

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

台灣組合型基金波動擇時能力之研究

THE STUDY OF VOLATILITY TIMING IN FUNDS OF FUNDS:
THE CASE OF TAIWAN

指導教授：張鐸瀚 博士
ADVISOR: PH.D. TO-HAN CHANG

研究生：姜志堅
GRADUATE STUDENT : CHIH-CHIEN CHIANG

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

台灣組合型基金波動擇時能力之研究

研究生：姜志堅

經考試合格特此證明

口試委員：張文武

徐清俊

張鐸瀚

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：台灣組合型基金波動擇時能力之研究

研究生：姜志堅

指導教授：張鐸瀚 博士

論文摘要內容：

台灣組合型基金選擇適當的共同基金和債券做為投資標的物，因專業評估能有效分散投資風險，所以逐漸受到共同基金投資者的歡迎。文獻上以報酬擇時能力來評量共同基金績效時，模型仰賴 beta 風險係數符號固定的假設，與真實市場中風險隨機的情況不符。本文以 GARCH (1,1) 模型和 EGARCH (1,1) 模型分別計算 2003 年 7 月至 2003 年 12 月期間內加權股價指數與十年期指標公債的波動擇時係數，探討台灣組合型基金經理人波動擇時能力是否為影響基金績效的重要因素，並檢視能掌握波動擇時能力的基金是否會有較高的報酬。

本研究發現波動擇時能力是組合型基金績效的影響因子，台灣組合型基金若是擁有股票市場之波動擇時能力，則可以增加其組合型基金之績效，而債券市場之波動擇時能力，不能顯著影響台灣組合型基金之績效表現。對於基金的績效表現，股票市場波動擇時能力比債券市場波動擇時能力更為重要。研究建議台灣組合型基金之經理人應該先注重股票市場之波動擇時：在確定投資股票市場之比例之後才決定投資於債券市場的金額以分散風險，如此可創造組合型基金較佳之報酬率。

關鍵詞：組合型基金、波動擇時、績效

Title of Thesis : The study of volatility Timing in Funds of funds:
The Case of Taiwan

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

Graduate date : June 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Chih-Chien Chiang **Advisor :** Ph.D. To-Han Chang

Abstract

Funds of funds in Taiwan are increasingly popular avenue that the managers of funds offer investors the advantages of diversification and professional assessment for risk on mutual funds and bonds investment. In the literatures the assumption of constant beta coefficient for return timing do not conform the reality. This paper examines the volatility of the daily stock market returns and bond market returns during July to December of 2003 by utilizing the GARCH (1,1) and EGARCH (1,1) specification respectively.

The analysis indicates that volatility timing is an important factor in the returns of funds of funds in Taiwan. The fund managers can hold volatility timing of the stock market and it has led to high risk-adjusted return. In details, volatility timing of stock market can significantly promote the performance of funds of funds; however, volatility timing of the bond market cannot affect the performance funds of funds. Therefore, the managers of funds of funds in Taiwan should invest the stock market primarily and then invest the remaining capital on the bond market to disperse the risk over the portfolios.

Keywords : Funds of funds, Volatility timing, Performance

目 錄

博碩士論文授權書	i
準碩士推薦函	ii
論文口試委員審定書	iii
版權宣告	iv
中文摘要	v
英文摘要	vi
目錄	vii
表目錄	viii
圖目錄	ix
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	4
第三節 研究目的	6
第四節 論文架構	7
第二章 理論基礎與文獻探討	9
第一節 共同基金績效評估之傳統模式	9
第二節 共同基金選股與擇時能力之意義	12
第三節 共同基金選股與擇時能力模型	14
第四節 國內外相關基金績效實證研究	20
第三章 研究方法	26
第一節 樣本的選取	26
第二節 變數操作與定義	27
第三節 實證模型的建立	29
第四節 模型配適檢定	36
第五節 研究流程	42
第四章 實證研究	44
第一節 基本統計量	44
第二節 股票與債券市場報酬率波動變異數之計算	45
第三節 台灣組合型基金波動擇時能力分析	53
第五章 結論與建議	58
第一節 結論	58
第二節 後續研究建議	60
參考文獻	62

表 目 錄

表 1-1 國內組合型基金發展現況	4
表4-1 加權股價指數與十年期指標公債殖利率敘述統計量(日報酬)	45
表 4-2 台灣組合型基金敘述統計量(日報酬)	45
表 4-3 變數之單根檢定統計量(日報酬)	46
表 4-4 樣本期間樣本公司股票報酬基本統計檢定	47
表 4-5 加權股價指數與十年期指標公債殖利率之不對稱檢定	49
表 4-6 加權股價指數與十年期指標公債殖利率報酬序列 AIC 值	50
表 4-7 波動擇時能力與基金報酬率表	53
表 4-8 波動擇時迴歸分析結果	55
表 4-8 波動擇時迴歸分析結果 (續)	56

圖 目 錄

圖 1-1 論文架構圖	8
圖 3-1 研究流程圖	43
圖 4-1 加權股價指數走勢圖 (2003.8~2003.12)	51
圖 4-2 加權股價指數日報酬變異數走勢圖 (2003.8~2003.12)	51
圖 4-3 十年期指標公債殖利率走勢圖 (2003.8~2003.12)	52
圖 4-4 十年期指標公債殖利率日報酬變異數走勢圖 (2003.8~2003.12)	52

第一章 緒論

第一節 研究背景

組合型基金的出現，最早是在 1990 年的美國所發展出來的新式投資工具。簡單來說，組合型基金和一般基金最大的差別，不是以股票或債券為投資標的，而是以「基金」為投資標的。台灣組合型基金的投資標的，為所有通過證券暨期貨發展委員會通過在台灣公開發行之基金，皆可為台灣組合型基金投資的選擇。一般的共同基金的種類繁多，有股票型、債券型、平衡型、甚至海外區域型等等，基金的投資人原本必須獨自挑選投資的風險與種類，但組合型基金的出現，卻可以使投資人利用有限的資源，透過專業經理人的操作，不但節省了挑選基金的時間，更可以達到分散風險的目的。以美國為例，在美國有 8000 多支共同基金，一般人想要在這麼多支共同基金之中挑選績效良好的基金做投資並不容易。台灣的共同基金數目也愈來愈多，故台灣組合型基金的出現有其必要性，台灣組合型基金之績效表現，也將成為基金投資人在投資時重要的參考指標。

組合型基金的好處很多，除了透過基金專業經理人挑選績效優良之共同基金做投資外，同樣也擁有過去共同基金集合大眾的資金來多角化分散風險的好處。除此之外，投資人更可以透過組合型基金投資其他基金的優勢，適時的依據市場投資環境的情況，來調整投資在各個不同市場的投資比例。所以組合型基金除了保有原共同基金的特性外，更有許多比原來共同基金更多值得投資人參考的地方。

根據過去的文獻可以得知，選擇基金的指標有很多種，如 beta 係數、夏普指數、

經理人的更換頻率、過去的操作績效、經理公司的信譽…等等，都能作為評量基金的基礎。可是就單一投資人而言，若是要同時考慮以上的因素來挑選最佳的基金，其所花的時間、精力，可能並不符合經濟效益，甚至投資報酬的結果也不一定符合之前所預期，且目前國內投信發行的各類基金約有四百多檔，所以篩選基金、追蹤基金績效、掌握各基金投資策略及調整其投資組合策略等，過程的繁複性及資訊取得之方便性，非一般投資人能力所及，因此委由專業經理人代勞可降低投資人因為「資訊不對稱」(Asymmetric Information)而遭致的投資風險。

就分散風險的角度來說，很多人都以為不要把雞蛋放在同一個籃子裡就是分散風險，其實並不盡然，如果投資組合內的子基金彼此的相關性太高，則並不能達到風險分散的效果。但若投資人自行購買多種類型的基金，則必然需要投資龐大的資金才能達到分散風險的效果，而組合型基金正好能集合所有投資人的資金來做完整的資產配置，對投資人而言，不論投入資金的多寡，都可以藉由專業經理人的集中管理而有效的分散風險。

另外，一般的共同基金皆有投資標的限制，例如股票型基金大部分的資金投資於股票，債券型基金大部分的資金投資於債券，但在瞬息萬變的投資環境之中，單一投資限制之基金並不能適時的迅速且正確的調整投資組合的比例。當然股票型基金吸引的多是風險承受程度較高的投資者，債券型基金吸引的多是風險程度較低的投資者，但組合型基金卻能隨時根據市場狀況調整投資組合的比例，如此更能吸引到不同風險承受能力的投資人之青睞，故組合型基金有可能成為未來共同基金市場上的主體，可以吸收到大筆的資金。

所以，組合型基金之經理人除了必須具備專業挑選基金的能力，挑選出最佳的子基金來當做投資組合的標的，並且需時時觀察，調整旗下子基金的報酬、所占投資組

合的權重，持有時間...等，除此之外也必須有能力作資產配置，考慮旗下子基金的相關性，在能同時兼顧報酬與風險的情況下，達到相同風險下報酬率最高，或相同報酬率之下風險最小的投資組合。

台灣組合型基金為國內一全新的基金商品。民國 92 年四月台灣第一支元大精華組合基金成立，可投資標的規範包括國內投信發行之股票型、債券型、平衡型、海外型，及 ETF 等新種基金商品，均在可投資範圍之列。通常國外的組合型基金在產品的設計上，會依不同風險屬性，設計出如積極、穩健、保守型等不同類型，以提供不同投資人選擇出最合適的組合。不過，台灣的組合型基金概念比較不一樣，主要是因為台灣和美國的共同基金市場發展處於完全不同階段，美國已經十分成熟，其組合型基金更細分為股票組合型基金、債券組合型基金等等不同的種類。台灣則正始於萌芽期，故台灣組合型基金並未再作細分，所以台灣的組合型基金和國外並不完全相同。

國內至今年九月底為止，已交易之組合型基金各數為六支。組合型基金之法規不斷修正與放寬，一開始並不能投資其投資標的為國外之共同基金，後來開放成只要經過證期會核准通過之共同基金皆可為台灣組合型基金之投資標的，最後再通過可投資於 ETF 指數型基金，使得台灣組合型基金更臻成熟。台灣共同基金數目雖不像美國那麼多，但在共同基金個數不斷增加之下，或許有朝一日，台灣也會出現專門以某種市場為投資標的的股票組合型基金、債券組合型基金、甚至科技組合型基金等等。現階段台灣之組合型基金其發展的現況，如組合型基金之成立日期、子基金的篩選過程、投資標的等整理於表 1-1。

表 1-1 國內組合型基金發展現況

	元大精華 組合基金	保誠運籌 人生基金	新光冠軍 組合基金	怡富安家 理財基金	金復華 系統組合 基金	富鼎精選組 合基金
成立日期	92/04/07	92/06/27	92/07/02	92/07/07	92/07/23	92/07/30
子基金篩 選邏輯	以 Sharpe、Treydor、Jensen、I/R、 β 等績效指標加上基金公司及經理人等因素作為計算參數，作為選擇出子基金集合的依據。	以 Sharpe、Treydor、Jensen、I/R、 β 等績效指標作依據。	考量短、中、長期績效，從月、季、一年、二年績效表現較佳的基金來挑選。	取過去一年及三年績效排名同類型前三分之一者。基金規模十億以上。週轉率低於同類型基金平均值。	Sharpe、Treydor、Jensen、I/R、 β 等績效指標作依據。	以 Sharpe、Treydor、Jensen 等績效指標加上基金公司及經理人等因素作為計算參數。
投資標的	國內投信募集之海內外基金近 400 檔，組合基金最低投資 5 檔基金。					

第二節 研究動機

組合型基金為台灣新式投資工具，投資人所關心的議題，在於基金經理人對投資組合的績效評估能力，故基金經理人的績效將影響投資人對於其基金經理人的選擇。台灣的共同基金總類繁多，投資人選擇不易，所以研究台灣組合型基金是否有挑選基金的能力與波動擇時的能力是有其必要的。Fama(1972)首先提出了將基金之績效區分選股能力及擇時能力，此種區分方式已被視為評估基金管理者績效貢獻的有效工具，而能將優良績效區分為以上兩種來源之能力，將能對於基金管理者的表現作為一較佳的評估。國內過去對基金績效的評估，一向偏重於傳統模式來評估基金整體績效，如

