

# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機

近幾年來，金融市場隨全球經濟環境的快速成長而日漸開放，除股票市場蓬勃發展外，金融商品亦日趨多樣，其中共同基金因具備積沙成塔、分散風險、變現性強、專業管理等優點，因此廣受投資大眾青睞，逐漸為投資人所接受。

共同基金起源於英國，由於英國工業革命後，中產階級累積了大量財富，資金由英國流向美國及亞洲等地區，但由於對投資環境不熟悉，經常發生投資者被騙事件。為了保障投資安全，投資者委託了值得信賴的人士代為處理海外投資事宜，基金的信託雛形便由此而起。近幾年來，基金已從過去法人資金調度的工具，轉變成一般投資大眾所使用的理財工具。但面對市場上為數眾多的共同基金，投資人該如何正確地衡量各基金的績效，藉以選擇操作績效良好的基金，是所有投資人所深切關注的課題。

針對共同基金投資績效的衡量，傳統的績效指標皆以資本資產定價模式(CAPM)為理論基礎，但 CAPM 模型係假設  $\beta$  值為一固定常數，忽略了基金經理人會因金融環境變動而調整共同基金的投資組合，使得系統風險改變。隨後 Treynor & Mazuy (1966)、Henriksson & Merton (1981)、Chang & Lewellen (1984)皆針對上述缺失加以修正，強調基金經理人具有某些程度的資訊優勢及操盤能力，而提出考慮選股能力與擇時能力的評估模式。

本研究將採用 Jensen (1968)所提出之 Jensen's Index 來評估基金整體績效，並用 Treynor & Mazuy 模型、Henriksson & Merton 模型來評估基金經理人之擇時能力與選股能力。

最後利用 Hansen (2000)提出之門檻模型統計理論，尋找最適的門檻點估計式，以找出基金經理人在面臨何種報酬率時，會積極調整其操作策略。

## 第二節 研究目的

鑑於之前學者在檢視基金經理人是否具有擇時能力與選股能力時，多半藉由觀察共同基金投資報酬的趨勢變化來加以檢定，因此本研究將以美國股票型基金為分析對象，收集各基金日報酬資料加以分析，希望達成下列研究目的：

1. 評鑑美國股票型基金之整體績效表現，以做為投資人選購基金之參考。
2. 檢視股票型基金經理人，是否擁有較豐富的資訊及優越的分析能力，能適時調整投資組合，為投資人創造最佳報酬率。
3. 利用 Hansen (2000) 提出之門檻模型理論，尋找出一最適之門檻點估計式，檢視個別基金經理人面臨何種市場投資組合報酬率時，會積極調整其操作策略，並根據門檻點估計值前後之變化來推論經理人是否擁有選股能力與擇時能力。
4. 比較考慮門檻點 CAPM 模型與傳統 CAPM 模型的實證結果及其差異。
5. 比較考慮門檻點 CAPM 模型、Treyner and Mazuy (1966)、Henriksson and Merton (1981) 等三種模型的實證結果及其差異。



## 第二節 研究架構

本文共分為五章，各章節內容摘要如下：

### 第一章 緒論

說明本文研究動機、研究目的，並建立研究架構，使本研究更加完備。

### 第二章 文獻回顧

探討近年來與投資組合績效評估有關之文獻，並說明各模型之主要概念與實證結果。

### 第三章 研究方法

說明本研究之理論模型、研究對象及資料來源。在理論模型部分，將深入說明考慮門檻點之 CAPM 模型。

### 第四章 實證結果

檢定美國股票型基金經理人選股能力與擇時能力的顯著性，並檢測基金績效的持續性。同時比較考慮門檻點之 CAPM 模型與 Treynor & Mazuy、Henriksson & Merton 等修正後的 CAPM 模型之差異。

## 第五章 結論與建議

將針對本文實證結果作完整敘述，並對後續研究提出建議。

### 第四節 研究限制

- 1.由於在選定之資料分析期間內，可能有更換基金經理人的事件發生，因此假設前後任經理人之專業能力是相同的。
- 2.受限於理論模型之架構，因此皆不考慮基金之成本，如：申購手續費、管理費、贖回費用．．等交易成本。
- 3.由於在實務上，市場投資組合很難建構或根本不存在，故本研究在參數估計上係採取近似理論模型中所要求參數，如：採用 CRSP 價值加權指數來估計市場報酬率。



由於上述限制，使得實證結果可能會產生些微偏差。

## 第二章 文獻回顧

### 第一節 共同基金簡介

本節先簡述共同基金的定義、種類及優缺點，以增加讀者對共同基金的認識。

#### 一、共同基金 (Mutual Fund)的定義

共同基金係募集眾多投資人之資金，並交由專業機構或專業經理人負責投資管理的一種投資理財方式。透過專業人士的操作以獲取利潤，並達到分散風險的效果。參與共同基金投資，是以資金換取基金的持分，擁有基金的一部分所有權。在台灣，國內基金和海外基金的持分是以『單位』計算，在美國則以『股份』計算。

#### 二、共同基金的種類

##### 1. 以投資產品分類：

##### (1) 股票型基金 (Equity Fund)：

大部分的基金都是股票型基金，投資股票的基金風險性較高，但根據過去歷史觀察，企業盈餘獲利能力持續上升，股東回報增加，股價可持續上揚。

##### (2) 債券型基金 (Bond Fund)：

以債券為主要投資標的，債券價格波動幅度遠比股票小，風險較股票型基金低，投資者主要只需關注利率變動及債券供需情況。

##### (3) 貨幣市場基金(Money Market Fund)：

此類基金淨值波動更穩定，匯率是其主要風險所在。貨幣市場基金係投資於風險較低的短期債券、國庫券、定期存款等，資金流動性高，同時可提供穩定的收益。

##### (4) 認購權證基金 (Warrant Fund)：

基金主要投資於認股權證，由於認股權證有槓桿效應，風險極高，基金的波動幅度亦較股票型基金為大。此種基金適合積極型的投資人，亦適合短期投資。

##### 2. 以風險程度分類 (由高至低)：

##### (1) 積極成長型(Aggressive Growth Fund)：

積極成長型基金以追求獲取最大資本利益為前提，投資具高度發展潛力但股息低的新興產業股票。這類基金的淨值可於短期內大幅上升，亦可能大跌，波動度往往大於市場指數，風險相當高。

(2) 成長型(Growth Fund)：

成長型基金的投資以股票類為主，但投資策略較積極成長型基金保守，通常投資有長期發展潛力的企業，以達長期穩定成長的目標，風險程度較低，但亦有一定波動幅度。

(3) 成長收益型基金(Growth and Income Fund)：

長期資本增值與利息收益並重，其投資標的包括股票、可轉換債券、企業債券及貨幣市場等。

(4) 平衡型基金(Balanced Fund)：

平衡型基金以追求長期穩定成長，資本增長利益部份較少，注重穩定的股息收入。投資種類包括債券、高股息的股票等。

(5) 收益型基金(Fixed-Income Fund)：

基金為投資者提供穩定收益，部份可能有本金保障功能。投資標的主要為債券、商業票據、定期存款等，此類型基金能夠獲取穩定的經常性收益，但需留意匯率變動風險。

3 · 以投資區域分類：

(1) 環球型股票基金(Global Funds / International Fund)：

投資於全球證券市場，利用各國市場經濟週期的不同輪替，為投資者爭取更高報酬及避開在單一市場所出現的風險，充分利用各國股市上升的潛力。

(2) 區域型基金 (Regional Fund)：

區域型基金是以特定區域為投資目標，資金分散投資區域內各國股市，由於區域內股市通常互相牽連，因此風險仍比全球型基金為高，投資者在投入區域型市場時，須事先研究國際經濟環境。

(3) 單一國家基金 (Single-Country Fund)：

是以特定國家作為投資目標，風險較區域型基金更高。由於沒有一個金融市場可以

年年領先，因此投資單一國家基金較適合積極型及專業投資者。

(4) 行業型基金 (Sector Fund)：

行業型基金非以地區分類，而是僅投資於一特定類別股票，如電子、金融、醫藥股等。由於僅投資特定行業，風險亦同樣相對偏高。

4. 以買賣方式分類：

(1) 開放型基金：

投資者隨時可向基金公司買入或贖回，因此基金規模會不停變動，價格以基金的單位淨值計算。

(2) 封閉型基金：

發行額在發行期滿或到預期規模後，隨即『封閉』，基金規模固定，不再接受投資者買進或賣出。但投資者可透過市場進行買賣交易，因此成交價格可能與淨值不同，價格高於淨值時，稱為『溢價』；低於淨值時，稱為『折價』。



三、共同基金的優點：

1. 降低投資風險：透過基金公司募集眾人資金，再進行投資，可建立適當之投資組合，有效減少非系統風險。
2. 專業經理人管理：基金係透過專業人士操盤管理，投資人無需具備金融專業知識，亦無需隨時留意股市行情波動。
3. 流動性佳：除封閉型基金外，投資人可視個人資金需求，隨時要求贖回。
4. 節稅功能：依國內所得稅稅法之規定，所得之認定係採『屬地主義』，因此投資於海外共同基金之收益，包括資本利得、股利及股息部分皆完全免稅。
5. 倒帳風險低：共同基金之經營機構與保管機構不同，經營機構負責基金之管理與操作，保管機構負責保管存託憑證，並依經理公司之指示，處分基金之資產。
6. 減少交易成本：若由個人建構市場投資組合，則需負擔高額的手續費及佣金，但透過共同基金的管理，可有效減少交易成本，降低投資成本。

## 第二節 傳統績效評估指標

最早期的基金績效評估方法起源於 Treynor 績效指標、Sharpe 績效指標、Jensen  $\alpha$  評鑑法 (1968)，這三種測量投資組合績效的方法都是以資本資產定價模式 (Capital Asset Pricing Model, CAPM) 為理論基礎，考慮報酬率及風險兩項因素，以評估共同基金績效。以下分別介紹這三種傳統績效評估方法：

