

“稳定器”还是“助推器”?

——机构投资者持股与股票异常收益风险

于博,范璐

(天津财经大学金融学院,天津 300222)

摘要:以2008—2017年中国A股上市公司为研究对象,运用面板Poisson回归从静态、动态及异质性视角分析机构投资者在个股异常收益风险中的作用。结果表明:从持股静态水平上看,机构投资者持股比重上升并不会起到稳定公司未来股价的作用,反而会加剧个股在未来的异常收益风险,且这一风险叠加效应具有非对称特征,即持股比重上升对股价暴跌风险的影响较为明显;从持股动态变化上看,机构“净增持”并不会助推当期股价暴涨,但“净减持”却会加剧当期股价暴跌;从风险叠加效应的异质性上看,公司规模越大(机构进出越便利)、机构股权集中度越高时,对异常收益风险的正冲击越强。此次研究对机构投资者在资本市场收益异常波动中究竟是扮演了“稳定器”角色还是“助推器”角色进行了识别,为优化机构投资者监管、防范股价异常波动风险提供了参考依据。

关键词:机构投资者;股价崩盘风险;股权集中度

中图分类号:F832.5;F832.48

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2019)06-0080-11

一、引言

一国金融市场的稳定对经济发展具有重要的战略意义。然而,“千股涨停,千股跌停”这一现象在全球证券市场中层出不穷,如1929年和1987年美国股市的崩盘、1989年日本股市的泡沫破灭、1998年亚洲的金融危机以及2008年的全球性金融危机等,这些对投资者和资本市场来说都是难以规避的系统性风险,不仅会引起资源错配、摧毁投资者的信

心,严重的还会危及一国金融的稳定和实体经济的发展。因此,解读极端风险推动因素,进而维护资本市场平稳发展至关重要。

2000年“超常规发展机构投资者”被提出以来,我国机构投资者在资本市场中迅速壮大。截至2017年底,平均每家公司的机构投资者持股比例已近33%^①。机构投资者资金规模庞大、信息渠道宽广、投资经验丰富,在与上市公司管理层和大股东制衡博弈时,相比中小投资者更占优势,更有能力参与公司治

收稿日期:2019-05-21

基金项目:国家社会科学基金一般项目(17BGL062)

作者简介:于博(1979—),男,天津人,博士,副教授,从事公司金融研究。

①数据来源:机构持股比例来自WIND的数据库,平均值来自作者计算。

理。那么,在我国股票市场发展尚不成熟的背景下,机构投资者在暴涨暴跌现象中究竟扮演了怎样的角色?是股价极端波动的“助推器”还是市场平稳运行的监督人?机构投资者对股票极端收益风险的影响是否存在某种异质性?这些问题均值得深入研究。

金融危机的频繁出现使股价崩盘风险成为社会各界关注的热点,而崩盘风险的成因更是其中的重点议题,现有文献普遍利用代理理论和信息不对称理论来解释股价崩盘这一极端事件的决定因素。如Jin等在代理理论的基础上,运用信息结构模型解释了股价崩盘风险的形成机理。他们指出,为了维护自身利益(通常包括个人薪酬、职业规划等),管理层有隐藏或推迟披露公司内部不利消息的动机,当坏消息积累到超出公司承受能力时,会全部释放到市场中,使股价向下发生大的跳跃,严重时甚至导致崩盘^[1]。Bleck等从信息不对称的角度考察了股价的崩盘风险,他们认为,信息不对称的存在使得那些对企业不利的信息无法在早期被投资者发现^[2]。

现有文献对异常收益风险的研究大多集中在股价暴跌风险上,对暴涨风险的关注相对不足。然而,在资本市场中,暴涨问题同样严重,都是股票价格严重脱离价值的体现,往往有较大的关联性。例如,1989年的日本股市泡沫破灭、2008年的全球金融危机以及2015年我国股市的暴跌,这些危机发生前都伴随资本市场的暴涨假象。此外,现有研究较多关注机构投资者在股票收益性、流动性及市场稳定性方面的作用,但是,有关机构投资者在极端收益风险方面的作用研究至今仍缺乏系统性分析。基于此,选取2008—2017年我国A股上市公司样本,从机构持股的静态水平和动态变化(增、减持)角度分析机构投资者对股票异常收益风险的影响,并深入解析了机构持股在叠加极端收益风险方面具有的异质性特征。此次研究对机构投资者在资本市场异常波动中究竟是扮演了“稳定器”角色还是“助推器”角色进行了识别,也为改进机构投资者监管、防范股价异常波动风险提供了实证依据。

二、文献回顾与理论假设

分析股票异常收益风险可知,异常收益风险指股票极端价格出现的风险,包括暴涨和暴跌两类。目前,学术界较为关注股价崩盘风险,并从公司内部和外部两方面对股价崩盘风险的影响因素进行探

讨。一部分学者指出,股价的崩盘风险会受到公司会计信息质量和高管、股东特征等内部因素的影响,如:财务报告透明度^[3]、财务总监地位^[4]、内部人抛售^[5]、内幕交易^[6]、管理层权利强度^[7]、企业生命周期^[8]等。另一部分学者从机构投资者、证券分析师等外部市场主体及政策环境出发,分析影响股价崩盘风险如何受外部因素影响,如:跟踪公司的分析师数目^[9]、融资融券^[10]、资本市场开放^[11]、投资者的信息能力及投资者情绪^[12]。

国内外学者从不同角度对机构投资者在股价稳定性中的作用进行了探讨,但由于研究环境和样本时期的不同,得出的结论存在明显差异。一种观点认为,机构投资者对公司的监管作用涉及管理层行为、公司绩效、信息透明度和股价反应等各个方面,其存在有利于完善市场信息的传递机制,从而降低股价的异常收益风险。比如,Shleifer等指出,与中小投资者相比,机构的持股比例大得多,为保证公司投资策略与长期价值最大化的目标一致,机构会积极监督公司治理^[13]。蔡庆丰等指出,机构投资者在股市中发挥着监督作用,有助于提高市场的信息效率,稳定股价^[14];吴国鼎等同样认为,机构投资者持股有利于监督公司治理,提升企业价值^[15]。进一步地,高昊宇等同时将股价的暴涨和暴跌风险纳入研究后得出:机构投资者持有比例的增加显著降低了股票的涨跌停次数^[16]。另一种观点认为,由于股权分散,机构投资者更关心当期收益,参与公司治理的动机较弱,其不仅会与管理层串谋,还会引发管理层短视。Dennis等指出,基金投资人对短期收益的关注会迫使基金经理频繁使用基于历史行情的正反馈交易策略,导致股价偏离内在价值,市场出现巨大波动^[17]。陈国进等基于我国A股市场的研究得出了相同结论^[18]。另有学者指出,机构投资者与公司管理层之间存在内幕交易,从而加剧股价波动水平。Pound较早考察了这种现象提出,为获取更高收益,机构投资者会选择帮助公司隐藏负面信息,并通过私有信息交易获利^[19]。Huang等指出,机构投资者投资本土企业可以为与其与管理者合谋,寻求利益最大化提供便利,从而加剧股价的暴涨暴跌^[20]。花冯涛从知情交易、噪声交易和公司治理三方面入手研究发现,机构投资者对公司特质风险的刺激效应要大于抑制效应^[21]。综上可知,尽管国内外大量文献对机构投资者如何影响崩盘风险进行了广泛研究,

