

台灣共同基金績效持續性之檢定：多構面績效 指標之比較

Persistence of Taiwan Mutual Fund Performance: The Comparison of Multiple Performance measures

林灼榮 Jwu-Rong Lin 徐啟升 Chi-Sheng Hsu
東海大學國際貿易學系

Department of International Business, Tunghai University

(Received January 3, 2007; Final Version June 26, 2008)

摘要：本文旨在探討 1999~2004 年間國內共同基金，是否存在顯著之績效持續性。首先，以資料包絡分析法 (Data Envelope Analysis, DEA) 法推估技術效率，並與傳統之 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 指標作為衡量台灣共同基金績效之三項績效指標。其次，利用 25%-50%- 25%之分群比例，將樣本基金依前述指標之衡量值，分別區分為低、中及高績效群組，並利用 ANOVA 及 t 檢定，據以驗證分群之適切性。最後，使用虛擬變數聯立迴歸模型，驗證樣本基金是否存在績效持續性之特徵。實證結果顯示，在技術效率的衡量下，我國股票型基金具有一年期績效持續性之現象，隱含基金投資者應採取動能 (momentum) 投資策略；但在 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 之衡量下，並未出現績效持續性之特徵。上述實證結果之差異，本文認為應是 DEA 分析同時將交易成本 (經理費、手續費、週轉率) 及風險 (標準差) 訊息納入模型中，而有助於績效之可測性。

關鍵詞：績效持續性、技術效率、Sharpe's measure、Jensen's alpha

Abstract: Using the data of Taiwan's domestic equity funds during the period of 1999 to 2004, this

本文之通訊作者為徐啟升，e-mail: echsu@thu.edu.tw。

本文感謝二位匿名評審委員所提供寶貴意見，惟文中若有任何缺失，悉由作者自行負責。

paper explores the persistence phenomenon in mutual fund performance. We apply Data Envelopment Analysis (DEA) to estimate relatively technical efficiencies among funds. For comparison, we also apply Sharpe's measure and Jensen's alpha to evaluate sample funds' performance. We then rank funds by the above three performance measures, respectively, and divide them into low (bottom 25%), middle (middle 50%), and high (top 25%) performance groups. Last, we set up dummy variables for every performance groups, and employ Iterative Seemingly Unrelated Regression to examine the persistence of funds' performance. The empirical results show that, under the measure of technical efficiency, there exists one-year performance persistence phenomenon, but not two-year and three-year persistence. As a result, the evidence suggests that fund investors should take the repeated-winner strategy. In addition, the analysis fails to find the existence of performance persistence under Sharpe's measure and Jensen's alpha. The different results among three performance measures could be due to the fact that DEA model allows us to take transaction costs (expenses ratios, loads, turnover) and risk (standard deviation) into consideration at the same time.

Keywords: Performance Persistence, Technical Efficiency, Sharpe's Measure, Jensen's Alpha

1. 緒論

隨著理財觀念的演變，有越來越多的投資人選擇共同基金作為理財工具；依據中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會 (SITCA) 統計資料顯示，在 1997 年 2 月約有 42 萬個基金投資人，持有 132 檔基金，總淨值達 5,010 億台幣；但截至 2007 年 6 月為止，國內投資信託公司有 40 家，投資顧問公司有 152 家，於國內發行並投資於國內外之共同基金總數為 516 支，淨資產總額達到 20,332 億元。前述之 516 檔基金中，依 SITCA 之分類，股票型基金合計有 267 支 (其中，封閉型基金僅有 1 支)，基金規模為 6,846 億元；債券型基金有 79 支，基金規模達 8,497 億元；而平衡型基金有 80 支，基金規模為 1,215 億元。

至 2007 年 6 月時，約有 159 萬投資人投資於共同基金，且約有 98% 之基金投資人為個別投資者 (散戶) 所持有。因此，投資人在挑選心目中所欲投資的共同基金時，基金經理人的操作績效及績效是否具有持續性，遂為投資者在選擇基金標的時所關注之課題。目前 SITCA 所提供的基金績效指標，包括 Sharpe's measure、Treyner's measure、Jensen's alpha 及 Information ratio 等，作為投資人衡量調整風險後報酬之重要準據。另外，後續研究亦有以資料包絡分析法 (Data Envelopment Analysis, DEA) 推估共同基金之技術效率 (technical efficiency)，並以效率高低作為基金之績效評估準據。整合上述訊息，本文擬選擇財務構面之 Sharpe's measure、Jensen's alpha

及以投入產出構面之 DEA 技術效率，建構台灣股票型共同基金之績效衡量指標¹。

本文之主要研究目的，旨在利用上述三種績效指標，探討台灣股票型基金之績效持續性 (performance persistence)，並據以提供投資者基金選擇之建議。回顧國內外有關此方面之實證，尚未達成共識。早期的研究似不支持基金績效持續性現象 (例如：Brightman and Haslanger, 1980; Carlson, 1970; Elton *et al.*, 1990; Sharpe, 1966)，但亦有一些學者發現基金績效在一至三年期間具有績效持續性，而歸納認為有些基金經理人的確具有選股或 (及) 擇時能力，並稱為「hot hands」現象 (例如：Brown and Goetzmann, 1995; Goetzmann and Ibbotson, 1994; Grinblatt and Titman, 1992; Hendricks *et al.*, 1993; Jan and Hung, 2004)。但亦有一些研究顯示，績效持續性僅發生在績效較差之群組，而高績效群組不會有「hot hands」現象 (例如：Berk and Xu, 2004; Blake and Morey, 2000; Carhart, 1997)。在國內有關基金績效持續性之研究方面，邱顯比、林清珮 (民 88) 採 Spearman 等級相關係數，檢定 1992 年至 1997 年間之美國 3,981 支股票型基金，其績效是否具有持續性；結果發現若以標準差、報酬率、持股比率等，將基金適當的分類，將使基金績效持續性更為顯著。高蘭芬等 (民 94) 以模擬隨機組合基金及特定型式基金的方式，來檢驗各種慣用的基金績效衡量指標是否能夠正確的衡量出基金的績效；結果發現，在隨機組合基金方面，於不考慮擇時能力下，以 Jensen's alpha 最能正確的衡量出共同基金的投資績效；而在特定型式基金方面，也顯示 Jensen's alpha 較能正確的衡量此類基金之績效。郭維裕、李愷莉 (民 95) 利用「漂移者-停駐者」模型，檢驗台灣開放式股票型基金績效持續性；結果發現，各組基金之績效持續機率僅介於 0.26 至 0.4 之間，故績效持續性現象並不顯著。

除了以傳統績效指標 (例如：Sharpe's measure 與 Jensen's alpha) 衡量基金績效之持續性外，晚近的文獻也致力於新績效衡量指標 (例如：資料包絡分析法) 的建立，藉以分析投資績效，做為投資人選擇基金標的之參考準據。因此除運用傳統之 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 進行樣本基金績效比較，本文亦運用資料包絡分析法，並參酌 Murthi *et al.* (1997)、Choi and Murthi (2001) 及 Sengupta (2003) 的投入與產出變數設定，推估各樣本基金在各年度之技術效率；此多構面績效指標之建構，係本研究特色之一。

