

台灣股票型基金的風險分散與相關性

蔡永順¹、紀建平²、林惠珍³

¹亞洲大學 財務金融學系

²南開科技大學 財務管理系

³亞洲大學 經營管理系

通訊作者：紀建平

聯絡地址：南投縣草屯鎮中正路 568 號

電子郵件：G9020826@nktu.edu.tw

投稿日期：2013 年 8 月

接受日期：2013 年 11 月

摘 要

本文在探討共同基金投資組合分散性會造成其報酬風險相關性提高或降低。由於共同基金投資分散性可能會使得基金間資產重疊性提高或者降低，從而影響基金的風險相關性，對於基金風險異質性將會有所影響；所以需要將基金分散性與基金間風險相關性進行探討。本研究使用賀氏指標(Herfindahl Index)作為風險分散指標並運用 GARCH 模型估計基金間風險相關性，以台灣 2001-2010 年之間 100 支股票型基金為研究樣本，來探討風險分散與風險相關性之間的關係。實證結果發現台灣股票型基金的風險分散愈大則風險相關性將呈現出降低趨勢。在加入景氣因素進入估計模型後，發現當景氣不佳時台灣股票型基金存在較高的風險負相關性；然而不論景氣好壞，台灣股票型基金的風險分散與風險相關性存在顯著負向關係。這顯示出台灣股票基金風險分散性將促成風險相關性降低。

關鍵字：投資組合、景氣因素、GARCH 模型、賀氏指標

一、緒論

近來年台灣共同基金的市場急速成長，從 2000 年 12 月到 2010 年 12 月，境內基金的數量由 301 支增加到 550 支，淨資產總額由 1,096,717 百萬元上升為 1,860,465 百萬元，境外基金申報核備的數量從開放到現在已高達 1,013 支，淨資產總額更高達 2,437,890 百萬元。而 2010 年 12 月台灣股票市場總值為 22,709,193 百萬元，共同基金淨資產總額已超過股票市場總值的 20%，由此可見，共同基金對台灣的金融市場已有相當的影響力，值得研究觀察。中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會截至 2010 年 12 月的統計資料如下表：

表 1 台灣共同基金業務統計

類型	項目	金額/數量
共同基金	淨資產總額	1,860,465 百萬元
	基金數	550 支
私募基金	淨資產總額	21,936 百萬元
	基金數	110 支
全權委託	有效契約淨資產價值	722,303 百萬元
	契約數	1,346 件
境外基金	淨資產總額	2,437,890 百萬元
	基金數	1,013 支

在中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會截至 2010 年 12 月統計可投資的 550 檔基金中，根據理柏(Lipper)風險評級的年化標準差(三年)超過 20%的就有 276 支，其中股票型基金更是占了 270 支，由此可見台灣股票型基金的風險相當高，所以本研究探討台灣股票型基金的風險。

所謂的傳染在 De Bandt and Hartmann (2000)的定義，是指少數個體(或整體)在發生危機(或遭受金融衝擊)後，將風險擴散至其他個體(或體系)的現象。文中闡明傳染是風險傳遞的主要管道，當風險擴散至整個金融體系，將形成系統性風險(Systemic Risk)，造成金融危機。Boyson et al. (2010)研究美國 1990-2008 年期間避險基金之間出現明顯負報酬相關性，推論避險基金之間存在風險傳染現象，並且認為資金或資產流動性的衝擊會加深風險傳染。所以本研究擬探討台灣共同基金之間是否也具有風險傳染現象。

風險傳染對現今的金融市場成爲重要議題，然風險傳染的指標不易界定，至今仍有許多問題等待進一步釐清，在過去文獻的探討上，如 Lang and Stulz (1992)以負報酬的相關性來衡量傳染，發現企業的破產宣告，會提升產業內競爭者負報酬的相關性，而且在高度集中與低槓桿的產業，有較高的負報酬相關性。Forbes and Rigobon (2002)則指出傳染(contagion)與相互依存(interdependence)的不同，他們認為若在衝擊之後市場之間聯合變動的關係顯著上升，則稱爲傳染；若兩個市場持續存在高度相關性，而無明顯變化，則稱爲相互依存。De Nicolo and Kwast (2002)以相關性的彈性來衡量傳染，發現金融合併後股價報酬相關性的彈性上升，股價報酬變動對相關性的影響明顯增加，此結果顯示金融合併會提高金融機構之間股票報酬的相互依存關係，增加系統風險發生機會。Bekaert et al. (2005)以超額相關性來衡量傳染，文中計算不同市場超額報酬迴歸估計式殘差的相關係數，來衡量超額相關性，作爲傳染指標，實證結果發現，並非所有金融危機都有顯著超額相關性。上述文獻所運用的傳染指標，主要是以相關性的變動爲主。王冠閔(2007)以資產間的相關係數來檢定市場之間是否存在危機傳導的傳染效果，使用 GARCH 模型來衡量傳染，發現台股、匯市與美國股市之間存在相關係數顯著爲「正」與「負」的傳染效果，且傳染效果爲一長期現象。雖然方法不同，但都是以相關性爲基礎。根據上述文獻回顧，本研究以相關性來衡量風險傳染。

Goldsteina and Pazuernb (2004)指出投資組合分散會產生同一標的有多個共同投資者，當共同標的發生危機時，因爲擔心其他投資者會取回資金，而增加取回資金的誘因，如此將導致危機上升，並提高投資人負報酬之間的相關性。因共同基金資產龐大、投資標的眾多，一般認爲具有風險分散的效果，可以降低個別風險；但是也會增加基金之間投資標的