但最终并未得到确定性结论。若想厘清机构投资者对我国股票市场异常收益风险的影响,还需立足于我国资本市场现状。

当前,我国资本市场的发展存在以下4点特征:第一,制度环境尚未完善,市场发展成熟度较低,在此背景下,机构投资者往往难以抑制管理层的代理行为。第二,市场高风险性“倒逼”机构投资者“短视”化交易。由于我国资本市场的系统性风险较高,非经济因素对股价走势的干扰更强,所以,股价变动的不确定性和价值投资难度更高,这使得机构投资者不得不分散投资风险,转向追求短期投资并更关注个股炒作机会。第三,我国现存的基金经理报酬决定机制使得排名落后的基金面临报酬损失和资金流失的双重风险,从而进一步“倒逼”机构投资者追求短期利益,并造成市场频繁交易。第四,在我国资本市场监管质量仍存在一定不足背景下,机构通过与管理层合谋等非常规方式提前获取上市公司重大信息牟利的成本较低,导致内幕交易现象时常发生,而内幕行为显著增大了公司股价未来崩盘的风险。

综上,笔者认为,由于市场信息质量、业绩压力、合谋操纵等因素阻碍了真实信息及时融入股价,加剧了市场信息的不对称和公司未来股价的不确定性,所以,机构投资者的短视化交易动机增强,同时,其作为监督者对管理层代理行为进行监管的动机下降。当大部分机构投资者更倾向于采取“短期趋势追踪”而非“长期价值投资”来安排自身的投资组合时,也意味着那些被机构投资者高比例持股的公司,其下一期的股价异常收益风险会上升。据此,从机构静态持股水平视角提出 H1a。

H1a:机构持股比例越高,下一期股票异常收益风险越高。

H1a 预期机构持股水平越高,越会引发股票异常收益风险。但是,异常收益风险究竟是表现为暴跌风险还是暴涨风险,抑或是同时包含两种风险?从逻辑上看,机构的短视化交易既可能是买入,也可能是卖出,所以,机构持股对暴涨暴跌两种风险都有可能产生助推效应。然而,深入分析和梳理现有文献发现,这种助推效应很可能具有非对称特征。因为在证券市场高涨背景下,机构买入对股价波动性的影响要大于卖出,而在相对低迷背景下,机构卖出会对股价波动性产生较大影响,对买入影响则较小^[22],即机构投资者通常具有很强的周期差异。考

虑到本文研究周期为2008—2017,因此,这一助推作用将主要表现在机构卖出对暴跌的影响上。此外,也有文献发现,我国机构投资者存在“羊群行为”,且卖出产生的“羊群效应”明显大于买入时的“羊群效应”,而卖出“羊群行为”会加大投资风险、降低投资回报率,导致股价暴跌^[23]。综合上述两个方面的因素,预期机构投资者持股在助推股票异常收益风险方面主要表现为助推暴跌风险。基于此,提出 H1b。

H1b:机构持股比例越高,对下一期股价暴跌风险的助推效应越强。

除了考察机构持股静态水平对“下一期”股票异常收益风险的影响外,进一步分析机构持股的动态变化对“当期”股票异常收益风险的影响。机构增持通常意味着机构投资者认可公司未来成长性,因此增持有可能提高股票在当期的正异常收益(助推暴涨)。同理,减持也将提高股票在当期的负异常收益(加剧暴跌)。但笔者认为,这两种影响的强度会存在差异,表现为机构“减持”会显著加剧股票当期暴跌风险,但“增持”却不会助推暴涨风险。因为:

第一,减持会助推当期股价暴跌。机构投资者通常具有抱团取暖的交易特征^[24],即存在某种行动一致性,当某个机构投资者出现减持时,其行动很可能传染至其他机构投资者。当市场形势发生变化时,大部分机构就会采取“趋势追踪”策略不断调整自己的投资组合,这会对整个资本市场产生极强的助涨和助跌作用,从而催生更高级别的资本市场异常波动收益^[25]。与此同时,“羊群行为”的存在也会引起机构间抛售行为的模仿及中小投资者的跟风,从而加剧暴跌风险^[26]。如果机构减持前存在与公司管理层“合谋”进行信息操纵的行为,将会伴随减持引发更大程度的股价波动。

第二,增持不一定会助推当期股价暴涨。首先,“牛短熊长”是中国股市的基本运行特征,这意味着对于机构而言,减持时机明显短于(少于)增持时机,因此,减持会相对集中且速度较快,其对当期异常收益风险(暴跌风险)的助推效应应该更显著。相比之下,由于机构投资者具有更长的时间去增持,所以增持对股价异常波动,尤其是“当期”异常波动的影响很可能会相对较弱,甚至不显著。考虑机构在“建仓”阶段通常会压制股价并加剧震荡,所以,“增持”带来的正异常收益风险(暴涨风险)也很可

能不显著。

综合上述分析,从机构持股的动态变化视角提出 H2。

H2:机构“减持”会提升当期暴跌风险,但机构“增持”不会助推当期暴涨风险。

首先,机构持股及其交易行为均会受到公司规模的影响:公司规模越大,发行规模和流通规模通常越高,即股票流动性越强。由于市值较大、成交额越高的上市公司股票的买卖价差往往较小,即交易效率越高^[27],所以公司规模越大(市场流动性越强),机构投资者的交易效率越高、交易成本越低。笔者认为,对于规模较大、流动性较强的股票而言,机构投资者在出现价值判断分歧或市场预期分歧时更有可能“用脚投票”而不是发挥积极主义,这种角色定位不利于机构投资者行使监督和治理功能,相反会提升机构内幕交易动机,从而增大股票异常收益风险。换言之,存在 H3 提出的异质性影响预期。

