管　理　與　系　統
第十四卷 第三期　民國九十六年七月
341-358頁

Journal of Management & Systems
Vol. 14, No. 3, July 2007
pp. 341-358

運氣好或操作策略好？－拔靴法下共同基金之績效衡量

Good Luck or Good Strategy? : Bootstrapped Mutual Funds Performance

高蘭芬[1] Lanfeng Kao
國立高雄大學金融管理學系

陳安琳[2] Anlin Chen
國立中山大學企業管理學系

余育欣[2] Yu-Hsin Yu
國立中山大學企業管理學系

盧正壽[3] Cheng-Shou Lu
實踐大學國際企業學系

[1]Department of Finance, National University of Kaohsiung, [2]Department of Business Management, National Sun Yat-Sen University, and [3]Department of International Business, Shih Chien University

(Received August 12, 2005; Final Version January 2, 2007)

摘要：本文的重點在於導入拔靴法 (bootstrap) 解決國內基金普遍成立年限不足、觀察值過少、以及傳統方法在分配假設上的困擾。傳統的共同基金衡量方法在樣本期間不足及樣本數目過少的情況下，所衡量出之共同基金績效很有可能是因爲統計誤差或運氣成分使然，本文則利用拔靴法來衡量共同基金績效時，主要是強調共同基金的績效必須要能高於運氣成分下的績效，才能算是真正的操作績效。本文指出，以傳統Jensen's α衡量下的共同基金沒有明顯的超額報酬，而在Carhart四因子模型下，台灣的共同基金存在有異常報酬。但是，拔靴法指出：Carhart模型下的共同基金異常報酬其實是運氣成分使然，而不能真正歸因於基金經理人的操作能力。

關鍵詞：共同基金、拔靴法、Jensen's α、四因子模型

---

* 作者感謝兩位匿名審查委員、丁承教授（執行編輯）、張瑞當教授與王子真教授所提供的寶貴意見，也感謝曾齡嫻，陳秀燕擔任研究助理的工作。

Abstract：In this paper, we focus on a bootstrap approach to measure the mutual funds performance. Compared to the traditional mutual funds performance measures, a bootstrap approach can avoid several severe econometric problems such as short time horizon, small sample size, and the assumption of distribution. Due to the econometric problems, mutual funds performance measured by traditional measures could simply be attributed to luck or sampling bias. Our results show that Taiwan mutual funds outperform under Carhart four-factor model by traditional measurement. However, bootstrapping indicates that performance under Carhart model can be earned by chance and implies that fund managers do not perform by their superior investment strategy instead they perform by luck.

Keywords： Mutual funds, Bootstrap, Jensen's α, Four-factor model

1. 研究背景與目的

有關共同基金績效衡量的文獻很多，但也有很多爭議。一般對基金績效的衡量指標有Sharpe measure, Treynor measure, Jensen's α及appraisal ratio等。然而，這些績效衡量指標的基礎都在於資本資產定價模式 (CAPM)，雖然CAPM歷史悠久，而且也廣爲學術界與實務界所採用，但是在理論上，卻也被Roll (1978) 及Dybvig and Ross (1985) 批評爲CAPM根本不適合來衡量投資組合的績效。

隨著因子模型(factor model)的發展，Fama and French (1993) 認爲除了市場因子 (market factor) 外，規模因子 (size factor) 及淨值市價比因子 (book-to-market factor) 也對資產報酬有顯著的影響，而發展出Fama-French三因子模式。Carhart (1997) 更加入了動能因子 (momentum factor) 而成爲四因子模式，因子模型的發展也讓共同基金的績效衡量方式越來越豐富。

因子模型下的Jensen's α是長久以來共同基金績效衡量最主要的工具，諸如：陳安琳等 (民90)、林修葳、王佳真 (民92)、陳振遠等 (民94)、Jobson (1984)、Lee and Jen (1978)、Carhart (1997) 及Wermers (2000) 等均以Jensen's α來衡量共同基金的績效。然而高蘭芬等 (民94) 指出：這些慣用的共同基金績效衡量指標，對於基金績效的看法常會有相互矛盾的現象，某一指標可能認定基金績效良好，但是另一指標可能認爲基金績效很差，這樣的情況常令投資人無所適從。

綜觀以往的研究，幾乎在不同的研究樣本、不同的研究期間與研究方法下，就可能產生不同的結論。那麼令人不免好奇的是，當少數共同基金經理人具備亮眼的績效表現時，是否可視爲經理人本身具有優異的操作能力，或者只是由於統計方法上的錯誤，如模型的誤設 (misspecification)、過少的觀察值所致？還是純粹只是共同基金經理人個別的運氣 (by chance) 的結果？我們希望能有一種更有系統、更客觀的方法來判別共同基金的績效表現。

有鑑於此，本文導入一種新的統計方法來檢驗個別共同基金績效，除了可以確認運氣在基金績效中所扮演的角色外，還能解決因國內共同基金普遍成立日期不長，觀察值過短的問題。在本文中，我們利用有別於以往研究的統計方法—拔靴法 (bootstrap)，來對共同基金的績效表現做實證研究，進一步檢驗某些共同基金能擁有高績效的成果，究竟是因爲該基金經理人真的具備優異的操作能力，抑或只是模型使用不當，還是純粹是靠運氣所獲得的績效。

