

# 基金规模效应与业绩持续性：投资风格漂移视角

邴涛 高圣贤 沙叶舟

(首都经济贸易大学金融学院, 北京 100070)

**摘要:** 本文选取2005年1月至2022年6月的股票型和混合型基金数据, 从投资风格漂移视角探寻了基金规模与基金业绩持续性之间的关系。研究发现: 基金规模对基金业绩有显著的负向影响, 即我国基金市场存在显著的规模效应; 被动与主动投资风格漂移对该效应分别具有显著的正向和负向两个方向的影响, 这解开了投资风格漂移无法解释基金规模效应的问题; 机制分析表明, 基金持仓成本的增加能够放大被动投资风格漂移对该效应的影响。本研究为监管部门对基金投资风格漂移监管提供了理论支持和经验证据, 为基金公司的基金规模管理提供了新视角。

**关键词:** 基金规模; 投资风格漂移; 基金业绩; 收益贡献分解

**Abstract:** Using the data of equity and hybrid mutual funds from January 2005 to June 2022, we investigate the relation between fund size and return persistence from the perspective of fund style drift. We confirm the existence of significant size effect that fund size is negatively associated with the subsequent return. Passive and active style drift has contributed distinctively to the size effect with statistically significant but different signs on the effect, which decrypts the puzzle that single style drift measures have failed attempts in explaining the size effect in previous research. Mechanism analysis shows that the relation between passive style drift and size effect is amplified by the increase of fund holding cost. Our findings provide theoretical support and experimental evidence for regulatory authorities to supervise fund style drift, and provide a new perspective for asset management corporations.

**Key words:** fund size, style drift, fund performance, return decomposing

**作者简介:** 邴涛, 管理学博士, 首都经济贸易大学金融学院讲师, 研究方向: 资本市场、市场微观结构与数字经济。高圣贤, 首都经济贸易大学金融学院科研助理, 研究方向: 资产定价。沙叶舟(通讯作者), 金融学博士, 首都经济贸易大学金融学院副教授, 研究方向: 资产定价。

**中图分类号:** F832.5 **文献标识码:** A

## 一、引言

自1998年首批两只证券投资基金诞生以来, 我国基金行业不断发展壮大。截至2022年6月30日, 公募基金规模达到26.79万亿元, 基金数量达到10010只。随着市场总量的增长和单只基金规模的扩张, 基金收益也会随之提升吗? 基金的规模效应显著吗? 国内外学者关于基金规模与业绩持续性的研究由来已久, 但未得到一致结论。本文在检验我国基金市场规模效应的基础上, 从基金市场长期存在的“投资风格漂移”视角进一步探讨该效应及其影响机制。基金的投资风格漂移现象是指基金

经理在实际投资过程中的投资风格与基金招募说明书上约定的投资风格不一致的情形。在我国市场中, 基金经理出于宏观经济波动、市场预期、业绩排名等原因, 投资风格漂移现象长期存在于整个基金投资行业(喻国平和许林, 2016)<sup>[43]</sup>。因此, 众多投资者关心基金投资风格漂移是否有益于基金业绩的提升(易力和廖胤凯, 2020)<sup>[41]</sup>。关于基金投资风格漂移的学术研究, 主要集中于其与基金业绩、股票市场之间的关系, 又或者研究影响基金投资风格漂移的因素。没有充分考虑到传统投资风格漂移测度指标可能存在的固有缺陷, 也没有深入探讨投资风格漂移与基金复杂行为的交互影响。

本文从基金投资风格漂移的视角解释证券投资基金的规模效应,并通过系数分解方法,量化不同类型的投资风格漂移对基金规模效应的解释程度,探究投资风格漂移对基金规模效应的影响机制。区别于已有的文献,本文主要贡献在于:第一,首次将被动和主动投资风格漂移指标应用于基金规模效应研究,证明了不同投资风格漂移对该现象具有相反方向的影响,解开了传统投资风格漂移无法解释基金规模效应的问题;第二,系统探究了投资风格影响基金规模效应的内在机理,为后续研究基金行业规模经济与不经济的边界提供了较为丰富的机制分析;第三,首次在成功识别异象解释机制的基础上将其影响大小予以量化,为后续基金收益策略研究提供了更加准确的数值分析方法。本文结论将为基金公司的基金规模管理提供借鉴。

## 二、文献综述

关于基金规模与基金业绩之间的关系,国内外学者虽已展开大量研究,但结论尚未统一。部分学者认为基金规模过大对基金业绩有着不利影响。Wermers (2000)<sup>[20]</sup>证实了较大规模的基金存在规模不经济性。Chen et al. (2004)<sup>[4]</sup>研究了基金规模效应对其业绩的影响,发现基金规模会侵蚀基金业绩,且这种影响在投资小盘股的基金中最为明显。Grinblatt and Titman(1989)<sup>[6]</sup>和Sawicki and Finn(2002)<sup>[16]</sup>发现美国和澳大利亚资本市场中小规模基金的业绩优于大规模基金,且小规模基金业绩更优的原因还与基金的投资风格有关。Pollet and Wilson(2008)<sup>[14]</sup>发现大型基金和小型基金会根据规模增长使其投资组合多样化,且小型基金会表现出更好的业绩。Zhu(2018)<sup>[23]</sup>基于强化的实证策略发现基金规模对业绩有显著的负向影响。Zhang et al.(2022)<sup>[22]</sup>利用2009—2019年中国股票型和混合型基金的数据,发现我国投资基金存在显著的规模不经济,基金净超额收益与基金规模之间存在负的对数线性关系。邓超和余跃飞(2008)<sup>[25]</sup>通过总结国内外基金规模效应的相关研究,发现基金规模对基金业绩有显著负向影响的原因在于基金规模的增大增加了执行和机会成本,导致基金经理面对市场变化所需的决策与执行时间更长,且大规模基金买卖股票对股价的冲击较大,导致其回报低于小规模基金。

有部分学者认为基金规模对基金业绩有显著的正向影响,如罗真和张宗成(2004)<sup>[35]</sup>基于非平衡面板数据和对数转换模型,发现我国封闭式基金总体上存在规模经济。

其他学者认为基金规模与基金业绩之间存在非线性关系,即存在最优基金规模。Indro et al.(1999)<sup>[11]</sup>基于美国开放式股票型基金的研究发现,基金规模影响共同基金的业绩,且存在最优规模。朱冰和朱洪亮(2011)<sup>[47]</sup>对积极偏股型开放式基金的研究发现大规模基金有更高的历史收益,而适度规模的基金有更高的未来收益,即二者之间存在着倒U型的非线性关系。梁珊等(2016)<sup>[32]</sup>基于DGTW方法的业绩评价,发现我国开放式股票型基金的规模与业绩存在倒U型关系,即基金存在最佳规模区间。张琳琳等(2022)<sup>[45]</sup>以2011—2019年股票型和混合型主动管理基金为样本,研究发现存在边际规模报酬递减效应,并给出了基金规模适度性和适度区间的概念,认为规模适度基金在业绩和业绩稳健性方面表现更好。

也有部分研究认为基金规模和业绩之间无相关关系,如Phillips et al.(2018)<sup>[13]</sup>利用工具变量进行实证研究,发现基金规模不会直接影响基金业绩;Reuter and Zitzewitz(2021)<sup>[15]</sup>利用回归不连续的估计方法也发现几乎没有证据能够表明基金规模侵蚀了收益。

关于基金投资风格漂移的相关研究主要集中在该类现象的存在性、影响因素及量化。首先,关于该现象的存在性,Gurun and Coskun (2012)<sup>[8]</sup>、刘敏和曹衷阳(2012)<sup>[33]</sup>从基金类别、彭耿(2014)<sup>[37]</sup>从时间长短和市场背景等角度肯定了基金投资风格漂移的持续性存在。曾晓洁等(2004)<sup>[44]</sup>认为我国股票型基金普遍存在很多不规范的投资行为,导致了投资风格漂移现象。周铨等(2006)<sup>[46]</sup>发现投资风格漂移是我国基金跟风投资行为表现的反映。喻国平和许林(2016)<sup>[43]</sup>认为基金投资风格有随股市行情变换的风格轮换现象和明显的“羊群效应”,即存在显著的投资风格漂移现象,且基金的投资风格漂移会对所持股票产生波动性效应,并进一步影响股市波动性。

