

共同基金下方風險衡量兼論銀行財富管理業務之研究

The measurement of downside risk for mutual fund and banking wealth management

李政峰

國立高雄應用科技大學企業管理系副教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅

崑山科技大學 國際貿易系副教授

chlien@ksu.edu.tw

鍾裕瑯

國立高雄應用科技大學 企業管理系碩士在職專班研究生

geoffreychung888@gmail.com

摘要

共同基金原本為金融市場中最具長期投資特性的資產之一，然而在這次金融風暴卻因其風險大幅改變，而成為市場極大的隱憂。此一情況告訴我們：即使債券基金被視為傳統的低風險投資資產，投資人仍需適時的評估及掌控債券價格變動的風險(例如高收益債券基金)，以避免未預期重大的損失。因此，合適且正確的評估各種基金的價格風險，有其實務上的必要性。因此，本文從投資者的角度，探討股票及債券基金的價格風險，透過涉險值(Value at Risk, 簡稱 VaR)的估計來觀察價格下探的可能性，以求完整的評估股票及債券基金的下檔風險；再者，藉由比較各基金的涉險值大小，可以了解各區域股票及債券市場的風險大小。實證結果顯示，首先，各區域股票及債券基金報酬率分配不為常態分配。當基金淨值分配不為常態，投資者使用傳統的均數-變異數最適化模型來估計整體投資組合時，多角化分散非系統性風險的效果將被錯估。第二，我們發現，各基金的風險高低依序為一般單一國家基金、原物料基金、新興市場基金(東歐、拉丁美洲、新興亞洲)及債券基金。第三，在最高的信賴水準下(99%)，極值理論法所計算的風險值較其他方法為高，適合用來衡量基金大跌的預測方法。本文的實證結果或許可以用來解釋股票型基金價格為何能持續維持高(低)檔的現象，若基金市場的下方風險越大，表示投資或組合風險亦升高。因此，未來投資者在承作任何投資標的時，對於可能發生極端風險的機率須特別小心因應。

關鍵詞：涉險值、共同基金、下方風險、極值理論、歷史模擬法

Keywords : value-at-risk、mutual funds、downside risk、extreme value theory、historical simulation

壹、緒論

2008年這場狂風巨浪波濤洶湧的金融海嘯，吞噬了雷曼兄弟與華盛頓互惠銀行等歷史悠久，財勢雄大及聲譽遠播的金融機構；另外一批國際知名銀行也在風雨中飄搖岌岌可危。甚至引起美國聯準會及國際各國央行出面，挽救這些所謂大到不能倒的大型金融機構面臨破產的危機。所以要建構一個衡量金融市場風險的統計量，作為金融機構的市場風險管理的管控，一直是投資人與交易管理者所關心的議題。

在全球投資管道眾多的金融環境下，共同基金顯然已成為投資理財不可欠缺的投資工具之一，但投資人在考量是否投資基金時，大都是以報酬率為出發點，鮮少以風險的角度向去衡量基金的風險。本文研究擬利用涉險值(Value at Risk, 簡稱VaR)，將涉險值應用在共同基金績效評估上，用以改善夏普比率在非常態分配下衡量報酬率的缺點，作為共同基金風險評估時輔助參考之用。

涉險值模式因使用基本統計對於報酬分配進行估計，將所持有投資的風險以一個簡單的數學數值來表示，使管理者與投資人能清楚的明白可能產生的最大風險為何。當然，要以一簡單的數值即能表達整個投資組合所可能產生的各種風險與最大可能的損失具體的描述，就必須要有正確的資料來源與高品質的量化資訊加以支持，且必須應用正確的統計及數理運算，並配合繁複的電腦操作運算，才能準確的估計與提高風險值的正確性。

涉險值的估計需要正確描述機率分配的尾部。過去的理論文獻普遍假設共同基金之報酬率分配為常態，然而，有越來越多的實證研究指出，共同基金之報酬率變動的實際分配為非常態、厚尾與雙尾具有不對稱性 (asymmetry) (如，Brenner, Harjes, and Kroner, 1996； Andersen and Lund, 1997； Koedijk, Nissen, Schotman, and Wolff, 1997)。因此，共同基金之報酬率的分配是否亦具有這些特性，需進一步從實證上釐清；若共同基金之報酬率的分配呈現非常態與厚尾性質，則根據常態分配假設所計算的VaR 將有低估的可能；這些特性的充分掌握，可提高我們對於共同基金之報酬率變動分配之尾部行為的了解，進而求得更精確的風險值。

有鑒於共同基金之報酬率極端值的機率行為不同於大部分的共同基金之報酬率觀察值，本文將這些尾部觀察值獨立出來，並配適各種極值理論 (Extreme Value Theory, EVT)模型。極值理論為一完整的統計架構，可用來描述極端事件的發生機率與大小、並建立樣本極端值的大樣本分配，同時允許雙尾具有不對稱性 (asymmetry)；這些優點使其在實證上有廣泛的用途(如，Longin, 2000; Danielsson and de Vries, 1997; McNeil and Frey, 2000; Bali, 2003)。在EVT中，採用「尾部指數」 (tail index)來描述分配的厚尾情形。常用來估計尾部指數的方法有兩種，第一種是以特定機率模型來配適樣本極端值的極限行為，故稱為參數法；比較著名的分配有，「一般化極值分配」 (General Extreme Value Distribution, GEV) (Jenkinson, 1955； von Mises, 1936) 與「一般化柏雷圖分配」 (General Pareto Distribution, GPD) (Pickands, 1975； Balkema and de Haan, 1974)；第二種則直接以無母數方式計算 (如，Hill, 1975； Pickands, 1975； de Haan and Resnick, 1980)，故稱為非參數法；屬於此類的估計式有 Hill 估計式 (Hill, 1975) 與動差比 Hill 估計式 (Danielsson, Jansen, and de Vries, 1996)。參數與非參數法在理論上各有優缺點，但實證的表現則視資料的不同而有差異。本文則使用 Hill 估計式，因其觀念簡單且容易執行。

實證上應用 EVT 需注意兩點：首先是樣本觀察值須為「獨立且相同分配」 (independently, identically distributed, iid)；此條件在實證上並不容易成立，特別是財務時間數列普遍具有序列相關與條件異質性，直接應用 EVT 將會影響最後的實證結果，故不可忽略此資料相依性(如 Kearns and Pagan, 1997; Embrechts, Klüppelberg, and Mikosch, 2003； McNeil and Frey, 2000)。為降低資料相依性對EVT估計的影響，本文延伸 McNeil and Frey (2000) 的作法，分別以ARMA 模型與GARCH 模型來過濾基金報酬率的相依性，再以GARCH 標準化殘差為估計對象，配適EVT 模型，最後再計算風險值。需要注意的是，本文的條件風險值，由於計算時需考慮當期波動性，是屬於短期的風險概念，在解釋上不同於傳統的非條件風險值。

針對涉險值 (VaR)，由於有許多種的計算方式，故需要有一種可以驗證涉險值 (VaR) 正確性的方法，本文使用極值理論 (Extreme Value Theory, EVT) 來研究基金報酬率的尾部行為，並計算涉險值。極值理論為一完整的統計架構，可用來估計極端值的發生機率與大小，並允許雙尾具有不對稱性 (asymmetry)，故廣泛用於風險管理領域。該方法是以管控者的角度來說，其目的在於使金融財富管理機構能隨時對其風險值產生而進行修正。涉險值 (VaR) 是一種新概念的風險管理工具，擁有量化及動態風險管理的優點。利用涉險值 (VaR) 來衡量下方風險，可以修正傳統使用標準差衡量風險時所造成的誤差 (標準差稱為波動風險，其中包含上方與下方風險)，因此，用涉險值來衡量可以更貼近實際風險。本研究重點著重於涉險值 (VaR) 在共同基金績效衡量的應用上，以涉險值 (VaR) 來表示投資組合的風險程度，希望能降低投資風險，另一方面探討涉險值的正確性。

利用極值理論 (Extreme Value Theory, EVT) 來計算 VaR 應用的文獻有利率(如江明珠、李政峰、廖四郎、徐守德, 2009)，不動產(江明珠、李政峰、權清全 2011)，在其他方面有廣泛的應用(如，Koedijk & Kool, 1994; Danielsson & de Vries, 1997a; Booth et al., 1997; Longin, 1999; Longin, 2000; McNeil & Frey, 2000; Cotter, 2001;