重疊的機會，此隱含風險傳染機率上升。綜合上述研究結果可知，風險資產分散可能降低風險，也可能增加風險資產的相關性，進而增加風險傳染，提高系統風險。風險資產的分散是否能降低風險與其對風險相關性的影響有關。本研究檢驗台灣股票型基金風險分散與風險相關性的關聯性。

此外，金融市場會事先反應景氣好壞，並擴散到實質經濟體系。在 Allen and Gale (2000)的文中提到，小型金融衝擊在初期可能只影響少數金融機構，但是透過傳染(contagion)機制卻可以將危機擴散至其他金融機構，而後進一步影響到實質經濟。Diamond and Dybvig (1983)指出銀行倒閉透過訊息傳染，可引發擠兌(Bank Run)的金融危機。金融危機也可能由貨幣市場引發，再透過金融機構傳遞(Calvo, 1995; Chang and Velasco, 1998)。Allen and Gale (2000)與 Brunnermeier and Pedersen (2009)等研究證明，當信用危機發生時，會有流動性短缺產生，而資金的流動性不足，可能引發全面性金融危機。Vayanos (2004), Acharya and Pedersen (2005), Longstaff (2008)等研究推論，當資產發生負報酬時，投資人會將資金移轉至其他市場以獲取風險補貼，如此可能造成波動相關性上升，引發金融危機。Yilmaz (2010) 檢測 2008 年全球金融危機期間，發現東亞地區的股票市場報酬發生了高程度的波動外溢現象。Zhang, Zhang and Han (2010) 發現美國次級房貸危機事件對亞太地區的經濟不論短期與長期均有重大的影響。而台灣股票型基金，幾乎百分之百持有金融資產，當景氣變動時也會提前受影響，再透過股票型基金之間資產相關性的風險傳遞，可能形成更大的損失。所以，本研究進一步觀察景氣循環對風險相關性的影響。

其他相關研究，如 Adrian and Brunnermeier (2011)運用分位數(quantile)迴歸衡量金融機構的風險傳染，估計當其他金融機構發生金融危機時觀察機構同時發生危機的共同風險值(coVaR)，發現大型金融機構之間存在風險傳染。Dudley and Nimalendran (2009)調查不同型態的避險基金之間極端報酬的條件相關性，發現基金的流動性會影響風險相關性。Goldstein and Pauzner (2004) 指出投資組合分散會產生同一標的有多個共同投資者，當共同標的發生危機時，因爲擔心其他投資者會取回資金，而增加取回資金的誘因，如此將導致危機上升，並提高投資人負報酬之間的相關性。Billio, et al. (2009) 運用 regime switching 模型檢驗避險基金的曝險值，當流動性或信用風險衝擊上升時，會增加避險基金曝險值的波動，提高風險傳染的機會。Klaus and Rzepkowski (2009) 觀察美國個別基金之間的險傳染，發現不同型態的避險基金存在風險傳染的現象。

本研究擬達成的研究目的有三。首先，本研究探討台灣股票型基金是否具有風險分散效果。其次，本研究檢驗台灣

股票型基金的風險分散與風險相關性的關係。最後，了解景氣因素對台灣股票型基金之間風險相關性的影響。實證結果發現，台灣股票型基金資產分散程度極高，而且基金之間具有高度正向風險相關性。其次，台灣股票型基金的風險分散愈大時，基金之間的風險相關性有下降的趨勢。另外，股票市場景氣不好時，台灣股票型基金存在較高的風險負相關；不論景氣好壞，台灣股票型基金的風險分散與風險相關性存在顯著負相關。

本文共分為四節，除緒論外，第二節為研究方法，說明如何運用 GARCH 模型衡量風險相關性，以及如何用賀式指標衡量風險分散，並說明如何觀察景氣好壞對風險相關性的影響。第三節為實證結果，分析台灣股票型基金風險分散與風險相關性的關係，並檢驗景氣好壞對風險相關性影響。第四節為結論，歸納研究結果，並提出相關建議。

二、研究方法

本研究擬從三個方向觀察台灣股票型基金的風險分散與風險相關性。首先，本研究探討台灣股票型基金是否具有風險分散效果。其次，本研究檢驗台灣股票型基金的風險分散與風險相關性的關係。最後，了解股票市場景氣好壞對台灣股票型基金之間風險相關性的影響。研究方法說明如下：

(一) 風險指標

本研究擬以 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 模型估計風險，因為在 ARCH(autoregressive conditional heteroskedasticity)/GARCH 模型還未發展之前，有關風險的衡量多半運用變數的條件一階動差(conditional first moments)進行估計。然而動差只能衡量波動性，並不能完整衡量風險及與不確定的問題，所以後續才有 ARCH 與 GARCH 等模型的提出。

古典的迴歸模型在估計時，通常假設迴歸殘差的變異數為固定常數，但事實上很多財務或經濟的時間序列資料，都具有條件變異數不齊一的現象，也就是條件變異數會隨著時間而改變，為了描述預測誤差的條件變異數可能存的某種相關性，Engle (1982) 提出了 ARCH 模型，即自我迴歸條件異質變異模型。

典型的 ARCH (q) 模型表示如下：

$$\begin{cases} y_t | \Omega_t \sim N(X_t a, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t = y_t - X_t a, \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \end{cases} \quad (1)$$