在拔靴法的衡量下，我們利用模擬分析的方法，在共同基金沒有績效表現的前提假設下，來衡量共同基金的績效表現。如果在沒有績效的假設下，模擬結果也可以得到基金績效良好的答案，那麼這可以說是統計誤差的結果。所以，一般衡量方法所得到的共同基金績效表現優異的結果，也可能只是統計誤差，或是運氣較好所致。共同基金的績效表現必須能夠比拔靴法模擬基金的績效來得高，才能算是真的表現優異，否則即使衡量出共同基金有優異的績效表現，那也只是運氣成分使然，並不能代表共同基金經理人有傑出的操作能力，因爲運氣成分也可以得到同樣的績效表現。藉由拔靴法的研究，我們能夠真正衡量基金經理人是否真的因爲其操作策略而導致共同基金的優異的報酬績效。

本文之結構如下：第一單元介紹研究背景及目的；第二單元回顧相關文獻；第三單元說明資料來源及變數定義；第四單元爲拔靴法之實證模型；實證結果及分析列於第五單元；最後，第六單元爲本文結論。

2. 相關文獻探討

有關共同基金績效評估的研究，在學術界已進行了數十年，並發展出許多基金績效評估的方法。早期基金整體績效的評估方式僅以基金的報酬率來做比較，高於市場投資組合報酬率之基金，被認定爲具有較佳的操作績效，此方法稱爲單因素評估法，因其計算容易且易於瞭解，故爲許多投資人所採用，但其缺點爲忽略了共同基金承擔的風險因素，相同報酬率的兩個基金，顯然地承擔較低風險的基金，應具有較佳的績效才是。

Treynor (1965) 針對單因素評估法的缺點，提出Treynor measure作爲評估基金績效的方法，Treynor measure同時考慮了基金報酬率以及beta風險兩因素。Sharpe (1966) 認爲，基金所承擔的風險包含系統風險與非系統風險兩部分，因此提出以基金的總風險 (標準差) 而建立了Sharpe measure。

Treynor績效指標及Sharpe績效指標只能對基金做相對性的排列比較，而Jensen (1968) 應用資本資產定價模式 (CAPM) 理論，發展出一評估基金績效的絕對標準，即所謂之Jensen’s α。當α＞0時，基金經理人優異的管理能力，使其所操作的共同基金在特定的風險水準下超出應有的報酬，是爲市場模型調整後報酬 (market model adjusted return)。反之，α<0則表示基金績效不佳。

Kim (1978) 稱Treynor、Sharpe及Jensen's α等三種績效指標爲風險調整績效衡量法(risk-adjusted performance measure approach)，因其理論架構較完備，且應用起來相當簡單，故在往後的績效評估研究中被廣泛應用。

在以傳統的基金績效衡量下，Sharpe (1966) 發現共同基金績效表現不佳；Grinblatt and Titman (1989) 也顯示共同基金績效並不能超越基準投資組合績效，而只有積極成長 (aggressive growth) 及成長 (growth) 兩類型的共同基金其績效超越基準投資組合的績效，但是在扣除基金管理相關費用後，風險調整後報酬即不再存在。Malkiel (1995) 發現不論有無扣除管理費用，共同基金的績效表現均無法超越市場投資組合績效，然而市場報酬並非資產報酬因子模型中之唯一因子，Fama and French (1993) 及Carhart (1997) 則認爲共同基金之績效衡量必需要再考慮規模因子、淨值市價比因子及動能因子。陳振遠等 (民94)、Ahmed (2001) 及Pastor and Stambaugh (2002) 也都認爲Fama-French三因子及動能因子在衡量共同基金績效的重要性是無可取代的。

除了以因子模型來衡量共同基金之績效外，也有學者倡議以特徵組合(characteristic portfolio)來衡量共同基金之績效表現。Grinblatt and Titman (1989) 發展出以公司規模 (size)，股利率 (dividend yield) 以及過去報酬 (past return) 爲基礎所形成的投資組合來檢驗共同基金是否具有異常績效與選股能力，結果發現共同基金具有顯著績效，特別是在擁有最小淨資產價值的積極成長型基金和成長型基金，支持基金經理人對基金績效的貢獻。然而其結果也指出，這些共同基金在扣除相關費用後的實際報酬，並不會顯示異常報酬，也就是投資者並不能藉著購買這些共同基金享受到這些基金經理人優異的操作能力。

Daniel *et al*. (1997) 也採用建立特徵投資組合的方法來衡量共同基金的績效表現。其特徵投資組合的三大特徵因子包括公司規模、淨價市值比以及前期報酬 (Momentum)。結果顯示共同基金尤其是積極成長型基金，具有一些特徵選股能力，但不具特徵擇時能力，而平均而言，雖然共同基金的績效表現能夠擊敗基準投資組合，但是在扣掉基金所收取的管理費用後，其績效就不顯著，亦即整體而言，共同基金不具備選股能力與擇時能力。Wermers (2000) 仿效Daniel *et al.* (1997) 形成特徵投資組合的方式，並採用Carhart (1997) 所發展的四因子迴歸模型來估計共同基金的績效，Wermers (2000) 發現雖然高周轉率的基金會帶來實質上較高的交易成本和索取較高的費用，但仍具有異常報酬，不過整體共同基金並不具超額報酬。

3. 資料來源、變數定義及績效衡量

3.1 資料來源及變數定義

本文選取民國87年1月至民國92年12月間所發行的共同基金爲樣本，本文選取樣本的一項條件爲必須具有24個月以上資料之開放型共同基金，亦即基金至少必須成立兩年以上，因此實際