### (一) Treynor Index

Treynor (1965) 認為共同基金具有分散投資風險的特性，因此在評估基金的投資風險時，應將非系統風險排除，只考慮系統風險 ( $\beta_p$ )。換言之，基金績效為承擔每單位系統風險所能獲得的超額報酬，如 (2-1) 式。

$$Tp = \frac{E(R_p) - R_f}{\beta_p} \quad (\text{式 2-1})$$

其中：

$E(R_p)$ ：投資組合報酬率

$R_f$ ：無風險利率

$\beta_p$ ：投資組合系統性風險



由上式可看出  $T_p$  是衡量超額報酬與波動性的關係，因此又有人稱此為報酬波動性比率 (Reward to volatility ratio)。當  $T_p$  越大，表示基金經理人每承擔一單位市場風險所獲得之平均超額報酬越高，投資組合的績效也越佳。

### (二) Sharpe Index

其後 Sharpe (1966) 針對 Treynor 績效指標中，假設基金經理人能有效分散非系統風險此一論點提出不同看法。Sharpe 認為依據資本資產定價模型 (CAPM) 中之論點，一個有效率的投資組合應與市場投資組合具有完全正相關，即相關係數為 1 ( $\rho_{im}=1$ )，故修正 Treynor 指標，改以承擔每一單位總風險所能獲得的平均超額報酬作為衡量的依據，如 (2-2) 式。

$$S_p = \frac{E(R_p) - R_f}{\sigma_p} \quad (\text{式 2-2})$$

其中：

$\sigma_p$ ：投資組合總風險

Sharpe Index 亦稱為報酬率對變異性比率 (Reward to variability ratio)， $S_p$  在衡量每承擔一單位總風險 (包含系統風險與非系統風險)，基金所能提供之超額報酬，當  $S_p$  值越大，投資組合的績效越好；反之，則績效越差。

### (三) Jensen's Index

Jensen (1968) 針對證券市場線中：所有證券皆可在市場中得到合理評價之假設，提出修正。Jensen 認為資本市場並不具完全效率性，基金經理人可能會因擁有優勢資訊，而使投資組合的期望報酬高於或低於 CAPM 所計算出的期望報酬。Jensen 為使證券市場線更加合理化，加入截距項  $\alpha$  來衡量共同基金的異常報酬 (The Expected Excess Return)，如(2-3)式。



$$J_p = \alpha = [E(R_p) - R_f] - \beta_p [E(R_m) - R_f] \quad (\text{式 2-3})$$

Jensen  $\alpha$  係在衡量投資組合之異常報酬 (Abnormal Return)，當  $\alpha$  值  $> 0$  時，表示該投資組合具有超越市場投資組合的優異績效，反之，當  $\alpha$  值  $< 0$  時，表示該投資組合的投資績效較市場投資組合差。

Jensen 在早期研究選取了 115 個基金為樣本，研究這些基金從 1945 到 1964 年間的績效情況，研究中發現，在考慮管理費用等因素後，只有 1 家共同基金的  $J_p$  值大於零，且達顯著水準；若排除管理費用的因素後，則有 5 家共同基金的  $J_p$  值大於零。由此可知，美國早期(1945~1964)基金績效多半不甚良好。

### 第三節 選股能力與擇時能力的衡量指標

上述三種傳統績效評估指標起源雖早，但在評估基金績效時，只能看出基金的整體表現，而未將基金經理人個人的能力列入考慮。因而後期的學者，為了改善傳統績效指標所產生的缺失，便改以經理人的選股能力與擇時能力，取代過去只看整體績效的指標，藉以衡量基金經理人是否能有效應用資訊，並隨市場變化適時調整投資組合，以獲得較佳報酬。

#### (一) SR 模型

Jen & Kon (1978)指出Jensen的績效評估方法，假設共同基金的系統風險 $\beta_p$ 不變並不適當，因為股票型基金的經理人，係採取積極操作策略 (actively managed)，在經理人不斷買進賣出的操作下，系統風險 $\beta_p$ 將會隨經理人調整投資組合而改變，故若以Jensen Index做為績效衡量指標將會產生偏誤。Jen & Kon運用Quandt在1972年所提出之Switching Regression Model來說明 $\beta_p$ 會隨投資組合變動而改變的情況，其模型如下：

$$\gamma_{j,t} = \alpha_{j,t} + \beta_{j,t} \gamma_{m,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (\text{式 2-4})$$

其中：

$\gamma_{j,t}$ ：j基金投資組合在t時點下的超額報酬率

$\gamma_{m,t}$ ：市場投資組合在t時點下的超額報酬率

由於基金經理人會隨市場經濟狀況不同，調整投資組合中風險資產部位，使得 $\beta_p$ 隨之改變，故在不同的經濟狀況下，基金的超額報酬率會不同。因此觀察不同時點下共同基金的超額報酬率，以其做為績效評估指標，同時由 $\alpha$ 、 $\beta$ 的變動觀察基金經理人是否具選股能力與擇時能力。

#### (二) Treynor & Mazuy Model—以隨機模型 (Quadratic Regression)理論為基礎

Treynor & Mazuy在1966年首度提出以二次迴歸式 (Quadratic Regression)做為評估基金經理人是否具備選股能力與擇時能力之模型，因其認為若基金經理人具擇時能力，

便會預測市場變化，並據以改變基金投資組合，亦即當經理人預測市場即將進入多頭時，便會提高投資組合風險，以期獲取較高之報酬；反之，若經理人預測市場即將步入空頭，則會改採較穩健的方式操作，以降低投資組合的風險。而原投資組合曲線，也會由原本固定斜率的直線變成一條向上彎曲的曲線，其式如下：

$$E(R_p) - R_f = \alpha_p + \beta_{0p} [E(R_m) - R_f] + \beta_{1p} [E(R_m) - R_f]^2 + \varepsilon_p \quad (\text{式 2-5})$$

其中：

$E(R_p)$ ：投資組合報酬率

$E(R_m)$ ：市場投資組合報酬率

$R_f$ ：無風險利率

$\alpha_p$ ：衡量基金經理人選股能力指標

$\beta_{1p}$ ：衡量基金經理人擇時能力指標

Treynor & Mazuy認為可藉由分別檢定 $\alpha_p$ 與 $\beta_{1p}$ 是否顯著大於零，來判斷基金經理人是否具有選股能力與擇時能力。



### (三) Henriksson and Merton Model (1981)

納入股票與債券市場等兩投資標的，主張具有預測能力的基金經理人，可藉由預測兩市場的相對投資表現，適當地調整所屬投資組合的資產配置，即當股票市場表現優於債券市場時，則增加股票的持有比率；反之，則降低股票的持有比率，進而改變所承擔的系統性風險，類似買入一個執行價格為無風險利率的保護性賣權 (protective put)，如 (2-6) 式。

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_{i1} (R_m - R_f) + \beta_{i2} \max\{0, R_f - R_m\} + \varepsilon_i \quad \dots\dots \text{式 (2-6)}$$

當 $\beta_{i2}$ 顯著為正時，則該基金經理人能在預測股票市場轉成熊市時，降低投資組合所承擔的系統性風險，減少因整體市場波動所帶來的損失，具有擇時能力。 $\alpha_i$ 為衡量選股能力的指標，當 $\alpha_i$ 顯著為正時，則該共同基金具有選股能力。

#### (四)Chen & Stockum Model—以隨機模式(Quadratic Regression)理論為基礎

相同的理論依據，但 Chen & Stockum (1986)兩位學者卻有不同的看法，他們認為 Treynor & Mazuy (1966)模型中，將  $\beta$  係數設為固定值並不適當，若基金經理人能隨市場多、空情況改變投資組合，則  $\beta$  不應為固定數，他們將 Treynor & Mazuy 模型做出下列修正：

$$E(R_p) - R_f = \alpha_p + \beta_p [E(R_m) - R_f] + \lambda [E(R_m) - R_f]^2 + \omega_p \quad (\text{式 2-7})$$

$$\beta_{p,t} = \beta_p + \lambda [E(R_m) - R_f] + \varepsilon_p \quad (\text{式 2-8})$$

其中：

$\beta_{p,t}$ ：為目標  $\beta$  值，即代表具有擇時能力之  $\beta$  值

$\beta_p$ ：為不具有擇時能力之  $\beta$  值

$\omega_{p,t}$ ：非傳統迴歸式中之殘差值

$$\omega_{p,t} = \mu_{p,t} + \varepsilon_{p,t} [E(R_m) - R_f] \quad (\text{式 2-9})$$

Chen & Stockum認為，若基金經理人不具擇時能力時，則  $\beta$  值應具有相當穩定性， $\beta_{p,t} = \beta_p$ ，符合傳統模型，但若基金經理人具有擇時能力時，則  $\beta_{p,t} \neq \beta_p$ 。

上述幾種衡量選股能力與擇時能力的模型均須選定一個基準指標 (benchmark)，即市場投資組合，藉由比較持有投資組合與基準指標所承擔風險的差異來評估基金經理人是否擁有較佳的投資績效，加上 Roll (1978) 曾主張基準指標 (benchmark) 的選擇將會影響投資績效評估，因此，如何選取一個合適且有效率的基準指標是相當重要的。

有關基準指標的探討，Grinblatt and Titman (1989) 選取四個不同的基準指標，分別為 CRSP 平均指數 (EW)、CRSP 價值加權指數 (VW)、Lehmann and Modest (1988) 利用最大概似因子分析法來建構 10 因子投資組合 (F10) 及 Grinblatt and Titman 依據公司規模、股利率、過去投資報酬等特徵因子所建構的 8 個基準投資組合 (P8)，並以 Jensen 指標來衡量共同基金的投資績效。

