

研究报告

(2021 年 第 6 期 总第 104 期)

2021 年 5 月 19 日

公募基金与市场定价效率

资产管理研究中心

余剑峰 林焯 何为 杨舒文

【摘要】 公募基金是实现个体投资者机构化，以达到改善市场环境的主要途径之一。但由于忽略了基金管理能力存在差异，现有的文献无法提供证据证明公募基金可以改善市场定价效率。本研究以 2005-2020 年中国市场数据为基础，构建了股票的持股基金质量指标（而非权重），并研究了该指标对未来表现的预测能力。实证结果表明具有较好持股基金质量的股票表现显著优于较差的股票，基于该指标构建的套利组合可以获得年化 14%左右的超额收益，且该现象不能被基金持股权重、羊群效应引起的价格压力、系统性风险和其他定价异象所解释。本文首次发现了公募基金提高了市场定价效率的直接证据，拓展了股票市场和基金市场的研究。实证结论意味着市场中存在但仅限于部分基金具备有效的管理能力并改善了市场质量，因此优化基金产品评价以提高市场资金配置效率对于加强散户投资“机构化”的正面作用有着深远意义。

Research Report

May 19th, 2021

Mutual Fund and Price Efficiency

Center for Asset Management

Jianfeng Yu, Shen Lin, Wei He and Shuwen Yang

Abstract: Mutual funds are the main channel for institutionalizing stock investment of retail investors which is considered as the most important approach to improve the market efficiency in China. However, the existing literature fails to provide evidence that mutual funds can improve the market price efficiency due to the neglect of management ability differences. By employing the data of the Chinese market from 2005 to 2020, this paper constructs the mutual fund holding quality (MHFQ) of stocks and investigates its predictive power on the future performance. The empirical results show that stocks with higher MHFQ earns a higher return than counterparts with lower HMFQ. The annualized return of H-L portfolio is about 14%. This phenomenon cannot be explained by the mutual fund holding weights, herding-induced price pressure, systemic risks and other pricing anomalies in the Chinese stock market. To our knowledge, this paper is the first one finding the direct evidence that mutual funds improves the pricing efficiency of stock market in China. The finding implies that only part of mutual funds in the market effectively manage their asset and then improving the market quality. Therefore, optimizing product evaluation on mutual fund to improve the capital allocation efficiency has significance to strengthen the positive effect of ‘institutionalization’ of retail investors.

一、前言

随着我国经济的蓬勃发展，经济金融体系需要一个增长迅速、定价效率高且相对稳定的股票二级市场来使得经济发展可以普惠百姓家庭金融的财富积累，但大量中小个体投资者的直接参与使得我国股票市场难以充分满足这一需求。因此关于资本市场“去散户化”的讨论一直是我国金融学术界和监管机构关心的重要问题之一，而公募基金作为中小资金机构化的核心渠道，也受到了越来越多的关注。另外一方面，近些年银行理财产品“打破刚兑”以及普遍的投资者风险教育，使得越来越多的资金尝试追逐资本市场风险收益，使得公募基金体量得到前所未有的快速发展，在市场中占有越来越重要的位置。虽然一系列文献发现公募基金可以改善公司治理效率（曾志远等，2018；李春涛等，2018；王咏梅、王亚平，2011）、降低市场波动（何佳等，2007；盛军锋等，2008），但也有文献表明行为偏差（Bailey et al., 2011）和基金管理能力差异（Jones and Mo, 2020）的存在使得公募基金投资并未有效改善市场定价效率以及个体投资者财富表现。那么，公募基金的持股行为是否改善了市场质量？本研究利用中国公募基金及股票市场数据，从基金管理能力差异的角度对以上问题展开了研究。

权益类公募基金正在成为中国家庭金融投资股票市场的重要方式。截止 2020 年第二季度末，权益类产品规模达到了 4.1 万亿，持有的 A 股市值约为 2.54 万亿，在市场中占有重要地位。而权益类基金中，主动管理型公募基金肩负着挖掘市场有效信息，买入持有被低估的资产，进而提升价格有效性并为投资者创造超额收益的任务。如果该任务被很好的完成，那么改经由基金渠道进入市场的个体投资者资金份额，将提升资产价格的信息有效性，进而改进市场整体质量，充分发挥“去散户化”对资本市场的正面作用。可惜存在许多证据表明，平均而言公募基金并未为投资者持续创造超额收益（Fama and French, 2010）。虽然中国市场对于这一结论尚未明确（Chi, 2013；林桡等，2020；张新、杜书明，2002），但一系列文献发现了公募基金投资者存在“非理性行为”。以上因素使得研究公募基金行为是否提升了市场质量具有如下重要意义：宏观而言，这一问题的研究将回答是否应该以及如何优化通过公募渠道实现的股票市场“去散户化”，为提升资本市场整体质量做出贡献；微观而言，在“破刚兑”大环境下，本研究指导了个体投资者是否应该投资主动管理型公募基金，亦或直接投资指数产品。在微观层面的改进将充分发挥资本市场在

实体经济中的作用，使得经济增长带来的资本市场发展惠及中小投资者，减缓社会贫富差距扩大。

如果公募基金改善了市场质量，那么被公募基金持有的股票的质量理应超过市场平均水平，因此平均而言它们应该有更高的收益率。但直接研究基金持股与股票未来表现的研究（吴斌，2010；杨德群等，2004），无一例外得到了相同的结论：基金持股与同期股票表现相关，但对未来表现没有预测能力。其他文献从侧面对本问题提供了一些洞见。例如罗荣华等（2011）和沈维涛和黄兴李（2001）从基金业绩的角度出发，发现在中国市场上，公募基金为投资者提供了高于市场平均水平的超额收益。但由于样本期的不同（牛鸿、詹俊义，2004；王守法，2005），亦或是基金利润来源（张新、杜书明，2002）的讨论使得这一结论存在一些争议。胡大春和金赛男（2007）和史永东和王谨乐（2014）则从市场稳定性的角度出发，认为基金持股提高的个股股价的稳定性。但基金之间存在信息共享时（陈新春等，2017），高基金持股同样增加了股票的崩盘风险。曾志远等（2018）、李春涛等（2018）、路磊和吴博（2012）和姚颐等（2011）则从公司治理层面出发，发现基金持股可以约束上市公司大股东的侵占行为、提升企业盈余质量以及提升公司的投资者保护。这些文献可以为

基金管理有效性提供一些观点，但由于争议的存在以及证据并不直接，关于资本市场价格有效性是否由于公募基金的存在而提升的研究仍存在空缺。

那么是否如实证证据所言，基金持股是否并未改进市场效率，且它们的持仓未能提高市场价格效率？这些研究忽略一个重要事实：基金管理能力存在差异性，高质量基金的有效股票持仓可能被淹没于在茫茫多的平庸基金之中。大量实证证据支持这一假设：基金管理能力存在差异 并且可以被事前辨别，但更多的基金持续表现劣于平均市场水平（Carhart, 1997; Fama and French, 2010）。更重要的是，基金投资者有能力分辨出哪些基金具有有效的管理能力，并将资金流向这些产品。因此，只要市场中存在具有一部分有效管理的基金，则通过公募基金实行“去散户化”依旧可以为改善市场质量做出重要贡献。

基于基金管理能力存在差异，本研究认为，在庞大的基金市场中存在部分高质量产品持续挖掘出有效信息，发现并持有具有更高未来收益的高质量资产（Cohen et al., 2005; Wermers et al., 2012），从而改善股票市场有效性。利用中国主动管理股票类公募基金数据和股票市场交易数据，本研究构建了股票层面的持股基金质量指标并研究了其对于股票未来收益的预测能力。该指标

将持有目标股票所有基金的管理能力根据持仓比例加权平均，以度量持有该股票的基金质量。投资组合分析和截面回归的实证结果表明，具有高持仓基金质量的股票组合未来收益显著高于质量低的以及未被基金持有的股票组合。这一结果不能被现有的股票市场风险定价因子所解释（Liu et al., 2019），即使这些因子可以解释其他所有中国市场的定价异象（Hou et al., 2021）。

随后本文对该实证结论的形成机制，特别是针对另一个可能的解释——羊群行为造成的短期价格压力假说，进行检验。这一假说认为，不具备管理能力的基金以及个体投资者会追随表现优秀的基金持仓，进而使得他们的持股在短期内被推高，进而形成本文所发现的现象。虽然价格压力假说和本文所倡导的价值发现假说均可以在短期内（一个月）产生类似的现象，但仍可以从以下两个方面区分到底是哪个机制在起作用：1）短期价格压力假说意味着被预测的价格移动是非理性移动，会在长期逐渐恢复，而价值发现假说则不会在长期预测中有类似的现象；2）价值发现假说意味着有能力的基金产品持有是更为优质、且被低估的资产，其优质属性不应仅仅集中在未来价格上，还应体现在其财务状况之中。对应的实证检验结果更为支持价值发现假说，即资产组合收益差不会在长期发生收窄，且资产间未来基本面表现（体

现在公司营收和净利润增长) 存在显著差异。除此之外，一系列鲁棒性检验和安慰剂检验的结果均表明，本研究的实证发现来源于指标构建的核心思想，而非数据挖掘的结果。

本研究主要的贡献如下：一、本文的实证结果为公募基金管理有效性的存在提供了直接证据。这一证据不仅仅补充并拓宽了相关领域的学术研究，还为我国资本市场“去散户化”的正确性以及重要性提供了最为基础的理论支持。二、本研究支持和强调了公募基金管理能力差异性的存在，即对于市场质量以及投资者绩效的改善主要来源于部分被有效管理的基金产品。这一结论的提出，增加了学术界中基金产品能力甄别文献的意义，并为工业界中基金管理能力度量的相关产品（基金评级、基金评价和 FOF 产品）存在的重要性提供了依据。这些产品的存在及其优劣程度直接决定了公募基金这条“去散户化”渠道的作用效果。三、对于理论和实证资产定价领域，本文的结论支持了“有效的非有效市场”理论（Grossman and Stiglitz, 1980），并为预测截面股票未来收益提供了新的观点和证据。而其中，作为相对理性的、挖掘有效信息的参与者，公募基金的存在对于改善市场质量有着重要意义，特别是信息成本较高和噪音交易较多的中国市场。

本文剩余部分结构如下：第二章描述了数据样本及核心指标的构建并提供了数据的描述性统计；第三章分析了股票的持股基金质量和未来表现之间的关系；第四章是实证结果的安慰剂检验和鲁棒性检验；第五章对报告进行总结。