Treynor(1965)、Sharpe(1966)及 Jensen(1968)三指標來評估各基金整體績效。至於基金經理人之管理能力選股能力或擇時能力，相對於國外近年來的研究則較少。

傳統的報酬擇時的績效評估模型，由於受到本身理論的限制，以至於在實證過程上會面臨到市場投資組合設定、系統風險 β 係數的假設、實用性及與現實情況不符的問題，所以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再加以延伸，否則對市場擇時能力的部分皆無法評估。更重要的，傳統的報酬擇時三模式，並不能特別顯現基金績效優良的原因，是來自於優秀的基金經理人。但優秀的基金經理人所產生的較佳的績效，往往是由於其具有選擇市場時機(market timing)或預測個別資產報酬的能力(selection ability)，故後續的學者才提出了以衡量基金經理人的表現，所提出之波動擇時能力來評估基金績效。

為了避開傳統模式的缺失，所以近年來學者熱烈探討的課題多以波動擇時來評估基金的選股與擇時能力。Engle(1982)、Nelson(1991)的實證結果發現，波動會有群聚的特性，可以較客觀的觀察、評估與預測。即當這一期的波動幅度較大時，下一期的波動也會較大；反之，當這一期波動幅度較小時，下一期的波動也會較小。故以波動擇時的能力來檢視共同基金的績效，可以瞭解基金經理人之是否具波動擇時能力，能夠迅速且適當的調整投資組合的比例，為投資人創造更高的報酬。

由以上的敘述可知，選評共同基金時績效是重要指標，影響績效的其中一個因素為基金經理人之選股與擇時能力。但因後來研究發現傳統的報酬擇時有很多與真實市場狀況不同的問題，因此就有學者人開始討論波動性擇時的能力與波動性擇時對績效的影響。因此本文的研究動機，也就是瞭解台灣組合型基金經理人之是否具備挑選基金及股票與債券市場的波動擇時能力，迅速且適當的調整投資組合的比例，為投資人

創造更高的報酬。本論文嘗試利用市場波動性與組合型基金報酬的關聯，來探討組合型基金的擇時能力，其概念是藉由基金經理人是否能預測市場的波動，進而調整基金的投資組合的波動擇時能力。

第三節 研究目的

台灣組合型基金依據法令的限制，只能投資於國內股票與債券市場。針對台灣組合型基金之特殊性，本論文探討台灣組合型基金與股票市場、債券市場之波動性對基金績效的影響，希望能達到以下的目的：

一、探討台灣組合型基金報酬與股票市場波動性之關係

運用 Jeffrey(1999)的波動擇時模型，探討台灣股票市場波動性對台灣組合型基金績效的影響。當股票市場波動性增加時，對於台灣組合型基金績效的影響是正面的還是負面的、影響程度是大還是小，並且比較所有台灣組合型基金之股票市場波動擇時的能力是否顯著影響基金之報酬。

二、探討台灣組合型基金報酬與債券市場波動性之關係

運用 Jeffrey(1999)的波動擇時模型，探討台灣債券市場波動性對台灣組合型基金績效的影響。當債券市場波動性增加時，對於台灣組合型基金績效的影響是正面的還是負面的、影響程度是大還是小，並且比較所有台灣組合型基金之債券市場波動擇時的能力是否顯著影響基金之報酬。

三、綜合討論股票市場與債券市場波動擇時能力對基金報酬的影響

運用 Jeffrey(1999)的波動擇時模型，綜合討論股票市場與債券市場之波動擇時能力對台灣組合型基金報酬的影響，試著讓基金經理了解那個市場的波動擇時能力，對於基金績效的表現較為重要。

第四節 論文架構

本論文共分為五個部分。第一章為緒論：說明本文之研究背景、動機、目的及全文之章節架構；第二章理論基礎與文獻探討：探討有關共同基金選股與市場擇時能力模式、整體績效指標理論，及國內外實證文獻；第三章研究設計：說明研究架構、變數之操作定義、研究的範圍、研究所採用的模式、研究假設、所需進行的統計檢定及研究限制等。第四章為實證結果及分析：針對資料做檢定，之後分析台灣組合型基金，根據各選股、擇時能力模式指標，來評估國內組合型基金挑選基金能力與對股票與債券市場之波動擇時能力對績效之關係、國內組合型基金之整體績效。第五章則為結論與建議：除了綜合結論之外，更詳細說明了本研究所遭遇的限制，提供後續研究者參考。本論文之架構列示於圖 1-1。

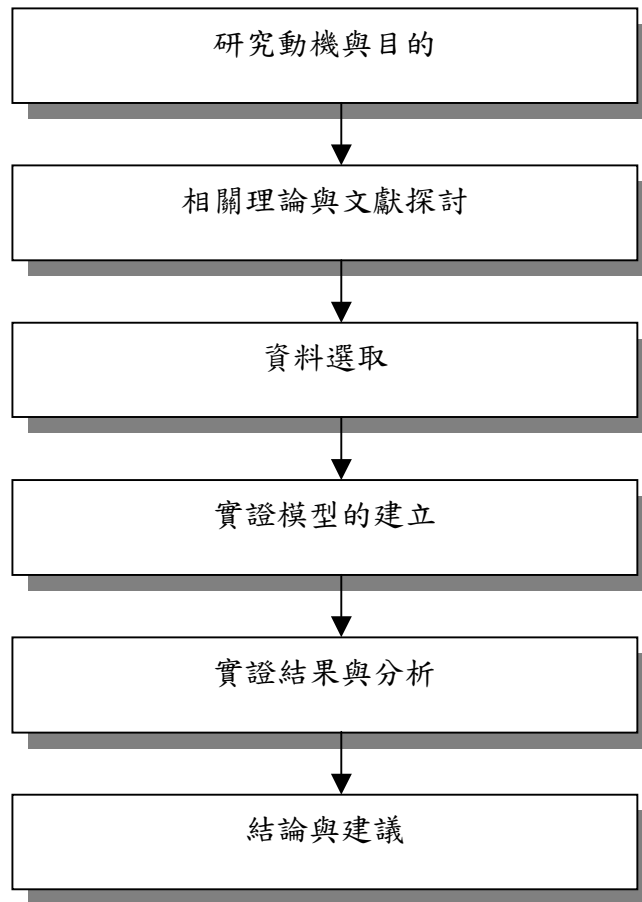


圖 1-1 論文架構圖

第二章 理論基礎與文獻探討

第一節 共同基金績效評估之傳統模式

多年來有關共同基金的績效評估之研究，一直是學者所熱烈探討的領域、傳統上對於共同基金績效的評估大部分著重於其整體績效之評估，不外乎以 Treynor(1965)、Sharpe(1966)及 Jensen(1968)為績效衡量的指標，或引用由 Jensen(1968)發展，而後由 Blume and Friend(1973)證明之模式，來比較基金與指標投資組合，以判斷基金績效是否良好。對於共同基金風險的衡量，則常以投資報酬率的變異數來表示之。上述傳統的績效評估方式，多源於資本資產訂價理論(CAPM)。有關共同基金績效評估之傳統模式以下分別討論之：

一、Treynor 指標

Treynor(1965)藉由包含投資組合 β 係數，來評估投資組合績效；而 β 值之估計可由特性迴歸線(character line)求得。特性迴歸線其式如(2-1)所示：

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-1)$$

其中 α_p 中為投資組合 p 的截距項係數， β 為投資組合的beta係數。 β 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 β 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，因此其後導出 Treynor 的績效指標：

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

(2-2)式中，當 β 愈大，則投資組合隨市場投資組合波動程度也就愈大，此方程式又稱為報酬對波動之比率(reward-to-volatility ratio)。當 T_p 愈大，表示投資組合的績效愈佳。

二、Sharpe 指標

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，其所建立的評估指標如下所示：

$$S_p = \frac{\overline{(R_{pt} - R_{ft})}}{\sigma_p} \quad (2-3)$$

其中 $(\overline{R_{pt} - R_{ft}})$ 即為投資組合的超額報酬，將其除以報酬的標準差 σ_p ，所得即為Sharpe指標，代表每一單位風險所得的額外報酬。由於該指標係以超額報酬的變異數為其風險調整項，故又稱為報酬對變異之比率。

當 S_p 愈高，代表投資組合的績效愈佳，反之則愈差。因此雖然基金在不同的平均報酬或不相等的風險下，仍能評估其績效。相較於Treydor指標，其評估模式相當類似，不同之處僅在分母項，Treydor指標是以系統風險 β 代替之。

三、Jensen 指標

Jensen(1968)將證券市場迴歸線加以修正，使其成為一績效評估指標，其模式如下所示：

$$E(R_{pt} - R_{ft}) = J_p + \beta_p E(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-4)$$

其中 J_p 代表投資組合 p 之 Jensen 指標， β_p 代表投資組合之 beta 係數，而 ε 為誤差項。Jensen 透過多期的迴歸模式來求算(2-4)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 愈大時代表投資組合的績效愈佳，反之則愈差。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，在於 J_p 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。

上述三個傳統模式所面臨之問題，在國外相關的實證文獻相當多。由於其皆源於傳統的 CAPM 理論假設，所以在實證上會面臨一些問題：

(一) 市場投資組合設定的問題

Roll(1977)即指出，由於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。

(二) 系統風險 β 係數假設的問題

由於 CAPM 理論基礎下隱含投資組合系統風險水準 β 是穩定不變的常數，但事實上， β 係數往往隨基金經理人對市場變動的預期而調整，亦即是不穩定的，因此導致證券市場線(SML)的分析容易失去意義。

(三) 未能區隔出基金經理人所擁有之資訊品質

以傳統的評估模式評估績效過於籠統，並不能將基金管理者所擁有的資訊品質區隔出來。擁有良好的資訊品質，亦會對基金未來的績效有所影響。

由以上的傳統模式所產生的問題可以得到初步的結論，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再加以延伸，否則對市場擇時能力的部分皆無法評估。而第三個資訊品質的問題，則更是引發本文研究之主要動機。基金經理人優秀績效的產生，往往是由於其具有選擇市場時機(market timing)或預測個別資產報酬的能力(selection ability)，而通常投資組合管理者也常常稱自己為市場擇時者或股票挑選者(stock pickers)，所以後續的學者才提出了以選股與擇時能力來評估基金績效。

第二節 共同基金選股與擇時能力之意義

基於上述傳統模式的缺失，Jensen(1968)指出，基金經理人應具備變動其投資組合風險水準的能力。而 Fama(1972)也提出相關議題，建議將績效作一更嚴格的劃分。因此在評估基金的績效時，分別以基金經理人的選股與擇時能力來評估是很重要的。

且基金經理人的良好績效往往來自其優良的選股能力與擇時力，因此在評估基金績效時，有必要將基金的績效，分別從選股與擇時能力來探討。Fama(1972)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：

一、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，其中包含了確認個別股票相對於一般股票是否低估或高估的能力，而依資本資產訂價模式(CAPM)而言，具選股能力者，有能力找出那些期望報酬率顯著脫離證券市場線之證券，而從中獲得超額的報酬。選股能力的好壞通常以 Jensen 指標作為參考的依據。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。

二、擇時能力(Market timing ability)

市場擇時能力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，如果成功預測之下，將能賺取相較於適當指標為高的超額報酬。擇時能力指標通常觀察資本資產訂價模式(CAPM)中之 β 係數是否顯著來做判斷，也就是基金經理人是否可以隨著投資環境的改變，來調整其投資組合來賺取超額報酬。

第三節 共同基金選股與擇時能力模型

在傳統的 CAPM 模型之下，評估基金擇時能力時，會面臨 β 係數穩定性的問題，因為投資組合的系統風險為一固定的常數是 CAPM 模型的假設之一，亦即 β 係數不會隨時間而變動。但在現實中此一假設通常無法成立，因為對於共同基金而言，基金經理人通常在主動管理下，必定會買入或賣出資產而產生一變動的系統風險，因此若依然使用傳統的模型來分析績效，將難以評估出基金經理人如何管理風險中，不可分散風險水準中的部分對績效所造成的影響。

為了避免傳統 CAPM 模式對於 β 係數不符實際的假設，並且能區隔管理者之資訊品質，後續的研究者運用模型來評估績效時，針對 β 之假設可分為兩大類。第一類分析方式，係將投資組合的 β 係數視為二項變數，即限定在多頭市場為一值，而空頭市場則為另一值。第二類模式則是視投資組合 β 為隨機變數，將其值隨著時間的變動而變動。以下分別介紹選股與擇時能力績效的評估模型：