之資料期間爲87年1月至民國94年12月。樣本期間中，國內的共同基金數量共有418支，而滿足本文條件的共同基金計有330支，其中投資標的爲中小型股共同基金有18支；科技類股型共同基金有40支；股票與債券平衡型共同基金有29支；債券型共同基金有76支；一般股票型共同基金有163支。至於投資其他投資標的物之基金數目太少，因此不列入研究樣本。[1]

本文樣本所使用之資料，個股部分取自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，包括：加權股價月報酬率、加權股價指數月報酬率、公司市值、公司淨值。而共同基金部分，資料來源同爲台灣經濟新報資料庫，包括基金月報酬率、各基金投資標的物與基金成立日，並以月資料爲研究單位，另外無風險利率的資料來源選自Aremos統計資料庫。

各項變數之計算定義如下：

(1) 基金淨值報酬率，在本文中使用月資料，其計算公式如下：

$$r_{i,t} = \frac{NAV_{i,t} - NAV_{i,t-1} + D_{i,t}}{NAV_{i,t-1}} \tag{1}$$

其中，

$r_{i,t}$：基金i在第t期的報酬率，

$NAV_{i,t}$：基金i在第t期末的每單位淨值，

$D_{i,t}$：基金i在第t期所發配的每單位現金股利，

(2) $r_{f,t}$：第t期之無風險報酬率。國外研究大多以政府發行的三個月國庫券做爲市場無風險利率的衡量，但是國內債券市場並不發達，並非每個月都有國庫券的交易，故國內大多學者研究中所提到的無風險報酬率大多是以定存利率爲主。

本文將台灣銀行、合作金庫、第一銀行等三大行庫每月之「三個月定期存款利率」加以平均，做爲無風險報酬率。其原因爲國內國庫券及公債之次級市場利率資料收集不易，且三大行庫之倒帳風險低，故以此爲本文之無風險報酬率，資料來源爲Aremos統計資料庫。

(3) $RMRF_t$ (市場因子)：表示第t期市場投資組合報酬率 ($R_{m,t}$) 與無風險報酬率之差額，$RMRF_t = r_{m,t} - r_{f,t}$

$$r_{m,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \tag{2}$$

---

1 各種類型共同基金樣本數目的多寡，原則上並不會對於實證結果造成影響，因爲統計檢定的過程都已經考慮了樣本數，也就是統計檢定是樣本數標準化後的結果。但若樣本數太少，則統計檢定的可信度會受到質疑，所以其他投資標的的基金數目太少而不列入本研究的樣本中。

其中，

$r_{m,t}$：第t期市場報酬率，

I_t：第t期末台灣證券交易所發行量加權股價指數，

$r_{f,t}$：第t期無風險報酬率。

(4) SMB_t (規模因子)：表示第t期小規模投資組合與大規模投資組合間報酬率之差異，計算程序如下：

a. 先將所有研究樣本股票按市值 (market value) 由小至大排列，市值之計算以每年6月最後一天的市值爲基準；前1/3部份屬於規模小(S)之股票投資組合，後1/3部份屬於規模大(B)之股票投資組合。

b. 計算(S)及(B)的平均報酬率。

c. 將規模小(S)的平均報酬率減規模大(B)之平均報酬率即爲*SMB*值。假若*SMB* 對股票報酬有解釋能力，即代表有規模效應存在。

(5) HML_t (淨值市值比因子)：表示第t期高淨值市值比投資組合與低淨值市值比投資組合報酬率之差異，計算程序如下：

a. 先將所有研究樣本按淨值市值比(BE/ME)由大至小排列，淨值以每年12月最後一天基準、市值以每年6月最後一天爲基準；前1/3部份屬於高淨值市值比(H)之股票投資組合，後1/3部份屬於低淨值市值比(L)之股票投資組合。

b. 計算(H)及(L)的平均報酬率。

c. 將高的BE/ME減低的BE/ME即爲*HML*值。假若*HML*對股票報酬有解釋能力，即代表有淨值市值比效應存在。

(6) $PR6M_t$ (動能因子)：表示第t期前六個月報酬率高的投資組合與前六個月報酬率低的投資組合之差異，計算程序如下：

a. 將所有研究樣本按t-1期前半年報酬率由大至小排列；前1/3部份屬於高動能之股票投資組合，而後1/3部份屬於低動能之股票投資組合。

b. 計算高動能股票投資組合及低動能股票投資組合之平均報酬率。

c. 將高動能之平均報酬率減低動能之平均報酬率即爲*PR6M*值。如果*PR6M*值對股票報酬有解釋能力，即表示短期有動能效應存在。

3.2 衡量共同基金績效

3.2.1 Jensen's α模型

Jensen (1968) 提出Jensen measure，用以評估投資組合的絕對績效，其模型如下：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中，

$R_{i,t}$：基金的超額報酬，基金月報酬減去無風險報酬率，即 $R_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t}$，

$RMRF_t$：市場風險溢酬，市場投資組合報酬率減去無風險報酬率，

α_i：投資組合*i*之異常報酬，代表基金績效的指標，

β_i：市場因子的迴歸係數，表投資組合的系統風險。

3.2.2 Carhart四因子模型

Fama and French (1992, 1993) 認為在衡量共同基金績效時除了考量市場因子 (*RMRF*) 外，還必須同時考量規模因子 (*SMB*) 與淨值市值比因子 (*HML*)，否則將無法正確評估基金的績效表現與基金經理人的選股能力。Fama-French模型如下：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中，

