

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

台灣股票型共同基金波動擇時能力之研究

A STUDY OF VOLATILITY TIMING ON TAIWAN'S EQUITY FUNDS



指導教授：張鐸瀚 博士

ADVISOR : PH.D. TO-HAN CHANG

研究生：陳欣怡

GRADUATE STUDENT : SHIN-YI CHEN

中華民國九十三年六月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣股票型共同基金波動擇時能力之研究

研究生：陳欣怡

經考試合格特此證明

口試委員：張文武

張鐸瀚

徐清俊

指導教授：張鐸瀚

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 7 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣股票型共同基金波動擇時之研究

研究生：陳欣怡

指導教授：張鐸瀚 博士

論文摘要內容：

文獻上基金經理人的報酬擇時能力對基金績效的影響並不明確，因此本文利用波動擇時來探討基金經理人波動擇時能力對基金績效的影響。若能掌握市場報酬波動的叢聚特性，基金經理人可以改變投資組合以規避基金的系統風險，進而提高基金的超額報酬。本文利用 1998 年 1 月至 2002 年 12 月國內開放式股票型基金每日的報酬資料，並利用 EGARCH(1,1)模型去預測每日市場報酬的波動性，並檢視共同基金經理人是否具有則時能力。

研究結果發現，國內股票型基金經理人均具有波動擇時能力，且能為基金賺取超額報酬。若將國內基金分類為成長型基金與積極成長型二類，因成長型基金經理人較少投資於波動較大的高風險股票上，且經理人能準確判斷進出場時機，所以績效較為突出。故投資時應選擇具有波動擇時能力的基金，其經理人的投資決策能降低基金的系統風險，替基金帶來超額的報酬而使投資者獲利。

關鍵詞：共同基金、波動擇時、EGARCH(1,1)模型

Title of Thesis : A Study of Volatility Timing in Taiwanese Equity Funds

Name of Institute : Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date : June 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of Student : Shin-Yi Chen

Advisor : Ph.D. To-Han Chang

Abstract

In the literature numerous studies report that return timing models have low explanatory power for the performance of mutual funds. This paper evaluates the performance of equity funds in Taiwan and investigates effectiveness of the ability to timing volatility by fund managers. We predict the volatility of the daily equity fund returns during January of 1998 to December of 2002 by utilizing the EGARCH(1,1) specification and then examine whether fund managers can time the stock market successfully. The analysis indicates that the fund managers have the ability to hold volatility timing of the stock market. We find that the growth funds outperform the aggressive growth funds since their fund managers have conservative investment strategies and adjust market exposure sophisticatedly. Therefore, investors should assess the ability to timing volatility by fund managers which can diminish the systematic risk effectively and have led high risk-adjusted return before decide which fund would be appropriate for them.

Keywords : Mutual Fund, Volatility Timing, EGARCH(1,1)

目錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	4
第四節 論文架構	5
第二章 理論基礎與文獻探討	7
第一節 共同基金傳統整體績效評估模式	7
第二節 共同基金傳統報酬擇時能力評估模式	13
第三節 國內外報酬擇時能力相關文獻之探討	17
第四節 國內外波動擇時能力相關文獻之探討	20
第三章 研究方法	22
第一節 樣本選取與變數定義	22
第二節 實證模型的建立	26
第三節 市場報酬資料檢定與波動值的預測	32
第四節 研究流程的設計	38
第四章 實證結果	41
第一節 資料基本統計量之描述	41
第二節 市場報酬檢定結果與市場報酬波動值之預測結果	42
第三節 市場報酬與市場報酬波動性之相關性	48
第四節 基金的波動擇時能力	49
第五節 基金績效與波動擇時能力的關聯性	53
第六節 個檔基金之波動擇時能力	55
第五章 結論與建議	59
第一節 研究結論	59
第二節 研究建議	60
參考文獻	62
附錄一 國內開放式股票型基金基本資料	67

附錄二	個檔基金波動擇時能力表現	69
附錄三	具有波動擇時能力之個檔基金其整體表現	71

表目錄

表 1-1	國內共同基金發展現況	2
表 4-1	市場報酬與基金報酬之敘述性統計分析	43
表 4-2	市場報酬之單根檢定	44
表 4-3	市場報酬基本統計檢定	46
表 4-4	配適最適模型之 AIC 值	47
表 4-5	市場報酬之 EGARCH(1,1)模型基本敘述	48
表 4-6	市場報酬與市場報酬波動性的相關性矩陣	50
表 4-7	一因子模型之積極成長型基金與成長型基金波動擇時能力之結果	52
表 4-8	三因子模型之積極成長型基金與成長型基金波動擇時能力之結果	53
表 4-9	基金波動擇時的係數值結果之彙總表	53
表 4-10	積極成長型基金與成長型基金異常報酬的係數值之結果	55
表 4-11	基金異常報酬的係數值結果之彙總表	55
表 4-12	積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現	57
表 4-13	成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現	58
表 4-14	個檔基金其整體波動擇時能力表現與其對績效表現之彙總表	58
表 B-1	積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現	69
表 B-2	成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現	70
表 C-1	具有波動擇時能力之個檔基金其整體波動擇時能力之表現	71
表 C-2	具有波動擇時能力之個檔基金其整體對基金績效之表現	72

圖目錄

圖 1-1	本論文架構圖	6
圖 3-1	本研究之流程圖	41
圖 4-1	市場報酬變動圖	45
圖 4-2	預測變異數的時間序列	49

第一章 緒論

第一節 研究背景

共同基金的概念主要是在證券投資信託制度下，由專業的證券投資信託公司(或稱投信公司、基金經理公司、基金公司)以發行公司股份或受益憑證的方式，匯集小額投資者的資金，運用基金經理人的專業投資知識與操作技巧，遵循多角化分散風險的原理，將共同基金投資於各種金融工具上，為投資者追求最大的利益。由於共同基金透過專業的基金公司管理，有準確的資訊收集及判斷能力，再加上具有風險分散、變現力強、成本較低及安全性高等特色，故在先進國家成為投資人一種重要的投資工具。

我國證券投資信託事業之發展大致可以分為三個階段。第一階段是從 1984 年政府核准第一家投資信託公司 國際投信公司開始，而後於 1985~1986 年核准成立中華、光華、建弘三家投信公司。此時由於證券投資信託事業處於開放初期，試辦成效有待觀察，且為便於管理，僅開放這四家投信公司。第二階段於 1992 年 5 月財政部證券管理委員會為了提高法人機構投資股市的比例，以減輕散戶佔大多數的證券市場波動幅度，因此核准了 11 家新的證券投資信託公司成立，從此國內投信市場結束了寡占時代，進入開放競爭的新紀元。第三階段則是因為從 1996 年下半年以來股市交易熱絡，吸引國內財團與外資競相籌設投信公司，於是政府於 1997 年開放第三波投信公司申請，至 1998 年 3 月國內投信公司已有 25 家。從此我國投信事業競爭日漸激烈。截至 2003 年 7 月，國內投資信託公司已有 43 家，其所募集的資金數目共計 386 檔共同基金，而投信共同基金資產規模也已突破 24 兆。見表 1-1。

就國內開放式股票型基金而言，每日交易規模已達二千多億，但國內股票市場每日的成交金額也只不過一千多億而已，可知國人在投資在共同基金市場的意願比投資在股票市場來的高，也意謂著國內共同基金市場的成長。

表 1-1 國內共同基金發展現況

2003 年 7 月

基金種類別	基金規模(百萬元)	基金規模比(%)	基金數量(檔)	受益人數(個)
封閉式股票型(投資國內)	7,862	0.3187	3	37,575
開放式股票型(投資國內)	232,729	9.4328	180	1,192,981
(開放式股票型 積極成長型)	(104,091)	(4.2189)	(92)	(655,297)
(開放式股票型 成長型)	(93,940)	(3.8075)	(77)	(437,684)
(開放式股票型 成長收益型)	(34,698)	(1.4064)	(10)	(100,000)
股票型(國內募集投資國外)	14,488	0.5872	8	8
國際股票型	69,584	2.8203	53	398,649
債券股票平衡型	53,827	2.1816	44	97,093
債券型(投資國內)	2,061,127	83.5400	90	4,773
債券型(投資國外)	27,617	0.1194	8	5,950
總合	2,467,234	1	386	1,737,029

資料來源：中華民國證券投資信託暨顧問商業同業公會

第二節 研究動機

由國內基金市場發展的情況看來，有越來越多的投資人選擇共同基金做為他們的理財工具，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也成為關注的焦點；再加上近年來投信業激烈的競爭下，共同基金的數目日漸增多，

相對之下，基金的績效評估，不單是學者專家研究的題材，更是投資人選擇託付基金管理的依據，因此如何為投資人提供一個公開而且公正的績效評估方式便成為重要的課題。

評估共同基金績效的方法可以分為兩類，一為傳統整體績效評估指標，此類評估指標主要奠基於資本資產定價模式(CAPM)架構上，以基金過去的績效作為未來績效的代理指標，進一步衡量未來績效的表現。採用的指標如 Treynor(1965)指標與 Shape(1966)指標等。第二類為加入市場走勢預期之修正，將擇時能力的表現作為衡量基金績效的指標之一。如 Treynor and Mazuy(1966)指標與 Chang and Lewellen(1984)指標等。

所謂的擇時能力指的是共同基金經理人對於市場未來走勢的預測能力。Fama(1972)提出共同基金經理人的擇時能力亦是影響基金績效的其中之一個因素。當基金經理人對市場走勢的預測正確，將投資組合中的資金在風險性高與低的不同報酬工具中做轉換，進而為基金帶來超額的報酬。

然而早期文獻所探討的擇時能力都是和市場的報酬有關，也就是報酬擇時能力。是藉由共同基金經理人利用市場上公開的資訊，如果預期市場未來將漲則基金經理人會增加市場上的投資；反之，如果預期市場未來將跌則基金經理人會減少在市場上的投資，去掌握報酬擇時對基金績效的影響。採用的指標如 Treynor and Mazuy(1966)指標、修正後的 Jensen 績效指標(Jesen, 1972)及 Chang and Lewellen(1984)等隨機參數迴歸模式指標。

但是根據 Eric and Lewellen(1984)、Chang and Rahman(1990)和 Nicolas and Jeffrey(2001)等研究指出，因為市場報酬不易掌握也很難去預測，無法明確的知道市

場何時會漲何時會跌，再加上評估報酬擇時能力的指標多樣化，因此造成報酬擇時能力結果往往不一致，甚至會出現負的報酬擇時能力。

由於報酬擇時能力的不確定，因此就市場報酬的波動性而言，根據 Engle(1982)、Bollerslev(1986)和 Nelson(1991)等研究結果得知市場報酬的波動會有群聚的特性，當這一期市場報酬波動幅度較大時，則下一期也會有較大的波動幅度；反之，當這一期市場報酬波動幅度較小時，則下一期也會有較小的波動幅度，所以容易預測到，因此有學者開始討論波動性擇時。藉由市場報酬的波動，共同基金經理人進而去改變在市場上的投資與暴露，探討波動性擇時對基金績效的影響。

由於國內共同基金市場成立之初，封閉型及開放型基金個數並無明顯差距，但近幾年來許多封閉型基金發生折價而轉型成為開放型基金，而且封閉型基金投機意味較濃，使得開放型基金逐漸受當大眾青睞，同時在開放型基金中，又以投資股票的開放式股票型共同基金個數佔了基金市場的大多數，也成了眾多投資大眾主要的投資工具之一，基於此，所以本研究欲研究台灣股票型共同基金是否具有波動擇時的能力。

第三節 研究目的

基於上述研究動機，本研究以國內開放式股票型共同基金為對象，選取基金資料較完整的 66 檔基金與大盤指數最近五年的報酬率日資料，來進行實證分析，希望能達到下列研究目的：

- 1.利用三因子模型評估比例較高之二種類型(積極成長型基金與成長型基金)的開放式

股票型共同基金，是否具有波動擇時的能力。

2. 利用三因子模型個別評估這 66 檔積極成長型基金與成長型基金是否具有波動擇時能力。
- 3 利用三因子模型評估波動擇時能力對台灣股票型共同基金績效的影響。

第四節 論文架構

本研究的章節總共分為五個部分，分別為：緒論、文獻探討、研究方法、實證結果與分析，以及結論與建議，各章節主要探討內容如下：

第一章為緒論，主要在於描述本研究的背景與動機，敘述研究目的，並提出研究架構。

第二章為理論基礎與文獻探討，首先介紹共同基金傳統績效評估模式與市場報酬擇時能力模式，再進行國內外相關實證文獻的整理，最後為波動擇時相關文獻探討。

第三章為研究方法，首先根據文獻探討的結果說明研究範圍與對象、變數衡量、本研究所使用的研究模型、所須進行的統計檢定及研究流程。

第四章為實證結果與分析，根據所蒐集的樣本資料進行實證研究，提出實證結果，進而提出研究分析。

第五章為結論與建議，針對本研究實證結果，作綜合性歸納結論，並且提出研究建議。

本論文的論文架構圖如下圖 1-1 所示：

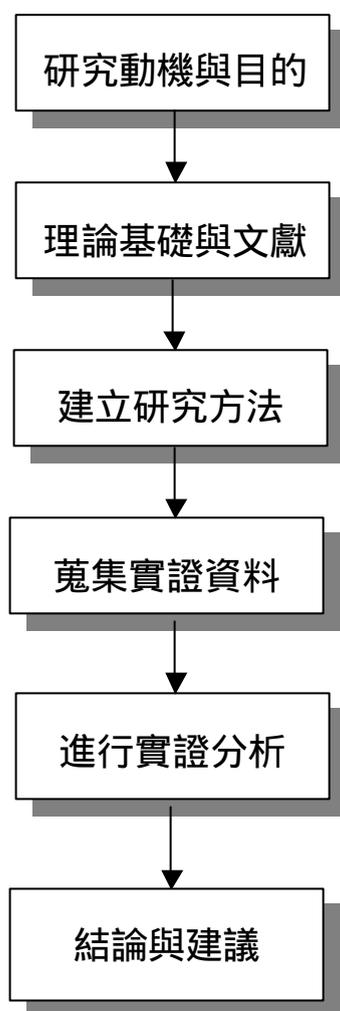


圖 1-1 本論文架構圖

第二章 理論基礎與文獻回顧

因為本論文欲評估基金波動擇時能力概念，故先針對過去學者對基金整體評估模式之相關文獻進行回顧，再針對過去學者對報酬擇時能力評估模式之相關文獻進行回顧，最後針對過去學者波動擇時能力評估模式之相關文獻進行回顧。

