

摘 要

随着我国资本市场的快速发展,证券投资基金在金融市场的影响力日益显现。科学、合理地评价各基金业绩及确证哪些因素影响基金的收益能力,进而为基金公司、投资者、监管当局提供丰富管理投资决策的信息。投资基金的择时能力是基金绩效评价的一个重要方面,在已有的关于择时能力研究中没有发现证券投资基金具有显著的择时能力,但现实中基金经理具有一定的择时能力却是不争的事实,理论与实际的差距使得学者对择时现象进行了更为深入的思考,其中以 Busse 提出的波动择时模型最有代表性。但 Busse 的模型没有考虑收益择时,因此本文在波动择时模型中引入收益择时因子,以此来分离收益择时因素的影响,探讨基金经理人波动择时能力对基金绩效的影响。若经理人能掌握市场报酬波动的集聚性和持续性,基金经理人可以改变投资组合以规避基金的系统性风险进而提高基金的超额报酬。

本文以 2002 年底以前成立的 15 只股票型开放式证券投资基金为样本,2003 年 1 月 4 日至 2005 年 11 月 3 日为样本期间,通过改进 Busse 的波动择时模型,从波动时变的角对度对我国开放式投资基金的择时能力进行实证研究。研究表明我国开放式基金具有一定的波动择时能力,但比较弱。此外,通过在波动择时研究中引入传统择时因素的影响,发现其所得结果要优于 Busse 波动择时模型。本文对不同投资风格的基金分别进行了波动择时检验,发现价值型投资基金波动择时能力表现最好。

关键词: 波动择时; 开放式基金; EGARCH 模型

Abstract

With the rapid development of China's capital markets, securities investment funds in the financial markets become increasingly obvious influence. Science and rational evaluation of the Fund's performance and confirm what factors affect the Fund's ability to return to the fund management company. investors, the supervisory authority's decision provides a wealth of information memento. Investment funds and time capability is an important aspect of fund performance evaluation. Already on the optional ability to study when no securities investment funds with significant and time, but in reality the fund manager has some ability to choose when it is an indisputable fact, theory and practice makes the gap between scholars and time phenomenon more in-depth thinking, Busse to the volatility and time model, is typical. However, the model did not consider Busse income and time, the introduction of this model in earnings volatility and time and time factor, yield and time in order to separate the influence of factors, volatility and time to explore the fund manager's ability to affect the performance of the Fund. If the manager can grasp the combined market volatility, fund managers who can change the Fund's investment portfolio to avoid systemic risk thereby increasing the Fund's excessive compensation.

In this paper, by the end of 2002 before the 15 stocks open-end securities investment funds, as a sample, January 4, 2003 to November 3, 2005 for the sample, by improving Busse optional fluctuations in the model, time-varying volatility from the perspective of our open investment funds when the optional ability to empirical study. Research shows that our open-end fund has a certain degree of volatility and time, but rather weak. In addition, through the introduction of traditional research in volatility and time and time factors, we found that the results were better than Busse optional fluctuations in the model. This paper discusses the different investment styles of fund volatility and time tests were conducted and found that fluctuations in the value of investment funds and time-best performance.

Keyword: Volatility Timing; Open-End Funds; EGARCH model

插图索引

图 4.1 市场收益率时序图	28
图 4.2 市场收益率的分布直方图	28
图 4.3 收益率及平方值的自相关系数和偏自相关系数	31

附表索引

表 4.1	2002 年底前成立的 15 只股票型开放式基金概况	25
表 4.2	基金及模拟组合收益率的描述统计	27
表 4.3	单因素和三因素模型参数	27
表 4.4	市场收益率分布的描述性统计量	29
表 4.5	市场收益率序列的 ADF 检验结果	29
表 4.6	收益率及平方值的扬-博克斯 Q 统计量	31
表 4.7	异方差性检验	32
表 4.8	样本外对市场收益率波动性预测的比较	33
表 4.9	模型的 AIC 值	33
表 4.10	EGARCH (1,1) 模型估计结果	34
表 4.11	EGARCH (1,1) 模型残差项检验结果	34
表 4.12	各类开放式基金波动择时能力实证结果	35
表 4.13	三个模型的总体显著性统计检验结果	36
表 4.14	TM-B-FF3 模型验证的单个基金波动择时能力	36
表 4.15	HM-B-FF3 模型验证的单个基金波动择时能力	37
表 4.16	开放式基金波动择时能力与业绩相关性的实证结果	38

湖南大学

学位论文原创性声明

本人郑重声明：所呈交的论文是本人在导师的指导下独立进行研究所取得的研究成果。除了文中特别加以标注引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写的成果作品。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本声明的法律后果由本人承担。

作者签名：刘博文

日期：2006年11月18日

学位论文版权使用授权书

本学位论文作者完全了解学校有关保留、使用学位论文的规定，同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权湖南大学可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存和汇编本学位论文。

本学位论文属于

1、保密□，在_____年解密后适用本授权书。

2、不保密□。

(请在以上相应方框内打“√”)。

作者签名：刘博文

日期：2006年11月18日

导师签名：刘雨宇

日期：2006年11月18日

第1章 绪 论

1.1 研究的背景及目的

随着我国经济的快速发展和改革的不断深化,我国证券市场已走过十二年风雨历程,上市交易的股票由最初的几家扩展到现在的近二千家,流通市值约 1.5 万亿元,总市值接近 5 万亿元。特别是证券投资基金,在国家大力发展机构投资者的春风指引下,短短几年时间迅速壮大起来,成为证券市场一支重要的生力军。

共同基金作为一种共同投资、专家经营、共担风险、共享收益的新型金融工具,和养老基金、保险基金一起是发达国家证券市场的最大投资者。那么,我国以肩负“专家理财、组合投资、分散风险、稳定市场”的使命形象而面世的证券投资基金是否起到了其中的一项或几项作用呢?面对日益众多的基金品种,投资者又将如何选择合适的基金进行投资?这些都涉及到一个如何有效评价基金业绩的问题。

尽管国外对于证券投资基金的业绩评价已有相对成熟的理论,但我国证券投资基金所处的市场环境有别于资本主义发达国家,在社会主义市场经济的特殊背景下,我国证券市场有其自身的特点,投资基金的发展也面临着其他国家基金业在发展过程中从未出现过的众多问题,因而在对我国证券投资基金进行业绩评价时,需要紧密结合我国的具体运作实践而进行。

证券投资基金作为一种专家理财工具,具有集合投资、分散风险、变现能力强和成本低及安全性高的特点,在发达国家成为投资人一种重要的投资工具。在中国也同样受到投资者的欢迎,尤其是在当前股市低迷的情况下,证券投资基金已经成为了股票市场最活跃的机构投资者,起着稳定市场的作用。

1991年10月,我国最初的一批老基金“武汉证券投资基金”和“深圳南山风险投资基金”宣告成立,这标志着我国基金业的正式起步。但此后几年时间里,基金发展历程坎坷。以1997年11月国务院证券委员会发布《证券投资基金管理暂行办法》为契机,基金业有了一个明显增长期。从1998年以来,我国证券投资基金发展势头迅猛,至2001年已成立封闭式基金40多只。从2001年9月第一只开放式证券投资基金—华安创新成立开始,至2003年底就有50多只开放式基金相继成立,而同期封闭式基金只成立了7家,从2003年开始封闭式基金数量没有发生任何变化,开放式基金已经成为了基金业发展的主流和市场的主要参与者,且随着国内基金业发展,开放式基金的投资风格和投资目标从最初的单一和雷同正逐渐向多元化和细分化的方向发展,2002年9月第一只以债券投资为主的债券型基金

—南方宝元债券型基金成立, 2003年6月第一只保本型基金—南方避险增值基金成立, 2003年12月第一只货币市场基金华安现金复利基金成立, 2004年12月又出现了第一只交易所可交易型开放式指数证券投资基金—上证50ETF, 种类不断增多, 基金在股市中的作用已初显端倪。

随着开放式基金数量的越来越多, 基金风格差别越来越大, 投资者在投资基金时的可选择范围变得更大, 选择难度也加大。因此基金经理人的业绩也不仅成为学者专家研究的课题, 更是投资人关注的焦点。择时能力是衡量基金经理的管理水平一个重要指标。然而早期文献所探讨的择时能力都是和市场收益有关, 也就是收益择时。所谓市场收益择时能力是指基金经理人对市场平均收益率的预测能力。如果基金经理人能够比较准确地把握未来市场的整体走向, 那么它就可以相应地调整手中持有投资组合, 以便提高收益率或降低风险。此前学者做了很多关于基金经理的市场时机选择能力方面的研究, 但无论是国内或者是国外学者, 投资基金的择时能力未有一致的结论。这是因为市场收益不易掌握也很难预测, 无法明确的知道市场何时会涨何时会跌, 再加上评估收益择时能力的指标多样化, 因此造成收益择时能力结果往往不一致。由于收益择时能力的不确定, 因此就市场收益的波动性而言, 根据 Engle(1982)^[1]、Bollerslev(1986)^[2]和 Nelson(1991)^[3]等研究结果知市场收益的波动性有集群性和持续性使得可预测性大为增加, 因此有学者开始讨论波动性择时。有别于预测市场价格择时理念, 波动择时是基金经理通过预测投资组合将来的波动情况, 根据相应走势调整投资组合的风险水平以提高投资效用。众所周知, 我国股市波动频繁, 大量的研究表明我国股市的波动性集群现象明显, 并且呈现出一定的持续性。本文出于这点考虑, 针对我国开放式基金的波动择时能力进行研究, 以期通过该研究使投资者更加了解基金和选择基金, 并有助于基金经理和基金管理机构更有效地评价投资绩效、分析投资策略和规范基金运作。

1.2 国内外研究现状及文献综述

国外投资基金的研究始于上世纪50年代, 可以说, 投资基金快速发展的五十年也就是基金绩效研究不断深入发展的五十年。从 Markowitz (1952)^[4]的证券组合选择理论, 到 Treynor (1965)^[5]评估模型、Sharpe (1966)^[6]指数模型, 证券投资基金的绩效评估实质上是运用现代金融理论对风险资产进行定价的典型应用。

1. 国外学者所作的实证研究

Sharpe (1966)^[6]考察了美国1954年~1963年之间34个共同基金的经营绩效, 他在研究时发现收益率的主要差异是源于每个共同基金的费用各不相同; 而

且,若用夏普指数来衡量这些共同基金经营绩效的话,则大部分基金的绩效表现都不如道琼斯工业指数所衡量出的绩效表现。

Jensen (1968)^[7]提出了以资本资产定价模型(CAPM)为基础的绩效衡量指数,又称为“詹森指数”。同时,他还用詹森指数考察了1958年~1964年间美国市场中115只共同基金的绩效表现。詹森研究发现,没有证据能够说明任何一只基金能比随机选择的投资组合的绩效表现优异。

Treynor and Mazuy (1966)^[8]利用T-M模型首次对基金经理时机的选择能力进行了计量分析,发现几乎没有证据表明基金经理具有把握市场时机的能力。T-M模型的应用介绍将在下一章节讲述。

Henriksson and Merton (1981)^[9]提出了另一种相似的但更简单的方法,即H-M模型(模型的应用介绍也在下一章节讲述),对1968年至1980年的116家共同基金进行了回归检验。研究发现,尽管其显著性水平没有达到5%的一般要求,从总体来看,62%的基金其市场时机选择能力是负的。因此,这些结果对基金经理把握市场时机的能力同样没有提出多少有力的证据。

以后还有Fama and French (1993,1996)^{[10][11]}的三因素和Carhart (1997)^[12]的四因素模型,Murthi, Choi & Desai (1979)^[13]的数据包络(DEA)方法等在实证研究中获得较广应用的模型。

关于基金超额收益来源的研究,主要是分析基金的选股能力、投资风格、交易成本、管理费用等因素对业绩贡献的影响。如Carhart (1997)^[12]认为基金的净收益与其管理费用负相关,管理越积极的基金对持有者的调整标度(benchmark-adjusted)的净收益越少。Wermers (2000)^[14]研究了1975~1994年间美国共同基金的业绩水平,发现平均净收益率比市场指数低1%,但基金所持股票的表现平均优于市场指数1.3%,之所以有如此差异,主要是管理费用和交易成本消耗了1.6%,非股票资产(如债券)的不良表现消耗了另外的0.7%。他认为从成本收益的对比来看,基金经理的积极投资管理是得不偿失的。

Jeffrey A. Busse (1999)^[15]以230只股票型基金进行研究,研究期为1985年1月至1995年12月,采用日收益率作为评价对象,运用一因子、三因子和四因子等评估模型,探讨共同基金波动择时能力。Busse认为从波动角度来进行基金择时能力的研究有两个原因:第一,波动性是资产业绩的一个很重要的因素,而且它的预测性要比市场收益要好。这是因为波动的集群性和持续性存在,使得其可预测性大为增加。第二,如果市场收益和波动没有显著正相关关系,基金经理就可以在市场波动增大的时候减少手中相应的市场敞口从而提高基金资产收益。而众多学者(French, Schwert, and Stambaugh (1987)^[16]; Campbell (1987)^[17]; Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)^[18]和 Whitelaw (1994)^[19])的研究表明条件市场收益和条件市场波动之间没有显著的正相关或为负相关。如果条件市场

收益和条件市场波动之间没有显著的关系,那么就可以建议基金经理人在条件市场波动增加时减少市场敞口,从而给投资人带来更多的收益 (Breen, Glosten, and Jagannathan (1989) [20]。

Busse 的研究并没有考虑传统收益择时因素的影响,然而不论是波动择时还是收益择时,其所依据的市场波动变化和市场收益走势之间有着密切的关系

2. 国内学者所作的实证研究

由于国外基金业绩评价的理论及实证研究都处于领先地位,国内学者对我国基金绩效进行的研究一般是从实证方面下工夫,通过运用国外学者的理论、方法,结合中国的实际进行某些尝试。如王志诚 (2000) [21]以上证指数为基准,采用三个不同的时间长度 (最长的评价时期为 1999 年 5 月 21 日到 2000 年 6 月 9 日,其次为 1999 年 9 月 10 日到 2000 年 6 月 9 日,最短的评价时期为 2000 年 1 月 14 日到 2000 年 6 月 9 日) 研究了单个基金和单个基金管理公司的业绩,认为基金的业绩好坏差异较大,在剔除新股收益的影响后,整个基金行业的业绩与市场收益相仿。沈维涛、黄兴李 (2001) [22]用风险调整指标方法、T-M 模型、H-M 模型,对 1999 年 5 月 14 日至 2001 年 3 月 23 日期间交易的 70 只基金的周净值增长率进行了分析,发现经风险调整后,有 60% 的基金业绩优于基金基准组合的业绩,有 70% 的基金具有不显著的择时能力。张新、杜书明 (2002) [23]在剔除新股配售因素后,用传统的业绩评价模型分析了 1999 年 12 月 31 日到 2001 年 9 月 28 日上市交易的 22 只基金的 21 个月的净值增长率,发现各个基金均未表现出优异的选股能力和择时能力。

