

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20260118.204

机构投资者交易同质化与左尾系统风险

陈凯¹, 陆蓉^{2,3}, 秦珊²

(1. 温州商学院 金融贸易学院, 浙江 温州 325035; 2. 上海财经大学 金融学院, 上海 200433;
3. 上海财经大学 中国式现代化研究院, 上海 200433)

摘要:“以投资者为本”是资本市场高质量发展的基石。然而,在以规模扩张和流量导向为特征的发展模式下,金融机构交易同质化越来越严重。本文创新性地以交易视域相似性为切入点,探讨机构交易同质化对个股尾部系统风险的影响和微观机制。本文发现,交易同质化会显著增加个股的左尾系统风险。机制分析表明,流动性冲击和买卖不平衡是交易同质化造成个股与市场风险联动的重要原因。提高信息披露质量和增强市场信心能有效改善同质化交易的风险效应。进一步分析发现,机构扎堆调研和概念股炒作是吸引同类型投资者趋同化交易的重要诱因,同质化交易在政策不确定性高、市场行情低迷以及套利风险较大时会加剧风险。本研究为监管部门引导机构差异化发展、防范系统性风险提供了理论依据和政策启示,拓展了金融健康研究的微观基础,对维护金融市场稳定及提升金融体系韧性具有现实意义。

关键词: 交易同质化; 左尾系统风险; 流动性冲击; 买卖不平衡

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)05-0093-17

一、引言

“以投资者为本”是资本市场高质量发展的基石,随着资本市场快速发展,各类机构投资者的占比和活跃性均得到显著提升。据Wind统计,2023年底机构持股占流通A股的63%,月平均换手率高达56%。然而,以规模流量为导向的发展模式使得金融行业呈现出严重的同质化现象^①。例如,代表长期投资的保险公司开始频繁举牌上市公司,加速股价崩盘(夏常源等,2020)。基金公司博关注赚流量扎堆发行热门新基,家族旗下的产品持仓重合度较高(Ben-David等,2023;叶帅等,2024)。ETF因相似的日内套利策略,造成市场流动性冲击,加剧市场风险(Ben-David等,2018;姜富伟等,2022)。最引人关注的是,量化基金利用算法和资金优势,通过趋同化的高频交易损害金融稳定(周方召等,2023;陆蓉等,2025)。

收稿日期: 2024-07-23

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72173081, 71773072, 72073088)

作者简介: 陈凯(1995—),男,温州商学院金融贸易学院讲师;

陆蓉(1975—),女,上海财经大学金融学院/中国式现代化研究院教授,博士生导师;

秦珊(1995—),女,上海财经大学金融学院博士生(通信作者, adriana_qin@163.com)。

①见人民网“券商同质化竞争待破题” <http://finance.people.com.cn/n1/2021/1109/c1004-32277199.html>。

针对资本市场日益凸显的趋同化特征,监管部门连续出台纲领性文件——《关于加快推进公募基金行业高质量发展的意见》(2022年)与《关于加强监管防范风险推动资本市场高质量发展的若干意见》(2024年),这两部文件先后强调,证券、基金机构需“差异化发展、特色化经营”。这一政策导向背后引出了一个关键且亟待实证检验的议题:当机构投资者交易策略高度同质化时,其微观交易行为如何通过链条传导最终引发个股与市场联动的系统性风险?与此同时,上市公司又该如何防范同质化交易的风险效应,抑制股价暴涨暴跌从而增强资本市场的内在稳定性?这正是本文研究的核心出发点。

在传统金融理论框架下,投资者交易视域具有显著的异质性特征,短期与长期机构投资者往往依赖不同类型的信号进行交易决策(Cella等,2013)。短期机构投资者通常对临时性信号反应敏感,交易频率较高,且易受行为偏差影响(Yan和Zhang,2009;Cremers和Pareek,2016)。而长期机构投资者如养老基金和保险公司,则更多出于资产配置需求及长期价值投资理念进行交易,其行为对短期业绩波动的敏感度较低,表现出更强的理性与稳定性(Sialm等,2015)。然而,随着市场竞争日趋激烈,部分原本秉持长线投资理念的机构也呈现出短视化与投机化倾向(夏常源等,2020;陆蓉和孙欣钰,2021)。Chan等(2022)进一步指出,若某只股票的交易主要由同质化的短视投资者主导,其交易行为将高度相关,从而对股价形成更强冲击。例如,ETF基金根据价差信号频繁套利加剧了金融不稳定(姜富伟等,2022)。陆蓉等(2025)则证实了量化交易通过活跃的拆单交易加剧了左尾系统性风险。可见,机构投资者交易行为趋同已成为影响市场稳定的重要因素。

在此背景下,如何有效度量机构投资者交易行为的趋同程度成为关键。为同时捕捉其短视化与相似性特征,本文利用多类机构微观交易数据,构建了以机构交易视域离散程度为核心的同质化代理指标。该指标的基本逻辑在于:交易视域离散程度越低,表明机构投资者在交易频率与持仓周期上越接近,其对外部信号的响应行为也越接近一致,从而表现为更高层次的趋同交易。与此同时,为精准识别此类行为对系统稳定性的影响,本文采用个股与市场间的极值相关性构建尾部系统风险指标(李志生等,2019;陆蓉等,2022)。该指标能够有效捕捉极端行情中个股与市场同步暴跌的风险共振效应,不仅反映风险在机构间的传染强度,也揭示流动性冲击下价格崩盘的连锁机制。本文为理解“微观行为—流动性冲击—宏观风险”的传导路径提供独特见解,也为“差异化发展能否提升市场稳定性”这一政策命题提供了经验证据支撑。

本文以2013—2024年A股上市公司为研究样本,实证检验了机构投资者交易同质化对金融稳定的影响。结果表明,交易同质化会加剧流动性冲击,扩大买卖不平衡程度,进而显著提升个股左尾系统风险。该结论在经过双重差分检验、工具变量法及Heckman处理效应模型等一系列稳健性检验后依然成立。在应对机制方面,本文发现提升信息披露质量(公司层面)与引导“国家队”入市以增强市场信心(监管层面)可有效缓解交易同质化对尾部风险的放大效应。进一步分析揭示,机构扎堆调研与概念股炒作是吸引同类投资者、诱发交易同质化的重要原因。异质性分析表明,交易同质化的风险加剧作用在政策不确定性较高、市场行情下行及套利风险较大的环境中尤为突出。最后,本文还从市场资源配置视角分析了交易同质化的负面经济后果,发现其会降低资本市场的定价效率与信息效率。

相比于现有文献,本文的边际贡献主要体现在以下三点。(1)构建动态同质化指标,拓展机构行为的研究视角。现有研究多基于静态持仓信息分析机构影响,本文则利用多类型机构的高频交易数据,构建了动态交易同质化指标,从行为维度直接刻画机构投资者交易策略的趋同程度。证实了即便是理性投资者,在行为趋同的情况下仍会显著加剧个股尾部风险,同时为公司