H3:上市公司规模越大,机构持股对下一期股票异常收益风险的正向影响越大。

当一家公司机构投资者股权高度分散时,单个机构对公司的控制力非常弱,难以通过独自拥有重要的内幕信息来获取超额回报,但随着机构股权集中度的提高,单个机构对公司的控制权增强,与此同时,机构与大股东的关系也会因机构持股水平的上升而提高。现有研究发现,机构投资者与大股东关系越密切,大股东出现利益输送的概率越高,同时,二者进行合谋的动机也越大^[28]。换言之,当机构持股集中度越高时,机构与公司管理层“合谋”进行内幕交易和市场操纵的动机越强、条件越便利,由于内幕交易和市场操纵会加剧个股的异常收益风险,因此,从机构持股对未来异常收益风险的异质性影响视角进一步提出 H4。

H4:机构股权集中度越高,机构持股对下一期股票异常收益风险的正影响越大。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

选取深交所 A 股上市公司 2008—2017 年的相关数据为研究样本,并对初始数据进行处理:①剔除 ST 公司。ST 公司连续亏损,财务状况异常,涨跌幅限制与一般股票不同,予以剔除。②剔除金融类上市公司。金融类公司在会计处理上具有特殊性,因

此剔除。③剔除存在缺失值的样本。经过处理,最终得到 1 691 家公司的 11 717 个年度样本。其中,机构持有数据来自 WIND 数据库,公司财务与公司治理等数据来自 CSMAR。

2. 变量选择与度量

(1) 因变量

异常收益风险(Abnormal return risk,简称 Ars)。利用公司特有周收益率来构建异常收益风险指标。在回归中加入市场回报率 $r_{m,t}$ 及其超前项和滞后项来计算个股收益率,以剔除市场因素和股票非同步交易对个股收益率的影响。

具体计算过程如下:

$$r_{i,t} = \alpha + \beta_{1,i}r_{m,t-2} + \beta_{2,i}r_{m,t-1} + \beta_{3,i}r_{m,t} + \beta_{4,i}r_{m,t+1} + \beta_{5,i}r_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中: $r_{i,t}$ 为 t 周股票 i 的周收益率; $r_{m,t}$ 为 t 周 A 股市场经流通市值加权的平均收益率; $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项,表示个股收益率中不能被市场解释的部分, $\varepsilon_{i,t}$ 的绝对值越大,说明股票 i 偏离市场平均收益的程度越大。

定义 $W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$ 为公司特有周收益率,若 t 周 $W_{i,t}$ 小于其年度均值的 3.09 个标准差以上,定义为股价暴跌,表示个股经历了一次股价崩盘周; $W_{i,t}$ 大于当年其年度均值的 3.09 个标准差以上,定义为股价暴涨,表示个股经历了一次股价暴涨周。选择 3.09 个标准差是因为在正态分布中,3.09 个标准差已经处在了整个分布的 0.1% 边缘。当股票收益率出现上述极端状况时,可视为发生了异常收益风险^①。进一步地,使用股票在一年中的暴涨频数(Jumpnum)来度量暴涨风险(Jump risk),一年中的暴跌频数(Crashnum)来度量暴跌风险(Crash risk),使用暴涨频数与暴跌频数之和(Count)度量异常收益风险。

(2) 自变量

①机构投资者持股比例(Institutional investor holding ratio,简称 IIHR),定义机构投资者持股比例(IIHR_{*it*})为第 t 年机构投资者持有股票 i 的比例的平均值,即将每年 4 个季度的机构持股比例数据进行算术平均,得到机构投资者在该年的平均持股比例。

②机构投资者增持比例(Increase in institutional investor holdings,简称 Inc_IIHR),定义 $Inc_IIHR_{i,t+1}$

^①现有文献也使用负收益偏态系数(NCSKEW)和上下波动比例(DUVOL)来衡量股价崩盘风险,为此,本文仍在稳健性检验部分也报告了相关估计结果。

为 $t+1$ 年股票 i 的机构投资者增持比例,等于 $t+1$ 年机构投资者持股比例大于 t 年机构投资者持股比例时两者之差。

③ 机构投资者减持比例 (Reduction in institutional investor holdings, 简称 Red_IIHR), 定义 $Red_IIHR_{i,t+1}$ 为 $t+1$ 年股票 i 的机构投资者减持比例,等于 t 年机构投资者持股比例大于 $t+1$ 年机构投资者持股比例时两者之差。

(3) 控制变量

参考现有文献,控制了以下变量:公司特有周收益率的年度均值 $MeanW$ 、公司特有周收益率的年度标准差 SdW 、公司规模 $Size$ 、财务杠杆率 $Leverage$ 、总资产收益率 ROA 、账面市值比 BM 、市盈率 PE 、超额换手率 $Oturnover$ 、公司透明度 $Opacity$ 、现金资产持有比率 $Cash/Assets$ 、累计收益率 Ret 以及独立董事人员比例 $Independence$ 。各变量的具体情况见表 1。

为检验假设 4,引入了机构投资者股权集中度指标——赫芬达尔-赫希曼指数 (HHI)。该指标用机构投资者股权分布的不平均程度代理竞争水平,计算公式为:

$$HHI_{i,t} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{IIHR_{ij}}{IIHR_i} \right)^2 \quad (2)$$

式中: $IIHR_{ij}$ 表示机构投资者 j 持有股票 i 的比例,

$IIHR_i$ 表示公司 i 的机构投资者持股比例的总和。 HHI 的取值在 0 到 1 之间, HHI 越大,说明公司 i 的股份在机构投资者之间的分布越不平均,股权向少数机构集中;反之,若 HHI 越小,则说明机构投资者股权集中度越低,股权分布较为平均,机构投资者间的竞争较为激烈。

3. 模型设定

鉴于因变量为大于等于 0 的计数变量,建立面板 Poisson 回归(固定效应)模型^①来检验假设 H1, 计算公式如下:

$$Poisson(Ars_{i,t+1} = y_{i,t+1}) = \alpha + \beta_0 IIHR_{i,t} + \beta_c ControlVariables_{i,t} + YR + Ind + \mu_{i,t} \quad (3)$$

式中:因变量 Ars 表示第 $t+1$ 年股票 i 的异常收益风险,分别取 $Count$ 、 $Jumpnum$ 和 $Crashnum$; $IIHR_{i,t}$ 表示 t 年机构持有公司 i 股票的比例; $ControlVariables$ 为控制变量。为避免特殊行业和市场宏观环境的影响,设置年度 (YR) 和行业虚拟变量 (Ind) 来控制年份与行业固定效应。