马超群、傅安里、杨晓光 (2005) [24]以 2000 年以前发行我封闭式基金,共 22 只,其分析样本期为 2000 年 1 月至 2003 年 12 月采用月收益率作为评价对象,另外又以 2002 年初发行的开放式基金为样本,共 3 只基金 (华安创新、南方稳健、华夏成长),分析样本期为 2002 年 2 月至 2003 年 12 月 31 日,采用日收益率作为评价对象。他们在波动择时模型中引入了收益择时因子,以此来分离收益择时因素的影响,并将传统择时能力模型与波动择时模型结合起来。实证研究表明,有些股票的 β 系数会随着市场波动的增大而有自发减小的趋势;同时他们还得出不同投资风格基金的波动择时行为差距不明显,开放式基金的波动择时能力强于封闭式基金。国内汪光成 (2002) [25]、吴世农和李培标 (2002) [26]的研究表明基金有一定的收益择时能力但不显著。众所周知,我国股市波动频繁,大量的实证研究表明中国股市的波动性集群现象明显,并且呈现出一定的持续性 (樊智,张世英,2003 [27]; 魏宇,黄登仕,2004 [28]); 另一方面,已有的实证研究也没有发现条件市场收益和波动存在一个强烈且显著的正相关关系, (张思奇等人,2000 [29]; 顾岚和刘贤荣,2001 [30]; 陈工孟和芮萌,2003 [31])。

国内对开放式基金波动择时能力的研究尚处于起步阶段,且基本上都是建立

在国外成熟的理论和模型基础上的。这和我国基金的发展现状有关,我国 2001 年才开始出现开放基金,由于我国新证券投资基金自 1998 年成立以来不过短短的六年,期间还有居多政策变动的因素影响着基金业绩水平的外在表现,以前学者在进行上述研究时,或由于入选基金数量太少、采样时间太短,难以满足计量分析的统计要求;或由于新股配售等对业绩贡献的调整不够充分;或由于基准组合的选取未能充分考虑上证综指等指数的失真情况,导致结论的说服力有待进一步提高。本文在进行下面的研究时,将尽可能在这些问题上做出修正。另外,本文打算采用国外较成熟的理论模型并结合我国的实际对模型作适当的改进对我国开放式基金的波动择时能力进行研究。

1.3 研究的基础、难点、方法、思路与框架

1. 研究的基础

本文之所以选择对我国开放式基金波动择时能力进行分析,是因为具备了如下研究基础:一是开放式基金公开披露的信息为作实证分析提供了丰富的原始数据;二是国内外对开放式基金择时能力的理论及实证文献非常丰富,可以检索到大量的资料,本文进行实证分析的许多方法及理论模型都来自这些文献;三是本人较早的介入了开放式基金的波动择时能力分析在国内期刊上公开发表了波动择时能力的文章。

2. 研究难点

首先,我国证券投资基金起步较晚,开放式基金到 2001 年才出现,国内对基金的择时能力的研究目前主要集中在封闭式基金上,即使有少量的针对开放式基金择时能力的研究也是以市场收益择时能力为主,几乎没有对市场波动择时能力的研究。其次,由于我国开放式基金成立时间不长,数据库不完善给本文研究带来很大的阻力,本文侧重实证研究,涉及的数据面广、量大,单就开放式基金每日净值及分红数据就非常庞大;样本数据较少;某些影响因素本身难以统计度量;部分数据的获取加工困难;积累的有效数据匮乏;获取国外具有行业秘密特点的技术资料相对困难,翻译的有关资料也比较少。再次,我国尚未形成统一的市场指数,这样要选择合适的一个市场组合作为开放式基金业绩比较的基准也不是一件容易的事,因为比较基准不同可能带来评价结果的差异;这些对笔者来说都是非常具有挑战性的工作。

3. 研究方法:本文采用实证分析和规范分析相结合的方法,采用了包括 T-M 模型、H-M 模型、FF3 模型和 Busse 波动择时模型,并在此基础上将几种模型结合起来评估基金经理的择时能力,发现问题、提出建议。具体研究中较多的用到了计量经济学知识,并充分运用了 SAS、SPSS、EViews 等统计分析软件。

4. 研究思路：本文利用波动择时来探讨基金经理人波动择时能力。若能掌握市场收益波动的集群性和持续性，基金经理人可以改变投资组合以规避基金的系统风险，进而提高基金的超额收益率。本文选取我国 2003 年之前成立的股票型开放式基金，剔除货币市场基金和保本基金及债券型基金共 15 只基金样本进行择时能力研究，研究期为 2003 年 1 月 4 日至 2005 年 11 月 3 日，分别运用 TM-FF3-B 模型 HM-FF3-B 模型对基金组合的证券波动择时能力进行检验。

5. 研究框架：本文的分析框架结构具体如下：

(一) 问题提出，对本文写作背景及目的、内容、意义及分析方法等基本问题作了介绍和说明（第一章）。

(二) 介绍开放式基金在国内外的的发展状况，这里将对证券投资的定义特点类型功能等方面进行论述（第二章）。

(三) 国内外开放式基金波动择时能力研究理论基础理论模型研究方法及实证结果进行简要评述（第三章）。

(四) 在借鉴前人研究的基础上，对我国股票型开放式基金在 2003 年至 2005 年的波动择时能力进行实证研究与分析（第四章）。

(五) 根据实证结果得出研究结论，并在对有关问题作进一步思考的基础上，提出开放式基金健康发展的几点建议（结论及建议）。

1.4 研究的创新及不足

1. 研究的创新

本文在 Busse 波动择时模型中加入收益择时因子，以此分离出收益择时因素的影响，这样就避免了传统收益择时模型仅仅考虑了收益波动而没有反映市场波动，同样也避免了波动择时模型仅仅考虑了市场波动而没有反映收益波动。

在实证方法上，本文通过构造与基金投资风格相似的模拟组合和原有基金进行对比，来研究基金的波动择时能力，也就是基于基金投资组合的研究方法，这是我国目前基金研究中很少涉及的领域。

本文运用面板数据对基金的波动择时能力进行研究，这样可以有效的扩大样本容量，有效地解决因观察期较短而造成的样本数据较少的问题，提高模型的估计精度和可信用度。

本文的研究，不仅是一种理论上的探讨，更是为中国证券市场上的基金运作、研究和评价引入了一个新的视角，基金的择时行为不但是一种市场收益的择时，而且还是一种市场波动的择时。

2. 研究的不足

一是对基金管理公司的投资行为研究不够。本文侧重开放式基金的波动择时

能力的实证分析,对基金经理在证券市场的投资行为研究不多,虽然投资行为也是影响择时能力的一个重要因素之一;二是评价样本不够多,在本文的研究中仅限对 2003 年前上市的 15 只股票型开放式基金,之所以选择 2003 年以前的股票型开放式基金为研究样本,是因为这类基金成立时间较早,上市运作的时间较长,可以用于实证研究的数据较多,而债券型开放式基金成立时间较晚,且数目太少可用于检验的时间太短;三是评价年限不长,国外对共同基金的研究一般在 10 年以上,而国内开放式基金推出时间不长,本文仅对 03 年 1 月到 05 年 11 月择时能力进行了评价,以后应选取更多的样本对我国开放式基金波动择时的长期均势进行研究。

第2章 开放式投资基金的波动择时能力概述

2.1 开放式投资基金的概念及特点

根据基金是否可以赎回，证券投资基金可分为开放式基金和封闭式基金。开放式基金是指基金规模不固定，可以随时根据市场供求情况发行新份额或被投资人赎回的投资基金。投资者投资于开放式基金时，可以随时向基金管理公司或代理销售机构（如银行）申购或赎回。其买卖价格以基金单位资产净值为基础，并扣除需缴纳的相关费用（如首次认购费、赎回费）。开放式基金是世界各国基金运作的基本形式之一。基金管理公司可随时向投资者发售新的基金单位，也需随时应投资者的要求买回其持有的基金单位。

1. 与封闭式基金相比，开放式基金的特点主要有：

(1) 基金规模不固定。封闭式基金有固定的存续期，存续期间基金规模固定。开放式基金无固定存续期，规模因投资者的申购、赎回可以随时变动；

(2) 不上市交易。封闭式基金在证券交易场所上市交易，而开放式基金在销售机构的营业场所申购及赎回，不上市交易；

(3) 价格由净值决定。开放式基金的申购、赎回价格以每日公布的基金单位资产净值加、减一定的手续费计算，能一目了然地反映其投资价值，而封闭式基金的交易价格主要受市场对该特定基金单位的供求关系影响；

(4) 投资管理要求高。开放式基金随时面临赎回压力，须更注重流动性等风险管理，要求基金管理人具有更高的投资管理水平。

2. 开放式基金相对于封闭式基金的优势

世界投资基金的发展历程基本上遵循了由封闭式转向开放式的发展规律。目前，开放式基金已成为国际基金市场的主流品种，美国、英国、我国香港和台湾的基金市场均有90%以上是开放式基金。

投资者为什么会青睐开放式基金呢？其最根本的原因在于开放式基金独特的赎回机制使基金管理的竞争更加激烈，基金管理公司只有提供良好的业绩回报、令人满意的客户服务和更充分的信息披露，才能留得住投资者的资金，否则就会被市场淘汰。因此，开放式基金对管理公司提出了更高的要求。从某种意义上说，开放式基金不仅是开放了基金的规模和期限，更是开放了基金管理公司。管理公司不仅仅是以股票、债券为中心的投资公司，同时也是以客户为中心的服务公司，除了做好研究和投资外，必须增加大量提高客户满意度的服务性工作，包括提供更多的信息和咨询、主动与投资者沟通、接受投诉、提供适合投资者需求的基金

品种等等，管理公司将全力向投资者展示公司的竞争实力，基金的操作也必然会更加透明和规范。优秀的基金管理公司必须具备沟通—服务—投资的全面素质，单单靠提高净值已无法在竞争中长久立足了。

相对于封闭基金，开放式基金具有较大的优势：

市场选择性强。如果基金业绩优良，投资者购买基金的资金流入会导致基金资产增加。而如果基金经营不善，投资者通过赎回基金的方式撤出资金，导致基金资产减少。由于规模较大的基金的整体运营成本并不比小规模基金的成本高，使得大规模的基金业绩更好，愿买它的人更多，规模也就更大。这种优胜劣汰的机制对基金管理人形成了直接的激励约束，充分体现良好的市场选择；

流动性好。基金管理人必须保持基金资产充分的流动性，以应付可能出现的赎回，而不会集中持有大量难以变现的资产，减少了基金的流动性风险；

透明度高。除履行必备的信息披露外，开放式基金一般每日公布资产净值，随时准确地体现出基金管理人在市场上运作、驾驭资金的能力，对于能力、资金、经验均不足的小投资者有特别的吸引力；

便于投资。投资者可随时在各销售场所申购、赎回基金，十分便利。良好的激励约束机制又促使基金管理人更加注重诚信、声誉，强调中长期、稳定、绩优的投资策略以及优良的客户服务。

作为一个金融创新品种，开放式基金的推出，能更好地调动投资者的投资热情，而且销售渠道包括银行网络，能够吸引部分新增储蓄资金进入证券市场，改善投资者结构，起到稳定和发展市场的作用。

2.2 开放式投资基金发展状况

投资基金起源于英国，兴盛于美国，距今已有一百多年的历史。而在亚洲，投资基金最为发达的日本和香港，开放式基金是投资基金的主要形式。投资基金的雏形最早出现于19世纪下页的英国，英国政府批准成立了一家海外投资实体，由投资者集体出资、专职经理人负责管理和运作。从现代基金的角度看，这只基金还很初级，它更象是一只股票，没有期限，不能退股，也不能兑现。1924年，第一个具有现代证券投资基金特征的开放式基金——“马萨诸塞投资信托”诞生于波士顿。这只共同基金成立的第一年只有200名投资者，总资产不足40万美元。随后，尽管20世纪30年代的大萧条使基金业的发展遭遇巨大打击，但此期间及后来颁布的众多保护投资者、加强金融市场及基金监管的法律，为日后基金业的蓬勃发展提供了有力的制度保障。

1970年，美国有共同基金361个，总资产近500亿美元，投资者逾千万人。70年代中后期，美国经济出现滞胀，高失业率伴随高通胀率，基金的发展进入一

个低迷阶段。进入 80 年代后,美国国内利率逐渐降低并趋于稳定,经济的增长使股票市场长期平均收益高于银行存款和债券利率的优势逐渐显现,基金的发展出现了一个很大的飞跃。整个 90 年代,美国基金资产规模的年平均增长速度为 20% 左右,到 1999 年底,基金资产的总规模为 6.84 万亿美元,47% 的美国家庭都持有共同基金。

1959 年,英国的投资基金有 50 个,拥有总资产 1.2 亿英镑。到 1996 年,基金资产规模已达 1319 亿英镑,持有人超过 800 万人。德国,截至 2000 年 6 月底,专项基金有 4984 只,公共基金 1625 只,市场总值达到 9220 亿欧元。日本,由于金融市场自由化和养老金制度改革等一系列政策的实施,基金资产由 1998 年底的 3690 亿美元,增长到 2000 年 6 月的 5730 亿美元,短短几年增长近 1.6 倍。