其中， X_t 是迴歸式的自變數向量， a 是迴歸式的係數向

量， q 是落後期的階次， $X_t a$ 表示在資訊集合 Ω_t 所能獲得變數之線性組合

在 ARCH (q) 模型中，為確保得到的條件變異數估計是正的，條件變異數的所有係數通常都必須是非負的，當落後期的變動小時，當期的變動也小；落後期變動大時，當期的變動也大。但 ARCH 模型中考慮了所有殘差平方的係數，這將會造成落後期太長，限制了 ARCH 模式的運用，而且違背時間序列方法須具參數精簡性的原則。其次，經濟及財務時間序列資料通常具有波動叢聚現象，在變數變動時，大波動通常會跟著大波動，而小波動通常會跟隨著小波動。另外，時間序列資料也經常是高狹峰分配，變數的峰度係數大於 3，其分配兩尾端就會比較厚，具有厚尾現象 Bollerslev (1986)。因此 Bollerslev (1986) 提出 GARCH 模型，將風險與不確定性納入模型之中。

GARCH 模型可以說是一般化的 ARCH 模型，GARCH (p,q) 模型除了視誤差項的變異數 σ_t^2 與前 q 期誤差項 ($\varepsilon_{t-i}^2, i=1,2, \dots, q$) 相關外，還跟誤差項變異數前 p 期 ($\sigma_{t-i}^2, i=1,2, \dots, p$) 相關，模型中為了使條件變異數不為負數，各項參數必須是正數，且必須具有顯著性，典型的 GARCH(p,q) 模型可以表示如下：

$$\begin{cases} y_t | \Omega_t \sim N(X_t a, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t = y_t - X_t a, \\ \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \end{cases} \quad (2)$$

其中，p,q 是 GARCH 模型的階次，當 p=0 時，模型就變成 ARCH (q)。

本研究使用 GARCH 模型中誤差項作為風險指標進行分析，可同時捕捉財務經濟變數厚尾、高狹峰與前期變動相關聯的特性(Bollerslev (1986))。我們以台灣股票型基金週淨值報酬率，套用本研究 GARCH 模型估計風險指標的估計方法如下：

$$R_{it} = c_i + a_{i,t-1} R_{i,t-1} + b_{it} M_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中：

R_{it} ：個別基金樣本在 t 時點的週淨值報酬率

$R_{i,t-1}$ ：個別基金樣本在 t-1 時點的週淨值報酬率

M_t ：t 時點的加權股價指數報酬率

ε_{it} ：為樣本過濾後的報酬(淨值報酬率迴歸殘差)，

ε_{it} 具有 GARCH 特性 $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 +$

$\sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$ ， σ_t^2 為誤差項的變異數估計出的誤差項 ε_{it} 即為

台灣股票型基金的風險指標，代表共同基金淨值報酬非預期的部分。

(二) 風險分散指標

賀氏指標 (Herfindahl-Hirschman Index, HHI) 起初是用來計算市場集中度的綜合指數，賀氏指標是一個產業中每家廠商市場占有率的平方之和，其考慮所有 N 家廠商市場占有率，但是該指數不只能反映市場企業的集中度，而且能反映大企業之外的市場結構，所以，能從該指數得知大企業對市場的影響程度。

其公式為：

$$HHI = \sum_{i=1}^N (X_i / X)^2 = \sum_{i=1}^N S_i^2 \quad (4)$$

其中：

X ：市場的總規模

X_i ： i 企業的規模

S_i ：第 i 個企業的市場占有率

N ：該產業內的企業數

若市場為完全競爭市場，每家廠商的市場占有率趨近於 0，故賀氏指標值亦趨近於 0。當市場為獨佔市場，其指標值為 1。本研究調整賀氏指標，運用做為觀察投資組合的分散程度，若共同基金的持股愈不集中，就表示共同基金的持股愈分散，風險分散指標計算方法(Lovett, W., (1988))如下：

$$H = 1 - HHI = 1 - \sum_{i=1}^N (X_{it} / X_t)^2 = 1 - \sum_{i=1}^N S_{it}^2 \quad (5)$$

其中各個變數之解釋如下：

X_t ：個別基金持股總額

X_{it} ：個別基金對第 i 檔股票的持股

S_{it} ：個別基金在 t 期間對第 i 檔股票的持股比重

N ：個別基金持有股票家數

賀氏指標所計算出來的數值表示市場集中的情形，數值越大，表示市場集中，而本研究所估計的指標 H ，則表示風險分散的程度，其 H 值介於 0 與 1 之間。當 H 值越大表示共同基金的持股逾分散，亦即風險愈分散；反之，當 H 值越小，則表示共同基金的持股逾集中，亦即風險愈集中。

(三) 風險指標與風險分散指標的相關性衡量

首先，本研究運用 Bekaert et al. (2005) 的方法以高風險的台灣股票型基金進行分析，檢驗基金之間的風險相關性是否顯著。然後，再觀察風險分散與風險相關性之間是否存在落後或領先的因果關係，以了解風險分散與風險相關性之間的關係。

$$R_{it} = c_{0i} + c_{1,t-1} R_{i,t-1} + c_{2it} M_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{it} = c_i + b_{ijt} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (7)$$

$$b_{ijt} = a_0 + a_1 h_{it} + a_2 h_{jt} + \zeta_t \quad (8)$$

其中

ε_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金樣本過濾後的報酬（淨值報酬率迴歸殘差）

ε_{it} 具有 GARCH 特性， $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 +$

$\sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$ ， σ_t^2 為誤差項的變異數， ε_{it} 變數以滾動視窗 (Rolling Window) 的方式估計，每 200 筆滾動一次， ε_{it} 以 t 期前 200 週的共同基金週淨值報酬率估計。

b_{ijt} ：第 i 或 j 個共同基金樣本風險相關性的判別估計係數

h_{it} ：個別共同基金樣本風險分散的 Herfindahl 調整指標 u_{it} 與 ζ_t 均為具備常態分配的隨機變數 $(N(0, \sigma^2))$

