

# 基金监管为何不能一刀切？ ——两类基金风格漂移的证据

李 科, 陈遥知

(上海财经大学 金融学院, 上海 200433)

**摘 要:** 文章聚焦于两类不同性质的基金风格漂移现象展开研究。中国证监会对风格漂移行为实施监管, 但现有研究表明风格漂移可能提升基金业绩。针对这一学术发现与监管实践之间的矛盾, 文章通过区分风格漂移的不同性质来深入探讨这一问题。基于中国开放式基金样本的实证分析表明, 风格漂移整体上确实有助于提升基金业绩; 在区分不同性质的风格漂移后, 具备投资能力的基金实施风格漂移能够显著改善业绩表现, 而单纯追逐市场热点的风格漂移则会对投资者利益造成损害。文章的研究在理论层面深化了对基金风格漂移的认识, 同时在实践层面为监管机构和投资者提供了重要启示: 对于风格漂移现象应采取差异化对待策略, 而非简单采取“一刀切”的监管或投资态度。

**关键词:** 风格漂移; 基金业绩; 追热点; 基金投资能力

中图分类号: F803.3 文献标识码: A 文章编号: 1001-9952(2025)04-0125-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240921.102

## 一、引 言

风格投资是指投资者基于资产分类特征, 将资金配置于特定风格资产的投资策略 (Barberis 和 Shleifer, 2003)。明确的基金投资风格能够有效降低投资者的信息获取成本, 使其能够根据风险偏好和收益预期更精准地评估基金的风险收益特征 (Barberis 和 Shleifer, 2003; Cooper 等, 2005)。而大量研究表明, 基金的实际投资风格往往随时间推移而发生变化, 导致投资组合偏离初始设定的风格特征 (Wermers, 2012; Cao 等, 2017)。这种基金持仓与宣称投资主题之间的偏离现象, 引发了市场对基金风格一致性的广泛质疑。针对这一问题, 中国证监会相继出台《关于加快推进公募基金行业高质量发展的意见》《机构监管情况通报》等规范性文件, 旨在加强对基金风格漂移行为的监管。但值得注意的是, 学术研究发现风格漂移在某些情境下可能提升基金业绩 (Cremers 和 Petajisto, 2009; Wermers, 2012; Andreu 等, 2019)。这一发现为监管实践带来了新的挑战: 如何在保障投资者权益的同时, 保持适当的市场灵活性, 避免过度限制基金经理的策略选择空间?

现有研究表明, 主动管理能力是基金获取超额收益的核心驱动力 (Cremers 和 Petajisto, 2009; 徐龙炳和顾力绘, 2019)。具备卓越选股能力和市场时机把握能力的基金经理能够通过灵

收稿日期: 2024-03-27

基金项目: 国家自然科学基金项目“基金行为、股票关联与股票价格”(72073086)

作者简介: 李 科(1978—), 男, 湖北仙桃人, 上海财经大学金融学院教授, 博士生导师;

陈遥知(1996—)(通讯作者), 男, 四川南充人, 上海财经大学金融学院博士研究生。

活调整投资风格来捕捉市场机会,从而获得超额收益(寇宗来等, 2020)。具体而言,分析能力突出的基金在信息获取和投资机会识别方面具有显著优势(Jiang 和 Verardo, 2018; 申宇等, 2013),基于优质信息的理性投资决策能够产生正向市场回报(Lin 等, 2013)。而需要区分的是,风格漂移并不等同于理性的投资决策。追逐市场热点的风格漂移行为往往会导致基金业绩下滑(Chua 和 Tam, 2020),这种短期投机行为会带来多重负面影响:首先,频繁的风格转换会显著增加交易成本和非系统性风险(Huang 等, 2011);其次,偏离核心投资领域会削弱基金的专业选股能力(Brown 等, 2002);最后,热点追逐行为通常伴随更高的费用率、周转率和波动性,这会拉低基金整体业绩,而基金经理的管理能力差异会进一步放大追热点基金与非追热点基金之间的绩效差距(Jiang 和 Verardo, 2018)。

本文研究发现,风格漂移显著提升了基金的原始超额收益以及 CAPM、三因子、四因子和五因子  $\alpha$ 。风格漂移指数每上升一个标准差(3.6%),季度原始收益率将提高 42 个基点(均值的 13.1%),CAPM  $\alpha$  则提高 1.28 个基点(均值的 18%)。这一结论在不同度量指标和收益计算方式下保持稳健。在区分风格漂移类型后发现,对于具备较强投资能力的基金,其风格漂移与业绩呈现显著的正相关关系。风格漂移指数每增加一个标准差,高投资能力基金在原始超额收益上的增幅比低能力基金高 0.086 个标准差。而监管政策的实施削弱了高投资能力基金通过风格漂移获取的业绩优势。追逐市场热点的风格漂移对基金业绩具有显著的负向影响。热点追逐指数每增加一个标准差,基金原始超额回报将下降 0.347 个标准差。这表明盲目追随热门行业不仅无法提升业绩,反而会损害基金表现。监管政策实施后,这种负向效应得到了一定程度的缓解。

本文的研究贡献主要体现在以下三个方面:第一,区别于现有文献对风格漂移现象的整体性研究,本文将风格漂移细分为基于投资能力的理性调整和基于趋势追逐的非理性行为两类,为理解风格漂移的经济后果提供了新的分析视角。第二,本文系统考察了监管政策对基金行为及业绩的影响,为监管部门在保持基金经理策略灵活性与维护市场稳定性之间寻求平衡提供了决策依据。第三,本文突破传统基于市值规模和价值成长维度的风格分类范式(Chan 等, 2002; Hoberg 等, 2018),构建了基于行业分类的分析框架,这不仅为行业主题基金的风格漂移提供了量化测度新方法,也为监管部门监测基金风格一致性和维护产品风险特征稳定性提供了理论支持。

