管　理　與　系　統
第二十卷 第二期　民國一〇二年四月
355-383 頁

Journal of Management & Systems
Vol. 20, No. 2, April 2013
pp. 355-383

期貨最適組合避險模型：新興市場為例

Optimal Composite Futures Hedging Models: An Application to the Emerging Markets

張巧宜 [1] Chiao Yi Chang　**賴靖宜** [2] Jing-Yi Lai　**莊益源** [2] I-Yuan Chuang
國立臺中科技大學保險金融管理系　**國立中正大學財務金融系**

[1]Department of Insurance and Finance, National Taichung University of Technology and Science and [2]Department of Finance, National Chung–Cheng University

(Received December 8, 2009; Final Version February 17, 2011)

摘要：過去文獻上有為數不少的學者探討各式期貨避險模型，希望能找出達到避險投資組合報酬變異最小的最適避險比率，然而各式避險模型所擷取訊息之角度與程度並不相同，各有千秋。本文提出組合式避險模型，將個別單一模型依不同權重組合形成新的動態避險模型，期能同時納入不同單一模型之優點，使能有效提高避險績效。本研究以五項新興市場指數期貨為例，實證結果發現，等權平均計算之組合式避險方式有助於避免選取失敗模型，可作為投資人進行避險策略之選擇依據。

關鍵詞：期貨避險、避險比率、組合式預測模型、新興市場

Abstract: A sizable research effort has been made to find optimal hedging ratios using futures contracts. The discussion however is limited to a comparison between individual models. Instead of single hedge model, the purpose of this study is to propose an innovative composite hedging strategy by combing different hedging models. The rationale behind the specification is that the composite hedging model synthesizes the advantages from different hedge models and therefore has the potential to improve the hedging performance in terms of risk reduction in portfolio returns. Using stock markets in emerging countries, the empirical results suggest that the equal-weighted

---

本文之通訊作者為張巧宜，e-mail: cyc@nutc.edu.tw。
作者感謝國科會專題計劃補助，計畫編號：NSC97-2410-H-327-014。

composite hedge models particularly have the power to avoid the worst model and should be recognized as a useful hedging strategy.

Keywords: Futures Hedge, Hedge Ratio, Composite Forecasting Model, Emerging Market

1. 前言

文獻上有不少學者曾討論多種計量模型以求算期貨最適避險策略，其概念均利用過去資產自身價格之訊息，配合計量方法以預測避險比率，希冀達到最佳避險效果。文獻所提出之各種避險模型，各有千秋，此間主要的差異在於不同的模型設定對於歷史資訊之運用有所差別，造成所求得之避險比率彼此不同。事實上各模型所捕捉與描繪之資產價格行為，常側重於價格某方面之特性，例如：部分偏重資產在不同時點之波動行為、部分則強調各期報酬間之相關性等。然而，由於不同模型對於過去歷史價格所擷取訊息之角度與程度不完全一致，若依循單一模型作為避險的選擇而遺漏其它方面的訊息，殊為可惜；易言之，若能同時結合兩種以上模型所涵蓋之訊息，應有助於求算最適化的避險比率。過去雖有文獻應用組合式概念對不同研究主題進行預測，惟尚缺乏將不同避險模型作組合式的設計，本文即欲嘗試提出組合式避險模型 (composite hedging models)，以補足單一模型之不足。

除了可納入更廣泛之資訊，組合式避險模型尚有一重要優點，即過去期貨避險模型百家爭鳴，儘管以相同的數個模型進行避險績效競賽，最適模型的選擇常因資產類別相異而不同；而即使資產類別相同，也可能因不同的研究期間而有不同結果，亦即最佳模型在選擇上常出現不穩定 (unstable) 的情況 (Zou and Yang, 2004)。有鑑於此，我們難免存疑：不同文獻所稱之最適避險模型是否僅針對特定時期、特定標的資產適用；甚言之，即使事前未能選擇最佳模型，退而求其次，以次佳模型進行避險，免除誤選最差模型之風險，亦能提供避險之真義。前述之組合式避險模型，即可達此重要目的。

新興市場 (emerging market) 的高獲利性已吸引廣大投資人青睞，然由於新興市場股票價格波動風險也相對較高，其對應的期貨市場已成為新興市場投資人相當重要的避險工具。惟新興國家期貨市場歷史較短，資料也較為缺乏，相關文獻仍不如英美等成熟市場豐富，故本文特別針對新興國家期貨市場進行探討，以增進新興國家期貨市場之瞭解，並以 MSCI 新興市場指數期貨中權重排名最高之韓國股市 Kospi 200 指數期貨、中國香港恆生指數期貨、MSCI 台灣指數期貨、巴西 Bovespa 指數期貨為例，作為投資人操作期貨避險之參考依據。

本研究之目的有三，第一，藉由多種不同模型設定之動態最適避險比率，找尋新興國家期貨市場之最佳避險模型。第二，了解新興國家之期貨市場避險行為之特色與效率表現。第三，嘗

試設計組合式避險模型，透過不同模型擷取訊息的差異，獲取更大資訊集合。不同於以往以個別模型進行期貨最適避險比率計算之研究，本文組合多種計量模型，期可達到二種功效：其一，廣納不同模型涵蓋的資訊而形成之最佳避險模型，能提高避險效率；第二，即便未能在全樣本期間皆被列為最佳模型，組合式避險模型可有效避免成為績效最差之模型。詳言之，本文以過去單一避險計量模型為基礎，依數種組成方式所構成之各式組合式避險模型，從中選出最適避險比率組成權重，觀察個別模型與不同組合式避險模型之避險效果，以及模型之配適度與穩定性，以提供日後進行期貨最適避險比率計算之參考。

本文除了第一部分為全文之介紹外，以下依序為文獻探討、模型設定說明，以及模型實證結果，最後為本研究之結論。

2. 文獻探討

關於避險比率，到底何者可達所謂「最適」避險效果，文獻上有不同詮釋，例如：有以達到投資組合報酬最大者，如：Working (1953) 之預期利潤極大化理論，在現貨與期貨的價差發生變化時從事避險；亦有 Johnson (1960)、Ederington (1979) 等文章，在避險者追求風險極小化的假設下，說明避險者追求投資組合之變異數最小。本文延續 Johnson (1960) 與 Ederington (1979) 對避險之看法，即避險者的主要目的為形成風險極小化的避險策略。

投資人 (避險者) 利用期貨與現貨組成投資組合，根據期貨與現貨價格之正（或負） 相關性，建立反向 (或同向) 部位，可以降低持有現貨之價格風險。若投資人現貨持有部位為一單位，期貨所持有之最佳避險部位稱為最適避險比率 (Optimal Hedging Ratio; OHR)。Johnson (1960) 在避險者追求風險極小化的假設下，說明避險者追求投資組合之變異數最小，所導出的最適避險比率可以「現貨與期貨報酬之共變異數和期貨報酬之變異數之比率」表示。Stein (1961) 與 Ederington (1979) 則建議以現貨報酬作為應變數，以期貨報酬作為自變數所構成之簡單迴歸模型，其斜率係數恰為投資組合的最適避險比率。其後有不少學者根據 Engle (1982) 與 Bollerslev (1986) 所提出之 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型與 GARCH (General ARCH) 模型，延伸成為雙變量模型，進一步將斜率係數調整為現貨與期貨報酬之「條件共變異數」和期貨報酬之「條件變異數」之比率。然而諸多模型對於現貨與期貨報酬之共變異數、期貨報酬之變異數之設定不同，各有所長，若單純採用特定模型作為最適避險比率之計算，對變數資訊捕捉往往並不周延。不同的模型，對於變數之間的關係假設有所差異，所以若僅應用一種預測模型，則僅能獲取單一變數設定關係之訊息。

本文所欲應用之組合式預測概念，最早由 Bates and Granger (1969) 提出，係將兩種模型組合成一預測模型，藉此納入不同模型對資訊之判讀，可以補足單一預測模型之不足，並成功的提高預測之精準度。惟在納入各個模型時，須設定不同的權重，藉之將個別模型整合成一個新

的模型。針對組合權重之設計，亦有不少學者提出相關之討論 (參考：Amendola and Storti, 2008; Bordley, 1986; Chong and Hendry, 1986; Clemen, 1989; Deutsch *et al*., 1994; Diebold and Lopez, 1996; Granger and Ramanathan, 1984; Hansen, 2008; Hendry and Clements, 2004; Lam *et al.*, 2001; Newbold and Harvey, 2002; Stock and Watson, 1999; Terui and van Dijk, 2002; West and McCracken, 1998; Winkler and Makridakis, 1983)。

支持組合式預測可提高預測準確度的實證研究已見諸於文獻者包括，例如：Mills and Stephenson (1985) 以英國貨幣總額作研究，發現組合式預測較個別時間序列模型預測較佳；Flores and White (1988) 討論組合式預測於市場銷售量之應用；Leung *et al.* (2001) 將組合式預測應用於多國之股票指數預測上；Zou and Yang (2004) 分別以模擬數據與實質數據，支持組合式預測模型能克服模型選擇不穩定之問題；Rapach and Strauss (2005) 實證結果顯示，在預測美國密蘇里州受雇員工成長率時，組合式預測優於自我迴歸模型 (autoregression model)；Kapetanios *et al.* (2006, 2008) 則成功地以組合式模型降低英國通貨膨脹之預測誤差；Shen *et al.* (2008) 對旅遊需求之預測實證指出，不論在考量何種預測區間，組合式預測皆較個別模型預測為佳；Wright (2008)、Sanchez (2008) 則分別支持組合式預測在匯率上、風力發電能源預測之優異表現；Guidolin and Timmermann (2009) 以美國短期利率為研究，發現組合式預測在樣本外預測時，當預測期間較長時，能有效提升預測準確度。綜合以上文獻，皆指出組合式預測模型在預測上的優異表現。

關於「組合避險」一辭，過去文獻曾以多個期貨契約，對同一個標的現貨進行避險，其作法為同時求取多個期貨對同一現貨之迴歸係數，並以迴歸係數作為避險比率，故各個期貨契約各有其避險比率，接著以此數個避險比率對同一標的資產進行避險，並發現此類型之組合式避險，較單一避險模型績效為佳 (Chen and Sutcliffe, 2007)。然而，Lien (2008) 提出此類型之組合式避險模型所計算之避險比率可能具有偏誤 (biased)，惟該文所指稱之情況為以多個期貨契約對單一現貨契約進行避險，與本文探討的情況並不相同。

Lien (2005) 一文中提出，一般情況下 (不包括樣本具結構性變化)， OLS 模型之避險績效，常會優於其他誤差修正模型 (ECM) 模型及其延伸之避險績效。然該文所提出之論證，建基於變異數與共變數不隨時間改變所計算之避險比率，與本文討論之時變型避險比率有別。另外，各式單一模型相關的文獻 (包括 Lien (2005))，在提出避險比率之各種設計時，即使模型設計很複雜，單一模型皆僅能根據期貨、現貨之歷史資料模擬單一行為，而組合式避險模型具有結合兩種模型以上特性之優勢。例如：當結合迴歸模型所求得之避險比率 (常數式) 與多變量條件變異數模型 (時變式) 時，避險比率的觀點雖仍然為變異數與共變數組成之避險比率；然而，該最適避險比率之資訊內涵為過去不同模型所能捕捉的資訊內涵之聯集，理當能超越單一模型最適性之討論範圍。另外，依權重的設計不同，也可以在權重本身納入更多之資訊內涵；例如，若以

極小變異數加權平均法計算組合權重，則權重計算中所納入之各式避險組合變異之相關性 (本文之(12)式之 $\rho_{h,ij}$)，可會影響各時間點上對單一模型之倚賴權重。諸如上述額外資訊的納入，蓋為單一模型所欠缺。