其次,关于基金投资风格漂移的影响因素,已有研究从基金经理特征、股票市场波动、基金业绩等角度探讨了其对基金投资风格漂移的影响。第一,关于基金经

理特征对风格漂移的影响，孟庆斌等(2015)<sup>[36]</sup>从基金经理的职业忧虑水平出发探讨其对基金投资风格的影响，发现能力较差和职业忧虑越高的基金经理的基金投资风格越保守。易力和廖胤凯(2020)<sup>[41]</sup>发现基金经理更替一段时间后基金风格漂移显著下降。第二，关于股票市场波动与风格漂移的关系，熊胜君和杨朝军(2005)<sup>[39]</sup>认为基金风格漂移源于市场预期、业绩压力及基金经理频繁操作。唐元蕙(2013)<sup>[38]</sup>认为风格漂移可以提高基金选股能力，但只有在市场下跌时才会凸显。顾海峰和吴剑明(2018)<sup>[28]</sup>认为在“羊群效应”作用下，基金投资风格漂移的趋同会显著加剧股市波动。第三，关于基金业绩与风格漂移的关系，李学峰和徐华(2007)<sup>[31]</sup>发现存在风格漂移的基金业绩往往比不存在风格漂移的基金业绩更好。寇宗来等(2020)<sup>[29]</sup>认为基金风格漂移与上期基金业绩之间存在显著的U型关系。易力和盛冰心(2021)<sup>[42]</sup>探讨了业绩排名对风格漂移的影响。

最后，关于基金投资风格漂移的量化，已有文献采用事前分析和事后分析两种方法。事后风格分析法常被用于学术研究和实践应用，该方法又可分为基于收益的风格分析法(return-based style analysis, RB SA)和基于持仓资产的风格分析法(holding-based style analysis, HB SA)。在RB SA方法的研究中，Sharpe(1992)<sup>[18]</sup>基于多因素回归模型，根据基金收益率波动对各风格资产收益率波动的敏感性大小判断基金投资风格。Idzorek and Bertsch(2004)<sup>[10]</sup>基于Sharpe模型的风格漂移分数测量基金投资组合变化的波动率，以度量投资风格漂移的程度。Bar et al.(2005)<sup>[2]</sup>运用Carhart四因素模型的回归系数计算系数平均标准差来衡量投资风格漂移。许林和宋光辉(2011)<sup>[40]</sup>将RB SA方法和分形维、经济弹性理论结合，定义投资风格漂移的价格弹性分形维，并根据价格弹性分形维与投资风格一致性基准线求得基金投资风格漂移的阈值。在HB SA方法的研究中，Grinblatt and Titman(1993)<sup>[7]</sup>利用股票在投资组合中的权重变化来衡量资产组合变化；Chen et al.(2000)<sup>[5]</sup>指出，上述方法利用权重来衡量投资组合的变化并不能准确刻画基金的持股变化，应当结合基金的持股量及交易量来测量基金的投资变化；Wermers(2012)<sup>[21]</sup>通过基金持股信息衡量每个风格维度的总和，进而得到基金风格分数以研究风格漂移。Sha(2020)<sup>[17]</sup>基于Wermers(2012)<sup>[21]</sup>

的主被动风格漂移分解方法将投资风格漂移度量从离散值形式发展为连续变量形式，发现基金风格漂移的持续性大多是短暂的，且风格漂移是均值回复的，并没有在一个方向上显示风格持续性。

综上，关于基金规模和基金业绩的关系尚无统一结论，这可能与现有研究的样本和方法有关。在研究样本层面，部分研究仅从单基金如封闭式基金、股票型基金、混合型基金入手展开研究，部分研究虽从占市场主体的股票型和混合型基金入手，但其样本区间较短，样本期内基金数量往往不足千只甚至不足百只，且其数据频率较低(多以季度或半年度数据为主)；本文则以2005年1月至2022年6月的3994只开放式股票型和混合型基金的月度数据为样本展开研究，样本范围大，时间区间较长，数据频率高。在研究方法层面，本文运用基于个体基金水平的Fama-MacBeth横截面回归，该方法是资产定价、市场异象研究的标准范式。综合以上两点，本文的研究结论更加稳定可信。

与此同时，本文也注意到现有研究大多注重投资风格漂移的现象检验，虽有研究探讨该现象的影响因素，但鲜有学者关注投资风格漂移对基金规模效应的影响以及相应的影响机制；投资风格漂移的研究也尚未对该指标进行进一步细化分析的应用研究。本文在检验我国基金市场规模效应的基础上，沿袭HB SA方法计算投资风格漂移指标，并将其细分为主动和被动投资风格漂移指标，进一步从主被动投资风格漂移的视角探究了基金规模效应的影响机制，并通过系数分解方法，量化了不同类型投资风格漂移对基金规模效应的解释比例。

### 三、理论分析

#### (一)样本选取与数据来源

本文选择2005年1月至2022年6月的开放式股票型基金和混合型基金中的成长型基金为研究样本，并剔除了以下样本：第一，当年中途设立或退出的基金；第二，指数型基金和QDII基金；第三，价值型基金和平衡型基金。最终样本为3994只基金和146962个基金-月度数据。该研究期间包含大幅上涨、快速下跌、小幅回调和震荡下调等完整的股市行情，具有较好的代表性。本文实证研究所需要的数据来自锐思(RESET)金融数据库。

检验基金规模效应所需要的基金收益用按红利再投资调整的月收益来度量。基金规模变量参考Sha(2020)<sup>[17]</sup>运用基金持股数据及所持股份市场价值的方法进行计算：基金所持有的流通股乘以每个月底的收盘价，并对结果取对数；其中，基金的持股和股息回报调整数据于每年6月30日和12月31日披露。与基金投资风格漂移相关的候选变量包括：风格漂移(*SDS*)、被动风格漂移(*PSD*)、主动风格漂移(*ASD*)。其中，基金的风格漂移用风格漂移得分度量；被动风格漂移指由于股票价格或财务报告发生变化导致股票市值和动量的变化，进而使得投资者调整公司的估值，这种变化并非基金经理的主动管理造成；主动投资风格漂移指基金经理主动调整持有股票的头寸，或在投资组合中加入新股。风格漂移表现为被动和主动风格漂移的标准偏差，是风格分数的变化对风格一致性波动的影响。本文的风格漂移指标通过基金持仓计算得到。我国基金每半年披露一次详细持仓，因此假设半年内个体基金所持个股的权重不发生变化，即半年内的每个月相应的个股权重不变。以上三个指标的计算方法源于Sha(2020)<sup>[17]</sup>，相关指标计算过程如下。根据Wermers(2012)<sup>[21]</sup>，基金风格是每个风格维度(*D*)的总和，即基金*i*在时间*t*的投资风格是持有股票特征的总和，称为“风格分数”：

$$Score_{i,t} = \sum_{D,j} w_{j,t} \times Char_{j,t}^D \quad (1)$$

其中， $Score_{i,t}$ 为基金*i*在*t*月的风格漂移， $w_{j,t}$ 为*t*月个股*j*占该基金*i*的比重，用持有股票*j*的市场价值与基金总资产净值的比值衡量， $Char_{j,t}^D$ 表示个股*j*的风格维度，包含个股规模(以百万人民币并取对数)、账面市值比的对数以及*t-12*至*t-2*个月的累计收益率。基于此，可计算传统的风格漂移指标(*SDS*)：

$$SDS_{i,t} = \sum_{D,j} (w_{j,t} \times Char_{j,t}^D - \widehat{w}_{j,t-1} \times Char_{j,t-1}^D) = Score_{i,t} - Score_{i,t-1} \quad (2)$$

