging Performance and the Optimal Hedge Strategy of Nikkei 225 Index and Nikkei 225 Index Futures

YU-JAN SHEN, JUI-CHENG HUNG,
CHIEN-LIANG CHIU, MING-CHIH LEE*

ABSTRACT

This paper investigates the optimal hedge strategies between Nikkei225 index futures market and the underlying cash market using various models. We analyze that either hedge portfolios of OSE Nikkei225 index futures or SGX Nikkei225 index futures have better hedge performance to refrain from the loss of trading on the underlying spot market. The empirical results show that the GARCH(1,1) model is superior to other model, such as ECM and VAR model. The hedging period exists positive relationship to the hedging performance either in OSE or SGX Nikkei225 index futures markets, longer the period, better the performance. Additionally, the SGX markets have superior hedging performance than OSE markets. Therefore, we suggest that traders should take the long-term hedge positions in SGX Nikkei225 futures markets when they face the volatility on the Nikkei225 spot markets.

Keywords: hedging performance, Nikkei 225 index futures, GARCH, ECM, VAR

* Yu-Jan SHEN, Ph.D. Student, Department of Finance, National Taiwan University. Jui-Cheng HUNG, Ph.D. Student, Graduate Institute of Money, Banking & Finance, Tamkang University. Chien-Liang CHIU, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University. Ming-Chih LEE, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University.