Bessler and Brandt (1979) 指出，若每一模型所計算之預測值具有不偏性，則以簡單加權平均法組合各模型之預測值後，並限制權重總和為一，則加權平均預測值仍具不偏性；即使各模型有偏誤，透過加權平均可以讓正偏誤與負偏誤相抵銷，以更接近真實值。另依 Aiolfi and Timmermann (2006) 指出，面對眾多個別預測模型時，可先將個別模型依其過去之預測績效作分類，再依各類別予以不同權重後組合形成新的預測值。綜合過去文獻，本文將已普遍被使用之期貨避險模型，依單變量迴歸模型、多變量 GARCH 模型分為兩類，再依此兩類作兩兩組合以進行組合式避險。在權重取得上，由於最佳避險為避險投資組合之變異數達到最小，符合 Bates and Granger (1969) 所提出之「組合後預測誤差變異數，將小於或等於所有個別模型之預測誤差變異數」原理，本文即援用此兩相雷同的概念，將組合預測模型應用於最佳避險投資組合的求取。另外，由於 Clemen (1989)、Rapach and Strauss (2005) 均指出簡單平均權重計算之結果不亞於其他複雜權重模型，因此本文亦納入均等權重進行組合式避險模型。

由於新興市場價格波動風險較為劇烈，相對具有較大幅的獲利機會，但同時投資人對於新興市場股市之避險需求亦隨之增加。然而，新興市場國家之期貨市場機制建立較晚，甚至有些國家仍缺乏期貨市場 [1]。過去期貨避險研究多偏重於較為成熟的市場，例如：Figlewski (1984) 探討 Value Line、S&P 500、NYSE 三種股價指數期貨；Lindahl (1992) 探討 MMI、S&P 500 股價指數期貨；Ghosh (1993) 探討法國 CAC40 股價指數、英國 FTSE100 指數、日本日經 225 指數、德國 DAX 股價指數；Park and Switzer (1995) 探討 S&P 500、Toronto 35 股價指數期貨；Yeh and Gannon (2000) 探討雪梨期交所之 SPI 期貨契約等。文獻上在新興市場避險效果之文獻明顯較為缺乏，因而本文選定 MSCI 新興市場指數期貨中權重排名最高之四種指數作為研究標的，以多國期貨市場進行實證研究，作為日後投資人進行期貨避險之參考。

如前所述，由於部分新興市場尚未發行期貨商品，導致投資人於其股票市場投資缺乏避險管道，適逢芝加哥期貨交易所於 2007 年 10 月 21 日新推出 MSCI 新興市場指數 E-mini 期貨，每日可交易時間為 24 小時，亦即任何時刻都可進行交易，為投資人提供相當便利之避險工具，其現貨為 MSCI 新興市場指數 (MSCI emerging markets index)，包涵 25 個新興市場國家超過 800 家企業股票計算而得。新興國家別及其占 MSCI 新興市場指數權重，整理如表 1。

[1] 中國於 2010 年 4 月始推出第一個金融期貨契約：以滬深 300 指數為標的資產之股票指數期貨。泰國期貨交易所 (Thailand Futures Exchange; TFEX) 則於晚近 2006 年成立第一個指數期貨 (SET 50)。

表 1 新興國家及其占 MSCI 新興市場指數權重

區 域 別	新興國家及其占 MSCI 新興市場指數權重
亞洲	韓國(16.10%)、中國(14.59%)、台灣(11.95%)、印度(6.60%)、馬來西亞(2.44%)、印尼(1.53%)、泰國(1.44%)、菲律賓(0.53%)、巴基斯坦(0.2%)
拉丁美洲	巴西(11.02%)、墨西哥(5.15%)、智利(1.52%)、秘魯(0.66%)、阿根廷(0.63%)、哥倫比亞(0.29%)
歐洲及中西非	俄羅斯(9.29%)、南非(7.18%)、以色列(2.28%)、波蘭(1.74%)、土耳其(1.60%)、匈牙利(1.01%)、捷克(0.76%)、埃及(0.74%)、摩洛哥(0.33%)、約旦(0.11%)

3. 模型設定與實證步驟

本節說明過去文獻對避險模型之設定。本文延用數種傳統模型以計算最適避險比率，並提出四種本文欲發展之組合式預測避險模型。

依據 Johnson (1960) 提出風險極小化為避險的主要目的，在股價指數與指數期貨價格變動正相關的前提下，投資人可建立避險投資組合：持有 C_s 單位多頭現貨部位與 C_f 單位空頭期貨部位，避險投資組合報酬率 R_h 為：

$$R_{h,t} = \frac{C_s S_t R_{s,t} - C_f F_t R_{f,t}}{C_s S_t} = R_{s,t} - hR_{f,t} \tag{1}$$

上式中，S_t 與 F_t 分別為現貨與期貨市場在 t 期時的價格，$R_{s,t}$ 與 $R_{f,t}$ 分別為股價指數與指數期貨第 t 期報酬率，$h = \frac{C_f F_t}{C_s S_t}$ 為避險比率，依最小變異數避險比率 (mean-variance hedge ratio) 原則可求算最適避險比率，說明如下。根據(1)式，避險組合的報酬變異為：

$$Var(R_{h,t}) = C_s^2 \sigma_s^2 + C_f^2 \sigma_f^2 + 2C_s C_f \sigma_{sf} \tag{2}$$

上式中，σ_s^2、σ_f^2 分別為現貨與期貨報酬之變異數，σ_{sf} 為現貨與期貨報酬之共變數。為使避險組合的報酬變異極小，對上式 C_f 微分，並令一階導數為 0，可求得最適期貨避險比率為：

$$h = \frac{Cov(R_{s,t}, R_{f,t})}{Var(R_{f,t})} = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} = \rho \ \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \tag{3}$$

上式中，ρ 指現貨與期貨之相關係數。(3)式恰為現貨報酬對期貨報酬進行迴歸之斜率係數。另

外，若考慮資產報酬在各時點具有異質變異性，引進時點 t 過去之資訊集合 Ω_{t-1} ，可進一步將最適避險比率表示為：

$$h_t\big|\Omega_{t-1} = \frac{\sigma_{sf,t}\big|\Omega_{t-1}}{\sigma_{f,t}^2\big|\Omega_{t-1}} \tag{4}$$

由上式可以將條件變異數模型帶入，第(3)式則可改寫為下式：

$$h_t = \frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_{f,t}^2} = \rho_t \frac{\sigma_{s,t}}{\sigma_{f,t}} \tag{3'}$$

上式中，最適避險比率隨著時間而改變，即各時點上動態調整最適避險比率，其可透過多種不同之計量模型進行估算。以下說明本文欲操作之各式模型設定與實證步驟。

3.1 模型設定

3.1.1 單純避險 (Naïve) 模型

此模型假設現貨報酬與期貨報酬完全正相關，其最適避險比率為 1。該策略顯然十分簡便，雖然實際上現貨報酬與期貨報酬不為完全正相關，但此模型可作為基礎模型以供比較。

3.1.2 單變量迴歸模型

模型假設最適避險比率為常數，由於迴歸模型之斜率係數恰為最適避險比率，故可以迴歸分析進行估計：

$$R_{s,t} = \alpha + \beta R_{f,t} + \varepsilon_t \tag{5}$$

該策略已考慮現貨報酬與期貨報酬非完全相關的特性，惟仍忽略誤差項實證上可能存在異質變異。

3.1.3 多變量 DVECH 模型

本研究首先以 Bollerslev *et al*. (1988) 所提出之 DVECH (Diagonal Vector Conditional Heteroskedastic) 模型進行多變量 GARCH 估計，其與兩組單變量 GARCH (1,1)模型類似：

$$R_{s,t} = c_1 + \varepsilon_{1t} \tag{6}$$

$$R_{f,t} = c_2 + \varepsilon_{2t} \tag{7}$$

$$vech(H_t) = K + A \cdot vech(H_{t-1}) + B \cdot vech(\Xi_{t-1}\Xi_{t-1}) \tag{8}$$

$$\Xi_t\big|\psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \tag{9}$$

上式中，H_t 為 2×2 之變異數－共變數矩陣，Ξ_t 為 2×1 之殘差向量，ψ_{t-1} 表示在時點 t-1 之資訊集合。符號 *vech* (·)為行疊加運算因子 (column-stacking operator)。K、A，及 B 表示係數矩陣。

3.1.4 多變量 BEKK-GARCH 模型

BEKK 模型由 Engle and Kroner (1995) 提出，模型中的條件平均方程式同(6)式與(7)式，條件變異數－共變異數矩陣設定如下：

$$H_t = KK' + A \cdot H_{t-1} A' + B \Xi_{t-1} \Xi_{t-1}' B \tag{10}$$

上式中，K 為下三角 2×2 矩陣，A 與 B 為方陣，H_t 為對稱之 2×2 正定矩陣。

3.1.5 變量 CCC-GARCH 模型 (Constant Correlation Coefficients GARCH)

Bollerslev (1990) 利用常數條件相關係數應用在變異數“時變”的概念上，模型表示如下：

$$H_t = D_t R D_t \text{, where } D_t = diag\{\sqrt{h_{i,t}}\} \tag{11}$$

上式中，$diag\{\cdot\}$表示對角線元素為 “.”之對角矩陣，$h_{i,t}$ 可為單變量 GARCH 模型定義，R 為條件相關係數矩陣，矩陣內元素為 ρ_{ij} ，對角線元素 $\rho_{ii} = 1$。

如(3')式，在 CCC-GARCH 條件相關係數假設為常數 ρ ，由於條件變異數會隨時間而改變，故最適避險比率也會隨時間而改變。

3.1.6 組合式避險模型

本文首次提出將組合式預測概念應用到避險模型，我們稱之「組合式避險模型」。其原理為，給定多個單一模型個別適當的權重，對此多個模型進行加權平均而得到新的組合預測值，以結合各種不同模型之隱含資訊，進而提高預測的正確性。以下說明本文權重之計算。

(1) 極小變異數加權平均法：

本文參考過去文獻中不同預測模型之預測誤差加權極小的概念 (Bates and Granger, 1969; Newbold and Granger, 1974)，以極小化加權避險組合報酬變異之原則決定各模型的權重。詳言之，令第 i 種模型在 t 時點所計算之最適動態避險比率為 $h_{i,t}$ ，可計算各時間上避險投資組合報酬，表示為 $R_{hi,t} = R_{s,t} - h_{i,t} R_{f,t}$ ，定義並計算 $R_{hi,t}$ 在避險期間之變異數為 $\sigma_{h,i}^2$ 。依此程序，若考慮 n 種避險模型，則有 n 個變異數 $\sigma_{h,i}^2$ 。接著，給予各模型適當權重 w_i 以形成組合模型，其組合後之變異數 $\sigma_{h,c}^2$（謂之組合變異數）可計算如下：

$$\sigma_{h,c}^2 = \sum_{i=1}^{n} w_i^2 \sigma_{h,i}^2 + \sum_{\substack{i \\ i \neq j}}^{n} \sum_{j}^{n} w_i w_j \rho_{h,ij} \sigma_{h,i} \sigma_{h,j} \tag{12}$$

上式中，$\rho_{h,ij}$ 為 i 種與第 j 種避險投資組合報酬 $R_{hi,t}$ 與 $R_{hj,t}$ 之相關係數。Aiolfi and Timmermann (2006) 探討加拿大、美國、英國等七個國家，包含工資、利率等共計 43 種經濟活動之資產價格，該文建議先對原始模型分類，再進行組合式預測，本文依其模型分類之觀點，以單變量迴歸模