SMB_t：規模風險報酬，小規模投資組合的報酬減去大規模投資組合的報酬率，

HML_t：淨值市值比風險溢酬，高淨值市值比投資組合的報酬率減去低淨值市值比投資組合的報酬率，

s_i、h_i：分別為規模因子、淨值市值比因子之迴歸係數。

Carhart (1997) 參考Fama and French (1993) 三因子模型，並加入動能因子 (*PR6M*) 成為四因子模型來衡量共同基金績效表現。模型如下：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + p_i \times PR6M_t + \varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

其中，

$PR6M_t$：前期報酬之風險溢酬，前期報酬率高的投資組合報酬率減去前期報酬率低的投資組合報酬率，[2]

p_i：為動能因子之迴歸係數。

---

2 陳安琳 (民91) 及Chen and Tu (2002) 指出動能效果在台灣以採用前六個月的報酬衡量較佳。因此本文放棄Carhart (1997) 採用前一年報酬來衡量報酬動能，而改以前六個月的報酬取代。

4. 拔靴法下之績效衡量

在真實世界中，我們所觀察的資料，均是由一個未知的機率分配產生，而且要得知真實分配並不容易，統計推論的目的就是幫助我們了解真實的機率分配特性，以使用抽樣的機率模型來進行推論。在最早期的統計學中，多半利用中央極限定理來推論，但這時樣本的大小可能會使推論出來的母體分配不成立，因此發展出拔靴法來解決樣本不足的問題。

拔靴法最先是由Efron (1979) 提出的一種無母數的統計推論技巧，它是從有限的真實樣本中隨機重複抽樣，創造與真實樣本數相等的人工樣本，重建出母體的真實分配，而不需要事先假設母體的分配。假設我們擁有一組有限數目(N)的樣本，只要給定每個觀察值相同的機率(1/N)，從中隨機抽取，並容許重複抽取，而重複抽取的動作次數越多時，所得到的標準誤將越小，可以有效地避免因樣本數太少而標準誤太大的問題。而當重複抽取出的樣本數目足夠後，我們就可以相信其次數分配會趨近於母體的分配，亦即只須要有限的歷史資料做爲抽樣的樣本進行模擬即可掌握母體的特性。既然我們可以模擬母體的分配，當然也可以進行估計及檢定。

本文乃參照Kosowski *et al.* (2006) 以拔靴法對台灣的共同基金做分析，總體來說，使用拔靴法來估計台灣共同基金績效的α值將具有下列的優點：

(1) 解決樣本資料期間過短的問題及分配假設上的困擾。由於國內基金發展起步較晚，且基金發行個數的大幅增加是在民國87年以後，所以國內學者有關共同基金的研究上，往往受到樣本資料期間過短的限制。此外，Alexander *et al.* (1998) 指出傳統用來評估基金績效的是有母數統計方法。就個別的基金而言，α是一個參數，沒有分配的問題，但若要估計某一支基金的績效是否顯著，也就是α_i是否大於零，這需要最小平方法中殘差爲常態的假設。另外，就整體的共同基金績效而言，傳統的基金績效衡量是假設整體的共同基金績效呈常態分配，用以檢定整體共同基金市場的績效表現。而拔靴法爲一無母數的統計推論技巧，便不需要先假設母體的分配。

(2) 解決時間序列的相依性及異常觀察值。在重複抽取的過程中，可以解決績效估計迴歸式中殘差的異質變異 (heteroskedasticity) 或序列相關 (serial correlation) 的問題。此外，由於每個觀察值被抽取的機率相同，發生次數愈多的觀察值被抽到的機會愈多，反之，發生次數愈少的就比較不易被抽取，如此可以有效解決觀察值異常的狀況。

在本文中，假設要檢定在K支共同基金中，績效表現最佳的基金其基金經理人是否具備操作能力(在其操作下是否有一顯著爲正的 α 值)，虛無假設與對立假設如下：

$$H_0 = \underset{i=1,\ldots,K}{Max}\ \alpha_{\mathrm{i}} \le 0 \tag{6}$$

$$H_1 = \underset{i=1,\ldots,K}{Max}\ \alpha_{\mathrm{i}} > 0 \tag{7}$$

此外，本文不僅對於績效最佳的共同基金經理人是否具備操作能力有興趣，亦想檢定其他績效相對較佳 (例如表現居於Top 5或Top 5%) 的基金其經理人是否同樣具備操作能力，則可將一群績效佳的共同基金依照個別的 α 值由大到小排列，假設選定第 i^*支績效表現佳的基金來檢驗該基金經理人是否具操作能力，則虛無假設與對立假設如下：

$$H_0 = \alpha_{i*} \leq 0 \tag{8}$$

$$H_1 = \alpha_{i*} > 0 \tag{9}$$

而我們亦同樣針對績效表現差的基金，測試基金經理人是否具備操作能力，同理，將一群績效差的共同基金依照個別的 α 值由大到小排列，假設選定第 j^*支績效表現差的基金來檢驗該基金經理人是否具操作能力，則虛無假設與對立假設如下：

$$H_0 = \alpha_{j*} \leq 0 \tag{10}$$

$$H_1 = \alpha_{j*} > 0 \tag{11}$$

接下來，我們說明如何將之前所述的拔靴法與重複抽樣的方式，實際應用到檢驗共同基金α值的程式當中，在此以最為複雜的Carhart四因子模型為例，Jensen's α模型則仿效此方式。