二、数据来源、核心指标及描述性统计

本研究所使用数据均来源于国泰安数据库，包括中国股票市场交易数据，上市公司财务数据以及公募基金数据。中国市场定价四因子数据来源于 Robert F. Stambaugh 的网站¹。研究样本周期覆盖 2005 年 12 月至 2020 年 12 月。每个月末，上市公司股票具有如下特征才能进入本研究样本：1) 六位股票代码开头为“0”、“3”或“6”；2) 月末具有有效的月收益率和公司市值数据；3) 过去一年内有 120 个有效日收益率数据；4) 过去一个月内有效日收益率数量超过 15 或全月交易日数的 75%；5) 过去至少有 6 个有效月收益率数据。本研究的基金样本主要针对的是主动管理股票型公募基金，因此要求基金具有如下特征：1) 基金类型为“股票型基金”或“混合型基金”；2) 是否 ETF 标识为否；3) 是否 QDII 标识为否；4) 是否指数基金标识为否；5) 主动管理标识不为否；6) 过去三年的半年报中，平均中国大陆交易所股

¹<http://finance.wharton.upenn.edu/~stambaug/>

票持仓市值占总管理规模比例超过 50%。通过以上筛选方法共选出 3930 只股票和 2167 只公募基金作为本文的研究样本。

本文的核心指标为股票的持有基金质量（Mutual Fund Holding Quality, MFHQ），即通过持有该股票的基金管理能力来推测该股票价格水平——如果持有该股票的都是历史表现较好基金，说明这些具有择股能力的基金认为该股票未来存在较大上涨的可能，进而表明该股票价格很可能被低估。该指标的计算方法如下：

$$MFHQ_i = \frac{\sum_{f=1}^F \bar{a}_f w_{i,f}}{\sum_{f=1}^F w_{i,f}} \quad (1)$$

其中， $w_{i,f}$ 是基金 f 最新披露的报告中持有股票 i 占流通股数量的权重，而 \bar{a}_f 是基金 f 管理能力度量 a_f 减去所有基金同时期均值（de-mean）。本文主要使用历史 12 个月的资本资产定价模型超额收益率作为基金的 a_f ，而在鲁棒性检验和安慰剂检验中，本研究尝试了其他管理能力指标作为基金的 a_f 。本文一个核心控制变量为股票的基金持有程度（Mutual Fund Holding Weight, MFHW），即公募基金持股占流通股数的比重： $MFHW_i = \sum_{f=1}^F w_{i,f}$ 。本文还引用了 Liu 等（2019）中数个能预测未来股票收益率的指标作为控制变量，包括股票总市值（ME）、盈利市值比（EP）、账面市值比（BM）、净资产收益率（ROE）、股

价波动率 (VOLA)、最大单日收益 (MAXRET)、动量 (MOM)、反转 (REV)、平均换手率 (TO) 和异常换手率 (abTO)。这些指标的定义和计算方法在表 1 中给出。

表 1 核心变量定义及计算方法

变量符号	变量定义
<i>MFHQ</i>	持有基金质量 (Mutual Fund Holding Quality)。每个月末本研究计算基金 <i>f</i> 持有股票 <i>i</i> 市值占 <i>i</i> 的总流通市值比例 $w_{i,f}^s$ 和基金 <i>f</i> 的历史 12 个月的资本资产定价模型超额收益率 a_f 。随后, 将持有股票 <i>i</i> 所有基金的 a_f 以 $w_{i,f}$ 为权重加权之和作为股票 <i>i</i> 该月末的 <i>MFHQ</i> 。
<i>MFHW</i>	基金持有程度 (Mutual Fund Holding Weight)。每个月末本研究计算基金 <i>f</i> 持有股票 <i>i</i> 市值占 <i>i</i> 的总流通市值权重 $w_{i,f}^s$, 并计算所有基金的 $w_{i,f}$ 之和作为股票 <i>i</i> 该月末的 <i>MFHW</i> 。
<i>ME</i>	总市值。计算方法为月末公司总股数乘以月末收盘价。
<i>EP</i>	盈利市值比。计算方法为财务报表中最近披露的四个季度净利润之和除以月末公司总市值。
<i>BM</i>	账面市值比。计算方法为财务报表中最近披露的所有者权益合计除以月末公司总市值。
<i>ROE</i>	净资产收益率。计算方法为财务报表中最近披露的四个季度净利润之和除以最新所有者权益合计。
<i>VOLA</i>	股价波动率。计算方法为上个月所有交易日中股票日收益率的标准差。
<i>MAXRET</i>	最大单日收益率。计算方法为上个月所有交易日中股票日收益率的最大值。
<i>MOM</i>	动量指标。计算方法为过去 12 个月刨除最近 1 个月的累计收益率, 要求最少要有 6 个月的有效收益率数据。
<i>REV</i>	反转指标。计算方法为上个月的收益率。
<i>TO</i>	换手率。计算方法为过去一年日换手率的均值。
<i>abTO</i>	异常换手率。计算方法为过去一个月日换手率的均值除以过去一年日换手率的均值。

本研究分别利用季度报告和半年度报告中的持仓数据来构建 MFHQ 和 MFHW 以排除数据挖掘的可能性。其中半年度报告披露了基金全仓持股数据，但披露频率较低且及时性较差（年报和半年报数据一般分别滞后三个月和二个月）。季度报告的即时性较好（往往仅滞后 1 个月），但仅披露了前十大重仓股。明显两者数据各存在优势，但若本研究所基于的假设是正确的，则实证结果将不会受到使用报告类型的影响。

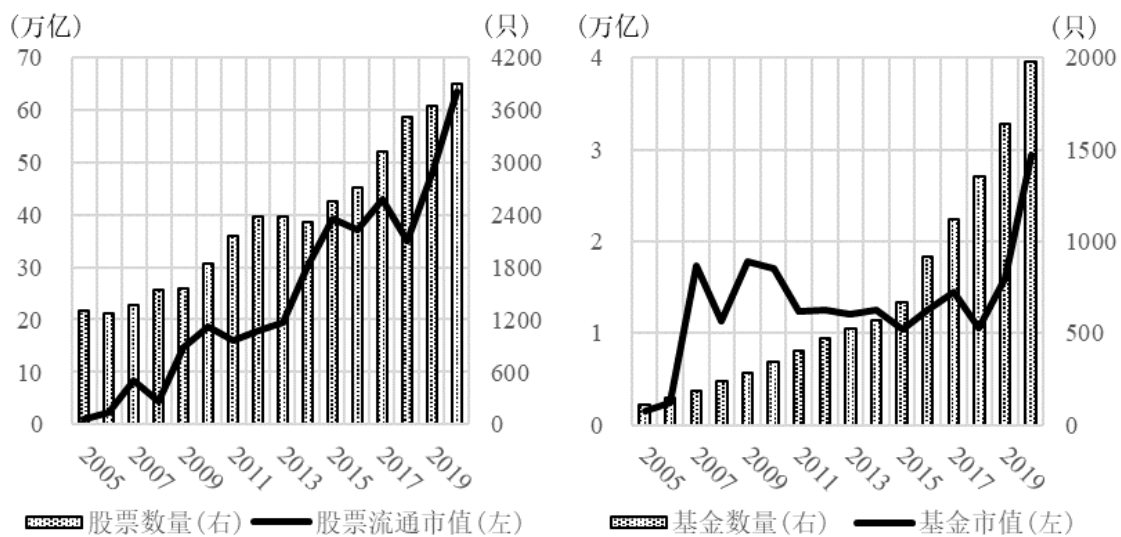


图 1 描述性统计——市场发展

在给出核心指标的描述性统计以前，本研究将展示我国股票市场和基金市场的发展状况，以及公募基金持股覆盖股票市场的情况。在每年的 12 月末，本研究统计该月末有效的股票和基金个数以及它们的总市值，并将这一结果展示在图 1 中。图 1 左给出了我国股票市场的发展状况，黑线和柱状分别标明了股票市场总

市值和股票数量的增长情形。在 2005 年末，我国股票市场仅存在 1300 余只个股，总市值和流通市值分别为 3.09 万亿和 0.98 万亿人民币。随着我国经济的快速增长，以及股权分置改革带来的市场成熟度和活跃度的快速提升，我国的股票市场在过去 15 年间经历了非常快速的发展，特别是在 07-08 年和 14-15 年的股市大幅波动之中。截至 2020 年 12 月，样本内有效股票数量增长至 3899 只，总市值和流通市值分别达到 76.6 万亿和 63.6 万亿人民币，约为同年 GDP 的 70%。而同期，主动管理基金市场的发展则相对迟缓。在 2004 年《中华人民共和国证券投资基金法》立法实施之后，我国公募基金市场正式揭开序幕。伴随着 07-08 年的牛市，我国个体投资者参与资本市场投资的需求达到空前的高度，主动管理型公募基金管理规模在 07 年末达到 1.73 万亿人民币。虽然基金规模并未得到持续增长，但由于投资类型多元化（无论是行业还是风格）的投资需求以及基金公司多品类的尝试，基金数量从 2005 年的 110 只左右增长至 2020 年的 1980 余只。且在近些年，投资者逐渐意识到直接参与到二级市场交易可能有害于他们的财富积累（An, 2016; Barber and Odean, 2000），以及电子化的基金投资渠道普及（Hong et al., 2019），越来越多的个体投资者开始转向公募基金，使得公募基金在市场中的份额逐年提升。截至 2020 年

12 月，公募基金市场总规模约为 1919 万亿，其中本研究定义的主动管理股票型基金规模为 2.93 万亿，达到历史的峰值。

虽然公募基金体量有限，但它们的持股几乎覆盖了整个股票市场，也为本研究的研究目标——股票层面预测，提供了较为丰富的土壤。同样在每年的 12 月末，本研究统计了股票层面的公募基金持股状况，并将结果报告在表 2 中。首先最左侧两列报告了该年末有基金持股的股票占全市场的比例。中间三列报告了每个股票基金持有的比例在截面上的均值，中位数和标准差。右侧三列统计了每个股票被几个基金持有，并报告了这一指标在截面上的均值，中位数和标准差。表 2 结果表明，在 09 年之后整个股票市场几乎完全被公募基金市场所覆盖，超过 90% 市值的股票至少被一只公募基金所持有（这一指标在 14 年超过了 95%）。这一结果表明，通过持股基金质量预测股票未来收益，可以覆盖几乎整个股票市场，在资产定价层面和揭示市场有效性上有着重要意义。表 2 的结果还揭示了一个重要事实，即股票的基金持股规模和数量存在严重的厚尾现象，体现在这两个截面统计指标的均值远大于中位数。这说明存在一小部分的股票（大部分是大盘股或者热点股票）被大量的基金共同持有，而大部分的股票仅有很小的比例会被这些专业投资者控制。结合上公募基金持有股票市场规模

比重较低，基金持股以及买入卖出行为可能对资产价格的影响较为有限，使得这些揭示股票信息的交易行为淹没在数量庞大的散户交易之中（大部分是噪音交易）。这也是 MFHQ 可能具有较好的预测能力的基石，即虽然一些有效的基金交易行为指出了市场应该改进的方向，但由于占有率较低而无法完全纠正市场的错误定价，留下了很大的套利空间。另一个值得担心的问题是，由于基金持仓倾向集中于数只股票，可能存在大量的股票仅有很少的，甚至只有 1-2 只基金持有，使得本文构建的指标精确度较低（多数量的基金持有可以彼此抵消能力度量中的随机扰动项，进而提高精度）。表 2 的右列表明，持有基金数量中位数显示超过 50% 的股票至少有 5 只基金同时持有，很好的克服了上述问题，为 MFHQ 提供了合适的构建环境。