通过优化股权结构以降低风险提供了可操作路径。(2)建立“行为—流动性—风险”传导框架,揭示系统性风险的新机制。本文突破单一类型机构的研究局限,整合公募、保险、券商等多类投资者行为,提出“交易同质化→流动性冲击→个股左尾系统风险”的传导路径。该框架不仅揭示了金融创新背景下同质化交易所潜藏的系统性风险,也为监管机构识别和防范相关风险提供了理论依据。(3)识别概念股炒作等情境因素,深化对同质化成因的理论认知。现有文献多关注同质化交易的市场后果(王文南翔等,2023;贺旭等,2024),本文进一步发现,中国资本市场中机构扎堆调研与概念股炒作是引发交易行为趋同的重要诱因。这一发现完善了从“概念偏好”到“行为同质”的逻辑链条,为引导机构差异化经营、抑制市场过度投机提供了关键的政策启示。

二、理论分析与假设提出

(一)机构投资者交易同质化与个股左尾系统风险

机构投资者交易行为对股价风险的复杂影响一直都是学界与业界关注的焦点。传统观点秉承有效市场理论,认为机构投资者作为理性代表的专业力量,能够发挥信息优势进行价格发现、引导价值投资并平滑市场波动,从而扮演着市场稳定基石的角色(祁斌等,2006)。然而,随着行为金融学与市场微观结构理论的深入发展,越来越多的经验证据表明,在现实的委托代理框架下,机构投资者深受薪酬激励契约、短期业绩排名压力和资金流波动等因素影响,其短视化行为特征日益凸显并可能引发严重的负外部性(Cremers和Pareek,2016; Cella等,2013; 许年行等,2013)。

这种短视性并非孤立的个体现象,而是通过多重机制演变为系统性的群体行为。一方面,在相对业绩考核的激励下,基金经理为避免业绩落后及由此引发的职业生涯风险,有强烈动机模仿同行中近期的优胜者,导致投资策略趋同(Sialm等,2015; Sato,2016)。另一方面,许多机构被动持有高度重合的基准成分股或热门资产(陆蓉和孙欣钰,2021; Ben-David等,2023)。当未预期的外生冲击降临时,所有暴露于此风险的机构将被同时触发风控或赎回条款,从而引发集体性的仓位调整(吴良等,2017)。此外,同质化交易还容易释放“信号”,引入更多的噪声交易者(Hurlin等,2019),加大股票价格和 market 价格的“同涨同跌”程度。

因此,当一个金融系统里不同的微观主体按照相同的预期采取相似的行为时,这些行为无法相互抵消,将会形成正向(负向)反馈,对风险有放大和传染作用(董裕平,2009)。丰富的国内外实证文献为此提供了支持:例如,许年行等(2013)发现中国机构投资者存在显著的卖方羊群行为,加剧了股市风险;姜富伟等(2022)则证实了ETF因趋同套利策略而成为风险传染的渠道。周方召等(2023)发现多个量化投资基金的趋同性抛售信号对于股票收益产生显著的负面影响。由此可见,交易同质化使得金融体系在应对冲击时异常脆弱,它不仅削弱了市场整体抗风险的能力,还显著提升了个股发生系统性风险的可能性。据此,本文提出核心研究假设。

H1:机构投资者交易的同质化程度越高,个股左尾系统风险越大。

(二)交易同质化影响个股左尾系统风险的内在机制

机构投资者交易同质化影响个股左尾系统风险的渠道是什么?当机构投资者因相似的业绩考核压力、风险模型约束或算法程序而同时采取方向一致的交易行为时,会对市场流动性产生巨大冲击。Scholes(1972)关于二次发行的研究证实了同质化抛售本身作为一种负面供给冲击对股价产生非常深远的影响。由此可见,这种集中的买卖压力远超市场正常的流动性深度,其直接后果是市场流动性的迅速枯竭,表现为买卖价差扩大与价格成本上升。田正磊等(2019)

研究发现当市场极端下跌时,基金会出现一致的调仓行为,即集体踩踏。更为严重的是,此举极易触发“流动性螺旋”:资产价格下跌→触发止损线或开放式基金被迫赎回→迫使机构进一步抛售资产以换取流动性→导致价格进入新一轮下跌(Brunnermeier和Pedersen,2009)。这种自我实现的恶性循环,在去杠杆时期会被急剧放大,使个股的流动性危机演变为全面的系统性风险(吴良等,2017;韦立坚等,2017)。

另外,同质化交易还会直接导致市场上的买卖失衡。Froot等(1992)研究发现即便在理性框架下,短期投机行为也会导致投资者关注并根据相同的临时信号进行交易,这种行为趋同必然表现为交易订单的高度相关。基金、券商等机构不仅是投资者,还是自身资金来源的受托人。在市场下跌时可能会面临更大的赎回风险和流动性管理压力(王伟帆和杨翰方,2024)。因此,交易行为相似的机构投资者,其资金流的相关性也会更高,从而使得股票面临更大的流动性危机(Koch等,2016;Chan等,2022)。当大量机构因上述动机而同步行动时,会直接导致个股层面出现持续且显著的买卖订单不平衡。持续的卖出订单不平衡形成强大的下行压力,直接驱动价格脱离基本面并滑向极端值。在中国市场,机构的同质化交易还被散户视作一种有价值的信号,非理性的散户会追机构方向盲目交易,造成更大的买卖不平衡(许泳昊等,2022)。其结果就是,市场上只有流动性的需求者,没有流动性的供给者,流动性迅速枯竭,引发尾部系统风险(Chordia等,2002)。值得注意的是,由于程序化交易和人工智能模型的广泛应用,因其算法模型的趋同性,从技术上极大地强化了这一渠道,导致“机器羊群”和量化机构“频频砸盘”的现象日益频繁(王怀勇和邓若翰,2021)。由此可见,交易同质化通过流动性冲击与买卖不平衡两大渠道,加剧了个股的左尾系统风险。据此,本文提出假设H2a与H2b。

H2a(流动性冲击机制):机构投资者交易同质化会加剧交易价格和成本的冲击,进而增加左尾系统风险。

H2b(买卖不平衡机制):机构投资者交易同质化会引发个股买卖不平衡,进而增加左尾系统风险。

三、研究设计

(一)变量定义

1.交易同质化

不同类型的机构投资者因其投资目标的差异,致使他们采用不同的交易方式进行投资,表现出不同的交易视域。尽管交易视域不能被直接观察,但投资者的交易行为却可以体现出交易视域。原理显而易见,相比于长视投资者,短视的机构投资者买卖股票应更为频繁。

不同类型的机构投资者因投资目标有别,在交易行为上表现出显著的交易视域差异(Cella等,2013)。投资者在决策时对时间跨度关注和要求不同,短视投资者更关注短期价格波动,倾向高频交易;长视投资者会根据基本面判断决策,持仓周期更长。换手率这一指标通过衡量投资者在特定期间内对其投资组合的调整频率,从行为上反映了投资者的交易视域特征。较高的换手率对应着较高的交易频率和较短的持仓周期,交易视域更短;反之,较低的换手率对应着较低的交易频率和较长的持仓周期,交易视域更长。通过这一可观测的代理变量,我们可以对不同类型机构投资者的交易视域差异进行有效测度与比较分析。与现有文献一致,我们首先计算投资组合的换手率(*Churn Rate*)作为交易视域的代理变量(Gaspar等,2005)。具体构建及计算方法如式(1)。

$$CR_{f,h} = \frac{\sum_{i \in S} |N_{i,f,h} P_{i,h} - N_{i,f,h-1} P_{i,h-1} - N_{i,f,h-1} \Delta P_{i,h}|}{\sum_{i \in S} |(N_{i,f,h} P_{i,h} + N_{i,f,h-1} P_{i,h-1}) / 2|} \quad (1)$$