## 二、数据、变量与模型

### (一)数据

基金收益率、持股比例、规模等基金特征数据以及个股特征数据来自 WIND 数据库,基金业绩比较基准的持股比例数据来自 RESSET 数据库。本文选取 2005—2022 年中国主动管理型开放式股票基金和偏股混合型基金的季度数据,在剔除持股比例等关键数据缺失的样本后,最终获得 1 834 只基金样本。为了控制极端值对研究结果的影响,本文对连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

### (二)变量

#### 1. 被解释变量:基金业绩

本文借鉴李志冰和刘晓宇(2019)的研究,采用多种方法对基金业绩进行风险调整,具体包括原始超额回报率(基金收益率减去无风险利率)、CAPM 模型、Fama-French 三因子模型、Carhart 四因子模型以及 Fama-French 五因子模型。在具体操作上,本文基于 2005—2022 年的日度数据估算各基金月度超额收益。以 Fama-French 三因子模型为例,其回归模型设定如下:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $R_{it}$  表示基金  $i$  在第  $t$  日的收益率,  $R_{ft}$  表示第  $t$  日的无风险收益率(采用三个月定期存款基准利率),  $R_{mt}$  表示第  $t$  日的市场收益率(采用流通市值加权法计算),  $SMB$  和  $HML$  分别表示规模因子和价值因子。 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  为系数,  $\alpha_{it}$  为截距项。

本文将超额收益调整为季度数据, 以与基金风格漂移数据的频率保持一致。本文采用累计超额收益率的方法来计算季度超额收益:

$$\alpha_{in} = (1 + \alpha_{i,3n-2})(1 + \alpha_{i,3n-1})(1 + \alpha_{i,3n}) - 1 \quad (2)$$

其中,  $\alpha_{in}$  表示基金  $i$  在第  $n$  个季度的风险调整后超额收益,  $\alpha_{i,3n}$  表示基金  $i$  在第  $3n$  个月的风险调整后超额收益。

## 2. 解释变量: 基金风格漂移

Buncic 等(2015)的研究指出, 基金的基准投资组合能够有效反映其投资风格, 而基金实际投资组合与基准组合之间的偏离程度则可以衡量其风格漂移活动。这种“活动”本质上反映了基金偏离既定风格的程度。本文参考 Buncic 等(2015)的研究, 采用基金投资组合与基准组合之间的欧氏距离来量化基金风格漂移程度, 具体测算方法如下:

$$SD_{F,t} = \sqrt{\sum_{j=1}^N (w_{F,j,t} - w_{M,j,t})^2} \quad (3)$$

其中,  $w_{F,j,t}$  表示基金在  $t$  时对行业  $j$  的配置权重,  $w_{M,j,t}$  表示同一时间基金业绩基准对行业  $j$  的配置权重,  $N$  表示基金持股涉及的行业总数。鉴于基金仅按季度披露前十大重仓股信息, 本文主要考察其前十大重仓股的风格漂移程度。行业分类采用证监会 2012 年版行业标准, 其中制造业股票使用二级行业分类, 以提高风格漂移的测量精确度。

## 3. 控制变量

本文选取了以下基金特征作为控制变量: (1) 基金规模(*Size*), 采用总资产的自然对数衡量; (2) 负债水平(*Lev*), 以负债总额的自然对数表示; (3) 分红率(*Divid*), 定义为分红金额与净资产的比值; (4) 管理费率(*Fee*), 等于管理费占总费用的比例; (5) 基金存续期(*Fundage*), 等于当期年份减去成立年份; (6) 投资集中度(*Conc*), 采用前十大重仓股持股数占流通股比例的加权平均值度量。此外, 本文还控制了以下基金经理特征: (1) 基金经理变更(*Change*), 当季度发生经理变更时取值为 1, 否则为 0(李科等, 2019); (2) 性别(*Gender*), 男性取值为 1, 女性为 0; (3) 学历(*Edu*), 本科以下取值为 1, 本科为 2, 硕士为 3, 博士及以上为 4; (4) 从业年限(*Work*), 等于从事投资行业的年数; (5) 任职年限(*Serv*), 等于管理基金的年数; (6) 年龄(*Age*), 等于当年周岁年龄。

## (三) 模型

为了考察基金风格漂移对业绩的影响效应, 本文在控制相关变量的基础上, 采用固定效应模型对基金风格漂移与五种业绩指标(原始超额收益、CAPM *alpha*、三因子 *alpha*、四因子 *alpha* 和五因子 *alpha*) 进行回归分析。为了控制潜在的异方差问题并确保结果稳健, 本文在基金层面进行聚类处理, 同时采用稳健标准误方法修正异方差。实证模型设定如下:

$$\alpha_{it} = \beta_0 + \beta_1 SD_{it-1} + \beta_2 Controls_{it} + Quarter_t + Fund_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, 被解释变量  $\alpha_{it}$  表示基金  $i$  在  $t$  季度的业绩表现, 分别采用原始超额收益、CAPM *alpha*、三因子 *alpha*、四因子 *alpha* 和五因子 *alpha* 五种指标衡量; 解释变量  $SD_{it-1}$  表示基金  $i$  在  $t-1$  季度的风格漂移程度; 控制变量  $Controls_{it}$  包括基金特征变量及基金经理特征变量。此外, 本文还控制了基金固定效应  $Fund_i$  和季度固定效应  $Quarter_t$ 。

## 三、风格漂移与基金业绩

## (一)描述性统计

表 1 展示了样本描述性统计结果。Panel A 结果显示,风格漂移的均值为 0.042,标准差为 0.036,表明市场上基金的风格漂移程度存在显著的差异。本文基于风格漂移中位数,将样本划分为风格漂移程度高低两组。Panel B 结果显示,风格漂移程度较高组的基金业绩显著优于风格漂移程度较低组,但其收益率波动性(标准差)也相对较大。虽然风格漂移程度较高组的超额回报率整体较高,但这种差异可能受风险等因素影响。为此,本文根据年度风格漂移中位数,构建了高、低风格漂移投资组合。图 1 展示了 2008 年第二季度至 2022 年第二季度两种投资组合的累计超额收益率,结果证实风格漂移对基金业绩具有显著影响。