Grinblatt and Titman 選取 1974 年到 1984 年所有共同基金來進行實證分析，分別建構四個樣本集合，其結果發現，未考慮交易成本的投資組合之異常報酬明顯高於考慮交易成本的，若以 P8 基準指標為例，在未考慮交易成本下，積極成長型基金每年可創造 3% 的異常報酬，相對地，積極成長型基金要求較高的交易成本與管理費用，且投資風險也較高，所賺得的異常報酬往往小於上述交易費用。總括來說，在 1974 年到 1984 年間，美國共同基金並無顯著的投資績效。

另一方面，Grinblatt and Titman 發現未考慮殘存誤差的投資組合之異常報酬與考慮殘存誤差的投資組合之異常報酬並無明顯的差異，故殘存誤差的問題在績效評估研究上並非討論的重點。最後，Grinblatt and Titman 也發現若以 EW 及 F10 作為基準指標，一個擁有優勢資訊的基金經理人，即具有調整投資組合成分的能力，反而獲得負的異常報酬；以 VW 及 P8 作為基準指標，則獲得正的異常報酬。這似乎暗示 EW 及 F10 為無效率的基準指標時，存在公司規模、股利率、貝它係數的偏誤。



#### 第四節 加入條件資訊下的績效評估模型

Christopherson and Turner (1991) 主張理性的基金經理人面對總體經濟環境的變遷，應會適時調整其操作策略，倘若採取不具條件資訊的 CAPM 模型，即傳統 CAPM 模型，將產生較大的偏誤。Christopherson and Turner 利用不具條件資訊的 CAPM 模型來對退休基金進行實證分析，發現其過去績效對未來績效並無預測能力。

Ferson and Schadt (1996) 假定股票市場為半強式效率市場，股價充分反映過去及已公開之資訊，納入總體經濟資訊，推導出條件資訊下的 CAPM 模型，如 (2-10) 式。

$$r_{i,t} = \alpha_i + b_{0i} r_{m,t} + B_i'(z_{t-1} r_{m,t}) + \mu_{i,t}$$

$$\beta_i(z_{t-1}) = b_{0i} + B_i' z_{t-1} \quad z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z) \quad \dots\dots (式 2-10)$$

其中， $r_{i,t}$  為第 t 期第 i 種共同基金的超額報酬。 $r_{m,t}$  為第 t 期市場投資組合的超額報酬。 $b_{0i}$  為不具條件資訊下，所承擔的系統性風險。 $\beta_i(z_{t-1})$  為條件資訊下，所承擔的

系統性風險。 $Z_{t-1}$  為第 t-1 期總體經濟資訊。 $E(Z)$  為平均總體經濟資訊。 $z_{t-1}$  為第 t-1 期總體經濟資訊的波動情形。 $B_i$  為衡量基金經理人的擇時能力。 $\alpha_i$  為衡量選股能力的指標。Ferson and Schadt 認為  $\beta_i(z_{t-1})$  與  $r_{m,t}$  的共變異數將是僅以不具條件資訊的 CAPM 模型來衡量投資績效而產生偏誤的主因。

Christopherson, Ferson, and Glassman (1998) 主張不僅共同基金所承擔的系統性風險會因應總體經濟環境波動而有所調整，其所獲得的異常報酬也會受到總體經濟因素的影響，故同樣引進前期總體經濟資訊，進一步修正 Ferson and Schadt 所提出條件資訊下的 CAPM 模型，藉此能單獨衡量基金經理人的選股能力與擇時能力，如 (2-11) 式。

$$r_{i,t} = a_{0i} + A_i' z_{t-1} + b_{0i} r_{m,t} + B_i'(z_{t-1} r_{m,t}) + \mu_{i,t}$$

$$\alpha_i(z_{t-1}) = a_{0i} + A_i' z_{t-1} \quad z_{t-1} = Z_{t-1} - E(Z) \quad \dots\dots (式 2-11)$$

其中， $a_{0i}$  為不具條件資訊下，所獲得的異常報酬。 $\alpha_i(z_{t-1})$  為條件資訊下，所獲得的異常報酬。 $A_i$  為衡量基金經理人的選股能力。 $B_i$  為衡量基金經理人的擇時能力。Christopherson, Ferson, and Glassman 利用上述修正後條件資訊下的 CAPM 模型對機構法人之投資組合進行實証分析，引進一些總體經濟因素（如市場利率、股利率），發現其過去績效對未來績效具有預測能力。

Christopherson, Ferson, and Turner (1999) 同樣利用 Christopherson, Ferson, and Glassman 所提出修正後條件資訊下的 CAPM 模型來進行實証分析，選取 1980 年 1 月到 1996 年 6 月之 261 組機構投資組合，並區分為小型、大型、成長型、價值型等四大類型之投資組合，其中以帳面價值對市價比率來區分成長型與價值型股票，分別以 Russell2000、Russell1000、Russell3000 作為基準指標。其結果發現小型投資組合具有顯著的選股能力。

## 第五節 共同基金投資期間報酬的選取

Bollen and Busse (2000) 認為選取不同期間長短的基金淨值報酬資料，似乎會影響其投資績效的評估結果，故同時利用 Treynor and Mazuy 模型與 Henriksson and Merton

模型來作為衡量投資績效的依據，選取 1985 年到 1995 年 230 支共同基金的月、日淨值報酬率來進行實證分析，並以 CRSP 價值加權指數作為基準指標，其檢定結果有以下幾點發現：1、同樣建構一個不具擇時能力的虛擬投資組合，若以月資料來檢定其迴歸係數的顯著性，將會產生較大的偏誤；2、若同時對共同基金的擇時能力進行實證分析，利用日資料會產生較顯著的擇時能力；3、若基金經理人本身調整投資組合風險值的速度較慢，則以日資料來進行檢定較為正確；4、一個不具擇時能力的虛擬投資組合與一個實際共同基金投資組合，利用日資料來進行檢定分析，其結果顯示兩者會有較顯著的差異。

## 第六節 國內相關文獻探討

賴宗德（民 89）利用 Henriksson and Merton 模型來衡量民國 85 年至 88 年國內 29 支開放型共同基金的選股能力與擇時能力，並同時考慮殘差自我相關及異質變異的問題，結果發現所選取的 29 支共同基金均不具有顯著的擇時能力。

林淑惠（民 86）分別將 Treynor and Mazuy 模型及 Henriksson and Merton 模型加入條件資訊變數，藉此來衡量民國 83 年 5 月至 85 年 10 月，國內 16 支開放型共同基金的選股能力與擇時能力，其引入的前期資訊變數包括：即期匯率、貨幣供給額（ $M_{1b}$ ）、工業生產指數和股票成交金額。實證結果發現，不論有無前期資訊變數的加入，所選取的 16 支共同基金均不具有顯著的選股能力與擇時能力。

## 第三章 研究方法

過去學者所提出衡量共同基金投資績效的模型，尚無法得知基金經理人在面臨何種市場投資組合報酬率，會開始調整其操作策略。換言之，我們想知道基金經理人在預測股票市場投資報酬超過某一水準時，是否能充分地運用優勢資訊，積極地改變資產配置或持股部位，持有高系統風險股票藉以賺取較高的投資報酬？亦或在預測股票市場投資報酬將低於某一水準時，改採保守管理策略，減少持有系統風險高的股票，來降低投資損失。

而 Hansen (2000) 據此提出一系列門檻模型的統計理論，門檻點估計式認為前後段樣本集合應具有不同的樣本特性。門檻模型被廣泛地運用在計量經濟學領域中，如：存在結構性改變的多元方程式、非線性自我相關時間數列迴歸式及分割一些連續分配型態之樣本的實證模型上。Hansen 主張利用最小平方法來求算門檻點的一致估計式，並建構門檻點與迴歸斜率估計式的漸近分配，進一步透過概似比率統計量求算該門檻點的信賴區間。

一般基金投資大眾最關心的便是：基金經理人調整操作策略的變化點為何？本文以下將根據 Hansen 所提出的門檻迴歸模型來修正傳統的 CAPM 模型，藉此檢定共同基金是否存在門檻效果？再根據檢定結果推論基金經理人是否擁有選股能力與擇時能力。

### 第一節 門檻點一致性估計式

我們引入 Hansen 所提出的門檻迴歸模型來修正傳統的 CAPM 模型，故設定門檻迴歸模型如下：

$$R_i - R_f = \alpha_i^1 + \beta_i^1 (R_m - R_f) + e_i \quad R_m - R_f \leq q \quad \dots \quad (\text{式 3-1})$$

$$R_i - R_f = \alpha_i^2 + \beta_i^2 (R_m - R_f) + e_i \quad R_m - R_f > q \quad \dots \quad (\text{式 3-2})$$

其中， $R_i$  為第  $i$  種共同基金淨值報酬率。 $R_m$  為市場投資組合報酬率。 $R_f$  為無風險

利率。  $q$  為門檻點。  $\alpha_i^1$  為市場投資組合的超額報酬率小於門檻點時，第  $i$  種共同基金所獲得的異常報酬。  $\alpha_i^2$  為市場投資組合的超額報酬率大於門檻點時，第  $i$  種共同基金所獲得的異常報酬。  $\beta_i^1$  為市場投資組合的超額報酬率小於門檻點時，第  $i$  種共同基金所承擔的系統性風險。  $\beta_i^2$  為市場投資組合的超額報酬率大於門檻點時，第  $i$  種共同基金所承擔的系統性風險。當  $\alpha_i^1$  與  $\alpha_i^2$  的加權平均值顯著為正，則存在選股能力；當  $\beta_i^2 - \beta_i^1$  顯著為正，則存在擇時能力。

接著，我們可將上述門檻迴歸模型轉換如下：

$$r_i = \theta_1' r_m + \lambda' r_m(q) + e_i$$

$$r_m(q) = r_m d_m(q) \quad \begin{array}{l} \text{當 } r_m \leq q \text{ 時} \\ \text{當 } r_m > q \text{ 時} \end{array} \quad \begin{array}{l} , \quad d_m(q) = 0 \\ , \quad d_m(q) = 1 \end{array} \quad \dots\dots \text{ (式 3-3)}$$