其中， $SDS_{i,t}$ 为基金*i*在*t*月的风格漂移，用风格分数 $Score_{i,t}$ 的变化度量，该指标包含了投资风格的被动变化和基金经理主动调仓后基金风格的变化，未对被动和主动投资风格漂移进行区分。进一步，构造被动投资风格漂移指标。构建模拟投资组合，并假定该组合在当期与基金实际持仓股票*j*相同，当期基金持仓个股权重和上一期相同，即 $\widehat{w}_{j,t} = w_{j,t-1}$ 。通过模拟投资组合，计算非基金经理操作驱动的基金被动变化。具体计算方法如下：

$$PSD_{i,t} = \sum_{D,j} (w_{j,t} \times Char_{j,t}^D - \widehat{w}_{j,t} \times Char_{j,t-1}^D) \quad (3)$$

其中， $PSD_{i,t}$ 为基金*i*在*t*月的被动风格漂移，即基金未调整仓位情况下被动成长的过程。然而，传统的投资风格漂移中，不仅有被动成长部分，还有基金经理驱动的主动投资风格漂移，其计算方法如下：

$$ASD_{i,t} = SDS_{i,t} - PSD_{i,t} \quad (4)$$

其中， $ASD_{i,t}$ 表示基金*i*在*t*月的主动风格漂移。由以上计算过程可知，传统的风格漂移是二者的综合指标，并未对被动与主动风格漂移进行区分。

参考Zhang et al.(2022)<sup>[22]</sup>、朱红兵等(2019)<sup>[48]</sup>、罗荣华等(2021)<sup>[34]</sup>的研究，本文选取以下控制变量：在基金特征层面，选取基金资金净流入(*Inflow*)、异质性波动率(*Ivol*)、动量(*Mom*)、月收益偏度(*Skew*)、基金年龄(*Age*)、基金分红(*Divd*)、基金管理费率(*FeeRto*)；在基金经理特征层面，选取基金经理学历(*Edu*) (博士后赋值5，博士4、硕士3，大学本科2，本科以下1)、基金经理性别(*Gender*) (1表示男，0表示女)。其中，基金资金净流入，参考李科和陆蓉(2011)<sup>[30]</sup>用基金净资产和基金收益率计算。异质性波动率的计算参考Ang et al.(2010)<sup>[11]</sup>的方法，用三因子模型对基金收益进行回归，并计算回归残差的标准差得到异质性波动率。动量的计算则参考Jegadeesh and Titman(1993)<sup>[12]</sup>的方法，用过去11个月的基金总收益来表示，其中，月收益偏度用月内日度收益率计算求得。

## (二)模型构建与估计方法

本文的实证方法基于个体基金水平Fama-MacBeth横截面回归，该方法是资产定价、市场异象研究的标准范式。本文用该方法研究基金规模效应的截面可预测因素，如下式所示：

$$R_{i,t} = \alpha_t + \gamma_t Size_{i,t-1} + \beta_t Ctrl_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中， $R_{i,t}$ 为基金*i*在*t*月的按红利再投资调整的月收益率(由于回归系数较小，本文运用百分数)， $Size_{i,t-1}$ 为基金*i*在*t-1*月的基金规模， $Ctrl_{i,t-1}$ 为控制变量。

对于基金投资风格漂移指标，Hou and Loh(2016)<sup>[9]</sup>提出了一种通过分解Fama-MacBeth回归的核心变量的系数 $\gamma_t$ 来计算候选变量解释比例的方法，具体如下：

$$Size_{i,t-1} = \alpha_{t-1} + \delta_{t-1} Cand_{i,t-1} + \mu_{i,t-1} \quad (6)$$

(5)式中的基金规模为*t-1*月，因此(6)式也整体上滞

后一个月。与(5)式相同,运用个体基金水平的Fama-MacBeth横截面回归进行系数估计,其中,  $Size_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月的基金规模,  $Cand_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月的候选解释变量,即上文提到的PSD、ASD及SDS。进一步,基于(5)式与(6)式的线性关系,对 $\gamma_t$ 进行分解,方法如下:

$$R'_{i,t} = R_{i,t} - \beta_i Ctrl_{i,t-1} \quad (7)$$

$$\gamma_t = \frac{Cov(R'_{i,t}, Size_{i,t-1})}{Var(Size_{i,t-1})} \quad (8)$$

将(6)式代入(8)式,可得:

$$\begin{aligned} \gamma_t &= \frac{Cov(R'_{i,t}, \alpha_{t-1} + \delta_i Cand_{i,t-1} + \mu_{i,t-1})}{Var(Size_{i,t-1})} \\ &= \frac{Cov(R'_{i,t}, \delta_i Cand_{i,t-1})}{Var(Size_{i,t-1})} + \frac{Cov(R'_{i,t}, \alpha_{t-1} + \mu_{i,t-1})}{Var(Size_{i,t-1})} = \gamma_t^C + \gamma_t^R \end{aligned} \quad (9)$$

其中,  $\gamma_t$ 为(5)式中的系数,  $\gamma_t^C$ 是候选变量可解释的部分,  $\gamma_t^R$ 则为不可解释的部分,二者都是关于月数*t*的序列。相应的,  $\bar{\gamma}_t^C/\bar{\gamma}_t$ 为候选变量可解释的百分比,  $\bar{\gamma}_t^R/\bar{\gamma}_t$ 为候选变量未能解释的百分比。 $\bar{\gamma}_t^C/\bar{\gamma}_t$ ,  $\bar{\gamma}_t^R/\bar{\gamma}_t$ 的平均值和方差可利用泰勒级数展开的delta方法,利用 $\gamma_t^C$ 、 $\gamma_t^R$ 和 $\gamma_t$ 的平均值、方差和协方差来求得分数近似值(Casella and Berger, 2001)<sup>[3]</sup>。假设系数为独立的正随机变量、分布未知,以 $\bar{\gamma}_t^C/\bar{\gamma}_t$ 为例,推导过程如下。对系数进行一阶泰勒展开:

$$\begin{cases} \gamma_t^C \approx \bar{\gamma}_t^C + (\gamma_t^C - \bar{\gamma}_t^C) \\ \gamma_t \approx \bar{\gamma}_t + (\gamma_t - \bar{\gamma}_t) \\ \frac{\gamma_t^C}{\gamma_t} \approx \frac{\bar{\gamma}_t^C}{\bar{\gamma}_t} + \frac{1}{\bar{\gamma}_t}(\gamma_t^C - \bar{\gamma}_t^C) - \frac{\bar{\gamma}_t^C}{\bar{\gamma}_t^2}(\gamma_t - \bar{\gamma}_t) \end{cases} \quad (10)$$

对(10)式取均值可得:

$$E\left(\frac{\gamma_t^C}{\gamma_t}\right) \approx \left(\frac{\bar{\gamma}_t^C}{\bar{\gamma}_t}\right) \approx \frac{E(\gamma_t^C)}{E(\gamma_t)} \quad (11)$$

结合(11)式可得到 $Var\left(\frac{\gamma_t^C}{\gamma_t}\right)$ :

$$\begin{aligned} Var\left(\frac{\gamma_t^C}{\gamma_t}\right) &\approx \frac{Var(\gamma_t^C)}{(E(\gamma_t))^2} + \frac{Var(\gamma_t)(E(\gamma_t^C))^2}{(E(\gamma_t))^4} - 2 \frac{Cov(\gamma_t^C, \gamma_t)E(\gamma_t^C)}{(E(\gamma_t))^3} \\ &\approx \left(\frac{E(\gamma_t^C)}{E(\gamma_t)}\right)^2 \times \left(\frac{Var(\gamma_t^C)}{(E(\gamma_t^C))^2} + \frac{Var(\gamma_t)}{(E(\gamma_t))^2} - 2 \frac{Cov(\gamma_t^C, \gamma_t)}{E(\gamma_t^C)E(\gamma_t)}\right) \end{aligned} \quad (12)$$

$$Cov(\gamma_t^C, \gamma_t) \approx E(\gamma_t^C \gamma_t) - E(\gamma_t^C)E(\gamma_t) \approx 0 \quad (13)$$