表 1 描述性统计

Panel A: 全样本							
变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	
原始超额收益	20414	0.032	0.135	-0.256	0.028	0.388	
CAPM $\alpha$	20414	0.071	0.431	-0.710	0.016	1.721	
三因子 $\alpha$	20414	0.030	0.379	-0.753	-0.007	1.532	
四因子 $\alpha$	20414	0.029	0.377	-0.749	-0.008	1.530	
五因子 $\alpha$	20414	-0.001	0.359	-0.784	-0.026	1.405	
$SD$	20414	0.042	0.036	0.001	0.033	0.197	
$Size$	20414	20.055	1.659	15.592	20.209	23.205	
$Lev$	20414	15.926	1.751	11.862	15.990	19.794	
$Divid$	20414	10.821	50.767	0.000	0.000	417.428	
$Fee$	20414	0.587	0.153	0.107	0.586	1.021	
$Fundage$	20414	6.034	4.086	1.107	4.748	21.167	
$Conc$	20414	0.320	0.589	0.000	0.090	6.723	
$Change$	20414	0.185	0.388	0.000	0.000	1.000	
$Gender$	20414	0.070	0.254	0.000	0.000	1.000	
$Edu$	20414	2.957	0.260	2.000	3.000	4.000	
$Work$	20414	14.806	2.957	4.400	14.700	30.000	
$Serv$	20414	6.967	2.124	0.300	6.800	18.400	
$Age$	20414	45.006	2.951	31.000	46.000	60.000	
Panel B: 分样本							
变量	风格漂移程度高			风格漂移程度低			组间均值差异
	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	
原始超额收益	10223	0.035	0.140	10191	0.029	0.128	0.006***
CAPM $\alpha$	10223	0.082	0.459	10191	0.059	0.401	0.023***
三因子 $\alpha$	10223	0.035	0.403	10191	0.025	0.353	0.011**
四因子 $\alpha$	10223	0.034	0.401	10191	0.023	0.351	0.011**
五因子 $\alpha$	10223	0.004	0.383	10191	-0.006	0.334	0.010**
$Size$	10223	20.140	1.636	10191	19.971	1.676	0.169***
$Lev$	10223	16.011	1.708	10191	15.841	1.790	0.170***
$Divid$	10223	10.277	48.875	10191	11.366	52.594	-1.089
$Fee$	10223	0.598	0.152	10191	0.577	0.154	0.021***
$Fundage$	10223	6.019	4.093	10191	6.049	4.078	-0.029

续表 1 描述性统计

Panel B: 分样本							
变量	风格漂移程度高			风格漂移程度低			组间均值差异
	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	
<i>Conc</i>	10223	0.388	0.646	10191	0.251	0.517	0.137***
<i>Change</i>	10223	0.176	0.381	10191	0.194	0.396	-0.018***
<i>Gender</i>	10223	0.049	0.216	10191	0.090	0.287	-0.041***
<i>Edu</i>	10223	2.961	0.257	10191	2.952	0.263	0.009**
<i>Work</i>	10223	14.822	2.891	10191	14.790	3.022	0.032
<i>Serv</i>	10223	7.011	2.127	10191	6.922	2.121	0.089***
<i>Age</i>	10223	45.008	2.981	10191	45.005	2.922	0.004

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

## (二) 回归分析

为了考察风格漂移对基金业绩的影响,本文采用固定效应模型进行回归分析。基金业绩分别以原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  和五因子  $\alpha$  作为度量指标。表 2 列(1)显示,核心解释变量  $SD$  的回归系数为 0.117,在 1% 的水平上显著。从经济意义来看,风格漂移指数每增加 1 个标准差(3.6%),基金季度原始收益率将上升 42 个基点( $0.117 \times 0.036$ , 1 个基点是万分之一),按年计算上升约 0.017%,这一增幅相当于样本平均原始收益率的 13.1%。列(2)至列(5)的回归结果保持稳健。

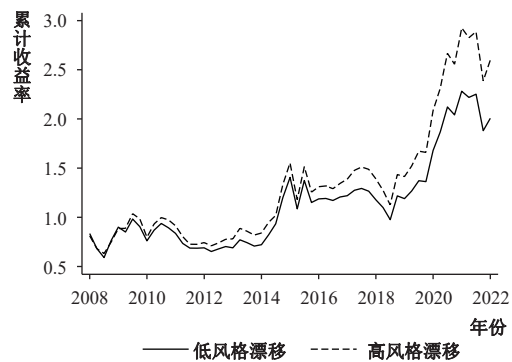


图 1 投资组合累计收益率

表 2 风格漂移与基金业绩

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
<i>SD</i>	0.117*** (4.92)	0.355*** (2.86)	0.237** (2.04)	0.237** (2.04)	0.246** (2.27)
<i>Size</i>	0.000 (0.32)	-0.012** (-2.12)	-0.008 (-1.49)	-0.008 (-1.49)	-0.019*** (-3.82)
<i>Lev</i>	0.004*** (6.79)	0.029*** (9.27)	0.024*** (8.10)	0.024*** (8.11)	0.023*** (8.42)
<i>Divid</i>	-0.000*** (-3.07)	-0.000* (-1.81)	-0.000** (-2.01)	-0.000** (-2.01)	-0.000 (-1.43)
<i>Fee</i>	-0.056*** (-8.02)	-0.128*** (-3.56)	0.081** (2.34)	0.080** (2.34)	0.210*** (6.12)
<i>Fundage</i>	-0.021*** (-14.80)	-0.025*** (-2.87)	-0.013 (-1.57)	-0.014 (-1.64)	-0.019** (-2.35)
<i>Conc</i>	-0.001 (-0.63)	-0.002 (-0.19)	-0.036*** (-4.90)	-0.036*** (-4.90)	-0.029*** (-4.62)
<i>Change</i>	-0.006*** (-4.21)	-0.035*** (-4.63)	-0.024*** (-3.61)	-0.024*** (-3.61)	-0.020*** (-3.20)