式(1)中 S 代表机构股东持有的股票组合, $P_{i,h}$ 和 $N_{i,f,h}$ 分别代表机构股东 f 在第 h 半年度持有股票 i 的价格和份额。换手率越高说明机构投资者的交易频率越高,交易越短视。接着,本文计算了上市公司机构投资者整体的交易视域均值($AvgCR$)和交易视域差异性($StdCR$)。具体构建及计算方法如式(2)。

$$AvgCR_{i,h} = \frac{1}{N} \sum_{f=1}^{f=N} (ChurnRate_{f,h})$$

$$StdCR_{i,h} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{f=1}^{f=N} (ChurnRate_{f,h} - AvgCR_{i,h})^2} \quad (2)$$

Chan等(2022)取换手率标准差($StdCR$)与换手率均值($AvgCR$)的比值代表交易视域的离散程度,体现出交易视域的差异性(即变异系数 CV)。但本文的研究背景是机构投资者趋于短视化,同质化现象严重。因此,本文选取该指标的相反数作为同质化程度的测度。按照式(3)得到交易同质化的指标($THomo$)用以刻画上市公司机构投资者之间交易行为的同质化程度。

现实中,当公司同时被多家机构投资者(例如基金、券商、银行等)持有,若这些机构彼此之间的交易行为相似,有着相同的流动性需求,面临冲击时无法分散风险。相反,若这些机构之间的交易行为相差甚远,同质化程度很低,那么彼此之间可以分散风险。因此,本文构建的指标越大,意味着离散程度越小,同质化程度越高。

$$THomo_{i,h} = -CV = -\text{Log} \left(\frac{StdCR_{i,h}}{AvgCR_{i,h}} \right) = \text{Log} \left(\frac{AvgCR_{i,h}}{StdCR_{i,h}} \right) \quad (3)$$

2.尾部系统风险

本文参考国内外文献的经典做法(李志生等,2019;Wang等,2011),使用了SJC Copula函数通过计算尾部极值相关性来度量股价的尾部系统风险(τ)。Copula函数描述了变量间的相关性,具体来说,它可以将两个变量的联合分布和每个变量边缘分布联接起来,即 $F_{xy}(x,y) = C(F_x(x), F_y(y))$ 。基于JC Copula(Joe-Clayton Copula)函数,Patton(2006)进一步修正了分布函数的不对称性特征,提出了SJC Copula(Symmetrized Joe-Clayton Copula)函数。记 $u = F_x(x)$, $v = F_y(y)$,计算方法如公式(4)至(7)所示。

$$C_{SJC}(u, v | \tau^U, \tau^L) = \frac{1}{2} [C_{JC}(u, v | \tau^U, \tau^L) + C_{JC}(1-u, 1-v | \tau^L, \tau^U) + u + v - 1] \quad (4)$$

式中 C_{JC} 表示JC Copula函数,计算公式如下。

$$C_{JC}(u, v | \tau^U, \tau^L) = 1 - \left\{ 1 - \left[(1 - (1-u)^k)^{-\gamma} + (1 - (1-v)^k)^{-\gamma} - 1 \right]^{-\frac{1}{\gamma}} \right\}^k \quad (5)$$

式中 $k = 1/\log_2^{2-\tau^U}$, $\gamma = -1/\log_2^{\tau^L}$, τ^U 和 τ^L 分别代表右尾和左尾的极值相关性,具体形式如下。

$$\tau^L = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} P(U \leq \varepsilon | V \leq \varepsilon) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} P(V \leq \varepsilon | U \leq \varepsilon) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{C(\varepsilon, \varepsilon)}{\varepsilon} \quad (6)$$

$$\tau^U = \lim_{\delta \rightarrow 1} P(U > \delta | V > \delta) = \lim_{\delta \rightarrow 1} P(V > \delta | U > \delta) = \lim_{\delta \rightarrow 1} \frac{1 - 2\delta + C(\delta, \delta)}{1 - \delta} \quad (7)$$

由上述条件概率表达式可知, τ^U 和 τ^L 刻画的是两个随机变量在极值附近时的表现,例如市场收益率趋于左(右)极限时个股收益率也趋于左(右)极限的概率。值越大(趋近于1),说明两者的极值相关性越强,而该值越小(趋于0)则说明两者的极值相关性越弱。因此,本文将经验分

布函数 u 和 v 分别设定为个股收益率和市场收益率,并代入式(4)和(5)进行极大似然估计,得出 k 和 γ 的估计值,最后代入式(6)和(7)求出 τ^U 和 τ^L 的估计值。此时 τ^U (τ^L)就可以看成是个股随大盘暴涨(暴跌)的概率,即股票的右尾(左尾)系统风险。

3.控制变量

借鉴李志生等(2019)的研究,本文加入如下控制变量:股票流通市值($SIZE$,对数化处理)、上市公司的账面市值比(BM)、成长性($Tobin's Q$)、资产收益率(ROA)、上市公司财务杠杆(LEV)、股票收益率(RET ,月收益率的年度累乘值)、股票波动率(VOL ,过去一年日收益率的标准差)、股票收益率的偏度($SKEW$)、股票收益率的峰度($KURT$)和机构股东持股比例($INST$)。

(二)数据与样本

1.数据来源

本文选取2013年至2024年中国A股所有上市公司作为研究样本,并结合本文研究做出进一步筛选:第一,剔除金融行业上市公司样本;第二,剔除曾发生过ST、PT的上市公司样本;第三,仅保留至少有连续两年数据的上市公司样本;第四,估算半年度的尾部系统风险需要有足够的观测值,因此本文剔除了半年度交易日不满60天的上市公司样本;第五,为确保异常值不会影响研究结论,本文对解释变量和被解释变量进行了1%和99%分位数的缩尾处理。本文的机构投资者持股及交易数据、上市公司基本特征及股价流动性数据等均来自CSMAR数据库。经过上述处理,最终得到了19555个公司半年度观测样本。

2.描述性统计

本文首先对样本进行描述性统计。表1的Panel A报告了本文主要变量的描述性统计。在样本区间内,左尾系统风险的均值(Tau_l)为0.311,接近右尾系统风险(Tau_u)均值0.176的两倍。^①由此可见,资本市场中个股暴跌(左尾)的风险比暴涨(右尾)的风险更大。表1还体现了上市公司机构投资者交易同质化特征。例如,一家上市公司机构投资者交易频率的均值($AvgCR$)为90.7%,这意味着机构投资者的交易行为非常频繁,且较为短视。其次,机构交易视域差异性($StdCR$)的均值在44.6%,同时,交易同质化($THomo$)的数值范围从-0.686到1.920,意味着机构投资者彼此之间的交易行为存在着同质化的趋势。Panel B补充说明了交易同质化与股价尾部风险之间的相关性分析。其中,交易同质化($THomo$)与左尾系统风险(Tau_l)和右尾系统风险(Tau_u)均显著正相关,说明机构投资者的交易同质化会加剧个股的尾部系统风险,初步证实了本文的猜想。