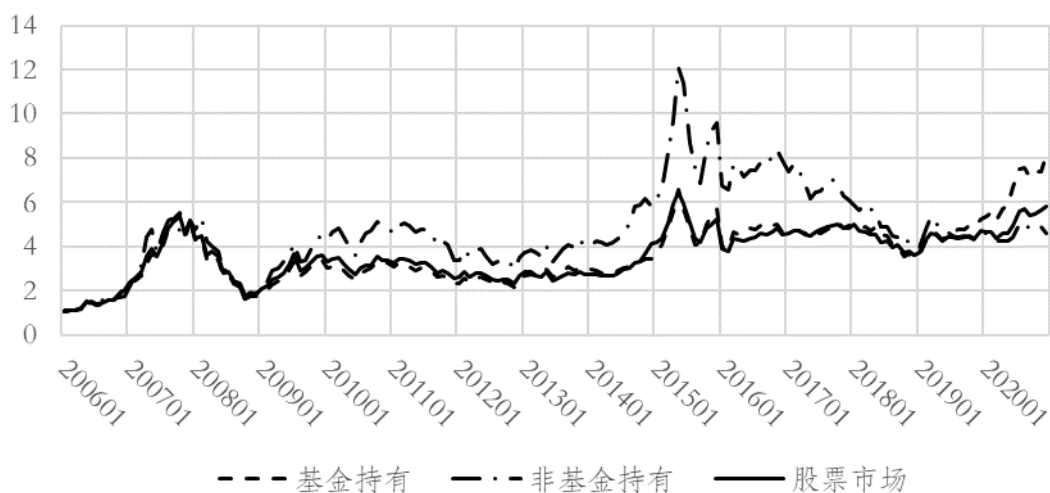


图 2 基金持股与市场表现

图 2 则给出了样本期内被基金持有组合和未被基金持有组合走势的比较，其中被基金持有组合收益率的构建权重是持有市值权重加权，而未被基金持有组合则是流通市值加权收益率。图 2 还报告了同期股票市场组合的走势状况。可以看出除了 2020 年之后，基金持有的股票组合并未显著战胜市场大盘，也未战胜未被持有组合。而未被持有组合由于承载了一部分市值因子（从表 3 的描述性统计可以看到），其在 09-17 年之间显著优于基金持有组合和市场组合。但在市值效应消失之后，其累计收益迅速回复到与市场接近的水平。最终在样本期内，基金持有组合的年化夏普比率为 0.61，略高于未持有组合的 0.46。

表 2 描述性统计——股票层面特征

	基金覆盖股票/市场		基金持有市值/流通市值			持有基金数量		
	数量	市值	均值	中位数	方差	均值	中位数	方差
2005	33.3%	64.4%	0.115	0.064	0.136	12.6	5	18.0
2006	45.6%	79.2%	0.096	0.051	0.110	10.3	4	14.7
2007	53.5%	82.4%	0.126	0.083	0.129	15.5	7	21.3
2008	55.1%	85.0%	0.147	0.089	0.160	20.2	9	26.9
2009	60.6%	90.0%	0.112	0.067	0.124	19.3	8	30.5
2010	74.9%	93.9%	0.098	0.052	0.115	17.1	9	22.5
2011	74.8%	94.9%	0.076	0.037	0.094	14.8	6	23.8
2012	81.9%	96.3%	0.065	0.020	0.100	15.7	5	27.3
2013	77.5%	94.7%	0.058	0.013	0.096	16.0	5	27.4
2014	84.3%	96.3%	0.054	0.012	0.092	15.8	6	24.0
2015	92.7%	96.8%	0.033	0.011	0.052	14.0	8	16.7
2016	95.7%	98.1%	0.042	0.019	0.059	22.2	12	39.5
2017	91.3%	97.6%	0.032	0.010	0.054	28.8	11	67.3
2018	85.1%	96.7%	0.023	0.002	0.048	26.0	7	57.1
2019	84.2%	96.9%	0.021	0.002	0.046	30.4	7	82.7
2020	74.5%	95.2%	0.027	0.003	0.052	44.2	9	120.0

表 3 描述性统计——MFHQ 组合特征

	MFHQ					未持有	H-L	t(H-L)
	L	2	3	4	H			
<i>MFHW</i>	0.033	0.052	0.060	0.059	0.052	-	0.019	4.316
<i>log₁₀(ME)</i>	9.998	10.102	10.134	10.092	9.999	9.564	0.001	0.014
<i>EP</i>	0.049	0.049	0.047	0.044	0.038	0.009	-0.011	-1.554
<i>BM</i>	0.493	0.437	0.408	0.386	0.355	0.430	-0.137	-2.635
<i>MOM</i>	0.329	0.387	0.417	0.485	0.552	0.208	0.224	4.288
<i>ROE</i>	0.108	0.123	0.129	0.126	0.126	-0.033	0.018	1.747
<i>VOLA</i>	0.028	0.028	0.028	0.029	0.030	0.029	0.002	2.640
<i>MAXRET</i>	0.056	0.057	0.057	0.059	0.062	0.058	0.005	3.927
<i>REV</i>	0.007	0.013	0.017	0.026	0.035	0.020	0.028	8.723
<i>TO</i>	0.015	0.013	0.013	0.014	0.015	0.018	0.000	0.162
<i>abTO</i>	1.098	1.098	1.093	1.093	1.103	1.116	0.004	0.155

最后，表 3 分别给出了依据 MFHQ 构建的投资组合的各类股票特征指标。在每个月末，本研究根据 MFHQ 从低到高将所有股票分为五组和额外的未被基金持有组，并计算每个组合内各个股票特征的等额加权平均值。表 3 报告了各个组合内股票特征时间序列的均值，以及 MFHQ 最高组减去最低组的差和它们的 Newy-West T 统计量。统计结果表明，MFHQ 与股票的历史收益有一定的相关性，MFHQ 高的股票往往具有更高的 MOM，REV 和 MAXRET。这与基金倾向去持有历史表现较好的股票（吴世农、吴育辉，2003）有一定的关系。而对于我国最有效的两个定价特征（Liu et al., 2019）ME 和 EP，MFHQ 组合并未表现出显著的差异，但明显高于未被基金持有的股票。最后，MFHQ 高的组合倾向有着更高基金持股（MFHW），这可能来源于不具有管理能力

基金的羊群现象（路磊等，2014；许年行等，2013）或者是 Cohen 等（2005）所提出的基金能力趋同假设。

三、股票的持有基金质量与其未来表现

本章节给出了主要实证结果，以佐证优质基金持有对纠正资本市场定价效率的作用。实证方式包括基于 MFHQ 单因素分组的投资组合分析、基于 MFHQ 和 MFHW 双因素分组的投资组合分析（控制 MFHW 的影响）和 Fama-MacBeth 回归分析。

3.1 基于 MFHQ 单因素分组的投资组合分析

如果具有有效管理能力的基金可以为改善市场定价效率做出贡献，那么它们所持有股票的未来收益应该高于其他股票，特别是那些被无效管理基金持有的股票。为了验证这一观点，本研究根据股票的 MFHQ 从低到高将它们分为五个投资组合，并研究了这些组合表现。表 4 汇报了这些组合的超额收益率（ER）和它们在资本资产定价模型（CAPM）以及中国四因子模型（Size and Value in China，后文简称 SVC）下的超额收益率（ α ）、风险载荷（ β ）和 R 方。除了这五个组合之外，表 4 还汇报了未被基金持有的股票组合、MFHQ 高减低套利组合以及 MFHQ 高减未持有套利组合的表现。报告的组合收益率是年化市值加权收益率，更新频率为月度，样本期为 2006 年 1 月至 2020 年 12 月。

面板 A 汇报了基于季度报告的前十大股票持仓数据构建 MFHQ

组合。结果显示，随着 MFHQ 的升高，样本期内股票组合超额收益率从每年 9.79% 上升至 23.79%，而未被基金持有的股票组合收益率为年化 13.06%。MFHQ 最高和最低组合收益率的差为显著的年化 13% ($T=2.74$)。而 MFHQ 高的股票同样显著优于未被基金持有的股票组合。这一结果揭示了以下两个结论：1) 股票的未來收益率随着持有它的基金质量上升而增加；2) 被不具备管理才能基金持有的股票，其未來表现甚至劣于未被基金持有的股票。前者肯定了本文的基本假设：存在一部分优秀的基金管理团队，且他们的股票持有和操作揭示了未被市场发掘的信息，使得他们持有的股票表现显著优于其他股票。而后者则表明，由于职业经理人同样存在行为偏差 (Bailey et al., 2011)，因此表现较差产品所持有的股票甚至劣于随机选择，损害了市场效率 (Wardlaw, 2019) 和基金市场资金配置效率 (张宗新、杨通旻, 2014)。

面板 A 同样报告了组合对于各个风险因子的承载，以及控制系统性风险后的收益表现。结果表明，MFHQ 组合形成的超额收益差，并不受到系统性风险的影响，分别经过 CAPM 和 SVC 调整之后，高减低套利组合收益率为 14.20% 和 20.95% 每年。收益率在 SVC 调整后之所以会上升，是因为 MFHQ 高的股票负向承载了较大的价值因子，说明优秀的管理团队能从成长型的股票中挑选出真正具有发展潜力的股票 (Wermers et al., 2012)，并从中获取超额收益。值得强调的是，SVC 中的四个定价因子在中国市场上可以解释所有的市场定价异象。

在排除市值排名位于最后 30% 的股票之后，没有任何一个公司特征可以在投资组合分析中在 5% 的水平下获得显著异于 0 的超额收益 (Hou et al., 2021)。而在同样样本条件下的 MFHQ 组合（未报告在表中），在经过 SVC 四因子调整后依然可以获得 17.08% 的年化超额收益率，其 T 检验数为 3.02，在 1% 的水平下显著异于 0。

此外，无论在 CAPM 还是 SVC 中，MFHQ 高的组合往往具有更小的 R 方，说明这些股票的走势和波动更容易偏离市场走势和定价因子。这和挖掘基金管理能力文献中基金持有组合偏离市场组合有着异曲同工之处：有能力的基金会构建偏离市场的投资组合，而其选择出的股票，同样具有较高的特质波动并伴随着更高的收益。这些因素使得通过基金历史收益 (Grinblatt and Titman, 1992) 和投资组合偏离市场程度 (Amihud and Goyenko, 2013) 来度量投资能力具有较大的意义。

面板 B 报告了利用半年频率全仓持股构建的 MFHQ 组合。使用全仓持股数据提高了指标在持仓上的精度，降低了数据的及时性，但这些因素并未影响本研究的主要结论。基于这一指标的套利组合可以获得年化 13.61% 的超额收益率，并经过 CAPM 或 SVC 调整后分别达到 13.10% 和 16.23%。与未被持有股票的关系以及组合 R 方的结论同样存在，说明本研究的结果并不受到使用持仓数据频率以及数据详细程度的影响。

