

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.01.004

机构卖出和暴跌风险: 优势信息的作用^①

高昊宇¹, 刘伟², 马超群², 杨晓光^{3,4*}

(1. 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872; 2. 湖南大学工商管理学院, 长沙 410082;
3. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190; 4. 中国科学院大学, 北京 100049)

摘要: 基于 2014 年~2016 年沪市 A 股交易数据, 从微观视角探索机构投资者的卖出行为(机构卖出)对个股股价暴跌风险的影响。研究发现, 机构投资者的卖出比例每增加 1 个标准差, 个股暴跌的可能性增加 0.6%, 占样本均值 22.5%。进一步提出并验证机构投资者信息优势下的卖出交易信号传递机制, 发现机构卖出增加未来个人投资者的跟风卖出, 而且机构卖出与暴跌风险之间的正向关联在小市值、高成长、波动率大、个人投资者比例高和流动性较差的股票中更强。上述结论在控制其他公司特征、引入公司固定效应、使用更多股票暴跌风险和机构卖出代理变量以及样本倾向得分匹配后均稳健存在。

关键词: 机构卖出; 个股暴跌风险; 交易数据

中图分类号: F832.5 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2022)01-0064-17

0 引言

2014 年~2015 年中国沪深股市再次上演了一波“过山车式”的牛熊转换, 相当多的股票都经历了股价极端波动, 尤其是多日股价跌停等风险事件, 伴随着 A 股多次断崖式的急跌, 广大中、小投资者承受巨大财富损失^②。作为股票市场的信息优势参与方, 近些年机构投资者在中国资本市场中的力量迅速增长, 特别是在 2000 年中国证监会提出“超常规发展机构投资者”之后, 机构投资者日益扮演非常重要的角色。不少学者考察机构投资者与股价波动的关系, 但研究结论不尽相同, 而且已有研究多集中在机构投资者的持股水平差异上。受限于分类型交易数据的可获得性, 对机构投资者交易特点与公司个股股价波动关系的研究尚为空白。据此, 本文基于 2014 年~2016 年期间沪市 A 股投资者分类型交易数据, 试图回答下面

3 个问题: 1) 机构投资者的卖出行为是否显著关联个股股价的暴跌风险? 2) 机构卖出增加个股股价暴跌风险的经济机制是哪些? 3) 伴随机构卖出的股价暴跌风险对哪种类型的股票影响更大?

2015 年沪深股市进入震荡期以后, 为稳定资本市场的健康发展, 恢复投资者信心, 证监会采取了一系列措施来应对 2015 年下半年的股市暴跌, 包括国家队救市护盘、大股东减持受限、限制股指做空等。例如: 2015 年 7 月 8 日, 证监会公告《18 号文》规定即日起 6 个月内, 上市公司控股股东和持股 5% 以上股东(以下并称大股东)及董事、监事和高级管理人员不得通过二级市场减持本公司股份。2017 年 5 月 27 日, 证监会再次发布《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》, 上交所及深交所也相应发布了实施细则, 旨在避

① 收稿日期: 2019-08-21; 修订日期: 2020-12-27。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71850008; 71850012); 湖南省科技重大专项资助项目(2018GK1020); 中国人民大学科学研究基金资助项目(21XNA010)。

通讯作者: 杨晓光(1964—), 男, 安徽凤台人, 博士, 研究员, 博士生导师。Email: xgyang@iss.ac.cn

② 数据显示 2015 年 7 月沪深 A 股共有 17 138 个股票交易日, 发生个股股价跌停的股票交易日占比超过 25%。特别是 2015 年 7 月 27 日, 沪深 A 股千股跌停, 上证指数暴跌 8.48%, 创造了自 2007 年以来单日上证指数最大跌幅。

免集中、大幅和无序的股份减持扰乱二级市场秩序和冲击市场信心。因缺乏分类型交易数据,无法准确刻画机构交易行为,国内文献对机构减持所带来的经济影响也缺乏系统的实证研究,特别是在对股价影响方面。本文的实证检验填补了这方面的研究空白。