四、实证结果分析

(一)交易同质化与尾部系统风险

机构交易行为的内在联系对个股风险的影响是动态变化的,本文借鉴姜富伟等(2022)利用面板数据构建计量模型,对机构交易同质化与个股尾部系统风险的关系进行实证研究,模型设定如式(8)所示。

$$\tau_{i,t}^L(\tau_{i,t}^U) = \beta_0 + \beta_1 THomo_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \gamma Year_t + \theta Company_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中,回归模型中的被解释变量为股票尾部系统风险(τ^L 和 τ^U),核心解释变量为机构同质化($THomo$)。为提升回归结果的可信程度,本文还做了以下处理:第一,本文同时控制了时间效应($Year$)和个体效应($Company$),尽量避免遗漏变量带来的内生性问题;第二,本文对核心解释变量和控制变量都进行了滞后一期处理,以缓解反向因果可能带来的内生性干扰;第三,模型

^①此结果与现有文献陈海强等(2019)描述统计结果相近。

表 1 主要变量描述性统计

Panel A: 变量描述性统计					
变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Tau_l</i>	0.311	0.224	0.000	0.337	0.750
<i>Tau_u</i>	0.176	0.182	0.000	0.111	0.654
<i>AvgCR</i>	0.907	0.349	0.000	0.917	5.714
<i>StdCR</i>	0.446	0.219	0.000	0.400	4.169
<i>THomo</i>	0.716	0.462	-0.686	0.820	1.920
<i>Size</i>	23.390	1.181	20.327	23.205	28.612
<i>BM</i>	0.667	0.288	0.036	0.659	1.636
<i>Tobin's Q</i>	1.995	1.532	0.611	1.517	28.065
<i>ROA</i>	0.033	0.049	-0.503	0.025	0.695
<i>LEV</i>	0.456	0.195	0.020	0.461	1.601
<i>RET</i>	0.060	0.503	-0.901	-0.044	6.307
<i>VOL</i>	0.026	0.010	0.007	0.025	0.075
<i>SKEW</i>	0.193	0.650	-3.537	0.195	3.619
<i>KURT</i>	2.510	2.393	-1.547	1.926	27.535
<i>INST</i>	47.593	23.244	0.000	49.488	96.525
<i>Obs</i>			19555		
Panel B: 变量相关系数					
	<i>Tau_l</i>	<i>Tau_u</i>	<i>THomo</i>		
<i>Tau_l</i>	1.000				
<i>Tau_u</i>	0.588***				
<i>THomo</i>	0.164***	0.143***			

注: **、*、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%。

的所有回归系数的标准误均在企业层面进行聚类处理,以保证结果稳健可靠。

表2报告了机构同质化对股票尾部系统风险的主要回归结果,本文采用了混合OLS和FE固定效应模型分别进行检验。其中,被解释变量是左尾系统风险(前2列)和右尾系统风险(后2列),解释变量为交易同质化(*THomo*)。回归结果显示,无论是OLS回归模型还是FE固定效应模型,交易同质化对上市公司股价尾部系统风险的回归系数均在1%的水平上显著为正。总体而言,基准回归结果支持了本文的假说H1,机构投资者交易同质化加剧了股左尾系统风险,是资本市场上股票暴涨暴跌现象频繁发生的重要因素之一。结合资本市场近来频发的量化基金“砸盘现象”^①,尤其是基于同质化程序、算法的高频交易,对市场造成了不小的冲击。

(二)稳健性检验

为增强结论的稳健性,本文进行了一系列检验。首先,通过增加可操控性应计盈余、股票价格、换手率、行业及滞后一期尾部风险等控制变量,以缓解遗漏变量问题,核心结论保持不变。其次,将2015年“股灾”和2020年公共卫生事件作为外部危机冲击,发现交易同质化在危机期间对左尾系统风险存在显著的加剧效应。最后,通过更换解释变量的测度方式(如剔除股价影响、以持股规模加权)以及采用分位数回归等方法,结果表明核心结论对不同的变量设定与估计模型均保持稳健^②。

(三)内生性检验

为应对潜在的内生性问题,本文进一步利用两项外生政策冲击构建双重差分模型进行检验。现有研究表明,融资融券制度因其相对外生的政策属性以及对投资者交易行为的显著影

①据沪深交易所2月20日发布的公告,灵均投资名下多个证券账户通过计算机程序自动生成交易指令、短时间内集中大量下单,卖出沪市、深市股票合计11.95亿元及13.72亿元,开盘后一分钟内总成交金额达到25.67亿元,导致指数快速下挫,影响正常交易秩序。

②篇幅所限,稳健性检验结果未予以列示,感兴趣的读者可向作者索取。

表2 交易同质化与尾部系统风险的关系检验

变量	<i>Tau_l</i>		<i>Tau_u</i>	
	OLS	FE	OLS	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>THomo</i>	0.051*** (8.496)	0.013*** (4.719)	0.039*** (9.998)	0.028*** (8.329)
<i>Size</i>	0.001 (0.445)	0.025*** (6.084)	0.023*** (11.524)	0.053*** (11.067)
<i>BM</i>	0.003 (0.236)	0.023** (2.327)	0.044*** (4.966)	0.036*** (2.933)
<i>Tobin's Q</i>	-0.006*** (-3.097)	-0.002 (-0.952)	-0.004*** (-2.784)	-0.004** (-2.406)
<i>ROA</i>	0.548*** (8.281)	0.380*** (10.905)	0.273*** (6.369)	0.095*** (2.976)
<i>LEV</i>	0.042*** (2.983)	0.006 (0.429)	-0.032*** (-2.821)	-0.038** (-2.345)
<i>RET</i>	0.046*** (14.187)	0.000 (0.121)	0.007*** (2.609)	-0.015*** (-4.916)
<i>VOL</i>	6.201*** (31.953)	1.790*** (12.030)	4.989*** (30.896)	4.608*** (26.780)
<i>SKEW</i>	-0.086*** (-33.039)	0.005*** (2.958)	-0.079*** (-37.025)	-0.030*** (-16.083)
<i>KURT</i>	0.008*** (10.275)	-0.000 (-0.127)	0.008*** (12.374)	0.003*** (5.692)
<i>INST</i>	0.067*** (6.894)	-0.129*** (-8.242)	0.031*** (3.870)	-0.107*** (-5.494)
观测数	17 961	17 961	17 961	17 961
组内R ²	0.173	0.733	0.173	0.400
个体固定效应	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES

注:括号中报告值是t统计量;***、**、*分别表示显著性水平为1%、5%、10%;按公司聚类,并进行稳健的标准误调整;下同。

响,已成为研究投资者交易决策与市场风险传导机制的理想准自然实验场景(苏冬蔚和倪博, 2018)。首先,以融资融券制度的逐步扩容作为准自然实验,我们按照式(9)采用广义双重差分法来识别融资融券制度对机构同质化的影响,回归结果汇总在表3的Panel A。第(1)列和第(2)列结果显示,相较于不可融券标的股票,可融券标的股票左尾系统风险显著升高,这表明卖空机制的引入易引发集体抛售,从而加剧了个股的尾部风险。第(3)列和第(4)列结果显示,在交易同质化程度较高的公司中,融资融券制度对左尾系统风险的促进效应更为明显。这一发现为融资融券制度加剧市场风险提供了新视角,在扩大股票交易范围的同时需警惕同质化的杠杆交易。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 List + \delta X_{it-1} + \gamma + \varphi + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其次,基于2015年开始实施的股利差别化政策(持股超一年免税)的检验(见式10),该政策实施后,高股息支付公司(处理组)的左尾系统风险显著降低,支持了外生政策冲击对尾部风险的缓解作用(见表3的Panel B)。同时,在交易同质化程度较高的公司中,减税政策对左尾系统风险的抑制效应更为明显。这一发现与“减税政策通过吸引耐心资本与长期资金,降低投资者行为趋同,从而缓解尾部风险”的机制预期一致。本部分基于外生政策事件的识别策略,不仅强

表3 内生性分析: 双重差分检验

Panel A: 融资融券制度				
变量	被解释变量: Tau_l			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat_Post</i>	0.042*** (11.016)	0.035*** (9.222)	0.027*** (6.451)	0.023*** (5.382)
<i>Treat_Post_Dum</i>			0.025*** (5.670)	0.023*** (5.159)
控制变量	NO	YES	NO	YES
观测数	17 961	17 961	17 961	17 961
组内 R^2	0.745	0.754	0.745	0.754
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
Panel B: 股利减税政策				
变量	被解释变量: Tau_l			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat_Post</i>	-0.102*** (-17.795)	-0.061*** (-10.373)	-0.082*** (-10.764)	-0.050*** (-6.656)
<i>Treat_Post_High</i>			-0.032*** (-4.222)	-0.018** (-2.384)
控制变量	NO	YES	NO	YES
观测数	7 192	7 192	7 192	7 192
组内 R^2	0.618	0.661	0.620	0.661
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

化了核心结论的稳健性,而且从公司分红行为与资本市场稳定的角度,为推动资本市场高质量发展提供了政策层面的实证依据。两项DID检验均从因果识别层面强化了核心结论的可靠性。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_Post + \delta X_{it-1} + \gamma + \varphi + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

为了处理潜在内生性问题,本文采用工具变量法进行稳健性检验,结果见表4。选取同行业其他公司交易同质化的年度均值作为工具变量,第一阶段回归显示工具变量与内生变量显著相关。第二阶段回归结果表明,在控制内生性后,交易同质化的估计系数仍显著为正,证实其对左尾风险存在稳健的加剧作用。如果存在共同持有本公司与同行业其他公司股票机构投资者,这使得工具变量可能通过机构投资者行为这一未观测到的渠道直接影响残差项,从而违背了排他性约束。为进一步排除“共同持股”渠道的干扰,我们在模型中控制了机构共同持股比例。结果显示,交易同质化的系数依然在5%水平上显著,结论保持稳健。工具变量检验进一步强化了交易同质化与左尾风险之间的因果推断可靠性。

本文采用Heckman处理效应模型进行稳健性检验。表5的Heckman模型结果进一步排除了样本自选择偏差的干扰。模型将同质化程度前30%的样本设为处理组,并以工具变量 $THomo_IV$ 作为排他性约束。结果显示,逆米尔斯比率(IMR)系数显著为负,证实样本选择偏差确实存在。在控制 IMR 后,交易同质化($THomo$)的系数仍在1%水平上显著为正。这表明,在纠正了自选择问题后,交易同质化对左尾系统风险的加剧作用依然稳健成立。

(四)交易同质化对尾部系统风险的作用机制分析

本文在研究假设部分提出了流动性危机的研究假说,本部分拟从流动性冲击和买卖不平

表 4 内生性分析: 2SLS工具变量法

变量	第一阶段		第二阶段	
	THomo		Tau_l	
	(1)	(2)	(3)	(4)
THomo_IV	0.230*** (5.820)	0.230*** (5.820)		
\widehat{THomo}			0.432*** (5.489)	0.431*** (5.483)
控制变量	YES	YES	YES	YES
交叉持股	NO	YES	NO	YES
Kleibergen-Paap rk LM	34.114	34.118		
Kleibergen-Paap Wald rk F	33.872	33.870		
观测数	17,868	17,868	17,866	17,866
组内R ²	0.178	0.178	0.397	0.398
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

表 5 内生性分析: Heckman 处理效应模型

变量	Two Steps		MLE	
	THomo_Dum	Tau_l	THomo_Dum	Tau_l
	(1)	(2)	(3)	(4)
THomo_IV	0.376*** (5.672)		0.429*** (3.630)	
THomo_Dum		0.190*** (5.768)		0.045*** (4.464)
IMR		-0.003*** (-2.243)		-0.003** (-2.161)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	17868	17868	17868	17868
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

衡两个维度进行机制检验,揭示交易同质化加剧股价尾部系统风险的具体作用路径。本文参考朱菲菲等(2023)和江艇(2022),利用流动性冲击在两者之间所起到的中介效应进行检验,第一步检验交易同质化对中介机制变量(流动性冲击和买卖不平衡)产生的影响,第二步检验中介机制变量对左尾系统风险产生的影响。检验模型如式(11)和式(12)所示。

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 THomo_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \gamma Year_t + \theta Company + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$\tau^L_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Med_{it} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \gamma Year_t + \theta Company + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

1. 流动性冲击

流动性冲击是指当个股流动性突然恶化时,导致资产价格出现异常波动(价格冲击)或交易成本骤然上升(成本冲击)的现象(Korajczyk和Sadka, 2004)。价格冲击关注的是当有交易发生时对资产价格的影响程度。Amihud(2002)利用收益率与交易额的比例构造非流动性指标,其本质是交易带来的价格摩擦或非流动性程度,它从价格反应的角度捕捉股票的流动性,成为最广泛使用的代理变量之一(朱菲菲等, 2023; 杨何灿等, 2023)。成本冲击关注的是投资者在买卖资产时,实际需要承担的交易成本是多少。交易成本越小意味着买卖之间的摩擦越小,可以更便宜地完成交易,此时交易流动性好。买卖价差直接反映了投资者立即成交所必须承担的成本。使用时间加权的买卖价差可以反映投资者的报价策略,在高频流动性测度方面优于其他指

标(张峥等,2014)。本文借鉴上述文献的方法按照式(13)构造以下两类流动性冲击指标。

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{d=1}^N \frac{|R_{id}|}{Amt_{id}} \times 10^{-9}, Spread_{i,t} = \sum w_{\Delta t} \frac{(buy - sell)}{(buy + sell)/2} \quad (13)$$