续表 2 风格漂移与基金业绩

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
<i>Gender</i>	-0.009** (-2.04)	-0.041* (-1.78)	-0.039* (-1.89)	-0.039* (-1.89)	-0.047** (-2.34)
<i>Edu</i>	-0.000 (-0.06)	-0.007 (-0.26)	-0.011 (-0.33)	-0.011 (-0.34)	-0.004 (-0.12)
<i>Work</i>	-0.001 (-1.37)	-0.003 (-0.99)	0.000 (0.11)	0.000 (0.11)	0.002 (0.69)
<i>Serv</i>	-0.000 (-0.05)	0.002 (0.44)	-0.000 (-0.06)	-0.000 (-0.06)	-0.002 (-0.62)
<i>Age</i>	0.001 (0.59)	0.005 (0.57)	-0.004 (-0.49)	-0.004 (-0.49)	0.001 (0.15)
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	20414	20414	20414	20414	20414
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.776	0.400	0.293	0.286	0.226

注：“\*”、“\*\*”和“\*\*\*”分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为基于基金层面聚类稳健标准误计算的 $t$ 统计量，下表同。

### (三)稳健性检验

第一，为了检验上文结果是否受到风格漂移指标构建方法的影响，本文借鉴寇宗来等(2020)的方法，通过计算基金前后两期行业配置比例的“曼哈顿距离”来衡量基金的风格漂移程度，计算方式如下：

$$SD\_new_{F,t} = \sum_{j=1}^N |w_{F,j,t} - w_{M,j,t}| \quad (5)$$

其中， $w_{F,j,t}$ 表示基金在 $t$ 时对行业 $j$ 的配置权重， $w_{M,j,t}$ 表示同一时间基金业绩基准对行业 $j$ 的配置权重， $N$ 表示基金持股涉及的行业总数。

第二，鉴于行业因素的超额收益是中国市场中的动量因素，本文参照 Mateus 等(2023)的做法，对标准的 Fama-French 模型进行了调整。具体而言，本文将无风险利率替换为基金业绩基准的回报率，以此来控制行业平均表现可能产生的影响。

表 3 的 Panel A 采用曼哈顿距离  $SD\_new$  作为基金风格漂移的度量指标，并将其作为解释变量，对原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  进行了回归分析。结果显示，在采用曼哈顿距离重新计算基金风格漂移程度之后，基金风格漂移对基金业绩的回归系数依然显著为正。Panel B 使用经过基准调整后的基金业绩作为被解释变量，并与风格漂移指数  $SD$  进行了回归分析。结果显示，在使用基准调整后的基金业绩作为被解释变量之后，基金风格漂移对基金业绩的回归系数依然显著为正。这些发现证实了本文实证结果的稳健性。

第三，为了消除行业分类方法可能产生的影响，本文采用 2021 年版的申万行业一级分类标准，将股票划分为 31 个不同的行业类别。在此基础上，本文对基金与业绩基准之间的行业配置差异进行了量化分析，基于式(3)构建了一个新的风格漂移指标  $SD\_sw$  用于稳健性检验。

表 4 展示了基于申万行业一级分类标准衡量的风格漂移对基金业绩影响的稳健性检验结果。在采用申万行业一级分类重新计算基金风格漂移程度之后，基金风格漂移对基金业绩的回归系数依然显著为正。这表明在更换行业分类方法后，上文结论依然稳健。

表 3 稳健性检验:替换解释变量与被解释变量

Panel A: 曼哈顿距离					
	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD\_new$	0.033*** (5.97)	0.122*** (4.28)	0.126*** (4.61)	0.126*** (4.62)	0.091*** (3.44)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.776	0.400	0.293	0.287	0.226
Panel B: 基准调整后的超额收益					
	(6) 原始超额收益	(7) 调整后CAPM $\alpha$	(8) 调整后三因子 $\alpha$	(9) 调整后四因子 $\alpha$	(10) 调整后五因子 $\alpha$
$SD$	0.104*** (4.50)	0.512*** (3.40)	0.239** (2.05)	0.219* (1.90)	0.250** (2.28)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	20414	20410	20410	20414	20410
$R^2$	0.449	0.326	0.291	0.362	0.225

表 4 稳健性检验:更换行业分类方法

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD\_sw$	0.001*** (6.82)	0.002*** (4.98)	0.002*** (3.73)	0.002*** (3.74)	0.001* (1.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.776	0.401	0.293	0.287	0.226

## (四)内生性检验

本文的结论可能受到内生性问题的影响。例如,业绩表现优异的基金可能会更频繁地调整其投资风格,基金业绩也可能受到一些不可观测因素的影响。为此,本文采用双重差分法进行分析,以减轻内生性问题所带来的影响。

2021年上半年,半导体和新能源板块的市场表现持续走强,这促使众多基金大幅增持新能源行业股票,导致其投资组合偏离了原有投资主题,出现了“风格漂移”现象。2021年8月初,《中国证券报》发表了一篇题为《风格漂移引争议 名不副实的基金“盲盒”》的文章,对此现象进行了报道。随后,中国证监会对出现风格偏离的基金产品实施了“窗口指导”,要求基金详细解释其持仓情况是否符合基金合同的规定。同时,各大托管银行也纷纷要求基金管理公司进行自我审查,对其“风格库”或“主题库”进行检查,确保主题基金的前二十大重仓股与基金合同中的约定相一致,此举旨在遏制“挂羊头卖狗肉”式的基金风格漂移行为。