型配合一種多變量模型，進行兩兩成對之模型進行組合式避險，在極小化組合變異數 $\sigma_{h,c}^2$ 下之權重可表示為：

$$w_1 = \frac{\sigma_{h,1}^2 - \rho_{h,12}\sigma_{h1}\sigma_{h2}}{\sigma_{h,1}^2 + \sigma_{h,2}^2 - 2\rho_{h,12}\sigma_{h,1}\sigma_{h,2}} \tag{13}$$

$$w_2 = 1 - w_1 \tag{14}$$

此模型特色為加入了兩種避險模型之避險投資組合報酬之相關係數。最後取權重 w_1、w_2 與兩兩成對之最適避險比率 $h_{1,t}$ 、 $h_{2,t}$ ，可計算動態組合式最適避險比率 $h_{c,t}$ ：

$$h_{c,t} = w_1 h_{1,t} + w_2 h_{2,t} \tag{15}$$

特別說明的是，在多變量 GARCH 家族模型所計算之動態最適避險比率，如(3')式，其中所指稱之變異數 $\sigma_{s,t}^2$ 、 $\sigma_{f,t}^2$ 或共變數 $\sigma_{sf,t}$ ，為現貨報酬 $R_{s,t}$ 與期貨報酬 $R_{f,t}$ 於研究期間之變異數或共變數。而本研究欲進行之組合式避險模型過程中，在(12)、(13)式所指稱之變異數 $\sigma_{h,1}^2$ 、 $\sigma_{h,2}^2$ 或相關係數 $\rho_{h,12}$ ，為兩兩不同避險模型之避險投資組合報酬 $R_{h1,t}$ 、 $R_{h2,t}$ (由買進現貨、賣出期貨組成）計算而得。

若以投資組合理論之寓意，雖納入越多不同模型所得到的避險比例，會使得避險投組之變異數更小，然需建立在一個假設前提下：各不同策略所得之相關性 (如：共變數) 具皆為負值，才能保證使得避險投組之變異數變小。但實證上，不同策各所得之相關係數，很難皆為負值，此乃因各式不同策略所得之避險投資組合，由 R_s 與 R_f 為實證基礎，係出於同源：在某避險模型下之避險比率設定 h_1 ，求得避險組合報酬 $R_{h1,t}$ ，進而求得 $\sigma_{h,1}^2$ ；再由另種避險型下之避險比率設定 h_2 ，同樣求得 $\sigma_{h,2}^2$ ，但 $\sigma_{h,1}^2$ 與 $\sigma_{h,2}^2$ 之相關性，即(13)式中之 $\rho_{h,12}$ ，為負值之可能性不大。因之，納入愈多模型所得到的避險比例，不盡然會使避險投組之變異數更小。

(2) 簡單平均法:

根據 Clemen (1989)、Rapach and Strauss (2005)，簡單平均權重法之表現常勝過其他較複雜之權重設計，因此本文亦將簡單平均法納入模型比較，即(15)式中的權重 w_1、w_2 同樣都設為 50%。

3.2 實證步驟

避險比率績效以風險減少比率 (risk reduction ratio) 來衡量：

$$Risk\ reduction = \frac{\sigma_u - \sigma_h}{\sigma_u} \times 100\% \tag{16}$$

上式中， σ_u 與 σ_h 為未避險與避險後之投資組合報酬之標準差。此比率越大，表示避險後 σ_h 愈小，故避險效果越佳。

針對全樣本期間分別進行樣本內 (in sample) 模型與樣本外 (out-of-sample) 模型分析；其中，若以全期樣本進行參數估計，再計算避險前後之投資組合報酬率標準差，其百分比之降低程度，稱之為樣本內預測。本文之樣本外預測，則以 250 個交易日 (約為一日曆年) 作為動態避險之計算窗格期間 (window period)，以滾動資料 (rolling data) 進行參數估計，即以最初之 250 筆資料估計參數後，最後一筆日期向未來推移一期，同時將第一筆日期資料刪除，故仍維持 250 筆資料數進行下一期之參數估計，依此類推，直至全期樣本皆被使用結束。以香港恆生指數期貨為例，全樣本具 5207 筆，則進行 4957 (= 5207 – 250) 次參數估計並計算最適避險比率，進一步得到避險前後之投資組合報酬率之標準差與(16)式之風險減少比率，作為探討各個避險模型之避險績效的依據。

最後，參酌 Lee and Yoder (2007) 作法，本文採行 White's Reality Check 來檢定避險績效差異之顯著性。此檢定方法最早被應用於期貨避險策略績效的檢定始於 Lee *et al*. (2006)，該文提供期貨避險績效一個具統計基礎的檢定指標，對期貨避險文獻而言深具貢獻，繼之引用的研究包括 Lee and Yoder (2007)、Alizadeh *et al*. (2008) 等。本文避險績效之統計檢定設計如下，由於組合避險策略的優勢係在避免錯誤的選擇，因此定義一相對避險績效的衡量指標如下式：

$$f_{k,t+1} = -\left(\Delta S_{t+1} - \beta_{k,t+1}\Delta F_{t+1}\right)^2 + \left(\Delta S_{t+1} - \beta_{w,t+1}\Delta F_{t+1}\right)^2 \tag{17}$$

其中，k 代表第 k 個組合避險策略，本文包括迴歸與 DVECH、迴歸與 BEKK、迴歸與 CCC 等三種，而因組合權重的不同又可分為極小變異加權平均與簡單平均兩組各三種組合避險策略；w 則代表單一策略中避險績效最差的方法，在本文中因市場不同而有差異。若組合避險策略所形成之報酬波動，小於單一策略中最差的避險策略，則表示組合避險策略的避險績效較佳，即(17) > 0, $\forall\ k$。根據此邏輯而形成虛無假設

$$H_0 : \max_k \left\{ E\left(f_k\right) \right\} \le 0 \tag{18}$$

因此若拒絕(18)式所呈之虛無假設，表示有足夠證據說明組合避險策略中績效表現最差的策略，其避險績效仍高於單一避險策略中表現較差者，隱含組合策略可有效規避單一策略因錯誤選擇的風險。為檢定上述的虛無假設，根據 White (2000) 之 Reality Check 的方法，其統計檢定量定義為

$$T_n^{RC} = \max_k \left(n^{1/2}\,\bar{f}_k\right) \tag{19}$$

其中，$\bar{f}_k = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} f_{k,t}$，$n$ 為樣本外預測的期數。為取得統計參考值，延續Lee *et al*. (2006)、Lee and Yoder (2007) 以及Alizadeh *et al*. (2008)，我們採用Politis and Romano (1994) 的stationary bootstrap 技術，模擬各個避險策略下投資組合的報酬。模擬時採區段抽樣 (block sampling)，並假設每一次抽樣之樣本長度服從一成功機率(q)為0.9之幾何分配 (geometric distribution)，而樣本起始期服從一間斷均勻分配 (discrete uniform distribution)，直到報酬序列長度達到n止始視為單一抽樣，抽樣總次數為1000。

4. 實證結果

4.1 研究樣本

本文選定MSCI新興市場指數，以及該指數中權重排名最高之四個市場：韓國股市Kospi 200指數期貨、中國香港恆生指數期貨、MSCI台灣指數期貨，以及巴西Bovespa指數期貨為例。由於MSCI新興市場指數自2007年10月22日掛牌，樣本數較少，而其他之四組股價指數期貨資料的取樣期間較長，可觀察較長期之避險效果。資料來源為CRB資料庫。資料期間為自CRB資料庫中可取得之該期貨最早資料起始日起，到2009年2月20日為止。相關樣本起始日與資料筆數臚列於表2。本文採各指數之近月期貨契約為實證資料，為了避免期貨契約接近到期日時，避險者或套利者進行平倉所引起之成交量異常變大之現象，期貨近期契約在到期日前5日即取次一近日契約作為觀察樣本。

表 2 為樣本資料之敘述性統計及期貨現貨共整合分析，在 panel A 中，各指數之峰態係數皆大於常態分配之峰態係數 3，呈現厚尾現象。經由 Jarque-Bera 之常態分配檢定統計量，發現各指數之價格與其日報酬率之統計值皆拒絕資料服從常態分配之虛無假設，並由 Ljung-Box Q 統計量，發現香港恆生指數與 MSCI 台灣指數期貨之日報酬率序列資料呈現自我相關；而由 Q^2 統計量發現各指數報酬率，無論是期貨或現貨之分配皆呈現變異數之異質性。本文以 Phillip-Perron (PP) 檢定法進行單根檢定，確認各報酬率資料皆符合定態序列。另外，由表 2 之 Panel B，對各指數之現貨與期貨報酬進行共整合檢定，無論由軌跡檢定或最大特徵根檢定，都顯示各指數報酬之現貨與期貨呈現共整合關係。而共整向量係數 $[\beta_1, \beta_2, \beta_0]$ 顯示了期現貨之長期關係，LR 檢定指出，當限制共整向量為 $[1, -1, \beta_0]$ 期貨報酬與現貨報酬，於 5%的顯著水準下，除了韓國之外，其他各國無法拒絕期貨、現貨報酬之共整合向量存在一對一之關係 (one-to-one)。

4.2 實證結果

本節依樣本內之事後概念 (ex post) 與樣本外之事前 (ex ante) 之預測概念，將期貨避險依各國指數配合不同模型說明如後。

表2　敘述性統計及共整合檢定

ER：MSCI新興市場指數，HS：香港恆生指數，KS：韓國Kospi 200指數，TW：MSCI台灣指數，ZE：巴西Bovespa指數。Panel A中之PP檢定指Phillips and Perron (1988) 單根檢定，1%, 5%, 10%臨界值為-3.45, -2.86, -2.57。Panel B中之落後期數指未受限制之VAR模型之最適落後期數長度，此最適落後期數以Schwartz (1978) Information Criterion決定。最大特徵根檢定之虛無假設為r＝0個共整合向量，對立假設為r＝1個共整合向量。5%臨界值為15.67與9.24。軌跡檢定之虛無假說為至少有r=0個共整合向量，對立假說為共整合向量大於r個，H_0 與 H_1 之5%臨界值為19.96與9.24，臨界值之計算採Osterwald-Lenum (1992) 方法。

Panel A: 敘述性統計

	ER				HS				KS			
	指數		報酬率（%）		指數		報酬率（%）		指數		報酬率（%）	
	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨
平均數	956.212	954.751	-0.272	-0.275	10676.370	10675.150	0.033	0.033	121.153	121.530	0.030	0.028
標準差	280.872	279.038	0.040	0.024	5786.065	5781.931	0.018	0.019	54.556	54.897	0.022	0.024
偏態係數	-0.556	-0.563	0.231	-0.249	0.585	0.585	-2.982	-1.113	0.680	0.678	-0.110	-0.003
峰態係數	1.702	1.711	8.332	6.652	3.301	3.299	70.597	27.416	2.559	2.565	6.064	5.764
JB檢定	40.884	40.969	399.756	189.668	316.220	316.658	9988.707	1303.858	233.565	231.876	1077.292	872.004
Q (6)	1914.700	1930.500	23.278	16.913	3106.200	3104.900	36.437	28.186	1633.400	1632.900	25.184	16.309
Q^2(6)	1907.900	1924.200	151.660	176.760	3094.600	3092.800	106.460	741.410	1631.900	1631.200	351.410	542.220
PP檢定	-0.285	-0.144	-22.330	-14.889	-1.197	-1.223	-70.368	-73.563	-1.364	-1.365	-49.371	-53.259
資料起始日	2007/10/22				1987/7/22				1998/1/20			
資料筆數	336				5207				2741			

	TW				ZE			
	指數		報酬率（%）		指數		報酬率（%）	
	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨	現貨	期貨
平均數	282.448	281.855	-0.025	-0.024	49848.280	50269.180	0.009	0.010
標準差	60.291	60.143	0.018	0.022	10984.810	10986.390	0.024	0.024
偏態係數	0.287	0.272	0.045	-0.108	0.189	0.202	-0.020	-0.246
峰態係數	2.664	2.662	5.319	7.405	1.744	1.749	7.805	5.873
JB檢定	53.070	49.280	645.580	2331.813	48.922	49.107	655.279	241.089
Q (6)	1677.800	1666.800	16.349	32.840	3946.000	3945.200	7.518	10.521
Q^2(6)	1676.300	1663.500	306.230	328.010	3947.100	3945.700	312.310	303.630
PP檢定	-1.932	-2.204	-52.501	-57.872	-1.273	-1.296	-26.912	-26.523
資料起始日	1997/1/21				2006/5/22			
資料筆數	2878				682			