Step1：

使用真實基金的超額報酬月資料、四因子 (*RMRF*、*SMB*、*HML*、*PR6M*) 的歷史資料，導入Carhart (1997) 四因子模型來進行迴歸分析，估計出α、四因子迴歸係數（β_i 、s_i 、h_i 、p_i）並儲存以上的係數與殘差 $\{\varepsilon_{i,t}\}$，如以下模型：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \times RMRF_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + p_i \times PR6M_t + \varepsilon_{i,t} \tag{12}$$

其中，t = 1, 2, …, T，係指共同基金 i 資料時間點由第一筆時間點1開始一直到最後一筆時間點T。

Step2：

導入拔靴法將上一步所儲存的殘差$\{\varepsilon_{i,t}\}$重複抽樣，得出新的殘差序列$\{\varepsilon_{i,t}^b, t = s_1^b, s_2^b, ..., s_{Ti}^b\}$以取代原先的殘差序列$\{\varepsilon_{i,t}\}$，$s_1^b, s_2^b, ..., s_{Ti}^b$係指重複抽樣時，從$\{\varepsilon_{i,t}\}$中所抽得之時間點$s_t^b$，也就是說，$\varepsilon_{i,t}^b$為重複抽樣中，從$\{\varepsilon_{i,t}\}$中所抽得時間點$s_t^b$之殘差值，每一次的拔靴法必須從$\{\varepsilon_{i,t}\}$中抽取T個殘差值，此時的bootstrapped殘差序列仍然會帶有該基金的特性。每一個殘差抽樣，利用(13)式 (虛無假設為：基金經理人不具備選股能力，亦即α=0)，及儲存的β_i 、s_i 、h_i 、p_i ，

即可估算出一個共同基金的月報酬，我們利用每一次拔靴法所得到的T個殘差值帶入(13)式，即可得到T個共同基金月報酬，而形成序列{ $r_{i,t}^{b}$ }。

$$\{ r_{i,t}^{b} = \beta_i \times RMRF_t + s_i \times SMB_t + h_i \times HML_t + p_i \times PR6M_t + \varepsilon_{i,t}^{b},\ t = s_1^b, s_2^b, ..., s_{Ti}^b \} \quad (13)$$

Step3：

最後，利用上一步驟產生出來的共同基金月報酬序列{ $r_{i,t}^{b}$ }配合四因子的歷史資料{ $RMRF_t$, SMB_t, HML_t, $PR6M_t$ }，便可以進行Carhart (1997) 四因子模型迴歸分析，進而估算出一個新的bootstrapped α值，如此算完成一次拔靴法的運作。最後經由重複1000次拔靴法的重新抽樣後，得到1000個bootstrapped α值，再根據這1000個bootstrapped α值的百分位數(percentile)，利用bootstrapped α百分位數區間 (percentile interval) 是否涵蓋0，就可以檢驗α值是否顯著大於0。也就是說在*x*%的顯著水準下，如果α值的 [*x*百分位數, 最大值] 這一段區間涵蓋0，就接受α=0的虛無假受 (Efron and Tibshirani, 1993)。[3]

在Step 2中，如果不經過重複抽樣的步驟，而以原來殘差序列所依序形成的超額報酬序列，仍會滿足α=0的條件，亦即不具備任何異常報酬。經過拔靴法隨機抽樣產生新的人工報酬序列時，此時該基金就有可能具備超額報酬。但是由於抽樣的設計是基於α=0基金不具備異常報酬的條件，所以理當不能檢驗出異常報酬。如果在α=0的條件下可以檢驗出基金具有異常報酬，那麼這樣的異常報酬是基於運氣成分，而非基於基金經理人的優異操作策略。基金經理人必須具備有高於拔靴法下的基金績效才能證明基金經理人是具備操作能力，而非運氣成分使然。

5. 實證結果分析

本文首先利用傳統Jensen's α及Carhart模型下的α來檢驗共同基金是否優異之績效表現，接著使用拔靴法與個別共同基金的歷史資料分別來檢驗個別的共同基金擁有高績效表現的背後，究竟是基金經理人本身確實具備優異的操作能力，或者是依靠運氣所獲致，抑或是由於模型誤設產生錯誤統計推論所得到的結果。

5.1 傳統模型衡量基金績效

---

3 我們原先採用bootstrap-t區間來檢定bootstrapped α值是否顯著大於0，惟經匿名審查委員指正後改採bootstrap percentile interval來檢定bootstrapped α值是否顯著大於0。Efron and Tibshirani (1993, p.160, p.170) 指出bootstrap percentile interval的方法可以較不受到極端值的影響，應是比較適當的方法。所幸，改採bootstrap percentile interval檢定後，並沒有改變原先的結果。我們非常感謝匿名審查委員的指正。

5.1.1 整體共同基金績效的衡量

本文以民國87年1月至民國92年12月底爲研究期間，並至少要包含兩年以上觀察資料的共同基金爲研究樣本。包含Jensen (1968) 與Carhart (1997) 四因子模型分別來衡量共同基金的績效表現，結果如表1所示。