第一節 共同基金傳統整體績效評估模式

一、未經風險調整報酬率

投資人在進行投資時，一方面要追求高報酬率，另一方面亦需考慮到風險的高低，如此才能在一定的風險下使投資報酬率達到最高。通常傳統評估基金的投資報酬績效可以從兩方面來考慮，一是評估基金的未經風險調整之報酬率；另一方面則是評估風險調整之後的報酬率。未經風險調整之報酬由於報酬是整個投資的最後結果，因此一般績效只重視報酬率的高低，而不考慮風險的大小，此種績效評估方式是最簡單的。

式(2-1)為基金未經調整淨值報酬率之計算方式：

$$R_{i,t} = \frac{NV_{i,t} - NV_{i,t-1} + DIV_{i,t}}{NV_{i,t-1}} \quad (2-1)$$

其中 $NV_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期末的淨資產價值， $NV_{i,t-1}$ 表示第 i 家基金在

$t-1$ 期末的淨資產價值 $R_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期的淨報酬率， $DIV_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期的收益率。 i 表示基金的種類。

二、風險調整之後的報酬率：

有關共同基金績效評估之研究風險因素調整後報酬，Treynor(1965)、Sharpe(1966)及 Jensen(1968)三位學者，以資本資產定價模型(CAPM)為基礎，分別建立一套績效評估模型。不同的風險水準所要求的投資報酬率不同，因此在評估基金經理人的績效時，必須同時考慮風險與報酬率，將報酬經過風險係數調整後，再比較各個基金經理人的績效，這樣的評估結果較為公平。

此三位學者均以市場投資組合為基準投資組合，並以基金扣除無風險利率的淨報酬和基準投資組合的淨報酬來進行不同的迴歸分析。

(一)Treynor(1965)：

Treynor(1965)提出 Treynor Index，用以評估投資組合之績效。並以 1953 年至 1962 年間 20 檔基金(含共同基金、信託基金與退休基金)的年報酬率資料，採用道瓊工業指數計算市場報酬率，進行基金績效評估之實證研究。

Treynor 藉由包含投資組合 b 係數，來評估投資組合績效，而為估計出 b 值，可由特性迴歸線(character line)求得，特性迴歸線其式如式(2-2)所示：

$$R_{pt} = a_p + b_p (R_{mt}) + e_{pt} \quad (2-2)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 的報酬， R_{mt} 表示市場的報酬率， a_p 表示基金 p 的截距項係數， b_p 表示基金 p 的 beta 係數。

式(2-2)中 b 係數為評估資產系統風險或不可分散風險，Treynor 建議可用投資組合報酬相對於 b 風險來衡量投資組合的績效，也就是每承擔一單位的系統風險所獲得的報酬，因此其最後導出 Treynor 的績效指標，如式(2-3)所示：

$$T_p = \frac{(\overline{R_p} - R_f)}{b_p} \quad (2-3)$$

其中 T_p 表示 Treynor 績效指標， $\overline{R_p}$ 表示共同基金的平均報酬率， R_f 表示平均無風險報酬率， b_p 表示由證券市場線(SML)所衡量的投資組合系統風險， $(\overline{R_p} - R_f)$ 表示基金投資的風險溢酬。

Treynor Index 又稱為報酬對波動之比率(reward-to-volatility ratio)，代表基金承擔每單位系統風險所得之額外報酬，其值越大，表示基金之績效越好；反之，則表示基金績效越差。

(二)Sharpe(1966)：

Sharpe(1966)認為在評估投資組合績效時，需考慮風險與報酬的關係，而傳統根據投資組合平均報酬來評估績效之方式，忽略了風險且過於簡化。因此 Sharpe 在考慮了投資組合的報酬與風險後，建立了一由報酬與風險決定的績效指標，用以評估共同基金之績效，並以 1954 年至 1963 年間 34 檔開放型基金之年報酬率資料進行基金績效之實證研究。其所建立的評估指標

如式(2-4)所示：

$$S_p = \frac{(\overline{R_p} - R_f)}{s_p} \quad (2-4)$$

其中 S_p 表示 Sharpe 績效指標，即投資組合或個別證券承擔每單位總風險所能獲得知額外報酬， $(\overline{R_p} - R_f)$ 表示基金的超額報酬， s_p 表示共同基金報酬率之標準差。

與 Treynor 指標不同是，Sharpe 指標是衡量基金承擔每單位總風險所能獲得之額外報酬。Sharpe 指標又稱為報酬對變異之比率(reward-to-variability ratio)，其值越大，表示基金之績效越好；反之，則表示基金績效越差。

(三) Jensen(1968)：

Jensen(1968)提出 Jensen Index，用以評估投資組合之績效。並以 1945 年至 1964 年間 115 檔基金的年報酬率資料以及 S&P500 指數計算市場的報酬率來進行實證研究。將證券市場迴歸線加以修正，使其成為一績效評估指標，其模式如下式(2-5)所示：

$$(R_p - R_f) = J_p + b_p(R_m - R_f) + e_p \quad (2-5)$$

其中 J_p 表示 Jensen 績效指標， R_m 表示市場投資組合報酬率， R_p 表示共同基金報酬率， R_f 表示平均無風險報酬率， b_p 表示由證券市場線(SML)所衡量的投資組合系統風險， $(R_m - R_f)$ 表示市場投資組合的風險溢酬， $(R_p - R_f)$

表示基金的超額報酬。

Jensen 透過多期的迴歸模式來求式(2-5)中之 J_p 值。 J_p 為迴歸式的截距項，代表投資組合的績效，當 J_p 值愈大時代表投資組合的績效愈佳，反之則愈差。當 J_p 值大於 0 時，表示基金的績效大於市場投資組合的績效，反之，則表示基金的績效則小於市場投資組合的績效。雖然 Jensen 與 Treynor 一樣，都是直接利用 CAPM 推導出其評估績效的指標，但不同於 Treynor 及 Sharpe 指標的地方，Jensen 指標為一衡量絕對績效的觀念。估計在一段固定期間內，相同系統風險的情況下，某一投資與買進持有市場投資組合策略相比，可多(或少)獲得之絕對報酬。

三、傳統模型所面臨之問題與影響

上述的三個傳統指標，在國內外的相關文獻相當的多，但這三種指標皆源於 CAPM 的理論基礎假設，所以在實證上也面臨了一些問題：

(一)基準投資組合不具代表性：

根據 CAPM 模型之假設，基準投資組合必須符合平均變異數效率，而傳統績效評估模型是以市場投資組合為基準投資組合，但 Roll(1978)提出無法取得市場上所有個別資產報酬率之資訊，故無法算出真實的市場投資組合，必須以近似投資組合來取代，如此便產生了此投資組合是否具有足夠代表性的問題。再者，Lehmann and Modest(1988)發現使用不同的基準投資組合所得到的績效評估的結果將會有所不同，因此很難正確的判定出何種具有超額報酬的表現。

(二)系統風險 b 係數並非固定不變：

由於 CAPM 理論基礎下隱含投資組合系統風險水準 是穩定不變的常數，但事實上，根據 Jagannathan and Wang(1996)提出 係數往往隨基金經理人對市場變動的預期而調整，視為風險係數的 b 值將不穩定，使基金的報酬與基準投資組合報酬率的非線性關係，因此導致證券市場線(SML)的分析容易失去意義，將使傳統的的評估模型不再適用。

(三)不能區分基金經理人擁有的資訊品質：

以傳統的評估模式評估績效過於簡略，沒有將基金管理者所擁有的資訊品質區隔出來。根據 Fama(1972)指出，基金經理人優異績效之產生，往往由於其具有選擇市場時機或預測個別資產報酬的能力，所以傳統的模式並無法瞭解是何者資訊品質去影響基金績效。

以上的問題存在，使得在使用傳統的評價模型來評估績效時，會產生某種程度的扭曲。傳統三模式雖然皆適用於選股能力的分析，但除非 CAPM 的基本理論架構能夠在加以延伸，否則對市場擇時能力的部分皆無法評估。所以新近學者紛紛提出改進之道，不再追求完美的資產定價模式(CAPM)，而改專注在如何判定基金經理人是否可運用資訊來獲得較佳的報酬，即由擇時能力與選股能力去探討。

Fama(1972)建議將績效作一更嚴格的劃分，因此在評估基金經理人的績效時，分別以選股能力及擇時能力來評估基金績效是很重要的。所以正式將投資組合管理者之預測能例區分為兩個不同的要素：

(1)選股能力(security selectivity ability)

選股能力即對個別股票價格移動趨勢的預測，反應共同基金經理人，因為其專業的素養，以及資訊上的優勢，可以選擇表現較佳的股票，進而為基金帶來超額的報酬。

(2)擇時能力(market timing ability)

市場擇時能力，是指對整體股票市場價格移動的預測，或表示對於市場投資組合未來情形的預測。基金經理人將根據下期市場報酬行為的預測採取行動，調整其投資組合的風險，如果成功的預測之下，將能賺取相較於適當指標為高的超額報酬。

而本文所專注的是基金經理人的擇時能力，因此只就擇時能力去探討，以下是有關擇時能力的相關文獻。

第二節 共同基金傳統報酬擇時能力評估模式

一、Trey nor and Mazuy 二次式評估模型

Trey nor and Mazuy(1966)認為若基金經理人具有擇時能力，則會調整基金的系統風險程度，使基金報酬在市場上漲時的增加幅度大於市場下跌時的減少幅度，亦即在多頭市場時承受較大的風險以獲取較高的報酬，而在空頭市場時則降低風險以減少損失。因此基金報酬率與市場報酬率的關係為一條曲線而非直線。其計算公式如下式(2-6)

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_1(R_{mt} - R_{ft}) + b_2(R_{mt} - R_{ft})^2 + e_{pt} \quad (2-6)$$

其中 a_p 表示基金 p 的截距項係數， b_1 表示基金 p 之相對於市場超額報酬的 beta 風險係數， b_2 表示基金 p 相對於市場超額報酬平方的 beta 風險係數， e_{pt} 表示基金 p 在第 t 期的誤差項， R_{pt} 表示在第 t 期共同基金報酬率， R_{ft} 表示在第 t 期平均無風險報酬率， R_{mt} 表示在第 t 期市場投資組合報酬率， $(R_{mt} - R_{ft})$ 表示在第 t 期市場投資組合的風險溢酬， $(R_{pt} - R_{ft})$ 表示在第 t 期基金的超額報酬。

當 a_p 顯著大於 0 時，表示該基金具備選股能力；若 b_2 顯著大於 0，表示基金經理人具備擇時能力。在市場狀況不佳時，基金的損失會減少，而在市場狀況好時，基金的報酬率會更高。Treyner and Mazuy 實證研究以 1953 年至 1964 年 57 檔開放型共同基金之年報酬率資料中，發現在 95% 信賴水準下，僅有一檔基金具有顯著的擇時能力。

二、Fabozzi and Francis 評估模型

Fabozzi and Francis(1979)運用單一指數模型加入虛擬變數的方法，評估基金在多頭時期與空頭時期的 b 值是否相同，以判斷基金經理人是否具擇時能力，其模型如下式(2-7)：

$$R_{pt} = a_0 + a_1 D_t + a_2 R_{mt} + a_3 D_t R_{mt} + e_{pt} \quad (2-7)$$

其中 D_t 表示虛擬變數。當市場為多頭走勢時， $D_t = 1$ ；當市場為空頭走勢時， $D_t = 0$ 。 R_{pt} 表示在第 t 期共同基金報酬率， R_{mt} 表示在第 t 期市場投資組合報酬率。

a_3 是多頭市場之市場 b 與空頭市場 b 之差距，當顯著大於 0 時，表示基金在多頭時期之漲幅大於空頭市場之跌幅，因此表示基金具有擇時能力。Fabozzi and Francis 實證研究以 1965 年至 1971 年 85 檔開放型共同基金之年報酬率資料中，發現在 95% 信賴水準下，僅有 4 至 9 檔基金之 a_3 顯著不為 0，僅有一檔基金顯著為正。故平均而言，基金不具備擇時能力。

三、Henriksson and Merton 賣權式評估模型

Henriksson and Merton(1981)將擇時能力定義為基金經理人是否能預測市場報酬，較無風險報酬高或低的能力，並進而將資產有效率的分配於股票與債券市場中，具擇時能力者可預先調整資產配置，在市場報酬小於無風險報酬時減少損失，其模型如下式(2-8)：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_1(R_{mt} - R_{ft}) + b_2 \text{Max}(0, R_{ft} - R_{mt}) + e_{pt} \quad (2-8)$$

其中 a_p 表示選股能力指標， b_2 表示擇時能力指標， $(R_{mt} - R_{ft})$ 表示在第 t 期市場投資組合的風險溢酬， $(R_{pt} - R_{ft})$ 表示在第 t 期基金的超額報酬。

(一)當市場狀況良好時，即 $R_{mt} \geq R_{ft}$ ，則式(2-8)可簡化為式(2-9)：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_1(R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2-9)$$

(二)當市場狀況不佳時，即 $R_{mt} \leq R_{ft}$ ，則式(2-8)可簡化為式(2-10)：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + (b_1 - b_2)(R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2-10)$$

當 b_2 大於 0 時，表示市場狀況不佳時， b 值將變小，跌幅趨緩。因此，當 b_2 大於 0 時，表示基金經理人在市場狀況不佳時期具掌握擇時能力；若 $(b_1 - b_2)$ 小於 0，更表示市場跌幅時基金反而能夠逆勢獲利。實證研究以 1968 年至 1980 年 116 檔美國開放型共同基金之年報酬率資料中，有 3 家基金之 b_2 顯著大於 0，其餘基金皆不具備擇時能力。

四、Chang and Lewellen 隨機參數迴歸模式

Chang and Lewellen(1984)運用與 Henriksson and Merton 評估模型相似的概念，分別評估在多頭與空頭市場之 b 值，然後分析兩者是否有差異，其模型如下式(2-11)：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_1 \text{Min}(0, R_{mt} - R_{ft}) + b_2 \text{Max}(0, R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2-11)$$

(一)若為多頭市場時，則(2-11)式可簡化為：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_2(R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2-12)$$

(二)若為空頭市場時，則(2-11)式可簡化為：

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_1(R_{mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (2-13)$$

其中 b_1 表示空頭市場的風險係數， b_2 表示多頭市場的風險係數，若 $(b_2 - b_1)$ 顯著大於 0，代表基金經理人具有擇時能力。另外， a_p 顯著大於 0，代表具有選股能力。實證研究以 1971 年至 1979 年 67 檔美國開放型共同基

金之年報酬率資料中，僅有 4 家基金具備擇時能力。

第三節 國內外報酬擇時能力相關文獻之回顧

Kon and Jen(1979)以 49 檔基金為研究對象，期間為 1960 年至 1971(月報酬)，使用多頭與空頭模式，將樣本區分為不同的風險區段，而後針對每一期間進行迴歸分析。結果發現 37 檔基金在不同風險水準下會有不同的 β 值，因此證明大部分的基金會從事擇時活動。