Gençay et al., 2003; Bali, 2003; Brooks et al., 2005; Bond, 2006)。

本文的研究結構如下，第一節緒論，第二節 財富管理簡介，第三節為理論方法之介紹，第四節為實證分析，第五節為結論。

貳、 財富管理簡介

一、何謂財富管理

「財富管理」(Wealth Management)之定義：財富管理一辭本源自於美國，昔日稱之為「私人銀行」，目的是專為金字塔頂端的客戶提供金融商品相關服務。由於美國在 80~90 年代資訊科技快速的發展，造就了一批超富裕的高資產人士，為了服務這些超富裕的新貴客戶，美林銀行、荷蘭銀行、瑞士銀行、花旗銀行等全球知名的金融銀行，亦改用「財富管理」一辭取代之。(見，耿順芬 2008)

國內「銀行財富管理業務」定義：金融機構針對擁有高資產財富的客戶，提供專屬且隱密的金融理財商品服務。(見，全球財富管理趨勢論壇，2007)。銀行為了與高資產客戶維持良好的關係，提供多元化之金融商品與服務，透過理專「一對一」的貴賓服務，強調尊重隱私權，更巧思的設計規劃出舒適優雅的空間，讓這些貴賓客戶享受不一樣的體驗，因此增加往來的黏著度。(見，張素菱 2007)。

財富管理業務是銀行針對高資產的客戶，透過理財諮詢顧問，依據客戶的需求作出資產規劃及投資組合配置，而銀行以誠信原則方針提供各種金融商品銷售與諮詢及服務(見，陳文雄 2008)。因此，針對客戶的需求，ANZ澳盛銀行財富管理業務處的經營與運作模式有下列六項要點來加以說明：

(一)、專業行銷團隊(Professional marketing team)

建立專業行銷團隊其中包含專業的理財顧問、產品部經理及研究部經理等人員，並搭配客觀的評估考核制度。培養專業銷售人員需要經過一連串的專業教育訓練，其中包函商品知識、總體經濟、市場指標、銷售技巧、客戶關係維繫及最重要的法令遵循等相關課程。

(二)、多元化金融商品(Diversification of financial products)

多元化金融商品主要是提供給不同客戶的選擇及轉換的彈性空間，讓不同風險屬性客戶得以滿足需求。除了能加深維繫既有客戶關係，更能藉此吸引更多的高資產客戶，讓銀行財富管理業務更加茁壯成長。

(三)、財務規劃系統(Financial Planning System)

理專開發出客戶後，透過財務規劃系統來檢測出客戶的風險等級屬性，並找出相對應的金融商品。符合客戶得商品對客戶而言是非常重要的，才不致於讓客戶產生抱怨或客訴，嚴重甚至於影響到銀行聲譽。

(四)、客戶資產品質(Quality of client assets)

財富管理隨著客戶的增加趨勢下，銀行必須建置強而有力的客戶關係管理系統(Customer relationship management system ; CRM system)，來服務及聯繫這一群高資產的客戶。透過CRM系統，銀行可以很容易從中找到他所想要的目標客戶，及透過CRM系統讓理專方便維繫客戶之間的關係，並達到客戶分層管理。

(五)、後勤支援系統(Logistic support system)

理財顧問除了提供專業的投資理財諮詢服務外，高效率的作業流程及正確有效率的快速交易速度絕對是銀行必需重視的。

(六)、高知名度品牌(High-profile brands)

高品牌高知名度除了代表企業的信賴度及責任心外，也代表公司解決問題的能力。因此品牌透過不同方式的宣傳，傳遞給消費大眾知道品牌知名度，讓專業理財顧問能更容易接觸客戶，對業務擴展會有相當大的助益。

綜合上述，銀行財富管理貴賓理財中心確實可以提供給高資產客戶一個充足的專業領域，來處理個人投資理財的財富規劃組合。根據美林全球財富管理與凱捷顧問公司 9/28 日公佈《2010 年亞太區財富報告》，報告中

指出，2009年亞太區富裕人士達300萬人，年增25.8%，首次與歐洲的富裕人士人數看齊，其中台灣富裕人士82,800人，年增42.3%，財富總值2,640億美元，年增49.6%，兩項升幅都居亞太區排名第三，僅次於香港及印度；由於台灣富裕人士風險承受意願增加，預估2011年投資股票比重將從2009年的20%增至27%，為金融資產配置之冠。

二、共同基金

共同基金(Mutual Fund)定義：又稱為「信託基金」，投資人將資金交給專門的投資機構，由專業機構的基金經理人，將所匯集的資金集合起來加以投資，所賺得的利潤則分給投資人。其要素可分為兩項：1.投資信託關係：投資信託由投資人、保管機構與基金經理公司三者所構成。2.受益憑證：由基金經理公司所發放給投資人的憑證。由圖2-1可說明共同基金的架構。

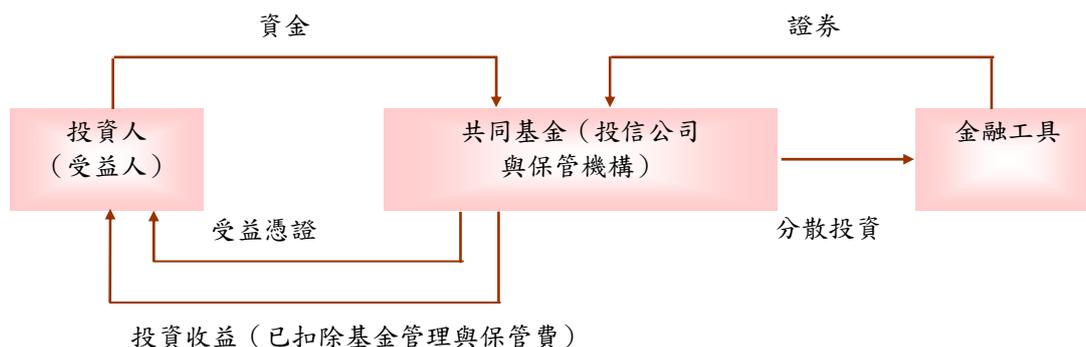


圖 2-1 共同基金的架構

首先，針對共同基金(Mutual Fund)的組成與運作，依成立的法律基礎不同，可分為公司型和契約型兩種：前者依公司法或相關法令成立，投資人就是基金的股東；契約型共同基金則以信託契約為依據組成及管理，由委託人、受託人及受益人三方面所構成。接著，運作方式是建立在「經理與保管分開」的基礎上，基金經理公司只負責基金的管理與操作，下達投資的買賣指令，本身並不實際經手基金的財產。保管機構則只負責保管並依經理公司的指示處分基金的資產。基金的資產在保管機構內的帳戶是獨立的，即使經理公司或保管機構因經營不善倒閉，債權人也不能動到基金的財產。在這種設計之下，投資人的錢是存放於保管機構的獨立帳戶內，安全有保障。基金經理公司（或其代表機構）則提供基金買賣服務及有關的資訊服務。基金經理公司在募集資金時，通常是由公司本身和承銷機構（如銀行或證券經紀商）募集，至於基金的操作，則交由基金經理人負責。

接著，若以投資標的的角度來看，由表2-1依投資標的類型便能發展出不同的共同基金，例如較常見的股票基金、貨幣市場基金、債券基金、高收益債、新興市場債、平衡型基金、指數基金、組合型基金及其他等，這些共同基金的漲跌與這些投資工具息息相關，各基金的風險和獲利性也相差很大。共同基金是歐美先進國家鼓勵的投資理財工具，因為金融市場在越進步的國家，尤其是投資理財工具的多元化情形更是顯著。此外，一般投資者想要一次購齊心中理想的投資組合、以達規避風險之效益，而共同基金的出現，相對為廣大的投資人造就了更多的溢酬。

表 2-1:共同基金依投資類型分類國內投資人持有金額

分類	細項	國內投資人持有金額	
基金類型	股票型	1,210,862 百萬元	
	固定收益型	一般債	46,647 百萬元
		高收益債	471,577 百萬元
		新興市場債	187,395 百萬元
		其他	304,552 百萬元
平衡型	55,254 百萬元		