我們檢驗不同共同基金樣本淨值報酬迴歸殘差之間的相關係數 b_{ijt} ，以瞭解共同基金之間是否存在風險相關性。其次，觀察不同共同基金樣本風險分散指標 h_{it} 對風險相關係數 b_{ijt} 的影響。

■ 若 $b_{ijt} \neq 0$ ，則代表第 i 與 j 個共同基金之間存在風險相關性。

■ 若 a_1 或 $a_2 \neq 0$ ，則代表第 i 或 j 個共同基金的風險分散會影響第 i 與 j 個共同基金之間的風險相關性。

(四) 景氣循環指標與風險相關性研究方法

風險相關性多發生在市場狀況不佳的時候，因此本研究再將樣本依市場景氣做區分，進行進一步的檢定。

$$b_{ijt} = a_0 + a_1 h_{it} + a_2 h_{jt} + a_3 D_{it} + \zeta_t \quad (9)$$

其中

b_{ijt} ：為前述模型第 i 或 j 個共同基金樣本風險相關性的判別估計係數

h_{it} ：個別共同基金樣本風險分散的 Herfindahl 調整指標

D_{it} ：為景氣循環虛擬變數，若景氣好，則 $D_{it}=1$ ；若景氣不好，則 $D_{it}=0$ 。

為配合風險相關係數的估計，景氣好壞的判斷以 200 週為一個觀察期，以滾動視窗 (Rolling Window) 的方式 (每 200 週滾動一次)，將股價指數報酬率，取其 200 週的平均值，若前 200 週股價指數報酬率平均值為正值，則視為景氣好，虛擬變數 D 設為 1；若前 200 週股價指數報酬率平均值為負值，則視為景氣不好，虛擬變數設

為 0。

ζ_t 為具備常態分配的隨機變數

- 若 a_3 係數顯著為正，則表示景氣好的時候風險相關性較為明顯，反之則否。

三、實證結果

(一) 研究樣本與時間區間

樣本期間自 2001 年 1 月到 2010 年 12 月，包含兩次完整的景氣循環區間(2001 年 9 月到 2005 年 2 月; 2005 年 2 月到 2009 年 2 月，來源為台灣經建會景氣指標)。本文使用的原始資料都來自於台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，使用資料包括：台灣股票型基金淨值、淨值報酬率、持股比，以及台灣股票加權指數、加權指數報酬率等，資料頻率為週。

股票型基金取樣以中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會中，2010 年 12 月台大教授風險評級版本的資料進行篩選，先找出股票型基金中的科技類、中小型、一般股票型基金，再以年化標準差進行排序，選擇年化標準差高於 20 的基金。接著為了方便進行比較，將 2001 年 1 月以後才成立的基金與在 2010 年 12 月底以前下市的基金予以刪除，以避免樣本期間不同而產生分析誤差，最後以 100 檔股票型基金，做為研究對象。

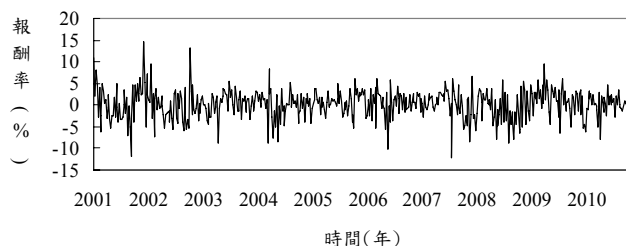
(二) 樣本特性

1. 股票型基金淨值



圖一、股票型基金週淨值平均趨勢圖

股票型基金週平均淨值波動趨勢如圖一，最低點在 2001 年 9 月的 7.43 元，最高點在 2007 年 7 月的 27.02 元，漲幅達 264%，在 2005 年之前的走勢，呈現平緩上升的趨勢，2006 年到 2007 年 7 月急速向上爬升，2008 之後快速下滑(2008 金融海嘯)，到 2009 年才開始有逐漸回升的趨勢，顯見台灣股票型基金淨值與景氣循環有關。



圖二、股票型基金週淨值報酬率平均趨勢圖

圖二為股票型基金週淨值平均報酬率趨勢圖，其中最高點落在 2001 年 12 月的 14.55%，最低點落在 2007 年 8 月的 -12.26%，跌幅達 184%(2008 金融海嘯)，顯見台灣股票型基金淨值報酬率與景氣循環有關。在 2003 年之前的波動程度大，2006 年中到 2007 年中的波動程度小，2008 年中之後，呈現逐漸上升的趨勢，此結果亦顯示台灣股票型基金淨值報酬率與景氣循環有關。