Kon(1983)以 37 檔基金為研究對象，期間為 1960 年至 1976 年(月資料)，使用多頭與空頭模式評估共同基金選股與擇時能力。結果發現 14 檔基金具正的擇時能力但皆不顯著。

Lockwood and Kadiyala(1988)以 47 檔基金為研究對象，期間為 1964 年至 1979 年(月資料)，採用隨機參數迴歸模式評估共同基金選股與擇時能力。結果發現基金缺乏擇時能力。

Henriksson(1984)以 116 檔基金為研究對象，期間為 1968 年至 1980 年(月報酬)，使用多頭與空頭模式來評估共同基金選股與擇時能力。結果發現擇時能力有 3 檔基金為正，2 檔基金為負。

楊誌柔(1988)以國內五檔共同基金(國際台灣、光華福爾摩莎、建弘台北、中華、台灣、國際第一)進行研究，期間為 1986 年 12 月至 1987 年 12 月(週資料)，探討共同

基金選股與擇時能力之研究，採用 Jensen(1968)、Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估方法。結果發現在擇時能力方面，僅有一檔基金具有顯著擇時能力。

Koh, Phoon and Tan(1993)以 4 個投信公司所發行之基金，期間為 1980 年至 1987 年(月報酬)，使用多頭與空頭模式，並分別以參數及非參數模式來檢定擇時能力。結果發現非參數檢定基金具擇時能力，而參數檢定基金不具擇時能力，其差異的原因在於參數檢定估計時的偏誤。

楊朝舜(1993)以國內 12 檔共同基金進行研究，期間為各基金成立日起至 1992 年 12 月止，探討共同基金選股與擇時能力之研究，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Fabozzi and Francis(1979)等評估模式。結果發現：1.不同的評估模式對基金市場時機掌握能力的評估結果有所不同；2.整體而言，在多頭時期基金之市場時機掌握能力方面的表現，較空頭時期的表現為佳。

林威光(1994)研究國內共同基金，期間為 1988 年至 1993 年，探討共同基金選股與擇時能力之研究，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Chang and Lewellen(1984)等評估模式。結果發現國內基金在市場擇時能力上，大部份呈負值，顯示其未具此項能力，往往與市場趨勢反向操作。

楊朝成、廖咸興(1994)研究國內 20 檔封閉型共同基金，期間為 1993 年 6 月至 1994 年 5 月(週資料)，探討封閉型基金擇時能力之研究，採用 Treynor and Mazuy(1966)、持股比率法等評估模式。結果發現完全無法測出基金之擇時能力。

魏永祥(1995)以國內 12 檔共同基金為研究對象，期間為 1988 年 1 月至 1994 年

12月(月資料),探討共同基金選股與擇時能力之研究,採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估模式。結果發現國內大部分的基金不具顯著的擇時能力。

Ferson and Schadt(1996)以 67 檔開放型基金為研究對象,期間為 1968 年至 1990 年,採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等模型。結果發現基金擇時能力為負的,乃是因為基金流量的關係。

周寶鳳、邱湘靈(1996)以美國亞太地區國際型共同基金為研究對象,期間為 1991 年 3 月至 1995 年 6 月(週資料),採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估模式。結果發現美國亞太地區國際型共同基金不具顯著的擇時能力,且大多呈負值。

許和鈞、巫永森及王琮瑜(1997)以國內 26 檔開放型基金為研究對象,期間為 1994 年 4 月至 1996 年 3 月(週資料) 採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton (1981)、Cheang and Lewellen(1984)等評估模式。結果發現在擇時能力方面,大部分的基金 b_2 值大於 0,尤以積極成長型基金最為顯著,支持國內基金具有擇時能力。

黃志雄(1997)以國內 16 檔封閉型基金與 24 檔封閉型基金為研究對象,探討台灣共同基金擇時能力與選股能力之研究,採用持股比率法。結果發現封閉型基金的擇時能力優於開放型基金。

林淑惠(1997)以國內 16 檔開放型基金為研究對象,期間為 1994 年 5 月至 1996 年 10 月(月資料),採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估模式。結果發現基金不具顯著的擇時能力。

姚雅玢(1999)以國內 46 檔開放式股票型基金為研究對象，期間為 1996 年 1 月至 1999 年 4 月(週資料)，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估模式。結果發現台灣共同基金的擇時能力表現不佳。

劉祥熹、林志榮(2000)以國內封閉型基金為研究對象，期間為 1996 年 4 月至 1999 年 3 月(月資料)，採用持股比率分析法。結果發現國內基金並不具有擇時能力之持續性，故擇時能力表現不好。

Nicolas,Bollen and Busse(2001)，以 230 檔共同基金為研究對象，期間為 1985 年至 1995 年(日資料)，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等模型。結果發現共同基金均具有擇時能力。

綜合上述文獻，無論是國內學者或者是國外學者，共同基金的擇時能力未有一致的結論。先前文獻所提到的擇時能力，都是指去預測市場未來報酬的走向，進而增加或減少投資，然而，市場的報酬卻很難去預測，無法正確的知道何時會漲，何時會跌，也因為這樣的不確定，導致不一致的結果。因此，有研究開始利用波動性的特性探討波動擇時能力。

第四節 國內外波動擇時能力相關文獻之回顧

Jeffrey(1999)以 230 檔股票型基金進行研究，期間為 1985 年 1 月至 1995 年 12 月(日資料)，探討共同基金的波動擇時之研究，採用一因子、三因子與四因子等評估方法。結果發現波動擇時對於基金績效的評估確實是一個重要的因子。

王介志(1999)以國外 67 檔開放型基金進行研究，期間為 1968 年 1 月至 1990 年 12 月(月資料)，探討共同基金選股與擇時能力之研究，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等評估方法，並加入變異數的考量，變成一個新模型。結果發現傳統的模型無法正確衡量出基金經理的擇時能力，以考量變異數後的新模型評估擇時能力會較準確。

Jeff and Barbara(2001)探討波動擇時對投資組合之經濟價值，利用條件平均數變異數分析架構。結果發現在相同的目標報酬與波動性下，利用波動擇時策略的經濟價值會優於其他靜態投資策略之經濟價值。

陳信利(2001)探討波動擇時對投資組合之經濟價值，利用條件平均數變異數分析架構，評估投資者在亞洲金融風暴後所面對的波動擇時價值。結果發現當使用更平滑的波動性估計值(即遞減率越小，半衰期越大)，將更能夠增加波動性擇時的經濟價值。

Jeff and Barbara(2003)探討實際波動性對投資組合的經濟價值，利用每日日內資料的報酬構條件平均數變異數分析。結果發現實際波動性的價值使投資組合的績效表現更好。

由於市場報酬較難去預測，因而導致報酬擇時能力有著極大的不確定性，因此有研究開始利用波動性的特性探討波動擇時能力。由文獻得知，探討共同基金的波動擇時能力是比較佳的題材，因此本文欲進一步研究台灣股票型基金的波動擇時能力。

第三章 研究方法

本章共分為三小節，第一節為樣本的選取與變數的定義；第二節為實證模型的建立，第三節為市場報酬的檢定與預測波動值，第四節為研究流程設計。

第一節 樣本選取與變數定義

一、樣本選取

本研究選了 66 檔國內開放式股票型共同基金做資料來源，並依風險程度分為二類¹，分別為積極成長型基金 35 檔與成長型基金 31 檔，風險程度相對較高為積極成長型基金²；風險程度相對較低為成長型基金³。由於 66 檔基金成立的時間均不相同，因此選擇的時間範圍從 1998 年 1 月一直到 2002 年 12 月。在附表 1 列出了 66 檔開放型基金的概況。

分析基金經理人的績效時，以長期觀察資料分析較為恰當，故多半採用季資料或月資料做為研究變數。雖然月資料較容易取得，對於許多地方也都能夠適用，但是月資料卻不能充分的吸引每日活動的動能，亦無法瞭解到每日的波動擇時，原則上應採用日內資料，然而一般所公佈有關基金

¹ 分類基準乃是參考證券投資信託暨顧問商業同業公會委託台大財務金融系所邱顯比與李存修 2 位教授為基金所做的績效評比。

² 此類型基金採取比較攻擊型的投資策略，追求最大的資本利得，投資標的為股價具有大幅波動性的股票，如：高科技股票、新公司股票、投機股與認購權證等風險較大的股票，藉以賺取高利潤。

³ 此類型基金追求淨值不斷的成長，投資標的為績效良好、股價具長期增值潛力的大型績優股為主，目標在追求長期穩定增值，具增值與保值雙重效果。

的資料都以每日收盤價為主，由於資料的不足，所以本論文採用日資料。
每檔基金資料各有 1300 筆日資料。

二、資料來源

- (一)各檔基金每日淨值資料取自台灣經濟新報資料庫。
- (二)公司報酬、規模及淨價市值資料取自台灣經濟新報資料庫。
- (三)台灣加權股價指數每日收盤價取自台灣經濟新報資料庫。
- (四)郵匯局一月定存利率取自 AREMOS 資料庫。

三、變數定義

(一)共同基金報酬率

因為研究的對象主要是開放型共同基金，因此淨資產價值即為其市價，所以本論文直接使用淨資產價值來計算收益率。

$$R_{i,t} = \frac{NV_{i,t} - NV_{i,t-1} + DIV_{i,t}}{NV_{i,t-1}} \quad (3-1)$$

其中 $NV_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期末的淨資產價值， $R_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期的報酬率， $DIV_{i,t}$ 表示第 i 家基金在 t 期的收益率， i 表示基金的種類。

此基金的報酬率是模型中欲探討的應變數，藉此瞭解波動擇時對基金報酬的影響是否為正向的影響。

(二)市場投資組合報酬率

本文以台灣加權股價指數來代表市場投資組合的投資報酬率，資料以每日收盤資料為準。若當日無交易，以前一日收盤價為準。

$$R_{m,t} = \frac{INDEX_t - INDEX_{t-1}}{INDEX_{t-1}} \quad (3-2)$$

其中 $INDEX_t$ 表示第 t 期末的加權股價指數， $R_{m,t}$ 表示在市場在 t 期的淨報酬率。

投資組合報酬率為模型中的自變數，只是影響共同基金報酬的其中一個因子。

(三)無風險利率

國外研究大多以政府發行的三個月國庫券做為市場無風險利率的替代，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利率大多是以郵匯局一月定存年利率為主。雖然郵儲利率偏低，但郵政儲金卻是佔全台灣金融機構定存的約 17%，為最大比例。中央銀行公布截至 92 年 7 月底為止，郵政儲金匯業局吸收之儲金餘額為 3 兆 435 億元台幣，民眾仍傾向將錢放在郵局定存，仍深信郵匯局的安全性，因此本文亦選取郵儲一月定存年利率為無風險利率。

由於採用日為研究週期，因此將此年利率換算為日利率且隨郵匯

局調整利率而變動，即：

$$R_{ft} = \frac{r_{ft}}{365} \quad (3-3)$$

其中 R_{ft} 表示無風險利率， r_{ft} 表示第 t 期郵匯局一個月定存年利率。

在模型中所代表的共同基金報酬率與市場投資組合報酬率均要扣除無風險利率，使其成為基金與投資組合的超額報酬率。

(四)規模因子(Small Minus Big, SMB)

規模風險溢酬⁴ 乃將公司依照規模大小由小排至大，前三分之一的小公司報酬率減去後三分之一公司的報酬率的差額報酬，即為 SMB 因子。

規模因子為模型中的自變數，只是影響共同基金報酬的其中一個因子。

(五)淨值市價比因子(High Minus Low, HML)

淨值市價比風險溢酬⁵ 乃將公司依淨值市價比由高排至低，前三分之一公司的報酬率減去後三分之一公司的差額報酬，即為 HML 因子。

淨值市價比因子為模型中的自變數，只是影響共同基金報酬的其

⁴分類基準乃是依據 Fama & French(1993,1996)之觀點。

⁵分類基準乃是依據 Fama & French(1993,1996)之觀點。

中一個因子。

第二節 實證模型的建立

一、理論的模型分析

由於波動擇時是由共同基金經理人的觀點衍生出，則假設基金經理人會視市場上的波動而去變更對市場上的投資暴露，為的就是使投資者獲利，也就是基金經理人會藉由增加基金的報酬和減少基金的風險而使投資者獲取超額的報酬。根據 Jeffrey (1990) 所提出的觀點，假設一 k 個因子報酬產生過程和基金報酬隨時間變動對這 k 個因子的敏感性，則在時間點 $t+1$ 的基金報酬表示為：

$$R_{p,t+1} = a_{pt} + \sum_{j=1}^k b_{jpt} R_{j,t+1} + e_{p,t+1} \quad (3-4)$$

其中 $R_{p,t+1}$ 表示基金 p 在時間點 $t+1$ 的超額報酬， a_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， b_{jpt} 表示基金 p 對因子 j 在時間點 t 的敏感性， $R_{j,t+1}$ 表示因子 j 在時間點 $t+1$ 的超額報酬， $e_{p,t+1}$ 表示基金 p 在時間點 $t+1$ 的誤差項。 p 為基金的種類， j 為因子的種類(例如大盤股價指數 等)。

並假設基金的報酬呈條件常態分配，即給定一個時間點，基金報酬資料的分配成常態分配，則 $E_t(e_{p,t+1}) = 0$ ， $E_t(R_{j,t+1}, e_{p,t+1}) = 0$ ，其中 $E_t(\cdot)$ 表示在可利用資訊時間點 t 下的預期條件值，則預期報酬表示為：

$$E_t(R_{p,t+1}) = \mathbf{a}_{pt} + \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_{jpt} E_t(R_{j,t+1}) \quad (3-5)$$

且假設這些因素間彼此是互相獨立的，則在可利用資訊時間點 t 下的條件變異數為：

$$\mathbf{s}_t^2(R_{p,t+1}) = \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_{jpt}^2 \mathbf{s}_t^2(\mathbf{e}_{p,t+1}) \quad (3-6)$$

從擇時的觀點來看，基金經理人控制基金 p 對因素 j 在時間 t 點的敏感性， \mathbf{b}_{jpt} ，則投資者的極大化預期效用函數值表示為：

$$\max_{\mathbf{b}_{1pt}, \dots, \mathbf{b}_{kpt}} E_t[U_{t+1}(R_{p,t+1})] \quad (3-7)$$

其中 $R_{p,t+1}$ 表示基金 p 在時間點 $t+1$ 的超額報酬， U_{t+1} 表示投資者的效用函數值， $E_t(\cdot)$ 表示在可利用資訊時間點 t 下的預期條件值。