貨幣市場型	22,119 百萬元
組合型	0
指數股票型	536 百萬元
其他	4,334 百萬元
合計	2,303,276 百萬元

綜合上述說明，共同基金藉由信託契約或公司法規將投資人與基金公司聯繫在一起，而其中存在著信任的基本精神，基金公司在投資人充分信任之下，扮演所謂善良管理人的角色。理論上，基金公司為求得源源不斷的管理費收入，自應用心經營求得自身與客戶雙贏的局面。然而，以上完美的關係除架構在人性的善良面上，還必須依賴嚴謹的「風險管理制度」，否則容易出現寄生並危害信任關係的風險。

參、 理論方法之介紹

在涉險值的準確驗證方面，有許多方法來檢驗涉險值計算方式的準確程度。依照Dowd (1998) 對於風險值的定義，「涉險值表示在一定的信賴區間下，投資組合於一定持有期間內可能發生最大的損失金額。」計算涉險值首先要選擇兩個參數：持有期間及信賴區間，才能夠估計涉險值。持有期間越長，信賴區間越大，涉險值就越大。

首先，使用涉險值時應注意事項：首先，涉險值本質是估計值，非對未來事件作預測(forecasting)用；其次，涉險值法並非試圖預測損失或獲利多少，而是穩健與客觀條件下提供在不確定情況之可能結果。因此，其重點不在數值大小，而是該潛在損失風險可否為決策者接納，進而判斷此風險與決策者對不確定性態度是否一致。一個完整涉險值內容應包含以下要素：損失發生機率—信心水準選擇及特定期間。發生機率與衡量期間之不同，會導致不同結果。使用者應避免使用不切實際之信心水準計算涉險值，以免扭曲實際情況。基本上任何暴露在財務風險(Financial risk)下的公司與機構，都應該使用涉險值這個資訊。

接著，在風險管理領域中，涉險值是常用的風險測度之一；除可作為公司內部控制的依據外，也是巴塞爾(Basel)監理委員會的要求，最近更被應用於制定期貨交易的保證金水準(如Booth, Broussard, Martikainen and Puttonen, 1997; Longin, 1999;Cotter, 2001)。涉險值是近十年來，涉險值(Value at Risk, VaR)廣泛應用於資產風險管理領域。涉險值衡量既定的持有期間(例如，1天或1週)與信賴水準(例如，90%或95%)下，投資組合的最大可能損失。從統計的觀點，VaR 為金融商品的報酬率(以負值表示)分配之左尾分位數(quantile)，可表示成下式：

$$\Pr(x_{T+1} > VaR_{T+1} | I_T) = 1 - p \quad (1)$$

此處， x_{T+k} 為T+1期的共同基金指數報酬率， I_T 為T期可用的訊息集合， VaR_{T+1} 為持有一期的涉險值， $1-p$ 為信賴水準。涉險值除了可用來衡量投資組合的最大損失外，本文進一步以此概念來衡量共同基金市場的風險情形。在相同的信賴水準下，若共同基金市場的涉險值愈高，表示該市場的風險愈大，投資人的風險也隨之增加。

由於報酬率的分配未知，使涉險值亦未知。因此，本文採用以下三種方法來估計涉險值。

一、常態分配(normal distribution)

由(1)式的定義，涉險值為報酬率分配的分位數，因此最簡單的估計方式是假設報酬率服從常態分配，得到下列估計式：

$$\hat{VaR}_{T+1} = \hat{\mu}_T + z_{1-p} \hat{\sigma}_T \quad (2)$$

式中， $\hat{\mu}_T$ 、 $\hat{\sigma}_T$ 為樣本長度為T的樣本平均數與標準差， z_{1-p} 為標準常態分配的臨界值，在信賴水準為95%時， $z_{1-p} = 1.645$ 。

二、歷史模擬法(historical simulation, HS)

歷史模擬法為學界與業界普遍使用的方法，其優點是不需要對機率分配做任何假設，可避免模型誤設的可能；且涉險值是由報酬率的實際分配中計算而得，只要收集資產價格的歷史資料，即可以簡單的方式求得涉險值。然而，許多文獻指出(如 Pritsker, 1997; Danielsson and de Vries, 1997)，歷史資料的長度大小可能會嚴重影響涉險值的估計準確度，若資料太短或歷史資料中不包含極端值時，將使實際分配無法完全反映未來的可能情況，導致涉險值有低估的可能。

以歷史模擬法估計涉險值時，包含兩個步驟。首先計算基金指數的報酬率，並將報酬率由小排到大，即可得到報酬率的實際分配；其次，根據信賴水準求出相對應的分位數，便可獲得涉險值。

三、極值理論(extreme value theory, EVT)

當報酬率的機率分配具有非常態且厚尾的現象時，表示極端值出現的機率比在常態分配下為高，故根據常態分配假設所計算的 VaR 會較實際值為低。有鑒於此，本文使用極值理論 (Extreme Value Theory, EVT)來研究基金報酬率的尾部行為，並計算涉險值。極值理論為一完整的統計架構，可用來估計極端值的發生機率與大小，並允許雙尾具有不對稱性(asymmetry)，故廣泛用於風險管理領域。有許多文獻(如 Longin, 2000, 2005; Danielsson and de Vries, 1997a; McNeil and Frey, 2000; Bali, 2003)指出，當分配為厚尾時，EVT 可提供較準確的分配尾部估計式，產生正確的涉險值。

在 EVT 中，常用「尾部指數」(tail index)來描述報酬率分配的厚尾情形。其估計方法有兩種，分別為參數法與非參數法。本文採用最簡單使用的無母數估計方式，稱為 Hill 估計式，簡單描述如下：

令 $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 為獨立的隨機變數，來自相同的厚尾分配函數 $F(x)$ 。若將此分配的尾部在 x 很大處作一階泰勒展開，則為 Pareto 類型的尾部：

$$1 - F(x) = P\{X > x\} \approx bx^{-\alpha}, b > 0, \alpha > 0, \quad (3)$$

此處， b 為常數，參數 α 稱為「尾部指數」(tail index)，用來衡量尾部的肥厚程度。

為估計尾部機率與分位數，令 $X_{(i)}$ 為第 i 個順序統計量，使得 $X_{(1)} \geq \dots \geq X_{(m+1)} \geq \dots \geq X_{(n)}$ ，再令 $X_{(m+1)}$ 為門檻值，使得大於此值的樣本觀察值，其分配可用 $bx^{-\alpha}$ 予以近似；令 $\hat{\alpha}$ 為尾部指數的估計值，則 $F(x)$ 的估計式如下 (Embrechts et al., 2003)：

$$\hat{F}(x) = p = 1 - \frac{m}{n} \left(\frac{x_{(m+1)}}{x} \right)^{\hat{\alpha}}, \quad x > x_{(m+1)}, \quad (4)$$

此處， p 為機率值， m 稱為門檻水準。在 p 已知下的涉險值可由反轉 $\hat{F}(x)$ 得之：

$$VaR^p = \hat{x}_p = x_{(m+1)} \left(\frac{m}{(1-p) \times n} \right)^{1/\hat{\alpha}}. \quad (5)$$

Hill (1975) 提出一個可直接估計參數 α 的方法，不需參數化尾部的形狀，其估計式為：

$$\frac{1}{\hat{\alpha}} = \hat{\xi}_n(m) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \ln \left(\frac{x_{(j)}}{x_{(m+1)}} \right), \quad (6)$$

此式亦可視為是 Pareto 分配參數之最大似估計值。

本文使用的極值理論法為極值理論架構下的 Hill 估計式，此法描述厚尾的 iid 樣本觀察值之大樣本分配特性。極值理論法的優點在於，首先，即使實際分配的型態未知，極值理論仍可明確定義報酬率分配尾部的大樣本分配特徵，特別是以 Hill 估計式代表的非參數法估計模型參數時，可避免模型風險；再者，極值理論法能直接審視分配尾部的報酬率資料，比其他方法更能捕捉極端的損失情況，因此在實務界及學術界已被廣泛的應用在風險管理領域；最後，極值理論允許兩尾不對稱性 (asymmetry) 尤其能針對厚尾的財務資料準確估計極端的分位數，並正確捕捉極端事件的風險值。極值理論法的 Hill 估計式具有兩項主要缺點：第一，Hill 估計式在應用上需先界定極端值的樣本個數，然而，極端值個數為未知重要參數 (尾部指數) 的函數，且樣本個數的多寡會