进一步,可得 $\frac{\bar{\gamma}_t^R}{\bar{\gamma}_t}$ 的近似结果:

$$E\left(\frac{\gamma_t^R}{\gamma_t}\right) \approx \frac{\bar{\gamma}_t^R}{\bar{\gamma}_t} \approx \frac{E(\gamma_t^R)}{E(\gamma_t)} \quad (14)$$

$$Var\left(\frac{\gamma_t^R}{\gamma_t}\right) \approx \left(\frac{E(\gamma_t^R)}{E(\gamma_t)}\right)^2 \times \left(\frac{Var(\gamma_t^R)}{(E(\gamma_t^R))^2} + \frac{Var(\gamma_t)}{(E(\gamma_t))^2} - 2 \frac{Cov(\gamma_t^R, \gamma_t)}{E(\gamma_t^R)E(\gamma_t)}\right) \quad (15)$$

综上,通过上述系数分解法,可得解释分数的近似

表1 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值	p25	中位数	p75	样本量
R	1.229	6.109	-43.810	254.596	-1.378	0.783	3.769	146962
Size	4.312	0.961	0.694	7.603	3.606	4.416	5.053	146962
Inflow	-0.002	0.019	-0.803	0.254	0.000	0.000	0.000	146962
Ivol	0.018	0.016	0.000	2.181	0.009	0.016	0.024	146962
Mom	0.325	0.302	-0.964	2.728	0.131	0.297	0.502	146962
Skew	-0.081	0.733	-4.690	4.796	-0.473	-0.064	0.340	146962
Age	46.838	39.737	2.000	242.000	16.000	36.000	65.000	146962
Divd	0.003	0.031	0.000	2.000	0.000	0.000	0.000	146962
FeeRto	0.011	0.005	0.000	0.025	0.006	0.015	0.015	146962
Edu	3.100	0.399	1.000	5.000	3.000	3.000	3.000	146962
Gender	0.826	0.379	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	146962
SDS	0.015	0.335	-8.267	6.474	-0.033	0.015	0.089	146962
PSD	0.057	0.915	-7.496	9.776	-0.354	0.002	0.379	146962
ASD	-0.042	0.859	-12.698	7.480	-0.278	0.004	0.287	146962

值。下文将基于(11)~(14)式的分解结果估计不同类型投资风格漂移对基金规模效应的解释比例。

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

表1报告了基金的投资风格漂移指标及基金特征的描述性统计结果。样本期内基金月收益率均值为1.229%,且最小值与最大值差别较大,分别发生在2008年金融危机前和2019年牛市阶段。风格漂移(SDS)均值为0.015,被动风格漂移(PSD)均值为0.057,主动风格漂移(ASD)均值为-0.042。注意到,PSD和ASD在均值上呈现近似的相反结果,而总体的风格漂移是二者的综合指标。由于总体风格漂移缺失了对被动与主动漂移的区分,风格漂移(SDS)在均值水平上无法观测到其显著的规律,最终使得其在常见研究中失去作用(Sha, 2020)<sup>[17]</sup>。

表2报告了各变量相关性检验的结果。基金月收益率与基金规模呈负相关关系,与风格漂移指标之间表现为较低的相关性,基金规模与被动风格漂移表现为较低的正相关关系,与主动风格漂移表现为较低的负相关关系。这表明:基金规模越大,基金月收益率反而越低;被动风格漂移对基金规模具有正向影响,而主动投资风格漂移对基金规模具有负向影响。

### (二)实证结果

#### 1.回归结果

表3第(1)列报告了基金规模效应的检验,即对(5)式

表2 变量相关性检验结果

变量	R	Size	Inflow	Ivol	Mom	Skew	Age	Divd	FeeRto	Edu	Gender	SDS	PSD
Size	-0.006	1.000											
Inflow	-0.003	0.014	1.000										
Ivol	-0.008	-0.082	-0.010	1.000									
Mom	-0.006	0.122	-0.051	0.269	1.000								
Skew	0.014	0.105	0.014	-0.005	-0.139	1.000							
Age	0.032	0.036	-0.031	0.133	0.059	-0.012	1.000						
Divd	-0.001	-0.013	-0.781	0.012	0.042	-0.015	0.037	1.000					
FeeRto	0.018	0.023	0.019	0.127	0.018	0.013	0.027	-0.015	1.000				
Edu	0.003	-0.019	-0.003	0.010	-0.007	-0.006	-0.008	0.007	-0.021	1.000			
Gender	0.009	-0.106	-0.009	0.068	0.009	-0.020	0.017	0.008	0.019	0.069	1.000		
SDS	0.063	0.068	0.008	-0.037	-0.051	-0.021	-0.010	-0.010	0.008	0.001	0.003	1.000	
PSD	0.021	0.145	0.014	-0.076	-0.118	0.020	-0.155	-0.012	0.018	0.004	-0.008	0.345	1.000
ASD	0.002	-0.128	-0.011	0.066	0.106	-0.029	0.161	0.009	-0.016	-0.004	0.010	0.022	-0.931

表3 基金规模效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	R	Size	Size	Size
Size	-0.260** (0.083)			
Inflow	-18.698 (29.331)			
Ivol	22.251 (11.515)			
Mom	0.035 (0.449)			
Skew	0.083 (0.103)			
Age	-0.001 (0.001)			
Divd	-14.386 (20.56)			
FeeRto	-2.988 (3.92)			
Edu	0.014 (0.033)			
Gender	0.072 (0.058)			
SDS		-0.162 (0.138)		
PSD			0.196*** (0.009)	
ASD				-0.335*** (0.070)
截距项	2.169*** (0.470)	3.870*** (0.049)	3.823*** (0.046)	3.827*** (0.046)
平均R <sup>2</sup>	0.298	0.051	0.055	0.048
样本量	146962	146962	146962	146962

注：括号内数字是Newey-West调整后标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。下表同。

进行Fama-MacBeth回归。结果显示，基金规模的系数显著为负( $\gamma_1 = -0.260$ )，存在规模不经济现象。第(2)~(4)列报告了基金规模与投资风格漂移指标的回归结果，结果表

明：投资风格漂移(SDS)的回归系数不显著；被动风格漂移(PSD)的回归系数显著为正。由于稳健成长类基金更加偏好业绩较好或发展前景较好的公司，更加注重公司的长期成长价值，回归结果所得到的被动投资风格漂移对基金规模有显著正向影响的结论，符合此类基金“成长”的风格；主动投资风格漂移(ASD)的回归系数显著为负，即基金经理的主动操作与后续基金规模降低之间存在显著关联。上述回归结果表明被动投资风格漂移(PSD)和主动投资风格漂移(ASD)对基金规模具有相反的影响，二者对基金规模的贡献具有显著差别，但作为综合指标的风格漂移(SDS)对基金规模的影响不显著。主动和被动投资风格漂移解释方向上的显著差别导致其对基金规模的影响产生了抵消，而这能够解释投资风格漂移(SDS)对基金规模没有显著影响的传统结论。因此，将投资风格漂移(SDS)区分为主动和被动投资风格漂移才能避免该指标失效，充分地挖掘其特有的作用，找到蕴含的规律。

## 2.系数分解结果

表3第(2)~(4)列报告了基金规模在投资风格漂移指标上的回归结果。将上述结果代入(8)式，对 $\gamma_1$ 进行分解，可得 $\gamma_1^C$ 与 $\gamma_1^R$ ，进一步计算解释比例，结果见表4。系数分解的结果表明：投资风格漂移(SDS)对基金规模效应的解释比例为4.33%，但不显著；被动投资风格漂移(PSD)的解释比例为3.84%，仍有近96%未得到解释；主动投资风格漂移(ASD)的解释比例为10.06%，仍有近90%未

表4 系数分解结果

数据类型	候选解释变量	SDS	PSD	ASD
系数分解估计	$\bar{Y}_i$	-0.266	-0.266	-0.266
	$\bar{Y}_i^c$	-0.012	-0.010	-0.027
	$\bar{Y}_i^u$	-0.255	-0.256	-0.239
解释比例	$\bar{Y}_i^c/\bar{Y}_i$	4.33%	3.84%	10.06%
	$\bar{Y}_i^u/\bar{Y}_i$	95.67%	96.16%	89.94%

注： $\bar{Y}_i$ 、 $\bar{Y}_i^c$ 及 $\bar{Y}_i^u$ 为序列的均值，同时 $\bar{Y}_i = \bar{Y}_i^c + \bar{Y}_i^u$ ， $\bar{Y}_i \approx Y_i$ ，这是因为该方法仅进行了一阶泰勒展开，所以 $\bar{Y}_i$ 与回归中的 $Y_i$ 会存在微小偏差。 $\bar{Y}_i^c/\bar{Y}_i$ 代表候选变量所解释的比例， $\bar{Y}_i^u/\bar{Y}_i$ 代表候选变量未解释的比例。下表同。