若 H1a 成立,则意味着 $IIHR_{i,t}$ 对 $Count_{i,t+1}$ 的回归系数 β_0 应该显著为正,表明机构投资者持股比例越高,未来发生异常收益风险的可能性就越高;若 H1b 成立,则意味着 $IIHR_{i,t}$ 对 $Crashnum_{i,t+1}$ 的回归系数应显著为正,但对 $Jumpnum_{i,t+1}$ 的影响很可能较

表 1 变量定义与度量

变量	符号	变量名称与度量标准
因变量	$Count_{i,t+1}$	$t+1$ 年股票 i 的极端价格波动频数,为 $t+1$ 年股票暴涨频数与暴跌频数之和,表示股票未来一期异常收益风险的大小
	$Jumpnum_{i,t+1}$	$t+1$ 年股票 i 的暴涨频数,表示股票未来一期的暴涨风险的大小
	$Crashnum_{i,t+1}$	$t+1$ 年股票 i 的暴跌频数,表示股票未来一期的暴跌风险的大小
自变量	$IIHR_{i,t}$	t 年股票 i 的机构投资者持股比例,为 t 年各季度机构投资者持股比例的平均值
	$Inc_IIHR_{i,t+1}$	$t+1$ 年股票 i 的机构投资者增持比例,为 $t+1$ 年机构投资者持股比例大于 t 年机构投资者持股比例时两者之差
	$Red_IIHR_{i,t+1}$	$t+1$ 年股票 i 的机构投资者减持比例,为 t 年机构投资者持股比例大于 $t+1$ 年机构投资者持股比例时两者之差
控制变量	$MeanW_{i,t}$	t 年公司特有周收益率的年度均值
	$SdW_{i,t}$	t 年公司特有周收益率的年度标准差
	$Size_{i,t}$	t 年公司规模,等于公司总资产的自然对数
	$Leverage_{i,t}$	t 年财务杠杆率
	$ROA_{i,t}$	t 年总资产收益率
	$BM_{i,t}$	t 年市值账面比
	$PE_{i,t}$	t 年市盈率
	$Oturnover_{i,t}$	t 年年平均超额换手率,为第 t 年股票 i 的年平均换手率与第 $t-1$ 年股票 i 的年平均换手率的差
	$Opacity_{i,t}$	t 年公司透明度哑变量,根据深交所披露的 4 个考核等级分为两类,当考核结果为 A 级和 B 级时,变量取 1,表示透明度较高;C 级和 D 级,变量取 0,表示透明度较低
	$Cash/Assets_{i,t}$	t 年现金资产持有比率
	$Ret_{i,t}$	t 年累计收益率,为股票 i 在第 t 年内特有周收益率的简单加总
	$Independence_{i,t}$	t 年独立董事人员比例,为公司独立董事人数与董事总人数之比

① 3 个被解释变量的均值和方差数值较为接近,且方差均小于均值,因此采用 Poisson 回归。Hausman 检验结果显示应采用固定效应模型。

弱,甚至不显著。

为验证 H2,进一步构建如下模型:

$$Poisson(Jumpnum_{i,t+1}) = \alpha + \beta_0 Inc_IIHR_{i,t+1} + \beta_c ControlVariables_{i,t} + YR + Ind + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$Poisson(Crashnum_{i,t+1}) = \alpha + \beta_0 Red_IIHR_{i,t+1} + \beta_c ControlVariables_{i,t} + YR + Ind + \mu_{i,t} \quad (5)$$

式中: $Inc_IIHR_{i,t+1}$ 表示机构投资者在 $t+1$ 年增持股票 i 的比例, $Red_IIHR_{i,t+1}$ 表示机构投资者在 $t+1$ 年减持股票 i 的比例,其余变量意义与式(3)相同。

H2 成立的条件是 Red_IIHR 系数显著为正,但 Inc_IIHR 系数却很可能不显著。

为检验 H3,在模型(3)中加入交叉项 $Size \times IIHR$ 得到模型(6):

$$Poisson(Count_{i,t+1}) = \alpha + \beta_0 IIHR_{i,t} + \beta_1 Size_{i,t} \times IIHR_{i,t} + \beta_c ControlVariables_{i,t} + YR + Ind + \mu_{i,t} \quad (6)$$

若 H3 成立,则交叉项 $Size \times IIHR$ 的系数应该显著为正,表示上市公司的规模越大,机构投资者持股对异常收益风险的加剧作用越大。

为检验 H4,在模型(3)中加入交叉项 HHI 和 $HHI \times IIHR$ 得到模型(7):

$$Poisson(Count_{i,t+1}) = \alpha + \beta_0 IIHR_{i,t} + \beta_1 HHI_{i,t} + \beta_2 HHI_{i,t} \times IIHR_{i,t} + \beta_c ControlVariables_{i,t} + YR + Ind + \mu_{i,t} \quad (7)$$

若 H4 成立,则交叉项 $HHI \times IIHR$ 的系数应该显著为正,表示上市公司机构投资者股权集中程度越

大,机构投资者持股对异常收益风险的加剧作用越大。

四、实证结果

1. 描述性统计分析

表2 报告了变量的描述性统计结果。根据表2 可知,Count 的均值和中位数分别是 0.300 2 和 0,标准差为 0.484 8,表明样本公司之间的异常收益风险差异较为明显。机构投资者持股比例的均值和中位数分别为 32.915 2 和 30.504 8,两个数值比较接近,说明机构投资者持股比例的数值分布较为均匀。总体上来看,我国 A 股公司机构投资者的持股水平并不高,散户仍为市场投资的主体,机构投资者持股比例的标准差为 20.852 1,表明样本公司之间机构投资者持股比例的差异较为明显。为避免多重共线性对回归结果的影响,计算各变量的 VIF 值。未列出的结果显示:各变量的 VIF 值均小于 4,说明变量间不存在严重共线性问题。

2. 方差分析

由于预期机构投资者持股比例会影响股票异常收益风险,因此,从方差分析角度,将 IIHR 按是否大于年度中位数分为高、低两组,即“高持股组”的 $IIHR_Dummy = 1$ ，“低持股组”的 $IIHR_Dummy = 0$ 。在此基础上,对股票异常收益风险进行分组均值差异检验。结果(表3)显示:对“高持股组”而言,无论是 $Count$ 还是 $Jumpnum$,其均值都在 1% 的显著度