全球基金资产规模的迅速增长,主要得益于:居民收入的较快增长、养老金制度改革(如美国 401K 退休计划)长期的牛市行情和经济全球化等。

1991 年 10 月,我国第一家投资基金—深圳南山风险投资基金问世,以后广发基金、宝鼎基金等老基金陆续登场,1998 年,以基金兴华、基金开元为代表的 new 基金又在沪、深两地登场,规模也由最初的 3500 万元发展到 20 亿元。1997 年,《证券投资基金管理暂行办法》出台,5 家证券投资基金发行上市并成功运作,中国基金业进入了一个规范发展的时期。2000 年 10 月,《开放式证券投资基金试点办法》颁布,中国基金业的发展迎来了崭新的阶段。2001 年 9 月,我国的第一只开放式基金“华安创新”正式成立,紧接着南方稳健成长证券投资基金和华夏基金也于同年 11 月首次对外发行。2003 年 10 月 28 日,《中华人民共和国证券投资基金法》由中华人民共和国第十届全国人民代表大会常务委员会第五次会议通过并公布,自 2004 年 6 月 1 日起施行。这一法律的出台是我国证券市场的一件大事,为我国基金业的规范发展提供了法律保障,对规范证券投资基金投资活动、保护投资人合法权益,促进证券市场发展有重要意义,也标志着我国基金业从此走上了规范化、法制化的轨道。基金法将给基金行业带来重大发展机遇,使我国证券投资基金获得长足的发展。我国投资基金业发展至今只有十余年的历史,但成长很快。我国基金业已初具规模,截止 2006 年 4 月共成立了开放式基金 180 只。

2.3 基金的分类及其与评价基金择时能力的关系

1. 传统基金的分类

(1) 根据基金单位是否可增加或赎回,投资基金可分为开放式基金和封闭式基金。开放式基金是指基金设立后,投资者可以随时申购或赎回基金单位,基金规模不固定的投资基金;封闭式基金是指基金规模在发行前已确定,在发行完毕后的规定期限内,基金规模固定不变的投资基金。

(2) 根据组织形态的不同, 投资基金可分为公司型投资基金和契约型投资基金。公司型投资基金是具有共同投资目标的投资者组成以盈利为目的的股份制投资公司, 并将资产投资于特定对象的投资基金; 契约型投资基金也称信托型投资基金, 是指基金发起人依据其与基金管理人、基金托管人订立的基金契约, 发行基金单位而组建的投资基金。

(3) 根据投资风险与收益的不同, 投资基金可分为成长型投资基金、收入型投资基金和平衡型投资基金。成长型投资基金是指把追求资本的长期成长作为其投资目的投资基金; 收入型基金是指以能为投资者带来高水平的当期收入为目的的投资基金; 平衡型投资基金是指以支付当期收入和追求资本的长期成长为目的的投资基金。

(4) 据投资对象的不同, 投资基金可分为股票基金、债券基金、货币市场基金、期货基金、期权基金、指数基金和认股权证基金等。股票基金是指以股票为投资对象的投资基金; 债券基金是指以债券为投资对象的投资基金; 货币市场基金是指以国库券、大额银行可转让存单、商业票据、公司债券等货币市场短期有价证券为投资对象的投资基金; 期货基金是指以各类期货品种为主要投资对象的投资基金; 期权基金是指以能分配股利的股票期权为投资对象的投资基金; 指数基金是指以某种证券市场的价格指数为投资对象的投资基金; 认股权证基金是指以认股权证为投资对象的投资基金。

2. 基金分类与评价基金择时能力的关系

国外的研究认为, 基金分类是基金择时能力评价的前提与基础, 只有通过合理的分类, 将同类型基金的择时能力对比分析, 得出的结论才会是比较客观。

2.4 评价开放式投资基金波动择时能力的意义

市场择时能力主要是看基金经理能否预测市场组合未来的收益情况, 如果基金经理相信他能够预测市场收益情况, 他将根据期望的市场走势调整其投资组合的风险水平, 通过高风险资产和低风险(或无风险)资产之间的不断转换以期战胜市场。无论是对基金资产的运作过程还是对基金资产运作结果进行评价, 基金经理的市场时机选择能力都具有举足轻重的作用。

根据有效市场理论, 对基金的市场择时能力进行评价是必要的。

资本市场按效率可以分为三类: 弱式有效市场 (weak-form efficient market) 半强式有效市场 (semistrong-form efficient market) 和强式有效市场 (strong-form efficient market)。大多数研究人员认为我国证券市场只达到了弱式有效, 而且有效程度很低。在这种弱式有效市场上, 证券价格所反映的信息不是很充分。因此可以从有效市场出发, 通过对基金择时能力的评价可以看出我国基金经理的投资

才能。

从基金管理人自身的角度来说，也需要对基金的择时能力进行评价。

随着证券投资基金不断地发展壮大，基金逐渐成为证券市场上主要的机构投资者。如何客观评价基金经理的资金运作和管理能力，以及在此基础上建立一套良好的激励约束机制，是当前我国证券投资基金发展过程中面临的一个挑战。而对基金择时能力的评价是基金管理人加强基金管理、提高基金运作效率的重要内容。

从监管者的角度来说，通过对基金业绩特别是择时能力的评价可以了解基金在市场上的表现，为进一步发行新基金提供依据。

由于大量基金的发行，基金这种机构投资者对市场的稳定发展起着越来越重要的作用，基金的价值投资理念也逐渐深入人心。监管机构通过基金的择时能力的适当评价可以引导市场的投资行为，培育市场正确的投资理念，同时还可以初步判断一只基金的发行是否成功是否达到了基金发行的最初目的。

从投资者的角度来说，对证券投资基金择时能力的评价，有助于投资者选择具有潜力的基金和具有较强的投资管理能力的基金经理。

评价基金和选择基金经理人的一个重要方面，就是看这只基金是否具有较强的择时能力，因为市场收益和风险水平带有一定的普遍性，而基金经理人的运气缺乏客观的标准进行衡量。只有通过分析基金的择时能力才能比较客观地判断出基金经理的资金运作和管理能力。

第3章 评价开放式基金波动择时能力的理论基础

3.1 开放式基金整体绩效评价概述

1. 未经风险调整的收益率

投资人在进行投资时,一方面要追求高收益率,另一方面也要考虑到风险的高低,这样才能在一定的风险条件下使投资收益率达到最大。通常传统评估基金的投资业绩可以从两个方面来考虑,一是评估基金的未经风险调整的收益率;另一方面则是评估风险调整后的收益率。未经风险调整的收益率由于收益是整个投资的最后结果,因此一般绩效只重视收益率的高低,而不考虑风险的大小,这种绩效评估方式是最简单的。

基金未经风险调整的净值收益率的计算公式:

$$R_{pt} = \frac{(NAV_t - NAV_{t-1}) + D_t}{NAV_{t-1}} \quad (3.1)$$

式中 R_{pt} 为基金投资组合的收益率, NAV_t 和 NAV_{t-1} 分别为基金第 t 期和 $t-1$ 期的期末单位净值, D_t 为该期内的单位基金分红。显然净资产的绝对收益率指标 R_{pt} 是以 t 期间基金单位净值的变动幅度作为基金业绩的度量尺度,其判断依据是 R_{pt} 越大,基金业绩越优;反之, R_{pt} 越小,基金业绩越差。实践中最常见的基金业绩比较方式:“净值增长率”排序,考察的就是该指标。

2. 经风险调整的收益率

1952年,马可维茨(H., Markowitz)在他所开创的现代投资组合理论(Modern Portfolio Theory, MPT)中首先提出了“市场有效投资组合”的概念。MPT的核心是如何管理证券投资风险,即有效资产组合的标准是:风险一定的条件下,收益率最高,收益率一定的条件下,风险最小。该理论第一次为相关领域提出一个理论上较为完美的框架,以至于至今的许多研究仍然是对该理论的某一部分的完善和发展。不久以后,夏普(Sharpe)和林特纳(Lintner)等人引入无风险资产的概念,并推导出资本市场线(CML)和证券市场线(SML),具体量化了投资风险与收益之间的对应关系。风险调整的收益率正是将收益与相应的风险进行了综合考虑的指标,其最具代表性的指标 Treynor、Sharpe、Jensen 绩效指数。20世纪60

年代, Treynor、Sharpe、Jensen 三个学者, 以资本资产定价模型 (CAPM) 为基础分别建立一套绩效评估模型。这些评估模型将基金的收益和风险综合起来进行评价, 使不同的基金比较起来更为便利。

(1) 特雷诺绩效指数 (Treynor Performance Index) [5]

特雷诺绩效指数是 Terynor J. L 在 1965 年提出的。计算公式为

$$T_p = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\beta_p} \quad (3.2)$$

其中, T_p 为基金的特雷诺比指标, \bar{R}_p 为基金在样本期内的平均收益率, R_f 为样本期内的平均无风险收益率, β_p 系统风险系数。Treynor 比表示基金每承受单位系统风险所获取的风险酬报收益, 较大的指标值意味着业绩较优, 反之业绩并不理想。其以资产组合有效为前提, 隐含了非系统风险已全部分散的假设。当基金资产组合的非系统风险没有全部消除时, Treynor 比可能给出错误的评价信息。

(2) 夏普绩效指数 (Sharpe Performance Index) [6]

夏普绩效指数是由诺贝尔经济学奖获得者夏普 (Sharpe W. F.) 于 1966 年提出的。计算公式为

$$S_p = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p} \quad (3.3)$$

其中, S_p 为基金的 Sharpe 比, \bar{R}_p 为基金在样本期内的平均收益率, R_f 为样本期内的平均无风险收益率, σ_p 为基金收益率的标准差, 即基金投资组合所承担的总风险。Sharpe 比表示基金单位总风险的酬报收益, S_p 值愈大, 基金业绩愈好。在基金已完全分散了非系统风险的情况下, Sharpe 比和 Treynor 比的评价结果是一致的。

(3) 詹森绩效指数 (Jensen Performance Index) [7]

Jensen 测度是詹森 (Jensen.M.C) 于 1968 年根据资本资产定价模型 CAPM 和证券市场线提出的, 可以通过下面的回归方程得到

$$J_p = R_p - [R_f + \beta_p(R_m - R_f)] \quad (3.4)$$

其中, R_p 为基金的收益率, R_f 为无风险收益率, R_m 为市场指数收益率, β_p 为系统风险, J_p 为 Jensen 测度, J_p 值愈大基金业绩愈好。Jensen 测度的优点在于

可以非常方便地进行显著性检验，因此成为学术界最为常用和推崇的资产业绩评价指标。由于 Jensen 测度的计算过程中只考虑了系统风险因子的影响，因此，同 Treynor 比一样，Jensen 测度也隐含了非系统风险已完全分散的假设。在基金并没有完全分散非系统风险的情况下，Jensen 测度也可能给出错误信息。

(4) 其它的单因素评价方法

由于传统的单因素评价指标都是用历史数据进行事后评价，因此对未来收益的解释功能不强，不宜用作趋势预测。此外，评价结果对基准及样本期的选取非常敏感。对此，后来的研究者进行了改进并提出了其他的一些指标，如 Goodwin (1998)^[32]研究了估计比 (Appraise Ratio)，用以测算每单位非系统风险所带来的超额收益。另外，有反映单位市场风险下基金业绩超过 CAPM 预期收益能力的 Alpha/Beta 比率，以及 Franco, Modigliani 和 Leah, Modigliani (1997)^[33]提出的改进 Sharp 比率，被称为 M-2 调整法指数。由于同样以全部风险作为调整对象，M-2 指数与 Sharp 指数的评价结果会极为相似，但一般认为 M-2 方法比信息率方法更加可靠。进而 Muralidhar, A.S. (2000)^[34]认为 Sharpe 指数、信息率、M-2 指数忽略了组合与基准之间的相关性而导致错误的排序和评估，因此他提出了 M-3 测度法，通过跟踪误差来把相关性差异及投资者具有相应风险目标这一事实考虑进来。

3. 传统方法的局限

传统的基金业绩评价方法自上世纪 60 年代产生以来，得到了广泛的应用。但是，人们在运用这些方法的过程中，也发现其存在着诸多局限。

(1) 经济含义不够直观、明确。

虽然 Sharpe 比和 Treynor 比可以分别解释为单位总体风险和系统风险所带来的风险酬报收益，但是，其在数值上却难以进行直观的经济解释。尤其是当基金的平均收益低于无风险收益时，Sharpe 比和 Treynor 比在数值上都变为负值，这种情况下，无论是从数值上还是理论上都无法进行合理的解释。

(2) 需要诸多难以满足的假设前提

传统的业绩评价方法都是在资产定价理论的基础上提出的，而资产定价模型需要诸多的假设前提。在现实生活中，这些假设前提很难满足，特别是基金收益序列的平稳假设和收益的正态分布假设。国内外大量的实证研究表明，证券及其组合的收益分布并非正态，而是呈现显著的尖峰厚尾形态。并且，由于基金在不同时期所处的宏观经济环境和市场环境不同，其收益序列的均值和方差并非一直保持不变。

(3) 不能直观地反映基金经理的选股能力和择时能力

如果将基金超额收益的来源归结于基金经理的选股能力、择时能力和风险的分散能力，那么，通过对基金同市场指数进行上述传统评价指标的对比，也能在

一定程度上对基金经理的选股能力和择时能力作出判断。但非常笼统，也不直观。

(4) 难以给出总体的评价

由于各种传统评价指标是从各自不同的角度对基金风险调整收益进行评价，评价的结果并不尽相同，有时甚至差别很大。人们很难在其基础上将这些评价结果很好地结合起来，给出基金的总体评价。同时，除了风险、收益因素外，基金的各种费率对基金业绩评价也有着不可忽视的影响。

由于以上问题的存在，使的在使用传统评价模型来评估绩效时，会产生某种程度的扭曲。Fama (1972) [35]年建议将绩效作更严格的划分，分别以选股能力 (security selectivity ability) 和择时能力 (market timing ability) 来评估基金绩效。本文只研究择时能力，因此只就择时能力进行探讨。

3.2 多因素绩效评估模型

以上以 CAPM 模型为基础的单因素评估模型无法解释按照股票特征[如：市盈率 (P/E) 股票市值、账面价值比市场价值 (BE/ME) 及过去的收益等]进行分类的基金组合的收益之间的差异，所以研究者们又用多因素模型来代替单因素模型进行基金绩效的评估。其中，Lenman, Modest (1987) [36]、Fama, French (1993, 1996) [10] [11]、Elton, Gruber, and Blake (1996a,b) [37] [38]、Carhart (1997) [12]等的多因素模型最具代表性。多因素模型的一般数学表达式如下：

$$R_i = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \dots + b_{ij}I_j + b_{in}I_n + \varepsilon_i \quad (3.5)$$