一、Treynor and Mazuy 傳統二次式模型

Treynor and Mazuy(1966)認為若基金經理人具有擇時能力，便應可以預測市場未來的走勢，在多頭市場時可以藉由提高投資組合之風險水準以獲得較高之報酬；在空頭市場時則降低風險以減少損失，故資產組合的報酬應是市場報酬的二次函數，其所建立的迴歸模式如下：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2(R_{mt} - R_{ft})^2 + \varepsilon_{pt} \quad (2-5)$$

其中 α_p 代表基金 p 的截距項， β_1 為市場報酬之 beta 風險係數， β_2 為市場報酬

平方之 beta 風險係數。若 $\beta_2 > 0$ ，則表示當市場為多頭走勢時，亦即 $(R_{pt} - R_{ft}) \geq 0$ ，此時基金的風險溢酬 $(R_{pt} - R_{ft})$ 的上漲幅度會大於市場空頭走勢時風險溢酬之下跌幅度，此時表示基金具有擇時能力，因此 Treynor and Mazuy 是利用檢定 β_2 是否為零來判斷基金經理人是否具有擇時能力。在選股能力方面，當市場投資組合報酬率等於無風險利率時，該基金尚可獲得 α_p 的淨報酬，故可用 α_p 來判斷基金經理人是否具有選股能力。此處的 α_p 與 Jensen Index 不同之處在於它已對擇時能力做了調整，明確的分離了選股能力與擇時能力。

二、區分為多頭與空頭市場模式(UD 模式)

UD 模式最主要的特色係運用選擇權評價的觀念，將市場區分為多頭(Up)及空頭(Down)市場兩種情況，作為衡量擇時能力的依據。

(一) Henriksson and Merton 模式

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：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 \text{Max}(0, R_{ft} - R_{mt}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-6)$$

其中 α_p 代表選股能力的指標， β_2 為擇時能力指標。

1. 當市場狀況良好時，即 $R_{mt} \geq R_{ft}$ ，則(2-6)式可簡化為：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-7)$$

2. 當市場狀況不佳時，即 $R_{mt} \leq R_{ft}$ ，則(2-6)式可簡化為：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + (\beta_1 - \beta_2)(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-8)$$

此模式以 β_2 為績效能力之指標，若 $\beta_2 > 0$ ，則在市場狀況不佳時， β 係數會由 β_1 變小為 $(\beta_1 - \beta_2)$ ，此表示基金經理人在市場狀況不佳時，會調整期基金之 β 值以減少損失，若 β_2 夠大而使得 $(\beta_1 - \beta_2) < 0$ ，則表示基金經理人可以逆勢獲利，因此當 β_2 顯著大於零時，代表了基金經理人具備擇時的能力。

(二) Chang and Lewellen 模式

Chang and Lewellen(1984)利用 Henriksson and Merton(1981)之模型加以修改後，評估共同基金之選股與擇時能力，其所建立的模型如下所示：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1 \text{Min}(0, R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 \text{Max}(0, R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (2-9)$$

其中 α_p 代表選股能力的指標， β_1 為空頭市場之 beta 風險係數， β_2 為多頭市場之 beta 風險係數。由於 β_1 代表空頭市場之 β 係數， β_2 則表示多頭市場之 β 係數，所以經由對 $(\beta_2 - \beta_1)$ 之檢定，可判斷基金之擇時能力，若其值顯著大於零表示該基金具有擇時能力；而檢定 α 之值即可衡量基金之選股能力，若 α 值顯著大於零，表示該基金具選股能力。

Chang and Lewellen 針對 1971 年至 1979 年美國 67 支共同基金之月資料，進行該模型之檢定，結果顯示 42 支基金之 $(\beta_2 - \beta_1)$ 顯著小於零，故整體而言，這些基金並不具備市場擇時能力。此外在選股能力的檢定上，雖有 41 支基金 α 值大於零，但僅有 3 支為顯著，故大多數支基金均不具備選股的能力。

(三) UD 模式的缺失

Lockwood and Kadiyala(1986)認為，雖然 UD 模式已成為一標準的績效評估模式，但對其投資組合管理者仍有一個限制，那就是 UD 模式是假設基金管理者，調整其投資組合是一個突然的過程，亦即當 $(R_{mt} - R_{ft})$ 發生正負符號的變動時，基金管理者才會調整其投資組合，此時系統風險 β 才會發生改變，此一假設並不符合市場上真實的情況，所以之後的研究轉變為 β 是隨機變動模式，以修正 UD 模式的缺點。

三、 β 係數隨機變動(stochastic variable)模式

Chen and Stockum(1986)使用一般化系統變異參數迴歸程序，同時檢定共同基金之選股能力、穩定性與擇時決策，其模式假設 β 為不穩定的，且會隨著市場趨勢支變動而跟著變動，而其行為可區分為市場擇時和隨機行為，其 β 可表示如下：

$$\beta_{pt} = \overline{\beta}_p + \theta_p R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (2-10)$$

β_{pt} 代表目標 beta， $\theta_p R_{mt}$ 代表市場所產生的變動。(2-10)表示基金之系統風險

可分解為 β 、 $\theta_p R_{mt}$ 及 ε_{pt} 三項。 β 代表平均 β (或目標 beta—表示當基金經理人沒有市場擇時能力時之 β 水準)，而 $\theta_p R_{mt}$ 代表由於基金經理人之市場擇時行動所導致的改變，最後一項為殘差項 ε_{pt} 。

基金經理人在從事市場擇時活動時，將根據其對市場的期望來調整投資組合 β 。換言之，由於低的 β 及高的 β 股票對於市場變動回應程度不同，因此即使基金經理人並未積極於市場擇時的操作，投資組合的 β 亦會變動。假如基金經理人未重新調整投資組合，由於投資組合之 β 會不斷變動，因此隨機誤差項 ε_{pt} 反應了非系統因素所造成 β 之變動。由於 β_{pt} 是無法直接觀察到的，所以需將(2-10) 代入 $R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + u_{pt}$ ，代入後可得(2-11)：

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \bar{\beta} (R_{mt} - R_{ft}) + \theta_p (R_{mt} - R_{ft})^2 + w_{pt} \quad (2-11)$$

$$w_{pt} = u_{pt} + \varepsilon_{pt} (R_{mt} - R_{ft})$$

其中 θ_p 代表了基金的擇時能力，檢定 θ_p 是否顯著大於零，即能得知基金是否具備擇時能力。而由衡量 ε_{pt} 反應的變動，將能反應出 β 不穩定來源中，由非市場因素所導致的部分。

四、波動擇時文獻

雖然後續的學者提出了多種假設的方法，試著解決系統風險 β 係數假設的問題，但不管是使用多空的 UD 模式，還是 β 隨機模式，仍然無法完全的代表市場上真實的情況，所以近代的學者，提出了不考慮 β 係數的波動擇時，試著探討基金經理人是否有能力隨時跟隨著投資標的變動，從而討論基金經理人操作績效的

能力。

Bree, Glosten and Jagannathan(1989)不但利用數學式證明股票價格波動性與系統風險的關係，更說明當股票市場價格之波動性增加的時候，投資人必須要降低持股比率才能獲得較高的報酬率。Jeffrey(1999)探討共同基金波動擇時能力之研究，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)，採用一因子、三因子與四因子等評估方法，結果發現：波動擇時確實可以顯著影響共同基金之績效；而利用波動擇時來評估共同基金之績效也的確比報酬擇時來得好。

王介志(1999)主要是對於基金經理人在擇時的時候，關於訊息使用上，提出一個更合理的假設，試圖解釋過去在實證結果一些不合理的現象。作者以國外 67 檔開放型基金進行研究，期間為 1968 年 1 月至 1990 年 12 月，使用月資料，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)的評估方法，加入變異數的考量後，變成一個新的模型。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，以新模型評估擇時能力較為準確，且愈積極的基金，其經理人表現出愈佳的擇時能力，而基金相對的也有較高的報酬，但卻有較差的選股能力；又基金經理人擁有擇時能力，比擁有選股能力對基金報酬的影響還要來的大。

Jeff and Barbara(2001)利用條件平均數—變異數分析架構，探討波動擇時對投資組合之經濟價值。結果發現在相同的目標報酬與波動性之下，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)評估投資者在亞洲金融風暴後的波動性擇時價值，也就是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。結果發現使用更平滑的波動性估計值(即遞減率愈小，半衰期 half-life 愈大)，將更能夠增加波動性擇時的經濟價值，也就是波動性擇時能力的確可以作為評估投資組合價值之工具。

Jeff and Barbara(2003)利用每日日內資料的報酬之條件平均數—變異數分析，結果發現實際波動性的價值，使得投資組合的績效表現的更好。

從以上文獻可以得知，由於市場報酬較難去預測，而導致報酬擇時能力的不確定性，故近代學者不斷利用新的方法企圖提出一個更合理的假設，試圖解釋過去在實證結果上一些不合理的現象。而利用波動擇時能力來探討基金績效，就可以擺脫 β 係數假設不符合實際的問題，又可兼顧基金經理人擇時能力之評估，故本篇文章利用波動擇時的方法來探討組合型基金之績效。

第四節 國內外相關基金績效實證研究

一、國內實證研究

國內共同基金相較於國外共同基金成立的時間較短，故相關的基金實證研究著作並不多。而其實證的重心多偏重於以 CAPM 為理論基礎進行整體績效的評估，有關擇時與選股能力的探討多偏重於 UD 模式或傳統模式。國內共同基金績效之實證，有關擇時與選股能力的文獻如下：

楊誌柔(1988)，使用 Treynor and Mazuy(1966)、Henriksson and Merton(1981)及 Chen and Stockum(1986)之迴歸式，來檢定共同基金之選股與擇時能力，經由

實證分析後得出以下實證結果：1.以 Jensen(1968)、Trey nor and Mazuy(1966)或 Henriksson and Merton(1981)模式，皆檢定不出基金具有選股能力，即當市場淨報酬為零時，各基金淨報酬並未顯著大於零。2.以 Treynor and Mazuy(1966)及 Henriksson and Merton(1981)模式檢定基金平均擇時能力時，發現僅一基金顯著具有擇時能力，其餘基金皆不顯著。3.以 Chen and Stockum(1986)模式來檢驗各基金 β 係數之穩定性時，僅建弘台北基金顯現出 β 係數移動之現象，且調整方向與市場淨報酬之變動相反。

林明清(1989)，針對國內四個開放式基金，分析其選股、擇時能力發現，在選股能力以建弘及光華表現最好，皆具顯著的選股能力；而在擇時能力方面，四個基金表現皆欠佳，顯示並無擇時能力的存在。

陳勝源(1989)，以 Chen and Stockum(1986)和 Chang and Lewellen(1984)加上持股比率來研究國內 12 個共同基金。從 1987 年至 1989 年之間，分別以月資料與週資料，對基金進行選股與市場擇時能力之評估。研究發現國內基金具有選股能力，但大部分並不顯著。而就各基金在研判市場趨勢、掌握買賣時機的能力方面，發現國內的基金均不具此能力，甚至誤判大盤，逆勢操作，以致績效不佳。

林淑真(1992)收集國內 11 家共同基金，從 1988 年 5 月第一週至 1991 年 12 月第四週之週資料。對於國內共同基金績效進行評估，有關基金選股與擇時能力之實證結果為大多數國內基金，不管是以 Treynor and Mazuy(1966)，及 UD 模式進行評估，結果發現均不具擇時能力；在選股能力方面，結論為大部分的基金皆具有正的選股能力。

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) 評估模式。結果發現：(1)多數基金在各模式的評估下，皆不具顯著的選股能力；(2)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；(3)基金選股能力與市場時機掌握能力兩者之間，有抵換關係存在；(4)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，而選股能力則相反。

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：(1)國內基金普遍有正的選股能力，但其值皆不顯著；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；(2)選股與擇時兩方面能力在 Chang and Lewellen(1984)模式下，呈顯著負相關，顯示基金經理人在兩能力間似乎存在權衡關係。