传统理论文献认为,机构投资者持股数量较个人投资者更多,往往凭借其更丰富的投资经验、更广泛的信息获取渠道和更专业的信息处理能力,表现出更多的信息优势和规模经济^[1]。无论机构投资者的主动监管(“voice”或“direct intervention”)还是退出威胁(“exit”或“voting with their feet”)均可以推动机构投资者参与公司治理,规范公司运营活动,进而提高公司信息透明度,增强股票流动性和降低股价的剧烈波动^[2]。国内外许多文献研究证实机构投资者确实起到了降低股价波动性和稳定市场的功能^[3,4]。高昊宇等^[5]利用个股的机构投资者季度持仓数据,实证发现机构投资者持股比例越多的股票更不容易发生个股股价的暴涨、暴跌等极端价格波动。但也有学者认为,机构投资者会通过频繁交易来获取短期利润,进而加剧市场的波动,成为股市暴涨、暴跌的助推器^[6-8]。岳意定和周可峰^[9]使用TOPVIEW提供的日度持仓数据,从市场指数的波动出发,发现我国机构投资者并没能发挥稳定资本市场的作用。陈国进等^[10]则从TOPVIEW的分类型日度持仓数据入手,从市场和个股层面发现机构持仓变化伴随着股价上下波动,但因持仓数据是净交易数据,无法区分投资者的买卖行为,难以直接考察买卖行为的作用,而且TOPVIEW并没有覆盖所有机构投资者,仅有证券公司和基金公司。

信息优势假设认为机构投资者相对于个人投资者,在信息收集、处理与传递等方面具有明显优势,往往表现为更丰富的投资经验和判断力^[11,12]。Huang等^[13]基于美国的机构投资交易数据和公司新闻数据,发现机构投资者对新闻公告这类公开信息快速消化和响应,有助于提高股票市场的定价效率。Chen等^[14]利用美国9-11恐怖袭击事件作为外生的事件冲击,发现机构投资者在危机事件发生后净买入,发挥了重要的流动性提供和市场稳定器的作用。市场参与者通常认为机构投资者的交易决策建立在充分收集、

处理信息之上,愿意将机构投资者的交易行为特点视为定价和交易决策的重要参考因素。因此,机构投资者的交易特征会显著影响股票价格的变动方向和幅度。Sias等^[15]利用美国市场机构投资者的季度持仓数据的变化,验证机构投资者的交易与股价收益率呈现出显著的相关性。持仓数据的变化反映的是交易净增量,在某种程度上可以反映机构投资者的交易特征,但是无法准确刻画和区分机构投资者的买入和卖出行为。受限于股票市场投资者分类型交易数据可得性,现有研究几乎都是利用机构投资者的持仓数据作为主要研究样本^[3,5,10,16]。

针对机构投资者交易特点如何影响股价波动的问题,文献中限于缺少分类型交易数据,无法提供更微观的经验证据。Hu等^[17]系统地梳理了使用美国股票市场的交易数据完成的55篇学术论文,阐述微观交易数据对支持学术研究的重要性,按照文献[17]的介绍,该数据只是数据抽样,仅占同期实际交易的12%,而本文则使用覆盖更为全面的数据,更能确保研究结论的可信性。利用2014年~2016年沪市A股机构与个人投资者的日交易数据,来探讨机构投资者的交易行为对股价暴跌的影响,尝试研究机构卖出影响个股股价暴跌的作用机理。基于信息优势假设,机构卖出既可能通过向市场释放信号影响其他市场参与者(尤其是中小投资者)的交易行为,也可能因为机构卖出伴随的大量卖单,造成短期内供需失衡,市场需要更低的价格吸引其他参与者消化这些卖单。最后,从公司信息环境和市场流动性的角度研究机构卖出与股价暴跌风险正向关联的个股间异质性。

选用2014年~2016年期间沪市A股所有上市公司为研究对象,共有596551家公司日交易样本,覆盖955家沪市非金融公司上市公司,前后包含732个交易日,分类型交易数据为甄别机构投资者卖出交易如何影响个股股价暴跌风险的机制研究提供了可能,可以精准地提供以往文献中无法实现的实证证据。通过研究发现:1)个股中机构卖出比例高的交易日更易伴随发生跌停风险,平均意义上,若个股的机构卖出比例每增加1个百分点,那么个股跌停的可能性则增加0.6%,该正向关联在引入更多公司和市场层面控

制变量之后依旧显著; 2) 机构卖出显著增加未来个人投资者的跟风卖出, 一定程度验证了其信号释放效应; 3) 机构卖出释放的信号和产生的市场冲击在信息透明度较低和流动性较差的公司中更容易引发股价暴跌, 即在小市值、高成长、波动率大、个人投资者多和流动性较差的股票中, 机构卖出则会带来更大的股价暴跌风险. 上述发现在引入资产规模、负债率、盈利能力和机构投资者持股水平等公司层面的控制变量以及加入行业和年份固定效应后依旧显著.