表2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最大值	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	观测值
Count	0.3002	0.4848	3	0	0	0	1	11717
Jumpnum	0.1999	0.4105	2	0	0	0	0	11717
Crashnum	0.1003	0.3029	2	0	0	0	0	11717
IIHR	32.9152	20.8521	97.2662	0.0691	14.9430	30.5048	48.3937	11717
Ret _i	-0.0419	0.3438	2.6160	-1.2981	-0.2660	-0.0784	0.1455	11717
Oturnover	-35.1336	535.1722	4768.058	-2698.644	-309.1501	-34.0407	235.9473	11717
Size	21.3769	1.1950	27.1388	10.8422	20.6123	21.2731	22.0404	11717
Cash/Assets	0.2070	0.1729	1	-0.1648	0.0824	0.1515	0.2821	11717
Opacity	0.8549	0.3522	1	0	1	1	1	11717
PE	117.7523	1691.427	140384.9	-26423.04	24.2171	45.2790	89.4296	11717
BM	0.8550	1.0079	4.6836	0.0792	0.2979	0.5139	0.9124	11717
ROA	0.7487	77.3472	8536.124	-51.9468	0.0149	0.0406	0.0711	11717
Leverage	0.6281	82.5160	1091.761	-8899.156	0.9265	1.0226	1.2263	11717
MeanW	0.0001	0.0145	0.4482	-0.2055	-0.0059	-0.0012	0.0043	11717
SdW	0.0560	0.0239	0.3441	0.0014	0.0412	0.0516	0.0655	11717
Independence	0.3723	0.0541	0.7143	0.1429	0.3333	0.3333	0.4286	11717
HHI	0.7597	0.2058	1	0.3358	0.5735	0.7938	0.9641	11717

水平上高于低持股组,由此表明预期机构持股水平对异常收益风险存在正影响的预期在统计层面获得了一定支持。

表3 方差分析

$IIHR_Dummy_{i,t}$	$Count_{i,t+1}$	$Jumpnum_{i,t+1}$	$Crashnum_{i,t+1}$
0	0.2847	0.1827	0.1019
1	0.3190	0.2108	0.1082
Diff	0.0343 ***	0.0281 ***	0.0063
P-value	0.0005	0.0007	0.3207

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

此外,按照 $IIHR$ 从小到大将样本等分成 10 组,每组中 $Count_{i,t+1}$ 的均值分布见图 1。可见,机构持股比例与股票异常收益风险总体呈正相关关系,也与假设 1 的预期相符。

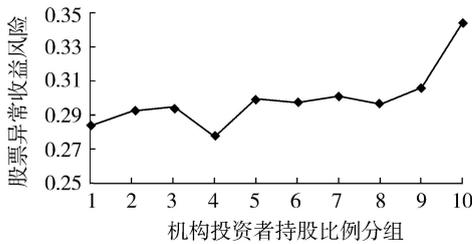


图1 机构投资者持股比例与股票异常收益风险分布

3. 回归分析

表4 报告了机构投资者持股对股票异常收益风险的作用。从回归结果可看出,在对与股价波动风险相关的因素进行控制后, $Count_{i,t+1}$ 与 $IIHR_{i,t}$ 在 5%

的显著性水平上正相关, $Crashnum_{i,t+1}$ 与 $IIHR_{i,t}$ 在 5% 的显著性水平上正相关, $Jumpnum_{i,t+1}$ 与 $IIHR_{i,t}$ 的正向关系不显著。由此表明,上市公司机构持股比例的提高会显著加大个股的异常价格风险,且这种影响主要体现在对暴跌风险的助推上。根据这一结果可知,H1a 和 H1b 得证。

控制变量上,公司规模 (Size) 的系数在 10% 水平上显著为正,表示公司规模越大,越容易发生股价的极端波动;公司市值账面比 (BM)、特有周收益率的标准差 (SdW) 及财务杠杆率 (Leverage) 的回归系数都显著为负,表明这些指标数值的提高会减弱未来异常收益风险。

表5 报告了机构“增持”和“减持”行为对股票当期异常收益风险的(暴涨/暴跌)的影响。结果表明: $Inc_IIHR_{i,t+1}$ 对暴涨风险的影响系数为负但不显著, $Red_IIHR_{i,t+1}$ 对暴跌风险的影响系数在 10% 水平上显著为正,即机构投资者增持并不会助推暴涨,但机构投资者“减持”却会显著增加暴跌风险。由此可知,H2 成立。

上述结果反映出在我国尚未成熟的资本市场中,机构投资者多追求短期收益的最大化,对管理层的代理行为还未发挥出监督作用。当市场形势发生变化时,大部分机构会不断调整自己的投资组合来逐利,而长期持有一家公司的股票进行价值投资的情况却较少。这一短视化交易倾向加剧了机构投资

表4 机构投资者持股比例与股票异常收益风险(验证 H1a/1b)

变量	(1) $Count_{i,t+1}$	(2) $Jumpnum_{i,t+1}$	(3) $Crashnum_{i,t+1}$
$IIHR_{i,t}$	0.00304 ** (0.00143)	0.00216 (0.00188)	0.00550 ** (0.00268)
$Ret_{i,t}$	-0.279 (0.180)	-0.195 (0.240)	-0.375 (0.325)
$Oturnover_{i,t}$	1.35×10^{-5} (5.25×10^{-5})	9.20×10^{-5} (6.58×10^{-5})	-0.000152 (9.51×10^{-5})
$Size_{i,t}$	0.104 * (0.0590)	0.160 ** (0.0743)	0.0246 (0.0938)
$Cash/Assets_{i,t}$	-0.0718 (0.207)	-0.349 (0.275)	0.504 (0.397)
$Opacity_{i,t}$	0.0897 (0.0662)	0.114 (0.0888)	0.0124 (0.121)
$PE_{i,t}$	5.23×10^{-7} (1.27×10^{-5})	7.01×10^{-6} (1.52×10^{-5})	-4.81×10^{-5} (4.90×10^{-5})
$BM_{i,t}$	-0.0583 ** (0.0253)	-0.0382 (0.0307)	-0.0916 * (0.0488)
$ROA_{i,t}$	-0.0281 (0.0484)	-0.0464 (0.0668)	-0.00549 (0.0955)
$Leverage_{i,t}$	-0.000154 *** (1.65×10^{-5})	-0.000131 *** (1.65×10^{-5})	-0.00218 (0.00279)
$MeanW_{i,t}$	5.834 (6.373)	-0.891 (8.729)	14.85 (11.39)
$SdW_{i,t}$	-7.801 *** (1.597)	-7.396 *** (2.055)	-8.275 *** (2.933)
$Independence_{i,t}$	-0.228 (0.543)	-0.119 (0.685)	-0.124 (1.026)
Industry Year FE	YES	YES	YES
Observations	7704	7704	7704
Number of SC	1199	1199	1199

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

表5 机构投资者持股变动与股票异常

收益风险(验证 H2)