式中： I_1 、 I_2 、... I_i 分别代表影响 i 证券收益的各因素值； b_{i1} 、 b_{i2} 、... b_{ij} 分别代表各因素对证券收益变化的影响程度； a_i 代表证券收益率中独立于各因素变化的部分。该模型有两个基本假设：(1) 任意两种证券剩余收益 ε_i 、 ε_j 之间均不相关；(2) 任意两个因素 I_i 、 I_j 之间及任意因素 I_i 和剩余收益 ε_i 之间均不相关

在 Lehman 和 Modest (1987) [36] 的多因素模型中，他们认为影响证券收益的因素为：市场平均指数收益、股票规模、公司的账面价值比市场价值 (BE/ME) 市盈率 (P/E) 公司前期的销售增长等。Fama 和 French (1993, 1996) [10] [11] 在 CAPM 模型的基础上，认为影响证券收益的因素除了上述因素外；还应包括按照行业特征分类的普通股组合收益、小盘股收益与大盘股收益之差 (SMB) 高 BE/ME 收益与低 BE/ME 收益之差，HML 等作为因素引入绩效评估模型。Carhart (1997) [12] 在以上因素的基础上，引入了基金所持股票收益的韧性因素，即前期最好的股票与最差的股票收益之差。这里介绍一下最具代表性的 Fama-French 模型。

3.3 Fama-French 模型绩效评估模型

Fama 和 French (1993) [8]提出了 FF3 模型:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp}R_{mt} + \beta_{sp}SMB_t + \beta_{hp}HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (3.6)$$

其中 SMB 为发行股票的公司规模的市场风险溢价,即小盘组合减去大盘组合的收益率; HML 为帐面市场因素的市场风险溢价,即高 BE/ME (帐面市值比) 股票组合减去低 BE/ME 股票组合的收益率。另外, β_{sp}, β_{hp} 分别表示为发行股票的公司规模因素、帐面市场因素的 β 系数。

SMB 值的计算步骤如下:

(a) 根据本国股票交易所 t 时刻的所有股票的市场价格分类,此处的市场价格是 t 时刻股票的价格与 t 时刻尚未交易的股票数量的乘积来确定的。由此,股票根据其市场价格按从低到高的顺序排列,可分为小规模(30%,用 S 表示)中规模(40%,用 M 表示)大规模(30%,用 B 表示)三组。

(b) 用 t 时刻小规模组股票的平均收益率减去大规模组的平均收益率即得到 SMB_t ;

(c) 再利用公式计算 SMB 值。

$$SMB = \prod_{t=1}^{t_0} (1 + SMB_t) - 1$$

HML 值的计算步骤如下:

(a) 根据本国股票交易所 t 时刻的所有发行股票的帐面市场因素分类,仿照 SMB 的划分依据,将所有股票按帐面市值比由高到低分为三组,即价值型股票(30%),混合型股票(40%)和成长型股票(30%);

(b) 用 t 时刻价值型股票组的平均收益率减去成长型股票组的平均收益率即得到 HML_t ;

(c) 利用公式计算 HML 值

$$HML = \prod_{t=1}^{t_0} (1 + HML_t) - 1$$

多因素模型虽然部分解决了单因素模型存在的问题,模型的解释力也有所增强,但在实证研究中,模型要求能识别所有的相关因素,而投资定价理论并没有明确地给出对风险资产定价所需要的所有因素或因素的个数。所以在实证时,因素的选择就受到个人主观判断的影响(Chen, Knez 1996) [39]。并且多因素模型仍然无法解释资产收益的实质性差别,绩效的评估结果对因素的选取十分敏感。

正是上述的原因,单因素模型和多因素模型孰优孰劣,至今在西方国家尚无定论。

3.4 评价开放式基金择时能力主要模型

无论投资者如何评价基金的业绩,其收益的实现最终还是靠基金经理人实际的市场操作完成的,由此正确评价基金经理人的能力,具有很大的现实意义。一个优秀的基金经理要想取得超越市场基准的业绩,无外乎在适当的时机买卖了适当的资产,对基金经理人这种能力的计量分析首先由 Treynor 和 Mazuy (1966)^[6]提出,并建立了基于弧线调整的二次项模型(T-M model)。这一模型被 Admati, Bhattacharyas, Pfleiderer 和 Ross (1986)^[40]证明在衡量基金经理人择时能力时是有效的。不过,由于这一模型比较复杂, Henriksson 和 Merton (1981^[9], 1984^[41])提出了一种相似但更为简单的折线模型(H-M model)。

1. Treynor 和 Mazuy (1966)^[6]的传统二次项回归模型。

在证券市场回归模型中,他们加入一个二次项来评估证券投资基金经理择时与选股能力,他们认为具备择时能力的基金经理应能预测市场走势,在多头时,通过提高投资组合的风险水平以获得较高的收益;在空头时则降低风险,因此,特征线不再是固定斜率的直线,而是一条斜率会随市场状况改变的曲线,回归模型为:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(R_{m,t} - R_{f,t})^2 + \varepsilon_{p,t} \quad (3.7)$$

式中 α_p 为选股能力指标, β_1 为基金投资组合所承担的系统风险, β_2 为择时能力指标, $R_{p,t}$ 为基金在 t 时期的收益率, $\varepsilon_{p,t}$ 为误差项。Treynor 与 Mazuy 认为如果 β_2 大于零,表示市场为多头走势,即 $R_{m,t} - R_{f,t} > 0$,这时市场收益率大于无风险收益率。由于 $(R_{m,t} - R_{f,t})^2$ 为正数,因此,证券投资基金的风险溢酬 ($R_{p,t} - R_{f,t}$) 会大于市场投资组合的风险溢酬 ($R_{m,t} - R_{f,t}$); 反之,当市场呈现空头走势时 ($R_{m,t} - R_{f,t} \leq 0$), 证券投资基金风险溢酬的下跌幅度会小于市场投资组合风险溢酬的下跌幅度,这样,基金的风险溢酬 ($R_{p,t} - R_{f,t}$) 仍会大于市场投资组合风险溢酬 ($R_{m,t} - R_{f,t}$), 因此,选择 β_2 可用于判断基金经理的择时能力。 α_p 与市场走势无关,它代表基金收益与系统风险相等的投资组合收益率差异,可以用来判断基金经理的选股能力。如果 α_p 大于零,表明基金经理具备选股能力, α_p 值越大,表明基金经理的选股能力越强。这里的 α_p 与 Jensen 指数模型的区别在于, α_p 已对择时能力做了调整,将择时能力与选股能力明确分离。

2. Heriksson 和 Merton (1981)^[9]的二项式随机变量模型。

Heriksson 与 Merton 把 β 看成二项随机变量, 其在多头与空头市场上的值是不同的。他们将择时能力定义为: 基金经理预测市场收益与无风险收益之间差异大小的能力, 然后根据这种差异, 将资金有效率地分配于证券市场; 具备择时能力者可以预先调整资金配置, 以减少市场收益小于无风险收益时的损失, 其回归模型为:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(R_{m,t} - R_{f,t})D + \varepsilon_{p,t} \quad (3.8)$$

这里 D 为虚拟变量, 当市场为牛市, 即 $R_{m,t} > R_{f,t}$ 时 $D=1$, 否则 $D=0$ 。 $R_{p,t}$ 和

$R_{f,t}$ 分别为基金组合 p 在第 t 期的收益率和市场组合在第 t 期的收益率, α_p 为选

股能力指标, β_2 为择时能力指标, $\varepsilon_{p,t}$ 为误差项。如果回归得到正的 β_2 , 则说明基金经理具备一定的市场择时能力, β_2 越大择时能力越强; 如果大于 $\alpha_p > 0$, 则说明基金经理具备选股能力, 且 α_p 越大选股能力越强。

3. Chang 和 Lewellen (1984) [42] 的改进模型。

Chang 和 Lewellen 对 Heriksson 和 Merton 的基金整体绩效评估模型进行了立的回归模型为:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha_p + \beta_1 \text{Min}(0, R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2 \text{Max}(0, R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{p,t} \quad (3.9)$$

式中的 β_1 为空头市场时的 β , β_2 为多头市场时的 β 。通过 $(\beta_2 - \beta_1)$ 的验证, 可以判断基金经理的择时能力, 如果 $(\beta_2 - \beta_1) > 0$, 表示基金经理具备择时能力。

关于以上基金经理的择时能力和选股能力评估模型的运用, 主要是针对开放型证券投资基金进行的。例如, Heriksson 和 Merton 针对 1968 年至 1980 年间美国 116 个开放型基金月收益率进行绩效实证研究, 结果发现有 59 个基金的 β_2 大于零, 但仅有 11 个基金明显大于零; 而对 α_p 进行验证, 仅有 3 个基金明显大于零, 显示出这些基金经理并不具备市场择时能力与选股能力。

第 4 章 我国开放式基金波动择时能力的实证研究

4.1 建立评价波动择时能力的实证模型

1. 理论模型的分析

根据 Bollerslev, Chou and Kroner (1992)^[43]和 Busse (1999)^[15]等的研究成果得知市场收益的波动具有集群性和持续性, 这样使得预测性大为增加。根据市场收益的波动, 经理人可以调整基金的市场敞口从而提高基金资产的收益。基于此, 本文欲对我国开放式基金波动择时能力进行实证研究, 并试图对实证结果做进一步的探讨。

Jeffrey A. Busse (1999) 认为, 波动择时是由基金经理人的对股票市场的判断衍生出来的, 为了使投资者获得最大的利益, 基金经理人会根据市场上的波动而去调整手中资产的市场敞口的行为, 这样会增加基金的收益和减少基金的风险。Busse 假设一 K 个因子报酬产生过程及敏感性随时间的变化而变化则在时间 $t+1$ 点的基金报酬可表示为:

$$R_{p,t+1} = \alpha_{pt} + \sum_{j=1}^k \beta_{jpt} R_{j,t+1} + \varepsilon_{p,t+1} \quad (4.1)$$

其中 $R_{p,t+1}$ 表示基金 p 在时间点 $t+1$ 的超额报酬, α_{pt} 表示基金 p 在时间点 t 的异常报酬, β_{jpt} 表示基金 p 对因子 j 在时间点 t 的敏感性, $R_{j,t+1}$ 表示因子 j 在时间点 $t+1$ 的超额报酬, $\varepsilon_{p,t+1}$ 表示基金 p 在时间点 $t+1$ 的误差项。 p 为基金种类, j 为因子种类。

并假设基金的报酬呈条件正态分布, 即给定一个时间点, 有 $E_t(\varepsilon_{p,t+1}) = 0$, $E_t(R_{j,t+1}, \varepsilon_{p,t+1}) = 0$, 其中 $E_t(\cdot)$ 表示在可利用信息时间点 t 下的条件期望值, 则报酬的期望值为:

$$E_t(R_{p,t+1}) = \alpha_{pt} + \sum_{j=1}^k \beta_{jpt} E_t(R_{j,t+1}) \quad (4.2)$$

且假设这些因素是互相独立的, 则在可利用信息时间点下的条件方差为:

$$\sigma_i^2(R_{p,t+1}) = \sum_{j=1}^k \beta_{jpt}^2 \sigma_i^2(\varepsilon_{p,t+1}) + \sigma_i^2(\varepsilon_{p,t+1}) \quad (4.3)$$

从择时的观点来看,基金经理人控制基金 p 对因素 j 在时间点 t 的敏感性 β_{jpt} , 则投资者的极大化期望效用函数值表示为

$$\text{Max}_{\beta_{1pt}, \dots, \beta_{kpt}} E_t(U_{t+1}(R_{p,t+1})) \quad (4.4)$$

其中 $R_{p,t+1}$ 表示基金 p 在时间点 t+1 的超额报酬, U_{t+1} 表示投资者的效用函数值, $E_t(\cdot)$ 表示在可利用信息时间点 t 下的条件期望收益。

为使期望效用最大,因此控制从 $j=1,2,\dots,k$ 的 β_{jpt} , 将 $E_t(U_{t+1}(R_{p,t+1}))$ 对 β_{jpt} 求偏导数,目的就是得到最合适的 β 值,以求其效用最大。令其偏导数等于零,则:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial \beta_{jpt}} E_t[U_{t+1}(R_{p,t+1})] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})R'_{p,t+1}] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})R_{j,t+1}] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U'_{t+1}(R_{p,t+1}), R_{j,t+1}]] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{j,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}]] \\ &= 0 \end{aligned} \quad (4.5)$$

式 (4.5) 中的倒数第二行由 Stein (1973) ^[44] 的逻辑衍生出。

由于

$$\begin{aligned} & E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})E_t[R_{j,t+1}] + \text{cov}[U''_{t+1}(R_{p,t+1})R_{p,t+1}, R_{j,t+1}]] \\ &= E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})E_t[R_{j,t+1}] + \beta_{jpt} E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})\text{Var}(R_{j,t+1})]] \\ &= 0 \end{aligned}$$

则:

$$\beta_{jpt} = -\frac{E_t[U'_{t+1}(R_{p,t+1})] E_t(R_{j,t+1})}{E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})] \text{Var}(R_{j,t+1})} = \frac{1}{a} \frac{E_t(R_{j,t+1})}{\text{Var}(R_{j,t+1})} \quad (4.6)$$

其中的 $a = -E_t[U''_{t+1}(R_{p,t+1})]/E_t[U'_{t+1}(R_{j,t+1})]$ 为风险规避衡量 (measure of risk aversion, Rubinstein, 1993^[45]), 在此视为一固定常数。

再将 β_{jpt} 对因子 j 的标准差 $\sigma_{j,t+1}$ 求导, 得到:

$$\frac{\partial \beta_{jpt}}{\partial \sigma_{j,t+1}} = \frac{1}{a\sigma_{j,t+1}^2} \left[\frac{\partial E_t(R_{j,t+1})}{\partial \sigma_{j,t+1}} - \frac{2E_t(R_{j,t+1})}{\sigma_{j,t+1}} \right] \quad (4.7)$$

由 Backus and Gregory (1993) [46] 和 Whitelaw (1997) [47] 文献得知, 可证明市场风险溢价和市场报酬的条件方差呈负相关, 假设 $\frac{\partial E_t(R_{j,t+1})}{\partial \sigma_{j,t+1}} \leq 0$, 从上式