为消除上述研究结论中的内生性干扰, 首先排除公司层面不随时间变化的因素影响, 用公司固定效应代替之前的行业固定效应, 发现结果依旧存在. 其次, 选用样本倾向得分匹配(PSM)方法, 构建可比样本, 实证发现主要结论仍显著存在. 最后, 针对主要代理变量展开稳健性检验. 在自变量方面, 构建: 1) 单位机构投资者卖出比例; 2) 机构投资者当日净卖出比例; 3) 考虑机构“买入和卖出”的非均衡性提出机构投资者的卖出/买入比例; 4) 以过去30天的平均机构卖出比例作为参照标准构造的机构超额卖出变量, 代替前文使用的机构卖出比例变量. 在因变量方面, 除了选取-5%和-8%等绝对量作为新的定义个股收益率暴跌标准外, 主要参考Bao等^[18]提出的基于个股股价收益率分布定义的股价暴跌风险指标, 即个股当日股票收益率是否超出所在年份所有交易日收益率均值的负向3.09(或2)个标准差. 实证表明本文的研究结论是稳健的. 尽管实证发现并不能直接因果推断支持机构卖出导致股价暴跌, 但两者之间的显著相关性足以说明捕捉机构投资者的交易行为有助于判断和理解市场价格运行趋势, 规避极端交易风险.

本文的贡献主要体现在: 第一, 文献中对机构投资者的研究多集中在刻画和对比不同持股水平的影响, 比如机构持股改善公司治理、发挥监督监管作用的研究, 无法直接考察投资者微观市场交易的影响; 而本文则基于分类交易数据, 首次创新地使用这个指标, 重点分析了机构卖出行为对股票市场产生的经济影响, 拓宽了已有文献对个股暴跌过程中机构投资者所扮演角色的认识; 第二, 验证机构投资者的交易特征可通过影响其他市场参与人的交易决策, 显著影响股票价格的变动方

向和幅度, 进一步增加文献中关于机构投资者信息优势假说方面的证据; 同时, 从信息透明度和市场流动性等角度考察机构卖出增加股价暴跌影响的异质性; 第三, 从个股暴跌风险入手, 研究机构卖出对市场产生的冲击, 为缓解风险跨产品、跨机构和跨市场地传染, 守住不发生系统性金融风险的底线提供微观证据, 同时这些发现也印证了监管部门制定特别投资者的“限售”政策对稳定市场具有重要实践意义.

1 文献回顾与理论假设

文献中关于股价崩盘风险的研究集中在分析股价暴跌的影响因素方面, 比如, 分析师^[19]、上市公司社会责任^[20]、强制使用国际财务报告准则^[21]和CEO的过度自信^[22]等. 在对中国沪深股市的相关研究中, 证实也会显著影响股价的崩盘风险的因素还有分析师利益冲突^[23]、税收征管^[24]、内部控制信息披露^[25]、个人大股东持股^[26]、投资者行为偏好^[27]、信用账户杠杆^[28]、中国式融资融券制度^[29]、投资者情绪^[30]、投资者偏好^[31]和资本市场对外开放^[32]等. 韦立坚等^[33]借助计算实验模型刻画了流动性踩踏危机下的泡沫崩盘风险, 同时揭示其形成机理和传染机制.

关于机构投资者持有水平对股价崩盘风险影响的研究则主要从机构投资者发挥监督作用入手, 比如: An和Zhang^[34]以及Callen和Fang^[35]分析美国市场的数据发现, 以短线投资为目的机构投资者的交易会增加股市的暴跌风险, 而以长期价值投资为目的机构投资者会显著降低股价暴跌风险; 高昊宇等^[5]利用中国的机构投资者持有数据, 借鉴中国沪深股票市场特有的涨跌停板制度, 实证研究发现, 长期而言, 机构投资者持股量的增加会减少个股价格波动中暴涨和暴跌的发生; 董纪昌等^[36]研究发现机构投资者持股与股价崩盘风险之间存在市场效率和市场化程度的门限效应; 陈国进等^[10]通过分析2007-06~2008-12“TOPVIEW”数据库机构投资者的日持仓数据, 构建了机构投资者日度持仓变化指标, 并结合个股和指数的暴涨、暴跌事件, 发现机构投资者“乘骑泡沫”的特点; 熊熊等^[37]利用股票市场融券政策放开验证投资者异质信念会显著影响股价价格波