本文以中国证监会实施的“窗口指导”政策作为一项外生冲击,运用双重差分法来评估其对基金风格漂移行为的影响。鉴于此次监管举措主要聚焦于显著偏离合同规定投资策略的高风格漂移基金,本文将高风格漂移基金作为处理组,将低风格漂移基金作为对照组。具体而言,本文将每个季度风格漂移程度位列前三分之一的基金归入处理组,变量  $Treat$  取值为 1; 其他基金则归入对照组,  $Treat$  取值为 0。为了尽可能减少处理组与对照组之间的特征差异,本文在双重差分分析之前进行了 1:1 最近邻匹配,筛选出特征相似的基金样本。倾向得分匹配过程中所采用的协变量为上文回归模型中的控制变量。经过倾向得分匹配后的核密度分布图显示,匹配过程有效地平衡了两组基金的关键特征,使得处理组和对照组的基金特征具有较高的一致性(见图 2)。本文最终得到 19 298 个匹配后的基金样本。

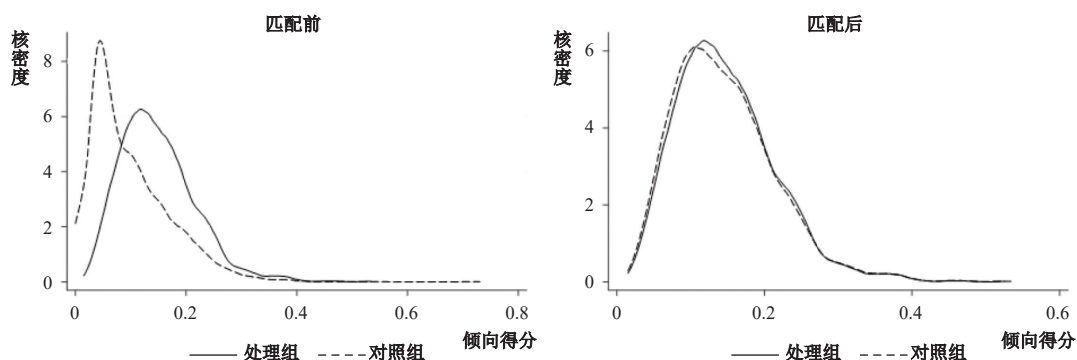


图 2 倾向得分匹配核密度分布

图 3 展示了基金风格漂移政策实施前后的平行趋势检验结果。其中,横轴表示政策时点,纵轴则表示实验组与对照组的超额收益;  $current$  表示政策执行的季度,  $pre\_1$  表示政策执行前的第一个季度,  $post\_1$  表示政策执行后的第一个季度,依此类推。从图 3 中可以发现,在政策实施之前,实验组与对照组的基金超额收益并无显著差异;而在政策实施之后的两个季度内,实验组基金的超额收益出现了明显的下滑。这一发现支持了平行趋势假设的有效性,即实验组和对照组在政策实施之前具有相似的趋势。

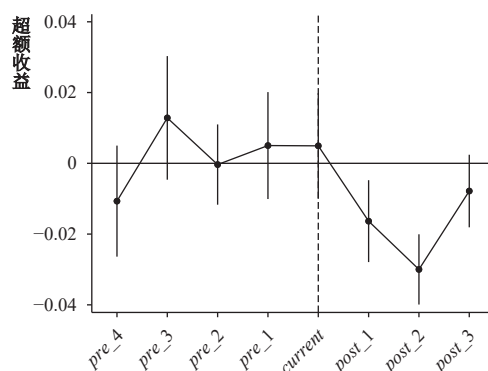


图 3 平行趋势检验

为了深入探究基金风格漂移现象,本文采用倾向得分匹配后的样本,在基准模型中加入  $Time$ 、 $Treat$  以及  $Time \times Treat$ , 控制变量与式(4)中所使用的一致。 $Time$  为政策实施时间虚拟变量,在 2021 年第三季度之后取值为 1,之前为 0。交互项  $Time \times Treat$  的回归系数表示与低风格漂移基金相比,高风格漂移基金在中国证监会规范风格漂移行为之后的不同表现。

表 5 中列(1)以基金的风格漂移程度作为被解释变量,结果显示  $Time \times Treat$  的回归系数显著为负,表明在政策实施之后,基金的风格漂移程度有所下降。这证实了政策对基金风格漂移行为具有显著的抑制作用,促使风格漂移基金的持仓回归到其原始的投资领域。可见,中国证监会的此次“窗口指导”对基金的风格漂移行为起到了预期的约束作用。

为了减少内生性偏差,本文在双重差分模型的框架下,对基金风格漂移与基金业绩之间的关系进行了回归分析。表 5 中列(2)至列(6)分别以原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、



四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  作为基金业绩的衡量指标。结果显示,  $Time \times Treat$  的回归系数均显著为负。这表明在中国证监会加强对基金市场上风格漂移行为的监管之后, 基金通过风格漂移策略获取的超额收益有所减少。综上所述, 在运用倾向得分匹配和双重差分检验方法来控制内生性问题后, 本文的实证结论依然具有较高的可信度。

表 5 双重差分检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>SD</i>	原始超额收益	CAPM $\alpha$	三因子 $\alpha$	四因子 $\alpha$	五因子 $\alpha$
$Time \times Treat$	-0.004* (-1.87)	-0.014** (-2.19)	-0.063*** (-3.06)	-0.072*** (-4.10)	-0.072*** (-4.12)	-0.059*** (-3.49)
$Time$	-0.003** (-2.24)	-0.062*** (-20.52)	-0.226*** (-23.18)	-0.289*** (-34.45)	-0.282*** (-33.67)	-0.233*** (-28.82)
$Treat$	0.031*** (21.07)	0.010*** (2.62)	0.009 (0.70)	0.018* (1.67)	0.018* (1.69)	0.006 (0.56)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
季度固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
$N$	19 298	19 298	19 298	19 298	19 298	19 298
$R^2$	0.050	0.091	0.084	0.124	0.121	0.097