2. 股票型基金風險分散



圖三、調整賀氏(風險分散)指標 H 值趨勢圖

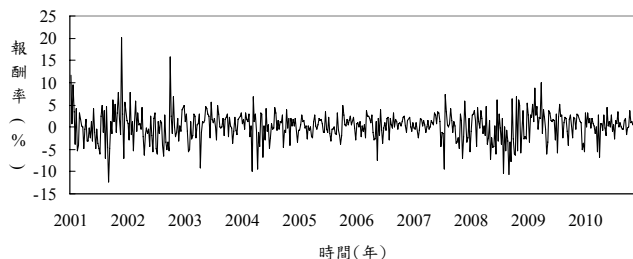
圖三是調整基金的賀氏(風險分散)指標 H 值的趨勢圖，最高點在 2003 年 2 月的 0.72，最低點在 2005 年 12 月的 0.36，兩者相差 0.36。在 2002 年之前的走勢變動不大，2002 年到 2003 年呈現上升的趨勢，2005 年到 2006 年有下滑的趨勢，2006 年以後則有逐漸上升的趨勢。除此之外，平均 H 值多數比 0.5 大，可見台灣股票型基金具有風險分散的特性。

3. 台灣股票市場加權指數



圖四、台灣股票市場加權股價指數趨勢圖

從圖四可知，台灣加權股價指數最低點出現在 2001 年 10 月的 3585.46，最高點出現在 2007 年 10 月的 9631.51，漲幅達 168.6%。在 2001 年到 2002 年間有緩慢下降的趨勢，2003 年到 2007 年呈現緩慢上升的情形，2008 年到 2009 年急速下降(2008 金融海嘯)，之後則有上升的趨勢。



圖五、台灣股票市場加權股價指數報酬率趨勢圖

圖五是加權股價指數報酬率趨勢圖，最低點是 2001 年 9 月的-12.3%，最高點是 2001 年 12 月的 20.1%，兩者相差頗大，在 2003 年之前，波動程度大，2004 年到 2007 年波動變小，2007 年中到 2009 年，出現震盪的現象，之後，才又漸漸趨於平緩。台灣股票型基金的淨值與股票市場加權股價指數有類似走勢，因此後續進行股票型基金淨值迴歸時，將股票市場加權股價指數加入解釋變數。

4. 變數敘述性統計

表二、各個變數敘述性統計

變數	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差	觀察數
週淨值報酬率	0.2123	0.4452	14.5530	-12.258	3.3539	514
賀氏指標	0.5556	0.5629	0.7169	0.3467	0.0807	514
加權指數報酬率	0.1772	0.4466	20.1033	-12.2622	3.4111	514

表二為本研究所用變數的敘述性統計資料，使用 2001 年 1 月到 2010 年 12 月的週資料為樣本，並選用最小觀測值數目為樣本數，其中的基金變數是指 100 檔基金的平均值。股票型基金週淨值報酬率的平均數 0.2123、中位數 0.4452，顯示多數股票型基金的報酬為正。股票型基金週淨值報酬平均標準差為 3.3539，顯示股票型基金之間的報酬差異明顯。其次賀氏指標的平均數 0.5556、中位數 0.5629，顯示多數股票型基金的投資標的具有分散性。賀氏指標平均標準差為 0.0807，顯示多數股票型基金的分散性差異不大。而加權指數報酬率的平均數為 0.1772、中位數 0.4466，標準差為 3.4111，與股票型基金有類似特性。

(二) 基金風險分散與相關性

1. 風險相關性分析

本文以週淨值報酬率經迴歸過濾後的報酬殘差為樣本，再以基金與基金之間的報酬殘差進行迴歸估計，觀察是否具有相關性。首先，以落後一期的淨值報酬率和加權指數報酬率為解釋變數，當期的淨值報酬率為被解釋變數，用 GARCH 模型捕捉基金風險，得到每檔基金的報酬殘差。其次，將 100 檔基金以兩兩配對的方式，一檔基金的報酬殘差為解釋變數，另一支的報酬殘差為被解釋變數，得到 4950 個樣本，再觀察所得到的樣本，其迴歸係數是否顯著。

表三、報酬殘差的相關性

變數	係數	t-統計量	P-值
常數項C	-0.043771	-0.951348	0.3419
j基金報酬迴歸殘(ε _j)	0.359886	14.72688	0.0000

Adjusted R-squared 平均=0.396588

迴歸式: $\varepsilon_{it} = c_i + b_{ij}\varepsilon_{jt} + u_{it}$ ， ε_{it} : 為第 i 或 j 個共同基金淨值報酬率 GARCH 模型迴歸殘差。

表中數值均為 100 檔基金交互迴歸結果的平均值，共 4950 組。

b_{ij} 係數顯著為正樣本數 4926，係數顯著為負樣本數 0，係數不顯著樣本數 24，(5%的顯著水準下)。

表三為報酬殘差的相關情形，在 4950 個樣本中，有 4926 個樣本的報酬殘差係數在顯著水準 5%之下，具有顯著的正

向相關，不顯著的部分只有 24 個。這個結果顯示，台灣股票型基金雖然有少數基金與其他基金的風險不具相關性，但絕

大多數基金之間具有明顯且正向的風險相關性。此與基金的特性有關，共同基金因投資標的多，基金之間投資標的重疊的情形也會增加，形成共同風險的機會大，所以會有明顯的風險相關性。

2. 風險分散與相關性

我們底下將以表 3 迴歸係數顯著為正的 4926 組樣本，進行風險分散與相關性的分析。首先，以 4926 組基金的報酬殘差，用滾動視窗 (Rolling Window) 的方式，每 200 筆滾動一