动;高雅等^[38]研究不同类型投资者订单不平衡与股票收益间的关系,并发现投资者订单不平衡对未来股票收益有较弱的预测作用;蔡庆丰和宋友勇^[8]实证发现,由于我国基金业界信托责任意识淡薄、基金监管不力等原因,导致我国基金业的跨越式发展并没有促进市场的稳定和理性,反而加剧了机构重仓股的波动;史永东和王谨乐^[39]则发现我国证券投资基金在市场上升阶段,加剧了股票的波动性。

除了揭示机构投资者通过发挥监督人角色影响信息披露进而影响价格波动的研究外,还有学者从机构投资者的信息优势出发,研究交易决策与个股股价变动的关联性。市场参与者通常认为机构投资者的交易决策建立在充分收集、处理信息之上,愿意将机构投资者的交易行为特点视为定价和交易决策的重要参考因素。Gompers 和 Metrick^[16]提出需求冲击理论,并使用季度持仓数据发现机构投资者的持有水平与未来股票收益率存在显著的正相关性。机构卖出决策伴随着大量的卖单交易,市场需要更低的价格吸引其他参与者消化这些卖单,同时作为市场中重要的信息交易者,其卖出决策释放的讯号同样可以引起市场其他投资者选择沽空或卖出,从而显著地增加股价的暴跌风险。由此,本文提出假设1:

假设1 机构卖出显著增加了个股股价的暴跌风险。

机构投资者资金雄厚,在信息收集、处理与传递等方面具有明显优势,往往表现为更丰富的投资经验和判断力^[12,40]。机构投资者作为专业投资者,通过挖掘掌握的公司私有信息,以直接买入或卖出的方式影响公司股价。许多实证研究表明,通过交易进行信息披露是股票价格发生变化的主要原因^[41,42]。机构卖出向市场释放信号影响其他市场参与者(尤其是中小散户投资者)的交易行为,引发市场跟风卖出。利用中国沪深股市体现机构投资者信息交易的研究中,姚颐和刘志远^[11]研究发现在个人投资者存在反应滞后的情况下,基金首先予以信息识别并做出交易反馈。姚颐等^[43]实证发现,基金作为知情交易者能够对未来价值进行预测,同时基金的交易行为发生后股价对未来价值有明显的提前反映。由此,本文提出假设2:

假设2 机构卖出将引起个人投资者的跟风

卖出。

本文认为公司信息的获取成本,将显著影响投资者对机构交易行为信息的依赖程度。具体表现为,公司的信息透明度越低,与投资者之间、管理层与投资者之间信息不对称越严重,投资者的信息获取成本越高,机构投资者的信息优势越明显,散户投资者越需要跟风机构投资者交易决策,因此机构投资者的卖出行为对个股股价产生的影响将会越大。Baik 等^[44]证实本地机构投资者利用其信息优势,对股票未来收益率的预测作用在信息透明度较低的股票中更加显著。王化成等^[45]发现在信息透明度较低的公司,管理层和大股东发生掏空寻租动机较强,那么市场在面对机构卖出时,对未来股票收益更容易做出负向的预判,即表现出更显著的暴跌风险。市场中的噪音交易者或其他投资者,因缺乏足够的信息,则倾向于观察其他投资者的交易决策。有文献认为,因为信息获取是有成本的,个人投资者之间更易表现出羊群现象,通过彼此学习交易策略会引起短期的股价极端波动。如 Khurshed 等^[46]利用股票首次公开发行的数据验证中小散户投资者主动追随机构投资者的 IPO 认购策略,而且即便是机构投资者之间亦存在羊群行为,因为机构间可以从彼此的交易行为获取信息^[47]。此外,机构卖出伴随的大量卖单,造成短期内供需失衡,市场需要更低的价格吸引其他参与者消化这些卖单,预期流动性较差的股票受机构卖出的影响更大。由此,本文提出假设3:

假设3 机构卖出引发的个股股价暴跌风险在信息透明度较低、个人投资者持股比重较大和流动性较差的股票中更高。

2 样本处理与研究设计

2.1 样本选择与数据来源

考虑到机构投资者日交易数据的可获得性,选取沪市 A 股市场 2014-01-01~2016-12-31 全部上市公司为研究样本。股票价格数据来自 WIND 数据库;公司财务数据来自 CSMAR 数据库。根据研究需要按照以下原则对数据样本进行筛选:1) 剔除 ST、PT 公司,由于这些公司属于风险警示对象,股价更容易受信息的波动,而且其

涨跌幅限制为5%；2) 剔除金融类上市公司，由于金融公司在会计处理方面有别于其它非金融公司；3) 剔除变量缺失的样本；4) 为了避免数据异常值的影响，对所有连续变量按照样本1%和99%分位数缩尾处理。经过上述筛选后，共获得2014年~2016年期间955家沪市A股上市公司，596551条公司-日度数据样本。

2.2 变量说明

2.2.1 机构卖出比例

首先，为刻画机构投资者的卖出，提出核心变量“机构卖出比例”，记作 *Institutional Exit*，表示股票 *i* 在第 *t* 日所有卖出股份数中机构卖出的比例，即所有沽空力量中机构投资者的占比。在稳健性检验中，构建：1) 单位机构卖出比例；2) 机构投资者当日净卖出比例；3) 考虑机构“买入和卖出”的非均衡性提出机构投资者的卖出/买入比例；4) 以过去30天的平均机构卖出比例作为参照标准构造机构超额卖出变量。

2.2.2 股价暴跌风险

借鉴已有研究^[5]，以个股在第 *t* 天内是否发生股价跌停定义股价的暴跌或崩盘风险。中国A股市场有涨、跌停板限制，个股股价的跌停可以直接刻画价格的极端变化，是市场公认的、最直接的股

价暴跌度量。因此，定义股价暴跌 (*Downside Limit*) 为虚拟变量，若股票 *i* 在 *t* 日发生跌停则取值为1，否则为0^③。此外，除了选取-5%和-8%等绝对量作为个股收益率暴跌新的定义标准外，还参考Bao等^[18]提出的基于个股股价收益率分布定义的股价暴跌风险指标，即个股当日股票收益率是否超出所在年份所有交易日收益率均值的负向3.09(或2)个标准差。实证表明本文的主要结果是稳健的。

2.2.3 控制变量

借鉴已有研究股价崩盘风险影响因素的相关文献^[34,35]，控制了以下因素：公司规模 (*Size*)、财务杠杆率 (*Leverage*)、有形资产占比 (*Asset Tangibility*)、经营业绩 (*ROA*)、市值账面比 (*M2B*)、机构投资者持股比例 (*Institutional Ownership*)、独立董事人员比例 (*Independent Director*)。此外，因为股票的过去收益率和收益波动率会影响机构投资者持股比例的变动，进而控制了过去30个交易日的日收益率的平均值 (*Past Returns*)，以及过去30个交易日的日收益率的标准差 (*Volatility*)^④。鉴于频繁交易也可以增加股价波动性，进一步控制过去30个交易日的日成交量占流通股的比例平均值，即换手率 (*Turnover*)。上述各变量的详细定义见表1。

表1 主要变量定义

Table 1 Main variable definitions

变量	定义
<i>Downside Limit</i>	基于股票日度数据的虚拟变量，若股票发生跌停则取值为1，否则为0
<i>Institutional Exit</i>	基于股票日度数据的连续性变量，0~1之间，股票当天所有卖出股份数中机构卖出的比例
<i>Assets/10亿元</i>	最近会计年度的总资产，回归中取自然对数
<i>Leverage</i>	最近会计年度的资产负债率，总负债/总资产
<i>Asset Tangibility</i>	最近会计年度的有形资产占比，有形资产/总资产
<i>ROA</i>	最近会计年度的资产回报率，净利润/总资产
<i>M2B</i>	最近会计年度的市净率，股票市值/股权账面值
<i>Institutional Ownership</i>	基于股票日度数据的连续性变量，0~1之间，股票当天交易开始时所有机构持有股份数占比
<i>Independent Director</i>	最近会计年度的独立董事占比，0~1之间，董事会中独立董事占比
<i>Past Returns</i> / %	股票过去30个交易日的日度收益率的平均值
<i>Volatility</i>	股票过去30个交易日的日度收益率的标准差
<i>Turnover</i>	股票过去30个交易日的日度成交量占流通股的比例