得到解释。结合表3的回归结果可以发现：被动与主动投资风格漂移对规模效应具有解释作用，但仅解释了该现象的一部分，仍有较大比例未得到解释，这启发后续研究应该考虑更多因素；主动投资风格漂移(ASD)的解释比例为被动投资风格漂移(PSD)解释比例的2倍多，这表明主动风格漂移具有更高的解释效力；具有相反影响的被动和主动投资风格漂移的抵消作用导致风格漂移对基金规模和收益的回归系数总体上不显著，不能反映其内在规律。综上，相较于传统指标，主动和被动投资风格漂移指标具有特殊意义，这能够解释基金规模与基金收益之间的特殊关系，具有重要的研究意义和实践价值。

### 五、机制分析

上文结果表明，我国基金市场存在类似股票市场上的规模效应，即基金规模对基金收益率有显著的负向影响，且不同类型的投资风格漂移对基金规模具有显著的差异化影响。那么，投资风格漂移对基金规模效应的影响机制是什么？本文将从成本(投资者交易成本、基金持仓成本)、市场总体表现(牛熊市)、夏普比率表现和基金经理能力等角度探讨具体的影响机制。

#### (一)投资者交易成本

基金市场存在两种重要的交易成本：基金经理在市场上买卖股票承担的成本以及基金投资者在买卖基金时承担的成本(即投资者交易成本)。前者的计算需要较为详细的高频数据，然而基金报告往往为半年度和年度报告。受限于所得数据，本文重点考虑后者，即基金的前端的投资者交易成本。本文在(6)式的基础上，加入投资风格漂移指标与交易费率的交互项以探究投资者交易成本带来的影响：

表5 基金规模、投资风格漂移及其与基金费率交互项的Fama-MacBeth回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	-0.149 (0.136)			-0.423 (0.227)		
PSD		0.198*** (0.009)			0.194*** (0.022)	
ASD			-0.327*** (0.068)			-0.328** (0.121)
FeeRto	-6.692*** (0.774)	-8.103*** (0.838)	-8.045*** (0.816)	-9.898*** (1.388)	-7.453*** (0.966)	-7.927*** (1.086)
SDS×FeeRto				23.56 (16.140)		
PSD×FeeRto					-0.618 (2.150)	
ASD×FeeRto						-1.353 (7.625)
截距项	3.941*** (0.054)	3.912*** (0.052)	3.916*** (0.052)	3.977*** (0.058)	3.907*** (0.053)	3.918*** (0.053)
平均R <sup>2</sup>	0.063	0.068	0.061	0.077	0.079	0.073
样本量	146962	146962	146962	146962	146962	146962

$$Size_{i,t-1} = \alpha_{i,t-1} + \delta_{i,t-1} Cand_{i,t-1} + \beta_{1,t-1} FeeRto_{i,t-1} + \beta_{2,t-1} Cand_{i,t-1} \times FeeRto_{i,t-1} + \mu_{i,t-1} \quad (16)$$

其中， $Size_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月的基金规模， $Cand_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月对应的候选解释变量(PSD、ASD及SDS)， $FeeRto_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月的费率。

表5第(1)~(3)列表明，基金管理费率对基金规模具有负向的影响，这符合人们对该指标的传统认知，即较高的管理费不易被公募基金的投资者认可。第(1)列中风格漂移(SDS)的系数依旧不显著，与上文结果一致。第(2)(3)列表明，当基金规模面对主动投资风格漂移(ASD)，即基金经理的人为主动操作时，基金费率对基金规模的负向影响更大。主动投资风格漂移反映了基金经理降低风险的过程，即在较大亏损或较大涨幅后所进行的平仓及持仓调整，最终把基金的投资风格拉回到一个相对合理的水平上。在这一系列操作中，以卖出亏损股票为主的处置效应占据了主要部分，因此往往面临基金投资者的赎回。二者的共同作用对基金规模产生了进一步的负向影响。对于费率较高的基金来说，人们往往只会它在整体看涨时才倾向买入，然而正向被动投资风格漂移(PSD)较高往往代表着基金业绩的上涨，即费率越高，被动投资风格漂移越大，二者对基金规模的影响表现为正向，结果见第(5)列。相应地，投资者交易成本越高，在面对较高的主动投资风格漂移的情况下，二者对基金规模的影响表现为负向，结果见第(6)列，但总体上并未展现出显

著的交互作用，即没有证据证明基金交易成本具有改变投资风格漂移与规模溢价之间关系的调节效应。

### (二)基金持仓成本

基金在持有股票时会面对后端的持仓成本，即假设股票价格遵循几何布朗运动，那么未来的价格波动随着持有时间的增加，波动率逐渐增大。基金的异质性波动率往往用来衡量风险，但当实际承担了该风险，这种波动率的变化便可理解为基金的持仓成本，因此本文用异质性波动率来度量持仓成本。在(6)式的基础上，加入投资风格漂移指标与异质性波动率的交互项来探究持仓成本的影响：

$$Size_{i,t-1} = \alpha_{i,t-1} + \delta_{i,t-1} Cand_{i,t-1} + \beta_{1,i,t-1} Ivol_{i,t-1} + \beta_{2,i,t-1} Cand_{i,t-1} \times Ivol_{i,t-1} + \mu_{i,t-1} \quad (17)$$

其中， $Size_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月的基金规模， $Cand_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月对应的候选解释变量(*PSD*、*ASD*及*SDS*)， $Ivol_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t*-1月的异质性波动率。

表6表明异质性波动率总体上对基金规模具有显著的负向影响，其与投资风格漂移相关指标的交互项也十分显著。异质性波动率较高意味着高持仓风险和成本，相反则意味着低持仓风险和成本，高成本需要有高的期望收益来做回报。第(5)列交互项系数显著为正，即当被动投资风格漂移越大、异质性波动率越高时，基金规模越大。被动漂移越大往往意味着基金总体涨势较强，这种大的波动(即使是涨势)也意味着基金所承担的

表6 基金规模、投资风格漂移及其与异质性波动率交互项的 Fama-MacBeth 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	0.00738 (0.135)			-0.659* (0.275)		
PSD		0.188*** (0.009)			0.107*** (0.023)	
ASD			-0.283*** (0.060)			-0.11 (0.129)
Ivol	-14.16*** (0.878)	-14.75*** (0.874)	-14.70*** (0.855)	-14.51*** (1.338)	-15.76*** (0.932)	-15.20*** (0.992)
SDS×Ivol				49.54** (18.28)		
PSD×Ivol					5.024** (1.771)	
ASD×Ivol						-12.66 (7.752)
截距项	4.070*** (0.051)	4.058*** (0.050)	4.054*** (0.050)	4.078*** (0.053)	4.076*** (0.050)	4.060*** (0.052)
平均 R <sup>2</sup>	0.1032	0.1102	0.1016	0.1169	0.1203	0.1123
样本量	146962	146962	146962	146962	146962	146962

持仓风险会越高，两者共同作用于基金规模则表现为基金规模的增加。第(6)列交互项系数为负，即主动投资风格漂移越大、异质性波动率越高时，基金规模越小。主动漂移越大往往意味着基金面对不理想行情所进行的平仓行为，此时较大的波动意味着基金所承担的持仓风险和成本较高，两者作用于基金规模表现为基金规模的收缩。

### (三)市场总体表现

本文对2005—2022年A股市场进行牛熊市划分，以进一步探究不同市场行情对本文结果的影响。参考顾锋娟(2012)<sup>[27]</sup>、方先明和冯翔宇(2021)<sup>[26]</sup>对牛熊市的划分方法，本文对A股市场进行划分，划分结果见表7。表8报告了牛熊市的分组回归结果。结果表明：牛熊市期间被动与主动投资风格漂移对基金规模的影响依旧显著，且主要变量的回归系数的符号和显著性与前文一致，这进一步证明了前文结论的稳健性；传统的投资风格漂移指标依旧没有显著影响。这进一步说明了只有将投资风格漂移区分为主动和被动投资风格漂移时，才能发现其蕴含的规律。