高千惠(1995)以國內 16 檔共同基金為研究對象，期間為 1989 年 2 月至 1994 年 2 月(月資料)，探討共同基金績效評估之研究，採用隨機優勢法、投資組合變動法等評估模式。結果發現，多數基金經理人具有選股能力與擇時能力，且經理人多能在適當時機掌握獲利較佳之類股，以提高績效。

吳佩玲(1995)，以國內 21 檔基金(16 檔封閉型基金，5 檔開放型基金)為研究對象，期間為 1993 年 5 月至 1995 年 12 月(月資料)，探討影響共同基金績效因素之研究。結果發現國內基金普遍具有正的選股能力，但卻不具擇時能力。

張志宏(1996)以國內 14 檔封閉型基金及 11 檔開放型基金為研究對象，探討台灣共同基金績效之研究，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and

Merton(1981)、Chang and Lewellen(1984)等評估模式。結果發現：基金不具擇時能力，但部分基金具有選股能力。

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、Heriksson and Merton 等評估模式。結果發現：基金不具顯著的擇時能力與選股能力。

王若愚(1998)以國內 15 檔封閉型基金與 2 檔開放型基金為研究對象，期間為 1993 年 6 月至 1997 年 12 月(月資料)，探討共同基金績效之研究，採用持股比率法。結果發現：(1)國內共同基金大部份具有正向的擇時及選股能力；(2)影響實際投資報酬率最重要的來源為擇時及選股能力，其中又以擇時能力影響最大；(3)擇時能力具有持續性。

姚雅玟(2000)以國內 46 檔開放型共同基金為研究對象，期間為 1996 年 1 月至 1999 年 4 月(月資料)，探討基金擇時能力與選股能力，採用 Treynor and Mazuy(1966)、Heriksson and Merton(1981)等模型並加入 GARCH 效果。結果發現：基金在擇時能力方面表現不好，在選股能力方面則表現較好。

國內學者對於國內共同基金績效的實證研究，對於共同基金選股能力與擇時能力的評估上，並沒有一致性的結果。此結論可以說明利用傳統基金績效評估模式，的確會遇到之前所提及之系統風險 β 係數假設等等的問題，以致於影響了國內學者的研究結果，造成沒有一致性結論的現象。故本篇文章利用共同基金波動擇時能力來評估基金績效，試著避免傳統績效評估模式所遭遇的問題，更客觀的評估各基金績效的好壞。

二、國外基金績效之實證研究

國外學者對於共同基金之選股能力、市場擇時能力之相關議題的實證研究很多，早期的實證文獻偏向於基金是有市場擇時與選股的能力。最早的有 Treynor and Mazuy(1966)，以自創的 Treynor and Mazuy 模式，於 CAPM 指標中加入一二次項，檢定市場擇時能力，發現 56 支基金之擇時能力顯著異於零；Kon and Jen(1979) 使用 UD 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檢定共同基金是否有擇時活動，發現 37 支樣本基金在不同風險水準下會有不同的 β ，因此證明大部分的基金會從事擇時活動。

在不具有擇時能力的文獻部分，Veit and Cheney(1982) 檢定多頭與空頭市場是否有顯著的不同來檢定基金之擇時能力，發現樣本基金之中，有 73% 支基金不具擇時能力。Alexander, Benson and Eger(1982) 以 LaMotte-Mcwhorter 檢定，看是否符合一階 Markov 過程，以判斷基金 β 的性質檢定基金之 β 風險是否為隨機的以評估其是否具擇時能力，結果發現大部份基金不具擇時能力。Kon(1983)、Henriksson(1984)、和 Chang and Lewellen(1984) 皆使用 UD 模式評估共同基金選股與擇時績效，其結果發現大部分的基金擇時能力皆不顯著，其選股能力顯著的樣本基金數目也不多。Lockwood and Kadiyala(1986) 以隨機參數迴歸模式檢定基金之選股、擇時能力，實證結果發現基金缺乏選股及擇時能力。Koh, Phoon and Tan(1993) 使用 UD 模式，分別以參數及非參數模式來檢定新加坡基金管理者之擇時能力，實證結果發現非參數檢定基金具擇時能力；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。

三、組合型基金績效之實證研究

Park and Staum(1999) 針對組合型基金多角化做研究。發現組合型基金持有的

基金家數，若保持在 6 檔基金則能使其組合型基金績效表現最好，其中組合型基金績效的比較標的選用道瓊指數，顯示組合型基金績效與大盤指數的表現息息相關。Stephen, William and Bing(2003)研究組合型基金手續費對組合型基金績效之影響。結果發現組合型基金之手續費愈高，對其績效的影響愈大；且組合型基金所定之手續費大小，可以隨著大盤指數的高低來做調整。由此可知，組合型基金雖是以其他基金作為投資標的，但是績效的表現可以以大盤作為比較的基礎。

由文獻中可以看出，研究方法從過去一開始傳統一次式報酬擇時能力、到後來偏重於共同基金有選股與擇時、演變到近期的波動擇時能力，其目的是為了愈來愈符合市場上真實的情況，避免 beta 係數假設錯誤的偏誤。本篇文章試著從波動擇時的角度去探討基金績效的好壞，不但可以比較之前研究之結論，更可以在不討論 β 係數的假設下，更符合市場上真實的情況。

另外由國外上述兩篇文章對國外組合型基金績效的實證研究，結果發現組合型基金的績效，與相對應的大盤指數有顯著的正相關，故本篇論文綜合考慮了過去研究基金績效方法的問題，選擇透過 Jeffrey(1999)的波動擇時模型，研究基金經理人對相對應大盤的波動擇時能力來評估基金績效，除了可以避免傳統績效評估模式所遭遇的問題外，更可以利用客觀的標準來區分各基金之績效表現。

第三章 研究方法

台灣組合型基金為國內一全新的基金商品，投資標的規範包括國內投信發行之股票型、債券型、平衡型、海外型，及 ETF 等新種基金商品均在可投資範圍之列，雖然台灣組合型基金可以投資國內海外型共同基金，但在檢視組合型基金的投資組合時，並沒有發現任何一家組合型基金有投資於海外型共同基金的狀況，故在本研究期間內，台灣組合型基金之投資標的的市場僅限於台灣股票市場與台灣債券市場，所以本研究同時考慮台灣組合型基金，對於股票市場與債券市場兩市場之波動擇時能力。

第一節 樣本的選取

一、研究對象

本研究選取 6 檔國內組合型基金為研究對象。此 6 檔基金成立的時間均不相同，但因為皆為今年新成立之基金，因此選擇的時間範圍涵蓋了所有新基金成立後迄今。在基金成立之初，必須有一段期間來做基本的資產配置，故新成立之第一個月之淨值並不包括在內。國內組合型基金目前為止，最新成立的為富鼎精選組合基金，成立日期為 2003 年 7 月底，故本研究之研究期間從 2003 年 8 月底，至 2003 年 12 月底為止，共八十六筆日資料。

本研究是為了瞭解組合型基金經理人之波動擇時的能力，故在資料的選取方

面採取日資料之淨值，較能充分且即時的反應組合型基金報酬與市場波動的相關性。且台灣組合型基金為台灣新的金融商品，在研究期間內，只有開放投資標地為國內股票型基金、平衡型基金、與債券型基金等三大類，2004年1月以後才陸續開放ETF、三月以後才開放投資國內發行之海外型基金，故在研究期間內，台灣組合型基金依據法令的限制，只有投資於國內股票與債券市場。

所以本研究除了6檔台灣組合型基金淨值日資料外，尚包含了同期間之加權股價指數與十年期公債殖利率等日資料。使用十年期公債指標殖利率作為債券指標時，較不會有新舊券交替時所常出現的價格異常跳動的問題，並且可以加權平均冷熱門債券的樣本權重，作為債券市場的參考指標。故本研究以十年期公債指標殖利率作為債券指標。

二、資料來源

- (一) 組合型基金每日淨值資料取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)。
- (二) 台灣加權股價指數取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)。
- (三) 十年期指標公債殖利率日資料，取自大華債券資料庫。
- (四) 無風險利率取自AREMOS資料庫。

第二節 變數操作與定義

一、基金淨資產價值

基金淨資產價值 NAV_{pt} 乃基金每單位之淨資產價值(總資產-總負債)，由於本

研究係以日資料來進行實證分析，故取該基金每日淨值資料為準，其基金之日報酬率的計算方法如下：

$$R_{p,t} = \frac{NAV_{p,t} - NAV_{p,t-1}}{NAV_{p,t-1}} + \frac{D_{p,t-1}}{NAV_{p,t-1}} \quad (3-1)$$

其中 $R_{p,t}$ 為基金在第 t 期之報酬率， $NAV_{p,t}$ 為基金在第 t 期之淨值， $NAV_{p,t-1}$ 為基金在第 $t-1$ 期之淨值， $D_{p,t-1}$ 為基金在 $t-1$ 期所分配之股利。

二、市場投資組合報酬率(R_{mt})

本研究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，其計算公式如下：

$$R_{mt} = \frac{(IND_t - IND_{t-1})}{IND_{t-1}} \quad (3-2)$$

其中 R_{mt} 為市場投資組合第 t 期之報酬率， IND_t 為第 t 期之加權股價指數， IND_{t-1} 為第 $t-1$ 期之加權股價指數。

三、十年期指標公債殖利率

台灣組合型基金投資標的，在研究期間內，只有開放投資標的為國內股票型基金、平衡型基金、與債券型基金等三大類。而台灣債券交易又以十年期公債的成交量為最大宗，故本研究採用十年期指標公債每日交易之殖利率日資料，計算

其殖利率的波動性。在此定義指標公債乃為同期十年期公債交易之中，交易量最大者。

四、無風險利率(R_{ft})

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，但是國內國庫券市場並不發達，並非每個月都有國庫券的交易。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 4350 億元新臺幣，民眾仍傾向將錢放在郵局定存，深信郵匯局的安全性。因此本文以郵匯局的一個月定存年利率做為無風險利率。由於採用日為研究週期，因此將此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} 為無風險利率， r_{ft} 代表第 t 期郵匯局一個月定存利率，而 r_{ft} 是以年利率表示，所以計算出來之 R_{ft} 為無風險日利率。

第三節 實證模型的建立

一、研究假說

在實證模型的建立之前，先對研究台灣組合型基金提出研究假設。本篇研究是以加權股價指數與債券指數來探討台灣組合型基金之績效，但是台灣組合型基

金的投資標的並不是直接投資於加權股價指數與債券指數，因此在這裡假設台灣組合型基金所挑選的所有投資子基金，包括股票型與債券型，皆能有效的跟隨其所應對應的標的指數，如此才能透過直接研究股價指數與債券指數來探討組合型基金之績效。

二、理論模型文獻

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波動性而使投資者獲取超額的報酬。假設一個k因素報酬一般過程和隨時間變動的因素敏感性，在時間點t+1的基金報酬表示為：

$$R_{p,t+1} = \alpha_{pt} + \sum_{j=1}^k \beta_{jpt} R_{j,t+1} + \varepsilon_{p,t+1} \quad (3-4)$$

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

並假設基金的報酬呈條件常態分配，則 $E_t(\varepsilon_{p,t+1}) = 0$ ， $E_t(R_{j,t+1} \varepsilon_{p,t+1}) = 0$ ，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：

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

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：

$$\sigma_t^2(R_{p,t+1}) = \sum_{j=1}^k \beta_{jpt}^2 \sigma_t^2(\varepsilon_{p,t+1}) \quad (3-6)$$

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

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

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。

為了使預期效用函數值最大，因此控制從 $j=1, 2, \dots, k$ 的 β_{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 β 值，以求其效用最大。微分 $E_t[U_{t+1}(R_{p,t+1})]$ 對從 $j=1$ 到 k 的 β_{jpt} 的影響，得到：

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

$$= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{p,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}]$$

式(3-8)的最後一行乃由 Stein(1973)的邏輯延伸出。

令式(3-8)等於 0 則：

$$0 = E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{p,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}] \quad j=1, \dots, k$$

$$0 = E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})]E_t[R_{j,t+1}] + \beta_{jpt} E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})] \text{var}[R_{j,t+1}]$$