上式中  $r_i$  為第  $i$  種共同基金的超額報酬率。  $r_m$  為市場投資組合的超額報酬率。  $\theta_1$  為市場投資組合之超額報酬率小於門檻點時，第  $i$  種共同基金的迴歸係數。  $\theta_2$  為市場投資組合之超額報酬率大於門檻點時，第  $i$  種共同基金的迴歸係數。  $\lambda$  等於  $\theta_2 - \theta_1$ ，表示門檻效果，即是否存在選股能力或擇時能力。由 (3-3) 式我們可以發現，若檢定結果表示  $\lambda$  係數顯著不等於零，則該基金經理人擁有較佳的選股能力或擇時能力。

門檻迴歸模型的各项參數可透過最小平方法來估計，先計算上述迴歸式的殘差平方和 (sum of squared errors)，如下：

$$S_n(\theta_1, \lambda, q) = (r_i - \theta_1' r_m - \lambda' r_m(q))' (r_i - \theta_1' r_m - \lambda' r_m(q)) \quad \dots\dots \text{ (式 3-4)}$$

給定  $r_m$  中某一門檻點 ( $q$ )，則可求得 (3-3) 式的條件最小平方估計式為  $\hat{\theta}_1(q)$ 、 $\hat{\lambda}(q)$ ，並將 (3-4) 式的殘差變異改寫成條件殘差平方和，如下：

$$S_n(q) = S_n(\hat{\theta}_1(q), \hat{\lambda}(q), q) = r_i' r_i - r_i' r_m^{q*} \left( r_m^{q*'} r_m^{q*} \right)^{-1} r_m^{q*'} r_i \quad \dots\dots \text{ (式 3-5)}$$

其中， $r_m^{q*}$  為在加入門檻點條件下，市場投資組合超額報酬率的樣本集合。最後，

我們利用最小化殘差平方和，並限定合理可估計範圍 ( $\Gamma_q$ ，實證上，上下界各取 15%)，

求得門檻點一致性估計式，如下：

$$\hat{q} = \underset{q \in \Gamma_q}{\text{Min}} S_n(q) \quad \dots\dots (\text{式 3-6})$$

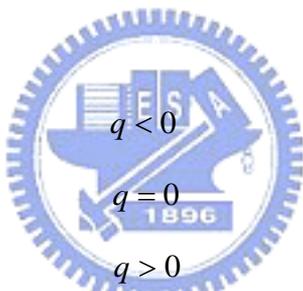
若樣本殘差服從相同且獨立的常態分配，則上述門檻點一致性估計式也為最大概似估計式 (MLE)。

Hansen (2000) 證明門檻點估計式具一致性，其漸近分配為：

$$n^{1-2\alpha}(\hat{q} - q_0) \xrightarrow{d} \frac{c'E(r_m r_m' e_i^2 | q = q_0)c}{[c'E(r_m r_m' | q = q_0)c]^2 f} \times \arg \max_{-\infty < q < \infty} \left[ -\frac{1}{2}|q| + W(q) \right] \quad \dots\dots (\text{式 3-7})$$

其中， $n$  為共同基金的總樣本數。 $\alpha$  為控制門檻效果的收斂速度，常為  $0 < \alpha < \frac{1}{2}$ 。  
 $c$  為不等於零的常數。 $f$  為在  $q = q_0$  之門檻點機率密度函數。 $W(q)$  服從標準布朗運動

(Brownian motion)，如下：

$$W(q) = \begin{cases} W_1(-q), & q < 0 \\ 0, & q = 0 \\ W_2(q), & q > 0 \end{cases} \quad \dots\dots (\text{式 3-8})$$


上式中  $W_1(-q)$  及  $W_2(q)$  為兩獨立的標準布朗運動。

一般而言，在未知母體參數下所形成的漸近樣本分配，Wald 統計量很難被有效的定義，故我們可利用概似比率統計量來進行門檻效果的檢定推論與建立門檻點的信賴區間。關於概似比率檢定，概念上，當所檢定的限制條件成立時，含限制條件的概似函數與未含限制條件的概似函數應極為相近；反之，當含限制條件的概似函數與未含限制條件的概似函數有顯著的差距時，則限制條件將不成立。之後，我們將建立假設檢定來說明考慮門檻點 CAPM 模型的概似比率檢定方法，如下：

$$H_0 : q = q_0$$

$$H_1 : q \neq q_0$$

另外，樣本殘差為均齊變異 (homoskedasticity) 或異質變異 (heteroskedasticity) 時，會產生不同的概似比率統計量，加上共同基金淨值報酬率不同存在相同的殘差變

異，可能有 ARCH 效果。基於上述殘差的差異性，我們將以 White 統計量來對基金樣本殘差進行殘差變異數齊一性檢定，再分別進行檢定推論。

### 1、樣本殘差屬於齊質變異

$$LR(q_0) = n \frac{S_n(q_0) - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})} \quad \dots\dots (式 3-9)$$

其中， $LR(q_0)$ 是在限制條件（ $q = q_0$ ）下，所計算的概似比率統計量。 $S_n(q_0)$ 是在限制條件（ $q = q_0$ ）下，考慮門檻點 CAPM 模型的殘差平方和。 $S_n(\hat{q})$ 是以門檻點估計值（ $\hat{q}$ ）代入的殘差平方和。 $n$ 為共同基金的總樣本數。概念上，當  $LR(q_0)$  太大時，應該要拒絕虛無假設。另一方面，因概似比率統計量的累積分配函數（cumulative distribution function）可以（3-10）式來表示：

$$prob[LR(q_0) \leq x] = \left(1 - e^{-x/2}\right)^2 \quad \dots\dots (式 3-10)$$

所以，我們可以依據上述概似比率檢定的基本概念與概似比率統計量的累積分配函數來檢定限制條件是否成立，如下：

$$p\text{值} = 1 - \left[1 - e^{-\frac{1}{2}LR(q_0)}\right]^2 \quad \dots\dots (式 3-11)$$

如果檢定結果，顯示（3-11）式的 p 值小於我們所設定的顯著水準，則拒絕虛無假設。

### 2、樣本殘差屬於異質變異

$$LR^*(q_0) = \frac{LR(q_0)}{\hat{\eta}^2} = n \frac{S_n(q_0) - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})\hat{\eta}^2} \quad \dots\dots (式 3-12)$$

其中， $LR^*(q_0)$ 同樣是在限制條件（ $q = q_0$ ）下，所計算的概似比率統計量。 $\hat{\eta}^2$ 為  $\eta^2$  的估計式，可利用 kernel 迴歸模型來求算  $\hat{\eta}^2$ 。另一方面，樣本殘差屬於異質變異所採用的檢定方法與均齊變異相同，如下：

$$p\text{值} = 1 - \left[1 - e^{-\frac{1}{2}LR^*(q_0)}\right]^2 \quad \dots\dots (式 3-13)$$

同樣的，若檢定結果，顯示 (3-13) 式的 p 值小於我們所設定的顯著水準，則拒絕虛無假設 ( $q = q_0$ )。

## 第二節 檢定是否存在門檻效果

由第一節建構的考慮門檻點 CAPM 模型，求算出共同基金的門檻點一致性估計式後，仍需先檢定該門檻點估計式是否顯著，即是否存在門檻效果，接著再衡量基金經理人是否擁有明顯的選股能力及擇時能力，故本節將針對共同基金的門檻效果進行假設檢定。

我們建立一假設檢定，如下：

$$H_0: \lambda = 0 \quad (\text{共同基金不存在門檻效果})$$

$$H_1: \lambda \neq 0 \quad (\text{共同基金存在門檻效果})$$

一般傳統 CAPM 迴歸模型 (不存在門檻效果)，如下

$$r_i = \theta r_m + e_i \quad \dots\dots (\text{式 3-14})$$

接著，我們利用概似比率檢定且假設限制條件為共同基金不存在門檻效果，藉此來檢定門檻效果的顯著性。概念上，虛無假設為共同基金不存在門檻點效果，所以，(3-9) 及 (3-12) 式的限制條件下殘差平方和 ( $S_n(q_0)$ ) 等於傳統 CAPM 殘差平方和 ( $e_i'e_i$ )，故概似比率統計量為：

1、樣本殘差屬於齊質變異

$$LR = n \frac{e_i'e_i - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})} \quad \dots\dots (\text{式 3-15})$$

2、樣本殘差屬於異質變異

$$LR = n \frac{e_i'e_i - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})\hat{\eta}^2} \quad \dots\dots (\text{式 3-16})$$

概念上，當 (3-15) 及 (3-16) 式的 LR 值太大時，應該要拒絕虛無假設。所以，我們利用拔靴複製法 (bootstrap replication) 來進行 1000 次重複抽取資料，複製其與個

別共同基金樣本具有相同的殘差特性，導出其小樣本分配並計算檢定概似比率統計量之  $p$  值，如下：

$$p\text{值} = \text{prob}(\text{拔靴複製法的}LR\text{值} \geq \text{限制條件下的}LR\text{值}) \dots\dots (\text{式 } 3-17)$$

如果檢定結果，顯示 (3-17) 式的  $p$  值小於我們所設定的顯著水準，則拒絕虛無假設。

有關門檻點信賴區間的建構，可藉由逆推概似比率統計量來求算該門檻點的信賴區間。若逆推 (3-10) 式的概似比率統計量累積分配函數，在顯著水準  $\alpha\%$  下，得概似比率檢定的右尾臨界值等於  $LR_r$ ，如下：

$$LR_r = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \dots\dots (\text{式 } 3-18)$$

接著，我們可利用 (3-9)、(3-12) 及 (3-18) 式來計算右尾概似比率檢定的信賴區間界限 ( $q_r$ )，如下：

1、樣本殘差屬於齊質變異

$$LR(q_r) = n \frac{S_n(q_r) - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})} \leq LR_r$$

$$S_n(q_r) \leq LR_r \frac{S_n(\hat{q})}{n} + S_n(\hat{q}) \dots\dots (\text{式 } 3-19)$$