Panel B:共整合檢定

指數	落後階數	H_0	統計量		標準化之共整合向量 $(1,\ \beta_2, \beta_0)$	LR檢定 $H_0: \beta_2 = 1$	限制後之共整合向量
			λ_{max}檢定	λ_{trace}檢定		[p-value]	
ER	1	r=0	130.063	134.097	(1,-1.003,-0.561)	0.663	(1, -1, -3.260)
		r=1	4.034	4.034		[0.415]	
HS	5	r=0	290.610	293.107	(1,-1.001, 7.664)	3.744	(1, -1, -1.760)
		r=1	2.498	2.498		[0.053]	
KS	4	r=0	90.608	93.009	(1,-0.994, -0.392)	9.980	(1, -1, 0.346)
		r=1	2.401	2.401		[0.002]	
TW	3	r=0	150.421	155.091	(1, -1.008, 1.666)	3.694	(1, -1, -0.470)
		r=1	4.670	4.670		[0.055]	
ZE	2	r=0	47.091	48.978	(1, -1.001, 485.742)	0.081	(1, -1, 429.621)
		r=1	1.887	1.887		[0.776]	

4.2.1 樣本內期貨避險績效

多變量GARCH模型 (DVECH、BEKK、CCC) 之係數估計結果臚列於表3、表4、及表5中，雖以不同的多變量GARCH模型估計，各模型係數的顯著性狀況不同，無法直接比較，但各條件

表 3　多變量 GARCH 模型－DVECH 估計結果

ER：MSCI 新興市場指數，HS：香港恆生指數，KS：韓國 Kospi 200 指數，TW：MSCI 台灣指數，ZE：巴西 Bovespa 指數。DVECH 模型之設定如下：

$$R_{s,t} = c_1 + \varepsilon_{1t} \text{；} R_{f,t} = c_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$vech(H_t) = K + A \cdot vech(H_{t-1}) + B \cdot vech(\Xi_{t-1}\Xi_{t-1}) \text{；} \Xi_t | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

	ER	HS	KS	TW	ZE
c_1 $(\times 10^{-3})$	-2.704	0.531 ***	0.559 *	-0.116	1.843 ***
	(-1.516)	(2.997)	(1.667)	(-0.434)	(2.978)
c_2 $(\times 10^{-3})$	-2.721 **	0.561 ***	0.555	-0.123	1.599 **
	(-2.353)	(2.698)	(1.520)	(-0.387)	(2.540)
$K(1,1) \times 10^{-3}$	11.440 ***	4.097 ***	4.550 ***	4.546 ***	7.540 ***
	(4.068)	(17.860)	(11.101)	(11.347)	(6.983)
$K(2,1) \times 10^{-3}$	3.840 ***	4.136 ***	4.587 ***	5.335 ***	7.170 ***
	(1.864)	(15.120)	(10.282)	(11.273)	(6.676)
$K(2,2) \times 10^{-3}$	5.759 ***	1.434 ***	1.143 ***	1.730 ***	0.000
	(3.079)	(8.232)	(3.824)	(5.388)	(0.000)
$A(1,1)$	0.311 ***	0.319 ***	0.287 ***	0.302 ***	0.368 ***
	(4.427)	(21.520)	(14.793)	(15.343)	(8.658)
$A(2,1)$	0.291 **	0.306 ***	0.284 ***	0.314 ***	0.312 ***
	(2.376)	(19.140)	(13.958)	(15.729)	(7.598)
$A(2,2)$	0.112	0.103 ***	0.079 ***	0.086 ***	0.066 ***
	(0.582)	(9.988)	(6.824)	(6.242)	(3.899)
$B(1,1)$	0.903 ***	0.914 ***	0.937 ***	0.921 ***	0.876 ***
	(23.475)	(127.500)	(121.083)	(93.079)	(35.268)
$B(2,1)$	0.914 ***	0.922 ***	0.939 ***	0.912 ***	0.896 ***
	(11.546)	(119.600)	(115.837)	(84.061)	(36.835)
$B(2,2) \times 10^{-3}$	-0.006	-0.003	0.004	0.003	11.980
	(-0.000)	(-0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.057)
$Q(12)$ 現貨	23.020	66.800	16.930	17.740	12.600
$p-value$	(0.028)	(0.000)	(0.152)	(0.124)	(0.399)
$Q(12)$ 期貨	20.500	465.400	403.150	374.490	65.540
$p-value$	(0.058)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$Q^2(12)$ 現貨	114.250	262.370	18.500	29.760	35.500
$p-value$	(0.000)	(0.000)	(0.101)	(0.003)	(0.000)
$Q^2(12)$ 期貨	16.710	90.870	109.900	109.550	3.888
$p-value$	(0.161)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.985)

註：各係數估計值下方之括號，表示 t 值，*, **, ***分別表示 1%, 5%,與 10%之顯著水準。

表 4 多變量 GARCH 模型－BEKK 估計結果

ER：MSCI 新興市場指數，HS：香港恆生指數，KS：韓國 Kospi 200 指數，TW：MSCI 台灣指數，ZE：巴西 Bovespa 指數。BEKK 模型之設定如下：

$$R_{s,t} = c_1 + \varepsilon_{1t} \text{ ； } R_{f,t} = c_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = KK' + A \cdot H_{t-1} A' + B \Xi_{t-1} \Xi_{t-1}' B$$

	ER	HS	KS	TW	ZE
c_1 $(\times 10^{-3})$	-1.694	0.855 ***	1.009 ***	0.301	1.578 ***
	(-1.591)	(5.612)	(3.496)	(1.194)	(2.649)
c_2 $(\times 10^{-3})$	-1.246	0.879 ***	0.976 ***	0.354	1.331 **
	(-1.509)	(5.249)	(3.211)	(1.245)	(2.151)
$K(1,1) \times 10^{-3}$	3.500	1.722 ***	1.012 ***	2.004 ***	4.579 ***
	(1.581)	(11.915)	(4.453)	(5.924)	(4.931)
$K(2,1) \times 10^{-3}$	2.412	1.344 ***	0.852 **	0.281	4.953 ***
	(0.587)	(7.686)	(2.157)	(0.756)	(3.318)
$K(2,2) \times 10^{-3}$	6.485 ***	1.056 ***	0.889 ***	1.927 ***	2.697 ***
	(6.855)	(13.024)	(8.126)	(5.145)	(10.957)
$A(1,1)$	0.144	0.323 ***	0.178 ***	0.421 ***	0.527 **
	(1.510)	(12.003)	(3.648)	(8.713)	(2.241)
$A(2,1)$	-0.488 ***	-0.083 ***	-0.208 ***	-0.143 **	-0.117
	(-7.782)	(-3.027)	(-3.977)	(-2.513)	(-0.492)
$A(1,2)$	0.224 **	-0.099 ***	0.008	-0.233 ***	-0.273
	(2.236)	(-4.155)	(0.178)	(-5.575)	(-1.231)
$A(2,2)$	0.412 ***	0.311 ***	0.402 ***	0.362 ***	0.241
	(5.515)	(12.349)	(7.741)	(7.084)	(1.070)
$B(1,1)$	1.033 ***	0.915 ***	0.989 ***	0.847 ***	1.078 ***
	(19.470)	(76.555)	(56.469)	(28.077)	(4.506)
$B(2,1)$	0.287 ***	0.018	0.072 ***	0.143 ***	0.627 ***
	(7.503)	(1.430)	(3.693)	(4.031)	(2.671)
$B(1,2)$	-0.235 ***	0.050 ***	-0.006	0.118 ***	-0.137
	(-1.785)	(4.834)	(-0.338)	(4.559)	(-0.563)
$B(2,2)$	0.401 ***	0.951 ***	0.912 ***	0.850 ***	0.332
	(4.988)	(85.166)	(47.873)	(27.621)	(1.374)
$Q(12)$ 現貨	18.860	62.680	15.710	17.370	13.750
$p-value$	(0.092)	(0.000)	(0.205)	(0.136)	(0.317)
$Q(12)$ 期貨	26.200	226.130	384.890	263.730	68.270
$p-value$	(0.010)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$Q^2(12)$ 現貨	12.760	319.440	27.710	58.440	9.114
$p-value$	(0.387)	(0.000)	(0.006)	(0.000)	(0.693)
$Q^2(12)$ 期貨	35.160	3.440	58.350	11.820	4.145
$p-value$	(0.000)	(0.992)	(0.000)	(0.460)	(0.981)

註：各係數估計值下方之括號，表示 t 值，*, **, ***分別表示 1%, 5%,與 10%之顯著水準。

表 5　多變量 GARCH 模型－CCC 估計結果

ER：MSCI 新興市場指數，HS：香港恆生指數，KS：韓國 Kospi 200 指數，TW：MSCI 台灣指數，ZE：巴西 Bovespa 指數。CCC 模型之設定如下：

$$R_{s,t} = c_1 + \varepsilon_{1t} \text{ ； } R_{f,t} = c_2 + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = D_t R D_t \text{ , where } D_t = diag\{\sqrt{h_{i,t}}\}$$

	ER	HS	KS	TW	ZE
c_1 $(\times 10^{-3})$	-0.819	0.846 ***	1.304 ***	0.483 **	1.887 ***
	(-0.708)	(5.592)	(5.031)	(2.030)	(3.212)
c_2 $(\times 10^{-3})$	-0.784	0.897 ***	1.278 ***	0.562 ***	1.634 **
	(-0.903)	(5.396)	(4.632)	(2.045)	(2.741)
$K(1,1) \times 10^{-3}$	0.015	0.006 ***	0.001	0.004 ***	0.011 **
	(1.623)	(8.494)	(1.592)	(4.168)	(2.392)
$K(2,2) \times 10^{-3}$	0.008	0.006 ***	0.001	0.007 ***	0.011 ***
	(1.474)	(8.152)	(1.596)	(4.889)	(2.191)
$A(1,1)$	0.152 ***	0.083 ***	0.065 ***	0.075 ***	0.115 ***
	(3.284)	(13.427)	(9.551)	(9.097)	(4.623)
$A(2,2)$	0.154 ***	0.078 ***	0.073 ***	0.079 ***	0.109 ***
	(3.544)	(13.650)	(9.749)	(10.280)	(4.408)
$B(1,1)$	0.843 ***	0.896 ***	0.942 ***	0.923 ***	0.884 ***
	(20.001)	(131.051)	(179.627)	(119.770)	(40.715)
$B(2,2)$	0.842 ***	0.905 ***	0.935 ***	0.913 ***	0.888 ***
	(23.718)	(144.759)	(166.599)	(122.030)	(39.028)
ρ_{ij}	0.567	0.939	0.950	0.936	0.975
$Q(12)$ 現貨	17.730	67.160	16.590	16.470	13.610
$p-value$	(0.124)	(0.000)	(0.166)	(0.171)	(0.326)
$Q(12)$ 期貨	19.870	572.600	412.860	396.520	94.690
$p-value$	(0.070)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$Q^2(12)$ 現貨	13.740	281.900	8.053	20.500	7.356
$p-value$	(0.318)	(0.000)	(0.781)	(0.058)	(0.833)
$Q^2(12)$ 期貨	17.070	1428.700	309.179	274.800	19.330
$p-value$	(0.147)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.081)