則：

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

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

再將最適的 Beta 值對因素的標準差做比較靜態分析微分，得到：

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

由 Backus & Gregory(1993)，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：

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

則：

$$\frac{\partial \beta_{jpt}}{\partial \sigma_{j,t+1}} \leq 0 \quad (3-12)$$

由式(3-12)可知，市場波動性和市場系統風險呈現負相關，而風險又與報酬呈現正相關，所以波動性與報酬呈現負向的關係。即當市場波動性高的時候，則基金系統風險小；反之，當市場波動性低的時候，則基金的系統風險大。故市場的波動性對於基金的績效表現有相當程度的影響，也就是基金經理人必須時時注意市場波動性的變化來調整投資組合，才能創造更大的利潤，故本研究探討組合型基金在面對兩種市場時的波動擇時能力。

三、實證模型

有關實證模型的分析方面，運用 CAPM 單因子模型來做分析，將模型變更為使用每日資料的頻率並增加落後效果去捕捉波動擇時的現象。其原始的單因子模型表示如下所示：

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{mpt} R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (3-13)$$

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， α_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， β_{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)。 ε_{pt} 表示在時間點 t 下基金 p 的特性報酬。

由於日資料的頻率比起月資料的頻率來的複雜，所以本篇文章增加了落遲效果對基金報酬的影響，參考 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：

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{mpt} R_{mt} + \beta_{vmpt} R_{m,t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (3-14)$$

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， α_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， β_{mp} 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)。 $R_{m,t-1}$ 表示市場 m 在時間點 $t-1$ 下的超額報酬率， β_{vmpt} 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)， ε_{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 展開式去描述市場波動性和時間波動平均值間差異的線性函數，並以市場 Beta 值表現出來：

$$\beta_{mpt} = \beta_{0mpt} + \gamma_{mpt} (\sigma_{mt} - \overline{\sigma_m}) \quad (3-15)$$

將(3-15)式代入(3-14)式，並且針對台灣組合型基金之特性與限制提出假設。在研究期間內，台灣組合型基金的投資標的因為政府尚未大幅開放，故投資的標的僅包含台灣之股票市場與債券市場。本篇研究利用加權股價指數與十年期指標公債殖利率來探討台灣組合型基金之績效表現；另一假設為組合型基金之經理人所挑選之所有子基金，包括股票型與債券型，皆能有效的抓住大盤的波動，

而組合型基金是利用這些子基金來做其投資組合之標的，如此才能比較各個組合型基金之間的績效差異。

加入了債券殖利率波動對組合型基金報酬的影響，則得到本篇文章的模型，即每日單因子波動擇時的模型，顯示如下：

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{0mpt} R_{mt} + \beta_{0bpt} R_{bt} + \gamma_{mpt} (\sigma_{mt} - \overline{\sigma_{mt}}) R_{mt} + \gamma_{bpt} (\sigma_{bt} - \overline{\sigma_{bt}}) R_{bt} + \beta_{mpt} R_{m,t-1} + \beta_{bpt} R_{b,t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (3-16)$$

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， α_{pt} 表示基金 p 在時間點 t 的異常報酬， β_{mp} 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)。 $R_{m,t-1}$ 表示市場 m 在時間點 $t-1$ 下的超額報酬率， β_{mpt} 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)， γ_{mpt} 表示股票市場波動之擇時係數， σ_{mt} 表示股票市場波動性， $\overline{\sigma_m}$ 表示股票市場波動性之平均值， γ_{bpt} 表示十年期指標公債殖利率波動之擇時係數， σ_{bt} 表示債券市場波動性， $\overline{\sigma_b}$ 表示債券市場波動性之平均值， ε_{pt} 為誤差項。

在迴歸式中，必須考慮 ε_{pt} 的異質性，若是迴歸式的誤差項有異質性的現象就把調整迴歸式子，消除 ε_{pt} 誤差項之異質性的現象，如此才能求得具有有效性的參數估計值。

所以本篇文章的首要目標，為股票市場與債券殖利率日報酬之波動性，之後算出波動性之平均值，代入(3-16)式，求出個別組合型基金挑選基金的能力(α_{pt})、股票市場波動擇時能力(γ_{mpt})、與債券市場波動擇時能力(γ_{bpt})。若 α_{pt} 顯著大於零，則代表組合型基金有挑選基金的能力；若 γ_{mpt} 愈小的基金，則表示其基金經

理人愈有能力跟隨股票市場上的變化，即股票波動擇時的能力愈強；若 γ_{bpt} 愈小的基金，則表示其基金經理人愈有能力跟隨債券市場上的變化，即債券波動擇時的能力愈強。

第四節 模型配適檢定

在傳統上處理時間序列模型的估計與檢定，均為最小平方估計法(OLS 模型)，即假設誤差項呈常態分配，且變異數為固定。然而，Engle(1982)、Bollerslev(1986)與 Nelson(1991)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。所以本篇文章的第一步先去檢驗股票市場報酬與債券殖利率是否具有異質性，在進一步去配適最適計算波動性的模型，進而求得股票市場與債券市場波動性的變異數值，再代入迴歸的公式。

一、單根檢定

由於本文所探討的股票市場報酬或是債券殖利率之資料皆為時間序列的型態，故必須先對其特性作進一步檢視。傳統迴歸皆假設殘差項為定態，從而分析其估計式之統計特性，並以此特性作為假設檢定的依據，若殘差項為定態序列時，則在此定態的假設之下所得到的估計式和檢定才具有意義。所以第一步檢定樣本的時間序列是否為定態。其單根檢定的方法一般以 ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定為主，其式子顯示如下：

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \beta_0 R_{t-1} + \sum_{i=1}^P \beta_i \Delta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-17)$$

其中 ΔR_t 表示差分後的市場報酬， α_0 表示截距項， t 表示時間趨勢變數，假設 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ，若檢定結果無法拒絕有單根數的虛無假設 (H_0)，則判斷該時間序列資料 R_t 存在單根，即資料並非呈現常態，所以必須對其原始時間序列作差分處理。

二、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，使得違背了 OLS 模型中的殘差項具同質性的假設。故本研究首先使用 Ljung-Box(1978)的 Q 統計量來檢定加權股票指數與十年期公債殖利率報酬序列，是否具有二階動差自我相關的現象。又如果一方程式有 ARCH 效果時，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 L-B² Q 檢定以及 1982 年的 Engle LM 檢定。檢定是否殘差之二階動差是否會有自我相關的現象。若是 L-B² Q 檢定以及 LM 檢定皆為顯著的情況，則表示加權股票指數與十年期指標公債殖利率報酬序列可以配適 GARCH 或 EGARCH 模型。本研究所用之模型檢定的假設如下：

H_0 ：報酬序列具同質性 H_1 ：報酬序列具異質性

Ljung-Box 統計量計算式如下所示：

$$Q(N) = T(T+2) \sum_{j=1}^N \left(\frac{\rho_j^2}{T-j} \right) \quad (3-18)$$

其中 ρ_j 表示落後 j 期的樣本相關係數， T 表示樣本數。而上述統計分析可以了

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的現象。

三、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 統計量計算式如下所示：

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t^2 = \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2 + \mu_t \quad (3-19)$$

其中 R_t 表示各股第 t 期報酬率， ε_t 表示各股第 t 期報酬殘差項平方， ϕ_i 表示係數值。以上 LM 檢定所得統計量為 $TR^2 \sim \chi^2$ ，若 TR^2 顯著大於 χ^2 則拒絕虛無假設，必須在模式中考慮 ARCH 族之效果。

四、ARCH(q)、GARCH(p,q)、EGARCH(1,1)

Engle(1982)提出 ARCH 模型如下所示：

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3-20)$$

其中 R_t 表示各股第 t 期報酬率， σ_t^2 表示各股價第 t 期異質條件變異數，其為過去參差平方項之函數。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 GARCH 模型，模型如下所示：

$$Y_t = X_t' b + \delta \cdot h_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \quad (3-21)$$

其中 Y_t 表示外生變數 X_t' 的函數， ε_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(1990)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)模型如下所示：

$$R_t = \alpha + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\log h_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3-22)$$

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， γ 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。

五、不對稱性檢定

根據一般學者的研究指出，報酬的條件波動是有不對稱性的效果。本研究進一步應用 Engle 與 Ng(1993) 的方法，檢驗訊息到達對波動的影響效果。Engle 與 Ng 建議了三個診斷方法，分別為符號偏誤檢定(sign bias test, SBT)、負向規模偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正向規模偏誤檢定(positive size bias test, PSBT)。檢定股票條件波動是否具有不對稱效果，以做為不對稱 EGARCH 模型設定的依據。

$$\text{SBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{01} + d_1 S_{t-1}^- + Z_{1t} \quad (3-23)$$

$$\text{NSBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{02} + d_2 S_{t-1}^2 \varepsilon_{t-1}^2 Z_{2t} \quad (3-24)$$

$$\text{PSBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{03} + d_3 S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}^2 Z_{3t} \quad (3-25)$$

SBT 主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若可以預測波動，則波動模型就必須考慮正向未期望報酬與負向未期望報酬對於波動有不同的

影響效果，否則波動模型可能會設定不正確。NSBT是使用來檢查不同大小程度的負向未期望報酬對波動是否有不同的影響效果，若顯著能夠預測波動，則波動模型就必須考慮不同規模的負向未預期報酬對波動的不同影響。PSBT是使用來檢定不同大小的正向未預期報酬對波動是否有不同的效果。

綜合以上波動不對稱性的檢定結果，若加權股價指數日報酬波動具有顯著不對稱性的現象，則使用不對稱性的 EGARCH 模型，較能夠更精準的捕捉到波動的行為特性。若檢定結果並沒有顯著的不對稱效果，則使用 GARCH(1,1)模型來測量標的日報酬之變異數。

六、最適模型配適

ADF 檢定需要決定一個最適的落後期，以修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白色噪音形式。由於加入太多落後期數，將使得拒絕虛無假設之檢定能力下降；但加入太少落後期數，模式將無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大之缺點；究竟要加入多少落後期，則可利用 AIC 準則加以判斷，選擇 AIC 最小者為最適落後期。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 值最小者即為最適模型：

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

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。

第五節 研究流程

本篇文章的主要模型以公式(3-16)式為主：

$$R_{pt} = \alpha_{pt} + \beta_{0mp} R_{mt} + \beta_{0bp} R_{bt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \overline{\sigma_{mt}}) R_{mt} + \gamma_{bp} (\sigma_{bt} - \overline{\sigma_{bt}}) R_{bt} + \beta_{mp} R_{m,t-1} + \beta_{bp} R_{b,t-1} + \varepsilon_{pt}$$

其中 R_{pt} 、 R_{mt} 、 $R_{m,t-1}$ 、 R_{bt} 、 $R_{b,t-1}$ 四個變數在資料蒐集之後為已知變數，之後利用已蒐集之資料，分別對加權股價指數日報酬與十年期指標公債殖利率作單根與異質性檢定，看看是否可找出一條最適計算其變異數之模型(例如 Jeffrey(1999)中之 EGARCH(1,1))，之後利用最適模型計算代表示股票市場波動性之 σ_{mt} ，與代表示債券市場波動性之 σ_{bt} 。最後再利用迴歸式算出各項之係數值。其中 γ_{mp} 表示股票市場波動之擇時係數， γ_{bp} 表示指標公債殖利率波動之擇時係數。其中 γ_{mp} 、與 γ_{bp} 值愈小，表示基金經理人之波動擇時能力愈高。研究流程如下圖 3-1：研究流程。