為使預期效用函數值最大，因此控制從 $j = 1, 2, \dots, k$ 的 \mathbf{b}_{jpt} ，將 $E_t[U_{t+1}(R_{p,t+1})]$ 對其微分，目的就是希望能得到最適 Beta 值，以求其效用最大。其式子為：

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial \mathbf{b}_{jpt}} E_t[U_{t+1}(R_{p,t+1})] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1}) R_{p,t+1}] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1}) R_{j,t+1}] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U'_{t+1}(R_{p,t+1}), R_{j,t+1}] \\
&= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{p,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}] \quad (3-8)
\end{aligned}$$

式(3-8)的最後一行由 Stein(1973)的邏輯延伸出。

令式(3-8)等於 0 為：

$$\begin{aligned}
0 &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{p,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}] \quad j = 1, 2, \dots, k \\
0 &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \mathbf{b}_{jpt}E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})]\text{var}[R_{j,t+1}]
\end{aligned}$$

則：

$$\begin{aligned}
\mathbf{b}_{jpt} &= -\frac{E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}]}{E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})]\text{Var}[R_{j,t+1}]} \\
&= \frac{1}{a} \frac{E_t[R_{j,t+1}]}{\text{Var}[R_{j,t+1}]} \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3-9)
\end{aligned}$$

其中的 $a = -E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})]/E_t[U'_{t+1}(R_{j,t+1})]$ 為風險規避的衡量，Rubinsten(1973)所提出的觀念，假設這個值為固定的參數。

再將最適的 b 值對因素的標準差做比較靜態分析微分，得到：

$$\frac{\partial \mathbf{b}_{jpt}}{\partial \mathbf{s}_{j,t+1}} = \frac{1}{a \mathbf{s}_{j,t+1}^2} \left[\frac{\partial E_t(R_{j,t+1})}{\partial \mathbf{s}_{j,t+1}} - \frac{2E_t(R_{j,t+1})}{\mathbf{s}_{j,t+1}} \right] \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (3-10)$$

由 Backus and Gregory(1993)和 Whitelaw(1997)文獻得知，可證明市場風險溢酬和市場報酬的條件變異數呈負相關，假設：

$$\frac{\partial E_t(R_{j,t+1})}{\partial \mathbf{s}_{j,t+1}} \leq 0 \quad (3-11)$$

則：

$$\frac{\partial \mathbf{b}_{jpt}}{\partial \mathbf{s}_{j,t+1}} \leq 0 \quad (3-12)$$

由式(3-11)與式(3-12)可知，若具有擇時能力，則當市場風險溢酬和市場報酬的波動性呈負相關時，基金的系統風險和市場報酬的波動性呈負相關。因為經理人具有波動擇時的能力，在市場報酬波動性高的時候，適時的轉換持股，規避高風險與高波動的股票，降低市場環境的變動對基金的影響，因此相對上基金系統風險小；反之，在市場報酬波動性低的時候，適時增加高風險與高波動的股票，則基金的系統風險大。

二、實證模型的推導

有關實證模型的分析，根據 Jeffrey(1990)所提出的觀點，運用了單一因子模型(CAPM)，將模型變更為使用每日資料的頻率並增加落遲項去捕捉波動擇時。

則單一因子模型表示為：

$$R_{pt} = \mathbf{a}_{pt} + \mathbf{b}_{mpt} R_{mt} + \mathbf{e}_{pt} \quad (3-13)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的超額報酬， R_{mt} 表示市場 m 在時間點 t 的超額報酬， a_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， b_{mpt} 表示在時間點 t 下基金 p 對市場 m 的敏感性(基金 p 的系統風險)， e_{pt} 表示在時間點 t 下基金 p 的特性報酬。 p 表示基金的種類， m 表示市場的大盤股價指數。其中的超額報酬均是扣掉無風險利率的結果。無風險利率，乃是選取郵匯局一月定存利率。

由於每日資料的頻率比起月資料的頻率來的複雜，所以參酌了 Dimson(1979) 所提出的非同時期交易問題，並增加一項落遲指數項，其模型如下：

$$R_{pt} = a_{pt} + b_{mpt} R_{mt} + b_{impt} R_{m,t-1} + e_{pt} \quad (3-14)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的超額報酬， R_{mt} 表示市場 m 在時間點 t 的超額報酬， a_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， $R_{m,t-1}$ 表示市場 m 在時間點 $t-1$ 下的超額報酬率， b_{mpt} 表示在時間點 t 下基金 p 對市場 m 的敏感性(基金 p 的系統風險)， b_{impt} 表示基金 p 在時間點 t 下對市場 m 在時間點 $t-1$ 下的敏感性(基金 p 的系統風險)， e_{pt} 表示在時間點 t 下基金 p 的特性報酬。

最後，為了計算波動擇時，使用簡化的 Taylor series 展開式去描述市場報酬的波動性和報酬波動的平均值之間差異的線性函數，並以市場 Beta 值表現出來：

$$b_{mpt} = b_{0mpt} + g_{mpt} (s_{mt} - \overline{s_m}) \quad (3-15)$$

將式(3-15)代入式(3-14)，即得到每日單一因子波動擇時的模型為：

$$R_{pt} = a_{pt} + b_{0mpt}R_{mt} + g_{mpt}(s_{mt} - \overline{s_m})R_{mt} + b_{impt}R_{m,t-1} + e_{pt} \quad (3-16)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的超額報酬， R_{mt} 表示市場 m 在時間點 t 的超額報酬， a_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， $R_{m,t-1}$ 表示市場 m 在時間點 $t-1$ 下的超額報酬率， s_{mt} 表示市場波動性， $\overline{s_m}$ 表示市場波動性的平均值， e_{pt} 表示在時間點 t 下基金 p 的特性報酬， g_{mpt} 表示波動擇時係數，由式(3-11)與式(3-12)得知，若基金具有波動擇時能力，則基金的系統風險與市場報酬的波動性呈負相關，意謂 g_{mpt} 值越小越好。當 g_{mpt} 越大，與市場報酬的波動離異程度越大，表示基金經理人投資決策無法跟隨市場報酬的波動，可能會預測錯誤，造成錯誤的投資，因此無法藉由市場報酬的波動為基金賺取超額報酬，代表波動擇時能力不好；反之，當 g_{mpt} 越小，市場報酬的波動離異程度越小，表示基金經理人的波動擇時能力不錯，其投資決策可以跟隨市場的波動，進而去獲取超額報酬。

但 Elton(1993)等多數學者曾提出，認為使用複因子模型對於基金績效的評估會有較好的解釋能力。於是作者參酌了 Fama and French(1993；1996)所提出的三因子模型，包含小規模股票報酬對大規模股票報酬比(SMB)及高淨值市價比股票報酬對低淨值市價比股票報酬比(HML)，和市場的風險溢酬而所構成的三因子模型。則本文研究主要的每日三因子波動擇時的模型為式(3-17)：

$$R_{pt} = a_{pt} + \sum_{j=1}^3 [b_{ojp}R_{jt} + b_{ijp}R_{j,t-1}] + g_{mpt}(s_{mt} - \overline{s_m})R_{mt} + e_{pt} \quad (3-17)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的超額報酬， R_{mt} 表示市場 m 在時間點 t 的超額報酬， a_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， $R_{m,t-1}$ 表示市場 m 在時間點 $t-1$ 下的超額報酬率， s_{mt} 表示市場波動性， $\overline{s_m}$ 表示市場波動性的平均值， e_{pt} 表示在時

間點 t 下基金 p 的特性報酬， g_{mpt} 表示波動擇時係數。

第三節 市場報酬的資料檢定與波動值的預測

傳統上，一般在處理時間序列模型的估計與檢定時，均為 OLS 模型(最小平方估計法)，假設誤差項呈常態分配，且變異數為固定。然而，Engle (1982)、Bollerslev (1986) 和 Nelson (1991) 等學者推翻傳統計量模型中變異數固定之不合理假設，認為條件變異數不僅受到前期殘差項平方的影響，隱含條件變異數是隨著時間的變動而進行。因此在本研究模型中之市場變異數若假設為固定，則恐會造成研究結果的不正確性。

所以本文第一步先去檢驗市場報酬資料是否呈定態，若資料呈定態則去檢驗資料是否具有異質性，並再進一步去配適最適的模型，而後利用每日市場報酬預測每日市場變異數的估計值，視其市場的變異數隨著時間而所變動的，再將所預測出的市場變異數估計值帶入研究模型中，在有條件常態下，利用迴歸求出波動擇時的係數值。

一、單根 (Unit Root) 檢定

進行單根檢定最主要的目的在於確定變數時間序列的整合級次，藉以檢定各個變數變動之時間序列是否為定態 (Stationary)。因為在時間序列變數的分析過程中，該變數是否符合定態的要求，對於以該變數作為統計模型之估計正確性與否有直接的密切關係。定態即一定態序列，其長期趨勢成恆常均值、序列的變異不隨時間遞延而放大或縮小，且序列的波動速度維持固定，不會越來越快或越慢 (恆常自我相關)。一個時間序列模型，必須確保其在隨機過程下，不會隨時間經過而改變，如此方可以用一個固定係數方程式來估計或預測。任何時間

序列資料，必須達到平穩的狀態，其模型的估計、分析才具有意義。

若時間序列不定態，則該序列將呈現無規則的隨機漫步、或趨於正負無限大，因此序列必須為定態方能進行迴歸及統計檢定。Granger and Newbold(1974)提出，若序列為非定態，而逕以原始數列進行迴歸分析，則可能出現假性迴歸(spurious regression)的問題。故實證研究上，檢定變數是否為定態是極為重要的。檢定定態序列可利用單根檢定，一般以 ADF(Augmented Dickey-Fuller, 1979) 檢定，如式(3-18)：

$$\Delta R_t = a_0 + b_0 R_{t-1} + \sum_{i=1}^P b_i \Delta R_{t-i} + e_t \quad (3-18)$$

其中 ΔR_t 表示差分後的市場報酬， a_0 表示截距項， t 表示時間趨勢變數，並假設 $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

若檢定結果無法拒絕 H_0 ：有單根數，則判斷該時間序列資料 R_t 存在單根，則資料並非呈現常態，必須對原始時間序列作差分處理。

二、序列相關檢定

時間序列資料除了須符合定態的特性之外，傳統迴歸也同時假設了殘差項之間無相關，但時間序列一般皆存在殘差項不為零之情況。序列相關的檢定假設如下：

H_0 :報酬數列無序列相關
 H_1 :報酬數列有序列相關

自我相關模型列示如式(3-19)：

$$R_t = a + e_t$$

$$e_t = \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \Phi_3 e_{t-3} + \dots + \Phi_p e_{t-p} + m_t \quad (3-19)$$

其中， R_t 為各股第 t 期報酬率， e_t 為各股第 t 期報酬殘差項。

若 $\Phi = 0$ 時，就和殘差項 (e_t) 為獨立一致分配性 (independent identical distribution, iid) 時的迴歸模型一樣不存在自我相關。一般以 L-B(Ljung-Box, 1978) 之 Q 統計量檢定。Ljung-Box 統計量計算式如式(3-20)：

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{t_j^2}{T-j} \quad (3-20)$$

其中， T 為觀察之樣本數， t_j 為第 j 項之自迴歸值。

在資料符合白噪音 (white noise) 之虛無假說之下， Q 統計量為卡方之近似分配，若 Q 值很大且超出卡方臨界值則拒絕虛無假說。

三、異質性檢定

在時間序列資料中也常存在殘差項變異數不相等之情況，使得 OLS 模型中的殘差項具同質性的假設被違背了。本研究中針對報酬平方以 L-B(Ljung-Box, 1979) 之 Q^2 統計量來做異質性檢定。模型檢定的假設如下：

H_0 : 報酬數列具同質性

H_1 : 報酬數列具異質性

Ljung-Box 統計量計算如式(3-21) :

$$Q^2(N) = T(T+2) \sum_{j=1}^N \left(\frac{\mathbf{r}_j^2}{T-j} \right) \quad (3-21)$$

其中 r_j 表示落後 j 期的樣本相關係數， T 表示樣本數。

上述統計分析可以瞭解報酬序列是否具有二階動差自我相關，是否隱含報酬的變異數具有異質性。

四、ARCH 效果檢定

由於 ARCH、GARCH 模型之參數估計必須經過非線性反覆演算，其估算過程十分繁複，為確定使用之時間序列資料，是否符合 ARCH 及 GARCH 模型配適，必須在變異數異質性檢定後再更嚴謹地進行 ARCH 效果檢定。

根據 Engle(1982) 和 Bollerslev(1986) 之建議，可利用拉氏乘數 (Lagrange Multiplier, LM) 檢定是否存在 ARCH 效果。其假設如下：

H_0 : 沒有 ARCH 效果

H_1 : 有 ARCH 效果

Lagrange Multiplier 統計量計算式如式(3-22) :

$$R_t = \mathbf{a} + \mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{e}_t^2 = a_0 + a_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + a_2 \mathbf{e}_{t-2}^2 + \dots + a_n \mathbf{e}_{t-n}^2 \quad (3-22)$$

其中 R_t 表示各股第 t 期報酬率， \mathbf{e}_t^2 表示各股第 t 期報酬殘差項平方， \mathbf{a}_i 表示係數值。

以上 LM 檢定所得統計量為 $TR^2 \sim c^2(N)$ ，如果 TR^2 很大，則拒絕虛無假設，必須在模式中考慮 ARCH 族之效果。

五、ARCH(q)、GARCH(p,q)、EGARCH(1,1)

Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數模型(Auto-regressive Condition Heteroskedasticity, ARCH)模型，其模型如式(3-23)：

$$R_t = \mathbf{a} + \mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{s}_t^2)$$

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{a}_2 \mathbf{e}_{t-2}^2 + \dots + \mathbf{a}_p \mathbf{e}_{t-p}^2 \quad (3-23)$$

其中 R_t 表示各股第 t 期報酬率， \mathbf{s}_t^2 表示各股價第 t 期異質條件變異數，其為過去殘差平方項之函數， \mathbf{e}_t 表示各股價第 t 期報酬殘差項。

早期運用 ARCH 模型發現，必須配適高階 ARCH 模型才能合理配適財金資料，但參數太多之下，估計及分析上似乎限制了 ARCH 模型之運用，且時間序列方法運用上重視精簡性，因此 Bollerslev(1986)提出了提出一般化自我迴歸條件變異數(Generalized Auto-regressive Condition Heteroskedasticity, GARCH)模型，其模型如式(3-24)：

$$\begin{aligned}
Y_t &= X_t' b + d \cdot h_t + e_t & e_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
h_t &= a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j h_{t-j} & a_0 > 0, a_j \geq 0, b_j &\geq 0
\end{aligned} \tag{3-24}$$