可以看出, 基金对因子 j 的敏感性会随着因子 j 波动的增大而降低。一般而言, 在所有因子中, 市场因子的波动影响最大。因此, 当条件市场收益和市场波动之间呈小的或负的相关关系的时候, 基金的系数将会随着市场波动性的增大而有下降的趋势。

即 $\frac{\partial \beta_{jpt}}{\partial \sigma_{j,t+1}} \leq 0$ 。这就是波动择时, 即基金经理预测到了市场的波动性, 并据此调整

手中的资产的市场敞口的 (market exposure) 行为。所以, 当市场风险溢价和市场报酬的波动性呈负相关时, 基金的系统风险和市场报酬的波动性呈负相关。如果基金经理人具有波动择时能力, 在市场报酬波动性较高时, 适时转换持股, 规避高风险与高波动的股票, 降低市场环境对基金的影响, 因此系统风险小; 反之, 在市场报酬波动性低的时候, 适时增加高风险与高波动的股票, 则基金的系统风险大。

2. 实证模型的推导

根据 Jensen (1968) [7] 在 CAPM 基础上提出的投资组合表现评价单因素模型:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (4.8)$$

其中 R_{pt} 表示基金 p 在 t 时刻的超额收益, R_{mt} 表示市场 m 在 t 时刻的超额收益, α_p 表示基金在时点的异常收益, β_{mp} 表示基金 p 在时点 t 基金对市场 m 的敏感性 (基金的系统风险), ε_{pt} 表示在 t 时刻基金的超额收益的残差。考虑到非同时期交易问题, 参考 Dimson (1979) [48] 提出的模型, 在模型 (1) 的基础上增加一个市场超额收益的滞后项, 模型如下:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{mp} R_{mt} + \beta_{1mp} R_{m,t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (4.9)$$

为了计算波动择时, 使用简化的一阶 Taylor 展开式去描述市场收益的波动性和收益波动的平均值之间的差异, 并用市场风险 β 表示出来:

$$\beta_{mp} = \beta_{0mp} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \overline{\sigma_m}) \quad (4.10)$$

将 (3) 式代入 (2) 式, 即得到单因子波动择时模型:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_{0mp} R_{mt} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \overline{\sigma_m}) R_{mt} + \beta_{1mp} R_{m,t-1} + \varepsilon_{pt} \quad (4.11)$$

式中 γ_{mp} 表示波动择时系数, σ_{mt} 表示市场波动性, $\overline{\sigma_m}$ 表示市场波动性的平

均值, β_{imp} 表示基金 p 在时点 $t-1$ 基金对市场 m 的敏感性(基金的系统风险), $R_{m,t-1}$ 表示市场 m 在时点 $t-1$ 的超额收益,其它参数的含义同上。根据 Backus 、Gregory (1993)^[46]和 Whitelaw (1997)^[47]文献,可证明市场风险溢价和市场收益的条件异方差呈负相关,即:

$$\frac{\partial \beta_{pt}}{\partial \sigma_{t+1}} \leq 0. \quad (4.12)$$

由此得知,若基金具有波动择时能力,则基金的系统风险与市场收益的波动性呈负相关,也即 γ_{mp} 越小,市场收益的风险敞口越小,表示基金经理人具有较好的波动择时能力,其投资决策可以跟随市场的波动,进而去获取超额收益。

但 Elton (1993)^[49]等学者认为使用多因素模型对于基金绩效评估会有较好的解释能力。

在此,将 (3.6) 式和 (4.11) 式结合,得到:

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{hp} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (4.13)$$

Busse (1999) 的实证研究表明,积极的基金经理人在市场波动剧烈的时候会减少其手中资产的市场敞口,从而获得较好的业绩,这就证明了波动择时能力的存在。然而的研究并没有对波动择时与传统择时能力进行区分。从前面的分析我们知道,不论波动择时还是传统收益择时,其所依据的市场波动变化和市场收益走势之间有着密切的关系 (Glosten, Jagannathan, Runkle, 1993^[18]; Whitelaw, 1994^[19]; 张思奇等人, 2000^[29])。因此从研究的显著性出发,有必要把传统择时的影响考虑到波动择时模型中来。在传统的择时理论上,最有代表性的研究方法是 Treynor 和 Mazuy (1996) 提出的 TM 模型和 Heriksson 和 Merton (1981) 提出的 HM 模型。

Treynor 和 Mazuy 首先在 CAPM 模型的基础上添加一个二次项来分析基金经理的择时能力,即 TM 模型。之后,在 CAPM 模型中引入一个二项式随机变量,将择时能力表述为基金经理预测风险资产的收益高于或低于无风险利率的能力。根据这种思路,我们在波动择时模型中引入收益择时因子,以此来分离收益择时因素的影响,并构建了下面二个模型:

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \beta_{mp2} R_{mt}^2 + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{hp} HML_t + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) + \varepsilon_{pt} \quad (4.14)$$

$$R_{pt} = \alpha_p + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \beta_{mp2} \max(0, -R_{mt}) + \beta_{sp} SMB_t + \beta_{hp} HML_t + \gamma_{mp} (\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) + \varepsilon_{pt} \quad (4.15)$$

(4.13) 模型是 Busse 模型与 FF3 模型结合,在本文中简称为 B-FF3 模型、(4.14) 和 (4.15) 分别是 TM 模型和 HM 模型与 B-FF3 模型,在本文中简称为

TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型。本文欲利用 B-FF3 模型、TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型来探讨我国开放式基金波动择时能力。在实证方法上,从 t 时刻的条件 Beta 系数的计算公式

$$\beta_{mit} = \rho_{mit} \frac{\sigma_{it}}{\sigma_{mt}}$$

出发,这里 ρ_{mit} 表示市场和证券 i 在时刻 t 的相关系数, σ_{it} 表示证券在时刻的标准差, σ_{mt} 表示市场在时刻的标准差。Jagannathan 和 Korajczyk (1986) [50] 的研究表明,某一类股票的 Beta 系数会随着市场波动的增大而有自发减小的趋势。为了消除这类影响,我们构造了一组与基金投资风格相似的模拟组合,通过对比基金和相应模拟组合在波动择时系数下的不同表现从而分析基金是否具有显著的波动择时能力。

在回归式中,随机误差项 ε_{pt} 必须相互独立且服从期望为 0,标准差为 σ 的正态分布,即 $\varepsilon_{pt} \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma^2)$ 。如果存在异方差性和相关性必须采取相应的措施,进行处理。

本文的首要目标就是根据市场收益率序列的数据特征找出最合适的模型预测市场收益的波动值 σ_{mt} , 代入 (4.13)、(4.14) 和 (4.15) 式通过回归得出反映基金波动择时能力的 γ_{mp} , 再与模拟组合的 γ_{mp} 对比, 若基金和模拟组合的波动择时系数为负且越小表示经理人越有市场波动择时能力。

4.2 样本的选取及相关变量的说明

1. 样本数据说明

本文选取我国 2002 年底以前成立的开放式基金,剔除货币市场基金和保本型基金共 15 只基金样本(见表 4.1)进行波动择时能力研究,研究期为 2003 年 1 月 4 日至 2005 年 11 月 3 日,考虑到我国开放式基金成立较晚,样本数据较少,为了满足统计学对样本数量的要求以使得实证结果在统计上有意义,本文采用的是基金的日收益率作为评价对象,并对分红进行了复权处理。基金净值数据来自网站 <http://finance.sina.com.cn/fund/index.shtml>。

2. 基金净值收益率的计算

在计算基金的收益率时,考虑到分红对基金净值的影响,对分红进行了复权处理,基金净值收益率的计算公式为:

$$R_{pt} = \frac{(NAV_t - NAV_{t-1}) + D_t}{NAV_{t-1}} \quad (4.15)$$

式中 NAV_t 和 NAV_{t-1} 分别为基金第 t 期和 $t-1$ 期的期末单位净值, D_t 为该期内的

单位基金分红。

3. 无风险利率的确定

国外的研究一般是把长期国债的收益率作为无风险利率。由于我国的债券市场不发达, 债券品种少且多为七到十年的国债, 利率还未市场化, 国债市场仍处于交易所和银行间市场分割状态, 不同市场上利率存在背离, 因而无法使用国债的长期收益率作为无风险利率。而目前我国的银行汇票存款由于代表国家利益, 通常被认为是无风险的, 所以本文采用国内通行的做法, 选用同期限一年期银行储蓄定期利率(不考虑利息税)作为无风险利率, 并按一年 365 天折算成日利率。由于我国的一年期银行定期存款利率在 2004 年 10 月 29 日进行了一次上调, 由 1.98% 调整到 2.25%, 所以相应的日无风险利率分别为 0.005425% 和 0.006164%。

表 4.1 2002 年底前成立的 15 只股票型开放式基金概况

基金名称	基金代码	发行规模(亿元)	成立日期	投资风格	基金托管人	基金管理人
华安创新	040001	50.00	2001-9-21	成长型	交行	华安
南方稳健成长	202001	34.88	2001-9-28	成长型	工行	南方
华夏成长	191001	32.36	2001-12-18	成长型	建行	华夏
国泰金鹰增长	020001	22.26	2002-05-08	成长型	交行	国泰
鹏华行业成长	206001	39.77	2002-05-24	平衡型	工行	鹏华
富国动态平衡	160016	46.17	2002-08-16	平衡型	平衡	富国
易方达平稳	110001	45.78	2002-08-23	平衡型	中行	易方达
融通新蓝筹	161601	22.19	2002-09-13	平衡型	建行	融通
长盛成长价值	080001	31.67	2002-09-18	平衡型	农行	长盛
宝盈鸿利	213001	14.46	2002-10-08	收益型	农行	宝盈
博时增长	050001	31.47	2002-10-09	平衡型	建行	博时
嘉时成长收益	070001	20.02	2002-11-05	收益型	中行	嘉实
华安中国 A 股	040002	30.94	2002-11-08	指数型	工行	华安
大成价值增长	090001	26.04	2002-11-11	价值型	农行	大成
银华优势企业	180001	16.82	2002-11-13	平衡型	中行	银华

资料来源: 根据网站 <http://finance.sina.com.cn/fund> 整理等到。

4. 市场基准组合的选取及收益率计算

一般来说, 市场指数就可以代表市场基准组合。但根据 1997 年颁布的《证券投资基金管理暂行办法》的规定, 我国基金投资于国债的比例不得低于基金净值的 20%, 因此不能直接用股票市场指数作为基准指数, 而应考虑国债市场收益率。

2004年7月1日实施的《证券投资基金运作管理办法》取消了上述关于基金投资国债比例的规定,同时在2004年7月,新的《基金法》生效,《基金法》对于基金的投资组合没有任何限制,完全由基金经理人根据投资需要和基金投资范围不同自行决定。但考虑到基金经理人将上述20%的强制性国债投资重新进行自主性的资产配置需要一定的时间,例如召开持有人大会修改基金契约和调整投资组合比例等,因此,本文根据各基金的实际执行情况将分界点定在2005年1月1日。2005年1月1日以前,市场基准收益率=中信指数收益率×80%+中信国债指数收益率×20%;2005年1月1日以后,(包括2005年1月1日)市场基准收益率=中信指数收益率,计算公式为

$$R_{mt} = \frac{INDEX_t - INDEX_{t-1}}{INDEX_{t-1}} \quad (4.16)$$

这里将中信指数作为市场基准是因为中信指数反映了深沪两市中每个行业里最大和最具有流动性的A股股票的价格走势,其市值占到了整个A股市场流通市值的60%,有效的克服了深沪市分离的缺陷,并在业内得到了广泛的认可。

5. 规模因子(SMB)和净值市价比因子(HML)

我们还用四种中信风格指数来表示模型中的SMB和HML,SMB为中信小盘指数收益率减去中信大盘指数收益率,HML为中信价值指数收益率减去中信成长指数收益率,这些指数数据来源于中信指数分析工具。中信风格指数国内推出的首套较为全面风格指数系列,它的大体思路是对我国证券市场的数据对资产组合定价的多因素模型作了深入的实证研究,从而确定划分股票风格的主要指标,即公司规模(流通市值)和B/P值。在此基础上,广泛参考了国际上主流风格指数的编制方法和经验,最终确定中信风格指数的编制方法。

首先,确定备选股票集合。然后,按照流通市值大小将备选集合的所有股票分成三组,分别形成中信大盘指数、中信中盘指数和中信小盘指数。方法是按照大盘占市场总流通市值的30%,中盘占40%,小盘占30%的比例将所有股票划分为大、中、小盘。第三,在大、中、小盘股票中分别按照B/P值从高到低排序,以累积流通市值占该规模总流通市值的百分比达到50%为分界点(流通市值在前50%的股票为价值股,后50%的股票为成长股)分别将大、中、小盘三类股票分为两组,从而形成大盘价值、大盘成长、中盘价值、中盘成长、小盘价值、小盘成长六类风格指数。最后,指数专家委员会对各个风格指数的样本股进行审查,特别是对那些股票价格可能被操纵的样本股进行适当调整,最终确定中信风格指数的样本股构成。

6. 模拟组合的构造

为了消除某一类股票的Beta系数会随着市场波动的增大而有自发减小的趋势

影响,需构造一组与基金投资风格相似的模拟组合,通过对比基金和相应模拟组合在波动择时系数下的不同表现从而分析基金是否具有显著的波动择时能力。在借鉴 Daniel 等人 (1997) [51] 构造特征基准的思路,我们直接按照基金的规模 (Size) 和账面/市值比 (Book-to-Market) 的投资风格来对模拟组合进行拟合。因为基金在每一点的投资组合数据很难获取,在确定基金投资风格时我们运用了 Sharpe (1992) [52] 提出的基于收益数据的风格分析法 (Return-Based Style Analysis)。具体的构造如下:

(1) 对每一只基金,我们利用二次规划模型求解了基金在不同风格资产下的敞口系数。

$$\min_{b_{p1}, b_{p2}, \dots, b_{pk}} \left[\text{var} \left(r_{pt} - \sum_{i=1}^k b_{pi} r_{it} \right) \right] \quad (4.17)$$