与此同时,诸多研究认为流动性也会影响投资者的交易活动,具有一定内生性。本文将流动性指标进行一阶差分带入到式(11)中检验交易同质化对流动性冲击的影响,结果如表6的第(1)列和第(4)列所示,交易同质化对流动性冲击的回归系数分别为0.031和0.018,且均在1%的水平下显著。这意味着交易同质化对股票的交易价格和交易成本产生了流动性冲击。进一步,利用式(12)来检验流动性冲击是否可以加剧尾部系统风险,结合表6的第(2)列和第(5)列结果证实流动性冲击加剧了左尾系统风险。最后,为了排除市场和行业流动性的影响,我们还在回归模型中分别引入了市场流动性水平和行业流动性水平作为控制变量,实证结果依旧显著。综合表6的结果可以推断,流动性冲击是交易同质化加剧尾部风险的重要作用机制之一,假说H2a成立。

表6 机制分析:流动性冲击

变量	价格冲击			成本冲击		
	<i>Liq_Shock</i>	<i>Tau_l</i>		<i>Liq_Shock</i>	<i>Tau_l</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>THomo</i>	0.031*** (3.199)			0.018** (2.253)		
<i>Liq_Shock</i>		0.029*** (4.099)	0.026*** (4.135)		0.080*** (22.199)	0.057*** (17.349)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
市场流动性	NO	YES	YES	NO	YES	YES
行业流动性	NO	YES	YES	NO	YES	YES
观测数	17 961	17 961	17 855	17 961	17 961	17 855
组内R ²	0.074	0.735	0.765	0.209	0.745	0.768
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

2. 买卖不平衡

交易同质化意味着机构投资者在同一时间采取相同的交易策略,可预见的是,短时间内市场上的交易方向会趋于一致,造成买卖双方力量的不平衡。关于买卖不平衡的测度,已有文献主要使用卖出成交量(金额)与买入成交量(金额)的差值来体现。由于本文的研究对象是机构投资者的交易行为,因此采用大单交易记录^①来度量因交易同质化造成的买卖不平衡(*OIB*)。参考既有研究(许泳昊等,2022),本文采用式(14)的方法构造指标。

$$OIB_{i,t} = \frac{(Lrgsell - Lrgbuy)}{size} \quad (14)$$

将买卖不平衡的代理指标带入到式(11)中检验交易同质化与买卖不平衡的直接关系,结果如表7的第(1)列和第(4)列所示,交易同质化显著加剧了机构投资者的买卖不平衡程度。进一步,利用式(12)来检验买卖不平衡是否可以加剧尾部系统风险,结合表7的第(2)列和第(5)列结果,利用成交金额和成交股数构造的买卖不平衡均加剧了左尾系统风险。较高的买卖不平衡(*OIB*)可能是由未被观测到的尾部风险事件(如机构恐慌性抛售)所引致,这种反向因果关系会干扰估计。在控制尾部风险的滞后项后,交易同质化对左尾系统风险(*Tau_l*)的影响程度

^①CSMAR里的大笔交易数据库,该数据库记录了A股所有单笔交易股数不低于10万股的交易记录。

保持不变。综合表7的结果可以推断,同质化交易引发集中抛售造成订单失衡,使得买卖不平衡成为个股左尾风险上升的重要传导机制之一,假说H2b成立。

表7 机制分析:买卖不平衡

变量	大单成交额			大单成交量		
	<i>OIB</i>	<i>Tau_l</i>		<i>OIB</i>	<i>Tau_l</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>THomo</i>	0.023*** (4.038)			0.034*** (4.928)		
<i>OIB</i>		0.013*** (2.833)	0.015*** (3.146)		0.011*** (2.784)	0.012*** (3.020)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
滞后尾部风险	NO	NO	YES	NO	NO	YES
观测数	17 961	17 961	17 961	17 961	17 961	17 961
组内R ²	0.417	0.733	0.734	0.219	0.733	0.734
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(五)防范交易同质化的风险效应

在防范交易同质化风险方面,本文发现了信息披露质量与市场信心扮演着关键的调节角色,回归结果见表8。一方面,高质量的信息披露通过优化信息环境与改善市场流动性,有效削弱交易同质化对尾部系统风险的加剧效应。本文采用深交所对上市公司信息披露的评级作为信息披露质量的代理变量,在模型中引入交易同质化与信息披露质量的交互项进行检验^①。表8第(1)和第(2)列结果显示,高质量的信息披露能够显著弱化交易同质化对左尾系统风险的加剧作用。这一结果具有重要的现实意义:上市公司可通过完善内部信息披露体系,从而有效增强公司对交易同质化冲击的抵御能力,防范尾部风险的发生。另一方面,市场信心可以从源头上减少投资者跟风抛售的“恐慌”行为。本文借鉴李志生等(2019)的方法检验社保基金是否能够缓解交易同质化对左尾系统风险的负面影响。表8第(3)和第(4)列结果显示,交互项系数在5%的水平上显著为负。这一结果支持了社保基金作为外部稳定器的功能,说明其可通过增强市场信心,有效对冲由交易同质化引发的尾部风险。从政策含义来看,监管部门可合理引导社保基金等长期机构投资者有序入市,发挥其市场“压舱石”作用,从而提升金融市场整体韧性,抑制同质化交易可能引发的系统性风险。

五、进一步分析

(一)交易同质化的成因分析

1.机构扎堆调研

为探究机构交易同质化的成因,本文从机构扎堆调研的视角进行分析。根据现有研究,机构调研后的交易行为往往含有私有信息,容易趋同化(Cheng等,2019)。因此,本文采用Probit计量模型来对交易同质化的成因进行分析,主要模型设定如下。

$$THomo_30_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Res_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t-1} + \gamma Year_t + \theta Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中,被解释变量为虚拟变量,交易同质化的前30%定义为1,后70%定义为0。本文使用机构调

^①深交所对上市公司信披评级分为优秀、良好、合格与不合格,良好及优秀,Rating取值为1,合格与不合格Rating取值为0。

表 8 防范交易同质化的风险效应

变量	Z=Rating		Z=Gov	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>THomo</i>	0.069*** (6.011)	0.029*** (5.849)	0.030*** (4.117)	0.014*** (4.968)
<i>THomo</i> ×Z	-0.055*** (-4.984)	-0.020*** (-3.887)	-0.014** (-2.120)	-0.005* (-1.812)
Z	0.015 (1.583)	-0.004 (-1.021)	0.013** (2.033)	0.002 (0.908)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	17 961	17 961	17 961	17 961
组内R ²	0.291	0.734	0.288	0.734
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES

研数量和调研频率作为调研(*Res*)代理指标(方红星和林婷,2023),回归结果见表9。机构扎堆调研的程度越高,机构交易行为越有可能同质化。进一步,在控制未预期盈余(SUE)以分离“信息”效应后,调研行为的影响依然显著。这说明,同质化交易不仅源于公司披露的利好信息驱动,更与调研行为本身引发的信号相关。该结果完善了“扎堆调研→行为趋同→风险上升”的逻辑链条。

表 9 扎堆调研与交易同质化

变量	被解释变量: <i>THomo_30</i>			
	调研数量		调研频率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Res</i>	0.059*** (5.439)	0.057*** (5.226)	0.145*** (6.486)	0.143*** (6.273)
<i>SUE</i>		0.050*** (4.430)		0.050*** (4.398)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	17 926	17 194	17 926	17 194
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