表1指出Jensen's α實證結果並不顯著，表示國內共同基金整體而言沒有異常報酬存在，但在Carhart (1997) 四因子模型下，結果顯示國內基金確實具備優異的績效表現。

而不論在Jensen模型或Carhart模型下，*RMRF* (市場因子) 的係數均大於0.6且非常顯著，顯示市場風險溢酬與共同基金報酬之間呈現非常密切的關係；另外，在Carhart (1997) 四因子模型中， *SMB* (規模因子) 係數均爲顯著的正值，而*HML* (淨值市值比因子) 係數則爲非常顯著的負值，這表示國內共同基金經理人的操作策略傾向採行投資公司規模較小的股票或淨值市值比較低的股票；此外， *PR6M* (動能因子) 係數亦爲顯著的正值，代表動能效果確實存在於國內共同基金市場。因此，若忽略了規模因子、淨值市價比因子或動能因子在績效衡量上將會產生誤差，也造成Jensen's α與Carhart α結果不一致的現象。

5.1.2 各類型共同基金的績效衡量

在此，我們依基金投資標的物的不同，將全部樣本330支基金分爲五種類型基金，分別爲一般股票型基金 (163支)，債券型基金 (76支)，股票與債券平衡型基金 (29支)，中小型基金 (18

表 1　傳統績效衡量模型之實證結果

模型名稱	Jensen	Carhart
α	0.027 (0.67)	0.153*** (3.55)
RMRF	0.600*** (136.03)	0.663*** (125.79)
SMB	--	0.255*** (22.01)
HML	--	-0.245*** (-44.04)
PR6M	--	0.108*** (19.54)
Adj R-Sq	0.499	0.555
P value	<0.001	<0.001

註一：研究樣本包含 330 支台灣開放型共同基金。

註二：括弧內爲 t 值係數。

註三：***表1%顯著水準，**表5%顯著水準，*表10%顯著水準。

支) 與科技股型基金 (40支)，並使用Jensen's α與Carhart α來衡量這些不同投資標的基金的績效表現，實證結果如表2所示。

表2顯示在Jensen模型下，一般股票型基金、債券型基金及中小型股基金分別存在有0.102%, 0.052%及0.331%的超額報酬 (其t值分別爲1.88, 12.29及1.72)，但在平衡型基金及科技型基金則沒有異常超額報酬存在 (t值分別爲-0.57及-0.46)。而在Carhart模型下，各種類型之基金均具有異常超額報酬，且顯著水準均達1%，在各類型基金中，以中小型基金之報酬0.611%最高，而債券型基金之報酬率0.054%爲最低。

表1與表2的結果指出：在傳統的衡量下，我們會認爲台灣共同基金經理人有不錯的操作能力，因此其所操作的共同基金可以獲得優異的績效表現。但是這樣的結果背後存在有模型誤設、統計誤差或運氣成分，也就是說有必要採取拔靴法來克服這些困難，進一步探討台灣基金經理人是否真的具有傑出的操作能力，進而獲致優異的績效成績。

5.2 使用拔靴法檢驗共同基金績效

5.2.1 整體共同基金績效的衡量

在傳統的方法下，台灣共同基金似乎表現良好，而有異常報酬存在，接下來我們使用拔靴法重新來檢驗樣本共同基金的績效表現，以確定基金經理人的績效並非運氣成分使然。以下以拔靴法將個別基金的歷史資料抽樣重新計算出各基金的α值，然後再將所有基金依α的大小排名，其結果如表3所示。表3中1.Max及2.Max代表表現最好的2支基金，而1.Min及2.Min則是表現最差的2支基金，Max n%是排名前n%之基金，而Min n%則是排名後n%之基金。每個模型中各基金經由拔靴法所衡量出來的績效表現並不一樣，因此在不同模型中排名相同的基金，並不一定是同一支基金。

表2 各類型共同基金的績效表現

投資標的	一般股票	債券	平衡型	中小型股	科技股
樣本數	163	76	29*	18	40
Jensen α	0.102* (1.88)	0.052*** (12.29)	-0.051 (-0.57)	0.331* (1.72)	-0.055 (-0.46)
Carhart α	0.215*** (4.02)	0.054*** (11.59)	0.398*** (4.16)	0.611*** (3.73)	0.330*** (2.91)

註一：括弧內爲 t 值係數。

註二：***表1%顯著水準，**表5%顯著水準，*表10%顯著水準。

表3　全部共同基金拔靴法的績效檢驗

Bootstrap α	Jensen	Carhart
1.Max	0.079***	0.072***
2.Max	0.072***	0.064*
Max 10%	0.024	0.023
Max 25%	0.009	0.007
Min 25%	-0.006	-0.006
Min 10%	-0.017	-0.016
2.Min	-0.045	-0.045
1.Min	-0.047	-0.052

註一：此排名依照各模型導入拔靴法所衡量出的 α 大小排序，其中 1.Max、2.Max 分別代表 α 最佳的 2 支基金，1.Min、2.Min 分別代表 α 最差的 2 支基金，Max n%則是 α 排名前 n%的基金，Min n%則是 α 排名後 n%的基金。