註：各係數估計值下方之括號，表示 t 值，*, **, ***分別表示 1%, 5%,與 10%之顯著水準。

變異數之係數矩陣中，皆存在至少有一元素之係數估計顯著異於0，表示條件變異數矩陣能捕捉變數分配之厚尾現象。

表 6 為樣本內避險績效之實證結果。在一般單變量模型中，五種指數的簡單迴歸模型均較單純避險模型為佳；在現貨報酬與期貨報酬間實證上並非完全正相關的情形下，結果符合預期。多變量 GARCH 家族之三種模型中，則以 BEKK-GARCH 的表現最佳，BEKK-GARCH 並同時超越單變量模型的績效表現。以韓國為例，BEKK-GARCH 之風險降低比率為 62.18%，大於迴歸模型之 61.52%與單純避險模型之 57.84%。另一方面，DVECH 與 CCC-GARCH 模型在 MSCI 新興市場指數之避險效果不佳，風險降低比率分別為 14.95%與 16.17%，甚至低於單純避險模型之 17.79%。

而本文所欲探討之組合式避險模型，以各個指數觀察，單一指數之風險降低比率，最高者皆為組合式避險模型，而非個別模型，與預期相符。MSCI 新興市場指數期貨、香港恆生指數期貨、MSCI 台灣指數期貨、及巴西 Bovespa 指數期貨避險效果最佳者同為：以極小變異數加權平均計算權重之迴歸與 BEKK-GARCH 組合模型 (避險績效分別為 20.07%、57.86%、61.37%、73.80%)；韓國 Kospi 200 指數期貨避險效果最佳者為：以極小變異數加權平均計算權重之迴歸與 CCC-GARCH 組合模型 (62.32%)。

兩種權重計算方式中，就樣本內預測而言，以極小變異數加權平均作為權重計算時，其整體之避險效果最佳，不論迴歸模型與任何多變量 GARCH 模型形成組合，當以極小變異數加權平均計算組合權重時，五種指數之避險效率均較個別迴歸模型佳。其中，若考量避險績效穩定度，五種指數中有四種指數 (韓國 Kospi 200 除外)，以迴歸模型與 BEKK-GARCH 組合配合極小變異數加權平均作權重計算時，其風險降低比率皆落於該指數之第一名，韓國則排名第二。

有兩點值得注意，第一，組合式模型的避險效果，會受到其組合來源模型的影響，若某個別模型之避險效果明顯較佳，則其在組合式避險模型作為被組合之子模型時，也會有較佳之避險績效。以香港恆生指數為例：在多變量 GARCH 模型中，表現最佳的是 BEKK-GARCH，其避險效果達 50.76%，在組合式避險模型中，即得到 BEKK-GARCH 與迴歸所組成的組合模型最佳，以極小化變異加權平均之 BEKK-GARCH (57.86%) 優於 DVECH (51.14%) 與 CCC-GARCH (55.07%)，簡單平均之 BEKK-GARCH (48.25%) 優於 DVECH (46.61%) 與 CCC-GARCH (37.32%)。同樣地，觀察 MSCI 新興市場指數也有相似結果。第二，組合式避險模型在樣本內預測時，的確能得到較佳之避險效果，其中又以極小變異數加權平均計算權重，配合迴歸與 BEKK-GARCH 組合之表現最好。

另外，就最差之模型而言，MSCI 新興市場指數及巴西 Bovespa 指數以 DVECH 最差(14.95%、73.13%)，香港恆生指數以 CCC-GARCH 最差 (19.18%)，韓國 Kospi 指數與台灣指數期貨則以迴歸模型最差 (61.52%、59.93%)，顯見各樣本指數最差之模型皆為個別模型，而非組合式避險模型，隱含以組合式避險模型於樣本內預測時，能避免選取最差模型。此實證結果與 Wong *et al*. (2007) 之結論一致，該文以事後概念探討到香港觀光人數，指出雖然組合式預測並非永遠地比個別最佳模型佳，但卻也皆非最差模型，故可降低預測失敗的風險。

表 6 樣本內期貨避險績效

本表列示與未避險比較之風險減少比率(risk reduction ratio)，5項股價指數期貨之代號與樣本期間說明如後：ER為MSCI新興市場指數 (2007/10/22 ~2009/2/20)，HS為香港恆生指數期貨 (1987/7/22 ~2009/2/20)，KS為韓國Kospi 200指數期貨 (1998/1/20 ~2009/2/20)，TW是MSCI台灣指數期貨 (1997/1/20 ~2009/2/20)，ZE指巴西BOVESPA 指數期貨 (2006/5/22 ~2009/2/20)。

風險減少比率			(%)		
避險模型	ER	HS	KS	TW	ZE
單變量模型					
單純避險模型	17.79	45.95	57.84	49.53	73.45
迴歸模型	17.86	50.73	61.52	59.93	73.46
多變量 GARCH 模型					
DVECH	14.95	38.90	61.99	60.96	73.13
BEKK	18.08	50.76	62.18	60.70	73.79
CCC	16.17	19.18	61.80	60.59	73.42
組合式避險模型					
1. 極小變異數加權平均					
迴歸與 DVECH	19.13	51.14	62.18	61.07	73.67
迴歸與 BEKK	20.07	57.86	61.91	61.37	73.80
迴歸與 CCC	18.05	55.07	62.32	60.76	73.76
2. 簡單平均					
迴歸與 DVECH	16.61	46.61	62.15	60.93	73.65
迴歸與 BEKK	18.33	48.25	61.89	61.33	73.74
迴歸與 CCC	17.23	37.32	62.25	60.69	73.76

4.2.2 樣本外期貨避險績效

依五項股票指數，將各方法下避險比率隨時間變動之動態估計結果，描繪於圖 1 到圖 5。各圖之(A)子圖為單一避險模型 (即非組合式避險模型) 之避險比率，(B)子圖為組合式避險模型之避險比率。另外，為了方便作比對，於(B)子圖中也描繪了迴歸模型之結果。以各單一避險模型而言，若以避險比率波動幅度大小排序，由圖 1 之 MSCI 新興市場指數與圖 5 巴西指數之波動幅度由大到小分別為 BEKK、CCC、DVECH、迴歸模型；由圖 2 香港恆生指數、圖 3 韓國指數、國 4 之 MSCI 台灣指數之波動幅度由大到小分別為 CCC、BEKK、DVECH、迴歸模型。以組合式避險模型而言，在組合後之動態避險比率呈現較未組合前來得平滑，但與迴歸模型計算之避險比率相較，波幅仍較大。由此可知，一般而言，在多變量條件變異數模型之避險比率均較迴歸模型波幅來得大，在未組合前，單一模型若在某時點呈現避險比率特別大或小之較極端現象，而組合式避險比率將會平抑此較大或較小之避險比率。我們無法定論波幅較大或較小的模型能帶來較佳之避險績效，但組合式避險比率的確能同時兼具不同模型之特點，使得避險比率之型態保有不同模型之內涵。

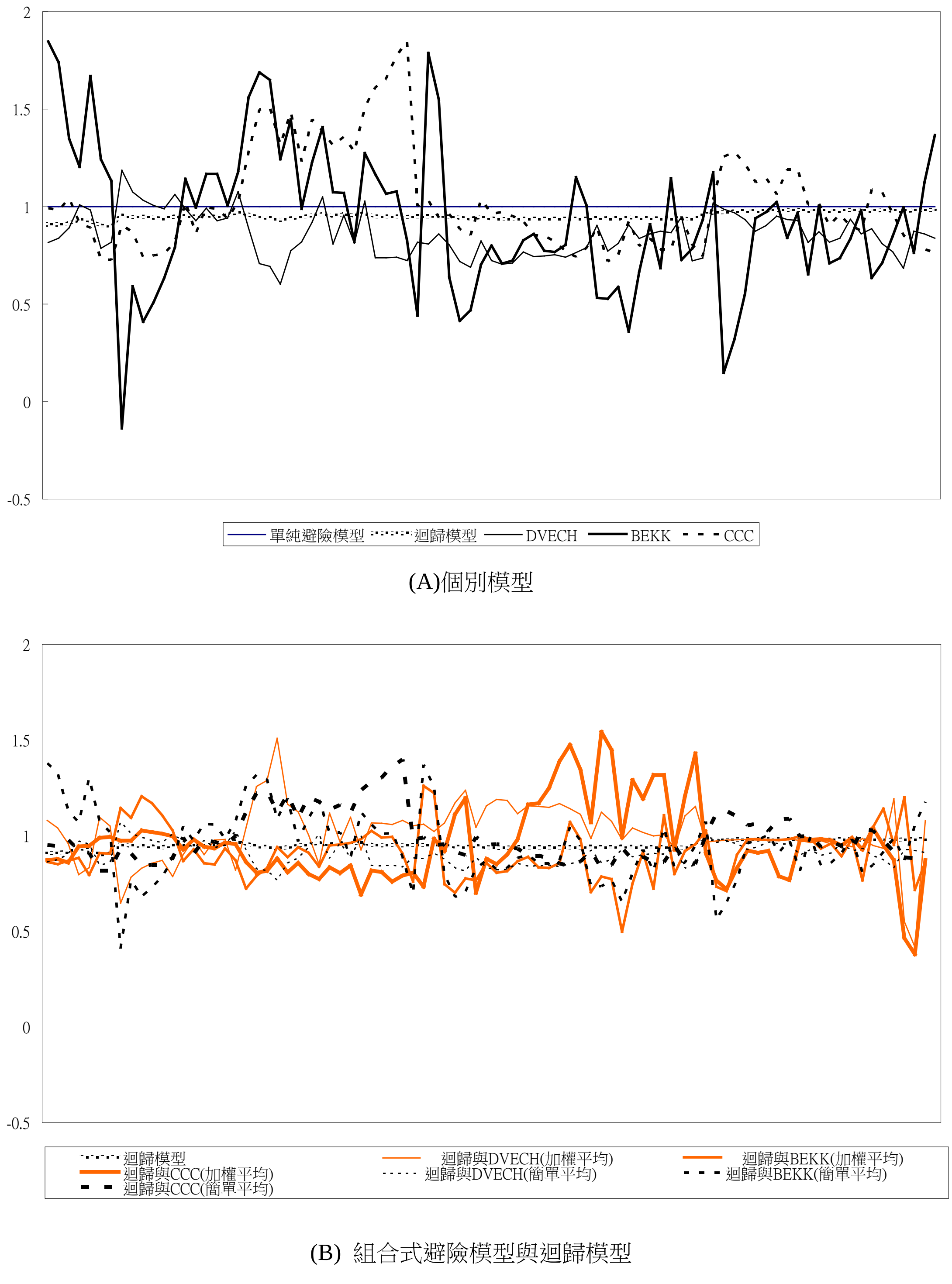
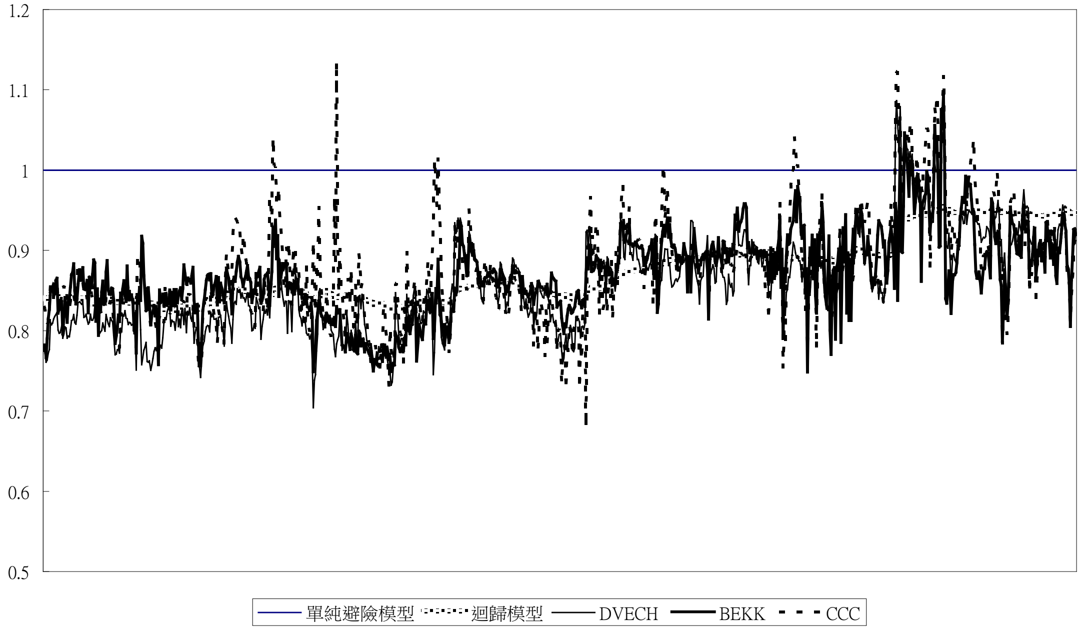
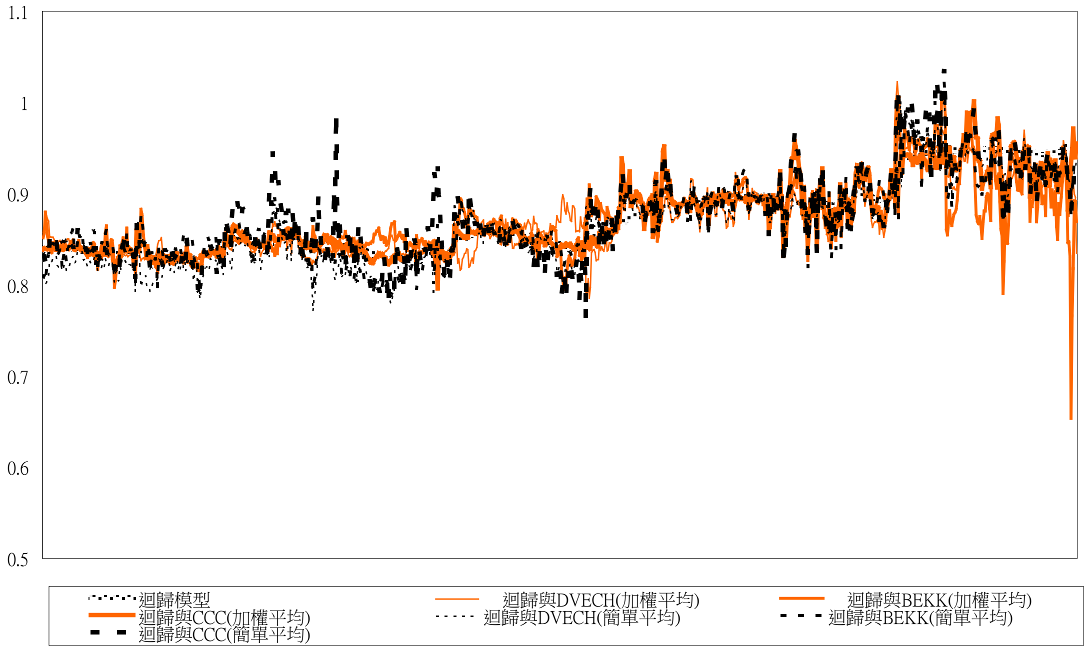