影響參數估計式的偏誤與變異數，這樣的特性減弱了 Hill 估計式實證應用性。第二，雖然 Hill 估計式具有相當簡潔的大樣本特性，此特性在實證上多應用於參數估計值及 VaR 的信賴區間估計，少有文獻探討 Hill 估計式的小樣本特性。最近的研究 (Barunik & Vacha,2010)指出，總樣本個數至少要 10^6 個，參數估計值才能符合 Hill 估計式之大樣本特性。

肆、實證分析

一、資料初步分析

本文使用之研究資料為近年來國人最常投資的基金標的共 49 檔，資料包括貝萊德、施羅德、富達、摩根富林明 JF、富蘭克林、霸菱、景順及聯博等八家境外基金公司，其中股票型基金佔 35 檔、債券型基金佔 14 檔，由於基金資料取得難易不同，資料期間最早從 1994 年 1 月初開始至 2010 年 11 月底止的日資料，其中股票型基金則以摩根富林明 JF 東協基金(樣本數 4,078)，債券型基金以摩根富林明國際債券及貨幣基金的樣本數(4,135)最多，期間經歷兩次空頭市場(2000 年的科網股泡沫及 2008 年的金融海嘯)。現以上述之股票型及債券型 2 檔基金為例，圖 4-1 為摩根富林明 JF 東協基金淨值走勢圖，全球景氣自 2000 年至 2003 年期間經歷了科網股泡沫後，股票型基金自 2003 年開始淨值逐年大幅上升，直至 2007 年 10 月 31 日基金淨值創下歷史新高(期間報酬率達 543%)，其他股票型基金狀況類似，為節省空間省略圖形。而圖 4-2 為摩根富林明國際債券及貨幣基金淨值走勢圖，約略自 2002 年後開始逐年提升，比股票型基金提早反彈，基金淨值於 2010 年 10 月 29 日創下波段新高(期間報酬率達 56.5%)，其他各債券型基金亦類似。

為方便說明，本文將 49 檔基金分成 4 群如表 4-1 所示，第一群為原物料相關基金(編號 1~12)共 12 檔，第二群為亞洲及全球新興市場類型基金(編號 13~24)共 12 檔，第三群為單一及環球市場基金(編號 25~35)共 11 檔，第四群為各類型債券基金(編號 36~49)共 14 檔，來加以解說。

投資共同基金之盈虧尚受到國際金融情勢震盪和匯兌風險影響，投資人宜斟酌個人風險承擔能力及資金可運用期間之長短後投資。因此，本研究採用 ANZ 澳紐銀行財富管理業務處的風險等級分類，除價格波動風險程度外，加入國家的政治、經濟、匯兌及投資標的屬性之風險程度，由低至高將投資基金分類為「P1(低度)、P2(中低)、P3(中度)、P4(中高)、P5(高度)」五個投資風險等級(如表 4-1)。本文將探討投資基金分類為「P1、P2、P3、P4、P5」五個投資風險等級與 VaR 預測值的平均水準及最大、最小值，是否符合理論要求。



圖 4-1 摩根富林明 JF 東協基金淨值走勢圖(1994/01/03~2010/11/30)



圖 4-2 摩根富林明國際債券及貨幣基金淨值走勢圖(1994/01~2010/11/30)

表 4-1 基金分群表

群組	編號	基金名稱	幣別	風險級別	晨星評等
1 原 物 料 相 關 基 金	1	貝萊德世界礦業基金	USD	P5	☆☆☆
	2	貝萊德世界黃金基金	USD	P5	☆☆☆☆
	3	貝萊德世界能源基金	USD	P5	☆☆☆
	4	貝萊德新能源基金	USD	P5	☆☆☆
	5	貝萊德拉丁美洲基金	USD	P5	☆☆☆
	6	施羅德拉丁美洲基金	USD	P5	☆☆☆
	7	富達拉丁美洲基金	USD	P5	☆☆☆☆
	8	摩根富林明拉丁美洲基金	USD	P5	☆☆
	9	富蘭克林坦伯頓拉丁美洲基金	USD	P5	☆☆☆☆
	10	貝萊德新興歐洲基金	USD	P5	☆☆☆
	11	施羅德新興歐洲基金	USD	P5	☆☆
	12	霸菱東歐基金	USD	P5	☆☆☆☆
2 亞 州 及 全 球 新 興 市 場 基 金	13	貝萊德太平洋股票基金	USD	P4	—
	14	施羅德大中華基金	USD	P5	☆☆☆☆
	15	富達大中華基金	USD	P5	☆☆☆
	16	摩根富林明 JF 大中華基金	USD	P5	☆☆☆
	17	富蘭克林坦伯頓大中華基金	USD	P5	☆☆☆☆
	18	JF 東協基金	USD	P5	☆☆☆☆
	19	富達東協基金	USD	P5	☆☆☆
	20	景順東協基金	USD	P5	☆☆☆
	21	貝萊德新興市場業基金	USD	P4	☆☆☆
	22	施羅德新興市場業基金	USD	P4	☆☆☆
	23	摩根富林明全方位新興市場基金	USD	P4	☆☆☆☆
24	霸菱全球新興市場基金	USD	P4	☆☆☆☆	
3 單	25	景順中國基金	USD	P5	☆☆☆
	26	摩根富林明 JF 中國基金	USD	P5	☆☆☆

一 及 環 球 市 場 基 金	27	霸菱香港中國基金	USD	P5	☆☆☆☆
	28	貝萊德印度基金	USD	P5	☆☆☆
	29	摩根富林明 JF 印度基金	USD	P5	☆☆☆
	30	聯博印度成長基金	USD	P5	—
	31	貝萊德環球資產配置基金	USD	P3	☆☆☆☆
	32	貝萊德環球小型企業基金	USD	P5	☆☆☆☆
	33	貝萊德環球特別時機基金	USD	P3	☆☆☆☆
	34	貝萊德美國特別時機基金	USD	P5	☆☆☆☆
	35	貝萊德歐洲特別時機基金	USD	P5	☆☆☆
4 各 類 債 券 型 基 金	36	貝萊德亞洲老虎債券基金	USD	P3	☆☆☆☆
	37	施羅德新興市場債券基金	USD	P3	☆☆☆☆
	38	施羅德亞洲債券基金	USD	P3	☆☆☆
	39	施羅德環球債券基金	USD	P2	☆☆☆
	40	摩根富林明國際債券及貨幣基金	USD	P2	☆☆☆
	41	摩根富林明美國複合收益基金	USD	P2	☆☆☆☆
	42	聯博全球高收益債券基金	USD	P4	☆☆☆
	43	聯博美國收益債券基金	USD	P3	☆☆☆☆
	44	聯博全球債券基金	USD	P2	☆☆☆
	45	富蘭克林坦伯頓新興國家固定收益基金	USD	P3	☆☆☆☆
	46	富蘭克林坦伯頓全球債券基金	USD	P2	☆☆☆☆☆
	47	富蘭克林坦伯頓公司債基金	USD	P4	☆☆☆
	48	霸菱高收益債券基金	USD	P4	☆☆☆☆
	49	霸菱國際債券基金	USD	P2	☆☆☆

表 4-2 呈現所有基金報酬率之基本敘述統計(因版面有限僅列出 7 檔基金之比較表)，如表中數字所示，各基金報酬率樣本平均數間具有差異，首先以第一群的原物料相關基金為例，其中貝萊德世界礦業及施羅德拉丁美洲基金最高（各為 0.089%），貝萊德新能源基金最低（為-0.013%）。其次，第二群基金以施羅德大中華基金最高（為 0.077%），景順東協基金最低（為 0.001%）。接著，第三群基金以聯博印度成長基金最高（為 0.101%），貝萊德美國特別時機基金最低（為 0.030%）。最後，第四群基金則以貝萊德亞洲老虎債券基金較高（為 0.029%），聯博全球高收益債券基金最低（為-0.024%）。接著比較各基金報酬率標準差，第一群以貝萊德新興歐洲基金為最高（3.951%）、富蘭克林坦伯頓拉丁美洲基金最低（1.733%），第二群以摩根富林明全方位新興市場基金為最高（1.925%）、富達東協基金最低（1.360%），第三群以霸菱香港中國基金為最高（7.303%）、貝萊德環球資產配置基金最低（0.684%），第四群以富蘭克林坦伯頓新興國家固定收益基金為最高（0.645%）、聯博全球債券基金最低（0.202%）。此外，表 4-2 中半數比例的偏態係數為負，第一群基金中峰態係數介於 4.615 與 832.425 之間，第二群介於 4.989 與 80.586 之間，第三群介於 4.850 與 1605.121 之間，第四群介於 0.032 與 1489.204 之間。J-B (Jarque-Bera) 的檢定值顯示，各基金淨值分配不為常態分配。進一步比較標準化報酬率與標準常態分配的分位數，本文發現，相較於標準常態分配之第 1、99 百分位數值 (-2.3263、2.3263)，有較多的證據顯示所有各基金淨值的報酬率實際分配不僅為非常態，且可能比常態分配還厚尾。意味著對投資組合而言，非系統性風險的分散效果在傳統的均數-變異數最適化模型下將被錯估。