变量	(1)	(2)
	$Jumpnum_{i,t+1}$	$Crashnum_{i,t+1}$
$Inc_IIHR_{i,t+1}$	-0.00588(0.00391)	
$Red_IIHR_{i,t+1}$		0.0143*(0.00851)
$Ret_{i,t}$	-0.458(0.375)	-0.778(0.542)
$Oturnover_{i,t}$	0.000151(0.000105)	-0.000151(0.000167)
$Size_{i,t}$	0.0517(0.141)	0.242(0.182)
$Cash/Assets_{i,t}$	0.276(0.527)	-0.318(0.720)
$Opacity_{i,t}$	0.0506(0.154)	0.00735(0.218)
$PE_{i,t}$	$6.49 \times 10^{-5}(4.80 \times 10^{-5})$	$-8.02 \times 10^{-5}(0.000111)$
$BM_{i,t}$	-0.0846(0.0651)	-0.160**(0.0690)
$ROA_{i,t}$	-0.0286(0.0433)	-0.0562(0.405)
$Leverage_{i,t}$	-0.00148*(0.000882)	-0.0196(0.0345)
$MeanW_{i,t}$	13.26(13.32)	31.92*(18.67)
$SdW_{i,t}$	-6.273*(3.643)	-11.20**(4.772)
$Independence_{i,t}$	-0.215(1.364)	-0.907(1.580)
Industry Year FE	YES	YES
Observations	2463	2829
Number of SC	715	790

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

者短期之内的买入和卖出频率,但是,由于中国资本市场“牛短熊长”,所以,卖出风险的释放更为集中,因此对暴跌风险的影响更显著,而买入对暴涨的影响却较弱,这一结论对中小投资者具有重要警示意义。

表6进一步报告了假设3和假设4的检验结果。

表6 交叉项回归分析(验证 H3、H4)

变量	(1)	(2)	(3)
	$Count_{i,t+1}$	$Count_{i,t+1}$	$Count_{i,t+1}$
$IIHR_{i,t}$	0.00276*(0.00144)	0.00260*(0.00146)	0.00226(0.00179)
$Size \times IIHR_{i,t}$	0.00300*** (0.00100)		
$HHI \times IIHR_{i,t}$		0.0161*** (0.00560)	0.0170*** (0.00641)
$HHI^2 \times IIHR_{i,t}$			0.00878(0.0271)
$HHI_{i,t}$		0.426*** (0.133)	0.420*** (0.136)
$Size_{i,t}$	0.110*(0.0589)	0.132** (0.0588)	0.132** (0.0588)
$Ret_{i,t}$	-0.267(0.180)	-0.234(0.181)	-0.235(0.181)
$Oturnover_{i,t}$	$-6.49 \times 10^{-7}(5.26 \times 10^{-5})$	$9.42 \times 10^{-6}(5.24 \times 10^{-5})$	$9.75 \times 10^{-6}(5.24 \times 10^{-5})$
$Cash/Assets_{i,t}$	-0.102(0.206)	-0.0749(0.206)	-0.0760(0.206)
$Opacity_{i,t}$	0.0867(0.0662)	0.104(0.0665)	0.104(0.0665)
$PE_{i,t}$	$5.45 \times 10^{-8}(1.26 \times 10^{-5})$	$-8.19 \times 10^{-8}(1.26 \times 10^{-5})$	$-5.52 \times 10^{-8}(1.26 \times 10^{-5})$
$BM_{i,t}$	-0.0626** (0.0254)	-0.0675*** (0.0260)	-0.0673*** (0.0260)
$ROA_{i,t}$	-0.0255(0.0428)	-0.0164(0.0450)	-0.0163(0.0452)
$Leverage_{i,t}$	-0.000154*** (1.66×10 ⁻⁵)	-0.000154*** (1.64×10 ⁻⁵)	-0.000154*** (1.64×10 ⁻⁵)
$MeanW_{i,t}$	5.463(6.376)	5.345(6.411)	5.372(6.411)
$SdW_{i,t}$	-7.583*** (1.592)	-7.464*** (1.586)	-7.474*** (1.586)
$Independence_{i,t}$	-0.215(0.544)	-0.206(0.541)	-0.206(0.542)
Industry Year FE	YES	YES	YES
Observations	7704	7693	7693
Number of SC	1199	1198	1198

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

为检验 H3,在模型(3)中加入交叉项 $Size \times IIHR$ 进行回归分析。由表6的回归(1)可知,交互项 $Size \times IIHR$ 的系数在 1% 水平上显著为正,意味着公司的规模越大,机构持股与股票异常价格风险的正相关关系越强。这一结果表明 H3 成立。

为检验 H4,在模型(3)中加入交叉项 HHI 和 $HHI \times IIHR$ 进行回归分析。由表6的回归(2)可知,交互项 $HHI \times IIHR$ 的系数在 1% 水平上显著为正,表明公司机构投资者股权集中度越大,机构投资者对异常收益风险的正向影响越大,即 H4 成立。

此外,考虑到当一家公司机构投资者股权高度集中时,随机持股比例的提高可能会倾向于作为长期战略投资者来监督公司治理,从而能有效减少股价的异常波动,平抑暴涨暴跌风险。因此,机构投资者股权集中度可能对机构持股比例与股票异常收益风险的关系存在非线性的调节作用,即机构投资者股权集中度较低时,股票异常收益风险随机构持股比例的增大而增大;而机构投资者股权集中度较高时,股票异常收益风险随机构持股比例的增大而减小。于是,将交叉项 $HHI^2 \times IIHR$ 加入模型进行回归,结果显示 $HHI^2 \times IIHR$ 的系数不显著,表示随着公司机构投资者股权集中度的提高,机构投资者还未体现出降低股票异常收益风险的作用,这进一步说明现阶段我国机构多为短期逐利投资者,暂时未

五、稳健性分析

1. 内生性检验

采用上市公司成立年限与机构持股比例的滞后 1 期作为工具变量进行了回归分析。首先,从相关性来看,上市公司成立年限是机构投资者制定持股决策考虑的一个重要因素,机构投资者往往愿意持有成立期限较长的公司的股票,机构持股比例与公司成立年限高度相关。其次,从外生性来看,上市公司成立年限对股票异常收益风险无显著影响。因此,上市公司成立年限的自然对数可以作为机构投资者持股比例的工具变量。使用上市公司成立年限的自然对数($\ln EstYear$)与机构持股比例的滞后 1 期作为工具变量,进行回归(表 7)得出,机构投资者持股比例与未来股票异常收益风险显著正相关的结论,即 H1 进一步得证。

表 7 稳健性检验 I(工具变量估计结果)