圖 1　MSCI 新興市場指數動態避險比率

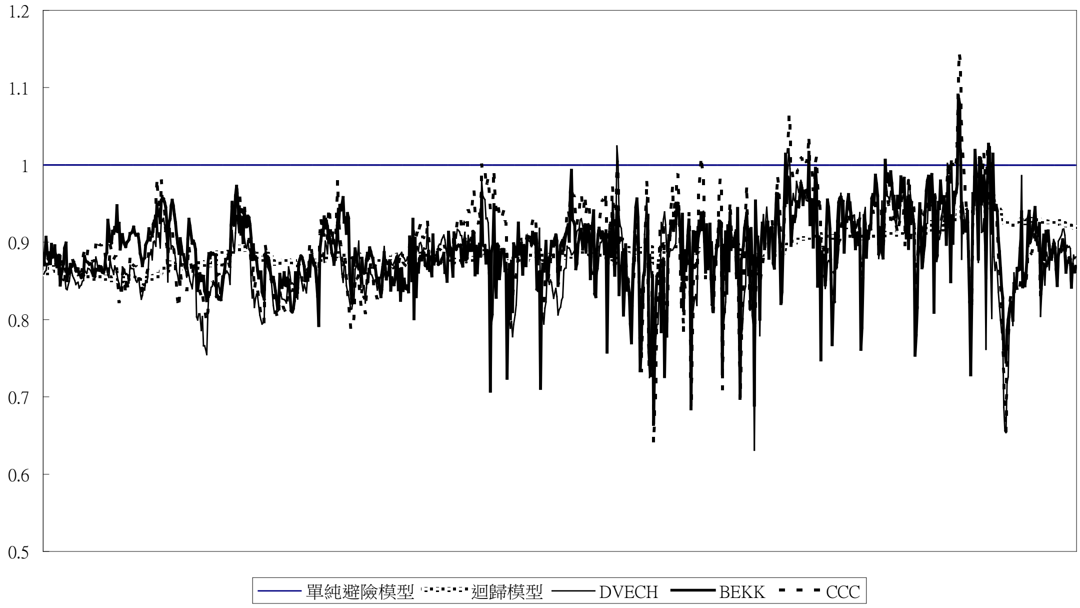


(A) 個別模型

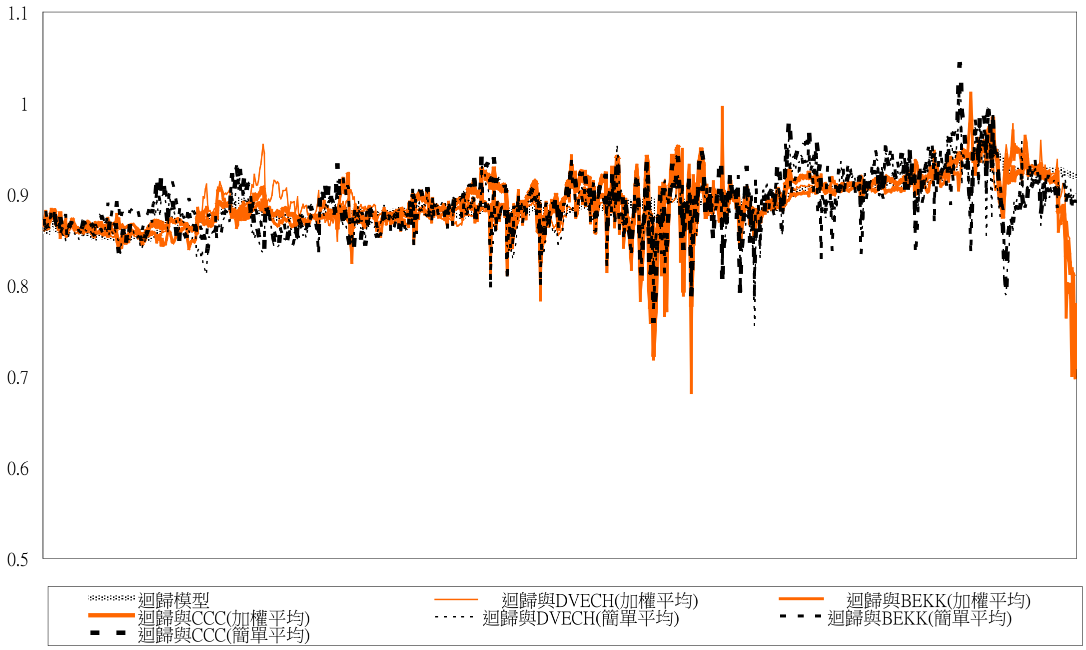


(B) 組合式避險模型與迴歸模型

圖 2　香港恆生指數動態避險比率

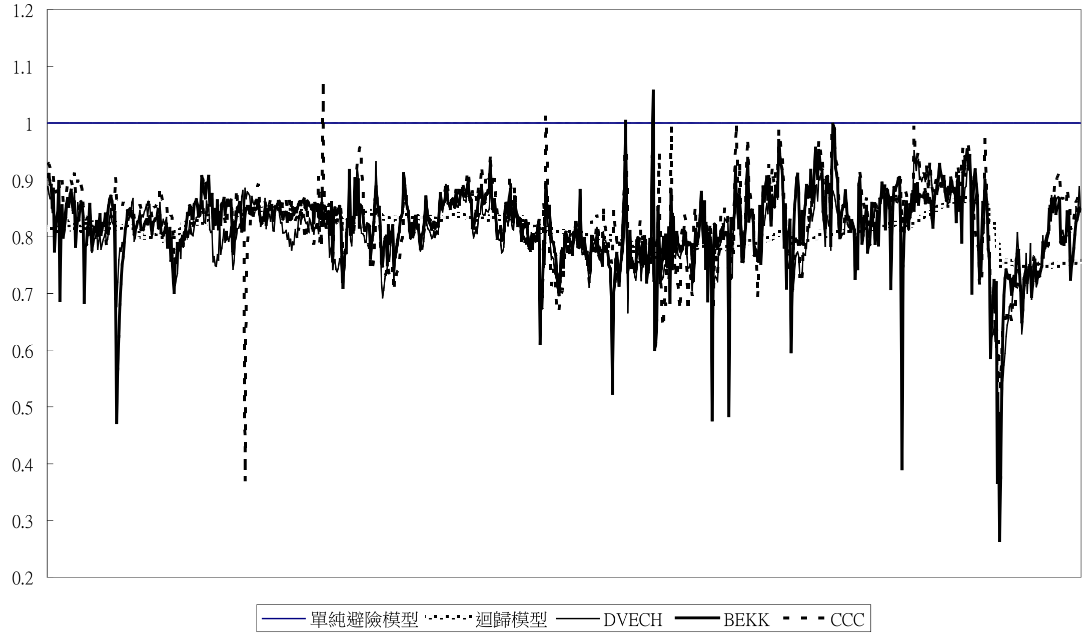


(A) 個別模型

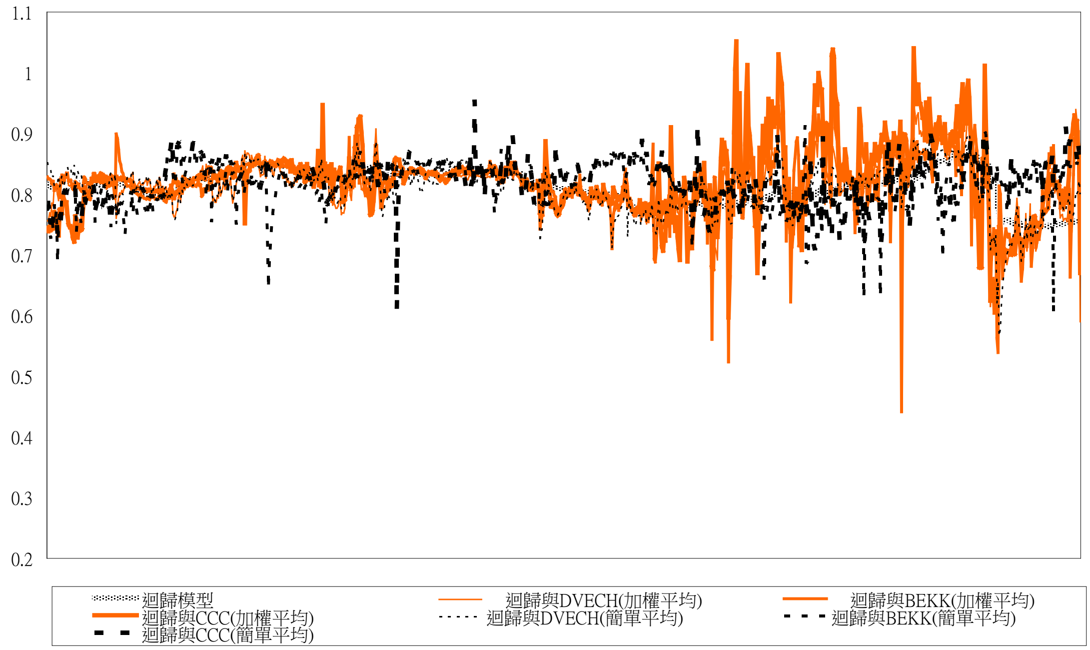


(B) 組合式避險模型與迴歸模型

圖 3　韓國 Kospi 200 指數動態避險比率

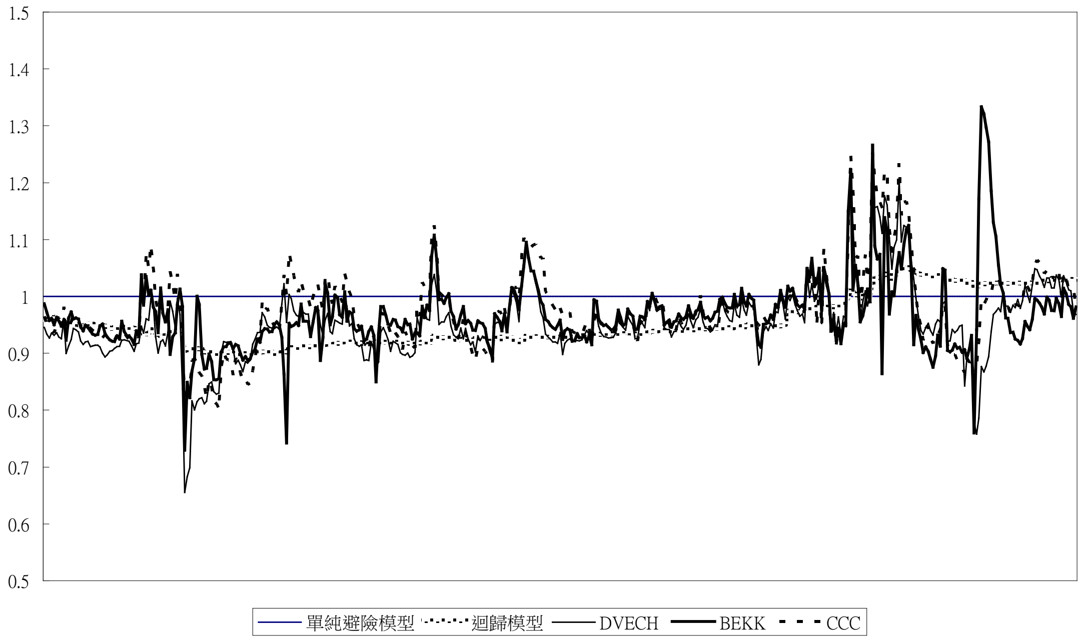


(A) 個別模型

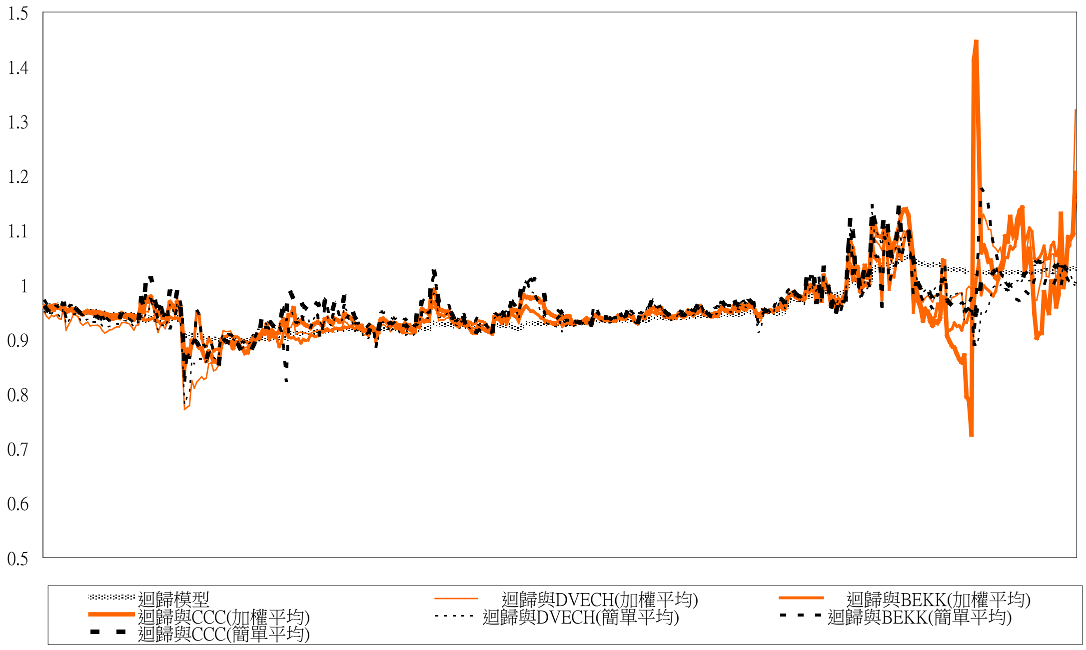


(B) 組合式避險模型與迴歸模型

圖 4　MSCI 台灣指數動態避險比率



(A) 個別模型



(B) 組合式避險模型與迴歸模型

圖 5　巴西 Bovespa 指數動態避險比率

樣本外預測之實證結果列於表 7。樣本外預測為事後概念，投資人可依據過去一段期間之避險績效，調整下一期之避險策略，較符合實際上之避險操作，其重要性更甚於樣本內預測。

以未組合前之避險模型觀之，台灣股票指數避險組合以多變量 GARCH 家族中之 DVECH 表現最佳，風險降低比率可達 61.37%，其他四個市場則皆以簡單迴歸模型之避險效果較其他個別模型為佳。雖然 GARCH 模型具有捕捉金融資產價格特性的優點，但亦有文獻支持簡單迴歸勝過複雜模型，與本文此處之實證結果相仿 (Bystrom, 2003; Chakraborthy and Barkoulas, 1999; Holmes, 1995; Miffre, 2001; Myers, 1991)。

比較組合式避險模型與未組合之個別模型，五項股票指數避險組合皆以組合式避險模型為各指數中避險績效最佳者，例如：MSCI 新興市場指數期貨以簡單迴歸與 DVECH 組成，並採用極小變異數加權平均計算權重之組合模型最佳 (18.16%)；香港、巴西 Bovespa 指數期貨則以迴歸與 CCC 組成，配合簡單平均法計算權重之組合模型最佳 (68.10%、73.19%)；韓國以迴歸與 DVECH 組成，同樣以簡單平均法之組合模型最佳 (65.43%)。唯一的例外為台灣指數期貨，其最佳避險模型為 DVECH (61.37%)，係為單一模型而非組合模型。

比較組合式避險策略中二種權重計算方法之優劣，在樣本外分析時，除 MSCI 新興市場指數外，其餘香港、巴西、韓國、台灣市場指數，皆以簡單平均法的績效較佳。進一步觀察簡單平均法權重計算之組合式避險策略，該模型於五個市場中分別之最佳模型組合，除台指期貨市場外，皆擁有高於個別 GARCH 模型之預測效果，且一致高於傳統的迴歸模型，顯見簡單平均法計算權重之穩定性佳，且有鑑於簡單平均法具有計算容易之優點，可作為投資人進行組合式避險時優先考慮之模型。此支持 Clemen (1989) 與 Rapach and Strauss (2005) 所提及之觀點：簡單平均權重的表現常勝過其他複雜化的權重計算。惟另有文獻指出，簡單平均權重之預測結果受到個別模型預測情況影響之敏感度較高 (Palm and Zellner, 1992)，應謹慎選定個別模型。

觀察極小變異數加權平均計算組合式避險模型，則意外地發現，即使其在樣本內預測之避險績效良好，但在樣本外預測之避險績效卻未能勝出。尤其在香港、韓國、台灣之避險表現，極小變異數加權之組合式模型為眾多模型中最差者 (例如：上述三市場之簡單迴歸與 DVECH 組合之風險減少比率分別為 42.20%、62.37%、55.63%)，但在 MSCI 新興市場指數之表現卻為眾多模型中最佳者 (例如：簡單迴歸與 DVECH 法組合之風險減少比率為 18.16%)。因此認定以極小變異數加權平均計算權重之模型穩定度不夠。

綜言之，若單以權重計算方法來看，簡單平均法計算權重時，其模型的穩定度佳，挾以其計算簡便容易之優點，應為計算組合式避險模型最佳的權重計算方式。不但如此，簡單平均計算權重的組合式避險模型也可以達到避免選取最差模型之目的。

表7　期貨樣本外預測避險績效

本表列示與未避險比較之風險減少比率 (risk reduction ratio)，5項股價指數期貨之代號與樣本期間說明如後：ER為MSCI新興市場指數 (2007/10/22 ~2009/2/20)，HS為香港恆生指數期貨 (1987/7/22 ~2009/2/20)，KS為韓國Kospi 200指數期貨 (1998/1/20 ~2009/2/20)，TW是MSCI台灣指數期貨 (1997/1/20 ~2009/2/20)，ZE指巴西BOVESPA 指數期貨 (2006/5/22 ~2009/2/20)。