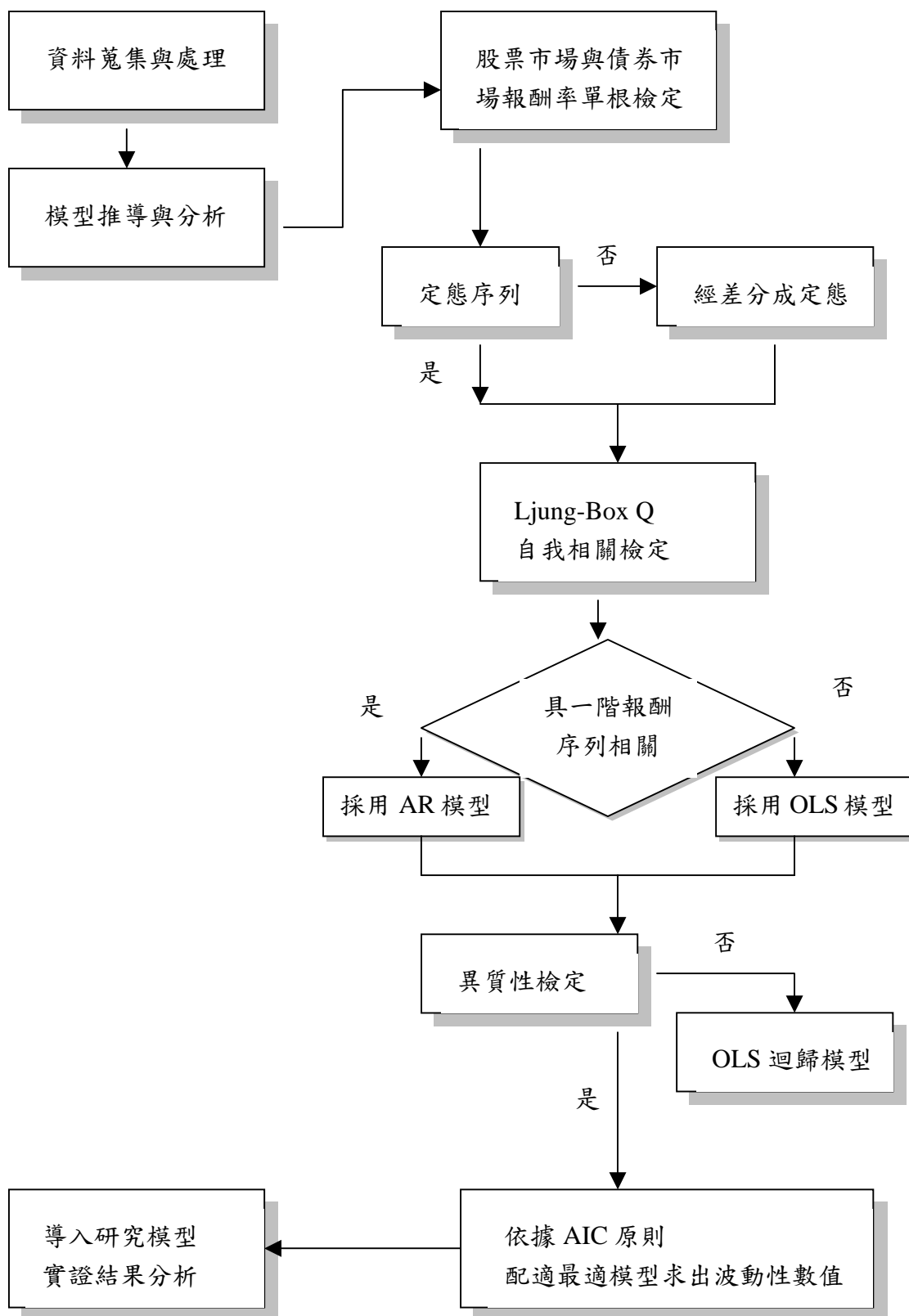


圖 3-1 研究流程圖

第四章 實證研究

實證研究部份分為第一節的基本統計量，分別對加權股價指數、十年期指標公債殖利率、與台灣六檔組合型基金日報酬做基本的統計描述；第二節則運用Jeffery(1999)波動擇時模型計算出加權股價指數與十年期指標公債殖利率之波動變異數；第三節則分別算出台灣六檔組合型基金之波動擇時系數，探討是否具有波動擇時的能力。

第一節 基本統計量

一、各指標報酬之敘述統計

本論文首先進行加權股價指數、十年期指標公債殖利率、與台灣六檔組合型基金日報酬之基本敘述統計之描述(參見表4-1與4-2)。在加權股價指數與十年期指標公債殖利率方面，可以看出在研究所包含的這段期間內，加權股價指數平均日報酬大於十年期指標公債殖利率，但標準差也相對較高，符合一般投資人的預期：投資於加權股價指數平均報酬較高但必須承受一定程度的風險。對台灣六檔組合型基金做日報酬之敘述統計量發現，在研究所包含的這段期間內，元大精華組合基金與怡富安家理財基金之日報酬相對較高，但標準差也明顯偏高；新光冠軍組合基金之平均日報酬最低；元大精華組合基金標準差最大。在常態檢定方面，加權股價指數日報酬在10%的顯著水準下為常態分配；台灣六檔組合型基金之日報酬，在10%的顯著水準下，無法拒絕為常態分配之虛無假設，也就是其日報酬皆為常態分配。符合迴歸假設中各小母體為常態分配之假說。

表4-1 加權股價指數與十年期指標公債殖利率敘述統計量(日報酬)

	加權股價指數	十年期指標公債殖利率
Mean	0.000655	0.0000774
Std. Dev.	0.009618	0.0000334
Maximum	0.023123	0.0000822
Minimum	-0.027555	0.0000656
Skewness	-0.055637	-1.362902
Kurtosis	3.355179	4.886914
Jarque-Bera	1.496414	39.38246*

註：* 表示10%顯著水準

表4-2 台灣組合型基金敘述統計量(日報酬)

	元大精華 組合基金	怡富安家 理財基金	金復華 系統組合 基金	保誠運籌 人生基金	新光冠軍 組合基金	富鼎精選 組合基金
Mean	0.000139	0.000134	0.0000708	0.0000906	0.000062	0.000102
Std. Dev.	0.003350	0.002963	0.002351	0.000698	0.002765	0.001414
Maximum	0.007528	0.006134	0.005077	0.001962	0.008008	0.003373
Minimum	-0.007699	-0.007928	-0.007144	-0.001923	-0.007921	-0.003747
Skewness	-0.088934	-0.527992	-0.226889	-0.067988	-0.112891	-0.141234
Kurtosis	2.952187	2.933889	3.496317	3.448187	3.901115	3.086420
Jarque-Bera	0.191658	4.011441	1.620546	0.786045	3.092368	0.312670

註：Jarque-Bera為常態分配檢定統計量，須無假設為 $H_0: D=0$ ，表示該序列為常態分配。而對立假設 $H_1: D>0$ ，表示該序列不為常態分配。

第二節 股票與債券市場報酬率波動變異數之計算

一、序列單根檢定

在進行時間序列模型之前，不論是傳統 OLS 迴歸方法來進行迴歸分析還是選用不對稱 EGARCH 模型，其所有模型內之變數必須先通過單根檢定，亦即所

有的時間序列必須要無單根的現象，也就是檢定各時間序列資料是否為一定態序列(stationary series)，若是時間序列變數為非定態，則會造成假性迴歸的問題，通過單根檢定之後再進行統計分析。本文是採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 單根檢定法來檢驗各個時間序列資料是否呈現定態。若為非定態之序列，必須透過一階差分來解決非定態之問題。

從表 4-3 中可知，所有時間序列資料在 1%的顯著水準下均拒絕有單根之虛無假設，亦即本研究的各個時間序列資料均呈現定態，以此資料做迴歸分析就不會有假性迴歸的問題。

表4-3 變數之單根檢定統計量(日報酬)

變數名稱	最適落後項	ADF Test Statistic
加權股票市場日報酬	1	-4.930337***
十年期指標公債殖利率日報酬	2	-4.380283***
元大精華組合基金日報酬	1	-5.451761***
保誠運籌人生基金日報酬	1	-6.015022***
新光冠軍組合基金日報酬	1	-6.788614***
怡富安家理財基金日報酬	1	-5.215709***
金復華系統組合基金日報酬	1	-5.479382***
富鼎精選組合基金日報酬	1	-5.140535***

註：*** 表示1%顯著水準

二、自我相關與變異數異質性檢定

確定資料呈現定態後，本研究為了要配適最適模型，來計算加權股票指數日報酬與十年期公債殖利率日報酬之變異數，首先必須使用Ljung-Box的Q統計量來檢定一階報酬序列相關。如果一方程式有ARCH 效果時，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的LM 檢定。經檢定報酬方程式後，從表4-4中可以看出加權股票指數與十年期公債殖利率報酬序列具一階動差自我相關，表示序列相關存在自我相關的現象。再經過L-B² Q(1)到L-B² Q(6)檢定，均拒絕無自我相關的虛無假設，表示殘差二階動差卻會有自我相關的現象，故我們可以判定加權股票指數日報酬與十年期公債殖利率日報酬，確實有ARCH 效果存在。更進一步執行ARCH LM 檢定，發現加權股票指數日報酬與十年期公債殖利率日報酬在顯著水準5%下，拒絕沒有ARCH效果的虛無假設，表示其有ARCH的效果存在。

表 4-4 樣本期間樣本公司股票報酬基本統計檢定

	加權股價指數	十年期指標債券殖利率
L-B Q(6)	7.5611**	36.127***
L-B Q(12)	7.9873***	69.451***
L-B ² Q(6)	7.5611**	397.07***
L-B ² Q(12)	7.9873***	556.58***
ARCH(6)	4.454875***	1275.321***

*** 表在 1% 顯著水準

註 1：L-B Q(k) 和 L-B² Q(k) 分別是報酬水準項與平方項的 Ljung-Box 統計值；

$$\text{Ljung-Box 統計量計算式: } Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\tau_j^2}{T-j}$$

註 2：ARCH 為檢定 ARCH 效果的 LM 值

三、不對稱EGARCH模型

加權股票指數日報酬與十年期公債殖利率日報酬波動除了具有條件異質性之外，根據一般學者的研究指出，報酬的條件波動是有不對稱性的效果。本研究進一步應用 Engle 與 Ng 的方法，檢驗訊息到達對波動的影響效果。Engle 與 Ng 建議了三個診斷方法，分別為符號偏誤檢定(sign bias test, SBT)、負向規模偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正向規模偏誤檢定(positive size bias test, PSBT)檢定股票條件波動是否具有不對稱效果，以做為不對稱 GARCH 模型設定的依據。由表 4-5 中三個診斷方法的 t 檢定值可知，在加權股價指數日報酬波動方面，SBT 的 t 檢定統計值非常顯著，表示正向與負向的報酬衝擊對於條件波動影響效果有顯著的差異；而在 NSBT 及 PSBT 的 t 檢定結果亦多呈現顯著水準，表示較大負向報酬衝擊與較大的正向報酬衝擊對於條件波動的影響比較小的負向報酬衝擊或較小的正向報酬衝擊對於條件波動的影響為大；在十年期指標利率債券方面，SBT、NSBT 及 PSBT 的 t 檢定結果均呈現不顯著情況，表示在十年期指標利率債券方面，日報酬的波動並沒有不對稱性的效果。

綜合以上波動不對稱性的檢定結果，顯示加權股價指數日報酬波動具有顯著不對稱性的現象，若使用不對稱性的 EGARCH 模型，較能夠更精準的捕捉到波動的行為特性。因此沿用 Jeffrey(1999)所對股票型基金所做的波動擇時能力的檢定，採用 EGARCH(1,1)模型來測量加權股價指數日報酬之變異數。至於十年期指標公債殖利率日報酬波動，並沒有顯著的不對稱效果，故本篇文章使用 GARCH(1,1)模型來測量十年期指標公債殖利率日報酬之變異數。

表 4-5 加權股價指數與十年期指標公債殖利率之不對稱檢定

	加權股價指數	十年期指標公債殖利率
SBT	-1.7344*	-0.5547
NSBT	1.8567*	-0.0036
PSBT	-2.5688**	-0.0871

*表 10%顯著水準；**表 5%顯著水準

註 1：SBT、NSBT、PSBT 分別表示符號偏誤檢定、負程度偏誤檢定與正程度檢定等偏誤檢定的 t 檢定統計值。

四、模型最適落後期之決定

本研究在加權股價指數日報酬與十年期指標公債殖利率日報酬條件期望值方程式設定上，為避免自我相關，必須採取自我迴歸模型(AR)來描述報酬序列的自我相關行為，使誤差項唯一白噪音過程，如式(4-1)：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

決定(4-1)式的自我相關期數 k 時，則採用 Akaike 準則(Akaike's information criterion, AIC)，就是選取能使 $AIC(k)$ 為最小的 k 值選擇依據。AIC 函數計算式子如下：

$$AIC(k) = -2(l/T) + 2(k/T) \quad (4-2)$$

式中， k 表落後期數， T 表樣本數， l 表最大概似函數。

根據(4-2)的計算結果，加權股價指數在 $k=1$ 時，AIC 函數值為 6.071190 最小，所以加權股價指數之最適落後期設定取 1 期；十年期指標公債殖利率在 $k=2$ 時，AIC 函數值為 10.34871 最小，所以十年期指標公債殖利率之最適落後期設定取 2 期。其各落後期之 AIC 函數值顯示於表 4-6。