在恆定性檢定方面，Phillips - Perron 檢定(PP 檢定)統計量在 5%的顯著水準下，可拒絕存在單根之虛無假設，顯示報酬率具恆定性。在序列相關方面，相距 4 及 8 期的 Ljung - Box Q 統計量在 5%的顯著水準下大多數可拒絕虛無假設(除第二群的貝萊德太平洋股票基金、霸菱全球新興市場基金和第三群的景順中國基金、貝萊德印度基金及第四群的施羅德環球債券基金、摩根富林明美國複合收益基金等六檔外)，顯示數列存在序列相關；另外，由相距 4 及 8 期的 Ljung - Box Q² 統計量的檢定結果，發現數列具有 ARCH 現象，顯示報酬率的樣本觀察值，不符合極值理論「獨立且相同分配(iid)」的要求。

比較上述結果，本研究發現，各基金最大報酬及最大風險為霸菱香港中國基金(為 302.91；-301.819)，最小報酬及最小風險為聯博全球債券基金(為 1.042；-1.306)，符合風險級別分類(霸菱香港中國基金 P5，聯博全球債券基金 P2)，且此一結果亦符合「高(低)風險，高(低)報酬」的看法。其次，證據顯示所有基金的報酬率均為非常態且厚尾，意味著不可以傳統的均數-變異數最適化模型來估計基金報酬率的非系統性風險。此外，由於數列具有 ARCH 現象，顯示報酬率的樣本觀察值，不符合極值理論「獨立且相同分配(iid)」的要求。因此，在計算各基金的涉險值前，本文先將觀察值以自我迴歸(AR)模型與 GARCH 模型過濾後，根據過濾後的標準化殘差來計算涉險值。

二、涉險值估計

本文分別估計基金報酬率的 VaR，包括常態分配法 (Normal)、歷史模擬法 (HS) 及極值理論 (EVT) 三種方法。由於基金市場祇能做多並無放空的交易機制，因此本文僅就基金淨值報酬率的下檔風險 (報酬率分配左尾) 進行估計。為方便模型間及各基金之 VaR 的比較分析，我們分別計算各模型的 VaR 預測值的平均水準及最大、最小值，實證結果列於表 4-3。(因版面有限僅列出 27 檔基金之比較表)。

根據表 4-3 的 VaR 估計結果可以發現，首先就第一群原物料相關基金而言，以貝萊德世界黃金基金為例，在 99%信賴水準下，歷史模擬法 VaR 平均值為-5.736%，代表下一日貝萊德世界黃金基金價格跌幅不超過-5.736%的機率為 99% (或基金淨值價格跌幅超過-5.736%的機率為 1%)，常態分配法 VaR 平均值為-5.771%，極值理論 VaR 平均值為-11.828%。其次，第二群基金以摩根富林明 JF 大中華基金為例，歷史模擬法 VaR 平均值為-4.448%，常態分配法 VaR 平均值為-4.206%，極值理論 VaR 平均值為-7.709%。接著，第三群基金以聯博印度成長基金為例，歷史模擬法 VaR 平均值為-6.333%，常態分配法 VaR 平均值為-3.959%，極值理論 VaR 平均值為-47.967%。最後，第四群基金則以富蘭克林坦伯頓新興國家固定收益基金為例，歷史模擬法 VaR 平均值為-1.977%，常態分配法 VaR 平均值為-1.047%，極值理論 VaR 平均值為-1.536%。從表 4-3 也可以發現，由於模型的特色不同，所估計的 VaR 在相同的信賴水準下亦有差異。以 99%風險值的股票型基金為例，EVT 模型在大多數(32/35)的情形為最高，除施羅德新興歐洲基金、摩根富林明全方位新興市場基金、霸菱香港中國基金等三檔基金外，HS 模型次之(2/35)，Normal 模型最低(1/35)，而債券型基金的 EVT 模型在多數(9/14)的情形為最高，除聯博全球高收益債券基金、富蘭克林坦伯頓新興國家固定收益基金、富蘭克林坦伯頓公司債基金、霸菱高收益債券基金和霸菱國際債券基金等五檔基金外，HS 模型次之(4/14)，Normal 模型最低(1/14)，上述結果均符合理論預期。

綜合並比較上述實證結果，本研究發現，各基金最大風險為聯博印度成長基金(為-49.967)，最小風險為聯博全球債券基金(為-0.733)，符合風險級別分類(聯博印度成長基金 P5，聯博全球債券基金 P2)。其次，證據顯示所有基金的報酬率均為非常態且厚尾，例如 EVT 法在 99%信賴水準下的 VaR 最小值高於其他模型(以絕對值來說)，這是因為 EVT 法直接觀察厚尾分配的尾部，並且比 Normal 法給予極端基金報酬率跌幅更高的發生機率，因此在所有模型中的 VaR 估計值最大。而一般的風險狀況，即在價格跌幅發生機率較大(1%)的情況下，由於過去可能曾發生過類似的基金報酬率跌幅，Normal 法與 HS 法的 VaR 平均值大致上相當接近，最大值與最小值的情形和平均值亦有相同之狀況。

為提供投資者之風險管理的參考，並了解那一基金投資的平均風險較高，我們比較各基金的 VaR 預測值，

作法是比較同一模型與相同信賴水準下的 VaR 預測平均值，若估計的風險值愈大時（絕對值），表示該基金市場的風險較高。然而，由於受估計誤差的影響，各模型 VaR 的預測值有一定程度的變異。為此我們觀察表 4-3 的結果可發現，三個模型所估計的平均涉險值，在各基金具有相當一致的型態，不受信賴水準不同的影響；詳細來說，在 99%信賴水準下，各基金的風險高低依序為單一國家、原物料、新興市場、全球市場、債券基金；在信賴水準為 90%與 95%時，此一風險的型態亦類似。此一風險型態，與社會大眾普遍認為單一國家基金與原物料基金風險較高的認知，顯然相同。因此，我們認為，投資者可以在特定的機率水準下，以 VaR 作為制定各基金投資的標準。

此外，比較各模型的 VaR 預測值及對應的基金報酬率後發現，相較於 Normal 法及 HS 法，EVT 法的 VaR 較能反映報酬率變動的情況，尤其在較高的信賴水準下(99%)，EVT 法仍能捕捉基金報酬率下跌的風險。EVT 法在最高的信賴水準下(99%) 能正確的預測基金的極端價格風險，因此不失為一種較能反映基金大跌的預測方法。