表7 牛熊市划分

类型	开始	结束	类型	开始	结束
牛市	2005.6	2007.9	熊市	2005.1	2005.5
	2008.11	2010.11		2007.1	2008.1
	2013.7	2015.5		2010.12	2013.6
	2016.2	2018.1		2015.6	2016.1
	2019.1	2019.4		2018.2	2018.12
	2019.7	2019.12		2019.5	2019.6
	2020.4	2021.2		2020.01	2020.3
	2021.4	2021.6		2021.7	2022.4
	2022.5	2022.6			

表8 牛熊市分组的基金规模与不同投资风格漂移的 Fama-MacBeth 回归结果

	牛市			熊市		
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	-0.356 (0.180)			0.148 (0.207)		
PSD		0.206*** (0.013)			0.178*** (0.012)	
ASD			-0.285** (0.096)			-0.412*** (0.098)
截距项	3.811*** (0.067)	3.766*** (0.061)	3.779*** (0.062)	3.973*** (0.067)	3.921*** (0.066)	3.911*** (0.067)
平均 R <sup>2</sup>	0.056	0.062	0.053	0.043	0.043	0.040
样本量	91621	91621	91621	57846	57846	57846

(四) 夏普比率表现

基金规模越大，基金的投资行为和投资风格的变化可能会愈加谨慎，导致基金经理对承担单位风险后的超额回报更加敏感，这就会反映在基金的夏普比率上。因此，本文引入投资风格漂移指标与夏普比率的交互项，以探究基金业绩评价敏感性的影响：

$$Size_{i,t-1} = \alpha_{t-1} + \delta_{t-1}Cand_{i,t-1} + \beta_{1,t-1}Sharpe_{i,t-1} + \beta_{2,t-1}Cand_{i,t-1} \times Sharpe_{i,t-1} + \mu_{i,t-1} \quad (18)$$

其中， $Size_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月的基金规模， $Cand_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月对应的候选解释变量， $Sharpe_{i,t-1}$ 为通过过去12个月的数据滚动回归计算得到的基金*i*在*t-1*月对应的夏普比率。

表9第(1)~(3)列的结果表明夏普比率总体上对基金规模具有负向影响，即夏普比率越高，基金规模越小。这可能与基金规模较小时往往更加灵活、更容易获得超额收益有关。第(5)列交互项系数为负，即当夏普比率越小、被动投资风格漂移越高时，基金规模越大，这与前文结论一致，即被动投资风格漂移展现的是一种基金总体成长的过程，往往意味着基金面临涨势，这正对应于夏普比率的分子中波动率的上升，二者的共同影响最终表现为基金规模的增大。第(6)列交互项系数为负，即主动投资风格漂移越高、夏普比率越大时，基金规模越小。与前文结论一致，主动投资风格漂移往往代表着基金在应对不理想行情时所进行的平仓或调仓行为，这对

表9 基金规模、投资风格漂移及其与夏普比率交互项的 Fama-MacBeth 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	-0.116 (0.136)			0.313 (0.346)		
PSD		0.306*** (0.017)			0.320*** (0.037)	
ASD			-0.429*** (0.077)			-0.549** (0.166)
Sharpe	-0.026 (0.046)	-0.055 (0.047)	-0.021 (0.050)	0.009 (0.085)	-0.050 (0.056)	0.001 (0.064)
SDS×Sharpe				-0.84 (0.952)		
PSD×Sharpe					-0.183 (0.126)	
ASD×Sharpe						-0.569 (0.3730)
截距项	3.864*** (0.048)	3.842*** (0.044)	3.841*** (0.045)	3.837*** (0.055)	3.850*** (0.045)	3.817*** (0.050)
平均 R <sup>2</sup>	0.095	0.131	0.121	0.116	0.145	0.138
样本量	121789	121789	121789	121789	121789	121789

基金收益的稳定性有帮助，即表现为一定程度上的波动率的减小，表现为夏普比率中分子的减小，二者的共同作用表现为基金规模的减小。注意到，夏普比率并未从总体上表现出显著影响，但从方向上进一步印证了本文结论。

(五) 基金经理能力

为了进一步探究基金经理能力在投资风格漂移对基金规模效应影响中发挥的作用，本文参考陈晓非等(2022)<sup>[24]</sup>对基金经理能力的衡量方法，运用Treynor and Mazuy(1966)<sup>[19]</sup>提出的TM模型，根据个体基金过去12个月的数据，滚动回归计算得到基金经理选股能力指标(TMa)和择时能力指标(TMγ)，并在(6)式的基础上，加入投资风格漂移指标与基金经理能力指标的交互项以探究可能的影响机制：

$$Size_{i,t-1} = \alpha_{t-1} + \delta_{t-1}Cand_{i,t-1} + \beta_{1,t-1}Ability_{i,t-1} + \beta_{2,t-1}Cand_{i,t-1} \times Ability_{i,t-1} + \mu_{i,t-1} \quad (19)$$

其中， $Size_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月的基金规模， $Cand_{i,t-1}$ 表示基金*i*在*t-1*月对应的候选解释变量， $Ability_{i,t-1}$ 为通过过去12个月的数据滚动回归计算得到的基金*i*在*t-1*月对应的基金经理选股能力指标TMa或择时能力指标TMγ。

表10及表11的回归结果表明，基金经理选股能力对基金规模具有负向影响，但择时能力对基金规模具有正向影响。这与本文选取的稳健成长类基金有关，这类基金更加关注标的资产的长期增长。因此，基金经理的选股能力所代表的灵活调仓的投资策略，反而对此类基金的规模有负向影响；而择时能力则关注在合适的时机进入市场，以获得长期投资的超额回报，故对基金规模具有正向影响。表10及表11交互项的回归结果表明，被动投资风格漂移与选股和择时能力的交互项对基金规模具有正向影响，而主动投资风格漂移与选股和择时能力的交互项对基金规模具有负向影响。这与本文的结论一致，被动投资风格漂移表现为基金的长期被动成长过程，往往意味着基金面临总体的涨势，此时基金经理择时则显得更为重要。主动投资风格漂移反映基金经理降低风险的过程，即在较大亏损或较大涨幅后所进行的平仓及持仓调整，最终把基金的投资风格拉回到一个相对合理的水平上，在高波动的环境下，基金经理能力越高，可能使基金规模遭受更小的损失。

表 10 基金规模、投资风格漂移及其与选股能力指标交互项的 Fama-MacBeth 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	0.010 (0.146)			0.325 (0.357)		
PSD		0.311*** (0.018)			0.295*** (0.040)	
ASD			-0.389*** (0.091)			-0.326* (0.130)
TM $\alpha$	-2.956*** (0.833)	-3.778*** (0.777)	-3.207*** (0.890)	-2.742* (1.367)	-3.928*** (0.948)	-3.494*** (1.009)
SDS×TM $\alpha$				-26.33 (24.990)		
PSD×TM $\alpha$					-1.279 (2.513)	
ASD×TM $\alpha$						-11.57 (6.570)
截距项	3.892*** (0.048)	3.878*** (0.045)	3.880*** (0.046)	3.889*** (0.050)	3.880*** (0.045)	3.878*** (0.046)
平均 R <sup>2</sup>	0.099	0.137	0.126	0.119	0.150	0.140
样本量	121789	121789	121789	121789	121789	121789

表 11 基金规模、投资风格漂移及其与择时能力指标交互项的 Fama-MacBeth 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Size	Size	Size	Size	Size	Size
SDS	-0.078 (0.146)			-0.295 (0.518)		
PSD		0.314*** (0.019)			0.313*** (0.023)	
ASD			-0.430*** (0.073)			-0.337* (0.142)
TM $\gamma$	0.012 (0.008)	0.020** (0.007)	0.018* (0.007)	0.031* (0.013)	0.016* (0.007)	0.035** (0.011)
SDS×TM $\gamma$				-0.164 (0.482)		
PSD×TM $\gamma$					0.033 (0.017)	
ASD×TM $\gamma$						0.019 (-0.095)
截距项	3.889*** (0.048)	3.871*** (0.045)	3.873*** (0.045)	3.900*** (0.049)	3.875*** (0.044)	3.883*** (0.045)
平均 R <sup>2</sup>	0.097	0.136	0.124	0.115	0.143	0.133
样本量	121789	121789	121789	121789	121789	121789