四、基于基金投资能力的风格漂移与基金业绩

基金能够通过调整其投资组合内不同行业及风格的股票占比来实施风格漂移策略。而为了有效执行这一策略, 基金经理必须拥有相应的能力, 包括准确预测市场走势、捕捉投资机遇以及在多种投资风格中做出明智的选择和权衡。这样, 当市场环境发生变化时, 他们便能抓住机遇, 提升投资回报。因此, 基金经理的专业能力对于风格漂移策略能否成功实施具有决定性作用。具备较强投资能力的基金往往能够获取更多关于股票内在价值的私有信息, 或者在预测行业转换的投资趋势方面更加敏锐, 这使其更有可能借助风格漂移策略实现超额收益。

本文参考韩燕等(2011)的研究, 通过考察基金的持股状况来评估其投资能力。鉴于上市公司的并购活动往往能够通过数据分析、市场传闻追踪以及与公司高层的交流进行预判(冯根福和吴林江, 2001; 陈玉罡和李善民, 2007), 那些能力出众的基金便有机会在并购信息正式公布之前增持相关股票, 从而实现超额收益。显然, 能够精准捕捉并购投资契机的基金往往展现出卓越的分析判断能力。考虑到基金需要不断做出选股决策, 本文确立了一个评判准则: 若某基金至少有一次成功抓住了并购机会, 则认为其具备相应的分析能力。本文将这类基金定义为“能力强的基金”, 而那些未曾成功的则为“能力弱的基金”。

韩燕等(2011)通过统计基金在并购信息公开前成功识别并投资相关股票的频率, 对基金经理的投资能力进行了量化评估。研究发现, 能力出众的基金能够准确预测并购事件, 但并未展现出对分红事件的类似预测能力。这一发现反驳了能力强的基金可能依赖于内幕消息的观点。田利辉和曹龙杰(2021)对比分析了表现优异与表现不佳的基金在信息挖掘行为上的差异, 指出绩优基金的信息挖掘能力并非源于私有信息而是较强的投研能力。借鉴韩燕等(2011)的研究, 本文根据基金在股票并购公告前的最近一份半年度报告中披露的持股数据, 将成功把握并购投资机会的基金定义为具备较强投资能力的基金, 并设置虚拟变量  $Ability$ 。对于至少成功识别并投资一次并购股票的基金,  $Ability$  取值为 1, 否则为 0。

本文在式(6)中加入基金投资能力及其与风格漂移的交互项作为解释变量,对基金的原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  进行回归分析,以探讨基金投资能力如何影响其业绩表现。表 6 结果显示,基金投资能力与风格漂移的交互项  $Ability \times SD$  对基金的原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  均产生了显著的正向影响,表明基金的投资能力确实能够增强风格漂移策略对基金业绩的提升效果。

$$\alpha_{it} = \beta_0 + \beta_1 SD_{it-1} + \beta_2 Ability_{it-1} + \beta_3 Ability_{it-1} \times SD_{it-1} + \beta_4 Controls_{it-1} + Quarter_i + Fund_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

表 6 基金投资能力与基金业绩

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD$	0.067** (2.14)	0.116 (0.76)	0.065 (0.47)	0.065 (0.48)	0.006 (0.05)
$Ability$	-0.006*** (-3.50)	-0.007 (-0.80)	-0.009 (-1.14)	-0.009 (-1.14)	-0.012 (-1.49)
$Ability \times SD$	0.086** (2.45)	0.414** (2.47)	0.297** (1.96)	0.298** (1.97)	0.415*** (2.77)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.776	0.400	0.293	0.286	0.227

为了深入探究中国证监会监管政策对具备较强投资能力的基金在风格漂移方面的影响,本文将政策实施时间虚拟变量  $Time$  与式(6)中的投资能力和风格漂移交互项  $Ability \times SD$  进行三项交互处理,并对基金业绩进行回归分析。表 7 结果显示,  $Time \times Ability \times SD$  对基金原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  的回归系数均显著为负,表明在证监会监管政策实施之后,投资能力较强的基金通过风格漂移策略来提升业绩的效果有所减弱。这可能是因为市场热点迅速更迭的环境下,风格漂移能够帮助基金经理及时捕捉并利用新的投资机会,而限制风格漂移的政策削弱了基金经理把握这些机会的能力。

表 7 监管政策对投资能力较强基金风格漂移的影响

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD$	-0.020 (-0.46)	-0.272* (-1.75)	-0.299** (-2.30)	-0.300** (-2.31)	-0.448*** (-3.45)
$Ability$	-0.012*** (-3.88)	0.004 (0.35)	-0.023** (-2.54)	-0.023** (-2.54)	-0.027*** (-3.15)
$Ability \times SD$	0.226*** (3.76)	0.591*** (2.68)	0.384** (2.09)	0.384** (2.09)	0.531*** (2.95)
$Time$	-0.077*** (-16.90)	-0.257*** (-19.33)	-0.325*** (-27.07)	-0.318*** (-26.56)	-0.254*** (-21.88)
$Time \times SD$	0.187** (2.47)	0.687*** (3.07)	0.543*** (2.73)	0.546*** (2.75)	0.577*** (2.99)
$Time \times Ability$	0.025*** (4.12)	0.031* (1.85)	0.048*** (2.90)	0.048*** (2.94)	0.004 (0.24)

续表 7 监管政策对投资能力较强基金风格漂移的影响

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$Time \times Ability \times SD$	-0.301*** (-2.74)	-0.975*** (-2.86)	-0.888*** (-2.69)	-0.888*** (-2.69)	-0.552* (-1.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
季度固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.090	0.082	0.123	0.120	0.098

## 五、追热点类型的风格漂移与基金业绩

能力较弱的基金在分析和挑选投资机会时往往不具备显著的优势,容易受到群体行为的影响。在这种情况下,它们可能会选择跟随业绩突出的基金的投资策略,因为这看起来是一种获取超额收益的简便方法。为了辨别基金绩效的提升是因为基金自身能力的提高还是因为它们所追随的热门股票本身表现优异,本文通过分析基金持有热门股票的情况,推断基金追求热门投资标的的程度对其绩效的影响。