在基金市場中，有些投資信託公司會將績效表現不好之基金清算或合併。是故，若試圖從現有之基金資料庫 (如 SITCA 資料庫、經濟新報資料庫) 裡，擷取研究期間內之樣本基金資料，則僅會獲取目前基金市場上仍在銷售之基金的績效資料²，導致整個研究樣本之平均報酬率，因僅含存活者之績效，而顯著高於所預期之報酬；此一因存活偏誤 (survivorship bias) 造成報酬率被高估之現象亦紛紛被證實 (例如：Carhart *et al.*, 2002; Gruber, 1996; Malkiel, 1995)。因此，本文

¹ 由於 SITCA 自 2002 年起，始提供 Treynor's measure 及 Information Ratio 之資料，故本文捨棄此二項績效指標。

² 已清算或合併之基金因已下市，故基金資料庫亦已將其去除。

逐一追蹤所有開放式股票型基金在研究期間是否出現清算、合併或更名情形，並將此類基金在事件日前之年度資料納入樣本考量，藉以排除前述存活偏誤的現象。

由於目前正值國內投信市場發展臻於成熟時期，可供研究的樣本較為充足，故在考慮基金特性及分類時，因考量國內債券基金本質近似國外的貨幣市場基金，其屬性與股票型及平衡型基金差異太大，故未將國內債券型基金納入樣本範圍。在章節架構上，除了第 1 節之緒論外，擬在第 2 節說明研究方法，包括三種績效衡量指標之說明與績效持續性檢定模型之建構；第 3 節為資料來源與基金績效敘述統計，說明本研究所需考量變數之資料來源、資料處理及資料特性分析；第 4 節為實證結果，包括 DEA 模型適用性評估、績效分群方法（高、中、低）、分群之適確性評估及績效持續性檢定；第 5 節為本文之結論，將歸納本文重要發現及對應研究限制。

2. 研究方法

第 2 節共分三小節，第 2.1 小節旨在建構技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 等三種績效指標之理論基礎及衡量方式；第 2.2 及第 2.3 小節則是分別建構績效持續性之二種檢定法。

2.1 績效衡量指標

2.1.1 Sharpe's measure 與 Jensen's alpha

本文採用之第一個績效衡量指標為 Sharpe's measure，係用以衡量調整風險後之報酬 (risk-adjusted return)；Sharpe 認為基金投資者所關心的應該是包含非系統風險的總風險，故在評估基金績效時，應以「承擔每單位總風險所獲得的超額報酬」來衡量基金績效。其計算方式為，樣本基金在衡量期間之報酬率減去此一期間的無風險利率 ($R_i - R_f$)，再除以該樣本基金在此期間之標準差 (σ_i)；亦即

$$Sharpe_i = \frac{R_i - R_f}{\sigma_i} \quad (1)$$

本文採用之第二個績效衡量指標則是 Jensen's alpha，亦用以衡量調整風險後之報酬率；但是相對於前述 Sharpe's measure，此 Jensen's alpha 的特色在於，風險之衡量係僅考量系統風險，並利用資本資產定價模式 (CAPM) 計算出在相同系統風險水準下，該樣本基金所應具有之預期報酬率。因此，Jensen's alpha 即以個別基金之實際報酬與前述預期報酬的差異來衡量基金績效，亦即：Jensen's alpha 的公式如下：

$$\alpha_i = \bar{R}_i - \left[\bar{R}_f + \beta_i (\bar{R}_m - \bar{R}_f) \right] \quad (2)$$

式(2)中之 α_i ，代表在樣本基金 i 之報酬率（經過風險調整後）中，有多少部分是可歸因於基金經理人的能力（擇時、選股或兩者同時）；式中 \bar{R}_i 為基金 i 過去十二個月之平均月報酬率， \bar{R}_f 則為平均無風險報酬率， \bar{R}_m 代表平均市場報酬率， β_i 則是以過去十二個月之樣本基金 i 之月超額報酬 ($R_{i,t} - R_{f,t}$) 對同期之月市場超額報酬 ($R_{m,t} - R_{f,t}$) 做迴歸，所得出之斜率係數。

2.1.2 技術效率指標建構

前述兩種績效指標皆係利用「調整風險後報酬」做為績效衡量基準，但「調整風險後報酬」之衡量卻又建基在所使用之風險調整模型（例如：CAPM、市場模型、...等）的正確性上。然而，DEA 是屬一種效率前緣生產函數法，採用數學規劃的方式來衡量單位間的相對效率值；其最大優點在於不須預設前述報酬與風險之函數關係，也不必事先設定權重；是故，本文採用資料包絡分析法為第三個績效衡量指標。

此外，在 DEA 模式下，可經由差額變數分析 (slack variable analysis)，具體評估無效率的來源，讓決策者清楚知悉各單位有無要素投入過多或產出不足現象，並可據以評估投入產出重配置之可行性。Charnes *et al.* (1978) (簡稱 CCR 模式)³，首先在多種投入產出下建構效率評估模式，並定名為 DEA；CCR 也提出決策單位 (Decision Making Unit, DMU) 的名詞，代表相類同之營運單位，每一個 DMU 的效率等於產出的線性組合除以投入的線性組合。

我們可依據圖 1 二種投入 (X_1 、 X_2) 及單一產出 (Y) 之簡化架構，導求 DEA 模式下之技術效率 (Technical Efficiency, 以下簡稱 TE)。技術效率係指在給定之投入量下，被評估單位可輸出最大產出之能力。若某一 DMU 之單位產出落在等產量線 SS' 上任一點，代表單位產出之最小投入組合；換言之，具技術效率之廠商的投入組合會落在此一線上（稱為包絡線），無效率廠商之單位產出則落於 SS' 的右上方。

假定 DMU 生產一單位 Y 使用投入量為 P 點，則 QP 距離稱為技術無效率，透過效率提昇後，可將該部分投入完全減少而不會影響產出水準；一般是以百分比 QP/OP 方式，衡量投入可減少之比率，而其對應技術效率值 (TE) 為：

$$TE = \frac{OQ}{OP} = 1 - \frac{QP}{OP} \quad (3)$$

由式(3)所計算之值恆介於 0 與 1 之間，1 代表有技術效率，若其值小於 1 則代表存在無效率情況。

以 DEA 模型推估共同基金之技術效率時，在產出變數方面，部分文獻以年報酬率 (R_i) 為產出項目 (如 Murthi *et al.*, 1997)，部分文獻則採扣除無風險利率 (R_f) 後之超額報酬 ($R_i - R_f$) 為

³ Charnes *et al.* (1978) 以無母數分析法，建構多投入與多產出的效率衡量模式。

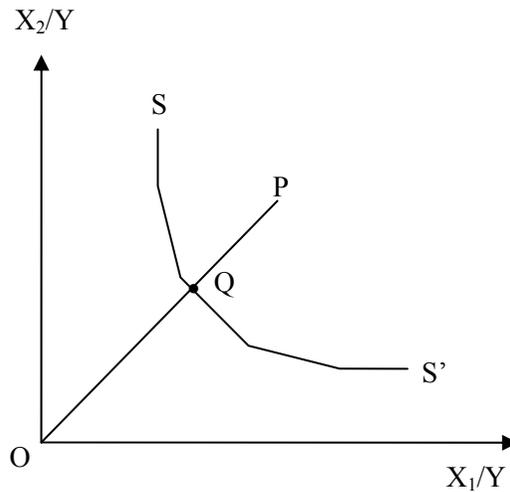


圖 1 CCR 模式之效率衡量

產出變數。無風險利率對於樣本基金而言，係一固定常數，扣除無風險利率使得所推估之資料包絡線平行下移（相對於未扣除無風險利率之情況），雖然會改變個別 DMU 所推估之技術效率值，但並不會影響樣本基金之績效高低排序⁴。由於本文之樣本推估期間為 2001 年至 2004 年，此段期間我國央行隨美國聯邦準備理事會多次調降利率，無風險利率在研究期間介於 1.69%~2.34% 間變動；因此，本文在推估台灣共同基金技術效率時，仍以減除無風險利率之超額報酬率為產出項目。