次，以 t 時點的前 200 週報酬殘差資料，算出第 i 組，t 時點的相關性迴歸係數 b_{ijt} ($\varepsilon_{it} = c_i + b_{ijt}\varepsilon_{jt} + u_{it}$)，每次配對兩檔基金，會得到 314 筆 b_{ijt} 的時間序列資料。其次，將每檔基金用調整賀氏指標所計算出的 H 值，以 t 時點的前 200 週資料平均，200 筆滾動一次，得到 314 筆 H 值的时间序列資料。然後，以迴歸係數 b_{ijt} 為被解釋變數，兩檔基金 H 值為解釋變數，再進行迴歸分析，觀察這兩檔基金的 H 值對相關性判別估計係數 b_{ijt} 的影響。

表四、風險分散與相關性迴歸

變數	係數	t-統計量	P-值
常數項(a_0)	1.357344	2.09192	0.0000
i基金風險分散(h_i)	-0.955875	-12.74306	0.0000
j基金風險分散(h_j)	-0.608308	-12.98080	0.0000

Adjusted R-squared 平均=0.507364

迴歸式: $b_{ijt} = a_0 + a_1h_{it} + a_2h_{jt}$ ， h_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金風險分散指標。

表中數值均為 100 檔基金交互迴歸，迴歸係數 b_{ijt} 顯著為正的 4926 組樣本的平均值。

由表四的結果發現，就平均而言，基金自身(i)或相對(j)風險分散變數的係數均顯著為負，表示台灣股票型基金的風

險分散可能會降低基金之間的風險相關性。由於此結果為平均數的觀察，因此，底下再進一步做迴歸係數結果分析。

表五、風險分散與相關性迴歸係數分析

a_1 與 a_2 皆顯著	$a_1(+)$ 且 $a_2(+)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(-)$	$a_1(+)$ 且 $a_2(-)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(+)$
		275	1397	1140
a_1 或 a_2 其中之一顯著	$a_1(+)$ 且 $a_2(x)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(x)$	$a_1(x)$ 且 $a_2(+)$	$a_1(x)$ 且 $a_2(-)$
		98	32	82

迴歸式: $b_{ijt} = a_0 + a_1h_{it} + a_2h_{jt}$

h_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金風險分散指標

b_{ijt} ：為第 j 共同基金報酬殘差對第 i 共同基金報酬殘差迴歸估計係數

$a_{\bullet}(+)$ 表示迴歸係數 a_{\bullet} 顯著為正， $a_{\bullet}(-)$ 表示迴歸係數 a_{\bullet} 顯著為負， $a_{\bullet}(x)$ 表示迴歸係數 a_{\bullet} 不顯著，在 5% 的顯著水準下

表五是迴歸係數分析的結果，從表中結果可以發現，在顯著水準 5% 之下，兩檔基金的 H 值對迴歸係數皆有正向影響的樣本數為 275 個，皆為為負向影響的樣本數為 1397 個。一檔為正向影響，一檔為負向影響的樣本數共有 2475 個。皆無顯著影響的樣本數為 30 個。總和來看，兩檔基金的 H 值對迴歸係數皆有顯著影響的樣本數高達 4147 個。除此之外，兩檔基金皆為負向影響的樣本數亦比兩檔基金皆為正向影響的樣本數多。這個結果顯示，風險分散對風險相關性有影響，而且以負向影響較顯著。

其次，當 a_1 係數顯著，但 a_2 係數不顯著時， a_1 係數為正的有 98 個樣本， a_1 係數為負的有 323 個樣本，負向的樣本數比正向的樣本數多；當 a_1 係數不顯著，但 a_2 係數顯著時， a_2 係數為正的有 82 個樣本， a_2 係數為負的有 246 個樣本，負向的樣本數亦比正向的樣本數多。整體而言，兩檔基金中只有一檔基金的 H 值對迴歸係數有影響的樣本數共有 749 個，在這 749 個樣本中，正向影響的樣本數為 180 個，負向影響的樣本數有 569 個，負向影響的樣本數比正向影響的樣本數還要多。綜合上述結果可知，台灣股票型基金具有風險分散效

果，而且會影響風險相關性，影響效果以負向居多，表示風險愈分散風險相關性可能降低。

(三) 景氣循環與風險相關性

在前述樣本分析時，發現台灣股票型基金淨值與股票加權指數具有類似的趨勢。因此，股票加權指數的變動可能會影響基金的相關性，股票加權指數的變動也意味著景氣變動。所以，底下進行景氣好壞與風險相關性的分析，我們在解釋變數部分，多加一個虛擬變數 D，被解釋變數則維持不變。而為配合前述樣本 b_{ijt} 與 h_{it} 的生成，虛擬變數亦以滾動視窗

(Rolling Window) 的方式生成(每 200 筆滾動一次)，取 t 時點前 200 筆的股價指數報酬率平均值來判斷景氣好壞，若股價指數報酬率平均值為正值(表示景氣好)，則虛擬變數 D 設為 1；若股價指數報酬率平均值為負值，則虛擬變數 D 設為 0。此虛擬變數在迴歸式中做為景氣好壞的判別標準，藉以了解景氣好壞對風險相關性的影響。在樣本的選擇上，去除前述對風險相關性沒有顯著影響(顯著水準 5%之下)的 30 個樣本，保留 4896 個樣本。

表六、景氣循環、風險分散與相關性迴歸

變數	係數	t-統計量	P-值
常數項(a_0)	0.795840	23.011864	0.0000
i基金風險分散(h_i)	-0.274957	-3.752213	0.0002
j基金風險分散(h_j)	-0.306725	-4.594939	0.0000
虛擬變數(D)	-0.021815	-2.465123	0.0213