表 4-2 基金報酬率敘述統計量

	1. 貝萊德世界 礦業基金	2. 貝萊德世界 黃金基金	3. 貝萊德世界 能源基金	4. 貝萊德新能 源基金	5. 貝萊德拉丁 美洲基金	6. 施羅德拉丁 美洲基金	7. 富達拉丁美 洲基金
樣本數	2598	3005	2385	2402	2902	2114	4249
均數(%)	0.089	0.057	0.037	-0.013	0.080	0.089	0.037
標準差(%)	2.439	2.711	1.770	1.828	2.295	1.958	1.933
最大值(%)	41.099	56.897	12.884	10.274	36.402	19.828	14.663
最小值(%)	-40.547	-52.537	-14.415	-11.216	-24.040	-15.060	-20.084
偏態	0.0585	1.222	-0.392	-0.180	0.403	-0.295	-0.480
峰態	66.341	122.033	6.297	4.615	33.740	10.507	8.748
J-B	474554.600 (<0.000)*	1859106 (<0.000)*	3981.549 (<0.000)*	2133.770 (<0.000)*	137239.400 (<0.000)*	9704.394 (<0.000)*	13674.38 (<0.000)*
Phillips-	-53.710	-58.470	-48.340	-45.430	-52.790	-42.990	-61.370
Perron test	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*	(<0.000)*
L-B Q(4)	8.265 (0.082)	40.669 (<0.000)*	9.412 (0.052)	20.868 (<0.000)*	11.470 (0.022)*	23.318 (<0.000)*	33.591 (<0.000)*
L-B Q(8)	16.479 (0.036)*	46.381 (<0.000)*	30.273 (<0.000)*	30.671 (<0.000)*	33.792 (<0.000)*	28.614 (<0.000)*	42.603 (<0.000)*
L-B Q ² (4)	542.828 (<0.000)*	604.699 (<0.000)*	711.638 (<0.000)*	642.038 (<0.000)*	81.115 (<0.000)*	632.969 (<0.000)*	1564.188 (<0.000)*
L-B Q ² (8)	545.789 (<0.000)*	604.756 (<0.000)*	1141.041 (<0.000)*	1371.278 (<0.000)*	125.580 (<0.000)*	1491.653 (<0.000)*	2407.734 (<0.000)*
ARCH LM test	690.144 (<0.000)*	694.143 (<0.000)*	462.916 (<0.000)*	366.712 (<0.000)*	65.797 (<0.000)*	422.674 (<0.000)*	847.168 (<0.000)*
MIN	-16.662	-19.397	-8.167	-6.128	-10.508	-7.738	-10.408
Q1	-2.594	-2.219	-2.804	-2.734	-2.677	-2.900	-2.972
Q99	2.470	2.289	2.348	2.629	2.413	2.480	2.553
MAX	16.815	20.963	7.260	5.626	15.824	10.082	7.566

說明：

1. J-B 為 Jarque-Bera 檢定統計量，在常態分配的虛無假設下，其分配為自由度 2 的卡方分配。
2. L-B Q(n)及 L-B Q²(n)為 Ljung-Box 統計量，小括弧()數字代表期數。
3. ARCH LM test 為 ARCH LM 檢定統計量，虛無假設為數列不具 ARCH 效果。
4. MIN 與 MAX 各代表標準化報酬率的極小與極大值；Q1、Q99 為標準化報酬率之 1、99 百分位數，而對應的標準常態分配之 1、99 百分位數為-2.3263、2.3263。
- 5: 小括弧()內的數字為 *p* 值，*代表在 5%的水準下為顯著。

表 4-2：基金報酬率敘述統計量(續)

	8. 摩根富林明 拉丁美洲基金	9. 富蘭克林 坦伯頓拉丁 美洲基金	10. 貝萊德新 興歐洲基金	11. 施羅德新 興歐洲基金	12. 霸菱東歐 基金	13. 貝萊德太 平洋股票基 金	14. 施羅德大 中華基金
樣本數	2477	3838	1747	1129	3408	1323	1948
均數(%)	0.061	0.042	0.143	0.011	0.069	0.020	0.077
標準差(%)	2.044	1.733	3.951	2.446	3.057	1.468	1.500
最大值(%)	13.951	19.135	137.276	14.548	94.319	11.212	10.714
最小值(%)	-19.975	-16.306	-17.167	-14.279	-95.804	-10.688	-9.790
偏態	-0.827	-0.437	23.891	-0.272	-0.685	-0.166	-0.403
峰態	10.963	12.527	832.425	6.337	549.917	7.653	6.854
J-B	12630.470 (<0.000)*	25144.080 (<0.000)*	50317091 (<0.000)*	1883.030 (<0.000)*	42816104 (<0.000)*	3206.206 (<0.000)*	3843.348 (<0.000)*
Phillips-Perron test	-47.860 (<0.000)*	-58.390 (<0.000)*	-71.740 (<0.000)*	-27.460 (<0.000)*	-77.490 (<0.000)*	-36.310 (<0.000)*	-40.470 (<0.000)*
L-B Q(4)	12.469 (0.014)*	23.174 (<0.000)*	3.593 (0.464)	45.808 (<0.000)*	226.974 (<0.000)*	2.085 (0.720)	17.605 (0.001)*
L-B Q(8)	18.291 (0.019)*	30.692 (<0.000)*	5.839 (0.665)	61.134 (<0.000)*	231.451 (<0.000)*	8.760 (0.363)	23.143 (0.003)*
L-B Q ² (4)	1032.893 (<0.000)*	1172.441 (<0.000)*	0.002 (1.000)	681.672 (<0.000)*	849.330 (<0.000)*	366.651 (<0.000)*	674.720 (<0.000)*
L-B Q ² (8)	1477.624 (<0.000)*	2535.821 (<0.000)*	0.002 (1.000)	1157.14 (<0.000)*	849.345 (<0.000)*	736.578 (<0.000)*	1028.706 (<0.000)*
ARCH LM test	559.476 (<0.000)*	755.438 (<0.000)*	212.302 (<0.000)*	312.770 (<0.000)*	1347.233 (<0.000)*	220.947 (<0.000)*	394.347 (<0.000)*
MIN	-9.800	-9.431	-4.382	-5.841	-31.366	-7.294	-6.577
Q1	-2.667	-2.929	-1.703	-3.320	-2.086	-3.125	-3.159
Q99	2.574	2.624	1.618	2.585	1.655	2.507	2.431
MAX	6.794	11.015	34.712	5.942	30.835	7.623	7.090