表 4 单因素投资组合分析

面板 A. 基于季度前十大持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R^2	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R^2
未持有	13.06 (1.50)	-1.14 (-0.38)	1.12 (26.16)	0.87	-1.81 (-1.18)	1.03 (61.58)	-0.19 (-3.97)	0.57 (14.86)	-0.07 (-1.61)	0.98
Low	9.79 (1.22)	-3.23 (-1.13)	1.02 (32.13)	0.87	-7.41 (-2.46)	1.05 (25.57)	0.23 (2.09)	0.15 (1.95)	0.02 (0.17)	0.87
2	10.78 (1.42)	-1.74 (-0.75)	0.99 (29.29)	0.89	-1.66 (-0.58)	1.01 (26.33)	0.08 (0.64)	-0.15 (-1.65)	-0.01 (0.06)	0.90
3	11.02 (1.55)	-0.67 (-0.31)	0.92 (22.94)	0.89	-2.40 (-0.96)	0.97 (30.56)	0.08 (0.91)	-0.15 (-2.65)	0.16 (1.85)	0.90
4	19.64 (2.51)	6.93 (2.51)	1.00 (28.71)	0.86	9.08 (2.95)	1.02 (26.73)	-0.20 (-1.89)	-0.26 (-3.00)	0.20 (2.06)	0.88
High	23.79 (2.95)	10.98 (3.27)	1.01 (33.21)	0.82	13.54 (3.78)	0.97 (29.49)	-0.24 (-2.02)	0.02 (0.22)	0.03 (0.38)	0.84
High-Low	14.00 (2.74)	14.20 (2.85)	-0.02 (-0.33)	0.00	20.95 (3.87)	-0.07 (-1.38)	-0.47 (-2.67)	-0.13 (-1.03)	0.02 (0.10)	0.06
High-未持有	10.73 (2.34)	12.11 (2.73)	-0.11 (-2.11)	0.03	15.35 (3.45)	-0.05 (-1.39)	-0.05 (-0.30)	-0.55 (-4.96)	0.10 (0.84)	0.28

面板 B. 基于半年度所有持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R^2	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R^2
未持有	14.51 (1.54)	0.04 (0.01)	1.14 (18.81)	0.77	-1.04 (-0.58)	1.02 (63.92)	-0.35 (-6.55)	0.79 (25.57)	0.02 (0.50)	0.98
Low	9.84 (1.21)	-3.64 (-1.38)	1.06 (31.55)	0.89	-5.88 (-2.16)	1.03 (30.33)	0.13 (1.39)	0.30 (4.75)	-0.13 (1.53)	0.91
2	11.08 (1.45)	-1.79 (-0.92)	1.01 (33.94)	0.92	-4.31 (-1.62)	1.03 (36.69)	0.09 (0.95)	0.08 (1.04)	0.08 (1.11)	0.93
3	9.44 (1.30)	-2.77 (-1.45)	0.96 (39.94)	0.92	-2.97 (-1.57)	0.96 (30.69)	-0.06 (-0.76)	0.02 (0.25)	0.08 (0.92)	0.93
4	16.76 (2.08)	3.45 (1.34)	1.05 (30.58)	0.89	2.84 (1.03)	1.05 (27.17)	-0.11 (-1.16)	0.05 (0.64)	0.15 (1.55)	0.90
High	23.45 (2.68)	9.46 (2.79)	1.10 (25.24)	0.83	10.35 (2.97)	1.05 (29.95)	-0.31 (-2.70)	0.25 (3.11)	0.13 (1.27)	0.88
High-Low	13.61 (2.71)	13.10 (2.72)	0.04 (0.65)	0.00	16.23 (2.91)	0.02 (0.27)	-0.43 (-2.44)	-0.05 (-0.45)	0.26 (1.52)	0.10
High-未持有	8.94 (2.04)	9.42 (2.17)	-0.04 (-0.75)	0.00	11.40 (2.64)	0.03 (0.73)	0.04 (0.31)	-0.54 (-5.57)	0.11 (0.96)	0.31

为了检验 MFHQ 在不同时间段的表现以及是否存在样本区间依赖，图 3 报告了组合的年度表现，即 MFHQ 高减低套利组合在每个自然年中的累计收益。在 15 个样本期内，套利组合有 3 个自然年发生了累计亏损，其中最大亏损为 12.96%。而在其他年份中，套利组合均能

获得较为显著的正收益，其中有 10 个自然年超过了 10%，6 个超过了 20%，并在 2017 年达到了最大的 49.37%。还有一个特点是，随着近期基金数量的快速发展使得 MFHQ 指标度量中的随机扰动部分逐年减少，该套利组合在 2015 年之后再也未发生过年度亏损，且均在近 4 年都取得了非常大的成功，平均获得 31% 的年化超额收益。这些结果表明，MFHQ 对于股票收益的预测能力并不具有较强的区间依赖，并且在近期表现较好。

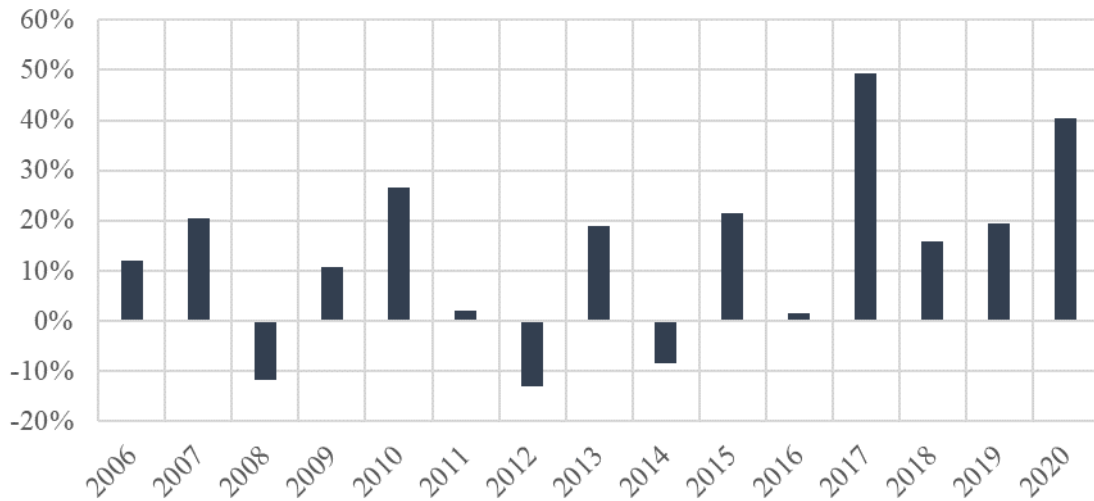


图 3 MFHQ 套利组合年度表现

3.2 基于双因素分组的投资组合分析——控制 MFHW 后

描述性统计表 3 显示，具有较高的 MFHQ 的股票平均而言也有更高的基金持股（MFHW）。这可能由于优秀的公募基金管理能力具有一定的趋同性，致使他们共同持有好的股票；亦或是基金持股比例本身就已经有足够的信息价值——即基金持股程度本身预测了股票的未来收益，而持股质量的预测能力仅仅来源于持股程度相关。

为了直观的给出考虑基金管理能力的重要性，本文在图 4 中给出了简单基于基金持仓程度（MFHW）和持仓基金质量（MFHQ）构建的套利组合的表现。和表 4 构建的投资组合方法类似，每个月末将所有股票根据 MFHQ 或 MFHW 分为五组，并持有到下个月末并计算投资组合收益情况。图 4 的面板 A 和面板 B 分别给出了两个指标为低、高、高减低套利组合以及市场组合的在样本期内的表现。



图 4 MFHW 和 MFHQ 套利组合表现对比

和现有的文献（吴世农、吴育辉，2003；杨德群等，2004；史永东、王谨乐，2014）结果类似，简单依据股票被基金持有的权重并不能辨别股票的质量：MFHW 为高或者低的组合均未表现出显著异于市场组合的走势。而 MFHW 套利组合也不能持续获得超额收益，其累计收益率一直在原处徘徊。而 MFHQ 的表现则完全不同：虽然 MFHQ 为低的股票在 2016 年之前并未与市场组合存在差异，但 MFHQ 为高的股票则持续表现优于市场组合。MFHQ 套利组合则几乎一直处

于稳定的上升趋势，特别是在 2016 年之后。这个区间依赖的原因可能是，2016 年之后基金市场一直处在快速发展的阶段，使得基金公司对于管理团队的挖掘速度追赶不上市场的扩张速度，致使基金市场中出现了一部分管理能力较差的团队。这些不具有有效管理能力的团队所选择的资产表现持续劣于市场组合，损害了市场质量和投资人的财富表现。

图 4 的结果表明，MFHQ 所挖掘的股票特征与 MFHW 有着较大的不同。为了系统性检验 MFHW 对 MFHQ 预测能力的影响，本研究构建了基于两者的双因素投资组合。每个月末，将所有股票先根据 MFHW 从低到高分分为五组（Weight Low, WL 到 Weight High, WH），随后在每个 MFHW 组合内根据 MFHQ 将股票再分为五组（Quality Low, QL 到 Quality High, QH）并计算它们未来一个月的收益率。在这样的组合分析中，每类股票在同一个 MFHW 组合中具有接近的基金持股程度，但却有不同的持股基金质量。为了节省空间，表 5 仅报告了持股程度和质量为低（L）、中（M）和高（L）的组合超额收益率。随后本研究计算了每个 MFHW 组合中 QH 和 QL 组合收益率的差（QH-QL），以及这些差在五个 MFHW 组合的均值，并报告在“平均”列中。对于所有 QH-QL 组合，表 5 报告了它们的原始的、以及经过 CAPM 和 SVC 调整后的超额收益率以及 T 检验数。

表 5 的结果表明，MFHQ 对于股票未来收益的预测能力并不受到 MFHW 的影响。无论在 WL、WM 还是 WH 组中，股票的未来收益均

随着 MFHQ 的增加而上升。面板 A 基于季度前十大持仓股票数据的结果表明，将五个持股程度组合平均以后，QH-QL 可以获得年化 11.12% 的超额收益率并且统计上显著大于 0。这一收益率经过 CAPM 和 SVC 调整后分别为 11.02% 和 14.21%，略小于控制 MFHW 前的结果，但依旧统计上显著。基于半年度的全部持仓数据结果与面板 A 的结果基本一致。这些结果表明，虽然与 MFHW 有一定相关性，但 MFHQ 对于股票未来收益的预测能力并非来源于持股程度，而来源于这些产品的管理能力。