五、計算加權股價指數與十年期指標公債殖利率日報酬波動之變異數

依照AIC函數選取最適落後期後，分別代入EGARCH(1,1)模型與GARCH(1,1)模型之報酬條件期望值與條件變異數方程式，得出加權股價指數與十年期指標公債殖利率日報酬變異數，之後可將此變異數帶入本篇研究之主要迴歸式，估計迴歸式之各參數，分析研究六檔組合型基金是否具有波動擇時能力，看是否此波動擇時能力是否對基金績效有顯著的影響。

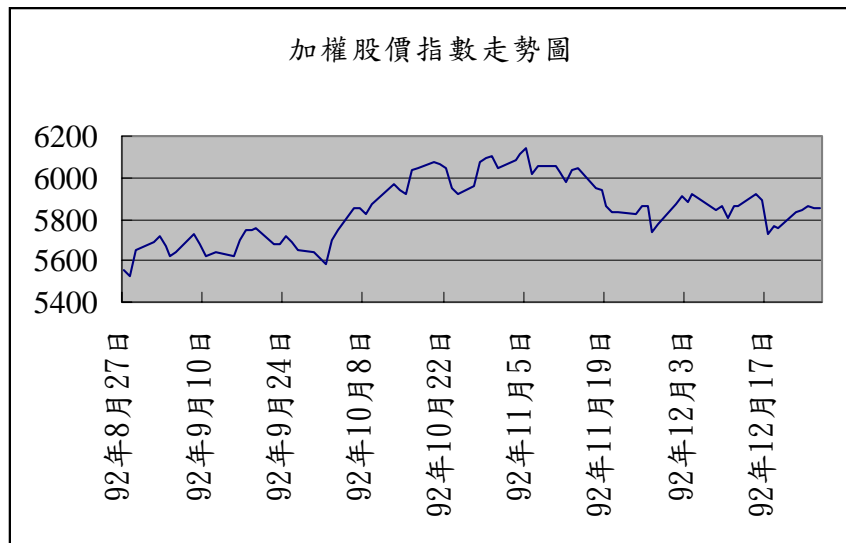


圖4-1 加權股價指數走勢圖

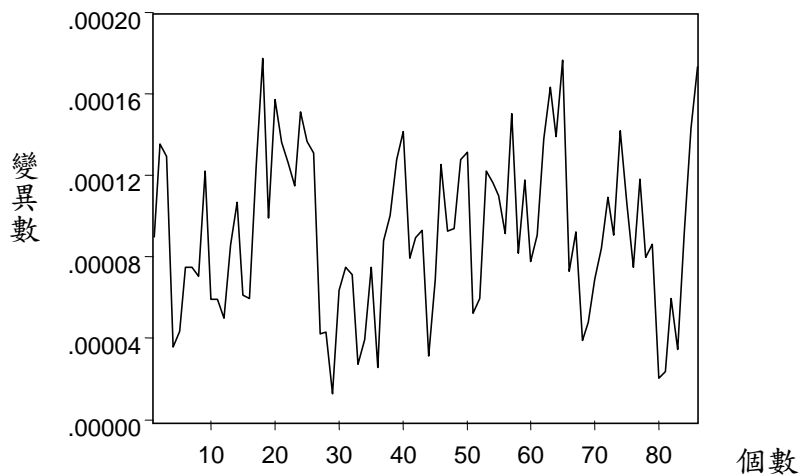


圖4-2 加權股價指數日報酬變異數走勢圖

由圖4-1加權股價走勢圖可知，在研究期間內加權股價指數在最初的5600點附近到最後的5800附近上下震盪，最高來到6150點附近。由變異數走勢圖可知波動幅度相較於債券市場，有很明顯大幅度波動的现象，顯示股票市場報酬的波動程度相較於債券市場上來說大的很多，即投資於股票市場的風險也會比投資於債券市場的風險來的大。

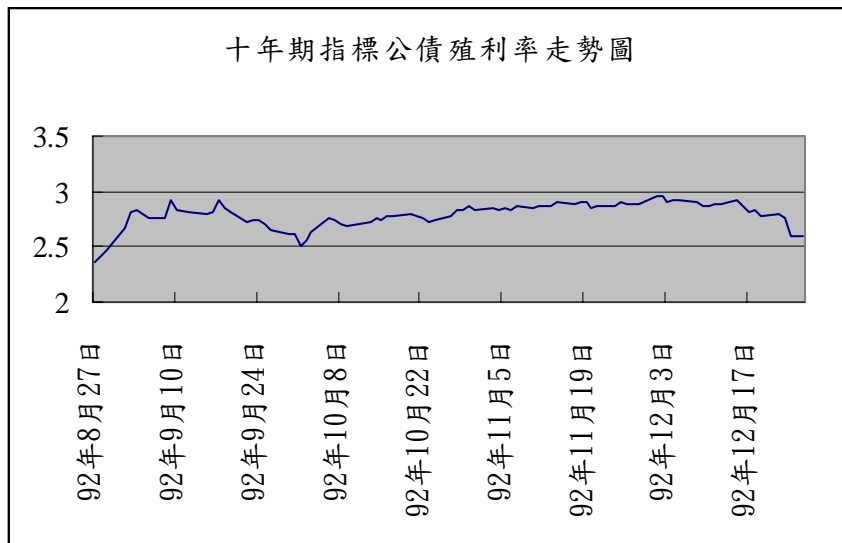


圖4-3 十年期指標公債殖利率走勢圖

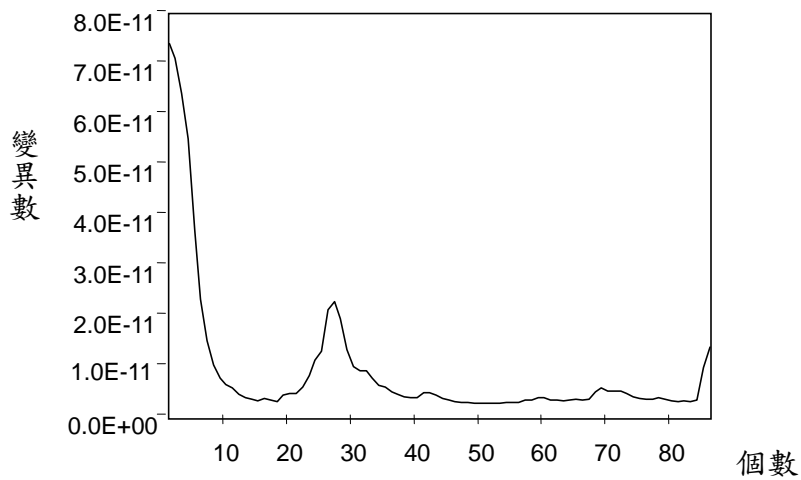


圖4-4 十年期指標公債殖利率日報酬變異數走勢圖

由圖4-3十年期指標公債殖利率走勢圖可知，在研究期間內十年期指標公債殖利率的上下波動幅度不大，期間只有兩小段的時間有比較大的波動，但波動的程度與加權股價指數相比險的微不足道。由變異數走勢圖也可確定這樣的情況，顯示債券市場報酬的波動相較於股票市場上來說小的很多，即投資於股票市場的風險也會比投資於債券市場的風險來的大。

第三節 台灣組合型基金波動擇時能力分析

本論文利用公式(3-16)，觀察其股票市場之波動擇時係數 γ_{mpt} 與十年期指標公債殖利率波動之擇時係數 γ_{bpt} 。由Backus and Gregory(1993)、Whitelaw(1997)兩位學者的研究可知，波動性的大小與基金報酬率呈現反向的關係，故此兩項波動擇時係數必為負值，若愈顯著小於零，則代表此基金經理人之波動擇時能力愈強。根據迴歸的結果，列於表4-7。

表4-7 波動擇時能力與基金報酬率表

	元大精華 組合基金	保誠運籌 人生基金	新光冠軍 組合基金	怡富安家 理財基金	金復華 系統組合 基金	富鼎精選 組合基金
股價波動擇時 係數 γ_{mpt}	-268.2830**	-101.7819	-219.9944	-818.7238*	-62.93466	-72.83799
債券波動擇時 係數 γ_{bpt}	-2.26E+11	-5.81E+10	-9.56E+10	-1.79E+11	-1.36E+11	-2.37E+11
基金報酬率 %	0.019392	0.008874	0.005	0.012607	0.007105	0.009530

*表10%顯著水準；**表5%顯著水準。

由表4-7可知元大精華組合型基金與怡富安家理財基金之股票市場波動擇時係數 γ_{mpt} 分別為-268.2830與-818.7238。在百分之五與百分之十的顯著水準下顯著為負，即具有股票市場之波動擇時能力，也就是基金經理人可跟隨股票市場上之波動，迅速且適當的調整投資股票的比例，為投資人賺取更高的報酬。其他四檔組合型基金波動擇

時係數依照表列順序分別為-101.7819、-219.9944、-62.9346與-72.8379，雖然為負但並無顯著的現象，因此無法說明基金經理人是否具有股票市場之波動擇時能力。

在十年期指標公債殖利率之波動擇時係數方面，台灣六檔組合型基金之債券波動擇時係數雖然為負，但並無顯著的現象。顯示債券市場的波動較小，無法顯著的影響基金報酬，即無法說明基金經理人是否具有債券市場之波動擇時能力，也就是基金經理人無法跟隨債券市場上之波動，迅速且適當的調整投資債券的比例，為投資人賺取更高的報酬。

在基金報酬率方面，研究期間內，擁有股票市場波動擇時能力之元大精華組合型基金與怡富安家理財基金的報酬率分別為0.019392與0.012607，皆顯著大於其他四檔組合型基金之報酬率。顯示若是基金經理人能夠有效的抓住股票市場的波動，甚至預測，則可以有效的增加組合型基金的績效。

表4-8為六檔台灣組合型基金波動擇時迴歸分析結果，除了波動擇時係數之外，還表列出其於的迴歸係數。

表 4-8 波動擇時迴歸分析結果

Variable	元大精華組合型基金		保誠運籌人生組合型基金		新光冠軍組合型基金	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
α_{pt}	-0.000287	-0.309258	-0.000116	-0.084994	0.003544	0.737949
γ_{mpt}	-268.2830	-3.441167**	-101.7819	-0.652715	-219.9944	-0.542928
γ_{bpt}	-2.26E+11	-0.707971	-5.81E+10	-0.709809	-9.56E+10	1.76E+11
β_{0mpt}	0.151159	7.740712**	0.053329	7.849658**	0.153757	1.291300
β_{0bpt}	2.410594	1.702021*	-0.047425	-0.093274	2.117379	1.572085*
β_{mpt}	0.070211	3.841715**	-0.000766	-0.112100	-0.020488	-1.118832
β_{bpt}	-2.354731	-1.649790	0.065302	0.125791	-2.551731	-1.728766
R-squared	0.689110		0.529452		0.860855	
F-statistic	29.18481		14.81488		81.45857	
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000		0.000000	

註：*表 10%顯著水準；**表 5%顯著水準

表 4-8 波動擇時迴歸分析結果(續)

Variable	怡富安家理財組合型基金		金復華系統組合型基金		富鼎精選組合型基金	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
α_{pt}	-0.001393	-0.224453	0.003048	0.497793	0.004654	1.151157
γ_{mpt}	-818.7238	-1.802442*	-62.93466	-0.211756	-72.83799	-0.338556
γ_{bpt}	-1.79E+11	3.06E+11	-1.36E+11	-1.870552*	-2.37E+11	-0.710568
β_{0mpt}	0.173778	6.871925**	0.218170	1.363925	0.124544	11.65449**
β_{0bpt}	-0.812854	-0.464144	-0.613627	-0.608191	-1.270039	-1.959248*
β_{mpt}	0.103303	4.255490**	0.010787	0.785791	0.027433	2.988234**
β_{bpt}	1.005737	0.523144	0.212930	0.182335	0.663575	0.881633
R-squared	0.633818		0.849215		0.781569	
F-statistic	22.78994		74.15430		47.11161	
Prob(F-statistic)	0.000000		0.000000		0.000000	