註二：表格中數字代表 Bootstrap 1000 次下各基金 α 的平均值。

註三：採 α 是否大於 0 的單尾檢定，以***表 1%顯著水準，**表 5%顯著水準，*表 10%顯著水準。

由表3中可以看出，在Jensen及Carhart模型的衡量以及10%的顯著水準考慮下，某幾支績效表現最好的基金，確實呈現了一定的操作能力，而非僅是靠運氣所獲得。但若以全部共同基金表現的趨勢來看，整體而言並未顯示基金經理人具有操作能力，在Jensen模型下有90%以上之基金並沒有異常超額報酬，這與基金真實資料衡量所得到的結果相同。至於Carhart四因子雖然採用真實資料所得到的結論爲：共同基金具有超額異常報酬，但表現在拔靴法的檢驗下，則只有表現最好的一支基金是真正具備超額報酬，其餘基金的異常報酬都可以歸因於運氣成分，代表在使用傳統的方法衡量時，大部分的基金其績效乃是基於運氣的成分，而非是經理人的操作能力。

5.2.2 各類型共同基金的績效衡量

在此，我們更進一步將基金依投資標的物的不同分爲五種類型，包含一般股票型基金 (163支)、債券型基金 (76支)、股票與債券平衡型基金 (29支)、中小型基金 (18支) 與科技股型基金 (40支)，分別來探討不同類型基金間的績效表現。

由表4中可以看出，在Jensen及Carhart模型的衡量以及10%的顯著水準考慮下，只有極少數的基金呈現了一定的操作能力，而大部分的基金績效都可以歸因於運氣成分。就一般股票型基金的整體表現而言，不論是Jensen或Carhart模型，都至少有90%以上的基金沒有因爲經理人的操作能力而導致其基金之異常報酬；債券型與平衡型基金則也是有90%以上的基金沒有因爲適當的操作而呈現正的異常報酬；中小型基金在Jensen模型下，有90%以上的基金沒有因爲操作表現導致

表 4　各種類型共同基金拔靴法的績效檢驗

	一般股票		債券		平衡型		中小型		科技型	
Bootstrap α	Jensen	Carhart	Jensen	Carhart	Jensen	Carhart	Jensen	Carhart	Jensen	Carhart
1.Max	0.072**	0.064**	0.012**	0.001*	0.024**	0.037**	0.050**	0.026	0.078*	0.072
2.Max	0.064*	0.057**	0.000**	0.000*	0.020**	0.025**	0.045**	0.023	0.045	0.061
Max 10%	0.035	0.046	0.000	0.000	0.016	0.019	0.031	0.019	0.035	0.046
Max 25%	0.027	0.025	0.000	0.000	0.007	0.016	0.019	0.005	0.017	0.015
Min 25%	-0.019	-0.005	-0.000	-0.000	-0.007	-0.006	-0.002	-0.001	-0.013	-0.012
Min 10%	-0.021	-0.019	-0.001	-0.001	-0.052	-0.024	-0.015	-0.012	-0.023	-0.024
2.Min	-0.045	-0.044	-0.004	-0.002	-0.022	-0.016	-0.037	-0.024	-0.034	-0.033
1.Min	-0.047	-0.052	-0.014	-0.016	-0.028	-0.021	-0.041	-0.045	-0.045	-0.039

註一：此排名依照各模型導入拔靴法所衡量出的 α 大小排序，其中 1.Max、2.Max 分別代表　最佳的 2 支基金，1.Min、2.Min 分別代表 α 最差的 2 支基金，Max n%則是 α 排名前 n%的基金，Min n%則是　排名後 n%的基金。

註二：表格中數字代表 Bootstrap 1000 次下各基金 α 的平均值。

註三：採 α 是否大於 0 的單尾檢定，以***表 1%顯著水準，**表 5%顯著水準，*表 10%顯著水準。以***表 1%顯著水準，**表 5%顯著水準，*表 10%顯著水準

正的超額報酬，而在Carhart模型下，則所有基金的表現都與運氣結果的績效一致，也就是與隨機操作無異；至於科技型基金則沒有任何基金因爲經理人的操作獲得正的報酬。[4]

5.3 傳統模型衡量基金績效產生誤設的可能性

表5顯示，α值的算數平均數與中位數均非常的小，其中Jensen模型中α的算數平均數只有0.012% (月資料)，數值非常的小，相對於α的算數平均數與中位數，更突顯出α值的標準差較大，顯見α分佈的情形很離散；根據三階動差的偏態係數以及四階動差的峰態係數來看，不論是Jensen's α或者是Carhart α均與常態分配之統計量相差甚遠。而在對個別基金的殘差做Jarque-Bera常態分配檢定時，各模型下拒絕殘差爲常態分佈的基金比例均超過1/3，顯示在傳統的模型的衡量下，對於α估計值常態分配的假設上可能會出現誤設 (misspecification) 的情形，這也是爲何本文中使用拔靴法的理由。

表 5 Jensen 與 Carhart 模型下真實 α 值的敘述統計量與殘差分佈檢驗

觀察變數	α	
模型名稱	Jensen	Carhart
Mean α	0.012	0.167
Min	-2.474	-2.788
Median	0.046	0.090
Max	1.456	2.672
Std Dev	0.627	0.658
Variance	0.394	0.434
Skewness	-0.965	-0.602
Kurtosis	2.311	2.502
Rejection of Normality (% of funds)	37.27%	33.93%