AdjustedR-squared 平均=0.316490

迴歸式: $b_{ijt} = a_0 + a_1 h_{it} + a_2 h_{jt} + a_3 D_{it}$ ， h_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金風險分散指標。

表中數值均為 100 檔基金交互迴歸結果的平均值。

由表六結果可知， a_1 與 a_2 的平均皆顯著為負，表示風險分散對風險相關性具有負向影響效果。其次，景氣循環虛擬

變數平均顯著為負，表示景氣好時風險相關性較低底下將進一步做迴歸係數結果分析。

表七、景氣循環、風險分散與相關性迴歸係數分析(a_1 與 a_2 皆顯著)

景氣循環	$a_1(+)$ 且 $a_2(+)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(-)$	$a_1(+)$ 且 $a_2(-)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(+)$
景氣好 D=1	50	264	261	242
景氣不好 D=0	227	1132	884	1091

迴歸式: $b_{ijt} = a_0 + a_1 h_{it} + a_2 h_{jt} + a_3 D_{it}$

h_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金風險分散指標

b_{ijt} ：為第 j 共同基金報酬殘差對第 i 共同基金報酬殘差迴歸估計係數

D_{it} ：為景氣循環虛擬變數，若景氣好，則 $D_{it}=1$ ；若景氣不好，則 $D_{it}=0$

$a_{\bullet}(+)$ 表示迴歸係數 a_{\bullet} 顯著為正， $a_{\bullet}(-)$ 表示迴歸係數 a_{\bullet} 顯著為負，在 5% 的顯著水準下

表八、景氣循環、風險分散與相關性迴歸係數分析(a_1 或 a_2 其中之一顯著)

景氣循環	$a_1(+)$ 且 $a_2(x)$	$a_1(-)$ 且 $a_2(x)$	$a_1(x)$ 且 $a_2(+)$	$a_1(x)$ 且 $a_2(-)$
景氣好 D=1	20	59	13	58
景氣不好 D=0	74	267	69	184

迴歸式: $b_{ijt} = a_0 + a_1 h_{it} + a_2 h_{jt} + a_3 D_{it}$

h_{it} ：為第 i 或 j 個共同基金風險分散指標

b_{ijt} ：為第 j 共同基金報酬殘差對第 i 共同基金報酬殘差迴歸估計係數

D_{it} : 為景氣循環虛擬變數, 若景氣好, 則 $D_{it}=1$; 若景氣不好, 則 $D_{it}=0$

$\alpha_i(+)$ 表示迴歸係數 α_i 顯著為正, $\alpha_i(-)$ 表示迴歸係數 α_i 顯著為負, $\alpha_i(x)$ 表示迴歸係數 α_i 不顯著, 在 5% 的顯著水準下

由表七與表八的實證結果發現, 當兩檔基金分別的 H 值係數都顯著的情形下, 景氣好(D=1)的樣本數有 817 個, 景氣不好(D=0)的樣本數則有 3334 個, 景氣好(D=1)的樣本數明顯少於景氣不好(D=0)的樣本數。另外, 當景氣好(D=1), 兩檔基金分別的 H 值係數顯著的情形時, 且均為正向影響的樣本數有 50 個, 皆為負向影響的樣本數有 264 個, 負向影響的樣本數比正向影響的樣本數多。當景氣不好(D=0), 兩檔基金分別的 H 值係數都顯著, 且皆為正向影響的樣本數有 227 個, 皆為負向影響的樣本數有 1132 個, 負向影響的樣本數仍比正向影響的樣本數多。由上述可知, 不管景氣好或不好, 負向影響的樣本數比正向影響的樣本數多。

其次, 景氣好(D=1), 而兩檔基金分別的 H 值係數皆不顯著時, 樣本數有 0 個; 景氣不好(D=0), 而兩檔基金分別的 H 值係數皆不顯著時, 樣本數有 1 個; 景氣好(D=1), 而兩檔基金分別的 H 值係數為一檔顯著, 另一檔不顯著時, 樣本數有 150 個; 景氣不好(D=0), 而兩檔基金分別的 H 值係數為一檔顯著, 另一檔不顯著時, 樣本數有 594 個, 可知景氣不好(D=0)的樣本數比景氣好(D=1)的樣本數多。除此之外, 當景氣好(D=1), 而兩檔基金分別的 H 值係數為一檔顯著, 另一檔不顯著時, 正向影響的樣本數有 33 個, 負向影響的樣本數有 117 個, 負向影響的樣本數比正向影響的樣本數多。當景氣不好(D=0), 而兩檔基金分別的 H 值係數為一檔顯著, 另一檔不顯著時, 正向影響的樣本數有 143 個, 負向影響的樣本數有 451 個, 負向影響的樣本數仍比正向影響的樣本數多。綜合上述結果可知, 景氣不好時風險相關性較明顯, 而且不論景氣好壞, 風險分散對風險相關性的影響, 都以負向影響較顯著。

四、結論

本研究以台灣股票型基金為研究對象, 探討股票型基金的風險分散與相關性, 並觀察景氣循環因素對風險相關性的影響。根據本文實證結果, 台灣股票型基金之間有明顯的風險相關性。其可能原因是各基金間投資標的有重疊的情形, 使得發生風險傳染機會增加, 造成風險相關性顯著的現象。其次, 風險分散對風險相關性具有影響力, 尤其以負向的影響最為顯著。一般認為風險分散能降低個別風險, 但是風險若透過傳染擴散, 則可能會形成系統風險, 對金融體系造成莫大衝擊。而共同基金因資產龐大、投資標的眾多, 風險分散降低個別風險的效果, 可能大於資產相關性所增加的風