2. 概念股偏好

除去机构扎堆调研之外,本文选取概念股偏好作为交易同质化的第二个诱因。中国资本市场存在概念股轮动现象,而陆蓉和孙欣钰(2021)研究发现机构投资者热衷于概念股炒作和泡沫骑乘。本文认为,概念股股票的“彩票”属性吸引了特定类型的投资者,放大了其非理性偏好。借鉴上述文献,本文将(低)股价、(高)换手率和(极值)日收益率作为“彩票”属性的三个维度并构造彩票指数(*Lottery*)。回归模型与上述分析保持一致,回归结果见表10,彩票指数越大(即股价越低、换手率越高、日收益越大),同质化交易的概率越大,更容易吸引到风险偏好相似的投资者参与概念股炒作。因此,对于交易同质化的成因分析有助于理解资本市场上的概念股炒作与轮动。

(二) 异质性分析

本文将围绕经济政策不确定性、股票周期以及套利强度三方面进行异质性分析,结果见表11。首先,本文使用Huang和Luk(2020)构建的经济政策不确定性指数,按照样本中位数将其分成高不确定性组和低不确定性组并进行分组检验。表11的第(1)列和第(2)列证实在经济环

表 10 概念股偏好与交易同质化

变量	被解释变量: <i>THomo_30</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Price</i>	-0.002** (-2.416)	-0.002** (-2.354)		
<i>Turnover</i>	0.143*** (4.732)	0.150*** (4.741)		
<i>Max</i>	2.831*** (3.049)	3.999*** (3.994)		
<i>Lottery</i>			0.553*** (4.188)	0.458*** (3.185)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	17 961	17 926	17 961	17 926
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	NO	YES	NO	YES

境不确定性更高的时期,机构交易同质化显著增加了左尾系统风险。其次,本文利用股票半年度的收益构造了股票的上升周期($Ret > 0$)和下行周期($Ret < 0$),当股票处于下行周期时,更容易产生集体抛售行为。表11的第(3)列和第(4)列证实交易同质化在股票下行周期时的风险效应更为显著。套利强度方面,陆蓉等(2025)研究发现量化交易利用信息优势频繁进行套利策略,加剧了左尾系统风险。本文参考该文献使用交易活跃度作为套利强度的代理指标并进行分组检验。表11的最后两列证实了交易同质化在套利强度较大时显著提高了左尾系统风险。

表 11 交易同质化的异质性分析

变量	政策不确定性		股票行情		套利强度	
	高	低	下行	上升	强	弱
<i>Thomo</i>	0.015*** (4.466)	0.002 (0.590)	0.018*** (4.936)	0.003 (0.712)	0.032*** (5.184)	0.006 (1.484)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测数	9 248	7 919	9 880	8 081	5 728	5 552
组内 R^2	0.809	0.766	0.772	0.734	0.770	0.808
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
组间差异检验p值	0.005***		0.009***		0.014***	

(三)交易同质化与股价信息效率

本文围绕同质化交易对股价信息效率的影响进行分析。一方面,当公司吸引到较多同类型投资者时,趋同化的交易行为容易引发股价的暴涨暴跌,从而降低定价效率。本文借鉴Durnev等(2003)的方法构建股价同步性(*Synch*)指标以反映股价的定价效率。另一方面,同质化交易不仅会冲击股票流动性,还可能干扰股价在资源配置中的信息功能,尤其是降低股价对公司未来投资机会的指导作用。本文参考Chen等(2017)的模型,通过交易同质化程度与托宾Q的交乘项检验交易同质化是否削弱了投资股价敏感性。估计结果汇总于表12。第(1)列和第(2)列显示,交易同质化会提高股价同步性,支持了其损害定价效率的预期。第(3)列和第(4)列中,交乘项*TobinQ_THomo*的系数均在5%水平上显著为负,表明在交易同质化较高的公司中,股价对公司投资机会(托宾Q)的反应显著减弱,即投资股价敏感性下降。本部分结果揭示了同质化交易对资本市场配置功能的负面影响,也为机构投资者交易行为影响实体经济的传导机制补充了经验证据。

表 12 交易同质化与股价信息效率

变量	股价同步性		股价投资敏感性	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Thomo</i>	0.052*** (8.956)	0.020*** (3.448)	0.252 (1.539)	0.212** (1.969)
<i>TobinQ_THomo</i>			-0.121** (-1.982)	-0.092** (-2.329)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测数	16 547	16 544	16 549	16 546
组内R ²	0.119	0.444	0.073	0.475
个体固定效应	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES

六、研究结论与政策建议

本文基于我国资本市场改革深化与机构投资者规模持续扩张的背景,使用机构交易数据构建交易同质化指标,实证分析机构投资者交易行为对股票左尾系统风险的影响。实证结果显示:机构投资者交易同质化加剧了上市公司的个股尾部系统风险。内在机理表现为机构采取的一致性交易策略对股票造成流动性冲击及订单买卖严重失衡,从而使得股票流动性枯竭并引发系统性风险。接着,本文发现扎堆调研和概念股炒作是造成交易同质化程度较高的重要诱因。一方面,机构扎堆调研促使交易同质化程度提高;另一方面,概念股的“彩票”属性吸引了特定类型投资者,集体的非理性行为表现为趋同的交易行为。进一步,本文证实了信息披露高质量和耐心资本持股可以有效防范同质化的风险效应。最后,本文探讨了交易行为对资本市场产生的负面溢出效应,表现为股票的定价效率和信息含量进一步降低。本研究结论对促进金融健康和资本市场高质量发展具有重要的政策启示。

一方面,建议构建“长期稳基础、活跃促效率”的多元投资者结构。为实现这一目标,我们需要完善三个方面的制度创新。一是推动社保基金、保险资金等长期投资者考核机制改革,建立以长期绝对收益和相对市场基准超额收益为导向的考核体系,从源头抑制“追涨杀跌”的行为。二是明确“国家队”资金的逆周期调节职能,以抑制同质化交易引发的市场共振。明确“国家队”资金(如中央汇金、证金公司等)的职责边界定位于防范系统性风险、平滑非理性剧烈波动,而非替代市场定价。比如,可以建立基于市场估值分位数与波动率指标的调节机制,当市场出现极端偏离时,主要通过增持宽基指数ETF等方式提供流动性,以对冲机构同质化抛售带来的流动性危机。三是要求基金管理人详细披露其核心投资策略、投资企业生命周期阶段偏好,推动形成“成长期重研发投入、成熟期重分红比率、转型期重治理结构”的差异化价值评估指引,引导基金管理人深耕其策略优势,减少策略漂移与风格抱团。

另一方面,健全行业信息披露指引与风险预警机制。通过强化披露约束、优化激励相容的信披体系设计,引导投资者行为更趋理性,从而有效扭转市场追逐热点、炒作概念的风气,具体可以从以下三方面协同推进。一是构建行业关键指标的信息披露与风险预警框架。建议由证监会、交易所联合地方上市公司协会,定期发布针对人工智能、新能源、生物科技等技术驱动型行业的关键运营指标合理区间参考,对显著偏离合理区间的公司及时启动公开问询与风险提示,为投资者提供可比较、可验证的决策依据,压缩估值泡沫空间。二是实施“热点概念”标准化与穿透式披露监管。建议修订《上市公司信息披露管理办法》,明确要求公司在使用“元宇宙”“AI大模型”等市场热点索引词时,必须同步披露相关业务收入占比、技术实现阶段、核心应用