茲定義 N 家廠商（或 DMU），個別使用 K 種投入與生產 M 種產出；而第 i 個 DMU 所對應之投入產出量，分別以 x_i 與 y_i 代表；所有 N 個 DMU 所對應之投入產出矩陣，分別為 $K \times N$ 與 $M \times N$ 。在固定規模報酬假設下，第 DMU_i 的投入導向技術效率值（TE），可以透過對偶關係，以線性規劃模式表示如下：

$$\begin{aligned}
 TE &= \text{Min } \theta \\
 \text{s.t. } & -y_i + Y\lambda \geq 0 \\
 & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned} \tag{4}$$

式(4)中， $Y\lambda \geq y_i$ 表示第 DMU_i 的產出項 (y_i) 恆小於或等於效率 DMU 的加權產出組合 $Y\lambda$ ；而 $\theta x_i \geq X\lambda$ 表示 DMU_i 的投入項 (θx_i) 恆大於或等於效率 DMU 的加權投入組合 $X\lambda$ 。 θ 為第 i 家 DMU 之投入面技術效率值，即式(1)之衡量準據，其值介於 0 與 1 之間；若 $TE = 1$ ，代表 DMU 位於生產邊界上，已達技術效率；若越接近 0，則表示此 DMU 越缺乏技術效率。本文在投入變

⁴ 由於樣本基金之績效高低排序不受影響，故亦不會影響本文高、中及低績效族群之分類結果。

數之建構上依隨 Murthi *et al.* (1997)、Choi and Murthi (2001)及 Sengupta (2003)，包括手續費、經理費⁵、標準差及週轉率，產出項目則採扣除無風險利率後之年報酬率。

2.2 績效持續性檢定：虛擬變數迴歸模型

本文利用虛擬變數迴歸模型 (dummy variable regression model)，進行檢驗樣本基金之績效是否具有持續性。我們首先將樣本基金之各年期績效分別依技術效率 (DEA 效率指標值)、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 由小至大排序，並將排序後之各年度樣本基金依序區分為低績效 (0 至 25 百分位數)、中績效 (26 至 75 百分位數) 及高績效 (76 至 100 百分位數) 群組。據此，本文建立下列之迴歸模型：

$$TE_{i,t} = \alpha_H + \alpha_M * TM_{i,t-1} + \alpha_L * TL_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5a)$$

$$SP_{i,t} = \beta_H + \beta_M * SM_{i,t-1} + \beta_L * SL_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (5b)$$

$$JS_{i,t} = \gamma_H + \gamma_M * JM_{i,t-1} + \gamma_L * JL_{i,t-1} + \nu_{i,t} \quad (5c)$$

式中：

$TE_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之技術效率值；

$TM_{i,t-1} = 1$ ，若第 i 支基金之技術效率值屬於中績效群組，否則為 0；

$TL_{i,t-1} = 1$ ，若第 i 支基金之技術效率值屬於低績效群組，否則為 0；

$SP_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之 Sharpe's measure 值；

$SM_{i,t-1}$ 及 $SL_{i,t-1}$ 分別為中及低績效群組之虛擬變數，其定義同上；

$JS_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之 Jensen's alpha 值；

$JM_{i,t-1}$ 及 $JL_{i,t-1}$ 分別為中及低績效群組之虛擬變數，其定義同上。

在上述(5a)~(5c)之迴歸模型中，本文定義高績效群組為參照組 (reference group)，故截距項 α_H 、 β_H 及 γ_H 分別代表高績效群組基金在技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 衡量下之期望績效值；而迴歸參數 α_L 、 β_L 及 γ_L 則是分別代表在技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 之衡量下，樣本基金內之低績效群組與高績效群組的期望績效值之差。因此，以技術效率衡量 (式 5a) 為例，若迴歸參數 α_H 具統計顯著性， α_M 與 α_L 皆為負值，且 $\alpha_M > \alpha_L$ ，則我們得以判定樣本基金存在一年期之績效持續性。同樣地，我們可依循上述判定方法，分別檢視式(5b)之 Sharpe's measure 及式(5c)之 Jensen's alpha 衡量，驗證是否存在一年期之績效持續性。

接著，本文試圖探討基金投資者是否能夠以樣本基金過去兩年之績效做為未來一年之投資準據。在實証做法上，我們依各年度之 25%-50%-25% 排序分群，將前兩年 (t-2) 及前一年 (t-1)

⁵ 文中所採用之費用比率 (Expense Ratio)，近似於國內之經理費用。

皆落在當年度高績效群組之基金，定義為「兩年期高績效基金」；同樣地，我們亦將連續兩年皆屬於當年度中（低）績效群組之基金，定義為「兩年期中（低）績效基金」；至於在前兩年的績效分群並未一致（例如：由高績效轉為中績效，或由低績效轉為中績效）之基金，則定義為「兩年期混合型基金」。據此，本文設立下列之虛擬迴歸模型：

$$TE_{i,t} = \alpha_H + \alpha_M * TMM_i + \alpha_L * TLL_i + \alpha_C * TC_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6a)$$

$$SP_{i,t} = \beta_H + \beta_M * SMM_i + \beta_L * SLL_i + \beta_C * SC_i + \mu_{i,t} \quad (6b)$$

$$JS_{i,t} = \gamma_H + \gamma_M * JMM_i + \gamma_L * JLL_i + \gamma_C * JC_i + v_{i,t} \quad (6c)$$

式中：

$TE_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之技術效率值；

$TMM_i = 1$ ，若 t-1 年及 t-2 年之技術效率值屬於中績效群組，否則為 0；

$TLL_i = 1$ ，若 t-1 年及 t-2 年之技術效率值屬於低績效群組，否則為 0；

$TC_i = 1$ ，若 t-1 年及 t-2 年依技術效率排序之績效群組並不一致，否則為 0；

$SP_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之 Sharpe's measure 值；

SMM_i 及 SLL_i 分別為兩年期中及低績效群組之虛擬變數，其定義同上；

$JS_{i,t}$ = 第 i 支基金於第 t 年之 Jensen's alpha 值；

JMM_i 及 JLL_i 分別為兩年期高、中及低績效群組之虛擬變數，其定義同上。

SC_i 及 JC_i 分別代表依 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 衡量之兩年期混合型基金的虛擬變數，其定義同 TC_i 。