表 5 双因素投资组合——控制持仓权重后的持仓质量表现

面板 A. 基于季度持仓数据					面板 B. 基于半年度持仓数据				
	<i>WL</i>	<i>WM</i>	<i>WH</i>	平均		<i>WL</i>	<i>WM</i>	<i>WH</i>	平均
<i>QL</i>	6.09	15.10	10.96	11.83	<i>QL</i>	12.61	9.62	10.72	12.11
<i>QM</i>	7.72	16.13	15.67	14.82	<i>QM</i>	8.53	15.24	16.07	12.80
<i>QH</i>	18.21	24.60	26.51	22.95	<i>QH</i>	15.68	21.30	24.76	20.63
<i>QH-QL</i>	12.12 (2.24)	9.51 (1.42)	15.55 (2.29)	11.12 (2.47)	<i>QH-QL</i>	3.07 (0.72)	11.68 (1.89)	14.04 (2.31)	8.52 (1.97)
<i>CAPM</i>	10.95	9.85	14.60	11.02	<i>CAPM</i>	2.19	12.54	13.86	9.05
<i>alpha</i>	(2.06)	(1.52)	(2.19)	(2.48)	<i>alpha</i>	(0.52)	(2.11)	(2.29)	(2.17)
<i>SVC</i>	10.88	9.77	21.81	14.21	<i>SVC</i>	1.16	5.84	16.81	7.58
<i>alpha</i>	(1.95)	(1.42)	(2.89)	(3.00)	<i>alpha</i>	(0.27)	(1.02)	(2.55)	(1.69)

3.3 Fama-MacBeth 回归

除了持股程度之外，持股质量还与其他股票特征相关，而其中一些特征也能很好的预测未来的收益率。由于指标的多样性和股票数量的有限性，要建立多维的投资组合具有一定的难度，因此本部分将使用截面 Fama-MacBeth 回归 (Fama and MacBeth, 1973) 的方法来控制这些因素，并研究控制后 MFHQ 对股票收益率的预测能力。

表 6 Fama-MacBeth 回归

	面板 A. 基于季度持仓数据				面板 B. 基于半年度持仓数据			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>MFHQ</i>	0.288 (2.42)	0.226 (1.99)	0.159 (1.86)	0.126 (1.76)	0.380 (3.98)	0.291 (3.38)	0.157 (2.61)	0.131 (2.34)
<i>MFHW</i>		0.025 (1.29)		0.011 (0.77)		0.021 (1.38)		0.015 (1.54)
<i>ME</i>			-0.010 (-2.67)	-0.010 (-2.63)			-0.013 (-3.37)	-0.013 (-3.44)
<i>EP</i>			0.013 (0.50)	0.009 (0.33)			0.030 (1.57)	0.027 (1.47)
<i>BM</i>			0.007 (1.39)	0.008 (1.44)			0.005 (1.21)	0.006 (1.37)
<i>MOM</i>			0.004 (1.13)	0.004 (1.14)			0.002 (0.71)	0.002 (0.66)
<i>ROE</i>			0.013 (1.30)	0.013 (1.38)			0.004 (0.82)	0.004 (0.77)
<i>VOLA</i>			0.377 (2.13)	0.388 (2.21)			0.393 (2.34)	0.386 (2.30)
<i>MAXRET</i>			-0.055 (-1.50)	-0.057 (-1.59)			-0.101 (-3.07)	-0.097 (-2.94)
<i>REV</i>			-0.024 (-2.09)	-0.024 (-2.10)			-0.018 (-1.78)	-0.018 (-1.84)
<i>TO</i>			-0.521 (-3.01)	-0.513 (-3.03)			-0.591 (-4.92)	-0.582 (-5.08)
<i>abTO</i>			-0.011 (-7.23)	-0.011 (-7.05)			-0.012 (-7.06)	-0.012 (-7.10)
<i>Avg. R²</i>	0.013	0.027	0.157	0.162	0.008	0.025	0.126	0.132

在每个月末，本研究将下个月的股票收益率回归到 *MFHQ* 以及其他一系列的控制变量，包括基金持股权重 (*MFHW*)、股票总市值 (*ME*)、盈利市值比 (*EP*)、账面市值比 (*BM*)、净资产收益率 (*ROE*)、股价波动率 (*VOLA*)、最大单日收益 (*MAXRET*)、动量 (*MOM*)、反转 (*REV*)、平均还手率 (*TO*) 和异常换手率 (*abTO*)。随后，本研究计算了截面回归系数在时间序列上的均值，并将它们和它们的 Newy-West T 检验数以及 R 方的均值报告在表 6 中。对于基于季度和半年度数据构建的预测指标，本研究分别考虑了以下

四个模型：（1）仅以 MFHQ 作为右手变量；（2）仅以 MFHQ 和 MFHW 作为右手变量；（3）以 MFHQ 和除了 MFHW 以外所有控制变量作为右手变量；和（4）将所有变量放入模型。Newy-West T 检验数的滞后期数为 6。面板 A 和面板 B 分别报告了基于季度持仓数据和年度持仓数据的结果。

首先关注未加入控制变量的模型（1），结果表明基于年度和季度数据的 MFHQ 指标均可以显著预测下一个月股票收益，两者的 T 检验数分别为 2.42（季度）和 3.98（年度）。加入 MFHW 作为控制变量后（模型 2），显著性略有降低，但均仍保持在 95% 以上的显著性水平。随后在加入一般股票特征的模型（3）和（4）中，MFHQ 的显著性进一步降低，说明这一指标的预测能力与常见的股票市场异象有一定的重合度，表明公募基金管理人的择股能力有一部分来源于众所周知的定价异象。但即时如此，在 T 检验数最低的季度数据模型（4）中，MFHQ 的预测能力依旧在 90% 的统计水平下显著大于 0，说明存在一部分公募基金产品具有有效的管理能力，使得它们持有的资产显著优于市场平均。

本章节提供的实证结果表明股票层面的持股基金质量可以显著预测股票的未来表现。单因素 MFHQ 分组的投资组合分析表明，具有较好历史表现的基金所持有股票的未来表现显著优于那些被历史表现较差基金持有的股票，且这一超额收益不能被现有的风险定价因子所解释。而双因素分组和 Fama-MacBeth 回归的结果则显示，MFHQ 对

未来表现的预测能力并不受到基金持仓程度以及其他被广泛悉知的定价异象所解释。这些实证结果说明，虽然平均而言基金持股不能显著的改善市场质量，但存在一部分优秀的基金具有优秀的选股能力，且它们的交易行为能为改善市场质量做出贡献。

四、机制辨别与鲁棒性检验

虽然章节四的实证结论肯定了 MFHQ 对于股票的预测能力，但这一现象的内在机制仍然值得讨论。除了本文所提倡的资产价值发现，头部基金带来的短期关注从而形成的价格压力也有可能产生类似的预测结果。本章节将通过分析 MFHQ 的长期预测能力、对基本面信息的预测能力以及改变指标构建方法等方面对现象的机制以及鲁棒性进行分析。

4.1 价值发现还是短期价格压力

本文的核心论点是，优秀的基金经理可以持续挖掘并持有被低估的股票，这些股票的价格会在未来逐渐恢复到正常水平，因此持有这些资产可以获得超额收益率。然而，关于基金羊群现象（路磊等，2014；孟庆斌等，2015）的文献指出，管理能力较差的基金经理可能通过追逐能力较强经理的组合来追上其市场表现。在作者们与其他个体投资者的交流中，发现个体投资者往往也会参考行业内知名基金经理的持仓头寸来调整自己的投资组合。这些行为可能使得明星基金产品的最新头寸被其他投资者所追逐，这种价格压力会使得资产价格短

期内上升，使得持有这些资产获得超额收益²。

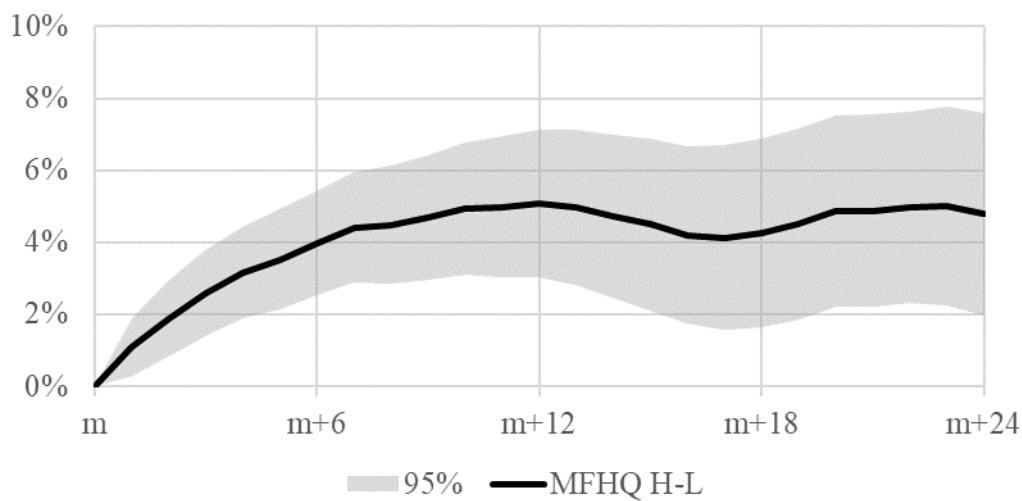


图 5 MFHQ 套利组合长期表现

两个机制的主要差别是，在价值发现理论里，被预测的价格移动是理性恢复的过程，在价格移动之后应当长时间保持平稳不再发生反转；而价格压力理论中，被预测的价格移动是短期的错误定价，应当会在未来一段时间内发生反转返回均值。因此，通过研究 MFHQ 对长期资产收益率的预测能力，可以辨别以上两个机制的有效性。此外，相对于价格变动，股票所代表公司的基本面信息更能彰显公募基金所挑选资产是否真的是优质资产。因此，本研究还研究了 MFHQ 对于未来公司基本面信息的预测能力，以佐证该现象中价值发现理论的有效性。

图 5 报告了持有 MFHQ 组合套利组合的长期表现，其中套利组

²该可能的解释机制由陈海强教授（厦门大学）在 2021 年中国金融科技学术年会（北京，CFTRC2021）上的评论指出。感谢陈海强教授以及 CFTRC2021 和 2020 年金融系统工程与风险管理年会（北京）其他诸多参与人给予的意见和讨论。

合的构建方法与表 4 面板 A 相一致，并计算持续持有至 24 个月后的表现。表 5 分别报告了累计平均收益率和 95% 的置信区间。实证结果表明，MFHQ 构建的套利组合并未在未来发生较大的反转，其累计收益率在未来一年中持续增长并最终达到 5% 最后并在之后继续延续。其显著性也在 95% 的置信区间下持续显著大于 0，说明本文发现的主要现象是由公募基金挖掘信息造成的价值发现，而非其他投资者羊群造成的短期价格压力。