其中， $q_r$  為信賴區間的界限。

2、樣本殘差屬於異質變異

$$LR^*(q_r) = n \frac{S_n(q_r) - S_n(\hat{q})}{S_n(\hat{q})\hat{\eta}^2} \leq LR_r$$

$$S_n(q_r) \leq LR_r \frac{S_n(\hat{q})}{n} \hat{\eta}^2 + S_n(\hat{q}) \dots\dots (\text{式 } 3-20)$$

其中， $q_r$  為信賴區間的界限。

### 第三節 檢定門檻點效果來自於基金經理人的選股能力或擇時能力

由於第二節的假設檢定只是檢定是否存在門檻效果，但不能確定其差異的原因是來自於基金經理人的選股能力或擇時能力？因此，本節我們將建立另一考慮門檻點 CAPM 模型，來檢定門檻效果是來自基金經理人的選股能力或擇時能力。

我們以門檻點估計值來作為虛擬變數，用此虛擬變數將共同基金樣本給切割成兩樣

本集合，建立一個能分別檢定選股能力和擇時能力的門檻迴歸模型，至於有關殘差變異數的問題，同樣以 White 統計量對基金樣本殘差進行殘差變異數齊一性檢定，模型如下：

$$r_i = \alpha_i + \lambda_1 d_m^*(\hat{q}) + \beta_i r_m + \lambda_2 d_m^*(\hat{q}) r_m + e_i \quad \dots\dots \text{(式 3-21)}$$

$$\begin{aligned} \text{當 } r_m \leq \hat{q} \text{ 時} & , \quad d_m^*(\hat{q}) = 0 \\ \text{當 } r_m > \hat{q} \text{ 時} & , \quad d_m^*(\hat{q}) = 1 \end{aligned}$$

上式中  $r_i$  為第  $i$  種共同基金的超額報酬率。 $r_m$  為市場投資組合的超額報酬率。 $\alpha_i$  為在不考慮門檻效果下，第  $i$  種共同基金所獲得的異常報酬。 $\beta_i$  為不考慮門檻效果，第  $i$  種共同基金所承擔的系統性風險。 $\lambda_1$  為在考慮門檻效果下，前後段基金樣本之異常報酬的差距。 $\lambda_2$  為在考慮門檻效果下，前後段基金樣本之系統性風險的差距。然後建立假設檢定來檢視門檻效果是否單獨來自基金經理人的選股能力或擇時能力呢？，如下：

$$H_0 : \lambda_1 = 0 \quad (\text{選股能力沒有改變})$$

$$H_1 : \lambda_1 \neq 0 \quad (\text{選股能力改變})$$

及

$$H_0 : \lambda_2 = 0 \quad (\text{擇時能力沒有改變})$$

$$H_1 : \lambda_2 \neq 0 \quad (\text{擇時能力改變})$$

如果檢定結果顯示 (3-21) 式中的  $\lambda_1$  係數顯著大於零，則表示該基金經理人能在預測市場呈現上漲趨勢，充分地展現其選股能力而賺取較多的異常報酬；反之，當  $\lambda_1$  係數並未顯著大於零，代表基金經理人不具有選股能力。另一方面，若 (3-21) 式中的  $\lambda_2$  係數顯著大於零，代表基金經理人具優勢資訊與操盤能力，面對不同的市場走勢而調整其持有部位的系統性風險，擁有擇時能力；反之，當  $\lambda_2$  係數並未顯著大於零，則表示該基金經理人不具有擇時能力。此外，我們在進行迴歸係數聯合檢定時，並未假設基金樣本殘差必須服從常態分配，所以利用 Wald 統計量來檢定其顯著性。

## 第四節 資料選取

### 1、共同基金的投資報酬率

我們從美國共同基金中，按其投資標的的定義，挑選出七大類型的股票型基金，分別是：積極成長型（Aggressive growth，代號 AG）、平衡型（Balanced，代號 BL）、全球型（Global Equity，代號 GE）、成長收益型（Growth and Income，代號 GI）、國際型（International Equities，代號 IE）、收益型（Income，代號 IN）及長期成長型（Long-term growth，代號 LG）。從每類中各挑選出 30 支，共計 210 支共同基金。

資料來源為 CRSP Mutual Fund 共同基金資料庫。雖然個別共同基金成立期間有所不同，但每支基金的觀察期間皆從 2001 年 1 月 1 日起至 2003 年 1 月 31 日止，且從該共同基金成立日至取樣日止，其投資標的類別皆一致，並無改變，且在 2003 年 1 月 31 日止仍有市場交易者。檢定推論是以日報酬率為基準，扣除休市日及資料缺漏者後，每支基金的觀察筆數為 516 筆。

此外，我們在計算共同基金淨值報酬率時，有考慮到共同基金股利發放的情形，如 (3-22) 式。

$$R_{i,t} = \frac{NAV_{i,t} + D_{i,t}}{NAV_{i,t-1}} - 1 \quad \dots\dots \text{(式 3-22)}$$

其中， $R_{i,t}$  為第 t 期第 i 種共同基金淨值報酬率。 $NAV_{i,t}$  為除息後第 i 種共同基金淨資產價值。 $NAV_{i,t-1}$  為未除息第 i 種共同基金淨資產價值。 $D_{i,t}$  為第 t 期發放現金股息。

### 2、市場投資組合的投資報酬率

本次檢定推論是以 CRSP 價值加權股價指數作為市場投資組合報酬，以本期 CRSP 價值加權股價指數減去上期 CRSP 價值加權股價指數，再除以上期 CRSP 價值加權股價指數，來求算當期市場投資組合報酬率。

$$R_m = \frac{CRSP_{i,t} - CRSP_{i,t-1}}{CRSP_{i,t-1}} \quad \dots\dots (式 3-23)$$

### 3、無風險報酬率

因為，我們無法在美國貨幣市場上找到投資期間為一日的無風險投資工具，所以，我們選取聯邦準備局公告三個月期 T-bills 利率作為無風險報酬率。由於此次檢定推論是以日資料為基準，故須將其公告之年利率轉換成日利率，如下：

$$r_{f,t} = \frac{r_{f,year}}{360} \quad \dots\dots (式 3-24)$$

其中， $r_{f,t}$  為無風險報酬率（日利率）。

$r_{f,year}$  為當期美國聯邦準備局公告之三個月期 T-bills 利率。

### 4、共同基金的投資風格分類

依據不同的投資目的，共同基金可以分為許多種類，如積極成長型基金、成長加收益型基金、收益型基金及平衡型基金……等，本次檢定主旨係在衡量股票型共同基金的操作績效，根據 CRSP Mutual Fund 資料庫中的分類，我們挑選出七大類型，分別為積極成長型 (Aggressive growth, 代號 AG)、平衡型 (Balanced, 代號 BL)、全球型 (Global Equity, 代號 GE)、成長收益型 (Growth and Income, 代號 GI)、國際型 (International Equities, 代號 IE)、收益型 (Income, 代號 IN) 及長期成長型 (Long-term growth, 代號 LG)。其分類定義及所挑選之樣本內容如附表 (一)。



## 第四章 實證結果

本章節我們針對美國股票型共同基金的門檻效果進行實證分析，了解基金經理人是否擁有異於一般投資大眾的優勢資訊，即預測市場波動而調整投資策略的選股能力及擇時能力。同時，我們也利用概似比率統計量來求算個別共同基金在信賴係數為 95% 下而產生門檻點的信賴區間。之後，我們欲了解基金經理人是否純粹以大盤指標的漲跌來調整投資方針，即以市場投資組合報酬率為零時，作為牛市或熊市的劃分標準，故將檢定  $q = 0$  的顯著性。另一方面，我們也將利用 Treynor and Mazuy (1966) 與 Henriksson and Merton (1981) 修正後 CAPM 模型來衡量國內所有開放式股票型共同基金的投資績效，藉此比較上述三種共同基金績效評估方式的實證結果及其差異。

### 第一節 美國開放式股票型共同基金的投資報酬檢視

我們利用簡單的敘述統計量與傳統投資組合績效衡量方法，如 Sharpe 指標和 Treynor 指標，試圖對國內開放式股票型共同基金的投資績效作一簡單的陳述，如表(4-1)及(4-2)。

表(4-1) 美國開放式股票型共同基金的投資報酬與風險

	平均報酬率	優於大盤家數	報酬率變異數	最大日報酬率	最小日報酬率
所有基金	-5.33%	80	$1.1 \times 10^{-7}$	14.81%	-58.02%
積極成長型基金	-4.27%	14	$0.8 \times 10^{-7}$	14.81%	-16.67%
平衡型基金	-3.93%	21	$0.8 \times 10^{-7}$	6.67%	-58.02%
全球型基金	-7.20%	8	$1.2 \times 10^{-7}$	6.24%	-8.59%
成長收益型基金	-5.71%	5	$0.8 \times 10^{-7}$	7.33%	-19.24%
國際型基金	-4.59%	16	$1.0 \times 10^{-7}$	5.91%	-12.61%
收益型基金	-5.17%	10	$0.6 \times 10^{-7}$	6.37%	-22.70%
長期成長型基金	-6.44%	6	$1.3 \times 10^{-7}$	13.26%	-8.37%
市場投資組合	-4.43%		$8.1 \times 10^{-9}$	6.40%	-7.05%

註：市場投資組合所選取的樣本期間為 2001/1/1~2003/1/31。積極成長型、平衡型、全球型、成長收益型、國際型、收益型、長期成長型七類基金各有 30 支。

由表(4-1)的分析結果可以發現，積極成長型及平衡型的平均報酬率高於市場投資組合，這二類基金同時具有較高的投資報酬率與較低的變異數，顯示此二類基金的經理人，能在承擔較低的投資風險下，賺取較高的投資報酬。至於全球型及長期成長型基金，不但變異數較高，同時並未有較佳的投資報酬率，投資報酬低於同一期間的市場投資組合，暗示經理人操作績效不佳。