如同前述一年期績效持續性之檢定，在(6a)~(6c)之迴歸模型中，兩年期高績效群組亦定義為參照組，故截距項 α_H 、 β_H 及 γ_H 分別代表連續兩年皆屬於高績效群組之基金，在技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 衡量下之期望績效值；而迴歸參數 α_M 、 β_M 及 γ_M 則是分別代表在技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 之衡量下，兩年期中績效群組與兩年期高績效群組的期望績效值之差。同理， $(\alpha_L, \beta_L, \gamma_L)$ 與 $(\alpha_C, \beta_C, \gamma_C)$ 亦分別代表兩年期低（混合）績效群組與高績效群組之期望績效值差異。若迴歸係數 α_H 具統計顯著性， α_M 、 α_L 與 α_C 皆為負值，且 $\alpha_L = \text{Min}(\alpha_M, \alpha_L, \alpha_C)$ 並顯著，則代表在技術效率衡量下，樣本基金具有兩年期績效持續性現象。上述迴歸係數之推論，亦運用在 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 之衡量上。

本文亦進一步探討投資者是否可利用樣本基金過去三年之績效，推估未來一年之表現，藉以供作投資依據。在實証做法上，類同於式(6)之二年基金績效持續性之虛擬變數迴歸模型，故不再重述。而在基金績效分類上，本文定義樣本基金於前三年(t-3)、前兩年(t-2)及前一年(t-1)皆屬於當年度之高績效群組者為「三年期高績效基金」；同樣地，我們亦將連續三年皆屬於當年度之中（低）績效群組的基金，定義為「三年期中（低）績效基金」；至於在前三年的績效分群並

未一致（例如：由高績效轉為中績效再轉為高績效，或由低績效轉為中績效再轉回低績效）之基金，則定義為「三年期混合型基金」。

在計量推估方法方面，由於式(5a)~(5c)之一年期績效迴歸模型及(6a)~(6c)之二年期與三年期績效迴歸模型內，所對應之各迴歸式誤差項可能存在相當程度的即期相關（contemporaneous error correlation），故本文採用反覆表面無關法（Iterative Seemingly Unrelated Regression, ISUR）聯立推估上述模型，以提高估計效率。為求驗證使用 ISUR 模型之適確性，本文利用 Breusch-Pagan Lagrange Multiplier Test 檢驗各個迴歸式間之獨立性，以求確認以系統估計是否較個別迴歸式估計具有效率。以式(5a)~(5c)為例，其虛無假設與檢定統計量（ λ ）分別列示如下：

$$H_0: \sigma_{12} = \sigma_{13} = \sigma_{23} = 0 \quad (7a)$$

$$\lambda = T(\gamma_{12}^2 + \gamma_{13}^2 + \gamma_{23}^2) \sim \chi_{(3)}^2 \quad (7b)$$

式(7)中， σ_{ij} ($i \neq j$) 為三條迴歸式誤差項間之共變數， T 為樣本期間，而 γ_{ij}^2 ($i \neq j$) 為殘差項間之相關係數估計值的平方項。當式(7b)之 λ 值超過 $\chi_{(3)}^2$ 臨界值，則拒絕式(7a)之虛無假設，代表採 ISUR 之估計效率相對優於普通最小平方法（OLS）。

3. 資料來源與基金績效敘述統計

3.1 資料來源與處理

在投入變數（經理費、手續費、週轉率及含標準差）方面，經理費係指基金投資者支付基金淨值之一定比例（記載於公開說明書）給予投資信託公司，作為管理服務費用；且此經理費用係由投資者之基金淨值中直接扣除，並非投資者再行繳納。手續費係指投資人申購基金時，所須繳納之費用，此項費用亦以百分比表示；目前本國核准銷售之共同基金所收取之手續費多為前收型（front-end load）。週轉率係指基金經理人的每年買進金額與賣出金額相抵後之淨額占整個基金資產規模的百分比；比值越高，表示基金操作進出越頻繁。本文週轉率之計算方式為：（買進週轉率+賣出週轉率）/2。另外，標準差係用以衡量基金報酬率之風險（波動）程度，其計算公式如下：

$$\sigma_{\text{月}} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2 / n - 1} \quad (8)$$

式(8)中， R_i 為某一樣本基金第 i 月之月報酬率， \bar{R} 為樣本基金 n 個月報酬率之平均值；本文係計算一年期標準差，故 n 為 12；且年化標準差之計算為： $\sigma_{\text{年}} = \sigma_{\text{月}} * \sqrt{12}$ 。

在產出項目方面，本文以超額報酬率作為單一產出變數，其係指樣本基金在各樣本年度之淨值累計報酬率減除各年度之無風險利率 ($R_t - R_f$)⁶；亦即期末基金淨值相對於期初淨值的增減變化百分比減除各年度無風險利率。另外，利用 DEA 推估技術效率時，其投入產出項目必須皆為正數；由於本文之超額報酬率有出現負值之情況，故依循 Murthi *et al.* (1997) 之作法，將全體樣本基金之超額報酬率皆加上 100%，作為調整因子⁷。

上述各項變數中，經理費及手續費係取自基智網 (Fund DJ) 的基金資料庫；其餘各項變數 (包括 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha)，則皆取自於中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會。

3.2 基金之樣本分佈

本文之基金分類係依中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會之分類為主，但部分類別因為樣本數太小，因而將基金性質及投資策略相近之中小型股票、價值型股票⁸、特殊類股票⁹及債券股票平衡型¹⁰合併為「其他類型」。

另外，上櫃股票型基金因其投資標的限制為台灣店頭市場交易之股票，故並未納入本研究樣本中；而國外募集及國內募集投資國外的基金，也因目標股票不限於台灣股票市場，因此均未納入樣本；最後，國內債券型基金因其性質近似於海外基金中的貨幣型基金，其內容完全未投資於國內股市，亦將其排除在本研究之外。據此，本文撰定以台灣上市公司股票為投資標的之基金作為研究樣本。

本文樣本蒐集期間為 1999 年至 2004 年，該期間為國內投資信託市場整體發展臻於成熟時期，且歷經全球股市 2000 年至 2002 年間的空頭洗禮，俾使本研究能觀察國內基金在多空時期的績效變化；在研究基金績效持續性是否存在時，更具指標性意義。在樣本研究期間 (1999 年至 2004 年)，各年度分別有 82、112、162、176、192 及 192 筆資料，共計有 916 筆非平衡追蹤資料 (unbalanced panel data)；而在進行績效持續性之研究時，必需滿足跨年度皆存在樣本之條件，故實際使用樣本會小於 916 個。

茲將四種投入 (經理費、手續費、週轉率及標準差) 及單一產出 (超額報酬率) 之敘述統計，

⁶ 本文所採之無風險利率為 TEJ 所公布之一銀、土銀、台銀、中信局、郵匯局、彰銀、農銀之一年定期儲蓄存款利率之平均值。1999~2004 年分別為 5.03%、5.00%、2.34%、1.79%、1.35% 及 1.69%。

⁷ 將超額報酬率皆加上 100%，雖會改變技術效率之推估值，但不會影響樣本基金之績效高低排序，故亦不會影響本文中之高、中及低績效族群分類；此點感謝評審者提出質疑。