說明：

1. J-B 為 Jarque-Bera 檢定統計量，在常態分配的虛無假設下，其分配為自由度 2 的卡方分配。
2. L-B Q(n)及 L-B Q²(n)為 Ljung-Box 統計量，小括弧()數字代表期數。

3. ARCH LM test 為 ARCH LM 檢定統計量，虛無假設為數列不具 ARCH 效果。

4. MIN 與 MAX 各代表標準化報酬率的極小與極大值；Q1、Q99 為標準化報酬率之 1、99 百分位數，而對應的標準常態分配之 1、99 百分位數為-2.3263、2.3263。

5: 小括弧()內的數字為 p 值，*代表在 5%的水準下為顯著。

表 4-3 涉險值估計結果

		HS			Normal			EVT		
		90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%
1. 貝萊德世界礦業基金	平均	-1.899	-2.830	-5.408	-3.143	-4.084	-5.850	-1.957	-3.124	-8.911
	Min	-2.239	-3.349	-6.931	-14.874	-19.138	-27.136	-9.462	-14.674	-40.332
	Max	-1.587	-2.249	-4.111	-1.501	-1.976	-2.867	-0.888	-1.473	-4.322
2. 貝萊德世界黃金基金	平均	-2.135	-3.091	-5.736	-3.153	-4.064	-5.771	-2.283	-3.760	-11.828
	Min	-2.279	-3.255	-6.215	-11.669	-14.533	-19.993	-9.066	-13.554	-39.902
	Max	-2.017	-2.909	-5.149	-1.485	-1.990	-2.932	-0.974	-1.802	-6.320
3. 貝萊德世界能源基金	平均	-1.794	-2.668	-4.622	-2.308	-2.987	-4.260	-1.835	-2.703	-6.536
	Min	-1.948	-2.943	-5.230	-7.960	-10.239	-14.514	-6.297	-9.150	-21.698
	Max	-1.633	-2.367	-4.082	-1.169	-1.525	-2.192	-0.932	-1.368	-3.237
4. 貝萊德新能源基金	平均	-2.074	-2.829	-4.731	-2.243	-2.903	-4.139	-1.739	-2.810	-8.383
	Min	-2.171	-3.036	-5.322	-8.475	-10.774	-15.089	-6.665	-10.538	-31.290
	Max	-1.967	-2.563	-4.127	-1.182	-1.553	-2.249	-0.898	-1.477	-4.384
5. 貝萊德拉丁美洲基金	平均	-2.099	-3.008	-5.520	-2.813	-3.675	-5.293	-1.865	-3.049	-9.043
	Min	-2.291	-3.283	-6.242	-16.935	-21.793	-30.907	-11.555	-18.157	-51.432
	Max	-1.888	-2.685	-4.940	-1.151	-1.540	-2.269	-0.732	1.252	-3.793
6. 施羅德拉丁美洲基金	平均	-1.869	-2.873	-5.149	-2.595	-3.378	-4.847	-2.052	-3.154	-8.304
	Min	-2.114	-3.144	-6.231	-12.698	-15.990	-22.167	-10.336	-14.899	-36.113
	Max	-1.464	-2.340	-3.608	-1.026	-1.394	-2.080	-0.766	-1.316	-3.877
7. 富達拉丁美洲基金	平均	-1.950	-2.888	-5.263	-2.295	-2.977	-4.255	-1.750	-2.736	-7.528
	Min	-2.101	-3.091	-5.835	-13.745	-17.379	-24.196	-10.879	-16.123	-41.503
	Max	-1.843	-2.771	-5.010	-0.925	-1.244	-1.842	-0.660	-1.120	-3.358
8. 摩根富林明拉丁美洲基金	平均	-1.931	-2.884	-4.920	-2.570	-3.332	-4.759	-1.954	-2.955	-7.557
	Min	-2.166	-3.151	-5.800	-11.089	-14.260	-20.210	-8.291	-12.379	-31.249
	Max	-1.655	-2.539	-4.207	-1.571	-2.050	-2.949	-1.196	-1.813	-4.579
9. 富蘭克林坦伯頓拉丁美洲基金	平均	-1.595	-2.377	-4.458	-2.190	-2.841	-4.063	-1.633	-2.582	-7.282
	Min	-1.749	-2.677	-5.248	-15.479	-19.274	-26.393	-12.181	-17.675	-44.820
	Max	-1.446	-2.142	-3.928	-0.816	-1.118	-1.653	-0.546	-0.984	-3.011
10. 貝萊德新興歐洲基金	平均	-1.977	-3.326	-6.105	-3.709	-4.826	-6.921	-2.344	-3.897	-12.140
	Min	-2.255	-3.801	-6.726	-20.561	-26.131	-36.579	-13.157	-20.977	-64.017
	Max	-1.518	-2.176	-4.406	-1.002	-1.362	-2.017	-0.531	-1.027	-3.399
11. 施羅德新興歐洲基金	平均	-2.790	-4.001	-8.194	-2.598	-3.363	-4.797	-2.074	-3.136	-8.050

金	Min	-2.883	-4.280	-8.616	-5.527	-6.827	-9.320	-4.570	-6.442	-15.191
	Max	-2.632	-3.866	-7.999	-1.306	-1.761	-2.584	-1.020	-1.665	-4.548
	平均	-1.785	-2.573	-5.296	-3.218	-4.173	-5.965	-2.033	-3.255	-9.403
12.霸菱東歐基金	Min	-1.987	-3.092	-6.409	-15.908	-19.927	-27.466	-10.727	-15.778	-41.235
	Max	-1.662	-2.279	-4.443	-0.636	-0.861	-1.283	-0.322	-0.618	-2.084
	平均	-1.623	-2.347	-4.584	-1.822	-2.360	-3.371	-1.440	-2.244	-6.150
13.貝萊德太平洋股票基金	Min	-1.720	-2.445	-4.941	-6.335	-8.152	-11.559	-4.970	-7.638	-20.578
	Max	-1.435	-2.223	-3.751	-0.909	-1.193	-1.725	-0.718	-1.139	-3.153
	平均	-1.449	-2.205	-4.391	-2.088	-2.712	-3.883	-1.657	-2.632	-7.488
14.施羅德大中華基金	Min	-1.600	-2.424	-4.879	-7.463	-9.306	-12.763	-6.089	-8.991	-24.844
	Max	-1.024	-1.622	-2.931	-0.769	-1.042	-1.549	-0.572	-1.012	-3.081
	平均	-1.552	-2.292	-4.303	-1.699	-2.199	-3.138	-1.336	-2.144	-6.293
15.富達大中華基金	Min	-1.637	-2.435	-4.437	-8.498	-10.744	-14.959	-6.851	-10.42	-28.549
	Max	-1.450	-2.133	-4.137	-0.651	-0.873	-1.288	-0.485	-0.872	-2.799
	平均	-1.567	-2.296	-4.448	-2.281	-2.951	-4.206	-1.869	-2.877	-7.709
16.摩根富林明 JF 大中華基金	Min	-1.704	-2.536	-5.058	-7.434	-9.240	-12.630	-6.277	-9.065	-22.68
	Max	-1.325	-1.895	-3.331	-0.936	-1.241	-1.812	-0.732	-1.199	-3.421
	平均	-1.315	-2.040	-3.643	-1.693	-2.191	-3.125	-1.307	-2.120	-6.369
17.富蘭克林坦伯頓大中華基金	Min	-1.431	-2.238	-4.217	-9.033	-11.276	-15.483	-7.298	-10.954	-30.954
	Max	-1.233	-1.860	-3.273	-0.639	-0.852	-1.240	-0.465	-0.822	-2.607
	平均	-1.399	-2.065	-4.011	-1.819	-2.345	-3.332	-1.388	-2.180	-6.147
18.JF 東協基金	Min	-1.475	-2.256	-4.494	-11.194	-13.733	-18.496	-9.102	-12.873	-31.611
	Max	-1.335	-1.944	-3.621	-0.745	-1.024	-1.491	-0.498	-0.947	-2.890
	平均	-1.433	-2.123	-4.182	-1.482	-1.913	-2.721	-1.177	-1.845	-5.170
19.富達東協基金	Min	-1.514	-2.221	-4.325	-7.992	-9.964	-13.664	-6.565	-9.576	-24.456
	Max	-1.381	-2.065	-4.041	-0.543	-0.762	-1.157	-0.394	-0.750	-2.364
	平均	-1.512	-2.249	-4.132	-1.583	-2.041	-2.900	-1.177	-1.872	-5.429
20.景順東協基金	Min	-1.612	-2.338	-4.437	-7.002	-8.547	-11.451	-5.626	-7.949	-20.403
	Max	-1.427	-2.163	-3.835	-0.810	-1.094	-1.627	-0.526	-0.982	-3.131
	平均	-1.523	-2.267	-4.184	-1.913	-2.521	-3.662	-1.039	-1.857	-6.401
21.貝萊德新興市場業基金	Min	-1.706	-2.455	-4.769	-9.291	-11.990	-17.054	-5.249	-8.779	-28.326
	Max	-1.425	-2.107	-3.847	-0.839	-1.154	-1.745	-0.348	-0.798	-3.482
	平均	-1.441	-2.016	-3.711	-1.806	-2.349	-3.367	-1.313	-2.075	-5.806
22.施羅德新興市場業基金	Min	-1.586	-2.240	-4.167	-9.714	-11.882	-15.949	-7.676	-10.664	-25.230
	Max	-1.296	-1.841	-3.116	-0.753	-1.088	-1.688	-0.432	-0.918	-3.136
	平均	-2.267	-3.203	-6.588	-1.858	-2.418	-3.469	-1.409	-2.194	-5.940
23.摩根富林明全方位新興市場基金	Min	-2.537	-3.287	-6.980	-3.717	-4.800	-6.830	-2.777	-4.351	-12.152
	Max	-2.071	-3.092	-5.904	-1.067	-1.406	-2.042	-0.804	-1.267	-3.429
	平均	-1.358	-1.252	-4.077	-2.110	-2.739	-3.919	-1.440	-2.282	-6.441

基金	Min	-1.527	-2.298	-4.906	-11.107	-14.285	-20.248	-7.649	-11.893	-32.936
	Max	-1.252	-1.802	-3.475	-0.541	-0.725	-1.069	-0.328	-0.580	-1.872
	平均	-2.769	-3.755	-5.860	-2.060	-2.679	-3.840	-1.580	-2.451	-6.602
25.景順中國基金	Min	-3.032	-3.900	-6.069	-3.804	-4.913	-6.993	-2.890	-4.584	-13.165
	Max	-2.470	-3.548	-5.691	-1.179	-1.549	-2.242	-0.884	-1.412	-3.958
	平均	-1.959	-2.887	-5.219	-2.649	-3.427	-4.886	-2.137	-3.256	-8.512
26.摩根富林明 JF 中國基金	Min	-2.149	-3.142	-6.165	-8.764	-10.939	-15.020	-7.239	-10.335	-25.064
	Max	-1.704	-2.394	-4.172	-0.936	-1.270	-1.896	-0.725	-1.205	-3.421
	平均	-1.764	-2.562	-5.120	-7.667	-9.803	-13.810	-1.895	-2.838	-7.436
27.霸菱香港中國基金	Min	-1.908	-2.794	-5.838	-9.156	-11.548	-16.035	-2.688	-3.730	-8.774
	Max	-1.633	-2.383	-4.842	-6.725	-8.653	-12.238	-1.369	-2.305	-6.708