其中 Y_t 表示外生變數 X_t' 的函數， e_t 表示第 t 期的殘差項，服從期望值為 0，條件變異數為 h_t 的常態分配， Ω_{t-1} 表示在第 $t-1$ 期中所有可利用訊息的集合， h_t 表示條件變異數 h_t 為過去 q 期殘差平方項與過去 p 期異質條件變異函數， h_{t-j} 表示過去第 j 期的條件變異數。

即使考慮了波動的異質性，而引用 ARCH 及 GARCH，但其中僅處理波動的對稱性而未考慮不對稱效果，直到 Nelson(1991)提出了 EGARCH 不對稱模型，說明壞消息對波動造成的衝擊比消息大。EGARCH(1,1)模型如式(3-25)：

$$\begin{aligned}
R_t &= a + e_p & e_t &\sim N(0, s_t^2) \\
\log h_t^2 &= a_0 + b_1 \log h_{t-1}^2 + g \frac{e_{t-1}}{h_{t-1}} + a_1 \left[\frac{|e_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{p}} \right]
\end{aligned} \tag{3-25}$$

其中 R_t 表示各股第 t 期報酬率， $\log h_t^2$ 表示各股價報酬第 t 期異質條件變異數，其為過去殘差平方項及過去異質條件變異數之函數， g 係數並反應了好消息及壞消息對 $\log h_{t-1}^2$ 的不對稱影響。

不同於 GARCH(1,1)模型，EGARCH(1,1)模型對其參數並無任何非負數限制，穩定條件為 $|b_1| < 1$ 。EGARCH(1,1)模型的另外特性是，它反映了好消息及壞消息對條件變異數 $\log h_t^2$ 的不對稱影響(asymmetric effect)。例如，當 $g < 0$ ，則表示壞消息對條件變異數的影響比好消息大。GARCH 模型中，因為條件變異數 h_t 與 e_t 平方有關，與 e_t 的正負號無關，無法顯示不同訊息對波動度的不對稱影響。

六、配適最適的模型

使用 Akaike(1974)提出的 AIC 準則來決定最適的模型，以去估計市場波動性。選取 AIC 值最小者即為最適的模型。

AIC 統計量計算式如式(3-26)：

$$Min.AIC = \log \sum k + 2km/T \quad (3-26)$$

其中 $\sum k$ 表示殘差平方和， k 表示落後其數， m 表示參數個數， T 表示觀察值個數。

七、預測市場每日波動性

將所配適出來的最適模型，以此最適模型，去預測市場隨著時間而變動之每日報酬的波動值。

第四節 研究流程設計

本論文首先對市場報酬與共同基金報酬進行基本統計量描述，檢視序列是否服從常態，才可做迴歸分析。再來檢驗研究模型中市場變異數的特性：第一步先檢驗市場報酬是否呈定態，本論文採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法來檢驗時間數列資料的恆定性。若結果為定態，進一步檢驗市場報酬是否具有異質性，針對報酬平方以 L-B(Ljung-Box, 1979)之 Q^2 統計量來做異質性檢定。若存在異質性，進一步

去檢驗是否存在 ARCH 效應，確定使用之時間序列資料，是否符合 ARCH 及 GARCH 模型配適。若具有 ARCH 效應，則進一步去配適最適的模型，使用 AIC 值最小者決定最適模型，而後利用最適模型預測市場報酬每日之變異數的估計值，視其市場的變異數隨著時間而所變動的，再將所預測出的市場變異數估計值帶入研究模型中。並利用迴歸分析求得波動擇時之係數值。

實證中，先檢驗市場報酬與市場報酬的波動性是否呈負相關。若結果為負相關則可進一步去利用三因子模型檢驗整體與個別共同基金是否具有波動擇時能力，並且探討共同基金績效與波動擇時能力的相關性。

本論文之研究流程參見圖 3-1。

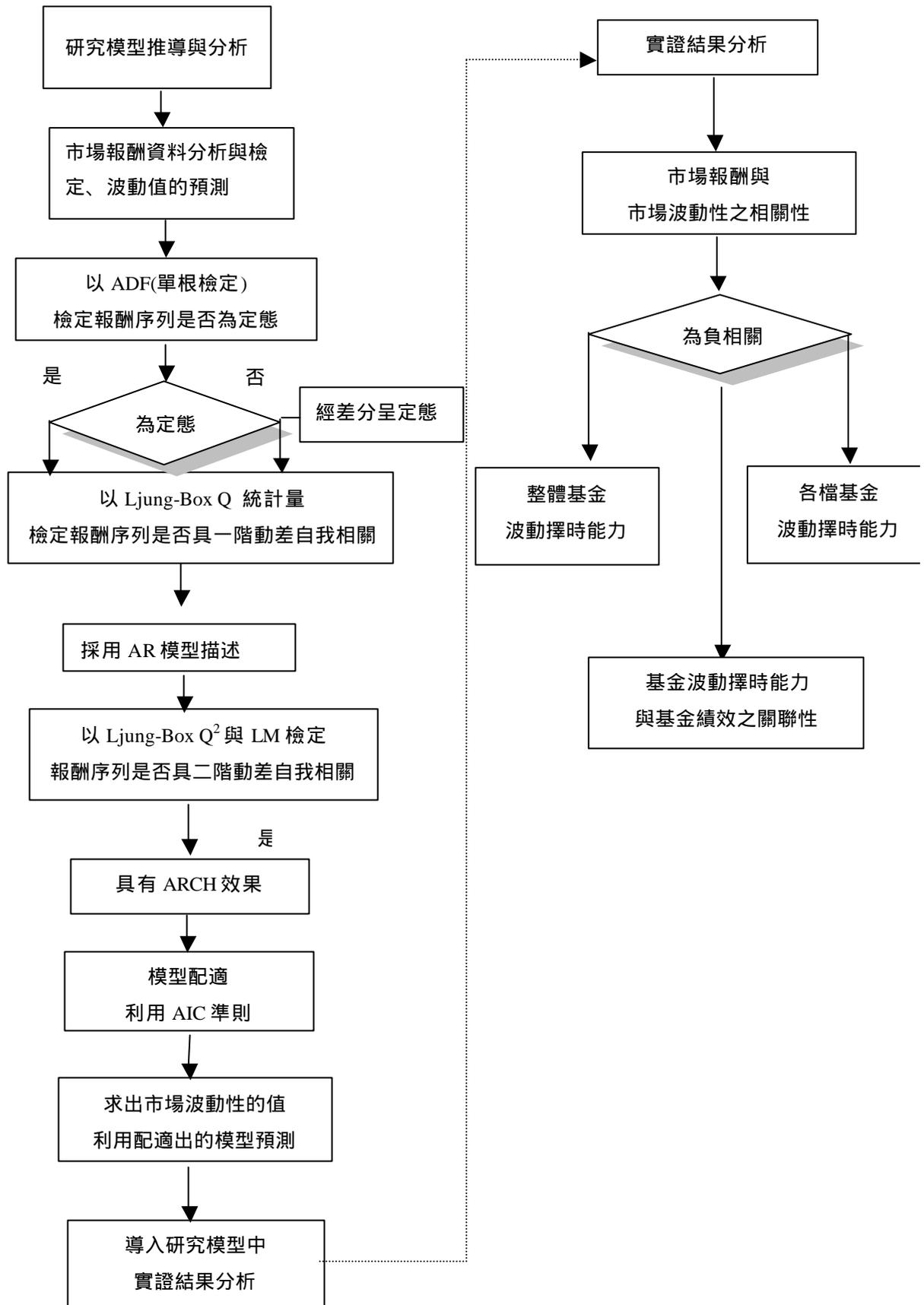


圖 3-1 本研究之流程圖

第四章 實證研究

第一節 基本統計量之描述

由於在傳統時間序列模型下，均假設變數序列之殘差項服從白噪音過程，即在常態分配下，自變數與自我落後期數、與因變數間需獨立，且具變異數齊一的特徵。然而 Engle(1982)證實許多金融性資料並不符合常態分配之過程，且其條件變異數具有隨時間變動而變動的特徵。因此本文需先針對基金報酬序列與市場報酬序列資料的分佈做基本統計量說明，以檢視序列是否服從常態分配。

表 4-1 為市場報酬與基金報酬之敘述性統計分析。在平均數方面：長期而言，市場報酬和基金報酬均是呈現空頭的情形；在標準差方面，長期相對而言，積極成長型基金報酬的波動大於成長型基金報酬的波動，顯示出積極成長型基金比成長型基金相對上存在較高的風險；在偏態係數上，市場報酬與基金報酬均呈現右偏的情形；在峰態係數上，市場報酬與基金報酬序列均呈現出高狹峰的現象。由以上分析可得知，無論是市場報酬或基金報酬皆不符合常態分配的假設，本文進一步以 Jarque-Bera 來檢定序列是否符合常態分配的過程，發現結果亦呈現出拒絕虛無假設為常態分配的現象，因此驗證了 Engle(1982)提出許多金融性資料並不符合常態分配過程的看法。

由於本文最後須使用到迴歸分析，在資料不呈常態情形下，因此考慮到變異數隨著時間有所變動，進一步去檢驗資料是否具有異質性，使其變異數不是固定的這個條件下，讓資料成為條件下的常態分配。

表 4-1 市場報酬與基金報酬之敘述性統計分析

	市場報酬	積極成長型基金報酬	成長型基金報酬
樣本數	1300	1300	1300
平均數	-0.0361%	-0.0117%	-0.0175%
標準差	1.8849%	1.7421%	1.7274%
最大值	6.3547%	5.3377%	5.6120%
最小值	-9.4701%	-5.7092%	-5.5860%
偏態	0.04	0.09	0.13
峰態	4.52	3.20	3.31
Jarque-Bera 檢定	125.5122	4.1086	8.4465
(Probability)	(0.0000)	(0.0128)	(0.0146)

註：Jarque-Bera 為常態分配檢定統計量，虛無假設為 $H_0: D = 0$ ，表示該序列為一常態分配，而對立假設為 $H_1: D > 0$ ，表示該序列不為一常態分配。若 D 值大於 5% 顯著水準的臨界值，則拒絕該序列為常態分配。

第二節 市場報酬檢定結果與市場報酬波動值之預測結果

由於 Engle(1982)、Bollerslev(1986)和 Nelson(1991)等學者推翻傳統計量模型中變異數固定之不合理假設，其認為條件變異數不僅受到前期殘差項平方的影響，隱含條件變異數是隨著時間的變動而進行，因此先去檢驗研究模型中市場變異數的特性。

一、恆定性檢定

在進行時間數列模型之前，模型內所有的變數必須先通過單根檢定，亦即檢

定各時間數列資料是否為恆定(stationary)，通過之後再進行統計檢定。本文是採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法來檢驗時間數列資料的恆定性。根據 Bachman, Choi and Kopecky(1996)提出在單根檢定中若選取遞延期數為四期時，即已考慮了誤差項的序列相關。因此，本文在單根檢定中，採用 Bachman et al.(1996)之建議，取落後期數四期為最適之估計期數。

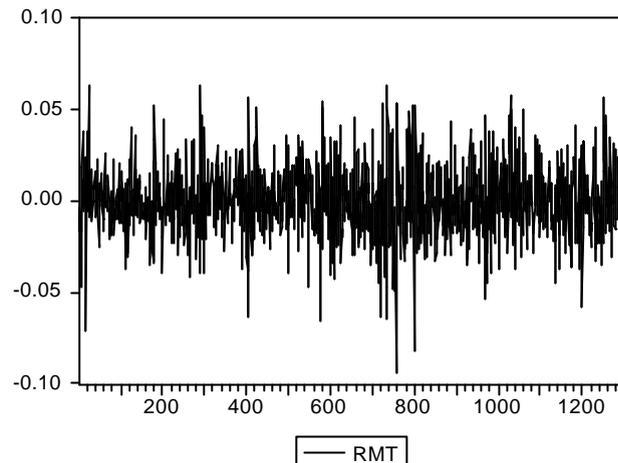
表 4-2 為市場報酬之單根檢定結果。由於市場報酬，其統計量皆大於單根檢定之臨界值，表示拒絕虛無假設為非定態序列之現象，因此市場報酬為定態序列。圖 4-1 代表市場報酬的變動圖，從圖中可觀察出序列移動的趨勢均呈現恆定現象的(在零點上下跳動)，表示當出現高報酬時，序列會有下降的趨勢，當出現低報酬時，序列會有上升的趨勢。

表 4-2 市場報酬之單根檢定

落後期數 (k)	ADF 檢定統計量
1	-24.3658***
2	-19.5889***
3	-18.5179***
4	-15.9082***

註：1. 臨界值是根據 Mackinnon (1991) 之數值表決定，1%臨界值-3.4369，5%臨界值-2.8636，10%臨界值-2.5679。

2. ***為 1%顯著水準。



資料來源：TEJ 資料庫

圖 4-1 市場報酬變動圖

註：1.圖 4-1 之資料期間為 1998/1/1 2002/12/31 日，共計 1300 筆。

2.圖中之橫軸以樣本數來表示資料期間，縱軸為報酬率跳動的區間。

二、自我相關與異質性檢定

確定資料為定態後，本研究市場報酬之日報酬資料，使用 Ljung-Box(1978) 的 Q 統計量來檢定一階報酬序列相關。如果一階方程式有 ARCH 效果時，則二階動差也會有自我相關的現象。為了增加檢定結果的可信度，我們同時使用了 Q^2 檢定以及 Engle(1982)的 LM 檢定。經檢定市場報酬方程式後，表 4-3 中市場報酬的殘差項在落後六期與十二期的 L-B Q 檢定下，其估計結果均拒絕虛無假設 (H_0 : 序列無自我相關的現象)，表示序列存在自我相關的情形；在殘差項平方的自我相關上，落後六期與十二期的 L-B Q^2 檢定，也呈現出拒絕了虛無假設 (H_0 : 序列平方無自我相關的現象)，一方面說明兩序列存在了高階的自我相關，也暗示著序列有條件異質變異的現象，因此建議使用 GARCH 模型。本文在條件異質變異上使用 ARCH-LM 檢定，再觀察落後六期與十二期的殘差項估計值，其結果呈現序列均拒絕虛無假設 (H_0 : 序列無條件異質變異的現象)，表示有 ARCH 效果的存在，或是說報酬的平均方程式中有條件異質變異數的出現，意謂市場每日報酬的變異數是隨著時間而變動的，並不是固定的，因此進一步利用市場報酬