⁸ 價值型股票基金：指投資於低市價/淨值比或低本益比之股票為主。

⁹ 特殊類股票基金：其投資之目標市場因具有特殊性，無法與其他類型基金並列排名，故自 89 年 5 月起將具有此屬性基金自成一類，只列報酬率，不計排名。

¹⁰ 債券股票平衡型：依其股票投資類型，又分為一般股票及價值股票兩種，均納入本文的研究範圍。

列示在表 1 中。表 1 顯示：(1)在投入變數中，由於各種基金向客戶所收取經理費與手續費皆很類同，故各年度平均值差異不大，且標準差很小；反觀周轉率與基金風險（標準差），則可反應基金經理人每年操盤次數、規模與投資組合之風險，故其平均值與波動幅度皆較大。(2)在產出項中，超額報酬率若還原成原來數據（扣回 100%），則在 1999~2004 年之平均報酬率分別為 44.163%、-46.444%、20.990%、-21.566%、19.897 及 -1.642%，呈現正負不定之特性，且報酬率愈高，其標準差也愈大之抵換關係。

表 1 DEA 投入產出之統計特性分析

年度	平均數	標準差	最小值	最大值	平均數	標準差	最小值	最大值
	經理費 (%)				手續費 (%)			
1999	1.474	0.028	0.008	2.000	1.494	0.030	0.800	2.000
2000	1.493	0.022	0.008	2.000	1.531	0.025	0.800	2.000
2001	1.490	0.017	0.008	2.000	1.541	0.019	0.800	2.000
2002	1.497	0.014	0.700	2.000	1.555	0.018	0.800	2.000
2003	1.494	0.013	0.700	2.000	1.548	0.016	0.800	2.000
2004	1.494	0.013	0.700	2.000	1.548	0.016	0.800	2.000
	週轉率				標準差 (%)			
1999	0.355	0.025	0.006	1.046	33.335	0.502	20.799	43.805
2000	0.523	0.029	0.000	1.506	34.130	0.482	18.279	48.246
2001	0.525	0.048	0.017	6.594	44.510	0.728	12.883	63.236
2002	0.504	0.025	0.001	2.060	21.044	0.319	3.530	29.100
2003	4.160	0.161	0.155	11.083	21.335	0.361	4.750	33.050
2004	2.568	0.130	0.163	8.026	17.733	0.356	1.630	26.850
	超額報酬率 (%)							
1999	144.613	2.357	93.450	188.990				
2000	53.556	0.828	38.530	79.190				
2001	120.990	1.523	65.945	178.325				
2002	78.434	0.822	58.440	110.920				
2003	119.897	0.803	68.290	153.070				
2004	98.376	0.767	15.300	152.730				

3.3 樣本基金之績效推估

依循式(2)~(4)所列表之技術效率、Sharpe's measure 與 Jensen's alpha 等績效指標之衡量公式，逐年估計樣本基金在 1999~2004 年之績效值，並列式於表 2。表 2 顯示：(1)以技術效率、Sharpe's measure 與 Jensen's alpha 衡量之 1999 年績效平均值，分別為 0.814、0.344 及 0.656，皆高於其他年度之績效平均值。(2)各樣本年度之技術效率及 Sharpe's measure 績效的排序相當一致，依序為 1999、2003、2001、2004，而 2000 最差；而 Jensen's alpha 之年度績效排序，則與技術效率及 Sharpe's measure 之衡量結果大為不同，前三名同為 1999、2001 及 2000 年，但後三名之排序則出現不一致現象。(3)整合上列訊息，顯示各年度之績效排序，會因不同之績效衡量基準而呈現不同之排序結果，間接隱示利用此三指標可能存在不同程度之績效持續性；故本文將同時運用技術效率、Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 指標，探討樣本基金是否具績效持續性。

表 2 三項績效指標之統計特性分析

年度	平均數	標準差	極小值	極大值
技術效率				
1999	0.814	0.118	0.486	1
2000	0.303	0.092	0.187	1
2001	0.629	0.109	0.342	1
2002	0.561	0.126	0.327	1
2003	0.766	0.095	0.401	1
2004	0.589	0.134	0.344	1
Sharpe's measure				
1999	0.344	0.115	0.002	0.596
2000	-0.448	0.124	-0.696	-0.170
2001	0.151	0.105	-0.293	0.362
2002	-0.301	0.175	-0.708	0.287
2003	0.277	0.111	-0.065	0.630
2004	0.029	0.150	-0.344	0.386
Jensen's alpha				
1999	0.656	0.114	0.387	0.874
2000	0.248	0.203	0.011	2.000
2001	0.509	0.143	0.069	0.770
2002	-0.562	1.028	-2.908	2.653
2003	-0.105	0.766	-2.339	2.259
2004	-0.774	1.115	-12.210	1.016

註：1999~2004 年各年之樣本數，分別為 82、112、162、176、192 及 192。

4. 實證結果

本節擬在第 4.1 小節進行 DEA 模型之適用性評估；第 4.2 小節進行低、中、高績效分類之適確性檢定；第 4.3 小節，則以 ISUR 方法推估迴歸模型之參數值，並據以判定樣本基金是否存在績效持續性現象。

4.1 DEA 模型適用性評估

本文利用 DEA 模型，逐年推估各筆樣本基金之技術效率；在使用 DEA 模型時，應注意投入與產出變數之間是否滿足「等和張力性」(isotonicity) 關係，即投入與產出變數間須存在正相關(同向性)。為嚴謹評估本文使用 DEA 模型之適用性，本文採行三種判定準據，包括：(1)四種投入與單一產出間之相關係數是否有顯著正相關；(2)投入變數與技術效率是否呈現負相關；(3)以四種投入為解釋變數，並以技術效率為依變數，運用 Tobit 迴歸進行推估，則所估計之對應參數應為負值。本文依循 Diaz-Balteiro *et al.* (2006) 之作法，將各年度之同一公司 (firm-year) 視為不同之 DMU，同時進行檢定¹¹；茲將合併樣本之檢定結果，列示在表 3 中。

表 3 顯示：(1)在 Panel A 所進行之投入-產出相關性檢定中，發現投入變數與產出變數間，未呈現顯著負向相關之數據。(2)由 Panel B 之投入與技術效率之相關性檢定，我們發現投入變數經理費、手續費及標準差皆與技術效率呈現顯著負向相關，週轉率與技術效率亦呈負向相關(不顯著)；此一結果充分支持「減少投入，將有效提昇技術效率」之合理推論。(3)在 Panel C 中，

表 3 DEA 模型適用性評估

	經理費	手續費	週轉率	標準差
Panel A：投入－產出相關性檢定				
合併年度	0.013 (0.397)	-0.038 (-1.135)	-0.050 (-1.520)	0.235 (7.183*)
Panel B：投入－效率相關性檢定				
合併年度	-0.153 (-4.680*)	-0.187 (-5.753*)	-0.050 (-1.526)	-0.149 (-4.564*)
Panel C：投入－效率 Tobit 迴歸分析				
合併年度	-0.130 (-4.279*)	-0.160 (-6.429*)	-0.0001 (-2.796*)	-0.003 (-4.651*)

註：1.括弧數字為 t 值，*代表 5%判定水準顯著。

2.Tobit 迴歸省略常數項數據。

¹¹ 感謝評審者之寶貴建議，並感謝提供 Diaz-Balteiro *et al.* (2006) 文獻給予本文參考。

由於效率值受限於 0 與 1 之範圍，故採用 Tobit 模型進行迴歸分析；而由迴歸參數推估結果，發現經理費、手續費、週轉率及標準差等四個投入變數，對技術效率皆呈現顯著負向影響效果，更進一步彰顯「在產出不變下，投入愈多，技術效率越低」之現象。(4)整合表 3 之三種模型適用性評估方法，應可支持同向性之命題；換言之，本文所考量四種投入與單一產出之 DEA 模式，無嚴重模型設定錯誤問題。