式中, var 代表方差, R_{it} 代表第 i 类资产在时刻 t 的收益率, b_{pi} 是基金 p 对第 i 类资产的敞口系数。其它的参数的含义同上。在风格资产的选取上,我们选取的是中信风格指数,包括 6 个股票风格指数即大盘价值、大盘成长、中盘价值、中盘成长、小盘价值、小盘成长以及中信国债指数。

表 4.2 基金及模拟组合收益率的描述统计

基金种类	基金个数	收益率	标准差	峰度	偏度
开放式	15	0.0544%	0.872%	3.62	0.79
成长型	4	0.0574	0.907	3.42	0.74
平衡型	7	0.0561	0.853	3.91	0.81
收益型	2	0.0552	0.904	3.55	0.77
指数型	1	0.0538	0.891	3.41	0.78
价值型	1	0.0496	0.855	3.82	0.85
模拟组合		0.0566	0.821	3.54	0.71

表 4.3 单因素和三因素模型参数

模型 模型参 数基金种类	单因素模型			三因素模型				
	α_p	β_{mp}	R^2	α_p	β_{mp}	β_{sp}	β_{lp}	R^2
开放式	-0.0257%	0.521	0.591	-0.0254%	0.433	0.362	-0.231	0.726
成长型	-0.0124	0.555	0.585	-0.0133	0.522	0.548	-0.218	0.741
平衡型	-0.0135	0.582	0.644	-0.0164	0.517	0.394	-0.348	0.768
收益型	-0.0285	0.466	0.523	-0.0186	0.354	0.187	-0.163	0.802
指数型	-0.0476	0.483	0.638	-0.0471	0.326	0.423	-0.246	0.643
价值型	-0.0268	0.517	0.567	-0.0318	0.448	0.257	-0.182	0.677
模拟组合	-0.0078	0.572	0.691	-0.0167	0.511	0.387	-0.151	0.825

(2) 根据中信公司公布的风格指数样本,我们在每一类风格样本中随机选取 50 只股票作为模拟组合在股票上投资的样本群,共有 300 只股票。之所以每类风格资产选择 50 只股票,是因为我国股市发展规模尚小,大盘价值和大盘成长类的股票样本只有 50 只左右;为了确保样本选取的平衡性,每类风格资产下的股票数目我们设为 50。

(3) 分别计算基金不同风格资产的敞口系数在整个股票风格资产中的百分比,然后按照这个比例计算出模拟组合的 50 只投资中各风格投资的股票个数。每只股票在组合中的投资权重是相等的,即 $1/50$ 。

(4) 把模拟组合在股票上市中的投资乘以其对应的基金在股票上的投资比例,再加上国债投资的比例,最终得到基金的模拟组合。

理想的模拟组合应该有着同基金相似的时间序列,它同基金的根本区别在于没有管理者积极的运作。因此,模拟组合和基金在同一个因子下的敞口系数要大致相等。表 4.2、表 4.3 分别给出了基金及其模拟组合的描述性统计特征、敞口系数的比较。从中我们可以看出基金和模拟组合在统计特征及模型参数上的差别不大。从统计特征上来看,基金和模拟组合在收益率均值上有一定的差别,但两者的方差差别不大;从单因素和三因素模型下的敞口系数来看,二者也非常相似。

4.3 市场收益时间序列数据特征

为了合理地对市场波动率进行预测,我们必须首先分析市场收益序列的数据特征。我们以 2003 年 1 月 2 日至 2005 年 11 月 3 日的市场基准组合收益率为研究对象,共 685 个观测值。图 4-1 表示 2003 年 1 月 2 日至 2005 年 11 月 3 日的市场基准组合收益率。

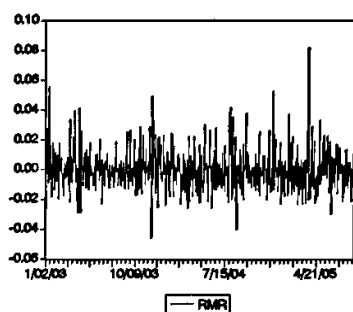


图 4.1 市场收益率时序图

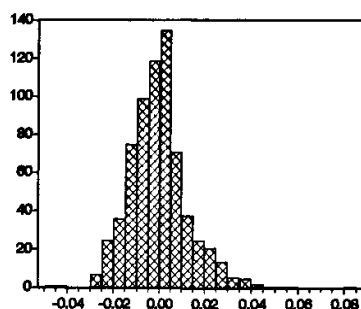


图 4.2 市场收益率的分布直方图

1. 非正态性

在金融理论和经验分析中的一个常见的假设就是收益率服从正态分布的,但实际上收益率往往是服从非正态分布的,市场收益也不例外。表 4.4 中的统计量说明了这一点。由表 4.4 可知,偏度 $S=0.910338>0$, 峰度 $K=6.165136>3$, 与标准

正态分布 (S=0,K=3) 相比,市场收益率呈右偏,尖峰分布。Jarque-Bera 值检验也拒绝了服从正态分布的假定。

表 4.4 市场收益率分布的描述性统计量

均值	-0.000144	标准差	0.013248
中位数	0.000712	偏度	0.910338
最大值	0.082041	峰度	6.165736
最小值	-0.045435	Jarque-Bera 值	380.0972

表 4.5 市场收益率序列的 ADF 检验结果

ADF 统计量	-12.69662	1% 临界值	-2.5687
		5% 临界值	-1.9399
		10% 临界值	-1.6159
增广的迪-富勒检验方程			
LS//因变量为: D (RMR)			
样本 (经过调整的): 1/09/2003 8/16/2005			
观察值: 679 (终止样本经过调整)			
变量	系数	标准差	t 统计量 概率
RMR (-1)	-1.093729	0.086143	-12.6966 0.0000
D (RMR (-1))	0.058975	0.077203	0.763897 0.4452
D (RMR (-2))	0.051005	0.067838	0.751865 0.4524
D (RMR (-3))	0.128644	0.054788	2.348034 0.0192
D (RMR (-4))	0.097822	0.038154	2.563894 0.0106
R ²	0.526797	因变量均值	-5.4E-05
校正的 R ²	0.523988	因变量标准差	0.019023
回归的标准差	0.013125	AIC	-5.82127
残差平方和	0.116106	SIC	-5.78798
对数似然	1981.32	F 统计量	187.5837
DW 统计量	2.003579	概率 (F 统计量)	0.000000

2. 平稳性

非平稳时间序列的均值或自协方差函数随时间而改变,若进行直接回归分析,则可能出现伪回归问题,只有是平稳的时间序列,其模型的估计才有意义。单位根检验是检验时间序列平稳性的一种正式的方法。本文采用单位根检验中 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 法来进行检验。由时间序列图知截距项和时间趋势项

不存在, 检验方程为

$$\nabla R_{m,t} = \gamma R_{m,t-1} + \xi_1 \nabla R_{m,t-1} + \xi_2 \nabla R_{m,t-2} + \cdots + \xi_{p-1} \nabla R_{m,t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

式中的参数 p 视具体情况而定, 一般选择保证 $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ 最小的 p 值, 根据 Bachman, Choi and Kopecky (1996) [53] 结论, 选取滞后期为 4。由表 4-5 知, ADF 检验统计量值是 -12.69662, 小于显著性水平为 1% 的临界值, 表明至少可以在 99% 的置信水平下拒绝原假设, 认为市场收益序列 RMR 不存在单位根, 是平稳的。

3. 波动的集聚性

在图 4.1 中, 我们发现收益率波动在某段时间内较小, 而在另外一段时间内较大, 这就是金融数据中另一个普遍存在的特征——波动的集聚性。这表明条件异方差存在序列相关性。我们用样本自相关系数, 样本偏自相关系数及扬—博克斯 Q 统计量来检验, 样本自相关系数

$$\hat{\rho}(\tau) = \frac{\sum_{i=\tau+1}^T [(R_{m,i} - \bar{R}_m)(R_{m,i-\tau} - \bar{R}_m)]}{\sum_{i=1}^T (R_{m,i} - \bar{R}_m)^2} \quad (4.19)$$

是 τ 的一个函数。如果市场收益序列是白噪声, 那么在大样本的情况下, 该序列样本自相关函数的分布服从

$$\hat{\rho}(\tau) \sim N\left(0, \frac{1}{T}\right)$$

这个结果简单明了。在正态分布的条件下, 取 ± 2 倍标准误差将得到一个近似 95% 的置信区间。如果序列是白噪声的, 那么 95% 的样本自相关函数将落在 $\pm \frac{2}{\sqrt{T}}$ 的区间内。两倍的标准误差带虽然很有用, 但它只提供了样本自相关函数 95% 的置信边界。如果拟合的回归形式为

$$\hat{R}_{m,t} = \hat{c} + \hat{\beta}_1 R_{m,t-1} + \cdots + \hat{\beta}_\tau R_{m,t-\tau} \quad (4.20)$$

那么, 位移 τ 处的样本偏自相关系数为

$$\hat{\rho}(\tau) = \hat{\beta}_\tau$$

我们最终关注的是市场收益序列是否是白噪声的, 即它的所有自相关函数是否联合为 0, 扬—博克斯 Q 统计量

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{\tau=1}^m \left(\frac{1}{T-\tau}\right) \hat{\rho}^2(\tau) \quad (4.21)$$

可以对此进行检验。在 $R_{m,t}$ 是白噪声的零假设下, Q_{LB} 近似服从 χ_m^2 分布。在实践中, m 取在 \sqrt{T} 附近比较理想。

由于我们的有效样本数 $T=685$, 自相关系数和偏相关系数为 0 的 2 倍标准差

边界为 $\pm \frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0.07641$ ，即当自相关系数或偏相关系数在 $(-0.07641, 0.07641)$

区间时，那么在 5% 的显著性水平下，不能拒绝该系数为 0 的零假设。因此市场收益率不存在序列相关，Ljung-Box Q (6), Q (12), Q (24) 检验也证明了这一点。然而，从图 4.3 可以看出，市场收益率尽管不存在序列相关，但并不独立。从 (c), (d) 这两个图中，可以看出收益率平方值组成的序列存在明显增加的序列相关性，其中前三阶自相关系数和偏相关系数明显的不等于零，收益率平方的 Ljung-Box Q (6), Q (12), Q (24) 检验进一步证明了市场收益率具有 GARCH 模型的特征。市场收益率序列的这些统计特征为短期收益的波动的集群性行为提供了证据，收益率的波动是随时时间而变化的 (time-varying volatility)，这预示着收益率可能的存在条件异方差 (Conditional Heteroskedasticity) 效应。

表 4.6 收益率及平方值的扬-博克斯 Q 统计量

Ljung-Box	Q (6)	Q (12)	Q (24)
$R_{m,t}$	9.623*	18.007*	30.994*
$R_{m,t}^2$	17.852***	22.502**	45.181***

注：*表示在 10% 的置信水平下显著；**表示在 5% 的置信水平下显著；***表示在 1% 的置信水平下显著。

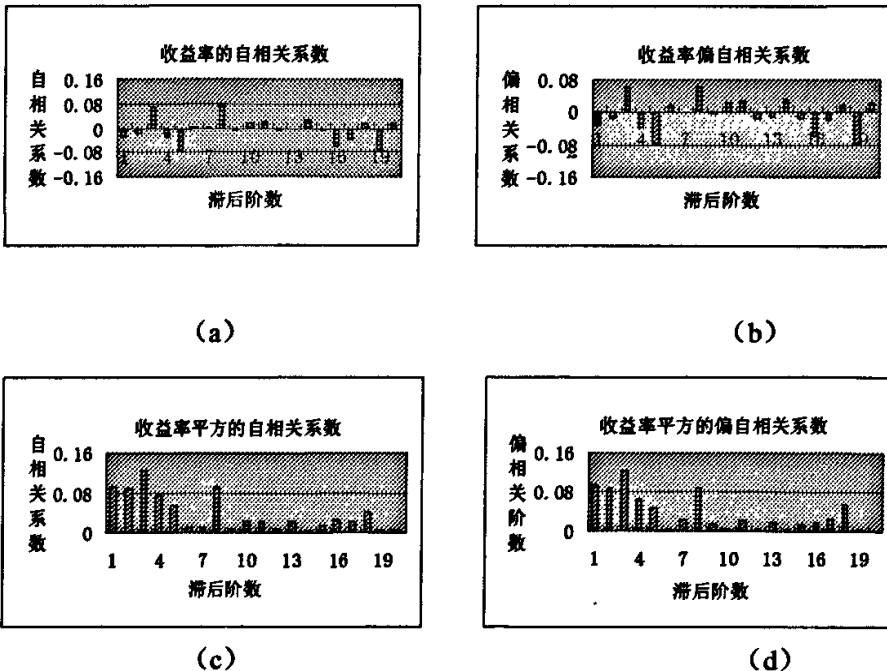


图 4.3 收益率及平方值的自相关系数和偏自相关系数

4.4 市场收益率波动值的预测

1. GARCH 检验

对于回归模型 $y_t = X_t\beta + \varepsilon_t$, 如果模型的随机扰动项 $\varepsilon_t \sim ARCH(q)$, 则建立辅助回归方程

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q\varepsilon_{t-q}^2 \quad (4.22)$$

我们用 LM 法检验收益率序列是否存在 ARCH 效应, 检验的原假设和备择假设为

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_q = 0$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0, 1 \leq i \leq q.$$

在原假设下 H_0 , 检验统计量 $LM = nR^2 \sim \chi^2(q)$, 其中, n 是辅助回归 (4.1) 式的样本数据个数, R^2 是辅助回归 (4.1) 式的决定系数 (采用最小二乘估计), q 指滞后阶数。在给定显著性水平 α 和自由度 q 的情况下, 如果 $LM > \chi_\alpha^2(q)$, 则拒绝 H_0 , 认为序列存在 ARCH 效应; 如果 $LM \leq \chi_\alpha^2(q)$, 则不能拒绝 H_0 , 说明序列不存在 ARCH 效应。

2. 检验结果

上一节分析可知, 市场收益率可能存在条件异方差。经过反复比较, 选择均值回归方程为

$$R_{m,t} = c_0 + c_1R_{m,t-1} + c_2R_{m,t-2} + c_3R_{m,t-3} + \gamma\sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