本文通过计算基金在当期对上一季度涨幅排名前十行业的增持比例来衡量基金追热点的程度(*Chasing*)。基金对上一季度热门行业的增持比例越高,表明其追热点的倾向越明显。为此,本文在式(7)中加入基金追热点变量及其与风格漂移的交互项作为解释变量,对基金的原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  进行回归分析,以探究基金追热点程度对其业绩的影响。表 8 结果显示,基金追热点与风格漂移的交互项  $Chasing \times SD$  对基金的原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  均产生了显著的负向影响,表明基金通过风格漂移来提升业绩的效果并非源于热门行业本身的优异表现。基金试图通过追逐市场热点来提升自身业绩的做法可能是无效的,这可能与追逐热点所带来的非系统性风险增加、交易成本上升以及对转换行业风格后信息把握不足等因素有关。

$$\alpha_{it} = \beta_0 + \beta_1 SD_{it-1} + \beta_2 Chasing_{it-1} + \beta_3 Chasing_{it-1} \times SD_{it-1} + \beta_4 Controls_{it-1} + Quarter_t + Fund_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

表 8 基金追热点与基金业绩

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD$	0.156*** (5.70)	0.563*** (4.00)	0.415*** (3.34)	0.416*** (3.34)	0.460*** (4.00)
$Chasing$	-0.001 (-0.15)	-0.012 (-0.23)	0.099** (2.22)	0.099** (2.22)	-0.076* (-1.66)
$Chasing \times SD$	-0.347*** (-2.90)	-1.818*** (-2.87)	-2.026*** (-3.86)	-2.023*** (-3.85)	-1.596*** (-3.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
季度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.776	0.401	0.293	0.287	0.229

为了深入探究中国证监会监管政策对倾向于追热点的基金在风格漂移方面的影响, 本文将政策实施时间变量  $Time$  与式(7)中的追热点和风格漂移交互项  $Chasing \times SD$  进行三项交互处理, 并对基金业绩进行回归分析。表 9 结果显示,  $Time \times Chasing \times SD$  对基金原始超额收益、CAPM  $\alpha$ 、三因子  $\alpha$ 、四因子  $\alpha$  以及五因子  $\alpha$  的回归系数均显著为正, 表明在证监会监管政策实施之后, 基金经理可能减少了对短期市场热点的追逐, 监管政策对追热点基金的业绩起到了正向影响。

表 9 监管政策对追热点基金风格漂移的影响

	(1) 原始超额收益	(2) CAPM $\alpha$	(3) 三因子 $\alpha$	(4) 四因子 $\alpha$	(5) 五因子 $\alpha$
$SD$	0.158*** (4.47)	0.331** (2.56)	0.158 (1.45)	0.156 (1.43)	0.148 (1.39)
$Chasing$	0.110*** (5.97)	0.453*** (6.83)	0.297*** (6.24)	0.281*** (5.95)	0.062 (1.36)
$Chasing \times SD$	-1.027*** (-4.52)	-4.657*** (-5.26)	-3.665*** (-5.87)	-3.573*** (-5.75)	-2.887*** (-5.01)
$Time$	-0.041*** (-13.09)	-0.188*** (-16.62)	-0.320*** (-27.77)	-0.313*** (-27.25)	-0.250*** (-22.44)
$Time \times SD$	-0.113*** (-2.84)	-0.152 (-0.97)	0.198 (1.11)	0.200 (1.12)	0.150 (0.90)
$Time \times Chasing$	-0.382*** (-10.82)	-0.940*** (-8.91)	0.127 (1.27)	0.137 (1.37)	-0.145 (-1.47)
$Time \times Chasing \times SD$	2.383*** (5.84)	6.787*** (5.51)	2.018* (1.70)	1.956* (1.66)	3.516*** (3.24)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
基金固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
季度固定效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
$N$	20414	20414	20414	20414	20414
$R^2$	0.095	0.085	0.127	0.124	0.100

## 六、结 论

2022 年 4 月, 中国证监会发布《关于加快推进公募基金行业高质量发展的意见》, 该文件中明确提出了对基金“风格漂移”和“高换手率”等追求短期交易收益行为的限制性措施。而关于基金风格漂移的一系列研究发现这种行为提升了基金业绩。鉴于此, 本文在区分不同性质的风格漂移基础上, 探讨了这个问题在学术界存在争议且与现行监管政策相悖的问题。

本文通过对基金风格漂移的度量, 全面分析了风格漂移对基金业绩的整体影响。研究发现, 基金风格漂移能够在整体上显著提升基金业绩。此外, 中国证监会实施的监管政策对高风格漂移基金的漂移行为产生了一定的约束作用, 这些基金通过风格漂移获得的超额收益有所减少。同时, 本文认为基金风格漂移可能源于不同的动机和投资策略, 因而进一步将风格漂移划分为基于投资能力的风格漂移和追逐市场热点的风格漂移。分析结果显示, 基金的投资能力与其风格漂移之间存在显著的正向交互作用。具体而言, 当基金具备较强的投资能力时, 其风格漂移行为更有助于提升业绩; 而一旦对投资能力较强的基金实施监管政策, 风格漂移对其业绩的正面影响则会减弱。此外, 本文还发现基金追热点行为与风格漂移之间的显著负相关性。这

表明基金单纯依赖热门行业的收益率变化来提升业绩是不可行的,而且追逐市场热点所导致的风格漂移可能会对基金自身的业绩造成损害。值得注意的是,在中国证监会对这些基金的风格漂移行为进行限制后,追逐热点的基金业绩得到了改善。