風險減少比率					(%)
避險模型	ER	HS	KS	TW	ZE
單變量模型					
迴歸模型	18.06	67.95	65.31	60.48	73.12
多變量 GARCH 模型					
DVECH	16.15	67.14	65.24	61.37	72.71
BEKK	13.96	66.90	64.48	61.16	72.44
CCC	14.47	66.94	64.94	60.81	72.49
組合式避險模型					
1. 極小變異數加權平均					
迴歸與 DVECH	18.16	42.20	62.37	55.63	72.66
迴歸與 BEKK	18.04	47.01	63.51	60.70	72.77
迴歸與 CCC	18.09	49.70	61.83	59.28	72.82
2. 簡單平均					
迴歸與 DVECH	17.20	67.83	65.43	61.24	73.16
迴歸與 BEKK	16.92	67.79	65.05	61.27	73.02
迴歸與 CCC	16.72	68.10	65.28	61.10	73.19

4.2.3 檢定避險績效差異

本文採 White (2000) 之 Reality Check 的方法以檢定組合避險策略績效的統計顯著性。若拒絕虛無假設，表示有足夠證據說明組合避險策略中績效表現最差的策略，其避險績效仍高於單一避險策略中表現較差者，隱含組合策略可有效規避單一策略因錯誤選擇的風險。檢定結果發現以簡單平均法形成的組合避險策略，在 5%顯著水準下，最差的組合避險策略避險績效表現仍優於最差的單一避險策略者包括，新興市場股市 (*p*-value = 0.045) 及台灣股市 (*p*-value = 0.036)，其餘市場亦達 10%的顯著水準：香港恆生指數 (*p*-value = 0.084)、韓國 Kospi 200 指數 (*p*-value = 0.082)、巴西 Bovespa 指數 (*p*-value = 0.093)。表示在傳統的統計水準下，以簡單平均法形成的組合避險策略可有效規避單一避險策略錯誤的選擇。另一組以極小變異加權平均法形成的組合避險策略的統計檢定則較不理想，除新興市場指數達 5%顯著水準外 (*p*-value = 0.032)，其餘均未能在傳統統計水準下拒絕虛無假設。

5. 結論

本文首次以組合式預測概念引入期貨避險模型，探討五項股價指數期貨之避險效果是否優於過去文獻使用之個別模型。使用二種組合權重之計算方式，將簡單迴歸模型與多變量GARCH家族進行組合，形成組合式避險模型。實證分析結果發現，不論在樣本內或樣本外之表現，整體而言皆以組合式避險模型最佳。

在組合式模型之組成方法中，並沒有特定權重計算方式或子模型組合可以在五種股價指數皆得到一致性最佳避險效果。其中，在樣本內避險時，以極小變異數加權平均計算權重、採迴歸與BEKK-GARCH模型之組合式避險模型較佳；在樣本外避險時，以簡單平均法計算權重，五項被探討之指數中，有四項指數優於個別模型。由於簡單平均法有計算簡易之優點，故可以採用簡單平均計算權重之組合模型作為投資人進行樣本外預測模型之參酌。值得一提的是，雖然本文實證結果傾向簡單平均法之避險效果較佳，於各時點之權重均相同，然若後續研究改以其他實證標的，而結果呈現加權平均法計算之組合式避險績效較佳時，則可進一步於不同市場狀況歸納其權重特性，有助於對組合式避險模型特性之瞭解，亦即，有否可能在市場狀況不同時，因權重不同，而適用不同模型下所得的避險比例，此留待未來後續實證研究之參酌。

本研究並證實組合式避險模型的另一優點，即可避免最差的避險策略。觀察各指數中之最差模型，樣本內進行避險時，均以個別模型為最差；而就樣本外避險結果分析，剔除模型穩定度不佳之極小變異數加權平均法計算權重之外，仍以個別模型為最差模型，以White’s Reality Test亦支持組合式避險方式有助於避免選取失敗模型，實證應用上有其重要含意。

參考文獻

Aiolfi, M. and Timmermann, A., “Persistence in Forecasting Performance and Conditional Combination Strategies,” *Journal of Econometrics*, Vol. 135, No. 1, 2006, pp. 31-53.