其中 $R_{m,t}$ 、 $R_{m,t-1}$ 、 $R_{m,t-2}$ 和 $R_{m,t-3}$ 表示 t 、 $t-1$ 、 $t-2$ 和 $t-3$ 期市场日收益率, ε_t 表示随机干扰项, $\sqrt{h_t}$ 代表条件标准差。对 $\{\varepsilon_t\}$ 分别做 4 阶、8 阶和 12 阶的 LM 检验, (如表 4.7 所示), 检验结果均为显著的, 其实从 1 阶到 12 阶所有的 LM 检验都是显著的。可以断定市场日收益率序列增均值回归方程中存在明显的 ARCH 效应。

表 4.7 异方差性检验

ARCH-LM 检验统计量	LM (4)	LM (8)	LM (12)
ARCH-LM 检验统计值	16.325***	29.684***	35.451***

注: 表示在 1% 的置信水平下显著。

3. 最合适波动值预测模型的选择

由于市场收益率的方差由每日收益率预测出, 因此须选择一个最合适的预测模型, 预测值和真值最为接近的即预测误差最小的模型就是最佳模型, 衡量预测误差值的指标有很多种, 在本文中采用的是在各种财经文献中广泛使用的 4 种: 均方根误差 (RMSE), 平均绝对误差 (MAE), 平均相对误差 (MAPE) 和 Theil-U

值,它们具体的计算公式如下,其中, σ_{τ}^2 代表的是市场收益的在时间 τ 时的波动“真值”,而 $\hat{\sigma}_{\tau}^2$ 则是时间 τ 时相应的预测值。

$$RMSE = \sqrt{(1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} (\hat{\sigma}_{\tau} - \sigma_{\tau})^2} \quad (4.24)$$

$$MAE = (1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} |\hat{\sigma}_{\tau} - \sigma_{\tau}| \quad (4.25)$$

$$MAPE = (1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} \left| \frac{\hat{\sigma}_{\tau} - \sigma_{\tau}}{\sigma_{\tau}} \right| \quad (4.26)$$

$$Theil-U = \frac{\sqrt{(1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} (\hat{\sigma}_{\tau} - \sigma_{\tau})^2}}{\sqrt{(1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} \sigma_{\tau}^2} + \sqrt{(1/n) \sum_{\tau=i+1}^{i+n} \hat{\sigma}_{\tau}^2}} \quad (4.27)$$

我们分别使用 GARCH (1,1), TGARCH 和 EGARCH 模型对中信指数收益率在样本内建模型后在样本外进行预测,最后再根据这些预测值计算出了 4 个误差衡量指标值,见表 4.8。另外本文使用 Akaike (1974) 提出的 AIC 准则来决定最合适的 EGARCH 模型,其结果列于表 4.9。由结果可知,模型为 EGARCH (1,1) 时,其 AIC 值为最小,表示其为利用市场收益预测方差的最优模型。

表 4.8 样本外对市场收益率波动性预测的比较

预测模型	RMSE 测试值	MAE 测试值	MAPE 测试值	Thei-U 测试值
GARCH (1,1)	0.00876	0.00757	2.9529	0.3471
TGARCH	0.00870	0.00752	2.8086	0.3396
EGARCH	0.00861	0.00747	2.7928	0.3300

表 4.9 模型的 AIC 值

条件异方差模型	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	EGARCH (1,1)
AIC	-5.8456	-5.74532	-5.8741	-5.6973	-5.9863

4. 利用 EGARCH (1,1) 模型预测收益率的波动值

EGARCH 模型, 由 Nelson 在 1991 年提出。EGARCH (1,1) 模型的表达式如

$$下: R_{m,t} = c_0 + c_1 R_{m,t-1} + c_2 R_{m,t-2} + c_3 R_{m,t-3} + \gamma \sqrt{h_t} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t,$$

$$\ln h_t = \alpha_0 + \theta_1 \ln(h_{t-1}) + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \varphi_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (4.28)$$

其中 $\varepsilon_t | \tau_{t-1} \sim N(0, h_t)$, $v_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2)$, 且 $E(v_t) = 0$, $D(v_t) = 1$ 。EGARCH (1,1) 模型估计结果见表 4.10, EGARCH (1,1) 模型残差项检验结果见表 4.11。以 Ljung-Box 诊断残差及残差平方项是否仍存在自相关, 结果显示市场报酬, 至少在 12 个交易日内, 于 10% 显著性水平下, 残差项不存在自我相关。ARCH 效应检验显示, 用 EGARCH (1,1) 模型的拟合优度较好, 准确的抓住了市场收益率序列的特征。

表 4.10 EGARCH (1,1) 模型估计结果

系数	系数值	标准差	t 值	p 值
c0	-0.138926	0.084292	-1.748150	0.0403
c1	0.466913	0.156834	2.977125	0.0029
c2	-0.068795	0.041370	-1.662919	0.0963
c3	0.043656	0.030270	1.742204	0.0492
γ	10.589080	6.496258	1.630028	0.1031
α_0	-9.744282	0.302872	-32.172940	0.0000
θ_1	-0.121322	0.034631	-3.503307	0.0005
α_1	0.028739	0.019512	2.472846	0.0068
φ_1	-0.103981	0.045567	-2.281933	0.0225

表 4.11 EGARCH (1,1) 模型残差项检验结果

偏度	峰度	L-B Q (12)	ARCH (12)
0.0203	3.6471	9.456	2.9648

注: 1.L-B Q (12) 为 Ljung-Box 滞后 12 期的残差的自相关检验。

2.ARCH (k) 为 ARCH 效应检验的 LM 值。

4.5 开放式基金波动择时能力的实证结果

根据理论模型分析,若基金具有波动择时能力时,则当市场收益波动性高的时候,基金的系统风险降低。如果基金经理人具有波动择时能力,根据市场收益与市场收益的波动性呈负相关,模型中波动择时系数值应为负数且越小越好,这样市场波动性的离异程度越小,表明其投资决策可以跟随市场收益的波动,进而增加基金的超额收益。

1. 不同的投资风格基金波动择时能力的比较

为了说明开放式基金是否具有波动择时能力,因此将所预测出来的每日波动值、基金收益率和对应模拟数据分别代入 B-FF3 模型、TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型中,利用 OLS 法进行回归求的波动择时系数 γ_{mp} , 并通过对比基金和模拟组合在波动择时系数上的差距来分析基金的波动择时能力。回归结果如表 4.12 和表 4.13 所示。由表 4.12 所有类型的波动择时系数为负,但我们更注和重的是基金与模拟组合的对比,从基金与模拟组合的波动择时系数之差这一栏可知,所有类型基金与模拟组合的波动择时系数 γ_{mp} 之差为负。虽然基金与模拟组合的波动择时系数之差绝对值不大,但 5% 的显著性水平下通过了双尾 t 检验。这说明相对于模拟的消极投资,开放式基金在市场波动较高的时候减少了其资产的市场风险敞口。

表 4.12 各类开放式基金波动择时能力实证结果

基金种类	B-FF3 模型		TM-B-FF3 模型		HM-B-FF3 模型	
	γ_{mp}	t 统计量	γ_{mp}	t 统计量	γ_{mp}	t 统计量
开放式	-3.79	-2.58**	-4.12	-2.98**	-4.18	-2.91**
成长型	-4.46	-2.63**	-5.07	-3.16**	-5.21	-3.34**
平衡型	-2.16	-2.07*	-4.81	-2.44*	-4.74	-2.28*
收益型	-1.58	-1.54	-2.04	-1.84	-2.03	-1.71
指数型	-1.63	-3.04**	-3.08	-3.89**	-3.26	-3.67**
价值型	-4.72	-2.91**	-6.34	-3.76**	-6.27	-3.87**
模拟组合	-0.37	-2.24*	-0.67	-2.13*	-0.61	-2.06*
基金与模拟组合的波动择时系数之差 $\nabla\gamma_{mp}$						
开放式	-3.42	-2.46*	-3.45	-2.76**	-3.97	-2.88**
成长型	-4.09	-2.56*	-4.41	-3.07**	-4.61	-3.06**
平衡型	-1.79	-2.31*	-4.14	-2.28*	-4.13	-2.37*
收益型	-1.26	-1.17	-2.37	-1.86	-2.42	-1.78
指数型	-1.26	-2.99**	-2.41	-3.49**	-2.65	-3.51**
价值型	-4.35	-2.77**	-5.67	-3.54**	-5.66	-3.55**

注: $\nabla\gamma_{mp}$ 表示基金与模拟组合的波动择时系数之差; 基金和模拟组合的波动择时系数的差的显著性检验,采用的是双样本均值检验,其原假设为基金和模拟组合波动择时系数之差为零。*, **分别表示在 95%,99% 的双尾置信水平。

表 4.13 三个模型的总体显著性统计检验结果

基金种类	B-FF3 模型		TM-B-FF3 模型		HM-B-FF3 模型	
	F 值	Adj.R ²	F 值	Adj.R ²	F 值	Adj.R ²
开放式	793.54**	0.7485	814.51**	0.7827	845.34**	0.7849
成长型	804.41**	0.8624	841.72**	0.8748	8345.16**	0.8846
平衡型	941.96**	0.7421	993.45**	0.7667	1102.38**	0.7671
收益型	634.00**	0.81487	745.14**	0.8834	641.58**	0.8784
指数型	1138.46**	0.6746	1225.47**	0.7413	1284.34**	0.7381
价值型	438.98**	0.7801	541.37**	0.7904	496.35**	0.8104
模拟组合	784.12**	0.7561	842.57**	0.7994	901.25**	0.8126

注：*，**分别表示在 95%和 99%的置信水平。

总的来看,我们市场上的基金存在小幅度的波动择时行为。从波动择时能力来看,价值型基金与模拟组合的波动择时系数之差为负且最小,表明价值型投资基金的波动择时能力最强。另外,收益型基金与模拟组合的波动择时系数之差虽然为负,但统计上不显著,表明收益型基金的投资相对比较消极,择时能力比较弱。同时也表明投资风格的区分对波动择时能力产生了一定的影响。表 4.13 可知 B-FF3 模型、TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型整体上解释能力还不错,拟合优度较好,回归结果比较理想。从三个模型比较来看,基金的这种波动择时行为在 TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型相对 B-FF3 模型较为显著,表明考虑了普通择时能力影响的模型,其波动择时系数也相对明显一些。

表 4.14 TM-B-FF3 模型验证的单个基金波动择时能力

基金名称	$\nabla\gamma_{mp}$	t 统计量	基金名称	$\nabla\gamma_{mp}$	t 统计量
华安创新	-3.59	-2.42*	长盛成长价值	-4.56	-2.36*
南方稳健成长	-5.41	-1.98*	宝盈鸿利	-2.37	-1.86
华夏成长	-4.86	-2.02*	博时增长	-3.97	-1.97**
国泰金鹰增长	-3.98	-2.41*	嘉时成长收益	-4.45	-2.88**
鹏华行业成长	-4.36	-3.01**	华安中国 A 股	-4.98	-2.88**
富国动态平衡	-3.95	-2.54*	大成价值增长	-3.98	-2.40*
易方达平稳	-4.64	-2.66**	银华优势企业	-4.02	-2.48*
融通新蓝筹	-3.36	-2.94**			

表 4.15 HM-B-FF3 模型验证的单个基金波动择时能力

基金名称	$\nabla\gamma_{mp}$	t 统计量	基金名称	$\nabla\gamma_{mp}$	t 统计量
华安创新	-3.62	-2.44*	长盛成长价值	-4.66	-2.29*
南方稳健成长	-5.54	-2.15*	宝盈鸿利	-2.42	-1.73
华夏成长	-4.69	-2.39*	博时增长	-3.75	-2.04*
国泰金鹰增长	-4.09	-2.64**	嘉时成长收益	-4.04	-2.46*
鹏华行业成长	-3.94	-3.14**	华安中国 A 股	-4.80	-2.76**
富国动态平衡	-4.13	-2.28*	大成价值增长	-3.47	-2.17*
易方达平稳	-4.28	-2.67**	银华优势企业	-3.93	-2.81**
融通新蓝筹	-3.09	-3.18**			

注: $\nabla\gamma_{mp}$ 表示基金与模拟组合的波动择时系数之差; 基金和模拟组合的波动择时系数的差的显著性检验, 采用的是双样本均值检验, 其原假设为基金和模拟组合波动择时系数之差为零。*, **分别表示在 95% 和 99% 的双尾置信水平。

2. 单个基金波动择时能力的比较

由前面的结果知, 价值型基金的波动择时能力表现最好。但由于投资风格的且单个基金投资的股票可能重复, 这样容易造成结果不准确。因此进一步探讨这 15 只基金个别的波动择时能力, 以确定那只基金的波动择时能力表现最好。波动择时行为在考虑了普通择时能力影响的 TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型相对 B-FF3 模型较为显著, 波动择时系数也相对明显一些。因此我们分别列出 TM-B-FF3 模型和 HM-B-FF3 模型分析的实证结果。(见表 4.14 和表 4.15)。

实证结果显示 15 只开放式基金与模拟组合的波动择时系数之差中 $\nabla\gamma_{mp}$ 为负, 除了宝盈鸿利之外, 其余的在某种程度上 5% 的显著性水平下通过了双尾 t 检验。说明我国开放式基金基本具备的一定的波动择时能力。就单个基金而言, 南方稳健成长的波动择时能力最强, 宝盈鸿利的波动择时能力不显著。对投资者而言, 若欲投资基金, 则可以挑选具有波动择时能力且表现较好的基金投资, 这样可以为投资者带来超额收益, 进一步获得更多的收益。

4.6 基金业绩与波动择时能力的相关性

由前面文献的讨论可知, 基金业绩与波动择时能力具有正相关关系, 即基金经理人具有波动择时能力时, 则会增加基金的超额收益; 反之, 则会减少基金的超额收益。因此我们欲探讨基金的波动择时能力与基金业绩的相关性, 来验证是否如文献资料中所说, 若基金具有波动择时能力, 则基金的收益会增加; 反之, 则收益会减少。