表(4-2) 美國開放式股票型共同基金的投資績效

	Sharpe 指標				Treyner 指標			
	mean	優於大盤	max	min	mean	優於大盤	max	min
所有基金	-0.046	37	0.044	-0.113	-0.091	31	0.088	-0.533
積極成長型基金	-0.029	12	0.034	-0.067	-0.063	11	0.078	-0.365
平衡型基金	-0.048	3	-0.013	-0.073	-0.093	3	-0.021	-0.533
全球型基金	-0.067	1	-0.025	-0.103	-0.122	0	-0.046	-0.183
成長收益型基金	-0.045	3	0.012	-0.080	-0.073	3	0.019	-0.163
國際型基金	-0.046	9	-0.001	-0.113	-0.141	7	-0.004	-0.334
收益型基金	-0.044	4	0.028	-0.070	-0.072	3	0.049	-0.137
長期成長型基金	-0.045	5	0.044	-0.079	-0.074	4	0.088	-0.133
市場投資組合	-0.030				-0.044	—		

註：市場投資組合的績效指標係對共同基金存續期間所計算的平均值。積極成長型、平衡型、全球型、成長收益型、國際型、收益型、長期成長型七類基金各有 30 支。

關於共同基金的傳統績效衡量方法，不管是使用 Sharpe 指標或 Treynor 指標，積極成長型基金皆有三分之一以上，表現優於同一期間的市場投資組合，暗示持有該共同基金的受益人，每承擔一單位總風險或系統性風險，將獲得較高的風險貼水。全球型及國際型基金的平均投資績效，卻明顯低於其他投資風格，可見基金經理人雖欲採用分散投資的方式降低系統風險，但在投資報酬的績效表現上卻不甚理想。

## 第二節 檢定門檻效果

我們利用 (3-6) 式求算共同基金的門檻點一致性估計式，同時，也分別利用 (3-15) 及 (3-16) 式概似比率統計量來檢定門檻效果的顯著性，並藉由 (3-19) 及 (3-20) 式來建構各門檻點的 95% 信賴區間，如附表 (二)。

依據附表 (二) 的檢定結果，我們可以發現所選取的 210 支美國開放式股票型共同基金中，在顯著水準為 10% 下，有 85 支共同基金具有顯著性的門檻效果，所佔比率為 40.48%，其結果摘要如表 (4-3)。

表 (4-3) 具顯著門檻效果的美國開放式股票型共同基金

基金類別	具有門檻效果	$\alpha$ 係數呈正向改變	$\beta$ 係數呈正向改變
積極成長型 (AG)	23	22	21
平衡型 (BL)	20	20	18
全球型 (GE)	1	0	0
成長收益型 (GI)	11	11	11
國際型 (IE)	3	0	0
收益型 (IN)	16	15	16
長期成長型 (LG)	11	11	11
總計	85	79	77

根據上述門檻效果的檢定結果，我們只能說美國開放式股票型共同基金中，有 85 支共同基金具有顯著的門檻效果，但是無法說明該基金經理人的優勢資訊是來於選股能力或擇時能力。所以，我們試圖以附表 (二) 中的門檻點估計值，作為切割共同基金樣本的依據，分別建構前後段基金樣本的 CAPM 模型，如 (3-1) 及 (3-2) 式。

由表 (4-3) 的檢定結果，我們可以發現在 85 支具有顯著性門檻效果的共同基金中，有 79 支共同基金所獲得的異常報酬 ( $\alpha$  係數) 呈現正向的改變，表示該基金經理人具

有正的選股能力，佔所選取共同基金總數的比率為 37.62%，其中，積極成長型基金有 22 支、平衡型基金有 20 支；另一方面，我們也發現在 85 支具有顯著性門檻效果的共同基金中，有 77 支共同基金所承擔的系統性風險（ $\beta$  係數）呈現正向的改變，表示該基金經理人具有正的擇時能力，佔所選取共同基金總數的比率為 36.67%，其中，積極成長型基金有 21 支、平衡型基金有 18 支。

若只單純地以門檻點估計值來分割前後兩段樣本，觀察迴歸係數的變化趨勢，來判斷門檻效果是來自基金經理人的選股能力或擇時能力，這種方法似乎太過於粗略。因此，我們利用能分別檢定選股能力和擇時能力的考慮門檻點 CAPM 模型，如 (3-21) 式，檢定美國開放式股票型共同基金的門檻效果究竟是來自選股能力或擇時能力。如附表 (三) 及表 (4-4)。

由附表(三)的檢定結果，我們發現，在 85 支具有顯著性門檻效果的共同基金中，有 75 支共同基金之  $\alpha$  係數有顯著的正差異 ( $\lambda_1(\hat{q})$  顯著大於零)，表示該基金經理人具有正的選股能力，所佔比率為 35.71%；另外，有 51 支共同基金之  $\beta$  係數具有顯著的正差異 ( $\lambda_2(\hat{q})$  顯著大於零)，所佔比率為 24.29%，表示存在正的擇時能力。各類型基金所佔支數如下：

表 (4-4) 選股能力與擇時能力分析

基金類別	具有門檻效果	具有選股能力	具有擇時能力
積極成長型 (AG)	23	22	10
平衡型 (BL)	20	19	14
全球型 (GE)	1	0	0
成長收益型 (GI)	11	9	8
國際型 (IE)	3	0	0
收益型 (IN)	16	14	8
長期成長型 (LG)	11	11	11
總計	85	75	51

總括來說，我們可以依據上述檢定結果推論，約有三分之一的美國股票型基金經理人，會因應不同的市場報酬而調整持有部位，具有選股能力及擇時能力。但某些類型情況非常特殊，如全球型與國際型基金，檢定結果似乎完全不具選股能力與擇時能力，針對此一情況，我們推論應是全球型與國際型基金，其投資標的為美國境外股票（全球型為 25%，國際型為 100%），由於投資標的分散，在同一時點，各國股市各有漲跌，使得擇時能力較不明顯。

至於積極成長型基金，該類型基金原本即採較為積極的投資策略，基金經理人為求報酬最大化，會隨經濟情況的改變，不斷調整投資組合內容，因此在選股能力與擇時能力二方面皆表現不錯。而過去三年，全球經濟環境不佳，加上利率下跌，也使得投資債券的平衡型基金績效表現不俗。

### 第三節 檢定推論 $q = 0$ 的顯著性

一般而言，理性的基金經理人應會在預測股票市場呈現牛市時，增加其投資組合的系統性風險以賺取風險貼水，或在預測股票市場呈現熊市時，減少其投資組合的系統性風險以降低損失，但是，有關基金經理人是如何區分股票市場正處於牛市或熊市呢？

針對此問題，之前學者各有不同的判斷標準，以 Henriksson and Merton (1981) 及 Chang and Lewellen (1984) 為例，他們均以市場投資組合的超額報酬率是正或是負來作為牛市或熊市的劃分依據。基於上述的論點，本節將針對前一節所指出具有門檻效果之 85 支共同基金來進行  $q = 0$  的檢定推論，試圖了解上述基金經理人是否純粹僅視大盤指標的漲跌來調整投資方針。我們同樣以 (3-9) 及 (3-12) 式概似比率統計量來檢定  $q = 0$  的顯著性，如表 (4-5)。

表 (4-5) 檢定  $q = 0$  的顯著性

ICDI_NO	LR (q=0)	P-value	ICDI_NO	LR (q=0)	P-value
00059	11.14	0.002**	01211	9.16	0.014**
00109	7.84	0.02**	00076	10.31	0.014**
00148	8.69	0.015**	00298	8.16	0.008**

ICDI_NO	LR (q=0)	P-value	ICDI_NO	LR (q=0)	P-value
00193	8.63	0.016**	00462	8.62	0.00**
00195	8.40	0.023**	00673	8.79	0.018**
00204	8.34	0.00**	00821	11.20	0.024**
00218	8.66	0.046**	00980	11.10	0.022**
00257	8.18	0.001**	01001	8.50	0.022**
00258	10.93	0.08*	01150	8.20	0.04**
00301	8.57	0.017**	01443	10.57	0.033**
00345	8.22	0.00**	01456	11.43	0.03**
00464	8.54	0.00**	<b>01603</b>	<b>11.26</b>	<b>0.11</b>
00563	8.72	0.007**	00314	10.11	0.075*
00645	12.13	0.055*	00588	10.61	0.065*
00666	8.93	0.00**	00592	10.07	0.049**
00668	9.02	0.063*	00208	10.52	0.033**
00675	8.58	0.016**	00895	7.98	0.00**
00678	8.48	0.00**	01411	8.51	0.021**
00709	10.63	0.04**	02082	8.93	0.00**
00741	8.37	0.052*	02997	10.50	0.015**
00754	8.19	0.001**	03363	10.86	0.021**
00834	8.51	0.021**	04130	8.56	0.006**
00899	10.92	0.013**	04415	8.85	0.018**
00060	10.64	0.003**	04417	8.57	0.019**
00080	8.70	0.00**	04489	11.36	0.025**
00158	11.44	0.001**	04549	10.65	0.047**
00294	10.47	0.071*	04786	10.60	0.087*
00548	8.00	0.00**	04880	8.48	0.016**
00580	10.81	0.079*	05849	10.56	0.026**
00660	8.10	0.001**	05923	8.83	0.002**
00776	10.92	0.042**	<b>06071</b>	<b>10.70</b>	<b>0.12</b>
00826	10.26	0.04**	00053	8.20	0.001**
00960	11.13	0.003**	00128	8.73	0.006**
01060	9.87	0.03**	00275	8.62	0.043**
01195	10.90	0.057*	00277	8.35	0.028**
01230	10.53	0.03**	00279	10.29	0.069*
01396	8.70	0.08*	00550	8.68	0.019**
01433	10.20	0.057*	00571	8.42	0.005**