4.2 樣本基金績效高低差異性檢定

在進行績效持續性分析之前，應先行驗證本文以 25%、50%、25% 的分類方式，所劃分之低、中、高績效群組間之績效分類，是否存在顯著的高低差異，以確立分群之適確性。本文首先利用變異數分析 (ANOVA)，檢定三個群組間的績效平均數是否相等 ($H_0: \mu_{高} = \mu_{中} = \mu_{低}$)；於確立三個群組間之母體平均數不完全相等之後，遂著手進行兩兩群組間之非成對 t 檢定，藉以檢定高與中、高與低及中與低群組間之績效是否存在顯著差異；並將檢定結果分別列示在表 4 及表 5 中。

由表 4 之 ANOVA 檢定結果可知，無論是以技術效率、Sharpe's measure 或是 Jensen's alpha 衡量基金績效，各年度之高、中及低績效群組的平均績效值均存在顯著差異。由表 5 之 t 檢定結果，更進一步顯示本文之各個績效群組間，確實存在顯著優劣 (高減中、高減低、中減低) 之

表 4 績效高低分群之適確性檢定：ANOVA 檢定

年度	技術效率			Sharpe's measure			Jensen's alpha		
	高	中	低	高	中	低	高	中	低
1999	0.959	0.819	0.658	0.483	0.349	0.194	0.787	0.673	0.491
		(158.05*)			(140.86*)			(222.62*)	
2000	0.372	0.287	0.225	-0.227	-0.453	-0.600	0.471	0.230	0.100
		(120.24*)			(167.08*)			(20.90*)	
2001	0.792	0.627	0.520	0.283	0.173	0.081	0.673	0.556	0.425
		(214.09*)			(252.65*)			(133.15*)	
2002	0.735	0.550	0.421	-0.059	-0.320	-0.502	0.863	-0.666	-1.781
		(261.19*)			(270.81*)			(312.59*)	
2003	0.882	0.762	0.646	0.411	0.284	0.133	0.812	-0.059	-1.110
		(296.60*)			(337.28*)			(349.37*)	
2004	0.767	0.576	0.433	0.230	0.018	-0.150	0.208	-0.708	-1.891
		(385.08*)			(400.50*)			(76.88*)	

註： $H_0: \mu_{高} = \mu_{中} = \mu_{低}$ ；括弧數字為 F 值，*代表 5% 判定水準顯著。

表 5 績效高低分群適確性檢定：t 檢定

年度	技術效率			Sharpe's measure			Jensen's alpha		
	高減中	高減低	中減低	高減中	高減低	中減低	高減中	高減低	中減低
1999	0.139 (11.193*)	0.300 (18.794*)	0.161 (10.257*)	0.134 (11.209*)	0.290 (13.908*)	0.155 (10.194*)	0.113 (11.279*)	0.296 (21.014*)	0.183 (13.140*)
2000	0.086 (7.975*)	0.147 (14.003*)	0.062 (11.162*)	0.176 (10.739*)	0.323 (18.002*)	0.148 (10.657*)	0.242 (2.901*)	0.371 (4.436*)	0.129 (11.736*)
2001	0.165 (12.004*)	0.272 (18.344*)	0.167 (10.725*)	0.110 (16.679*)	0.203 (18.883*)	0.092 (11.555*)	0.117 (12.761*)	0.248 (12.893*)	0.132 (9.438*)
2002	0.185 (11.363*)	0.315 (19.261*)	0.130 (16.620*)	0.261 (12.115*)	0.442 (18.500*)	0.181 (14.531*)	1.529 (13.037*)	2.644 (21.066*)	1.115 (15.120*)
2003	0.120 (14.086*)	0.236 (20.964*)	0.116 (14.392*)	0.127 (13.247*)	0.228 (21.207*)	0.151 (17.291*)	0.871 (14.060*)	1.922 (22.523*)	1.051 (17.055*)
2004	0.191 (14.124*)	0.334 (23.828*)	0.143 (17.580*)	0.212 (16.116*)	0.380 (24.297*)	1.680 (16.034*)	0.916 (17.160*)	2.099 (8.979*)	1.183 (7.110*)

註：表中數字代表兩類群組之績效平均值差異，其假設檢定為 $H_0: \mu_{高} = \mu_{中}, \mu_{高} = \mu_{低}, \mu_{中} = \mu_{低}$ ；括弧數字為 t 值，*代表 5%判定水準顯著。

排序。是故，整合表 4 及表 5 之檢定結果，說明本文以 25%- 50%- 25%作為低、中及高績效群組之分類準據，確實能有效區隔各群組之績效。

本文進一步比較 DEA 技術效率下之高績效基金群組，是否與 Sharpe's measure 或是 Jensen's alpha 衡量下的高績效群組有著相同之基金組成；經比對，發現在各個衡量方法下，高、中及低績效群組之基金成員並不相同。高技術效率群組之基金，可能在其他衡量方法下，成為高、中或低績效群組成員；以 2004 年為例，落在高技術效率群組之 48 個基金中，若以 Sharpe's measure 或 Jensen's alpha 衡量而仍落入該指標之高績效群組者，分別僅有 10 及 11 個基金數¹²。

4.3 績效持續性檢定：虛擬迴歸模型

首先利用式(5a)~(5c)及(6a)~(6c)所建構之虛擬變數迴歸模型，分別推估一年期、二年期及三年期之迴歸參數；茲將實證結果，分別列示在表 6、表 7 及表 8 中，並歸納實證結果如下：

(1) 依式(7)所進行之 Breusch-Pagan LM 檢定，皆顯示依式(5a)~(5c)及(6a)~(6c)所建構之三條迴歸方程式 (共 12 組) 之殘差項，皆存在顯著跨方程式之即期相關 (χ 檢定值列示於表 6 至表 8 之附註)，故適宜以 ISUR 方法進行迴歸參數之推估。

¹² 感謝評審者針對此點提供建設性建議，讓本文得以進一步說明。

表 6 一年期基金績效迴歸分析

年度	技術效率			Sharpe's measure			Jensen's alpha		
	α_H	α_M	α_L	β_H	β_M	β_L	γ_H	γ_M	γ_L
2000	0.308 (26.21*)	-0.021 (-1.58)	-0.020 (-1.23)	-0.432 (-17.64*)	-0.013 (-0.44)	-0.027 (-0.77)	0.240 (4.88*)	0.038 (0.64)	-0.009 (-0.13)
2001	0.659 (39.99*)	-0.017 (-0.95)	-0.037 (-1.71*)	0.173 (16.42*)	0.011 (1.11)	-0.001 (-0.09)	0.562 (38.74*)	0.001 (0.04)	-0.038 (-2.10*)
2002	0.606 (35.87*)	-0.036 (-1.83*)	-0.094 (-4.23*)	-0.273 (-13.06*)	-0.023 (-1.13)	-0.064 (-2.49*)	-0.347 (-2.89*)	-0.236 (-2.03*)	-0.414 (-2.86*)
2003	0.817 (74.17*)	-0.050 (-4.07*)	-0.117 (-8.03*)	0.287 (21.42*)	-0.008 (-0.55)	-0.018 (-1.08)	-0.092 (-0.99)	0.025 (0.25)	-0.094 (-0.83)
2004	0.575 (30.59*)	0.022 (0.96)	0.012 (0.47)	0.038 (1.98*)	-0.015 (-0.72)	-0.004 (-0.16)	-0.744 (-5.23*)	-0.088 (-0.55)	0.052 (0.26)