說明：

3: Normal, HS, EVT 各代表常態分配、歷史模擬法及極值模型 VaR 模型。

2. VaR 平均、Max 及 Min 各代表樣本期間內的平均 VaR 估計值、最大及最小 VaR 估計值。

伍、結論

對一般共同基金的投資人而言，需要一個簡單而明瞭的指標，讓投資大眾了解其風險，避免一旦面臨空頭走勢，便會遭逢未預期的重大損失。涉險值(VaR) 是以一種簡單方式來量化風險的程度，在既定的信賴水準下，衡量投資組合於一段時間內最大可能的損失金額，因此投資人可以很清楚明瞭未來可能的投資風險。透過風險值的概念，可以讓投資者能更輕易的衡量基金優劣，加以斟酌使用達到資金運用最適化的目的。

涉險值(VaR)不僅提供機率分析，同時也考慮到資產間的共變異性，更能明確地量化風險程度。簡單的說，當市場可能面臨的所有風險時，涉險值(VaR)能總結出一個簡單易懂的數字，讓投資管理者預先了解基金潛在風險程度及整體風險的狀況，進行預防措施調整標的。近年來涉險值(VaR)在金融業風險管理領域中，是最受矚目及應用的分析工具之一。

共同基金原本為金融市場中最具長期投資特性的資產之一，然而在這次金融風暴卻因其風險大幅改變，而成為市場極大的隱憂。此一情況告訴我們：即使債券基金被視為傳統的低風險投資資產，投資人仍需適時的評估及掌控債券價格變動的風險(例如高收益債券基金)，以避免未預期重大的損失。

本文從投資者的角度，探討股票及債券基金的價格風險，透過 VaR 的估計來觀察價格下探的可能性，以求完整的評估股票及債券基金的下檔風險；再者，藉由比較各基金的涉險值大小，可以了解各區域股票及債券市場的風險大小。實證結果顯示，首先，各區域股票及債券基金報酬率分配不為常態分配。當基金淨值分配不為常態，投資者使用傳統的均數-變異數最適化模型來估計整體投資組合時，多角化分散非系統性風險的效果將被錯估。第二，我們發現，各基金的風險高低依序為一般單一國家基金、原物料基金、新興市場基金(東歐、拉丁美洲、新興亞洲)及債券基金。若基金市場的下方風險越大，表示投資或組合風險亦升高。因此，投資者或許可以參考 VaR 來規定各基金投資成數比例。第三，在最高的信賴水準下(99%)，極值理論法能正確的預測個基金的極端價格風險，因此不失為一種較能反映基金大跌的預測方法。

參考文獻

- [1] 江明珠、李政峰、廖四郎、徐守德(2009)，「短期利率條件分配之尾部差異性檢定與風險值」，《中山管理評論》17卷2 期 (17:2), p.517-554。

- [2] 江明珠、李政峰、權清全(2011),「台灣不動產市場的下方風險-以台灣四個縣市為例」,《住宅學報》,即將刊出。
- [3] 台灣金融研訓院(2007),「全球私人銀行及財富管理趨勢論壇」。
- [4] 美林全球財富管理(Merrill Lynch Global Wealth Management)與凱捷顧問公司(Capgemini),「2007及2009亞太區財富管理報告」。
- [5] 耿順芬(2008),「台灣金融產業財富管理市場發展契機與策略之探討」,國立臺北大學國際財務金融碩士論文。
- [6] 陳文雄(2008),「財富管理,基金產業發展與兩者之合作關係:以台灣金融市場為例」,國立中央大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。
- [7] 張素菱(2007),「財富管理產業之實務探討」,國立中央大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。
- [8] Andersen, T. G. and J. Lund,(1997).” Estimating Continuous Time Stochastic Volatility Models of the Short Term Interest Rate”, *Journal of Econometrics*, 77: 343-377.
- [9] Bali, T. G.,(2003). “An Extreme Value Approach to Estimating Volatility and Value at Risk” ,*Journal of Business*, 76(1): 83-107.
- [10] Balkema, A. A. and L. de Haan, (1974).” Residual Life Time at Great Age”, *Annals of Probability*, 2 : 792-804.
- [11] Barunik J. and L. Vacha,(2010).”Monte Carlo-based Tail Exponent Estimator”, *Physica A*. 389(21): 4863-4874.
- [12] Booth, G. G., J. P. Broussard, T. Martikainen, and V. Puttonen,(1997).” Prudent Margin Levels in the Finnish Stock Index Futures Market”, *Management Science*,43(8): 1177-1188.
- [13] Brenner, R. J., R. H. Harjes, and K. F. Kroner,(1996).” Another Look at Models of the Short Term Interest Rate”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,31: 85-107.
- [14] Campbell, J. and L. Hentschell,(1992).” No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*,31: 281-318.
- [15] Cotter, J.,(2001). “Margin Exceedances for European Stock Index Futures using Extreme Value Theory”, *Journal of Banking and Finance*, 25(8): 1475-1502.
- [16] Danielsson, J., and C. G. de Vries,(1997).” Tail Index and Quantile Estimation with Very High Frequency Data”, *Journal of Empirical Finance*, 4: 241-257.
- [17] Dowd,(1998), “Beyond Value at Risk”, John Wiley and Sons. Erasmus University Rotterdam.
- [18] De Haan, L., and S. I. Resnick, (1980).” A Simple Asymptotic Estimate for the Index of a Stable Distribution”, *Journal of the Royal Statistical Society, series B*, 42:83-87.
- [19] Embrechts, P., C. Klüppelberg, and T. Mikosch,(2003). “Modelling Extremal Events for Insurance and Finance”, Springer-Verlag, London.
- [20] Hill, B.,(1975).” A Simple General Approach to Inference About the Tail of a Distribution”,*Annals of Mathematical Statistics*, 3: 1163-1174.
- [21] Hsing, T.,(1991).“On Tail Index Estimation using Dependent Data,” *Annals of Statistics*. 19(3): 1547-1569.
- [22] Jenkinson, A. F.,(1955). “The Frequency Distribution of the Annual Maximum (or Minimum) Values of Meteorological Elements”, *Quarterly Journal of the Royal Meteorology Society*, 87: 145-158.
- [23] Jorion, (1996), “Value at Risk: the new benchmark for controlling market risk” ,Chicago: Irwin.
- [24] Jorion,(1996),”Risk2: Measuring the Risk in Value at Risk”,*Financial Analysis Journal*, pp47-56.
- [25] Kearns P., and A. Pagan,(1997).” Estimating the Density Tail Index for Financial Time Series”, *The Review of*

Economics and Statistics, 79: 171-175.

- [26] Koedijk, K. G., F. G. J. A. Nissen, P. C. Schotman, and , C. C. P. Wolff,(1997).” The dynamics of Short-term Interest Rate Volatility Reconsidered”, *European Finance Review*, 1: 105-130.
- [27] Longin, F. M.,(1999).” Optimal Margin Level in Futures Markets: Extreme Price Movements”, *Journal of Futures Market*, 19(2): 127-152.
- [28] Longin, M. F.,(2000).” From Value at Risk to Stress Testing: the Extreme Value Approach”, *Journal of Banking and Finance*, 24: 1097-1130.
- [29] McNeil, A. J. and R. Frey, (2000).” Estimation of Tail-related Risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach”, *Journal of Empirical Finance*, 7: 271-300.
- [30] Pickands, J.,(1975).” Statistical Inference using Extreme Order Statistics”, *Annals of Statistics*, 3: 119-131.
- [31] Resnick, S.,and C. Stărică,(1996).“Testing the Covariance Stationarity of Heavy-tailed Time Series,” *Journal Empirical Finance*. 3(2): 211-248.
- [32] Von Mises, R.,(1936).” La Distribution de la plus grande de n valeurs”, *American Mathematical Society Selected Papers*, II: 271-294.