ICDI_NO	LR (q=0)	P-value	ICDI_NO	LR (q=0)	P-value
01458	10.89	0.035**	00679	11.19	0.039**
01529	8.41	0.011**	00686	8.56	0.001**
01674	10.46	0.007**	00692	8.79	0.011**
01730	8.17	0.004**	00772	11.08	0.057*
01739	8.43	0.019**			

註：\*為 10% 顯著水準；\*\*為 5% 顯著水準。

由表 (4-5) 的檢定結果，我們可以發現，在 85 支具有顯著性門檻效果的共同基金中，僅有 2 支基金經理人無法拒絕只依大盤指標的漲跌來調整投資方針之假設檢定，這顯示，只要是擁有優勢資訊的基金經理人，便會善用其選股或擇時的才能，依照本身的投資理念來判斷及預測股票市場處於何種趨勢，只有當大盤指標漲超過某一水準時，便認定為牛市趨勢，積極地增加投資組合所承擔的系統性風險；反之，當大盤指標無法漲超過某一水準時，就認定牛市趨勢應已到盡頭，改採保守投資策略。

#### 第四節 考慮門檻點 CAPM 模型與傳統 CAPM 模型的比較

我們同樣建構門檻點估計值前後兩 CAPM 模型，分別計算所存在的異常報酬及系統性風險，再加權平均兩段的異常報酬及系統性風險而得平均異常報酬與系統性風險，藉此與傳統 CAPM 模型所估計的異常報酬及系統性風險來相互比較，如表 (4-6) 及 (4-7)。

表 (4-6) 傳統 CAPM 模型與考慮門檻點 CAPM 模型的比較

	$\alpha_{\text{傳統CAPM模型}} < \alpha_{\text{門檻點CAPM模型}}$	$\alpha_{\text{傳統CAPM模型}} > \alpha_{\text{門檻點CAPM模型}}$
積極成長型 (AG)	1 (3.33%)	29 (96.67%)
平衡型 (BL)	4 (13.33%)	26 (86.67%)
全球型 (GE)	14 (46.67%)	16 (53.33%)
成長收益型 (GI)	1 (3.33%)	29 (96.67%)
國際型 (IE)	30 (100.00%)	0 (0.00%)

收益型 (IN)	0 (0.00%)	30 (100.00%)
長期成長型 (LG)	1 (3.33%)	29 (96.67%)
	$\beta_{\text{傳統CAPM模型}} < \beta_{\text{門檻點CAPM模型}}$	$\beta_{\text{傳統CAPM模型}} > \beta_{\text{門檻點CAPM模型}}$
積極成長型 (AG)	2 (6.67%)	28 (93.33%)
平衡型 (BL)	2 (6.67%)	28 (93.33%)
全球型 (GE)	15 (50.00%)	15 (50.00%)
成長收益型 (GI)	3 (10.00%)	27 (90.00%)
國際型 (IE)	30 (100.00%)	0 (0.00%)
收益型 (IN)	1 (3.33%)	29 (96.67%)
長期成長型 (LG)	0 (0.00%)	30 (100.00%)

註：\*積極成長型、平衡型、全球型、成長收益型、國際型、收益型與長期成長型基金各有30支。

關於共同基金的績效評估，依據表(4-6)的檢定結果，將210支共同基金分別以傳統CAPM模型與考慮門檻點CAPM模型來衡量所獲得的異常報酬，若以門檻點CAPM模型為例，積極成長型、平衡型、成長收益型、收益型及長期成長型等五類基金，85%以上皆有高估異常報酬的情況發生。這顯示，如果只單純利用傳統CAPM模型來衡量基金的績效，將有會高估基金經理人選股能力的疑慮。

另一方面，同樣利用兩模型來衡量各別基金所承擔的系統性風險，若以門檻點CAPM模型為例，在全球型基金中，有一半的基金有高估系統風險的情況；而國際型基金則有30支共同基金承擔較高的系統性風險，所佔比率為100%。如僅利用傳統CAPM模型來衡量基金的績效，將有會低估這二類基金經理人擇時能力的疑慮。

表(4-7) 門檻點估計值前後兩CAPM模型迴歸係數的比較

	$\text{mean}(\alpha^C)$	$\text{mean}(\alpha_1)$	$\text{mean}(\alpha_2)$	$\text{mean}(\alpha^T)$	$\text{mean}(\beta^C)$	$\text{mean}(\beta_1)$	$\text{mean}(\beta_2)$	$\text{mean}(\beta^T)$	平均門檻點
所有基金	-0.029%	-0.187%	-0.003%	-0.047%	0.70	0.65	0.68	0.67	
積極成長型 (AG)	-0.016%	-0.446%	0.021%	-0.081%	0.77	0.60	0.74	0.71	-0.63%

平衡型 (BL)	-0.022%	-0.277%	0.096%	-0.046%	0.53	0.43	0.48	0.50	-0.95%
全球型 (GE)	-0.052%	-0.056%	-0.009%	-0.036%	0.62	0.63	0.60	0.62	-0.24%
成長收益型 (GI)	-0.023%	-0.421%	-0.085%	-0.106%	0.86	0.70	0.86	0.83	-0.71%
國際型 (IE)	-0.035%	0.799%	-0.029%	0.144%	0.38	0.81	0.32	0.42	-0.92%
收益型 (IN)	-0.024%	-0.351%	-0.015%	-0.071%	0.80	0.68	0.79	0.76	-1.02%
長期成長型 (LG)	-0.030%	-0.56%	-0.002%	-0.134%	0.94	0.70	0.93	0.88	-1.04%

註：利用簡單平均計算各類基金的平均報酬及系統風險。 $\text{mean}(\alpha^C)$ 、 $\text{mean}(\beta^C)$ 為傳統CAPM模型的平均異常報酬與系統風險； $\text{mean}(\alpha^T)$ 、 $\text{mean}(\beta^T)$ 門檻點CAPM模型的平均異常報酬與系統風險； $\text{mean}(\alpha_1)$ 、 $\text{mean}(\alpha_2)$ 、 $\text{mean}(\beta_1)$ 、 $\text{mean}(\beta_2)$ 分別代表門檻點估計值前後段基金樣本的平均異常報酬與系統風險。

至於不同的投資風格分類是否會真實地反映在共同基金的異常報酬及系統性風險呢？同樣的，分別利用傳統CAPM模型與考慮門檻點CAPM模型來衡量不同投資風格的平均投資績效，由表(4-7)的結果我們可以發現，不管是利用傳統CAPM模型或門檻點CAPM模型，積極成長型、成長收益型與長期成長型皆有較高的平均報酬及系統風險。當經理人預測未來市場屬於熊市趨勢時，當市場投資組合報酬跌破平均門檻點(分別為-0.63%、-0.71%及-1.04%)，基金經理人將更著重選股策略，來賺取較高的異常報酬；同時亦積極地增加系統性風險，以換取較高的市場風險貼水。平均而言，此三類成長型基金所承擔的平均系統性風險均在0.6以上。

由於投資風格不同，平衡型基金有50%的資金投資於債券市場，故其所承擔的系統性風險較低，約維持在0.50左右，且根據表(4-7)，我們可看出當平衡型基金在股市下跌超過門檻點(-0.95%)之後，經理人便會改採較謹慎的選股策略，藉以賺取較高的異常報酬(平均異常報酬由門檻點前的-0.277%，增加到0.096%)。因此，不管是利用傳統CAPM模型或門檻點CAPM模型，平衡型基金均可獲得較平均水準佳的異常報酬，這暗示該基金經理人採行較穩健的選股策略，賺取穩定的投資報酬。

最後，我們發現，除全球型與國際型基金外，其餘投資風格的共同基金，利用傳統CAPM模型所計算的平均異常報酬均高於考慮門檻點CAPM模型所估的，存在高估基金經理人選股能力的疑慮，其結果與表(4-6)相似；同樣的，國際型基金，在利用傳

統 CAPM 模型所計算的平均系統性風險低於門檻點 CAPM 模型所估的，存在低估基金經理人選股能力的疑慮，其結果也與表（4-6）相似。

## 第五節 不同模型比較

因 Treynor and Mazuy 模型及 Henriksson and Merton 模型為運用於擇時能力的投資績效評估模型，故我們比較這二種模型，針對美國開放式股票型基金經理人的擇時能力評估結果加以彙整，如表（4-8）。

表（4-8）二種衡量擇時能力模型的結果彙整

	Treynor & Mazuy 模型		Henriksson & Merton 模型	
	正的擇時係數	負的擇時係數	正的擇時係數	負的擇時係數
積極成長型	3	1	1	3
平衡型	1	0	0	0
全球型	0	4	0	1
成長收益型	4	0	0	0
國際型	0	17	0	13
收益型	3	0	0	2
長期成長型	10	0	5	0
總計	21	22	6	19

註：顯著水準為 10%

Treynor and Mazuy 曾在 1966 年提出用二次式的特徵線來檢視基金經理人是否會在預測市場轉好時，使投資組合承擔較大的系統性風險；在預測市場轉壞時，使投資組合承擔較小的系統性風險，讓該共同基金的特徵線呈現彎曲的型態，如（2-4）式。本節將先建構 Treynor and Mazuy 模型，對美國開放式股票型共同基金的擇時能力進行實證檢定，藉以了解美國股票型基金經理人是否擁有擇時能力。如附表（四）。

由附表（四）的檢定結果，我們發現，在所選取的 210 支美國開放式股票型共同基

金中，顯著水準為 10% ，有 21 支共同基金的  $\beta_2$  係數顯著為正，所佔比率為 10% ；若顯著水準為 5% ，有 14 支共同基金的  $\beta_2$  係數顯著為正，所佔比率為 6.67% 。顯示僅有一成的基金經理人擁有擇時能力，能充分地運用其優勢資訊來賺取較高的投資報酬。