註：1. 5 個年度之 Breusch-Pagan 檢定值，分別為 22.45、140.50、187.73、292.25 及 84.26； $\chi^2_{3,0.05}=7.81$ 。

2. 括弧數字為 t 值，*代表 5%判定水準顯著。

表 7 二年期基金績效迴歸分析

年度	技術效率				Sharpe's measure			
	α_H	α_M	α_L	α_C	β_H	β_M	β_L	β_C
2001	0.774 (24.92*)	-0.113 (-3.35*)	-0.154 (-3.82*)	-0.133 (-4.24*)	0.195 (12.12*)	0.004 (0.22)	-0.016 (-0.71)	-0.021 (-1.35)
2002	0.562 (15.18*)	-0.008 (-0.19)	-0.026 (-0.53)	-0.005 (0.138)	-0.300 (-13.46*)	-0.009 (-0.44)	-0.007 (-0.24)	-0.009 (-0.48)
2003	0.835 (46.97*)	-0.086 (-4.33*)	-0.132 (-5.68*)	-0.062 (-3.31*)	0.280 (13.06*)	0.007 (0.32)	-0.008 (-0.33)	-0.006 (-0.31)
2004	0.581 (19.48*)	0.021 (0.58)	-0.028 (-0.68)	-0.001 (-0.04)	-0.023 (-0.48)	0.077 (1.47)	0.057 (0.92)	0.060 (1.22)

年度	Jensen's alpha			
	γ_H	γ_M	γ_L	γ_C
2001	0.536 (18.34*)	0.032 (1.03)	-0.085 (-2.19*)	0.025 (0.88)
2002	-0.594 (-4.06*)	-0.035 (-0.26)	0.121 (0.75)	0.047 (0.38)
2003	-0.050 (-0.39)	-0.026 (-0.20)	-0.254 (-1.47)	-0.103 (-0.87)
2004	-0.834 (-2.21*)	0.234 (0.57)	0.040 (0.09)	0.028 (0.07)

註：1. 4 個年度之 Breusch-Pagan 檢定值，分別為 110.70、155.87、229.63 及 75.08； $\chi^2_{3,0.05}=7.81$ 。

2. 括弧數字為 t 值，*代表 5%判定水準顯著。

表 8 三年期基金績效迴歸分析

年度	技術效率				Sharpe's measure			
	α_H	α_M	α_L	α_C	β_H	β_M	β_L	β_C
2002	0.630 (8.79*)	-0.068 (-0.86)	0.056 (0.46)	-0.046 (-0.65)	-0.288 (-12.14*)	-0.015 (-0.02)	0.043 (1.52)	-0.007 (-0.38)
2003	0.933 (18.62*)	-0.184 (-3.54*)	-0.251 (-4.27*)	-0.173 (-3.44*)	0.221 (2.64*)	0.046 (0.54)	0.060 (0.70)	0.055 (0.66)
2004	0.602 (15.17*)	-0.019 (-0.40)	-0.089 (-1.54)	-0.037 (-0.88)	0.359 (2.46*)	-0.295 (-1.96*)	-0.259 (-1.54)	-0.324 (-2.12*)
年度	Jensen's alpha							
	γ_H	γ_M	γ_L	γ_C				
2002	-0.441 (-2.21*)	0.037 (0.19)	N.A.	-0.028 (-0.16)				
2003	-0.426 (-0.64)	0.232 (0.34)	N.A.	0.309 (0.46)				
2004	N.A.	-0.644 (-2.20*)	-0.981 (-1.40)	-0.767 (-7.14*)				

註：1. 三個年度之 Breusch-Pagan 檢定值，分別為 110.18、172.90 及 58.36； $\chi^2_{3,0.05} = 7.81$ 。

2. 括弧數字為 t 值，*代表 5%判定水準顯著。N.A.表該變數無對應資料。

- (2) 在表 6 之一年期績效持續性檢定方面：1)在技術效率指標方面，實證結果顯示於 2001、2002 及 2003 年，皆呈現 α_H 顯著，而且 α_M 與 α_L 均為負值並且呈遞減之現象；代表基金績效具贏家續贏、輸家續輸的特性。是故，整體而言，若以技術效率為績效衡量指標，則樣本基金之一年期績效呈現「hot hands」(Brown and Goetzmann, 1995; Goetzmann and Ibbotson, 1994; Grinblatt and Titman, 1992; Hendricks *et al.*, 1993; Jan and Hung, 2004) 的現象。2)在 Sharpe's measure 方面，迴歸結果顯示僅在 2002 年呈現 β_L 顯著小於 β_H 現象；故整體而言，不支持一年期績效持續性之假設。3)在 Jensen's alpha 衡量指標方面，迴歸結果亦顯示在樣本期間內，僅在 2002 年有呈現 γ_H 顯著、 γ_M 與 γ_L 皆為負值並呈遞減之現象；故並未能發現一年期績效持續性之現象。亦即，在 Sharpe's measure 與 Jensen's alpha 衡量指標下，皆未能發現一年期績效持續性之現象，此與 Sharpe (1966)、Carlson (1970)、Brightman and Haslanger (1980) 及 Elton *et al.* (1990)之發現一致。
- (3) 在表 7 之二年期績效持續性檢定方面：1)在技術效率之績效衡量下，迴歸係數顯示樣本基金在 2001 及 2003 年，皆出現 α_H 具統計顯著性， α_M 、 α_L 與 α_C 皆為負值，且 $\alpha_L = \text{Min}(\alpha_M, \alpha_L, \alpha_C)$ 並顯著之結果，代表樣本基金在此兩個樣本年度皆具有二年期績效持

續性之現象；惟在樣本年度 2002 年及 2004 年，低績效群組之迴歸係數 (α_L) 雖呈負值但並不顯著；故整體而言，在技術效率衡量下，本文之實證結果未能支持樣本基金具二年期績效持續性之假說。2) 在 Sharpe's measure 之績效衡量下，各樣本年度之低績效群組的迴歸係數 (β_L) 皆未呈顯著負值；在 Jensen's alpha 之績效衡量下，2001 年度之迴歸係數 γ_M 與 γ_C 未為負值，其餘年度之迴歸係數 γ_L 亦皆未呈顯著負值；故在此兩種衡量下，本文皆未發現具有二年期績效持續性之現象。

- (4) 表 8 顯示三年期績效持續性分析之檢定結果。在三種績效衡量指標中，僅於技術效率下，2003 年出現 α_H 具顯著性， α_M 、 α_L 與 α_C 皆為負值，且 $\alpha_L = \text{Min}(\alpha_M, \alpha_L, \alpha_C)$ 並顯著之結果；其餘各年度及其他衡量指標下，低績效群組之迴歸係數皆未呈顯著負值。是故，本文實證結果未能支持樣本基金具有三年期績效持續性之現象。