與 GARCH 去預測每日的變異數，而必須使用 GARCH 模型來克服此一問題。

表 4-3 市場報酬基本統計檢定

	檢定統計值	p值
L-B Q (6)	12.738**	0.047
L-B Q (12)	19.930***	0.069
L-B ² Q (6)	112.64***	0.000
L-B ² Q (12)	150.87***	0.000
ARCH (6)	12.9462***	0.000
ARCH (12)	8.1984***	0.000

註：1.Ljung-Box 統計量：1%臨界值 16.81，5%臨界值 12.59，10%臨界值 10.65。

2.ARCH LM 為 Engle(1984)檢定 ARCH(1)的 Lagrangian Mutiplier 統計量，其為 χ^2 分配。

3.***為 1%顯著水準。

三、配適最適市場報酬的模型

由於市場變異數須由每日報酬預測出，因此須選擇最適的預測模型。本論文使用 Akaike(1974)提出的 AIC 準則(選取 AIC 最小)來決定最適的模型，其結果列於表 4-4。由結果得知，模型為 EGARCH(1,1)時，其 AIC 值為最小，表示其為利用市場報酬預測變異數的最適模型。

表 4-4 配適最適模型之 AIC 值

配適模型	AIC檢定統計值
GARCH(1,1)	-5.1776
GARCH(1,2)	-5.1835
GARCH(2,1)	-5.1881
GARCH(2,2)	-5.1866
EGARCH(1,1)	-5.2005***

註：1.利用套裝軟體 Eviews 3.1 裡的 AIC 法則，選取最小者即為最適模型。

2.***為 AIC 值最小。

四、每日市場報酬的 EGARCH(1,1)模型基本敘述

表 4-5 說明市場報酬之 EGARCH(1,1)模型的估計值，但重點不是在估計值，而是要視其殘差項的診斷檢定是否配適出來的模型為最適的模型。

小結

以 Ljung-Box 診斷殘差及殘差平方項是否仍存在自我相關，結果顯示市場報酬，至少在 12 個交易日內，於 1% 顯著水準下，殘差項皆不存在自我相關。檢定模型是否依然存在異質變異數的 ARCH 效果檢定也顯示，市場報酬於 EGARCH 配適後，在 1% 顯著水準下，至少 12 個交易日條件變異數之自我相關已不存在。說明市場報酬之 EGARCH(1,1)模型可以正確用在此研究中。因此進一步利用之 EGARCH(1,1)模型去預測市場報酬的波動值。

表 4-5 市場報酬之 EGARCH(1,1)模型基本敘述

參數	估計值	t 值
C	-0.0009	-1.8863***
a	-0.5452	-4.2371***
a_1	0.1885	5.7709***
b_1	-0.0839	-5.8541***
g_1	0.9499	67.4178***
殘差項診斷		
偏態	0.0381	
峰態	4.5191	
L-B Q(12)	10.056	
ARCH(12)	2.2802	

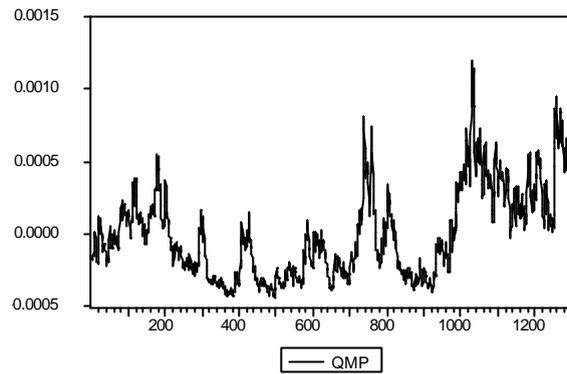
註 1. ***表示 1% 顯著水準。

2.L-B Q 為 Ljung-Box 落遲 12 期的殘差的自我相關檢定。

3.ARCH(k)為檢定 ARCH 效果的 LM 值。

五、利用每日市場報酬預測市場每日的波動值

利用所配適出的最適模型 EGARCH(1,1)模型，以比較靜態分析去預測市場報酬每日的波動性，得到一串時間序列值，此即為市場每日的變異數。將其帶入研究模型中，以求波動擇時的係數值。



資料來源：TEJ 資料庫

圖 4-2 預測變異數的時間序列

註：1.圖 4-2 之資料期間為 1998/1/1 2002/12/31 日，共計 1300 筆。

2.圖中之橫軸以樣本數來表示資料期間，縱軸為市場報酬的波動序列。

第三節 市場報酬與市場報酬波動性之相關性

由理論模型的分析中得知，欲探討基金經理人是否具有波動擇時的能力，則須事先探討市場報酬與市場報酬波動性之相關性。若市場報酬和市場報酬的波動性呈負相關，則由理論模型之式(3-11)與式(3-12)得知，基金的系統風險和市場報酬的波動亦性呈負相關，若此基金具有波動擇時能力，則當市場報酬的波動性高的時候，基金的系統風險會降低；反之，當市場報酬的波動性低的時候，基金的系統風險會提高。藉由基金系統風險的增加與減少，進而去獲取較高的超額報酬。表 4-6 說明了市場報酬和市場報酬的波動性呈負向的關係，則進一步去探討基金是否具有波動擇時的能力。

表 4-6 市場報酬與市場報酬波動性之相關性矩陣

	市場報酬	市場波動性
市場報酬	1	-0.0642***
市場波動性	-0.0642***	1

註 ***表示 1% 顯著水準。

第四節 基金的波動擇時能力

為說明基金是否具有波動擇時的能力，因此將所預測出來的每日波動值，帶入研究模型式(3-17)中，以簡單迴歸求其波動擇時的係數。根據理論模型分析中，若基金具有波動擇時能力時，則當市場報酬波動性高的時候，基金的系統風險會降低；反之，當市場報酬波動性小的時候，基金的系統風險會提高。根據市場報酬與市場報酬的波動性為負向關係的原則下，則模型中之波動擇時的係數值應越小越好，甚至為負的，才能藉此增加基金的超額報酬。若波動擇時的係數值越大，市場報酬的波動性之離異程度越大，表示基金經理人投資決策無法跟隨市場的波動，可能會預測錯誤，造成錯誤的投資，因此無法藉由市場報酬的波動性為基金賺取超額報酬，代表波動擇時能力不好；反之，當波動擇時的係數值越小，市場報酬的波動性之離異程度越小，表示基金經理人的波動擇時能力不錯，其投資決策可以跟隨市場報酬的波動，進而去獲取超額報酬。

表 4-7 與表 4-8 為積極成長型基金與成長型基金利用單一因子模型與三因子模型之波動擇時係數值的結果，表 4-9 為其彙整表。實證結果顯示，使用單一因子模型所得的係數值並不顯著，因此本文在此並不加以探討。就其三因子模型而言，不論是積

極成長型基金或是成長型基金，其波動擇時的係數值(g_{mp})均顯著為負，因此說明了積極成長型基金與成長型基金均具有波動擇時的能力。

就相對比較而言，成長型基金的波動擇時能力表現優於積極成長型基金。乃是成長型基金多以投資於其獲利較佳、績效良好且股價具長期增值的大型績優股為主，而以獲利穩定的投資工具(如：債券、公司債、票券)為輔，主要目標為追求長期穩定增值與淨值不段成長；而積極成長型基金多投資於股價具有大幅波動性的股票，如：高科技股票、新公司股票、投機股與認購權證等風險較大的股票，藉以賺取高利潤，以追求最大的資本利得為主。

在 1998~2002 這五年中，因為台灣內有政黨輪替與核四事件，外有金融風暴，相對上，市場的系統風險與基金的系統風險也較高。若經理人具有波動擇時的能力，則在市場報酬波動性高的時候，適時的轉換持股，規避高風險與高波動的股票，降低市場環境的變動對基金的影響。由於成長型基金的經理人主要是投資於績效良好且股價具長期增值的大型績優股，較少投資在高風險股票上，規避隨著市場環境震盪而變動的高風險股票，因此就基金整體而言，基金的系統風險會降低，因此達到波動擇時的效果；就積極成長型基金的經理人而言，資產組合大多配置在隨著市場環境震盪而變動的高科技產業股票、新公司股票、投機股與認購權證等風險較大的股票上，其系統風險相對上較難去降低，因此相對上，成長型基金的經理人其波動擇時的能力表現會較好。

表 4-7 一因子模型之積極成長型基金與成長型基金波動擇時能力之結果

Method: Least Squares				
Included observations: 1300				
	積極成長型基金		成長型基金	
變數名稱	估計值	t值	估計值	t值
a_{pt}	-8.95E-05	-0.1848	-0.0014	-3.0049***
b_{0mpt}	-0.0057	-0.2068	-0.0086	-0.3178
b_{1mpt}	-0.0186	-0.7231	-0.0189	-0.7405
g_{mpt}	-123.1808	-1.2154	-137.7754	-1.3704

註：1. ***表示 1%顯著水準。

2. 單一因子波動擇時模型為式 (3-16)。

表 4-8 三因子模型之積極成長型基金與成長型基金波動擇時能力之結果

Method: Least Squares

Included observations: 1300

變數名稱	積極成長型基金		成長型基金	
	估計值	t值	估計值	t值
a_{pt}	-0.0002	-0.5780	-0.0016	-3.7485***
b_{01pt}	0.0135	0.5721	0.0102	0.4310
b_{11pt}	-0.0191	-0.8595	-0.0193	-0.8694
b_{02pt}	0.0139	0.3380	0.0161	0.3912
b_{12pt}	-0.2171	-5.2441***	-0.1900	-4.5900***
b_{03pt}	-0.2956	-4.1462***	-0.2918	-4.0914***
b_{13pt}	0.6724	9.4158***	0.6807	9.5294***
g_{mpt}	-175.5262	-2.0028***	-188.4679	-2.1500***

註：1. ***表示 1% 顯著水準。

2. 三因子波動擇時模型為式(3-17)。

表 4-9 基金波動擇時的係數值結果之彙總表

基金類別	一因子模型		三因子模型	
	g_{mp} 估計值	t 值	g_{mp} 估計值	t 值
積極成長型基金	-123.1808	-1.2154	-175.5262	-2.0028***
成長型基金	-137.7754	-1.3704	-188.4679	-2.1500***

註：1. ***表示 1% 顯著水準。

2. 單一因子波動擇時模型為式(3-16)，三因子波動擇時模型為式(3-17)。

第五節 基金績效與波動擇時能力的關聯性

由先前文獻得知，基金績效與波動擇時能力具有正向關係，即當基金經理人具有波動擇時的能力時，則會增加基金的超額報酬；反之，則會減少基金的超額報酬。因此本章節，欲探討基金的波動擇時能力與基金績效的關聯性，是否能驗證文獻中，若基金具有波動擇時能力，則基金的報酬會增加；反之亦然。

為了探討基金績效與波動擇時的關聯性，因此稍微變更一下研究模型，使得式(3-17)三因子波動擇時的模型變更為下式(4-1)

$$R_{pt} = a_{pt} + f_{mpt}(\mathbf{s}_m - \overline{\mathbf{s}_m}) + \sum_{j=1}^3 [b_{0jp} R_{jt} + b_{ijt} R_{j,t-1}] + g_{mpt}(\mathbf{s}_{mt} - \overline{\mathbf{s}_m}) R_{mt} + e_{pt} \quad (4-1)$$

此式利用 f_{mpt} 係數值來說明，基金經理人的波動擇時能力，是否使基金能獲得異常的超額報酬。當此係數值為正，表示波動擇時的能力確實增加了基金的績效；反之，當此係數值為負，說明了波動擇時的能力減少了基金的績效。

表 4-10 為基金異常報酬的係數值之結果，表 4-11 為其彙總表。說明了波動擇時能力下，基金的超額報酬表現結果。實證結果顯示，若基金具有波動擇時能力，會增加基金的超額報酬，亦即增加基金的績效。就成長型基金而言，異常報酬的係數值具有顯著性(f_{mpt})，且為正，說明了波動擇時的能力對成長型基金的報酬確實會有影響，且為正向的影響，即驗證了理論分析，波動擇時能力和基金的超額報酬為正向關係；但就積極成長型基金而言，波動擇時對積極成長型之基金的績效雖然具有正向的影響，但卻不顯著，說明基除波動擇時能力外，影響積極成長型的基金報酬可能還有其他因素，對於後來的研究可以加以去考慮。

表 4-10 積極成長型基金與成長型基金異常報酬的係數值之結果

Method: Least Squares

Included observations: 1300

變數名稱	積極成長型基金		成長型基金	
	估計值	t值	估計值	t值
a_{pt}	-0.0002	-0.5812	-0.0016	-3.7564***
b_{01pt}	0.0130	0.5490	0.0091	0.3851
b_{11pt}	-0.0207	-0.9272	-0.0226	-1.0129
b_{02pt}	0.0130	0.3144	0.0142	0.3439
b_{12pt}	-0.2175	-5.2530***	-0.1909	-4.6125***
b_{03pt}	-0.2954	-4.1417***	-0.2913	-4.0856***
b_{13pt}	0.6735	9.4263***	-0.2913	9.5602***
f_{mpt}	0.8800	0.6440	1.7803	1.9682***
g_{mpt}	-179.0150	-2.0383***	-195.5265	-2.2270***

註：1.***表示 1%顯著水準。

2.變更後的三因子波動擇時模型為式(4-1)。

表 4-11 基金異常報酬的係數值結果之彙總表

變更三因子波動擇時模型

基金類別	f_{mpt} 估計值	t 值
積極成長型基金	0.8800	0.6440
成長型基金	1.7803	1.9682***

註：1.***表示 1%顯著水準。

2.變更後的三因子波動擇時模型為式(4-1)。

本研究利用三因子模型去探討積極成長型基金與成長型基金的波動擇時能力。實證結果歸納出下列結論：由三因子模型的結果而言，以成長型基金的波動擇時能力表現最好，即當市場報酬與市場波動性呈負向關係時，若市場的波動較高，則基金經理人會減少於市場上的投資，即相對減少基金的系統風險；反之，若市場的波動較低，則基金經理人會增加於市場上的投資，相對增加基金的系統風險。而波動擇時能力若表現越好，則會相對增加基金的超額報酬。

第六節 個檔基金之波動擇時能力

由先前的結果得知，成長型基金的波動擇時能力表現比積極成長型基金好。區分為這兩種類型，但各類型中之個檔基金投資型態不同與選股可能重複，可能會有互斥現象或存在共線性，容易造成結果不準確。因此，作者進一步去探討這 66 檔基金個別的波動擇時能力，何者型態的基金其波動擇時能力表現最好，那檔基金的波動擇時能力表現最好。

表 4-12 與表 4-13 說明了積極成長型基金與成長型基金之個檔基金波動擇時能力的表現。實證結果顯示，在 66 檔基金中，35 檔積極成長型基金具有波動擇時能力的基金有 20 檔，以群益馬拉松基金的波動擇時能力表現最好，次之為統一統信基金。31 檔成長型基金具有波動擇時能力的基金有 21 檔，以金鼎大利基金的波動擇時能力表現最好，次之為荷銀光華基金。