场景及潜在商业化风险,对披露不实或存在误导性陈述的行为,依法依规严肃问责,从源头上遏制“蹭热点”的行为。三是将信息披露质量深度嵌入资本市场功能体系。明确将上市公司信息披露评价结果与其再融资审核效率、并购重组许可、指数纳入资格等关键资本市场功能进行实质性挂钩。对高评级公司提供“绿色通道”审核激励,引导资金向优质信息披露主体集聚;对低评级公司,特别是涉及概念炒作、存在违规信披的公司,则应当加大监管频率与力度,增加其融资与交易成本,形成有效市场约束力。

主要参考文献

- [1]方红星,林婷.机构投资者实地调研如何影响公司非效率投资——基于代理冲突和信息不对称的机制检验[J]. *经济管理*, 2023, 45(2): 117-134.
- [2]贺旭,苏治,张永冀.基金家族产品同质化与基金业绩[J]. *管理科学*, 2024, 37(5): 146-158.
- [3]姜富伟,宁炜,薛浩.机构投资与金融稳定——基于A股ETF套利交易的视角[J]. *管理世界*, 2022, 38(4): 29-41.
- [4]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022, (5): 100-120.
- [5]李志生,金陵,张知宸.危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自2015年股灾期间“国家队”持股的证据[J]. *经济研究*, 2019, 54(4): 67-83.
- [6]陆蓉,孙欣钰.机构投资者概念股偏好与股市泡沫骑乘[J]. *中国工业经济*, 2021, (3): 174-192.
- [7]陆蓉,徐天丽,朱思源.危机冲击下企业社会责任与左尾系统风险[J]. *国际金融研究*, 2022, (4): 78-87.
- [8]陆蓉,张瑞瑞,闵恩凯.量化交易的市场价值效应——信息优势的作用[J]. *管理世界*, 2025, 41(6): 55-76,157.
- [9]祁斌,黄明,陈卓思.机构投资者与股市波动性[J]. *金融研究*, 2006, (9): 54-64.
- [10]苏冬蔚,倪博.转融券制度、卖空约束与股价变动[J]. *经济研究*, 2018, 53(3): 110-125.
- [11]田正磊,罗荣华,刘阳.信息传递、集体踩踏与系统性尾部风险[J]. *经济学(季刊)*, 2019, 18(3): 897-918.
- [12]韦立坚,张维,熊熊.股市流动性踩踏危机的形成机理与应对机制[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(3): 1-23.
- [13]许泳昊,徐鑫,朱菲菲.中国A股市场的“大单异象”研究[J]. *管理世界*, 2022, 38(7): 120-132.
- [14]杨何灿,吴隽豪,杨咸月.北向资金与境内股票市场流动性——基于高频数据的传导机制[J]. *经济研究*, 2023, 58(5): 190-208.
- [15]叶帅,张劲帆,郑凯轩.中国新基金过度发行之谜和投资者保护[J]. *金融研究*, 2024, (9): 171-188.
- [16]朱菲菲,吴偲立,杨云红.ETF、股票流动性与股价崩盘风险[J]. *金融研究*, 2023, (6): 169-186.
- [17]Ben-David I, Franzoni F, Kim B, et al. Competition for attention in the ETF space[J]. *The Review of Financial Studies*, 2023, 36(3): 987-1042.
- [18]Ben-David I, Franzoni F, Moussawi R. Do ETFs increase volatility[J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(6): 2471-2535.
- [19]Brunnermeier K, Pedersen L H. Market liquidity and funding liquidity[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(6): 2201-2238.
- [20]Chan K, Cheng S, Hameed A. Investor heterogeneity and liquidity[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2022, 57(7): 2798-2833.
- [21]Chen R Y, El Ghouli S, Guedhami O, et al. Do state and foreign ownership affect investment efficiency? Evidence from privatizations[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2017, 42: 408-421.
- [22]Cheng Q, Du F, Wang B Y, et al. Do corporate site visits impact stock prices?[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2019, 36(1): 359-388.
- [23]Cremers M, Pareek A. Patient capital outperformance: The investment skill of high active share managers who trade infrequently[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(2): 288-306.
- [24]Durnev A, Morck R, Yeung B, et al. Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing?[J]. *Journal of Accounting Research*, 2003, 41(5): 797-836.
- [25]Huang Y, Luk P. Measuring economic policy uncertainty in China[J]. *China Economic Review*, 2020, 59: 101367.
- [26]Hurlin C, Iseli G, Pérignon C, et al. The counterparty risk exposure of ETF investors[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019,

102: 215-230.

- [27]Koch A, Ruenzi S, Starks L. Commonality in liquidity: A demand-side explanation[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(8): 1943-1974.
- [28]Korajczyk R A, Sadka R. Are momentum profits robust to trading costs?[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(3): 1039-1082.
- [29]Sato Y. Fund tournaments and asset bubbles[J]. *Review of Finance*, 2016, 20(4): 1383-1426.
- [30]Sialm C, Starks L T, Zhang H J. Defined contribution pension plans: Sticky or discerning money[J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70(2): 805-838.
- [31]Wang K, Chen Y H, Huang S W. The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock markets: A time-varying copula approach[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2011, 20(4): 654-664.
- [32]Yan X, Zhang Z. Institutional investors and equity returns: Are short-term institutions better informed?[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(2): 893-924.

Trading Homogeneity among Institutional Investors and Left-tail Systemic Risks

Chen Kai¹, Lu Rong^{2,3}, Qin Shan²

(1. School of Finance and Trade, Wenzhou Business College, Wenzhou 325035, China; 2. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. Chinese Modernization Institute, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: “Investor primacy” serves as the cornerstone for the high-quality development of capital markets. However, under the development model characterized by scale expansion and traffic orientation, trading homogeneity among financial institutions has become increasingly severe. This paper innovatively examines the impact and micro-level mechanism of institutional trading homogeneity on the tail systemic risks of individual stocks from the perspective of trading horizon similarity. The findings reveal that trading homogeneity significantly increases the left-tail systemic risks of individual stocks. Mechanism testing indicates that liquidity shocks and buy-sell imbalance are important channels through which trading homogeneity strengthens the risk linkage between individual stocks and the market. Improving information disclosure quality and enhancing market confidence can effectively mitigate the risk effect of homogeneous trading. Further analysis shows that herd behavior in institutional research and speculation in concept stocks are significant drivers attracting homogeneous trading among similar investors. Trading homogeneity exacerbates risks under conditions of high policy uncertainty, bearish market trends, and elevated arbitrage risks. This paper provides a theoretical basis and policy implications for regulatory authorities to guide the differentiated development of financial institutions and prevent systemic risks, expands the micro foundation of financial health research, and has practical significance for maintaining financial market stability and enhancing the reliance of the financial system.

Key words: trading homogeneity; left-tail systemic risks; liquidity shocks; buy-sell imbalance

(责任编辑:王 孜)