5. 結論與研究限制

本文旨在探討 1999~2004 年間，國內股票型共同基金是否呈現績效持續性之現象。在實證流程上，首先利用資料包絡分析法，以經理費、手續費、週轉率及標準差做為投入變數，而以樣本基金之超額報酬為產出變數，推估樣本基金之技術效率；本文並同時利用傳統之 Sharpe's measure 與 Jensen's alpha 衡量樣本基金之各年度績效，以便與前述之技術效率相互比較。其次，本文利用 25%-50%-25% 之分群準據，依序將各年度之樣本基金，依前述三種績效衡量方法，分別區分為低、中及高績效群組，並以 ANOVA 檢定與非成對 t 檢定，評估上述之分群方式之適確性。最後，利用虛擬變數迴歸模型檢視我國股票型基金是否具有績效持續性之現象。

經由 ANOVA 及 t 檢定，顯示本文所使用之 25%-50%-25% 分群準據，在低、中及高績效群組之平均績效皆存在顯著差異；亦即，在前三種績效指標衡量下，上述之分群準據皆能有效地區隔高、中及低績效群組。再者，依據虛擬變數迴歸模型之推估結果，本研究發現在技術效率的衡量下，樣本基金具有一年期績效持續性之現象，亦即贏家續贏、輸家續輸；但並未發現樣本基金享有兩年期或三年期績效持續性之特性。另外，在 Sharpe's measure 及 Jensen's alpha 的績效衡量下，皆無法支持樣本基金具一年期、兩年期或三年期績效持續性之假設。本文之發現，類同於 Jegadeesh and Titman (1993) 所發現之股價行為動能效應 (momentum effect)，亦即由過去六個月 (一年) 股價表現好的股票所組成的投資組合，在未來的六個月 (一年) 會繼續有優異的股價表現。

上述實證結果差異之存在，本文認為應是藉由 DEA 之分析，得以同時將交易成本 (經理費、手續費、週轉率) 及風險 (標準差) 納入模型考量，而有助於績效之可測性；相反地，其他兩項傳統績效衡量方法並未考慮交易成本。根據效率市場假說 (efficient market hypothesis)，股價走

向應是隨機漫步 (random walk)，投資者 (含基金經理人) 無法賺取正向異常報酬；換言之，基金經理人應不具有擇股能力，亦即理應不會有績效持續性之現象。據此，本文以為前述之一年期績效持續性現象，並非起源於高績效基金經理人具有特殊擇時或擇股能力 (亦即，並不否定效率市場假說)，而是起因於：(1)經理費、手續費與基金績效呈反向關係 (例如：Carhart, 1997; Elton *et al.*, 1990; Gruber, 1996)；(2)基金週轉率與基金績效呈負向關係 (例如：Carhart, 1997; Elton *et al.*, 1990; Malkiel, 1995)。亦即，本文認為由於基金之「特性」(具高交易成本)，導致有些基金持續處於低績效族群，而不是這些基金經理人連續地挑選股價表現差之股票投資 (在效率市場下，理應不會發生此事件)；是故，投資者應避免投資於高交易成本之基金 (因為投資績效將被交易成本侵蝕)。同時，本文之實證結果亦可提供投資人於投資基金時之選擇方向：利用 DEA 技術效率，分析基金之過去一年績效，並進而採取動能投資策略。

對後續研究之建議方面，未來可再納入其他績效衡量指標作為績效持續性檢定之評估準據。另外，在二年及三年期績效持續性檢定方面，本文係以逐年追蹤方式，設定低、中及高績效群組，未來在績效分組的認定上，可重新估算二年整體期間期及三年整體期間之績效值，並藉以進行績效分組，重新檢驗本文之命題。

參考文獻

- 邱顯比、林清珮，「共同基金分類與基金績效持續性之研究」，中國財務學會 1999 年會暨財務金融學術論文研討會論文集，雲林科技大學，民國 88 年，405-435 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。
- 郭維裕、李愷莉，「台灣共同基金短期績效持續性的研究－以『漂移者－停駐者』模型為例」，經濟論文，第三十四卷第四期，民國 95 年，469-502 頁。
- Berk, J. B. and Xu, J., "Persistence and Fund Flows of the Worst Performing Mutual Funds," Working Paper, University of California, Berkeley, 2004.
- Blake, C. R. and Morey, M. R., "Morningstar Ratings and Mutual Fund Performance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 3, 2000, pp. 451-483.
- Brightman, J. S. and Haslanger, B. L., "Past Investment Performance: Seductive but Deceptive", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 6, No. 2, 1980, pp. 43-45.
- Brown, S. J. and Goetzmann, W. N., "Performance Persistence," *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, 1995, pp. 679-698.
- Carhart, M. M., "On Persistence in Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1,

- 1997, pp. 57-82.
- Carhart, M. M., Carpenter, J. N., Lynch, A. W., and Musto, D. K., "Mutual Fund Survivorship," *Review of Financial Studies*, Vol. 15, No. 5, 2002, pp. 1439-1463.
- Carlson, R. S., "Aggregate Performance of Mutual Funds, 1948-1967," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.5, No. 1, 1970, pp. 1-31.
- Charnes, A., Cooper, W. W., and Rhodes, E., "Measuring the Efficiency of Decision Making Units," *European Journal of Operational Research*, Vol. 2, No. 6, 1978, pp. 429-444.
- Choi, Y. K. and Murthi, B. P. S., "Relative Performance Evaluation of Mutual Funds: A Non-parametric Approach," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, No. 7, 2001, pp. 853-876.
- Diaz-Balteiro, L., Herruzo, A. C., Martinez, M., and Gonzalez-Pachon, J., "An Analysis of Productive Efficiency and Innovation Activity Using DEA: An Application to Spain's Wood-based Industry," *Forest Policy and Economics*, Vol. 8, No. 7, 2006, pp. 762-773.
- Elton, E. J., Gruber M. J., and Rentzler, J. C., "The Performance of Publicly Offered Commodity Funds," *Financial Analysts Journal*, Vol. 46, No. 4, 1990, pp. 23-30.
- Goetzmann, W. N. and Ibbotson, R. G., "Do Winners Repeat? Patterns in Mutual Fund Performance," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, No. 2, 1994, pp. 9-18.
- Grinblatt, M. and Titman, S., "The Persistence of Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 5, 1992, pp. 1977-1984.
- Gruber, M. J., "Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Nutual Funds," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 3, 1996, pp. 783-807.
- Hendricks, D., Pater J., and Zeckhauser, R., "Hot Hands in Mutual Funds: Short-run Persistence of Relative Performance, 1974-1988," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, 1993, pp. 93-130.
- Jan, Y. C. and Hung, M. W., "Short-run and Long-run Persistence in Mutual Funds," *Journal of Investing*, Vol. 13, No. 1, 2004, pp. 67-71.
- Jegadeesh, N. and Titman, S., "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, 1993, pp. 65-91.
- Malkiel, B. G., "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991," *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, 1995, pp. 549-572.
- Murthi, B. P. S., Choi Y. K., and Desai, P., "Efficiency of Mutual Funds and Portfolio Performance Measurement: A Non-parametric Approach," *European Journal of Operational Research*, Vol. 98, No. 2, 1997, pp. 408-418.

Sengupta, J. K., "Efficiency Tests for Mutual Fund Portfolios," *Applied Financial Economics*, Vol. 13, No. 12, 2003, pp. 869-876.

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