表 4-14 為具有波動擇時能力之個檔基金其波動擇時能力整體表現與其對績效表現之彙總表。實證結果顯示，成長型基金其個檔基金具有波動擇時能力之整體表現優

於積極成長型基金其個檔基金具有波動擇時能力之整體表現，因此進一步驗證，成長型基金的波動擇時能力表現優於積極成長型基金的波動擇時能力。而其整體波動擇時能力表現對基金績效的表現亦為正的，以成長型基金最顯著，更加說明了成長型基金其波動擇時能力表現最突出，因而帶來較高的超額報酬。

就投資者而言，若欲投資基金，則可以挑選具有波動擇時能力表現較好的基金投資，得以進一步為其帶來超額的報酬，藉以獲利。

表 4-12 積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現

基金名稱	g_{mp}	p-value	基金名稱	g_{mp}	p-value
群益馬拉松	-262.534	0.0065***	統一統信	-243.0465	0.0383***
匯豐龍騰電子	-241.8912	0.0114***	統一全天候	-241.6302	0.0083***
富邦精準	-193.9314	0.0431***	新光台灣永發	-192.8656	0.0372***
富邦長紅	-187.8544	0.045***	新光競臻笠	-260.2557	0.005***
富邦冠軍	-173.7603	0.0683***	新光國建	-176.7308	0.045***
怡富科技	-212.4856	0.0158***	瑞銀強勢	-223.6909	0.0151***
日盛上選	-159.9028	0.0961***	永昌前瞻科技	-215.5533	0.0208***
荷銀積極成長	-177.6183	0.0857***	元大卓越	-224.3737	0.0227***
保德信元富成長	-145.6106	0.0833***	元大店頭	-175.2792	0.0725***
保德信元富金滿意	-201.9983	0.0756***	元大高科技	-230.7984	0.0179***

註：1.***表示 1%顯著水準。

2. 積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現，總表於附錄二。

表 4-13 成長型基金之個檔波動擇時能力

基金名稱	g_{mp}	p-value	基金名稱	g_{mp}	p-value
友邦巨人	-198.8865	0.0255***	寶來績效	-187.4044	0.0374***
群益中小	-210.4445	0.0138***	統一黑馬	-196.1073	0.0312***
匯豐成功	-208.9779	0.0493***	統一龍馬	-218.6435	0.0209***
匯豐基金	-188.4317	0.0409***	統一經建	-202.7479	0.0981***
保誠元滿	-170.232	0.0851***	金鼎概念	-181.7462	0.0536***
保誠菁華	-221.1297	0.0219***	金鼎大利	-329.3892	0.0131***
國際第一	-179.0993	0.0612***	金鼎寶櫃	-181.0064	0.0837***
怡富基金	-194.229	0.042***	新光台灣富貴	-225.5582	0.013***
怡富台灣增長	-207.7343	0.0232***	永昌基金	-162.5202	0.0466***
日盛日盛	-186.0219	0.0425***	永昌昌隆	-212.6655	0.0249***
荷銀光華	-232.5828	0.0122***			

註：1.***表示 1%顯著水準。

2.積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現，總表於附錄二。

表 4-14 個檔基金其整體波動擇時能力表現與其對績效表現之彙總表

基金類別	g_{mp} 估計值	f_{mpt} 估計值
積極成長型基金	-167.1822***	0.9147***
成長型基金	-205.3707***	3.4245***

註：1.***表示 1%顯著水準。

2.總表於附錄三。

結論

本研究以國內開放式股票型基金(積極成長型基金與成長型基金)共 66 檔為研究對象，觀察從 1998 年 1 月至 2002 年 12 月這段期間內，利用三因子模型，從市場報酬的波動性，去探討基金經理人是否能在市場上成功的擇時。

研究結果發現，波動擇時能力是影響共同基金績效的重要因子，當基金經理人具有波動擇時能力，其波動擇時的係數值應為負，說明了在市場報酬波動高的時候，經

理人會減少在市場上的投資，降低基金的系統風險；反之，在市場報酬波動低的時候，經理人會增加在市場上投資，提高基金的系統風險，進一步為基金帶來超額的報酬，提高基金的績效。

就積極成長型基金與成長型基金這兩類型的基金之波動擇時能力而言，以成長型基金的波動擇時能力表現較好，可能的解釋原因乃是成長型基金多以投資於其獲利較佳、績效良好且股價具長期增值的大型績優股為主，而以獲利穩定的投資工具(如：債券、公司債、票券)為輔，主要目標為追求長期穩定增值與淨值不段成長；而積極成長型基金多投資於股價具有大幅波動性的股票，如：高科技股票、新公司股票、投機股與認購權證等風險較大的股票，藉以賺取高利潤，以追求最大的資本利得為主。

就個別 66 檔基金而言，成長型基金其個檔基金具有波動擇時能力之整體表現優於積極成長型基金，因此進一步驗證，成長型基金的波動擇時能力表現優於積極成長型基金的波動擇時能力。

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

本論文是在探討台灣股票型共同基金的擇時能力，但和往常不同的是，本論文認為波動擇時能力比報酬擇時能力重要，故著重在波動擇時能力，而不是在報酬擇時能力。我們使用每日共同基金的報酬與每日加權股價指數市場報酬的資料，並利用 EGARCH(1,1)模型去預測每日加權股價指數市場報酬的波動性。以國內開放式股票型基金(積極成長型基金與成長型基金)共 66 檔為研究對象，觀察從 1998 年 1 月至 2002 年 12 月這段期間內，利用三因子模型，從市場的波動性去探討基金經理人是否能在市場上成功的擇時。

實證結果得知，在 1998~2002 這五年中，基金經理人具有波動擇時能力，以成長型基金的波動擇時能力表現最突出。在市場波動性高的時候，會減少在市場上的投資，降低基金的系統風險；反之，在市場波動性低的時候，會增加在市場上的投資，提高基金的系統風險，而進一步為基金帶來超額的報酬，提高基金的績效。進一步驗證波動擇時能力和基金的績效呈正向關係，當基金具有波動擇時能力，能為基金帶來超額報酬，而提高基金的績效。

這樣的結果乃由於成長型基金的經理人主要是投資於績效良好且股價具長期增值的大型績優股，較少投資在高風險股票上，規避隨著市場環境震盪而變動的高風險股票，因此就基金整體而言，基金的系統風險會降低，因此達到波動擇時的效果。就積極成長型基金的經理人而言，資產組合大多配置在隨著市場環境震盪而變動的高科

技產業股票、新公司股票、投機股與認購權證等風險較大的股票上，其系統風險相對上較難去降低，因此相對上，成長型基金的經理人其波動擇時的能力表現會較好。

另外，以個別 66 檔基金而言，成長型基金其個檔基金具有波動擇時能力之整體表現優於積極成長型基金其個檔基金具有波動擇時能力之整體表現，因此進一步驗證，成長型基金的波動擇時能力表現優於積極成長型基金的波動擇時能力。

因此投資者在投資共同基金時，基金經理人的波動擇時能力亦是一個重要的考量原則之一。透由基金經理人對市場上的波動程度，做出正確的決策，當市場波動性高的時候，減少在市場上的投資，降低基金的系統風險；反之，在市場波動性低的時候，則增加在市場上的投資，提高基金的系統風險，進一步為基金帶來超額的報酬，使投資者獲利。因此投資者欲投資基金，則可以挑選具有波動擇時能力表現較好的基金投資，得以進一步為其帶來超額的報酬，藉以獲利。

第二節 研究建議

- 1.基金研究宜重視長期性及多樣本性，目前國內成立年限較久的基金並不多，因此後續研究者可將基金樣本增加，研究期間拉長，使波動擇時能力結果更具顯著性。
- 2.本研究僅針對依風險程度不同區分之積極成長型基金與成長型基金進行研究，後續研究者可在往後研究針對其他不同分類法所區分的基金(如依基金規模基金或基金成立期間長久)來進行研究。
- 3.本研究針對廣義波動擇時能力去探討，但尚未進一步探討影響波動擇時能力的因子(如：經理人特質、交易成本等)，後續研究者可將影響因子加入，使結果更具準確性。

- 4.由於模型是假設在市場報酬與市場波動性呈負相關的情況下來探討波動擇時能力，但卻忽略了在市場報酬與市場波動性呈正相關的情況。為了使研究更具嚴謹性，後續研究可探討在正相關的情況下，波動擇時模型的變化。
- 5.本文以 1998~2002 年為研究期間，後續研究者可以探討在 1997 年發生金融風暴前的波動擇時能力，比較重大經濟事件是否會造成波動擇時能力的結構性改變。

參考文獻

中文部分

- 王介志(民88),「資產組合績效評估分析」,台灣大學經濟學研究所碩士論文。
- 林威光(民83),「國內共同基金之選股與擇時能力績效評估 隨機貝他係數模式之運用」,中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 林淑惠(民86),「在條件資訊下,共同基金之績效評估與策略發現」,中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 周寶鳳、邱湘靈(民85),「美國亞太地區國際型共同基金績效之評估」,證券市場發展季刊,第八卷第三期,117-143頁。
- 姚雅玢(民88),「GARCH效果下基金經理人擇時能力研究」,產業金融季刊,第105期,25-40頁。
- 許和鈞、巫永森及王琮瑜(民86),「共同基金的類型、規模與其操作績效關係之研究」,交大管理學報,第十七卷第一期,91-112頁。
- 陳信利(民90),「波動性擇時對投資組合之經濟價值」,淡江大學管理科學所碩士論文。
- 黃志雄(民86),「台灣共同基金之擇時與選股相對績效評估研究 持股比率法」,淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 楊誌柔(民77),「我國共同基金選擇能力與時效能力之評估」,政治大學管理研究所碩士論文。
- 楊朝舜(民82),「台安共同基金選股能力與時機掌握能力之研究」,台灣大學商學研究所碩士論文。
- 楊朝成、廖咸興(民83),「台灣封閉型基金擇時能力之研究 持股比率分析」,台大管理論叢,第九卷第一期,87-111頁。
- 劉祥熹、林志榮(民89),「共同基金運作績效及其對股市影響之研究」,台灣銀行季刊,

第五十三卷第一期，195-225頁。

謝明瑞、段昌文(民89)，「台灣封閉型共同基金績效評估之研究」，臺灣銀行季刊，第五十一卷第三期，17-51頁。

魏永祥(民84)，「台灣地區共同基金選股能力與擇時能力之實證研究」，中山大學企業管理研究所碩士論文。

西文部分

Bachman, D., J. Choi and K. Kopecky(1996), "Common factors in international stock prices : evidence from a cointegration study," *International Review of Financial Analysis*, Vol.5, pp.39-53.

Backus, D. K. and A. W. Gregory(1993), "Theoretical Relations Between Risk Premiums and Conditional Variances," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.11, pp.177-185.

Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Chang, E. C. and W. G. Lewellen(1984), "Market Timing and Mutual Fund Investment Performance," *Journal of Business*, Vol.57, pp.57-72.

Chang, F. L. and L. Rahman(1990), "Market timing, selectivity, and mutual fund performance : an empirical investigation," *Journal of Business*, Vol. 63,pp.261-278.

Dimson, E.(1979), "Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading," *Journal of Financial Economics*, Vol.7, pp.197-226.

Elton, E. J., M. J. Gruber, S. Das and M. Hlavka(1993), "Efficiency with Costly Information : A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios," *Review of Financial Studies*, Vol.6, pp.1-22.

Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.391-407.

- Eric, C.C. and W. G. Lewellen(1984), " Market Timing and Mutual Fund Investment Performance, " *Journal of Business*, Vol. 57, pp.57-96.
- Fabozzi, J. F. and J. C. Merton(1979), " Mutual Fund Systematic Risk for Bull and Bear Markets : An Empirical Examination, " *Journal of Finance*, Vol.34, pp.1243-1250.
- Fama, E. E.(1972), " Components of Investment Performance, " *Journal of Finance*, Vol.27, pp.551-567.
- Fama, E. E. and K. R. French(1993), " Common Risk Factors in the Return on Bonds and Stocks, " *Journal of Finance Economics*, Vol.33, pp.3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French(1996), " Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, " *Journal of Finance*, Vol.51, pp.55-84.
- Ferson W. E. and R.W. Schadt(1996), " Evaluating Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions, " *Journal of Finance*, Vol.51, pp.425-462.
- Granger, C.W.J. and P. Newbole(1974), " Spurious Regression in Econometrics, " *Journal of Econometrics*, Vol.11, pp.111-120.
- Henriksson, R. D. and R. C. Merton(1981), " On Market Timing and Investment Performance. . Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, " *Journal of Business*, Vol.54, pp.513-533.
- Henriksson, R. D.(1984), "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Business*, Vol.57, pp.73-96.
- Jagannathan R. and Z. Wang(1996), " The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Return, " *Journal of Finance*, Vol.51, pp.3-53.
- Jensen, M. C.(1968), " The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64, " *Journal of Finance*, Vol.23, pp.389-416.
- Jensen, M. C.(1972), " Optimal Utilization of Market Forecasts and the Evaluation of Investment Performance, " *Mathematical Methods in Investment and Finance Amsterdam: Elsevier*.

- Jeff, F. and O. Barbara(2001), " The Economic Value of Volatility Timing, " *Journal of Finance*, Vol.56, pp.329-352.
- Jeff, F. and O. Barbara(2001), " The Economic Value of Volatility Timing Using ' Realized ' Volatility, " *Journal of Financial Economics*, Vol.67, pp.473-509.
- Jeffrey, A. B.(1999), " Volatility Timing in Mutual Funds:Evidence from Daily Return, " *Review of Financial Studies*, Vol.2, pp.1009-1041.
- Kon, S. J. and F. C. Jen(1979), "The Investment Performance of Mutual Fund : An Empirical Investigation of Timing, Selectivity, and Market Efficiency," *Journal of Business*, Vol.52, pp.263-289.
- Kon, S. J.(1983),"The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers," *Journal of Business*, Vol. 56, pp.323-347.
- Koh, F., K. F. Phoon and C. H. Tan.(1993), "Market Timing Abilities of Fund Managers: Parametric and Non-Parametric Tests," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.20, pp.155-166.
- Lockwood, L. J. and K. R. Kadiyala(1988), "Measuring Investment Performance with a Stochastic Parameter Regression Model," *Journal of Banking and Finance*, Vol.12, pp.457-467.
- Lehmann, B N. and D. M. Modest(1988), " The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory, " *Journal of Financial Economics*, Vol.21, pp.213-254.
- Nelson, D.(1991), " ARCH Model as Diffusion Approximations, " *Journal of Econometrics*, Vol.45, pp.7-38.
- Nicolas, P. B. and A. B. Jeffrey(2001), " On the Timing Ability of Mutual Fund Managers, " *Journal of Finance*, Vol.56, No.3, pp.1075-1094.
- Roll, R.(1978), " Ambiguity when Performance Is Measured by the Securities Market Line, " *Journal of Finance*, Vol.33, pp.1051-1099.