險, 所以形成風險愈分散, 風險相關性愈低的情形。

在景氣方面對於風險相關性影響方面: 當景氣趨緩時, 風險相關性較顯著。可能是當景氣產生下行風險時, 權益證券市場受到衝擊會立即反應, 再影響實質經濟體系。景氣不好時, 企業彼此間信用風險連結性使得風險傳染擴散, 風險相關性更為顯著。因此, 選擇基金時, 風險分散程度仍是首要考量, 風險分散程度愈大風險愈低。但是仍須留意基金可能面臨的系統性與相關性風險, 才能規避風險獲取更高利益。

參考文獻

- 王冠閔(2007)。不對稱訊息下台灣股、匯市與美國股市蔓延效果之預測檢定。《人文暨社會科學期刊》, 第三卷第一期, 頁69-80。
- Acharya, Viral V. & Pedersen, Lasse Heje (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375-410.
- Adrian, T. and Brunnermeier,(2011) M. CoVar, NBER Working Paper, No. w17454.
- Allen, F. and Gale, D. (2000). Financial Contagion. *Journal of Political Economy*, 108, 1-33.
- Bekaert, G., Harvey, C. and Ng, A. (2005). Market integration and contagion. *Journal of Business*, 78(1), 1-31.
- Billio, Monica, Mila Getmansky, and Loriana Pelizzon (2009). *Crises and hedge fund risk*. working paper, University of Massachusetts.
- Bollerslev, T.,(1986), General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*. Apr86, Vol. 31 Issue 3, p307-327. 21p.
- Boyson, Nicole M., Stahel, Christof W. and Stulz, Rene M. (2010). Hedge Fund Contagion and Liquidity Shocks. *The Journal of Finance*, 65(5), 1789 - 1816.
- Brunnermeier, M. and Pedersen, L. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies*, 22, 2201-2238.
- Chang, R and Velasco, A.(1998), Financial crises in Emerging Markets: A Canonic Approach, Working Paper Series (Federal Reserve Bank of Atlanta). Jul98, Vol. 1998 Issue 10, preceding p1. 51p..
- Calvo, Guillermo (1995). *Varieties of Capital Market Crises*.

- Manuscript. College Park: Univ. Maryland, Center of International Economics.
- De Bandt, O. and Hartmann P. (2000). *Systemic Risk: A Survey*. Working Paper, European Central Bank.
- De Nicolo, G. and Kwast, M. (2002). Systemic risk and financial consolidation: Are they related. *Journal of Banking and Finance*, 26, 861–880.
- Diamond, D.W., and Dybvig, P.H. (1983). Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy*, 91, 401-19.
- Dudley, Evan, and Mahendrarajah Nimalendran (2009). *Liquidity spirals and hedge fund contagion*, unpublished working paper, University of Florida, Gainesville, FL.
- Engle, R (1982), A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics, *Journal of Econometrics*. Oct82, Vol. 20 Issue 1, p83-104. 22p.
- Forbes, K.J., and Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261.
- Goldstein, Itay and Pauzner, Ady (2004). Contagion of self-fulfilling financial crises due to diversification of investment portfolios. *Journal of Economic Theory*, 119(1), 151-183.
- Klaus, Benjamin, and Bronka Rzepkowski (2009). *Risk spillovers among hedge funds: The role of redemptions and fund failures*. European Central Bank working paper no. 1112.
- Lang, L. and Stulz, R. (1992). Contagion and competitive intra-industry effects of bankruptcy announcements: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 32, 45–60.
- Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, Vol. 97 Issue 3, p436-450. 15p.
- Lovett, W., (1988), *Banking and Financial Institutions Law*, Nutshell. West Publishing Co.
- Vayanos, Dimitri (2004). *Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk*. NBER Working Paper No. W10327.
- Yilmaz, K. (2010). Return and Volatility Spillovers among the East Asian Equity Markets. *Journal of Asian Economics*, 21(3),304-313.
- Zhang, W., Zhang, Z. and G. Han (2010). How Does the US Credit Crisis Affect the Asia-Pacific Economics? Analysis based on a General Equilibrium Model. *Journal of Asian Economics*, 21(3),280-292.

Diversification and Relationship of Equity Funds-Taiwan Case Study

Yung-Shun Tsai¹, Chien-Ping Chi², Hui-Chen Lin³

¹ Asia University, Department of Finance

² Nan-Kai University of Technology, Department of Financial Management

³ Asia University, Department of Business Administration

Abstract

In this research, the Taiwan mutual fund evidences showed that the significantly negative relationship between mutual fund portfolio diversification and the fund's risk correlation. By the statistical data(weekly rates of return) of 100 Taiwan mutual funds from 2001 to 2010, we had examined the relation between the risk diversification and risk correlation of Taiwan mutual funds based on the GARCH model and Herfindhal index (HHI), which represented the extent of risk diversification. The results of the study showed that there were a highly positive risk relationship and high degree of asset diversification among Taiwan mutual funds. We find that the risk diversification had significantly negative impact on the risk relationship. Besides, the risk relationship appeared to be much more negative during the period of economic recession. In spite of business cycle factors (recessions or booms), the risk diversification had significantly negatively related to on the risk correlation between mutual funds.

Keywords: investment portfolio, business cycle factor, GARCH method, Herfindahl Index