表 7 则报告了基金持仓披露后，股票的 MFHQ 指标和未来一年其基本面表现之间的关系。我们主要考察了 6 个基本面指标在未来一年的表现：净资产收益率（ROE）；净资产收益率增长率（ROE_growth）；总资产收益率（ROA）；总资产收益率增长率（ROA_growth）；总营收增长率（SALE_growth）；和净利润增长率（EARN_growth）³。在每一次对应的基金持仓披露后，我们计算每只股票的 MFHQ 指标并根据该指标将所有股票分为 5 组，并计算其对应的未来一年基本面指标的市值加权的值。表 7 报告了各个组合时间序列上的均值，以及 MFHQ 最高组合和最低组合的差以及它的 Newy-West 滞后 4 期的 T 检验数。实证结果表明无论在绝对收益水平

³所有 6 个指标的计算均使用的是基金持仓披露后，未来四个季度对应指标数据所计算。ROE 为未来四个季度扣除非正常收益的净利润之和除以最后一个季度报告披露的所有者权益合计；ROE_growth 为未来四个季度 ROE 减去过去四个季度 ROE，除以过去四个季度 ROE 的绝对值；ROA 为未来四个季度扣除非正常收益的净利润之和除以最后一个季度报告披露的总资产；ROA_growth、SALE_growth 和 EARN_growth 的计算方法与 ROE_growth 类似，只是分别将 ROE 指标更换为 ROA，SALE（四个季度总营业收入）和 EARN（四个季度扣除非正常收益的净利润）。所有的增长类指标在计算组合内均值之前，均在截面上进行了 1% 的缩尾。

上，还是收益增长上，高 MFHQ 的公司在未来一年都体现出更高的水平。这说明具有有效管理能力的基金所选择的股票，其未来基本面价值更高，增长更为迅速，进而进一步佐证了价值发现的解释。

表 7 MFHQ 和基本面表现

面板 A. 基于季度持仓数据							
	L	2	3	4	H	H-L	T(H-L)
<i>ROE</i>	0.148	0.173	0.203	0.202	0.211	0.063	(5.28)
<i>ROE_growth</i>	0.035	0.011	0.103	0.140	0.206	0.171	(2.29)
<i>ROA</i>	0.071	0.083	0.096	0.100	0.106	0.035	(4.17)
<i>ROA_growth</i>	0.001	-0.007	0.085	0.126	0.177	0.176	(2.40)
<i>SALE_growth</i>	0.205	0.203	0.238	0.294	0.277	0.072	(3.17)
<i>EARN_growth</i>	0.183	0.188	0.312	0.362	0.435	0.252	(3.05)
面板 B. 基于半年度持仓数据							
	L	2	3	4	H	H-L	T(H-L)
<i>ROE</i>	0.030	0.134	0.158	0.177	0.165	0.134	(1.79)
<i>ROE_growth</i>	-0.141	-0.097	0.025	-0.024	0.142	0.283	(2.40)
<i>ROA</i>	0.053	0.068	0.078	0.086	0.085	0.031	(2.94)
<i>ROA_growth</i>	-0.171	-0.104	0.016	-0.022	0.119	0.290	(2.54)
<i>SALE_growth</i>	0.189	0.188	0.221	0.251	0.246	0.057	(2.66)
<i>EARN_growth</i>	-0.034	0.069	0.205	0.170	0.313	0.347	(2.79)

4.2 安慰剂检验——基于未被观测的交易能力

一般股票投资的获利渠道包括两大类：一、择股，也就是在全市场中选择出较好的股票并进行持有；二、择时，也就是通过预判整体市场或者某些风险因子在未来短时间内的走势方向，通过短时间的多头或者空头（空仓）来获取利润。相对而言，两个渠道中择股往往是对资产基本面或者较为严重的定价错误进行评估，通过持有的手段来获利。而择时则往往会在短时间进行来回买卖，通过交易的手段来获利。而 MFHQ 构建的基础逻辑是，具有较好管理能力的基金会持有高质量的股票。如果某些指标度量的是基金产品的择时（交易）能力，

由于持仓数据频率不高以及择时交易中较高的换手率，那么通过这些指标来构建 MFHQ 将无法准确反映股票的质量，也就不能很好的预测其未来收益率。

虽然大部分的基金管理能力度量文献并未明确说明指标度量的是何种能力，但存在一个指标明确度量的是基金的交易能力——未被观测的交易收益（Kacperczyk et al., 2008；申宇等，2013）。Kacperczyk 等（2008）和申宇等（2013）认为在两个持仓报告周期内的交易收益更能反应基金的管理能力，因为管理人会尝试避免自己的重要交易被披露以隐藏自己的交易逻辑。因此他们基于基金的历史持仓构建了假想收益率，并计算基金的实际收益率与假想收益率之间的差（Return Gap, RG）来度量基金未被观测的交易能力。为了刻画这一能力，首先需要计算基金每个月的收益差：

$$RG_t = RF_t - (RH_t - EXP_t) \quad (2)$$

其中， RF_t 是基金在月份 t 的净值收益率， RH_t 是根据最近一次基金披露的持仓数据构建的股票组合在 t 月的收益率，而 EXP_t 是基金最近一次披露的月度化管理费和托管费。而本研究构建的 RG^{alpha} 是将过去 24 个月的 RG_t 回归到市场超额因子获取的截距项，并用这一指标度量基金的未被观测的交易收益。

由于 RG^{alpha} 所刻画的是刨除基金披露的股票持仓收益后的交易收入，这些能力不能反应基金持仓数据的质量。因此本研究以 RG^{alpha} 为输入指标的 MFHQ 作为安慰剂检验，并认为该指标将不具备预测未

来股票收益的能力。基于以上逻辑，本研究将公式（1）中的管理能力输入变量 $\bar{\alpha}_f$ 由基金过去 12 个月的 CAPM 超额收益率替换为 RG^{alpha} ，并对这个调整后的 MFHQ 指标执行了如表 4 的单因素检验。

表 8 安慰剂检验——基于未被观测的交易收益（Return Gap）检验

面板 A. 基于季度前十大持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R^2	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R^2
Low	13.08 (1.59)	-0.56 (-0.23)	1.07 (30.38)	0.90	3.09 (1.05)	1.04 (25.71)	-0.08 (-0.66)	-0.09 (-0.96)	-0.18 (-1.96)	0.91
2	16.99 (2.27)	4.44 (2.10)	0.99 (32.80)	0.92	2.23 (1.07)	1.03 (32.04)	0.17 (2.74)	-0.11 (-2.12)	0.07 (1.19)	0.93
3	14.43 (1.99)	2.47 (1.06)	0.94 (29.83)	0.89	1.24 (0.50)	1.00 (37.83)	0.09 (0.92)	-0.26 (-4.37)	0.17 (2.63)	0.93
4	14.45 (1.92)	2.25 (0.83)	0.96 (22.24)	0.86	2.71 (1.03)	1.00 (24.60)	-0.02 (-0.22)	-0.29 (-4.53)	0.16 (1.79)	0.89
High	13.14 (1.68)	0.47 (0.17)	1.00 (21.38)	0.86	-2.47 (-0.68)	1.02 (23.71)	0.04 (0.37)	0.10 (1.23)	0.16 (1.39)	0.87
High-Low	0.06 (0.01)	1.03 (0.25)	-0.08 (-1.10)	0.02	-5.57 (-1.05)	-0.03 (-0.36)	0.13 (0.62)	0.19 (1.35)	0.34 (1.88)	0.11
面板 B. 基于半年度所有持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R^2	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R^2
Low	15.24 (1.78)	0.90 (0.38)	1.13 (34.24)	0.91	1.70 (0.70)	1.07 (37.99)	-0.17 (-2.14)	0.27 (4.08)	-0.04 (-0.78)	0.95
2	14.01 (1.79)	0.67 (0.41)	1.05 (49.39)	0.95	-2.00 (-1.22)	1.07 (44.88)	0.17 (2.98)	0.08 (1.80)	-0.01 (-0.22)	0.96
3	12.99 (1.80)	0.72 (0.44)	0.97 (35.99)	0.94	0.61 (0.41)	1.00 (45.43)	0.06 (1.22)	-0.23 (-4.87)	0.08 (1.66)	0.96
4	13.79 (1.92)	1.78 (0.94)	0.94 (28.14)	0.92	1.12 (0.47)	0.95 (29.34)	-0.05 (-0.77)	0.00 (-0.05)	0.13 (1.64)	0.92
High	15.22 (1.86)	1.79 (0.65)	1.06 (27.74)	0.88	0.70 (0.31)	1.02 (25.49)	0.00 (0.02)	0.32 (4.17)	-0.10 (-0.97)	0.91
High-Low	-0.02 (-0.01)	0.89 (0.27)	-0.07 (-1.89)	0.02	-0.99 (-0.32)	-0.06 (-1.18)	0.17 (1.71)	0.05 (0.54)	-0.06 (-0.47)	0.05

表 8 报告了安慰剂检验的结果，其中面板 A 和面板 B 分别报告了基于季度前十大持仓数据和基于半年度全部持仓数据构建 MFHQ 的结果。虽然在中国基金市场中， RG^{alpha} 本身被证实可以用于度量基金的管理能力并预测它们截面的未来表现，但基于季度持仓数据的结果

显示，以 RG^{α} 作为输入的 MFHQ 对股票未来收益率的预测能力完全消失。这些结果表明，本文构建 MFHQ 的内在逻辑是正确的，在构建 MFHQ 时要选择刻画基金持股能力的指标才能正确反应股票质量。

4.3 基金层面加权

在原始的 MFHQ 构建中，本研究使用的加权重是基金持股占股票总流通股。使用该权重主要原因是为了和基金持股比例在股票层面上可比较，并减少 MFHQ 中的增量部分，以达到清晰描述本研究核心观点对于预测股票收益的贡献。但这样的构建方法存在着放大基金规模在指标中的作用，即小规模基金由于管理体量有限，因此造成其持股比例较小从而降低了它们在 MFHQ 中的作用。例如，基金 A 和 B 的管理规模分别为 100 亿和 10 亿且它们均持有了 1 亿元的股票 X，两个基金的历史表现分别是 -1% 和 1%，且市场中没有其他基金。在原指标的构建方法下，股票 X 的 MFHQ 将为 0，意味着它只是一只中庸的资产。但事实上，具有较好管理能力的基金 B 将 10% 的管理规模投入在 X 中，而另一方 A 仅投入了 1%。这说明在程度上，基金 B 更加看重 X 在组合中的位置，理应在评价 X 的质量时给予 B 更高的权重，而基于持股占流通股份的评价方法会低估小基金（B）在评价中的作用，过度夸张大基金（A）持仓数据在评价中的作用。

但现有的基金理论表明，随着基金管理能力的提升，基金规模会逐渐增长，增加基金的管理成本，进而降低基金的扣除费率后收益并最终与市场平均相接近（Berk and Green, 2004；Berk and Van