## 六、稳健性检验

前文对投资风格漂移与基金规模效应的研究中，使用的收益率为基金按红利再投资调整的月收益率，即基金的原始收益率。为证明本文结果的稳健性，本文用基金经风险调整后的超额收益率代替基金原始收益率进行稳健性检验。运用CAPM模型，即加入市场溢价因子，通过整体回归后，计算得到每只基金每月的经风险调整后的超额收益率。同理，在Fama-French三因子模型、

表 12 基金经风险调整后的基金规模效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	CAPM- $\alpha$	FF 三因子- $\alpha$	Carhart- $\alpha$	FF 五因子- $\alpha$	Size	Size	Size
Size	-0.185** (0.066)	-0.139* (0.056)	-0.0971 (0.057)	-0.107* (0.053)			
Inflow	-26.64 (21.730)	-24.58 (21.110)	-17.73 (22.280)	-24.63 (23.320)			
Ivol	16.19* (6.591)	19.28** (6.224)	17.93** (5.785)	12.88* (6.01)			
Mom	-0.0268 (0.388)	-0.0561 (0.332)	-0.113 (0.322)	-0.189 (0.338)			
Skew	0.0714 (0.074)	0.083 (0.067)	0.0812 (0.068)	0.117 (0.065)			
Age	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)			
Divd	-14.71 (14.110)	-13.59 (13.150)	-13.62 (11.730)	-9.15 (15.840)			
FeeRto	0.251 (2.858)	-1.315 (2.681)	-1.063 (2.603)	-3.734 (2.768)			
Edu	0.026 (0.032)	0.027 (0.032)	0.012 (0.032)	0.038 (0.034)			
Gender	0.024 (0.046)	0.003 (0.050)	-0.010 (0.053)	-0.017 (0.053)			
SDS					-0.145 (0.137)		
PSD						0.194*** (0.009)	
ASD							-0.330*** (0.071)
截距项	1.198** (0.392)	1.082** (0.359)	0.989** (0.359)	0.788* (0.348)	3.874*** (0.049)	3.829*** (0.046)	3.834*** (0.046)
平均 R <sup>2</sup>	0.228	0.183	0.173	0.188	0.051	0.055	0.048
样本量	143816	143816	143816	143816	143816	143816	143816

Carhart四因子模型、Fama-French五因子模型中引入相应的因子，通过整体回归可得每只基金每月经风险调整后的超额收益率。为排除极端值的影响，本文参考朱红兵等(2019)<sup>[48]</sup>对变量进行首尾1%的缩尾处理。通过以上四个模型计算得到的基金经风险调整的超额收益率分别表示为CAPM- $\alpha$ 、FF三因子- $\alpha$ 、Carhart- $\alpha$ 、FF五因子- $\alpha$ 。其中，五因子模型所用数据来自国泰安数据库，其余数据来自锐思数据库。

对以上四种模型得到的超额收益率重复主要实证部分，回归结果见表12，证明了本文基金规模效应结论的稳健性。运用CAPM模型、Fama-French三因子模型、Fama-French五因子模型计算的超额收益率的回归结果显示基金规模效应依旧显著，运用Carhart四因子模型计算的超额收益率的回归结果虽然不显著，但整体结果方向没有变化。此外，传统投资风格漂移指标对基金规模效应依旧没有解释效力，主动和被动投资风格漂移的结果与前文一致。

表 13 基金经风险调整后的超额收益的系数分解结果

数据类型	候选解释变量	SDS	PSD	ASD
Panel A 运用 CAPM- $\alpha$ 超额收益率的系数分解结果				
系数分解估计	$\bar{V}_t$	-0.186	-0.186	-0.186
	$\bar{V}_t^c$	-0.009	-0.008	-0.023
	$\bar{V}_t^a$	-0.177	-0.177	-0.162
解释比例	$\bar{V}_t^c/\bar{V}_t$	4.77%	4.41%	12.62%
	$\bar{V}_t^a/\bar{V}_t$	95.23%	95.59%	87.38%
Panel B 运用 FF 三因子- $\alpha$ 超额收益率的系数分解结果				
系数分解估计	$\bar{V}_t$	-0.140	-0.140	-0.140
	$\bar{V}_t^c$	-0.003	-0.007	-0.015
	$\bar{V}_t^a$	-0.136	-0.133	-0.124
解释比例	$\bar{V}_t^c/\bar{V}_t$	2.32%	4.66%	10.94%
	$\bar{V}_t^a/\bar{V}_t$	97.68%	95.34%	89.06%
Panel C 运用 Carhart- $\alpha$ 超额收益率的系数分解结果				
系数分解估计	$\bar{V}_t$	-0.097	-0.097	-0.097
	$\bar{V}_t^c$	0.005	-0.001	-0.016
	$\bar{V}_t^a$	-0.102	-0.095	-0.080
解释比例	$\bar{V}_t^c/\bar{V}_t$	-5.68%	1.34%	17.01%
	$\bar{V}_t^a/\bar{V}_t$	105.68%	98.66%	82.99%
Panel D 运用 FF 五因子- $\alpha$ 超额收益率的系数分解结果				
系数分解估计	$\bar{V}_t$	-0.107	-0.107	-0.107
	$\bar{V}_t^c$	0.003	-0.005	-0.014
	$\bar{V}_t^a$	-0.110	-0.102	-0.093
解释比例	$\bar{V}_t^c/\bar{V}_t$	-2.81%	5.01%	13.38%
	$\bar{V}_t^a/\bar{V}_t$	102.81%	94.99%	86.62%

表13报告了基金经风险调整后的超额收益的系数分解结果(关于投资风格漂移的解释比例为负这一现象, 本文进行了详细推导, 限于篇幅, 留存备案)。与表4相比, 经风险调整后的被动和主动投资风格漂移指标对该现象的解释能力有所上升。这是因为经风险调整后的收益率更多地体现了排除整体外界因素后基金所特有的收益特点。综上, 经风险调整后的超额收益的回归结果及系数分解结果表明基金规模效应依然存在, 这证明了本文结论的稳健性。

## 七、结论与启示

本文选取2005年1月至2022年6月的3994只基金为研究样本, 实证研究发现: 基金规模与基金收益之间存在

在显著的负相关关系, 即我国的基金市场存在类似于股票市场的规模效应, 但传统的投资风格漂移指标无法解释这一收益模式; 将投资风格漂移分解为被动与主动投资风格漂移, 两者对规模效应分别具有显著的正向和负向两个方向的影响, 其中, 主动投资风格漂移解释了该效应的10.06%, 被动投资风格漂移解释了该效应的3.84%。基于此, 本文进一步从投资者交易成本、基金持仓成本、市场总体表现、夏普比率表现、基金经理能力五个角度探讨了投资风格漂移对基金规模效应的影响机制。利用基金经风险调整后的超额收益率代替基金原始收益率的分析得到了一致稳健的结论。

本文从被动和主动投资风格漂移两个视角探究基金规模效应, 解开了传统投资风格漂移无法解释基金规模效应的问题, 并系统性探究了投资风格影响基金规模效应的内在机理, 为后续研究规模经济与不经济的边界提供了较为丰富的机制分析。

本文结论具有以下启示。首先, 基金规模效应是基金行业普遍存在的投资风格切换的结果, 但投资风格漂移现象是否涉及资产管理公司违背投资承诺属于行业未有定论的“灰犀牛”风险。监管部门应尽早研判投资风格漂移的合理边界与投资风格承诺的法律效力, 助力基金行业发展运作行稳致远。其次, 投资风格漂移现象是一种横跨资本市场繁荣—萧条周期的长期风险现象, 监管部门对基金投资风格的监管力度和尺度的调节应当注重跨周期的监管一致性。最后, 本文的研究结果表明基金规模并非越大对投资者越有利。对于基金管理公司而言, 不应该只是扩大基金规模来吸引投资者, 而是应该在控制一定回撤的前提下, 提高自身的选股能力和择时能力, 以价值理念、投资能力等长期因素作为基金存续的基石。

[基金项目: 国家自然科学基金面上项目“内幕操纵、多重均衡和市场间接管制研究”(71771008)、国家自然科学基金青年项目“投资风格漂移对证券投资基金业绩的影响研究: 时变资产定价理论视角”(72201179)、北京市教委社科一般项目“北京金融租赁行业中的非标信息资产定价机制”(SM202210038005)、首都经济贸易大学新入职青年教师科研启动基金项目“股票市场开放与价格发现研究——基于社会网络视角”(XRZ2020041)]

## 参考文献:

[1] Ang A, Hodrick R J, Xing Y, Zhang X. The cross-section of volatility and expected returns[J]. Journal of Finance, 2010, 61(1):

259-299.