表 4.16 开放式基金波动择时能力与业绩相关性的实证结果

基金类型	α_p	β_{0mp}	β_{1mp}	β_p	β_{hp}	γ_{mp}	ϕ_{mpt}
成长型	-0.0015 (-3.11**)	0.55147 (4.28**)	-0.1363 (-2.95**)	-0.2465 (-11.00**)	0.0776 (5.12**)	0.0447 (1.33)	0.7639 (1.14)
价值型	-0.0026 (-5.54**)	0.4568 (5.78**)	-0.1642 (-2.22**)	-0.3450 (-16.11**)	0.07068 (6.74**)	-0.0128 (2.10*)	1.6875 (2.09*)
平衡型	-0.0020 (-4.42**)	0.4528 (5.56**)	-0.1802 (-2.96**)	-0.1858 (-8.04**)	0.0598 (4.09**)	-0.2258 (-1.19)	1.7724 (2.40*)
收益型	-0.0009 (-4.42**)	0.6179 (4.77**)	-0.1422 (-2.52**)	-0.3068 (-9.12**)	0.0796 (4.36**)	0.0852 (1.16)	0.9523 (1.06)
指数型	-0.0016 (-3.64**)	0.5122 (3.22**)	-0.1772 (-2.69**)	-0.2148 (-10.09**)	0.0641 (5.12**)	0.0104 (0.74)	1.5462 (1.26)

注: *, **分别表示在 95%,99%的双尾置信水平。

为了探讨基金业绩与波动择时能力的相关性,我们对(4.14)模型进行适当变形,使之变为

$$R_{pt} = \alpha_p + \phi_{mpt}(\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) + \sum_{i=0}^1 \beta_{imp} R_{m,t-i} + \gamma_{mp}(\sigma_{mt} - \bar{\sigma}_m) R_{mt} + \beta_p SMB_t + \beta_{hp} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (4.29)$$

此式利用回归系数 ϕ_{mpt} 来说明,基金经理人的波动择时能力,是否使基金能获得异常的超额收益。如果 ϕ_{mpt} 为正,表示波动择时能力确实提高了基金的业绩;如果 ϕ_{mpt} 为负,表示波动择时能力降低了基金的业绩。利用 OLS 回归结果如表 4.16 所示。若基金波动择时能力,会增加基金的超额收益,提高基金的业绩。由表 4.16 可知,虽然所有的异常收益的系数值 ϕ_{mpt} 为正,但只有平衡型及价值型在 10% 的显著性水平下通过了 t 检验,其余的都不显著,说明了除波动择时能力外,影响基金收益的可能还有其它因素。

结论及建议

本研究以 2002 年底前成立的 15 只国内开放式股票型基金为研究对象, 2003 年 1 月 4 日至 2005 年 11 月 3 日为样本期间, 通过改进 Busse (1999) 的波动择时模型并结合 FF3 模型, 运用参数检验方法来探讨开放式基金的波动择时能力, 同时利用 EGARCH (1, 1) 模型去预测每日市场报酬的波动性, 并检验开放式基金经理人是否有波动择时能力。研究表明, 相对于模拟的消极投资, 基金在市场风险加剧时减少了手中资产的市场风险敞口, 但不同的风格基金的波动择时能力差距明显。在把传统市场收益择时能力的影响引入到波动择时模型中后, 我的研究还发现, 考虑了收益择时因子影响波动择时模型要比没有考虑上述因子的模型更能反映基金的波动择时行为。在实证方法上, 本文通过学习构造与基金投资风格相似的模拟组合和原有基金进行对比, 来研究基金的波动择时能力, 也就是基于基金投资组合的研究方法。这是目前我国基金研究中没有涉及的领域。本论文是在探讨我国股票型开放式基金的波动择时能力, 基金的择时行为不但是一种市场收益的择时 (Returns Timing), 而且也是一种市场波动的择时 (Volatility Timing)。因此, 基金经理在预测市场走势时, 也要积极应对市场的波动幅度。这对目前我国波动剧烈、发展尚未成熟的证券市场来说, 尤其显得重要。

实证结果得知, 波动择时能力和基金业绩呈正相关关系, 大部分基金经理人具有一定的波动择时能力, 能为基金带来超额收益, 提高基金绩效。也即在市场波动较大时, 基金管理人会减少手中资产的市场敞口, 降低基金的系统风险, 进而增加基金的超额收益。

另外, 还可得知, 我国开放式基金波动择时能力比较弱。这主要是由于我国基金市场缺乏做空机制制约着基金经理人的波动择时能力的发挥, 而且基金可以使用的避险工具和再投工具十分有限, 即使基金经理人对市场波动的判断正确, 也很难及时做出相应的调整。再者, 中国股市波动性过大, 可预见性低, 且政策经常变化, 对基金的波动择时能力很大程度上产生了负面影响。

上述模型的实证结果由于一些因素的存在而受到影响, 模型的假定和数据的选取等方面存在一定的问题, 主要体现在以下几个方面:

上述模型都是建立在 CAPM 模型上的基础上的, 而 CAPM 模型本身的正确性还未得到证实。模型的错误选择可能会导致结论的错误。而且 CAPM 模型要求作为市场组合的基准指数具有一致性, 而中国上市公司的股本有流通与非流通股之分, 非流通股平均占到总股本的 2/3, 从而会使得以全部股本加权得到的股票指数可能存在较大的失真现象。

市场基准组合的选择对结果的影响很大。选用不同的基准组合所得结果可能不同。由于我国证券市场缺乏规范、统一的跨市场指数体系,而且两市的指数都是以总股本加权而不是流通股,而我国的证券投资基金目前还只投资于流通股,所以本文选择的国信综指就难免失真,从而导致模型对收益的解释能力不强,进一步影响了对基金波动的预测。

样本频率过快。基金的投资组合调整一般需要一定的时间,国外一般采用月或周收益率来进行分析,这与基金的投资组合调整频率接近,本文由于样本量的限制采用日收益率,可能对结果的有效性产生影响。

参考文献

- [1] Engle R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation . *Econometrica*,1982,(2):391-407
- [2] Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal Of Econometrics*,1986,(31):307-327
- [3] Nelson D.ARCH Model as Diffusion Approximations . *Journal of Econometrics*, 1991,(45):7-38
- [4] Markowitz H. 1952, Portfolio Selection: efficient diversification of investments. *Journal of Financial*,1952, (7):77-91
- [5] Treynor J. How to Rate Management Investment Funds . *Harvard Business Review*,1965,(43):63-75
- [6] Sharpe W. Mutual Fund Performance . *Journal of Business*,1966,(39) :119-138.
- [7] Jensen M. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64 . *Journal of Finance*,1968,(23):389-416
- [8] Treynor J. , Mazuy K. Can Mutual Funds Outguess the Market . *Harvard Business Review*,1966,(44):131-136
- [9] Henriksson R D, Merton R C. On Market Timing and Investment Performance. *Journal of Business*,1981(54):513-534
- [10] Fama Eugen,Kenneth R French. Common Risk Factors in the Return on Bonds and Stocks . *Journal of Financial Economics* ,1993,33:3-53
- [11] Fama Eugen, Kenneth R French. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies . *Journal of Financial* ,1996,51:55-84
- [12] Carhart M. On Persistence in Mutual Fund Performance . *Journal of Finance* ,1997,52:57-82
- [13] Murthi B P S, Choi Y K, Desai P. Efficiency of mutual funds and portfolio performance measurement: A non-parametric approach. *European Journal of Operational Research*, 1979, (98): 408-418
- [14] R.Wermers.Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A study of Mutual Fund Behavior. *American Economic Review* , 2000,(8):79-101
- [15] Busse Jeffrey A. Volatility Timing in Mutual Funds: Evidence From Daily Returns . *Review of Financial Studies*,1999,(12):1009-1041

- [16] French K., Schwert and Stambaugh. Expected Stock Returns and Volatility . Journal of Financial Econometrics,1987, (19):3-30
- [17] Campbell J.Y. Stock Returns and The Term Structure . Journal of Financial Economics , 1987, (18) :373-400
- [18] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the Relation Between the Expeted Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks . Journal of finance,1993,(48):1779-1801
- [19] Whitelaw R., Stock Market Risk and Return:An Empirical Equilibrium approach . Review of Financial Studies,2000(13):521-547
- [20] Breen W, Glosten L R, Jagannathan R. Economic Significance of Predictable Variations in Stock Index Returns . Journal of Finance, 1989, 44: 1177-1190
- [21] 王志诚. 投资基金评估方法比较. 财经研究, 2000, (3) :51-60
- [22] 沈维涛, 黄兴李. 证券投资基金业绩的实证研究与评价.经济研究, 2001,(9): 22-30
- [23] 张新, 杜书明. 中国证券投资基金能否战胜市场.金融研究, 2002, (1): 66-74
- [24] 马超群,傅安里,杨晓光.中国投资基金波动择时能力的实证研究.中国管理科学,2005,(13):22-28
- [25] 汪光成.基金的市场时机把握能力研究.经济研究,2002,(1):48-55
- [26] 吴世农、李培标.中国投资基金证券选择和时机选择能力的实证研究.经济管理,2002,(4):65-70.
- [27] 樊智,张世英.金融波动持续性的研究.预测,2003,(1): 33-37
- [28] 魏宇,黄登仕.中国股票市场波动持久性特征的 DEA 分析.中国管理科学,2004,12(4): 12-19
- [29] 张思奇,马刚,冉华.股票市场风险、收益与市场效率: ARMA-ARCH-M 模型.世界经济,2000, (5): 19-28.
- [30] 顾岚,刘贤荣.中国股市风险特征分析.数理统计与管理,2001,(2): 57-61
- [31] 陈工孟, 芮萌.中国股票市场的股票收益与波动关系研究.系统工程理论与实践,2003(10):12-21
- [32] Goodwin B.Appraisal ratio, measures the risk-adjusted performance of a comparison .Financial Analysts Journal, 1998, (4):34-43
- [33] Modigliani,Franco & Leah Modigliani. Risk-Adjusted Performance: How to Measure It and Why.Journal of Portfolio Management. 1997,(16):224-268
- [34] Muralidhar A S. Risk-adjusted performance: the correlation correction . Financial Analysts Journal, 2000, (56): 63-71
- [35] Fama Eugen . Components of investment performance . Journal of Finance,

- 1972,(27):551-567
- [36] Lehman B., Modest D. The Empirical Foundations of Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Econometrics*,1988,(21):213-254
- [37] Elton E J., Gruber M J. and Blake C R. The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance . *Journal of Business*,1996a,(69): 133-158
- [38] Elton E J., Gruber M J. and Blake C R. Survivorship Bias and Mutual Fund Performance . *Review of Financial Studies*,1996b,(9): 1097-1121
- [39] Chen Z,Knez P. Portfolio Performance Measurement: Theory and Applications, .*Review of financial studies*,1996(9):511-555
- [40] Admit A R, Bhattacharya S, Ross S A, Pfleiderer P. On timing and selectivity . *Journal of Finance*, 1986, (41):715-730
- [41] Henriksson,Roy D.Market Timing and Mutual Fund performance:An Empirical Investigation.*Journal of Business*, 1984,57,73-96
- [42] Chang E C. , Lewellen W G Market Timing and Mutual Fund Investment Performance. *Journal of Business* ,1984,(57):57-72
- [43] Bollerslev T., Chou and Kroner F. ARCH Modeling in Finance. *Journal of Econometrics*,1992,(52):5-59
- [44] Stein C., Estimation of the Mean of A Multivariate Normal Distribution . *Proceedings Prague Symposium on Asymtotic Statistics*, 1973, 345-381
- [45] Rubinstein M.A Comparative Statics Analysis of Risk Rremiums . *Journal of Business*,1973,(46): 605-615
- [46] Backus D K., Gregory A W. Theoretical Relations Between Risk Premiums and Conditional Variances . *Journal of business & economic statistics*,1993,(11): 177-186
- [47] Whitelaw R F. . Stock Market Risk and Mutual Fund Outguess the Marcket.working paper,New York University,1997,125-164
- [48] Dimson E. Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading. *Journal of Financial Economics*,1979,(7):197-226.
- [49] Elton E J. ,Gruber J.,S. Das and M.Havka. Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolio . *Review of Financial Studies*,1993, (6):1-22
- [50] Jagannathan R., Korajczyk R A. Assessing the Market Timing Performance of Managed Porfolios . *Journal of business*,1986,(59): 217-235
- [51] Daniel K.,Grinblatt S.and Glassman D A. Measuring Mutual Performance with Characteristic-based Benchmarks . *Journal of Finance*,1997,(52): 1035-1058

- [52] Sharpe W F. Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement . Journal of portfolio managment,1992,(18): 7-19
- [53] Bachman D. ,Choi J. and K.Kopecky. Common Factors in International Stock Prices: Evidence from a Cointegration Study . International Review of Financial Analysis,1996, (5): 39-53

附录 A 攻读硕士学位期间发表的论文目录

- [1] 方博文, 刘再华, 李荣. 我国开放式基金波动择时能力的实证分析. 合肥学院学报 2006,16(3):18-21
- [2] 朱慧明, 李荣, 方博文. 删失试验寿命的贝叶斯生存极值回归模型. 系统工程与电子技术, 已接受, 等发表, 文章编号 (xt-2006-2352)

致 谢

在湖南大学统计学院苦读两年多,我获得了大量的专业知识和为人处世之道,这里,我衷心的向各位老师说一声“谢谢”,您们今天所教导的一切,将会伴随我走过一生。

首先要感谢我尊敬的导师——刘再华副教授,老师深厚的学术功底、严谨的治学态度、敏锐的思维方式以及对问题独特而深刻的见解让我受益匪浅,特别在毕业论文的写作上给了我极大的帮助,提出了许多宝贵的意见,我将终生难忘。

同时我要感谢湖南大学特别是统计学院许鹏教授、胡宗义教授、王亚雄教授、宋光辉教授、王国海副教授、曾昭法副教授、周四军副教授、张立军副教授、谭德俊副教授、李正辉副教授、李波高级统计师及胡荣才、马守荣、陈方军、刘志云、倪青山、任英华、周辉、蓝青、李罗心、刘昊英、夏浩等老师,您们的言传身教使我受益匪浅。

还要特别感谢两年多来给予我诸多方便和帮助的最可爱可佩的同学们。

感谢一直鼓励并关心我的诸多同事和朋友,是您们给了我最大的精神动力。

最后,永远无法忘记我的妻子、父母在我学业期间对我的理解和支持,没有你们,我难以顺利完成学业。

“纸上得来终觉浅,绝知此事要躬行”,如今,我带着一颗平常的心和满腔热情,开始新的人生之旅。

谨以此文献给帮助和关心我的人!

方博文

2006年11月湖南大学