Binsbergen, 2015)。且也有一系列的实证结论表明，基金表现随着管理规模的上升而下降（L. Pástor and Stambaugh, 2012；Zhu, 2018）。这些因素意味着原始的度量方法会通过大基金持股比例冲淡小基金持仓成分中的信息含量，使得 MFHQ 指标有效性无法完全发挥，亦或者本研究的主要结论仅仅是由市场中大基金的持仓偶然所驱动的，而非整体市场中存在部分明确的有效管理。基于以上原因，本研究尝试利用将公式（1）中的加权重替换为基金持股价值占基金管理规模，并研究这一改变对 MFHQ 预测能力的影响。本研究基于新的度量方法，尝试了类似于表 4 的单因素分组的投资组合分析并将结果报告在表 9 中。表 9 的实证结果表明，本文的研究结论并不受到 MFHQ 指标构建权重方式的影响。基于权重调整后的 MFHQ 依旧可以显著区分市场中股票的质量，并预测其未来收益率。

除了以上的鲁棒性检验，本研究还在投资组合分析中尝试了等额加权的组合收益率，排除市值排名在市场最后 30% 的股票，在双因素投资组合分析中尝试了独立分组的组合构建方法，尝试了不同的投资组合更新频率和持有长度，以及在构建 MFHQ 中使用 6 个月和 24 个月的超额收益计算周期以及直接使用累计收益等检验。本研究的主要结论均不受到以上因素的影响，具有十分良好的稳健性。受限于文章篇幅，本文不再详细讨论和展示这些检验结果。

表 9 鲁棒性检验——基于基金层面加权的 MFHQ

面板 A. 基于季度前十大持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R ²	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R ²
未持有	13.06 (1.50)	-1.14 (-0.38)	1.12 (26.16)	0.87	-1.81 (-1.18)	1.03 (61.58)	-0.19 (-3.97)	0.57 (14.86)	-0.07 (-1.61)	0.98
Low	10.45 (1.29)	-2.68 (-0.88)	1.03 (29.52)	0.86	-7.35 (-2.38)	1.06 (24.74)	0.28 (2.30)	0.18 (2.14)	0.00 (-0.04)	0.86
2	10.36 (1.38)	-2.12 (-0.93)	0.98 (28.03)	0.90	-2.52 (-0.90)	1.01 (25.36)	0.04 (0.40)	-0.11 (-1.40)	0.06 (0.62)	0.90
3	12.49 (1.72)	0.45 (0.21)	0.95 (25.17)	0.90	0.57 (0.22)	0.98 (29.94)	0.00 (0.01)	-0.18 (-3.16)	0.10 (1.33)	0.91
4	20.32 (2.64)	7.81 (2.90)	0.98 (31.13)	0.86	9.73 (3.23)	1.00 (27.44)	-0.15 (-1.48)	-0.22 (-2.59)	0.13 (1.45)	0.87
High	22.70 (2.68)	9.19 (2.66)	1.06 (31.73)	0.83	11.51 (3.00)	1.02 (28.27)	-0.21 (-1.60)	0.08 (0.82)	-0.02 (-0.23)	0.85
High-Low	12.26 (2.22)	11.86 (2.17)	0.03 (0.55)	0.00	18.87 (3.11)	-0.04 (-0.54)	-0.48 (-2.36)	-0.10 (-0.65)	-0.02 (-0.10)	0.06
High-未持有	9.64 (2.13)	10.32 (2.32)	-0.05 (-1.00)	0.01	13.32 (2.75)	-0.01 (-0.17)	-0.01 (-0.07)	-0.49 (-3.97)	0.04 (0.34)	0.22

面板 B. 基于半年度所有持仓数据										
	ER	CAPM			SVC					
		Alpha	β^{mkt}	R ²	Alpha	β^{mkt}	β^{vmg}	β^{smb}	β^{pmo}	R ²
未持有	14.51 (1.54)	0.04 (0.01)	1.14 (18.81)	0.77	-1.04 (-0.58)	1.02 (63.92)	-0.35 (-6.55)	0.79 (25.57)	0.02 (0.50)	0.98
Low	8.79 (1.09)	-4.46 (-1.65)	1.04 (26.60)	0.88	-6.79 (-2.14)	1.02 (31.16)	0.13 (1.26)	0.30 (5.14)	-0.13 (-1.18)	0.90
2	10.44 (1.40)	-2.15 (-1.14)	0.99 (37.62)	0.93	-4.12 (-1.59)	1.01 (36.52)	0.07 (0.78)	0.05 (0.74)	0.06 (0.98)	0.93
3	11.24 (1.47)	-1.65 (-0.83)	1.01 (38.37)	0.92	-1.69 (-0.78)	1.01 (31.66)	-0.06 (-0.69)	0.04 (0.57)	0.05 (0.60)	0.93
4	17.05 (2.14)	3.95 (1.53)	1.03 (27.54)	0.88	3.25 (1.23)	1.04 (25.25)	-0.12 (-1.25)	0.03 (0.35)	0.19 (1.67)	0.89
High	22.41 (2.54)	8.53 (2.33)	1.09 (23.67)	0.81	10.36 (2.79)	1.02 (32.24)	-0.42 (-3.46)	0.31 (3.88)	0.13 (1.32)	0.89
High-Low	13.62 (2.60)	12.99 (2.65)	0.05 (0.76)	0.00	17.16 (2.81)	0.00 (0.07)	-0.55 (-2.86)	0.01 (0.08)	0.27 (1.46)	0.16
High-未持有	7.96 (1.95)	8.54 (2.12)	-0.05 (-1.04)	0.01	11.44 (2.48)	0.00 (0.03)	-0.07 (-0.46)	-0.48 (-4.86)	0.11 (1.03)	0.23

六、总结

由于被基金重仓持有的股票未来表现并未显著优于未被基金持有的股票，关于公募基金是否改善了市场定价效率一直处于争议阶段。本研究从基金管理能力存在差异的角度出发做出以下推测：具有有效管理能力的基金产品的确通过交易和持有价格被低估的股票改善了市场质量，但由于这类基金的数量有限以及无效管理基金的存在，这些有效的持仓信息被全基金市场严重稀释。因此，通过基金历史表现来度量持股基金的质量，以达到重视高质量基金同时的影响，可以更好的展示基金市场对于资产定价效率的影响。基于这一假设，本研究构建了股票层面的持仓基金质量指标，并研究了这一指标对于股票未来收益的影响。实证结果表明，该指标可以很好的预测股票的未来走势，基于该指标构建的套利组合可以获得统计上显著的年化 14% 超额收益，并在中国四因子调整后达到 21% 左右。基金持仓权重、羊群效应造成的短期价格压力以及其他中国常见的定价异象均不能解释这一超额收益。实证结果表明，公募基金中具有有效管理的基金的确显著提高了市场的定价效率，通过追踪他们的组合并且避免持有无效基金的组合，可以持续获得超额收益。

本文丰富了我国关于讨论机构投资者在市场中的作用的文献，首次发现机构投资者持仓在定价效率上为我国股票二级市场做出的贡献。现有的实证研究主要关注在基金持股降低市场波动性以及提高公

公司治理效率层面，而本文的结论直接证明公募基金可以为提高市场定价效率，提升市场质量做出贡献，进而提升企业投融资效率，并使得经济金融发展普惠中小投资者。不仅如此，本研究的实证结果还贡献于中国市场资产定价研究。公募基金的市场占有份额有限是我国股票市场的一大特点，使得公募基金持仓所包含的定价信息并未完全反应在资产价格之中，给其他市场参与者留下了追逐组合进而获利的机会，同时这也说明部分公募基金的确挖掘出了有效的信息。

本文的研究具有重要的政策意义。一方面，“去散户化”一直被认为是我国股票市场提高市场质量，降低市场风险的重要渠道之一，但在市场质量方面却一直缺乏证据支持机构投资者在其中的积极作用。本文研究发现，公募基金作为“去散户化”的重要渠道之一，其持仓的确包含关于市场的有效信息，改善了市场质量。这一结果是支持该指导方针最为直接的经验证据，为我国资本市场监管机构坚决执行这一指导思想提供了根本的保障。另一方面，提高基金市场资金流动和配置效率是有效发挥“去散户化”正面作用的重要核心因素之一。虽然基金市场整体获取了高于股票市场的收益，但是依然存在大量不具备有效管理才能的基金产品。这些产品的存在限制了基金在市场中的正向作用，分散了个体投资者的注意力，使得他们无法正确将资金配置在高质量的基金产品中。通过监管促进（基金评价）或者市场手段（FOF 基金引流）可以有效改善基金市场有效性，进而达到充分发挥散户投资机构化的作用，更好的改进市场质量，降低市场风险。

参考文献

- (1) 陈新春、刘阳、罗荣华：《机构投资者信息共享会引来黑天鹅吗？——基金信息网络与极端市场风险》，《金融研究》，2017年第7期。
- (2) 高昊宇、杨晓光、叶彦艺：《机构投资者对暴涨暴跌的抑制作用：基于中国市场的实证》，《金融研究》，2017年第2期。
- (3) 韩燕、崔鑫、姚雪：《基金的现金持有量能预测基金经理的投资能力吗？》，《管理世界》，2015年第4期。
- (4) 韩燕、李平、崔鑫：《哪些基金有超群的分析能力》，《管理世界》，2011年第2期。
- (5) 何佳、何基报、王霞、翟伟丽：《机构投资者一定能够稳定股市吗？——来自中国的经验证据》，《管理世界》，2007年第8期。
- (6) 胡大春、金赛男：《基金持股比例与A股市场收益波动率的实证分析》，《金融研究》，2007年第4期。
- (7) 李春涛、薛原、惠丽丽：《社保基金持股与企业盈余质量：A股上市公司的证据》，《金融研究》，2018年第7期。
- (8) 李科、陆蓉：《投资者有限理性与基金营销策略——基金大比例分红的证据》，《管理世界》，2011年第11期。
- (9) 李祥文、吴文锋：《基金业绩排名与期末业绩拉升》，《管理世界》，2018年第9期。
- (10) 李志冰、刘晓宇：《基金业绩归因与投资者行为》，《金融研究》，2019年第2期。
- (11) 林焯、余剑峰、何为：2020《公募基金的量化评价、选择及投资》，工作论文。
- (12) 林树、李翔、杨雄胜、Tam, O：《他们真的是明星吗？——来自中国证券基金市场的经验证据》，《金融研究》，2009年第5期。
- (13) 林煜恩、陈秀玲、池祥萱：《共同基金流量具有信息内涵吗？》，《经济研究》，2014年第1期。
- (14) 陆蓉、陈百助、徐龙炳、谢新厚：《基金业绩与投资者的选择——中国开放式基金赎回异常现象的研究》，《经济研究》，2007年第6期。
- (15) 路磊、黄京志、吴博：《基金排名变化和羊群效应变化》，《金融研究》，2014年第9期。
- (16) 路磊、吴博：《投资者保护和基金投资业绩》，《金融研究》，2012年第6期。
- (17) 罗荣华、兰伟、杨云红：《基金的主动性管理提升了业绩吗？》，《金融研究》，2011年第10期。
- (18) 孟庆斌、吴卫星、于上尧：《基金经理职业忧虑与其投资风格》，《经济研究》，2015年第3期。
- (19) 牛鸿、詹俊义：《中国证券投资基金市场择时能力的非参数检验》，《管理世界》，2004年第10期。
- (20) 申宇、赵静梅、何欣：《基金未公开的信息：隐形交易与投资业绩》，《管理世界》，2013年第8期。