[2] Bar M, Kempf A, Ruenzi S. Team management and mutual

- funds[R]. Working paper, 2005.
- [3] Casella G, Berger R L. Statistical inference[M]. Pacific Grove, California: Duxbury Press, 2001.
- [4] Chen J, Hong H, Huang M, Kubik J. Does fund size erode mutual fund performance? the role of liquidity and organization[J]. American Economic Review, 2004, 94(5): 1276-1302.
- [5] Chen H L, Jegadeesh N, Wermers R. The value of active mutual fund management: an examination of the stockholdings and trades of fund managers[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, 35(3): 343-368.
- [6] Grinblatt M, Titman S. Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings[J]. Journal of Business, 1989, 62(3): 393-416.
- [7] Grinblatt M, Titman S. Performance measurement without benchmarks: an examination of mutual fund returns[J]. Journal of Business, 1993, 66(1): 47-68.
- [8] Gurun U G, Coskun A. Do funds follow post-earnings announcement drift[J]. Journal of Derivatives & Hedge Funds, 2012, 18(3): 236-253.
- [9] Hou K, Loh R K. Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle?[J]. Journal of Financial Economics, 2016, 121(1): 167-194.
- [10] Idzorek T M, Bertsch F. The style drift score[J]. Journal of Portfolio Management, 2004, 31(1): 76-83.
- [11] Indro D C, Jiang C X, Hu M V, Lee W Y. Mutual fund performance: does fund size matter?[J]. Financial Analysts Journal, 1999, 55(3): 74-87.
- [12] Jegadeesh N, Titman S. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency[J]. Journal of Finance, 1993, 48(1): 27.
- [13] Phillips B, Pukthuanthong K, Rau P R. Size does not matter: diseconomies of scale in the mutual fund industry revisited[J]. Journal of Banking & Finance, 2018, 88: 357-365.
- [14] Pollet J M, Wilson M. How does size affect mutual fund behavior?[J]. Journal of Finance, 2008, 63(6): 2941-2969.
- [15] Reuter J, Zitzewitz E. How much does size erode mutual fund performance? a regression discontinuity approach[J]. Review of Finance, 2021, 25(5): 1395-1432.
- [16] Sawicki J, Finn F. Smart money and small funds[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2002, 29(5/6): 825-846.
- [17] Sha Y. The devil in the style: mutual fund style drift, performance and common risk factors[J]. Economic Modelling, 2020, 86: 264-273.
- [18] Sharpe W F. Asset allocation: management style and performance measurement[J]. Journal of Portfolio Management, 1992, 18(2): 7-19.
- [19] Treynor J, Mazuy K. Can mutual funds outguess the market?[J]. Harvard Business Review, 1966, (44): 131-136.
- [20] Wermers R. Mutual fund performance: an empirical decomposition into stock-picking talent, style, transactions costs, and expenses[J]. Journal of Finance, 2000, 55(4): 1655-1695.
- [21] Wermers R. A matter of style: the causes and consequences of style drift in institutional portfolios[R]. Working Paper, 2012.
- [22] Zhang L, Jiang J, An Y. Proper fund size: a perspective from both investors and fund managers[J]. Quantitative Finance, 2022, 22(5): 923-942.
- [23] Zhu M. Informative fund size, managerial skill, and investor rationality[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130(1): 114-134.
- [24] 陈晓非, 叶蜀君, 任悦轩. 基金经理主动管理能力与基金业绩——基于市场周期视角[J]. 经济问题, 2022, (1): 47-55.
- [25] 邓超, 余跃飞. 开放式基金规模效应文献述评[J]. 求索, 2008, 187(3): 10-12.
- [26] 方光明, 冯翔宇. 融资融券、股价响应速度与异质性[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2021, 23(2): 28-38+106.
- [27] 顾锋娟. 牛熊市波动非对称性与非预期交易量关系实证研究[J]. 财经问题研究, 2012, (6): 49-54.
- [28] 顾海峰, 吴剑明. 基金投资风格漂移加剧了我国股市波动风险吗?——来自2006年至2016年期间沪深股市的证据[J]. 金融监管研究, 2018, (1): 20-37.
- [29] 寇宗来, 毕睿罡, 陈晓波. 基金业绩如何影响风格漂移和经理离职?——理论与经验分析[J]. 金融研究, 2020, (9): 172-189.
- [30] 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[J]. 管理世界, 2011, 218(11): 39-48.
- [31] 李学峰, 徐华. 基金投资风格漂移及其对基金绩效的影响研究[J]. 证券市场导报, 2007, (8): 70-77.
- [32] 梁珊, 王正刚, 郭葆春. 基金规模与业绩关系的再检验——基于DGTW方法的业绩评价[J]. 投资研究, 2016, 385(3): 151-158.
- [33] 刘敏, 曹袁阳. 开放式股票型基金的投资风格漂移情况分析[J]. 云南财经大学学报, 2012, (2): 136-146.
- [34] 罗荣华, 赵森杨, 方红艳. 基金业绩分析——基于有向学习网络的研究[J]. 统计研究, 2021, 38(8): 30-44.
- [35] 罗真, 张宗成. 我国封闭式基金规模经济问题的综列数据分析[J]. 华中科技大学学报, 2004, 18(2): 55-60.
- [36] 孟庆斌, 吴卫星, 于上尧. 基金经理职业忧虑与其投资风格[J]. 经济研究, 2015, (3): 117-132.
- [37] 彭耿. 基金投资风格漂移识别——基于收益和风险双维度[J]. 财经理论与实践, 2014, (3): 38-43.
- [38] 唐元蕙. 风格漂移与基金业绩——基于选股能力与择时能力的视角[J]. 中国经贸导刊, 2013, (35): 42-45.
- [39] 熊胜君, 杨朝军. 中国证券投资基金投资风格变化原因分析[J]. 哈尔滨商业大学学报(自然科学版), 2005, 21(6): 801-805.
- [40] 许林, 宋光辉. 基于弹性分形维的开放式基金投资风格漂移研究[J]. 商业研究, 2011, (5): 122-127.
- [41] 易力, 廖胤凯. 基金经理更替对基金风格漂移的影响[J]. 上海金融, 2020, (6): 61-70.
- [42] 易力, 盛冰心. 业绩排名对基金风格漂移的影响研究[J]. 中央财经大学学报, 2021, (7): 42-57.
- [43] 喻国平, 许林. 基金投资风格漂移及对股市波动的影响研究[J]. 证券市场导报, 2016, (7): 59-68.
- [44] 曾晓洁, 黄嵩, 储国强. 基金投资风格与基金分类的实证研究[J]. 金融研究, 2004, (3): 66-78.
- [45] 张琳琳, 沈红波, 范剑青. 证券投资基金规模适度性研究——基于中国市场的证据[J]. 金融研究, 2022, (3): 189-206.
- [46] 周经纬, 朱洪亮, 李心丹. 基于因子聚类方法的基金风格分类研究[J]. 南方经济, 2006, (12): 61-69.
- [47] 朱冰, 朱洪亮. 积极开放式基金的规模与收益的关系研究[J]. 金融纵横, 2011, (2): 29-34.
- [48] 朱红兵, 张兵, 陈慰. 投资者情绪、卖空限制与规模溢价效应研究[J]. 证券市场导报, 2019, (12): 60-70.

(责任编辑: 崔毅安)