综上所述,风格漂移对基金业绩的正向效应依赖于基金经理所具备的高度专业技能、敏锐的市场洞察力、严谨的风险管理能力以及对市场环境变化的快速适应能力。尽管理论上基于市场时机把握和个股选择的风格漂移与追随市场热点的风格漂移对业绩的影响方向相反,但在实际操作中能力出众的基金经理往往能够在两者之间寻求一种平衡。他们能够深刻理解市场动态,精准识别与热点领域相匹配的投资机会,并在追随市场趋势的同时通过审慎的投资决策来促进业绩增长。这些基金经理会实施有效的风险管理策略,以降低追逐市场热点可能引发的潜在风险。例如,他们会设定明确的止损点来控制可能的损失,或者采用多元化的资产配置来分散投资风险;此外,那些能够在市场热点初现时进行投资,并在热点消退前适时退出的基金经理,更有可能为基金带来长期稳定的优异业绩。

本文的研究为中国资本市场提供了重要的实践启示。证券监管机构应采取措施来保障投资者权益,并推动公募基金行业的健康发展。尽管基金风格漂移有可能提升基金业绩,但过度宽松的监管可能会导致基金风格基准的失效以及业绩预测的困难。因此,本文认为监管基金风格漂移的核心在于实现监管与灵活性之间的平衡。首先,监管机构应建立一个全面的基金评价体系,以辨识具备投资能力的基金。运用量化指标(如跟踪误差、对热门股票的增持比例等),对于那些频繁追逐市场热点而缺乏长期稳定表现的基金,应特别关注其风格漂移的动机。监管部门在这个方面已经取得了实质性进展。2025年5月7日,证监会印发《推动公募基金高质量发展行动方案》。该方案大力推行浮动管理费,完善行业考核评价体系,从绩效考核、分类评价、薪酬管理等多个维度,全面强化长周期考核与激励约束机制。其次,在监管基金风格漂移时,监管机构应采取更加具体的措施。对于那些追逐市场热点的风格漂移行为,应实施更加严格的监管;而对于基于深入分析和信息收集的理性风格漂移,则应在严格监督的基础上,给予适度的灵活性,避免过度干预。最后,对基金投资者而言,应避免盲目追求高回报和热门基金,而是要理性分析市场上的热门基金,谨慎处理基金风格漂移的问题,并提升自身评估基金收益的能力。

#### 主要参考文献:

- [1]陈玉罡,李善民.并购中主并公司的可预测性——基于交易成本视角的研究[J].经济研究,2007,(4):90-100.
- [2]冯根福,吴林江.我国上市公司并购绩效的实证研究[J].经济研究,2001,(1):54-61.
- [3]韩燕,李平,崔鑫.哪些基金有超群的分析能力?[J].管理世界,2011,(2):27-39.
- [4]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.
- [5]李科,陆蓉,夏翊,等.基金经理更换、股票联动与股票价格[J].金融研究,2019,(1):188-206.
- [6]李志冰,刘晓宇.基金业绩归因与投资者行为[J].金融研究,2019,(2):188-206.
- [7]申宇,赵静梅,何欣.基金未公开的信息:隐形交易与投资业绩[J].管理世界,2013,(8):53-66.
- [8]田利辉,曹龙杰.私有信息优势还是投研分析能力?——绩优基金与绩劣基金信息挖掘行为比较分析[J].证券市场导报,2021,(3):50-61.
- [9]徐龙炳,顾力绘.基金经理逆境投资能力与基金业绩[J].财经研究,2019,(8):127-139.
- [10]Andreu L, Sarto J L, Serrano M. Risk shifting consequences depending on manager characteristics[J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 62: 131-152.

- [11]Barberis N, Shleifer A. Style investing[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 68(2): 161–199.
- [12]Buncic D, Eggins J E, Hill R J. Measuring fund style, performance and activity: A new style-profiling approach[J]. *Accounting & Finance*, 2015, 55(1): 29–55.
- [13]Cao C, Iliev P, Velthuis R. Style drift: Evidence from small-cap mutual funds[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 78: 42–57.
- [14]Chan L K C, Chen H L, Lakonishok J. On mutual fund investment styles[J]. *Review of Financial Studies*, 2002, 15(5): 1407–1437.
- [15]Chua A K P, Tam O K. The shrouded business of style drift in active mutual funds[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101667.
- [16]Cooper M J, Gulen H, Rau P R. Changing names with style: Mutual fund name changes and their effects on fund flows[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(6): 2825–2858.
- [17]Cremers K J M, Petajisto A. How active is your fund manager? A new measure that predicts performance[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3329–3365.
- [18]Hoberg G, Kumar N, Prabhala N. Mutual fund competition, managerial skill, and alpha persistence[J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(5): 1896–1929.
- [19]Huang J, Sialm C, Zhang H J. Risk shifting and mutual fund performance[J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(8): 2575–2616.
- [20]Jiang H, Verardo M. Does herding behavior reveal skill? An analysis of mutual fund performance[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(5): 2229–2269.
- [21]Lin W T, Tsai S C, Lung P Y. Investors’ herd behavior: Rational or irrational?[J]. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 2013, 42(5): 755–776.
- [22]Mateus C, Sarwar S, Todorovic N. Does equity mutual fund factor-risk-shifting pay off? Evidence from the US[J]. *The European Journal of Finance*, 2023, 29(4): 444–465.
- [23]Wermers R. A matter of style: The causes and consequences of style drift in institutional portfolios[R]. CFR Working Paper No.12-04, 2012.

## Why Is a One-Size-Fits-All Approach Unsuitable for Fund Regulation? Evidence of the Two Types of Fund Style Drift

Li Ke, Chen Yaozhi

(School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Summary:** The investment styles of many funds’ actual portfolios vary over time, diverging from their previously stated targets and strategies. The China Securities Regulatory Commission (CSRC) issued a series of policies which introduced restrictions on behaviors like “style drift” and high turnover. However, studies have found that style drift can enhance fund performance. This paper therefore categorizes different types of style drift and examines the issue, which is both academically controversial and at odds with current policies.

This paper selects China’s actively managed open-end funds from 2005 to 2022 as the sample, measures the funds’ industry style drift by the Euclidean distance between the funds and the benchmark, and analyzes its

(下转第 154 页)