Alizadeh, A. H., Nomikos, N. K., and Pouliasis, P. K., “A Mokov Regime Switching Approach for Hedging Energy Commodities,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, No. 9, 2008, pp. 1970-1983.

Amendola, A. and Storti, G., “A GMM Procedure for Combining Volatility Forecasts,” *Computational Statistics and Data Analysis*, Vol. 52, No. 6, 2008, pp. 3047-3060.

Bates, J. M. and Granger, C. W. J., “The Combination of Forecasts,” *Operational Research Quarterly*, Vol. 20, No. 2, 1969, pp. 451-468.

Bessler, D. A. and Brandt, J. A., “Composite Forecasting of Livestock Prices: An Analysis of Combining Alternative Forecasting Methods,” *Purde University Agricultural Experiment Station*

Bulletin, Vol. 265, West Lafayette, In., America: Purdue University, 1979, pp. 1-100.

Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Economics*, Vol. 31, No. 3, 1986, pp. 307-327.

Bollerslev, T., “Modelling the Coherence in Short-Run Exchange Rate: A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 3, 1990, pp. 498-505.

Bollerslev, T., Engle R., and Wooldridge, J. M., “A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No. 1, 1988, pp.116-131.

Bordley, R. F., “Linear Combination of Forecasts with an Intercept: A Bayesian Approach,” *Journal of Forecasting*, Vol. 5, No. 4, 1986, pp. 243-249.

Bystrom, H. N. E., “The Hedging Performance of Electricity Futures on the Nordic Power Exchange,”*Applied Economics*, Vol. 35, No. 1, 2003, pp. 1-11.

Chakraborthy, A. and Barkoulas, J. T., “Dynamic Futures Hedging in Currency Markets,” *European Journal of Finance*, Vol. 5, No. 4, 1999, pp. 299-314.

Chen, F. and Sutcliffe, C., “Better Cross Hedges with Composite Hedging? Hedging Equity Portfolios Using Financial and Commodity Futures,” unpublished paper presented at the ICMA Centre Discussion Papers in Finance No. DP2007-04, University of Reading – ICMA Centre, Kingdom, May 10, 2007.

Chong, Y. Y. and Hendry, D. F., “Econometric Evaluation of Linear Macro-Economic Models,” *Review of Economic Studies*, Vol. 53, No. 4, 1986, pp.671-690.

Clemen, R. T., “Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 5, No. 4, 1989, pp. 559-583.

Deutsch, M., Granger, C. W. J., and Terasvirta, T., “The Combination of Forecasts Using Changing Weights,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 10, No. 1, 1994, pp. 47-57.

Diebold, F. and Lopez, J. “Forecast Evaluation and Combination,” In G. G. S. Maddala and C. Rao (Eds.), *Handbook of Statistics*, Amsterdam, Holland: North Holland, 1996, pp. 214-268.

Ederington, L. H., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *Journal of Finance*, Vol. 34, No. 1, 1979, pp. 157-170.

Engle, R., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation,” *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987-1008.

Engle, R. and Kroner, K., “Multivariate Simultaneous GARCH,” *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 1, 1995, pp. 122-150.

Figlewski, S., “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures,” *Journal of Finance*, Vol.

39, No. 3, 1984, pp. 657-669.

Flores, B. E. and White, E. M., “A Framework for the Combination of Forecasts,” *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 16, No. 3-4, 1988, pp. 95-103.

Ghosh, A., “Hedging in Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, No. 7, 1993, pp. 743-752.

Granger, C. W. J. and Ramanathan, R., “Improved Methods of Combining Forecasts”, *Journal of Forecasting*, Vol. 3, No. 2, 1984, pp. 197-204.

Guidolin, M. and Timmermann, A., “Forecasts of US Short-Term Interest Rates: A Flexible Forecast Combination Approach,” *Journal of Econometrics*, Vol. 150, No. 2, 2009, pp. 297-311.

Hansen, B. E., “Least-squares forecast averaging,” *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No. 2, 2008, pp. 342-350.

Hendry, D. F. and Clements, M. P., “Pooling of Forecasts,” *Econometrics Journal*, Vol. 7, No. 1, 2004, pp. 1-31.

Holmes, P., “Ex ante Hedge Ratios and the Hedging Effectiveness of the FTSE-100 Stock Index Futures Contracts,” *Applied Economic Letters*, Vol. 2, No. 3, 1995, pp. 56-59.

Johnson, L. L., “The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures,” *Review of Economic Studies*, Vol. 27, No. 3, 1960, pp. 139-151.

Kapetanios, G., Labhard, V., and Price, S., “Forecasting Using Predictive Likelihood Model Averaging,” *Economics Letters*, Vol. 91, No. 3, 2006, pp. 373-379.

Kapetanios, G., Labhard, V., and Price, S., “Forecasting Using Bayesian and Information Theoretic Model Averaging: an Application to UK Inflation,” *Journal of Business Economics and Statistics*, Vol. 26, No. 1, 2008, pp. 33-41.

Lam, K. F., Mui, H. W., and Yuen, H. K., “A Note on Minimizing Absolute Percentage Error in Combined Forecasts,” *Computers and Operations Research*, Vol. 28, No. 11, 2001, pp. 1141-1147.

Lee, H. and Yoder, J., “Optimal Hedging with A Regime-Switching Time-Varying Correlation GARCH Model,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 27, No. 5, 2007, pp. 495-516.

Lee, H. T., Yoder, J. K., Mittelhammer, R. C., and McCluskey, J. J., “A Random Coefficient Autoregressive Markov Regime Switching Model for Dynamic Futures Hedging,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 26, No. 2, 2006, pp. 103-129.

Leung, M. T., Daouk, H., and Chen, A. S., “Using Investment Portfolio Return to Combine Forecasts: A Multiobjective Approach,” *European Journal of Operational Research*, Vol. 134, No. 1, 2001, pp. 84-102.

Lien, D., “A Note on the Superiority of the OLS Hedge Ratio," *Journal of Futures Markets*, Vol. 25, No. 11, 2005, pp. 1121-1126.

Lien, D., “A Further Note on the Optimality of the OLS Hedge Strategy,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 28, No. 3, 2008, pp. 308-311.

Lindahl, M., “Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures: Duration and Expiration Effects,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 12, No. 1, 1992, pp. 33-51.

Miffre, J., “Efficiency in The Pricing of the FTSE100 Futures Contract,” *European Financial Management*, Vol. 7, No. 1, 2001, pp. 9-22.

Mills, T. C. and Stephenson, M. J., “Forecasting Contemporaneous Aggregates and the Combination of Forecasts: The Case of the U.K. Monetary Aggregates,” *Journal of Forecasting*, Vol. 4, No. 3, 1985, pp. 273-281.

Myers, R. J., “Estimating Time-Varying Hedge Ratios on Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, No. 1, 1991, pp. 39-53.

Newbold, P. and Granger, C. W. J., “Experience with Forecasting Univariate Time Series and Combination of Forecasts,” *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 137, No. 2, Series A, 1974, pp. 131-146.

Newbold, P. and Harvey, D. I., *“Forecasting Combination and Encompassing,”* In M. P. Clements and D. F. Hendry (Eds.), *A Companion to Economic Forecasting*, Oxford, United Kingdom: Blackwell Publishers Ltd., 2002, pp. 268-283.

Osterwald-Lenum, M., “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1992, pp.461-471.

Palm, F. C. and Zellner, A., “To Combine or Not to Combine?” *Journal of Forecasting*, Vol. 11, No. 8, 1992, pp. 687-701.

Park, T. H. and Switzer, L. N., “Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 15, No. 1, 1995, pp. 61-67.

Phillips, P. C. B. and Perron, P., “Testing for A Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335-346.

Politis, D. N. and Romano, J. P., “The stationary bootstrap,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 428, 1994, pp. 1303–1313.

Rapach, D. E. and Strauss, J. K., “Forecasting Employment Growth in Missouri with Many Potentially Relevant Predictors: An Analysis of Forecast Combining Mothods,” *Federal Reserve Bank of St.*

Louis Regional Economic Development, Vol. 1, No. 1, 2005, pp. 97-112.

Sanchez, I., "Adaptive Combination of Forecasts with Application to Wind Energy," *International Journal of Forecasting*, Vol. 24, No. 4, 2008, pp. 679-693.

Schwartz, G., "Estimating the Dimension of A Model," *Annals of Statistics*, Vol. 6, No. 7, 1978, pp. 461–464.

Shen, S., Li, G., and Song, H., "An Assessment of Combining Tourism Demand Forecasts Over Different Time Horizons," *Journal of Travel Research*, Vol. 47, No. 2, 2008, pp. 197-207.

Stein, J. L., "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices," *American Economic Review*, Vol. 51, No. 5, 1961, pp. 1012-1025.

Stock, J. H. and Watson, M. W., "A Comparision of Linear and Nonlinear Univariate Models for Forecasting Macroeconomic Time Series," In R. F. Engle and H. White (eds.), *Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, USA: Oxford University Press, 1999, pp. 1-44.

Terui, N. and van Dijk, H. K., "Combined Forecasts from Linear and Nonlinear Time Series Models, *International Journal of Forecasting*, Vol. 18, No. 3, 2002, pp. 421-438.

West, K. D. and McCracken, W. M., "Regression-Based Tests of Predictive Ability," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, 1998. pp. 817-840.

White, H., "A Reality Check for Data Snooping," *Econometrica*, Vol. 68, No. 5, 2000, pp. 1097-1126.

Winkler, R. L. and Makridakis, S., "The Combination of Forecasts," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 146, No. 2, Series A, 1983, pp. 150-156.

Wong, K. K. F., Song, H., Witt, S. F., and Wu, D. C., "Tourism Forecasting: To Combine or Not to Combine?" *Tourism Management*, Vol. 28, No. 4, 2007, pp. 1068-1078.

Working, H., "Futures Trading and Hedging," *American Economic Review*, Vol. 43, No. 3, 1953, pp. 314-343.

Wright, J. H., "Bayesian Model Averaging and Exchange Rate Forecasts," *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No. 2, 2008, pp. 329-341.

Yeh, S. C. and Gannon, G. L., "Comparing Trading Performance of the Constant and Dynamic Hedge Models: A Note," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 14, No. 2, 2000, pp. 155-160.

Zou, H. and Yang, Y., "Combining Time Series Models for Forecasting," *International Journal of Forecasting*, Vol. 20, No. 1, 2004, pp. 69-84.