Rubinstein, M.(1973), " A Comparative Statics Analysis of Risk Premiums," *Journal of Business*, Vol.46, pp.605-615.

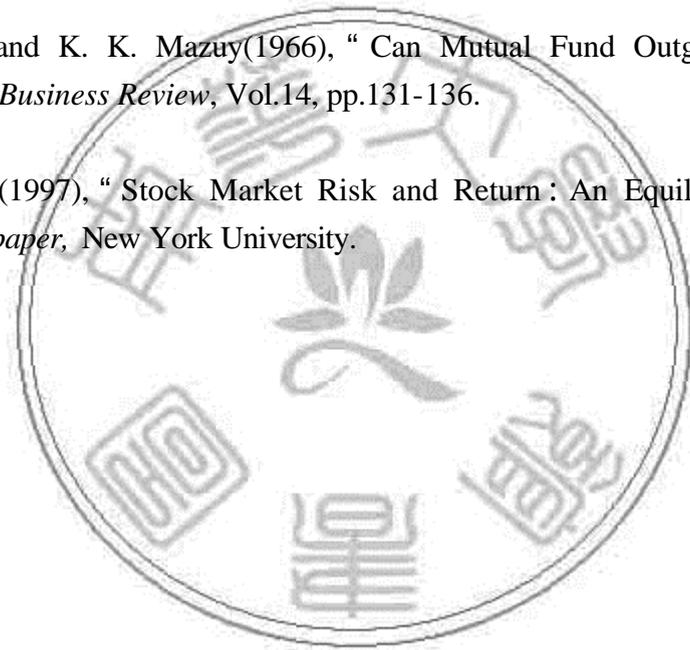
Sharpe, W. F.(1966), " Mutual Fund Performance, " *Journal of Business*, Vol.39, pp.119-138.

Stein, C.(1973), " Estimating the Mean of a Multivariate Normal Distribution, " *Proceedings of the Prague Symposium on Asymptotic Statistics, Prague*.

Treynor, J. L. (1965), " How to Rate Management Investment Funds, " *Harvard Business Review*, Vol.43, pp.63-75.

Treynor, J. L. and K. K. Mazuy(1966), " Can Mutual Fund Outguess the Market, " *Harvard Business Review*, Vol.14, pp.131-136.

Whitelaw, R. F.(1997), " Stock Market Risk and Return : An Equilibrium Approach, " *working paper*, New York University.



附錄一

國內開放式股票型基金基本資料

資料來源：TEJ 基金屬性資料庫

基金名稱	發行公司	成立日期	投資標的	基金類型
友邦巨人	友邦證券投資信託股份有限公司	1997/08/30	一般股票型	成長型
匯豐成長	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1988/04/12	一般股票型	成長型
匯豐成功	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1990/08/13	一般股票型	成長型
匯豐基金	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1987/09/05	一般股票型	成長型
匯豐店頭	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1997/02/13	一般股票型	成長型
保誠元滿	保誠證券投資信託股份有限公司	1996/09/11	一般股票型	成長型
保誠菁華	保誠證券投資信託股份有限公司	1996/10/01	一般股票型	成長型
景順中信和信	景順中信證券投資信託股份有限公司	1993/02/11	一般股票型	成長型
景順中信潛力	景順中信證券投資信託股份有限公司	1995/08/09	一般股票型	成長型
景順中信店頭	景順中信證券投資信託股份有限公司	1997/06/13	上櫃型	成長型
富邦精準	富邦證券投資信託股份有限公司	1994/11/01	一般股票型	成長型
富邦長紅	富邦證券投資信託股份有限公司	1995/02/27	一般股票型	成長型
國際國民	國際證券投資信託股份有限公	1988/05/02	一般股票型	成長型
國際第一	國際證券投資信託股份有限公	1986/01/04	一般股票型	成長型
國際中小	國際證券投資信託股份有限公	1997/12/30	中小型企業	成長型
怡富基金	怡富證券投資信託股份有限公司	1993/03/04	一般股票型	成長型
怡富台灣增長	怡富證券投資信託股份有限公司	1994/04/07	一般股票型	成長型
日盛日盛	日盛證券投資信託股份有限公司	1997/04/07	一般股票型	成長型
荷銀光華	荷銀證券投資信託股份有限公司	1987/04/29	一般股票型	成長型
寶來績效	寶來證券投資信託股份有限公司	1994/12/14	一般股票型	成長型
建弘萬得福	建弘證券投資信託股份有限公司	1994/07/13	一般股票型	成長型
統一黑馬	統一證券投資信託股份有限公司	1994/11/01	一般股票型	成長型
統一龍馬	統一證券投資信託股份有限公司	1995/04/08	中小型企業	成長型
統一經建	統一證券投資信託股份有限公司	1997/10/23	一般股票型	成長型
金鼎概念	金鼎證券投資信託股份有限公司	1996/08/27	一般股票型	成長型
金鼎大利	金鼎證券投資信託股份有限公司	1997/01/08	一般股票型	成長型
金鼎寶櫃	金鼎證券投資信託股份有限公司	1997/08/14	上櫃型	成長型
新光台灣富貴	新光證券投資信託股份有限公司	1993/04/15	一般股票型	成長型
永昌永昌	永昌證券投資信託股份有限公司	1993/02/16	一般股票型	成長型
永昌昌隆	永昌證券投資信託股份有限公司	1994/03/23	一般股票型	成長型
元大多元	元大證券投資信託股份有限公司	1993/02/06	一般股票型	成長型

群益中小	群益證券投資信託股份有限公司	1996/02/12	中小型企業	成長型
群益店頭	群益證券投資信託股份有限公司	1997/02/13	上櫃型	積極成長型
群益馬拉松	群益證券投資信託股份有限公司	1996/05/18	一般股票型	積極成長型
匯豐龍鳳基金	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1993/12/21	一般股票型	積極成長型
匯豐龍騰電子	匯豐中華證券投資信託股份有限公司	1995/07/07	一般股票型	積極成長型
保誠高科技	保誠證券投資信託股份有限公司	1994/11/04	科技類型	積極成長型
保誠外銷	保誠證券投資信託股份有限公司	1995/03/27	一般股票型	積極成長型
保誠掌櫃	保誠證券投資信託股份有限公司	1996/05/17	一般股票型	積極成長型
富邦冠軍	富邦證券投資信託股份有限公司	1996/04/05	一般股票型	積極成長型
國際精選	國際證券投資信託股份有限公	1994/12/02	一般股票型	積極成長型
怡富科技	怡富證券投資信託股份有限公司	1995/03/23	科技類型	積極成長型
日盛上選	日盛證券投資信託股份有限公司	1997/12/27	一般股票型	積極成長型
荷銀積極成長	證券投資信託股份有限公司	1994/01/12	一般股票型	積極成長型
保德信元富高成長	保德信元富證券投資信託股份有限公司	1994/04/11	一般股票型	積極成長型
保德信元富金滿意	保德信元富證券投資信託股份有限公司	1995/05/2	一般股票型	積極成長型
保德信元富店頭	保德信元富證券投資信託股份有限公司	1996/09/16	上櫃型	積極成長型
保德信元富第一	保德信元富證券投資信託股份有限公司	1997/09/11	一般股票型	積極成長型
建弘福元	建弘證券投資信託股份有限公司	1988/03/07	一般股票型	積極成長型
建弘雙福	建弘證券投資信託股份有限公司	1989/12/22	一般股票型	積極成長型
建弘福王	建弘證券投資信託股份有限公司	1996/07/24	一般股票型	積極成長型
建弘店頭	建弘證券投資信託股份有限公司	1997/07/23	上櫃型	積極成長型
統一統信	統一證券投資信託股份有限公司	1993/01/30	一般股票型	積極成長型
統一全天候	統一證券投資信託股份有限公司	1994/02/18	一般股票型	積極成長型
統一店頭	統一證券投資信託股份有限公司	1996/05/10	上櫃型	積極成長型
群益長安	群益證券投資信託股份有限公司	1998/02/19	一般股票型	積極成長型
新光台灣永發	新光證券投資信託股份有限公司	1994/09/24	一般股票型	積極成長型
新光台灣淨臻笠	新光證券投資信託股份有限公司	1997/01/17	一般股票型	積極成長型
新光國建	新光證券投資信託股份有限公司	1997/10/21	一般股票型	積極成長型
瑞銀強勢	瑞銀證券投資信託股份有限公司	1995/03/21	一般股票型	積極成長型
永昌前瞻科技	永昌證券投資信託股份有限公司	1995/06/15	一般股票型	積極成長型
元大多福	元大證券投資信託股份有限公司	1994/03/16	一般股票型	積極成長型
元大多多	元大證券投資信託股份有限公司	1994/10/11	一般股票型	積極成長型
元大卓越	元大證券投資信託股份有限公司	1995/11/22	一般股票型	積極成長型
元大店頭	元大證券投資信託股份有限公司	1997/10/27	上櫃型	積極成長型
元大高科技	元大證券投資信託股份有限公司	1997/12/01	科技類型	積極成長型

附錄二

個檔基金波動擇時能力表現

表 B-1 積極成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現

基金名稱	g_{mpt}	p-value	基金名稱	g_{mpt}	p-value
群益店頭	-127.8789	0.1856	建弘福元	-142.2018	0.1057
群益馬拉松	-262.534	0.0065***	建弘雙福	-138.3796	0.1322
匯豐龍鳳	-160.0844	0.1098	鑑宏福王	-94.36939	0.2996
匯豐龍騰電子	-241.8912	0.001***	建弘店頭	-107.8841	0.2893
保誠高科技	-123.7404	0.1914	統一統信	-243.0465	0.0038***
保誠外銷	-138.5413	0.1522	統一全天候	-241.6302	0.0083***
保成掌櫃	-94.87492	0.3382	統一店頭	-148.3175	0.115
富邦精準	-193.9314	0.004***	新光台灣永發	-192.8656	0.0037***
富邦長紅	-187.8544	0.005***	新光競臻笠	-260.2557	0.005***
富邦冠軍	-173.7603	0.0068***	新光國建	-176.7308	0.0045***
國際精選二十	-124.2365	0.1848	瑞銀強勢	-223.6909	0.0012***
怡富科技	-212.4856	0.0016***	永昌前瞻科技	-215.5533	0.0021***
日盛上選	-159.9028	0.0096***	元大多福	-118.6649	0.2214
荷銀積極成長	-177.6183	0.0086***	元大多多	-154.2479	0.1184
保德信元富成長	-145.6106	0.0083***	元大卓越	-224.3737	0.0023***
保德信元富金滿意	-201.9983	0.0076***	元大店頭	-175.2792	0.0072***
保德信元富店頭	-149.5096	0.1514	元大高科技	-230.7984	0.0018***
保德信元富第一	-137.9221	0.1156			

註：***表示 1% 顯著水準。

表 B-2 成長型基金之個檔基金波動擇時能力表現

基金名稱	g_{mpt}	p-value	基金名稱	g_{mpt}	p-value
友邦巨人	-198.8865	0.0026***	怡富基金	-194.229	0.0042***
群益中小	-210.4445	0.0014***	怡富台灣增長	-207.7343	0.0023***
匯豐成長	-135.7065	0.1681	日盛日盛	-186.0219	0.0043***
匯豐成功	-208.9779	0.0049***	荷銀光華	-232.5828	0.0012***
匯豐基金	-188.4317	0.0041***	寶來績效	-187.4044	0.0037***
匯豐店頭五十	-158.0343	0.1199	建弘萬得福	-129.6065	0.1924
保誠元滿	-170.232	0.0085***	統一黑馬	-196.1073	0.0031***
保誠菁華	-221.1297	0.0022***	統一龍馬	-218.6435	0.0021***
景順中信和信	-226.8297	0.0158	統一經建	-202.7479	0.0098***
景順中信潛力	-217.3168	0.104	金鼎概念	-181.7462	0.0054***
景順中信店頭	-155.3467	0.5655	金鼎大利	-329.3892	0.0013***
德信大發	-167.939	0.1567	金鼎寶櫃	-181.0064	0.0084***
國際國民	-134.1175	0.1524	新光台灣富貴	-225.5582	0.0013***
國際第一	-179.0993	0.0061***	永昌基金	-162.5202	0.0047***
國際中小	-94.16178	0.3408	永昌昌隆	-212.6655	0.0025***
元大多元	-127.8789	0.1856			

註：***表示 1%顯著水準。

附錄三

具有波動擇時能力之個檔基金其整體表現

表 C-1 具有波動擇時能力之個檔基金其整體波動擇時能力之表現

Method: Least Squares				
Included observations: 1300				
	積極成長型基金		成長型基金	
變數名稱	估計值	t值	估計值	t值
a_{pt}	-0.0022	-5.1871***	-0.0002	-0.4642
b_{01pt}	-0.0031	-0.1309	0.0157	0.6612
b_{i1pt}	-0.023	-1.0308	-0.0192	-0.8598
b_{02pt}	-0.1498	-3.6053***	0.0086	0.2073
b_{i2pt}	-0.0185	-0.4443	-0.2144	-5.1477***
b_{03pt}	0.6807	9.4796***	-0.3005	-4.1880***
b_{i3pt}	0.0575	0.7991	0.6892	9.5896***
g_{mpt}	-167.1822	-1.9941***	-205.3707	-2.3284***

註：***表示 1%顯著水準。

表 C-2 具有波動擇能力之個檔基金其整體對基金績效之表現

Method: Least Squares				
Included observations: 1300				
	積極成長型基金		成長型基金	
變數名稱	估計值	t值	估計值	t值
a_{pt}	-0.0002	-0.4676	-0.0022	-5.2107***
b_{01pt}	0.0152	0.6374	-0.0052	-0.2185
b_{i1pt}	-0.0209	-0.923	-0.0294	-1.3112
b_{02pt}	0.0076	0.183	-0.1536	-3.7004***
b_{i2pt}	-0.2149	-5.157***	-0.0203	-0.4869
b_{03pt}	-0.3003	-4.1835***	0.6816	9.5118***
b_{i3pt}	0.6904	9.6006***	0.0617	0.8596
f_{mpt}	0.9147	1.9651***	3.4245	2.494***
g_{mpt}	-208.9973	-2.3645***	-180.7599	-2.0482***

註：***表示 1% 顯著水準。