4 由於中小型基金之樣本數只有18支，所得到的結果的正確性較低，所幸其他類型基金的樣本數都可以認定爲大樣本，也就支持實證結果的正確性。

6. 結論

理論上，評估共同基金的績效應以較長的時間來觀察，才能對基金經理人的操作能力作出客觀的判斷，而不致於受到短期總體因素的干擾，使得結果受到扭曲。然而在過去國內有關共同基金的實證研究中，一方面受限基金的樣本數不足，另一方面受限於觀察期過短，可能無法得到客觀且正確的結果，因此本文在考量足夠的基金樣本數下，藉由使用較長的樣本期間配合拔靴法來解決國內共同基金歷史資料不足的問題，以期獲得更精確的結果。

就共同基金經理人的操作能力而言，本文先採用傳統Jensen及Carhart模型來衡量國內共同基金的績效表現，所得結果僅Carhart四因子模型顯示出基金經理人具有顯著的操作能力，而Jensen模型則不支持此結論；若以投資標的物的類型劃分，一般股票型基金、債券型基金及中小型基金在Jensen模型中皆具有顯著的異常報酬，而在Carhart模型下，各類型基金均有顯著之異常超額報酬存在。

由於基金績效可能是因爲運氣成分使然，因此本文導入拔靴法於績效衡量模型中，重新檢驗基金經理人的操作能力。研究結果發現，不論是全部的共同基金，還是依不同的標的物劃分的基金，僅有極少數的基金具備顯著的操作能力，整體而言，具有異常績效的共同基金，很可能只是由於經理人個別的運氣成分所導致，而非歸因於基金經理人的操作能力。

多數投資人乃根據共同基金以往之績效作爲選擇基金託付的依據，而共同基金績效與基金經理人的操作能力息息相關。然而本文的結論顯示，雖然共同基金有異常報酬存在，但深究其原因，這些報酬大多是來自於運氣的成分，而非基金經理人本身的操作能力，因此對投資人來說大部份的基金僅具有風險分散的效果，對於風險承擔能力較強的投資人來說，共同基金並非適當的投資選擇。

參考文獻

林修葳、王佳真，「台灣共同基金績效持續性之研究」，管理學報，第二十卷第四期，民國92年，655-688頁。

高蘭芬、陳安琳、湯惠雯、曹美蘭，「共同基金績效之衡量－模擬分析法之應用」，中山管理評論，第十三卷第二期，民國94年，667-694頁。

陳安琳，「台灣股票報酬之穩定因素－交叉確認、因素分析與模擬分析」，管理學報，第十九卷第三期，民國91年，519-542頁。

陳安琳、洪嘉苓、李文智，「共同基金經理團隊屬性與基金績效之研究」，證券市場發展季刊，第十三卷第三期，民國90年，1-27頁。

陳振遠、高蘭芬、吳香蘭，「股票型共同基金相關性預測模型之比較」，輔仁管理評論，第十二卷第二期，民國94年，127-156頁。

Ahmed, P., "Forecasting Correlation among Equity Mutual Funds," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 6, 2001, pp. 1187-1211.

Alexander, G. J., Bailey, J. V., and Sharpe, W. C., *Investments*, Prentice Hall, 1998.

Carhart, M. M., "On persistence in Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp. 57-82.

Chen, A. and Tu, E. H., "The Determinants for Stock Returns in Emerging Market: The Case of Taiwan," *Studies in Economics and Finance*, Vol. 21, No. 1, 2002, pp. 61-80.

Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., and Wermers, R., "Measuring Mutual Fund Performance with Characteristic-Based Benchmarks," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 3, 1997, pp. 1035-1058.

Dybvig, P. H. and Ross, S. A., "The Analytics of Performance Measurement Using a Security Market Line," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 2, 1985, pp. 401-416.

Efron, B., "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife," *Annals of Statistics*, Vol. 7, No. 1, 1979, pp. 1-26.

Efron, B. and Tibshirani, R. J., *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, New York, 1993.

Fama, E. F. and French, K. R., "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, 1993, pp. 3-56.

Fama, E. F. and French, K. R., "The Cross Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, 1992, pp. 427-465.

Grinblatt, M. and Titman, S., "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings," *Journal of Business*, Vol. 62, No. 3, 1989, pp. 393-416.

Jensen, M. C., "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, 1968, pp. 389-416.

Jobson, J. D., "On the Jensen Measure and Marginal Improvements in Portfolio Performance: A Note," *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 1, 1984, pp. 245-252.

Kim, T., "An Assessment of the Performance of Mutual Fund Management: 1969-1975," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, No. 3, 1978, pp. 385-406.

Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers R., and White, H., "Can Mutual Fund 'Stars' Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 6, 2006, pp. 2551-2595.

Lee, C. F. and Jen, F. C., "Effects of Measurement Errors on Systematic Risk and Performance Measure of a Portfolio," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, No. 2, 1978, pp. 299-312.

Malkiel, B. G., "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971-1991," *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, 1995, pp. 549-572.

Pastor, L. and Stambaugh, R. F., "Investing in Equity Mutual Fund," *Journal of Financial Economics*, Vol. 63, No. 3, 2002, pp. 351-380.

Roll, R., "Ambiguity when Performance is Measured by the Security Market Line," *Journal of Finance*, Vol. 33, No. 4, 1978, pp. 1051-1069.

Sharpe, W. F., "Mutual Fund Performance," *Journal of Business*, Vol. 39, No. 1, 1966, pp. 119-138.

Treynor, J. L., "How to Rate Management of Investment Funds," *Harvard Business Review*, Vol. 43, No. 1, 1965, pp. 63-75.

Wermers, R., "Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 4, 2000, pp. 1655-1703.