变量	$Count_{i,t+1}$	$Jumpnum_{i,t+1}$	$Crashnum_{i,t+1}$
$IIHR_{i,t}$	0.003 18 *** (0.000 856)	0.001 85 *** (0.000 716)	0.001 34 ** (0.000 553)
$\Sigma Controls$	YES	YES	YES
Industry Year FE	YES	YES	YES
Observations	8,236	8,236	8,236
Number of SC	1,537	1,537	1,537

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

此外,采用机构投资者对个股的持有比例减去个股所在行业的平均机构持股比例($IIHR_{i,t} - \text{mean}IIHR_{id,t}$)作为机构持股比例的代理变量,实证发现(表 8):调整后的机构投资持股比例依然与异常价格波动风险显著正相关,即 H1 依然稳健。

2. 变换因变量和自变量的度量方式

第一,由于部分公司 Wit 的离散程度较大,导致其均值加减 3.09 个标准差的值非常小,使得 Wit 的

表 9 稳健性检验 III(调整因变量的计量方式)

变量	(1) $NCSKEW_{i,t+1}$	(2) $NCSKEW_{i,t+1}$	(3) $DUVOL_{i,t+1}$	(4) $DUVOL_{i,t+1}$
$Inc_IIHR_{i,t+1}$	0.001 10(0.001 89)		0.000 527(0.001 46)	
$Red_IIHR_{i,t+1}$		0.006 55*(0.003 68)		0.006 15***(0.002 79)
$\Sigma Controls$	YES	YES	YES	YES
Industry Year FE	YES	YES	YES	YES
Observations	4 021	4 325	4 017	4 318
Number of SC	1 434	1 469	1 434	1 468

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

值很小也不能被视为异常收益,所以采用了 2.88 个标准差(正态分布的 0.2% 边缘)作为临界值来界定股票的异常收益,同样得到了与预期相符的结果。

第二,为确保结果的稳健性,以 NCSKEW 及 DUVOL 作为因变量对机构增持/减持对当期异常收益风险的影响(H2)进行稳健性检验(表 9)。结果表明:减持(Red_IIHR)影响显著为正,但增持(Inc_IIHR)影响不显著,即机构增、减持对异常收益风险具有非对称影响,这与表 5 的回归结果完全一致, H2 进一步得证。

第三,由于机构持股比例为连续变量,为了在变量维度上提供充分的稳健性,进一步将持股比例从连续变量调整为虚拟变量——按持股水平“高/低”进行分组。将机构持股水平高于上 1/3 分位数的样本定义为“高持股组”,将机构持股水平低于下 1/3 分位数的样本定义为“低持股组”,并设定“高持股组”的 $IIHR_Dummy = 1$ ，“低持股组”的 $IIHR_Dummy = 0$ 。在此基础上,对模型(3)进行“哑变量”回归。考虑机构持股“高/低”并非随机选择,那些被机构高持股的公司与那些被机构低持股公司的异常收益风险在“期初”本身就存在显著差异。期初的 Y 与“选择”变量非独立意味着“可忽略性假定”不满足,即模型存在一定的自选择效应。基于此,将采用附带逆概率加权的回归调整法(ipwra)和倾向得分匹配法(psmatch)法对这一处理效应进行估计。

IPWRA 和 PSMATCH 处理效应估计的最终结果 (ATT) 如表 10、11 所示^①。

表 10 稳健性检验 IV (IPWRA 估计结果)

ATT(Count _{i,t+1})	ATT(Jumpnum _{i,t+1})	ATT(Crashnum _{i,t+1})
0.0283(0.0176)	0.0119(0.0158)	0.0163*(0.00895)

表 11 稳健性检验 V (PSMATCH 估计结果)

ATT(Count _{i,t+1})	ATT(Jumpnum _{i,t+1})	ATT(Crashnum _{i,t+1})
0.0386*(0.0211)	0.0138(0.0178)	0.0249**(0.0125)

由表 10、11 结果可知:与机构低持股相比,高持股公司下一期股票异常收益风险上升,但仅限于暴跌风险。这与前文基于连续变量的线性估计结果一致,说明 H1 进一步得到支持。

虽然机构持股高低看似是由机构做出的“外生选择”,但事实上,机构究竟选择高持股还是低持股,从根本上还是取决于公司自身的经营质量和发展前景。换言之,上述自选择效应在本质上看,并非完全由外部机构形成的一个“外生”选择结果,而是由企业自身质量决定的一个内生“选择”过程。因此,考虑采用内生处理效应来估计机构持股高低这一“内生”选择效应对崩盘风险的影响。由于“内生”选择模型需要借助工具变量来拟合选择过程,所以在工具变量的设定上,将股票是否纳入“沪港通”哑变量、公司成立年限及机构持股水平的滞后 1 期作为工具变量,并在此基础上进行了包含内生处理效应的泊松回归,回归结果见表 12。

表 12 稳健性检验 VI(内生处理效应泊松回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)
	Count _{i,t+1}	Jumpnum _{i,t+1}	Crashnum _{i,t+1}
IIHR_Dummy _{i,t}	0.117** (0.0560)	0.0909 (0.0731)	0.169* (0.100)
Σ Controls	YES	YES	YES
Industry Year FE	YES	YES	YES
Observations	4058	4058	4058

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。

表 12 表明,在考虑内生选择效应后,机构投资者持股水平的提升仍会显著加大股票下一期的异常收益风险,并且主要体现为会加剧暴跌风险,H1 进一步得证。

六、结论与建议

基于静态和动态两个角度,笔者考察了上市公司机构持股对股票未来异常收益风险的影响。研究

发现:①机构投资者持股水平越高的公司平均意义上在未来表现出更大的异常收益风险,且这一风险叠加效应具有非对称性,即持股比重上升对未来股价暴跌风险的影响较为明显。②机构“净增持”并不会助推当期股价暴涨,但“净减持”却会加剧当期股价暴跌,导致机构持股变动整体加剧股价暴跌风险。③机构投资者股权集中程度高、规模大的公司为机构与公司管理层“合谋”进行内幕交易和市场操纵提供了有利的条件,公司机构投资者股权集中程度越高、公司规模越大,机构持股比例与异常收益风险之间的正相关关系越强。以上结论都表示在当前我国资本市场中,机构投资者尚未能发挥出信息及专业优势积极干预公司治理来稳定股价,并且可能存在部分机构与公司管理层合谋进行内幕交易及股价操纵而加剧股市震荡。在考虑了内生性及变量稳健性后,以上结论依然成立。