註：*表 10%顯著水準；**表 5%顯著水準

台灣組合型基金股票波動擇時係數與債券擇時係數，根據迴歸式所得出的結果發現，在所有台灣組合型基金之中，只有元大精華組合型基金與怡富安家理財基金，具有顯著的股票波動擇時能力，其他的組合型基金，雖然股票市場之波動擇時係數為負，但皆不顯著；至於債券波動擇時係數方面，六檔台灣組合型基金皆無顯著之債券波動擇時能力，即債券波動對於組合型基金績效的表現，並無顯著之影響。且債券波動擇時係數雖為負，但數值皆相當小，可知債券之波動對基金績效的影響微乎其微，故若組合型基金，經理人是否能掌握股票市場之波動更顯得重要。

推論債券市場上的波動對基金報酬的影響不顯著的原因，可能是因為債券市場本屬低風險的投資工具，其報酬的波動幅度本來就相對於股票市場上來說穩定許多，故基金經理人很難抓住債券市場上些微的波動，也可以說就算基金經理人有能力預測債券市場的波動，也因為其波動幅度太小而對基金績效的影響並不大，因而把研究的精力多放在觀察股票市場的波動上。

組合型基金報酬率方面，在研究期間內，擁有股票市場波動擇時能力之元大精華組合型基金與怡富安家理財基金的報酬率分別為0.019392與0.012607，皆顯著大於其他四檔組合型基金之報酬率。顯示若是基金經理人能夠有效的抓住股票市場的波動，甚至預測，則可以有效的增加組合型基金的績效。表4-8為各檔組合型基金之波動擇時係數值與報酬率表。

第五章 結論與建議

第一節 結論

台灣組合型基金為國內一全新的基金商品，至今年九月底為止，已交易之組合型基金個數為六支。台灣共同基金數目繁多，但在共同基金個數不斷增加之下，投資人勢必愈來愈難依靠自身的能力來挑選績效優良的基金，所以台灣的組合型基金市場的發展會逐漸成熟，規模也會愈來愈大，因此有研究組合型基金績效的必要性。

組合型基金為台灣新式投資工具，其投資人所關心的議題，在於基金經理人對投資組合的績效評估能力，基金經理人的績效影響了投資人對於其基金經理人的選擇。過去對於共同基金績效的評估，一向偏重於傳統模式來評估基金整體績效，但是傳統的報酬擇時的績效評估模型，由於受到本身理論的限制，以至於在實證過程上會面臨到許多的問題，所以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。為了避開傳統模式的缺失，所以近年來學者探討的課題多以波動擇時來評估基金的選股與擇時能力。本篇研究試著利用市場波動性與組合型基金報酬的關聯，瞭解台灣組合型基金經理人之是否具備挑選基金及股票與債券市場的波動擇時能力，迅速且適當的調整投資組合的比例，為投資人創造更高的報酬。

本研究主要利用Jeffrey(1999)所提出之探討共同基金績效的波動擇時能力之模型，配合台灣組合型基金市場的特性，加入債券波動擇時係數，用以討論台灣組合型基金之股票與債券市場之波動擇時能力，研究台灣組合型基金之股票市場波動擇時能力與債券波動擇時能力，是否對基金績效有顯著的影響。結果發現，在本研究期間內，

所有台灣組合型基金之中，只有元大精華組合型基金與怡富安家理財基金，具有顯著的股票市場波動擇時能力，其他的組合型基金，雖然股票市場之波動擇時係數為負，但皆不顯著；債券波動擇時係數方面，六檔台灣組合型基金皆無顯著之債券波動擇時能力，即債券波動對於組合型基金績效的表現，並無顯著之影響。可能的原因為債券波動變異較股票市場為小，相對於股票市場來說，經理人是否能抓住債券市場之波動，對於所屬基金績效的表現並不顯著。所以組合型基金經理人是否能掌握股票市場波動擇時能力，比是否能掌握債券市場波動擇時能力更為重要。

同時間，元大精華組合型基金與怡富安家理財基金之報酬率，皆顯著優於其他四檔組合型基金，顯示基金經理人是否能夠掌握股票市場之波動，迅速且適當的調整投資於股票市場之比率，對於基金的績效而言，是有很重要的影響；且基金經理人擁有股票市場波動擇時的能力，相較於沒有股票市場擇時能力之基金，的確能夠創造較佳的報酬，能夠掌握股票波動擇時能力之組合型基金，其報酬率也會相對較其他組合型基金之報酬率為高。

依據迴歸式常數項來做分析，台灣六檔組合型基金常數項皆未顯著大於零，可以說明台灣六檔的組合型基金皆並無顯著挑選其他基金之能力，也就是影響基金之報酬已被其他自變數所考慮，並無法從中獲取超額的報酬，故台灣組合型基金在挑選基金的能力方面，並無明顯的成果。

由以上的實證結果發現，在本研究期間內，所有台灣組合型基金之中，只有元大精華組合型基金與怡富安家理財基金，具有顯著的股票市場波動擇時能力，其他的組合型基金，雖然股票市場之波動擇時係數為負，但皆不顯著；債券波動擇時係數方面，六檔台灣組合型基金皆無顯著之債券波動擇時能力，即債券波動對於組合型基金績效的表現，並無顯著之影響。可能的原因為債券波動變異較股票市場為小，相對於股票

市場來說，經理人是否能抓住債券市場之波動，對於所屬基金績效的表現並不顯著。所以組合型基金經理人是否能掌握股票市場波動擇時能力，比是否能掌握債券市場波動擇時能力更為重要。

第二節 後續研究建議

一、研究期間

由於共同基金本身著重於中長期投資利益，宜以較長的時間來進行實證，但由於組合型基金在台灣市場來說為一新式的投資工具，故在樣本觀察值不夠長的限制之下，本研究雖然包含所有台灣組合型基金，但若後續的研究者可在未來以更長的研究期間，進行組合型基金波動擇時能力之實證分析，個家組合型基金之波動擇時能力或許會有變化。

二、討論波動擇時能力

本研究只討論波動擇時能力對組合型基金績效的影響，對那些因素會影響波動擇時能力一併探討，後續研究者亦可針對此點進行相關的研究與歸納，試著找出是那些因素是影響波動擇時的原因。

三、債券指數

在債券指數選取的方面，本篇研究所採用大華債券網十年期指標公債殖利率，乃是現階段唯一整理出來的債券殖利率指標，若是政府相關機構能夠整合建立各項債券指數的話，也就可以提供後續研究者採用的參考。

四、投資組合的內容

因為台灣共同基金與組合型基金之持股內容，並不是每日公佈的，要研究日資料的波動擇時能力，並不能利用共同基金之月資料來研究，故在此假設包括股票型與債券型之子基金，皆能有效的跟隨其所對應的標的指數，如此才能透過直接研究股價指數與債券指數來探討組合型基金之績效。

參考文獻

中文部分

- 王介志(民88),「資產組合績效評估分析」,國立臺灣大學經濟學研究所碩士論文。
- 王若愚(民87),「臺灣共同基金績效評估-以個股特徵為基準投資組合之研究」,台灣科技大學管理科技研究所碩士論文。
- 吳佩玲(民84),「影響共同基金績效因素之探討—台灣地區共區共同基金之實證研究」,政治大學企業管理研究所碩士論文。
- 林淑貞(民81),「共同基金績效評估-臺灣市場之實證研究」,輔仁大學金融研究所碩士論文。
- 林明清(民78),「國內、外共同基金績效評估與國際分散風險效果研究」,東海大學企業管理研究所碩士論文。
- 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。
- 姚雅玟(民89),「共同基金擇時能力評估—異質條件變異效果」,華信金融季刊,第十期,127-147頁。
- 高千惠(民84),「共同基金績效評估--隨機優勢法則與投資組合變動法評估」,淡江大學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。
- 陳信利(民90),「波動性擇時對投資組合之經濟價值」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。
- 陳勝源(民78),「我國共同基金投資組合績效之研究」,台灣大學商學研究所碩士論文。
- 張志宏(民85),「台灣共同基金投資績效評估之研究」,成功大學企業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。

西文部份

- Alexander, G.J., P.G. Bensen and C.E. Eger(1982), "Timing Decisions and the Behavior of Mutual Fund Systematic Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.17, pp. 579-602.
- 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.
- Blunme, M.E. and I. Friend(1973), "A New Look at the Capital Asset Pricing Models, " *Journal of Finance*, Vol.28, No.1, March , pp.19-33.
- Bollerslev, T.(1986), " Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, " *Journal of Econometrics*, Vol.31 , pp.307-327.
- Breen, W., L.R. Glosten and R. Jagannathan(1989), "Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns," *Journal of Finance*, 44, pp.1177-1189
- Chang, E.C., and W.G. Lewellen(1984), "Market Timing and Mutual Fund Investment Performance," *Journal of Business*, Vol.57 , pp. 57-72.
- Chen, C.R., and S. Stockum(1986), "Selectivity, Market Timing and Random Behavior of Mutual Funds: A Generalized Model," *Journal of Financial Research*, Spring, pp.87-96.
- Dimson, E.(1979), " Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading, " *Journal of Financial Economics*, Vol.7 , pp.197-226.
- Engle, R.F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.391-407.
- Fama, E.F.(1972), "Components of Investment Performance," *Journal of Finance*, Vol.27, No.3, June, pp.551-567.
- Ferri, M.G., H.D. Oberhelman and R.L. Roenfeldt(1984), "Market timing and Mutual Fund Portfolio Composition," *Journal of Financial Research*, Summer, pp.143-150.
- Henriksson, R.D.(1984), "Market timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Business*, January, pp.73-96.

- Henriksson, R.D. and R.C. Merton(1981), “On Market Timing and Investment Performance II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skill,” *Journal of Business* , Oct., pp.513-533.
- Jeff, F and J. Barbara(2001), “The Economic Value of Volatility Timing,” *Journal of Finance*, Vol.56, pp.329-352.
- Jeff, F and J. Barbara(2003), “The Economic Value of Volatility Timing Using ‘Realized’ Volatility,” *Journal of Finance Economics*, Vol.67, pp.473-509.
- Jeffrey A.B.(1999), “Volatility Timing in Mutual Funds: Evidence from Daily Return,” *Journal of Finance*, Vol.2, pp.1009-1041.
- Jensen, M.C.(1968), “The performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964,” *Journal of Finance* , Vol.23, No.2 May, pp.385-416.
- 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*, January, pp.155-166.
- Kon, S.J. (1983),”The Market-Timing Performance of Mutual Fund Managers,” *Journal of Business*, Vol.56, July , pp.323-347.
- 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, April, pp.263-289.
- Lockwood, L.J. and K.R. Kadiyala(1986), “Measuring Investment Performance with a Stochastic Parameter Regression Model”, *Journal of Banking and Finance* , Dec., pp.457-467.
- Moses,E.A., J.M. Cheney and E.T. Veit(1987), “A New and More Complete Performance Measure,” *Journal of Portfolio Management*, Summer, pp.24-33.
- Nelson, D. (1991), “ ARCH Model as Diffusion Approximations,” *Journal of Econometrics*, Vol.45 , pp.7-38.
- Park, J. and Staum, J.,(1999), “Fund of fund diversification: How much is enough. ,” *Journal of Alternative Investments*, winter 1999.
- Roll, R.(1977), “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Test, Part I: On Past and Potential Testability of the Theory,” *Journal of Financial Economics*, Vol.4, pp.126-176.

- Sharpe, W.F.(1966), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol.19, Sep., pp.425-442.
- Stephen J.B., W.N. Goetzmann and B. Liang(2003),"Fees on Fees in Funds of Funds"
NBER Working Paper, Jan, No. 9463
- Treynor, J.L.(1965), "How to Rate Management of Investment Funds," *Harvard Business Review*, Vol.43, Jan-Feb., pp.63-75.
- Treynor, J.L. and K.K. Mazuy(1966)," Can Mutual Funds Outguess the Market." *Harvard Business Review*, Vol.44, July-August, pp.131-136.
- Veit, E.T. and J.M. Cheney(1982), "Are Mutual Funds Market Timers." *Journal of Portfolio Management*, Vol.9, pp.35-42.
- Whitelaw, R.F.(1997), "Stock Market Risk and Return : An Equilibrium Approach,"
working paper; New York University.