另一方面，在顯著水準為 10% 下，有 22 支共同基金的  $\beta_2$  係數顯著為負，其中，國際型基金就佔了 17 支，這顯示該基金經理人不但無法掌握優勢資訊，還會進行與整體市場反方向的投資策略，亦即其不但無法賺取優於大盤的投資報酬，反而在後市看壞時，承擔過多的投資損失。

同時我們也利用 Henriksson and Merton 模型來對美國開放式股票型共同基金的擇時能力進行實證檢定，如 (2-6) 式，藉此了解基金經理人是否會隨市場投資組合報酬率與無風險報酬率的相對大小關係而調整其所承擔的系統性風險。如附表 (四)。

由附表 (四) 的檢定結果，我們發現，在所選取的 210 支美國開放式股票型共同基金中，顯著水準為 10% ，僅有 6 支共同基金的  $\beta_2$  係數顯著為正，所佔比率為 2.86% ，因此我們推論美國大多數開放式股票型基金經理人不具有擇時能力。

此外，所選取的 210 支美國開放式股票型共同基金中，在顯著水準為 10% ，有 19 支共同基金的  $\beta_2$  係數顯著為負，所佔比率為 9.05% ，其中有 13 支為國際型基金，此部分檢定結果與 Treynor and Mazuy 模型相同，同樣顯示該類型基金的經理人不但無法預測市場的未來趨勢，反而無效率地調整持有部位，導致其投資績效尚遜於市場投資組合的表現。

## 第六節 投資風格差異與異常報酬、系統性風險的關係

延續第二節的檢定方式，我們假定所有基金經理人均能正確地預測市場趨勢，即存在門檻效果，分別建構門檻點估計值前後兩 CAPM 模型，根據不同的投資風格分類，檢視基金經理人在牛市或熊市時，會如何選擇其投資方針，觀察門檻點前後的  $\alpha$  係數 ( $\alpha_i^1$ 、 $\alpha_i^2$ ) 與  $\beta$  係數 ( $\beta_i^1$ 、 $\beta_i^2$ ) 會呈現何種方向的改變，如表 (4-9)。

表 (4-9) 門檻點估計值前後段 CAPM 模型的係數變化趨勢

	$\alpha_i^1 < \alpha_i^2$		$\alpha_i^1 > \alpha_i^2$	
積極成長型 (AG)	27	(90.00%)	3	(10.00%)
平衡型 (BL)	28	(93.33%)	2	(6.67%)
全球型 (GE)	14	(46.67%)	16	(53.33%)
成長收益型 (GI)	27	(90.00%)	3	(10.00%)
國際型 (IE)	1	(3.33%)	29	(96.67%)
收益型 (IN)	29	(96.67%)	1	(3.33%)
長期成長型 (LG)	30	(100.00%)	0	(0.00%)
	$\beta_i^1 < \beta_i^2$		$\beta_i^1 > \beta_i^2$	
積極成長型 (AG)	29	(96.67%)	1	(3.33%)
平衡型 (BL)	26	(86.67%)	4	(13.33%)
全球型 (GE)	15	(50.00%)	15	(50.00%)
成長收益型 (GI)	26	(86.67%)	4	(13.33%)
國際型 (IE)	1	(3.33%)	29	(96.67%)
收益型 (IN)	30	(100.00%)	0	(0.00%)
長期成長型 (LG)	27	(90.00%)	3	(10.00%)

註：<sup>a</sup>基金數目。積極成長型、平衡型、全球型、成長收益型、國際型、收益型與長期成長型基金各30支。

由表 (4-9) 的檢定結果可看出，積極成長型、成長收益型及長期成長型基金，有超過八成以上的基金  $\alpha$  係數呈正向變化，顯示當基金風格越積極時，經理人會謹慎挑選未來成長性佳的股票，藉由承擔較高的不確定性，以賺取較高的異常報酬；在平衡型及收益型基金中，也有超過八成以上的共同基金  $\alpha$  係數呈正向變化，這顯示當共同基金的投資風格越保守時，其基金經理人也愈重視資產配置的管理方式，以賺取異常報酬為首要目標。而國際型基金  $\alpha$  係數呈正向變化的基金支數為 0，表示其基金經理人最缺乏選

股能力。

另一方面，積極成長型、平衡型、成長收益型、收益型及長期成長型基金，都有超過八成五以上的基金，其 $\beta$ 係數呈現正向變化趨勢，這意味著這些類型基金的經理人，十分重視投資組合所承擔的系統風險，會利用調整所持有股票的系統風險，以賺取市場風險貼水或減少市場因素所帶來的損失。同時我們也發現，國際型共同基金的基金經理人最缺乏擇時能力。

同樣利用(3-21)式來檢定共同基金的投資風格是否會影響所選擇的投資策略方針及其顯著性，如附表(三)及表(4-10)，並與迴歸係數的變化趨勢結果來相互比較。

表(4-10) 迴歸係數變化的顯著性分析

	$\lambda_1(\hat{q})$ 顯著為正	$\lambda_1(\hat{q})$ 顯著為負
積極成長型 (AG)	27 (90.00%)	2 (6.67%)
平衡型 (BL)	27 (90.00%)	1 (3.33%)
全球型 (GE)	7 (23.33%)	13 (43.33%)
成長收益型 (GI)	25 (83.33%)	4 (13.33%)
國際型 (IE)	0 (0.00%)	27 (90.00%)
收益型 (IN)	25 (83.33%)	1 (3.33%)
長期成長型 (LG)	28 (93.33%)	0 (0.00%)
	$\lambda_2(\hat{q})$ 顯著為正	$\lambda_2(\hat{q})$ 顯著為負
積極成長型 (AG)	12 (40.00%)	0 (0.00%)
平衡型 (BL)	20 (66.67%)	1 (3.33%)
全球型 (GE)	4 (13.33%)	5 (16.67%)
成長收益型 (GI)	22 (73.33%)	0 (0.00%)
國際型 (IE)	0 (0.00%)	23 (76.67%)
收益型 (IN)	13 (43.33%)	0 (0.00%)

長期成長型 (LG)

24 (80.00%)

0 (0.00%)

註：顯著水準為 10%。

由表 (4-10) 的檢定結果可以看出，積極成長型、成長收益型及長期成長型基金，有超過八成以上的基金  $\lambda_1(\hat{q})$  係數顯著大於零；平衡型及收益型基金中，同樣也有超過八成以上的共同基金的  $\lambda_1(\hat{q})$  係數顯著大於零。而國際型基金  $\lambda_1(\hat{q})$  係數顯著大於零的基金支數為 0。其結果與單純僅由觀察迴歸係數的變化趨勢所得之結論相一致。如表 (4-9)。

不過，檢定後我們發現，積極成長型基金僅有超過四成基金的  $\lambda_2(\hat{q})$  係數顯著大於零，與表 (4-9) 僅觀察迴歸係數變化趨勢所得之結果相去甚遠，這可能是因為積極成長型基金的  $\beta$  係數雖呈正向變化，但檢定後發現並不顯著所致。其餘結果與觀察迴歸係數的變化趨勢所得之結論幾乎一致。如表 (4-9)



## 第五章 結論與建議

過去許多學者雖曾提出衡量選股能力與擇時能力的理論模型，但卻無法解釋具有優勢資訊的基金經理人，究竟會在大盤指標超過或跌破哪一水準時，調整其投資策略。對此本文提出考慮門檻效果的 CAPM 模型，藉以衡量美國開放式股票型基金經理人是否具有選股能力與擇時能力。本文有以下幾點結論：

- (一) 若使用共同基金的傳統績效衡量方法，美國股票型基金中，僅有積極成長型基金與平衡型基金在取樣期間（2001 年 1 月 1 日至 2003 年 1 月 31 日）內，有較高的投資報酬率與較低的變異數。說明這二類基金的經理人，不但能夠賺取較高的投資報酬，同時承擔較低的系統風險。至於全球型基金不但平均投資績效明顯低於其他投資風格，且系統風險偏高，對於投資人來說並非最佳的投資標的。
- (二) 利用 Hansen 所提出的門檻模型加以檢定後發現，有 85 支開放式股票型共同基金具有顯著的門檻效果，其中，有 75 支共同基金具有顯著的選股能力；有 51 支共同基金具有顯著的擇時能力，積極成長型與平衡型基金約各佔四分之一。總括來說，似乎此二類基金的經理人較能預測未來市場走勢，進而為因應市場指數的波動而調整持有部位。
- (三) 比較傳統 CAPM 模型與門檻點 CAPM 模型後，得到結論為：使用傳統 CAPM 將會高估基金的異常報酬及系統風險；至於投資大眾原先認為，因投資範圍分散，系統風險應該較低的全球型及國際型基金，使用傳統 CAPM 模型則有低估其異常報酬及系統風險的危險。
- (四) 至於 Treynor and Mazuy 模型與 Henriksson and Merton 模型的比較，經由實證結果我們發現，二者對於美國股票型基金是否具有擇時能力的檢定結果相同，皆認為僅有極為少數的基金經理人具有擇時能力。似乎暗示不論何種類型的基金經理人，皆無法掌握大盤趨勢，提前在市場波動前，調整

投資組合的持股比率，為投資人賺取較高的報酬。

- (五) 關於投資風格差異與異常報酬、系統性風險的關係，我們發現，似乎除了國際型基金外，其餘投資風格的基金經理人皆十分重視資產配置的管理方式，同時亦極為重視投資組合所承擔的系統風險，會隨市場多空狀態調整持股比率，以賺取異常報酬和市場風險貼水為首要目標。

基於以上幾點結論，我們發現雖然大多數美國開放式股票型基金經理人不具顯著的選股能力及擇時能力，但基金週轉率卻與選股能力和擇時能力有密切相關，基金週轉率的高低似乎可以表示基金經理人調整投資組合的速度，加上 Bollen and Busse (2000) 指出，針對不同調整速度的共同基金，應選取不同投資期間報酬來衡量其投資績效。因此，如何選取一個適當的投資期間報酬來衡量共同基金的投資績效，將值得我們繼續研究與努力。