因此,如何引导机构投资者积极参与公司治理、有效发挥监督作用以维护资本市场平稳运行,已成为当下亟待解决的问题。在此基础上,提出以下建议。

第一,鼓励机构投资者进行长期价值投资,积极发挥对公司治理的监督职能,引导机构投资者由“用脚投票”向“用手投票”转变。具体政策上,可根据持股时间长短,对机构投资者实施差别化印花税征收,如减免“长期战略持股类”机构投资者的印花税、对中长期持股的机构投资者实施交易印花税优惠。

第二,对机构投资者实施分类监管。一是扩大养老基金、社保基金和企业年金等具有战略投资属性的长期机构投资者的市场参与度,发挥其市场稳定器的作用;二是从适当放宽到逐渐取消境外合格投资者(QFII)的投资境内股市的额度限制,同时,急速推动“沪港通”“深港通”等互联互通政策从试点到全面开放的战略升级;三是加大对短期机构投资者与管理层“串谋”以实施内幕交易和股价操纵行为的惩罚力度,如强化证监会问询机制建设并提

①在 PSM 与 IPWRA 估计中,需要设定 PSM 的选择方程与 IPW 的逆概率加权方程,由于两个方程的目的都是对 IIHR_Dummy 进行拟合,前者通过拟合得到倾向得分,后者通过拟合获得权重。因此,这两个方程的自变量均应是那些能够影响机构持股高低的因素,本文将这些因素定义为:公司特有周收益率的年度均值 MeanW_{i,t}、特有周收益率年度标准差 SdW_{i,t}、规模 Size_{i,t}、杠杆率 Leverage_{i,t}、总资产收益率 ROA_{i,t}、市账比 BM_{i,t}、市盈率 PE_{i,t}、超额换手率 Otumover_{i,t}、透明度 Opacity_{i,t}、现金持有比率 Cash/Assets_{i,t}、累计收益率 Ret_{i,t} 以及独立董事比例 Independence_{i,t}。

高惩治水平。同时,强化公众媒体等信息沟通机制的建设,通过强化市场沟通来优化预期引导,降低市场中的非理性情绪和噪声交易,引导资本市场回归长期价值投资。

第三,健全市场机制,为投资者营造信息透明度更高的市场交易环境。充分的市场流动性是提高交易效率、进而提高信息交换效率的关键,建议降低中小投资者投资基金类产品的门槛。特别地,对于那些更能通过价格波动来充分反映市场风险的杠杆类基金(如分级杠杆基金),也应适度降低投资门槛,允许中小投资者参与,从而提高市场流动性、完善市场定价效率。

参考文献:

[1] JIN L,MYERS S C. R2 around the world: new theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics,2006,79(2):257-292.

[2] BLECK A,LIU X. Market transparency and the accounting regime[J]. Journal of Accounting Research,2007(45):229-256.

[3] HUTTON A P,MARCUS A J,TEHRANIAN H. Opaque financial reports, R2, and crash risk [J]. Journal of Financial Economics,2009,94(1):67-86.

[4] 蒋德权,姚振晔,陈冬华. 财务总监地位与企业股价崩盘风险[J]. 管理世界,2018(3):153-166.

[5] 吴战麓,李晓龙. 内部人抛售、信息环境与股价崩盘[J]. 会计研究,2015(6):48-55.

[6] MARIN J M,OLIVER J. The dog that did not bark: insider trading and crashes[J]. Journal of Finance,2008,65(5):242-247.

[7] 郑姗姗. 管理层权利强度、内外部监督与股价崩盘风险[J]. 广东财经大学学报,2019(4):72-86.

[8] 遥远,周爱民. 企业生命周期与股价崩盘风险[J]. 中南财经政法大学学报,2018(2):97-105.

[9] 潘越,戴亦一,林超群. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究,2011(9):138-151.

[10] 钟碧兰,申韬. 国内外融资融券制度与股价波动性关系的文献综述[J]. 金融教育研究,2016(3):15-19.

[11] 方先明,陈佳欣. 股票市场开放政策效应检验——基于2011—2018 沪深港股票市场数据的分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2019,21(4):25-34.

[12] 李昊洋,程小可,郑立东. 投资者情绪对股价崩盘风险的影响研究[J]. 软科学,2017,31(7):98-102.

[13] SHLEIFER A, VISHNY R W. Large shareholders and corporate control[J]. Journal of Political Economy,1986

(94):461-488.

[14] 蔡庆丰,杨侃. 是谁在“捕风捉影”:机构投资者 VS 证券分析师——基于 A 股信息交易者信息偏好的实证研究[J]. 金融研究,2013(6):193-206.

[15] 吴国鼎,鲁桐. 机构投资者持股、企业类型与企业价值[J]. 投资研究,2018,37(7):57-70.

[16] 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[J]. 金融研究,2017(2):163-178.

[17] DENNIS P J, STRICKLAND D. Who blinks in volatile markets, individuals or institutions? [J]. Journal of Finance,2002,57(5):1923-1949.

[18] 陈国进,张贻军,刘淳. 机构投资者是股市暴涨暴跌的助推器吗? ——来自上海 A 股市场的经验证据[J]. 金融研究,2010(11):45-59.

[19] POUND J. Proxy contests and the efficiency of shareholder oversight [J]. Journal of Financial Economics,1988,20(1/2):237-265.

[20] HUANG H W, DAO M, FORNARO J M. Corporate governance,SFAS 157 and cost of equity capital:evidence from US financial institutions[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting,2016,46(1):141-177.

[21] 花冯涛. 机构投资者如何影响公司特质风险:刺激还是抑制? ——基于通径分析的经验证据[J]. 上海财经大学学报,2018,20(1):43-56.

[22] 杨德群,杨朝军,倪旸. 证券投资基金持股与股价波动性关系的实证研究[J]. 科技进步与对策,2004(8):74-76.

[23] 申尊焕,龙建成. 机构投资者的羊群行为能降低投资风险吗? ——来自中国上市公司的证据[J]. 财贸研究,2012,23(2):108-114.

[24] 吴晓晖,郭晓冬,乔政. 机构投资者抱团与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济,2019(2):117-135.

[25] QURESHI F,KUTAN A M,ISMAIL I,et al. Mutual funds and stock market volatility: an empirical analysis of asian emerging markets [J]. Emerging Markets Review,2017(31):176-192.

[26] 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[J]. 管理世界,2013(6):22-34.

[27] 李志辉,王近,李梦雨. 中国股票市场操纵对市场流动性的影响研究——基于收盘价操纵行为的识别与监测[J]. 金融研究,2018(2):135-152.

[28] 蔡宁,魏明海. 股东关系、合谋与大股东利益输送——基于解禁股份交易的研究[J]. 经济管理,2011(9):63-74.

(责任编辑:高虹)