- (21) 沈维涛、黄兴李：《我国证券投资基金业绩的实证研究与评价》，《经济研究》，2001年第9期。
- (22) 盛军锋、邓勇、汤大杰：《中国机构投资者的市场稳定性影响研究》，《金融研究》，2008年第9期。
- (23) 史永东、王谨乐：《中国机构投资者真的稳定市场了吗？》，《经济研究》，2014年第12期。
- (24) 王擎、吴玮、蔡栋梁：《基金评级与资金流动：基于中国开放式基金的经验研究》，《金融研究》，2010年第9期。
- (25) 王守法：《我国证券投资基金绩效的研究与评价》，《经济研究》，2005年第3期。
- (26) 王咏梅、王亚平：《机构投资者如何影响市场的信息效率——来自中国的经验证据》，《金融研究》，2011年第10期。
- (27) 吴斌：《基金投资行为的股价效应研究》，西南财经大学，2010年。
- (28) 吴世农、吴育辉：《我国证券投资基金重仓持有股票的市场行为研究》，《经济研究》，2003年第10期。
- (29) 肖峻、石劲：《基金业绩与资金流量：我国基金市场存在“赎回异象”吗》，《经济研究》，2011年第1期。
- (30) 许年行、于上尧、伊志宏：《机构投资者羊群行为与股价崩盘风险》，《管理世界》，2013年第7期。
- (31) 杨德群、杨朝军、倪旻：《基金持股与股价收益率关系的实证研究》，《经济体制改革》，2004年第3期。
- (32) 姚颐、刘志远、相二卫：《中国基金在投资中是否追求了价值》，《经济研究》，2011年第12期。
- (33) 余音、姚彤、张峥、江嘉骏：《期末溢价与基金家族策略——来自中国公募基金市场的证据》，《金融研究》，2018年第5期。
- (34) 俞红海、陆蓉、徐龙炳：《投资者名义价格幻觉与管理者迎合——基于基金拆分现象的研究》，《经济研究》，2014年第5期。
- (35) 曾志远、蔡东玲、武小凯：《“监督管理层”还是“约束大股东”？基金持股对中国上市公司价值的影响》，《金融研究》，2018年第12期。
- (36) 张新、杜书明：《中国证券投资基金能否战胜市场？》，《金融研究》，2002年第1期。
- (37) 张宗新、缪婧倩：《基金流量与基金投资行为——基于动态面板数据模型的实证研究》，《金融研究》，2012年第4期。
- (38) 张宗新、杨通旻：《盲目炒作还是慧眼识珠？——基于中国证券投资基金信息挖掘行为的实证分析》，《经济研究》，2014年第7期。
- (39) 庄云志、唐旭：《基金业绩持续性的实证研究》，《金融研究》，2004年第5期。
- (40) Akbas, F., and Genc, E., 2020, “Do mutual fund investors overweight the probability of extreme payoffs in the return distribution?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.55, pp.223~261.
- (41) Amihud, Y., and Goyenko, R., 2013, “Mutual fund's R^2 as predictor of performance”, *The Review of Financial Studies*, vol.26, pp.667~694.
- (42) An, L., 2016, “Asset pricing when traders sell extreme winners and losers”, *The Review of Financial Studies*, vol.29, pp.823~861.

- (43) Bailey, W., Kumar, A., and Ng, D., 2011, “Behavioral biases of mutual fund investors”, *Journal of Financial Economics*, vol.102, pp.1~27.
- (44) Barber, B. M., Huang, X., and Odean, T., 2016, “Which factors matter to investors? Evidence from mutual fund flows”, *The Review of Financial Studies*, vol.29, pp.2600~2642.
- (45) Barber, B. M., and Odean, T., 2000, “Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors”, *The Journal of Finance*, vol.55, pp.773~806.
- (46) Barber, B. M., Odean, T., and Zheng, L., 2005, “Out of sight, out of mind: The effects of expenses on mutual fund flows”, *The Journal of Business*, vol.78, pp.2095~2120.
- (47) Barberis, N., and Thaler, R., 2003, “A survey of behavioral finance”, *Handbook of the Economics of Finance*, vol.1, pp.1053~1128.
- (48) Ben-David, I., Li, J., Rossi, A., and Song, Y., 2020, “What Do Mutual Fund Investors Really Care About?”, *SSRN Working Paper*, No. 3292317.
- (49) Berk, J. B., and Green, R. C., 2004, “Mutual fund flows and performance in rational markets”, *Journal of Political Economy*, vol.112, pp.1269~1295.
- (50) Berk, J. B., and Binsbergen, J. H. V., 2015, “Measuring skill in the mutual fund industry”, *Journal of Financial Economics*, vol.118, pp.1~20.
- (51) Carhart, M. M., 1997, “On persistence in mutual fund performance”, *The Journal of Finance*, vol.52, pp.57~82.
- (52) Chen, J., Hong, H., Huang, M., and Kubik, J. D., 2004, “Does fund size erode mutual fund performance? The role of liquidity and organization”, *American Economic Review*, vol.94, pp.1276~1302.
- (53) Chi, Y., 2013, “Performance evaluation of Chinese actively managed stock mutual funds”, *SSRN Working Paper*, No.2268773.
- (54) Cohen, R. B., Coval, J. D., and Pástor, L., 2005, “Judging fund managers by the company they keep”, *The Journal of Finance*, vol.60 pp.1057~1096.
- (55) Evans, R. B., and Sun, Y., 2020, “Models or stars: The role of asset pricing models and heuristics in investor risk adjustment”, *The Review of Financial Studies*, Forthcoming.
- (56) Fama, E. F., 1965, “The behavior of stock-market prices”, *The Journal of Business*, vol.38, pp.34~105.
- (57) Fama, E. F., and French, K. R., 2010, “Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns”, *The Journal of Finance*, vol.65, pp.1915~1947.
- (58) Fama, E. F., and MacBeth, J. D., 1973, “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy*, vol.81, pp.607~636.
- (59) Grinblatt, M., and Titman, S., 1992, “The persistence of mutual fund performance”, *The Journal of Finance*, vol.47, pp.1977~1984.
- (60) Grossman, S. J., and Stiglitz, J. E., 1980, “On the impossibility of informationally efficient markets”, *The American Economic Review*, vol.70, pp.393~408.
- (61) Harris, L. E., Hartzmark, S. M., and Solomon, D. H., 2015, “Juicing the dividend yield: Mutual funds and the demand for dividends”, *Journal of Financial Economics*, vol.116, pp.433~451.
- (62) Hendricks, D., Patel, J., and Zeckhauser, R., 1993, “Hot hands in mutual funds: Short-run persistence of relative performance, 1974-1988”, *The Journal of Finance*, vol.48, pp.93~130.
- (63) Hong, C. Y., Lu, X., and Pan, J., 2019, “FinTech Platforms and Mutual Fund Distribution”, *SSRN Working Paper*, No.3474792.

- (64) Hou, K., Qiao, F., and Zhang, X., 2021, “Finding Anomalies in China”, *Working Paper*.
- (65) Jensen, M. C., 1968, “The performance of mutual funds in the period 1945–1964”, *The Journal of Finance*, vol.23, pp.389~416.
- (66) Jiang, H., and Zheng, L., 2018, “Active fundamental performance”, *The Review of Financial Studies*, vol.31, pp.4688~4719.
- (67) Jones, C. S., and Mo, H., 2020, “Out-of-sample performance of mutual fund predictors”, *The Review of Financial Studies*, Forthcoming.
- (68) Kacperczyk, M., Sialm, C., and Zheng, L., 2005, “On the industry concentration of actively managed equity mutual funds”, *The Journal of Finance*, vol.60, pp.1983~2011.
- (69) Kacperczyk, M., Sialm, C., and Zheng, L., 2008, “Unobserved actions of mutual funds”, *The Review of Financial Studies*, vol.21, pp.2379~2416.
- (70) Keswani, A., and Stolin, D., 2008, “Which money is smart? Mutual fund buys and sells of individual and institutional investors”, *The Journal of Finance*, vol.63, pp.85~118.
- (71) Liu, J., Stambaugh, R. F., and Yuan, Y., 2019, “Size and Value in China”, *Journal of Financial Economics*, vol.134, pp.48~69.
- (72) Malkiel, B. G., and Fama, E. F., 1970, “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work”, *The Journal of Finance*, vol.25, pp.383~417.
- (73) Nanda, V., Wang, Z. J., and Zheng, L., 2004, “Family values and the star phenomenon: Strategies of mutual fund families”, *The Review of Financial Studies*, vol.17, pp.667~698.
- (74) Pástor, L., and Stambaugh, R. L., 2012, “On the size of the active management industry”, *Journal of Political Economy*, vol.120, pp.740~781.
- (75) Pástor, L., Stambaugh, R. F., and Taylor, L. A., 2017, “Do funds make more when they trade more?”, *The Journal of Finance*, vol.72, pp.1483~1528.
- (76) Pástor, L., Stambaugh, R. F., and Taylor, L. A., 2020. “Fund tradeoffs”, *Journal of Financial Economics*, Forthcoming.
- (77) Roussanov, N., Ruan, H., and Wei, Y., 2020, “Marketing mutual funds”, *The Review of Financial Studies*, Forthcoming.
- (78) Sirri, E. R., and Tufano, P., 1998, “Costly search and mutual fund flows”, *The Journal of Finance*, vol.53, pp.1589~1622.
- (79) Solomon, D. H., Soltes, E., and Sosyura, D., 2014, “Winners in the spotlight: Media coverage of fund holdings as a driver of flows”, *Journal of Financial Economics*, vol.113, pp.53~72.
- (80) Song, Y., 2020, “The mismatch between mutual fund scale and skill”, *The Journal of Finance*, Forthcoming.
- (81) Wardlaw, M., 2019, “Measuring mutual fund flow pressure as shock to stock returns”, *The Journal of Finance*, Forthcoming.
- (82) Wermers, R., Yao, T., and Zhao, J., 2012, “Forecasting stock returns through an efficient aggregation of mutual fund holdings”, *The Review of Financial Studies*, vol.25, pp.3490~3529.
- (83) Zheng, L., 1999, “Is money smart? A study of mutual fund investors' fund selection ability”, *The Journal of Finance*, vol.54, pp.901~933.
- (84) Zhu, M., 2018, “Informative fund size, managerial skill, and investor rationality”, *Journal of Financial Economics*, vol.130, pp.114~134.

(作者：余剑峰教授目前是清华大学五道口金融学院建树金融学讲席教授、清华大学金融科技研究院副院长、清华大学国家金融研究院资产管理研究中心主任。林铨为清华大学五道口金融学院博士后、国家金融研究院资产管理研究中心研究员。何为目前是西南财经大学中国金融研究中心副教授。)

报 送：

联系人： 付静仪

电话： 62797519