③ 为确保结果稳健，除选用“跌停”事件标记个股暴跌风险日以外，还以个股日收益率是否低于-5%、-8%等作为因变量，回归结果表明研究结论不受个股暴跌风险定义的影响。受限于文章篇幅，稳健性检验结果并没有放到正文中。此外，为了排除2015年股灾时期股价异常波动对回归结果的影响，本文的研究结果在去掉了2015年5月~7月的样本数据后依旧稳健存在，但受限于篇幅，没有汇报该结果。

④ 本文选取过去180交易日和过去250交易日构造收益率和波动率指标，实证发现并无显著变化。本文亦尝试使用距离事件日前3个交易日的过去30天、180天或250天构造收益率和波动率指标，主要结果依然无显著变化。限于篇幅，不予展示稳健性检验结果。

2.3 描述性统计

2.3.1 描述性统计分析

表 2 给出了主要变量的描述性统计. 样本包含 2014-01-01~2016-12-31 期间所有沪市 A 股上

市公司. 描述了每个变量的样本量、均值、中位数以及标准差. 还根据机构卖出比例的高低将样本划分为 2 组, 并分别描述了每组子样本的均值和中位数, 以及两组样本之间的均值差和 T 检验.

表 2 主要变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of main variables

变量	总样本				机构卖出(高组)		机构卖出(低组)		高-低	t
	样本量	均值	中位数	标准差	均值	中位数	平均值	中位数		
<i>Downside Limit</i>	596 551	0.027	0.000	0.163	0.030	0.000	0.018	0.000	0.012	21.79
<i>Institutional Exit</i>	596 551	0.125	0.078	0.131	0.311	0.274	0.017	0.017	0.294	890.31
<i>Assets/10 亿元</i>	596 551	20.846	6.058	46.737	32.435	9.087	9.309	3.992	23.126	140.23
<i>Leverage</i>	596 551	0.499	0.502	0.201	0.493	0.494	0.499	0.502	-0.006	-7.91
<i>Asset Tangibility</i>	596 551	0.470	0.463	0.232	0.459	0.447	0.474	0.469	-0.015	-18.68
<i>ROA</i>	596 551	0.034	0.029	0.050	0.051	0.045	0.023	0.023	0.028	150.09
<i>M2B</i>	596 551	2.312	1.748	1.682	2.407	1.842	2.305	1.723	0.102	16.16
<i>Institutional Ownership</i>	595 034	0.450	0.472	0.226	0.538	0.570	0.362	0.369	0.176	220.13
<i>Independent Director</i>	594 574	0.371	0.333	0.054	0.373	0.364	0.369	0.333	0.004	18.89
<i>Past Returns/ %</i>	596 551	0.065	0.106	1.675	-0.001	0.068	0.176	0.155	-0.177	-30.39
<i>Volatility</i>	594 023	0.031	0.027	0.016	0.028	0.025	0.032	0.028	-0.004	-60.56
<i>Turnover</i>	595 330	0.021	0.016	0.017	0.015	0.012	0.025	0.019	-0.010	-155.29

从表 2 可以得出, 样本期间股价暴跌的平均比例为 2.7%, 而且机构卖出比例高的样本组发生暴跌可能性为 3.0%, 显著高于机构卖出比例低的样本组(1.8%). 整体来看, A 股市场中机构卖出占比虽不高, 均值为 12.5%, 但标准差(13.1%) 相对较大, 说明 A 股股票交易以个人投资者为主, 同时“机构卖出比例”在样本上呈现较大差异.

2.3.2 相关性分析

表 3 报告了主要变量间的相关系数矩阵, 上

三角是 Spearman 秩相关系数, 下三角是 Pearson 相关系数. 从表 3 可以得出, *Downside Limit* 与机构卖出指标的相关系数显著为正, 说明在不考虑其他因素时, 机构卖出比例较高的公司股价崩盘风险也较高, 符合假设 1 的基本预期, 即机构卖出会伴随公司股价的暴跌. 与已有研究的发现一致的是, *Downside Limit* 与公司规模等相关系数为负. 其他控制变量之间的相关系数均比较低, 说明回归分析中主要变量间不存在多重共线性问题.

表 3 主要变量的相关系数矩阵

Table 3 Correlation coefficient matrix of main variables

变量	编号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>Downside Limit</i>	1	1	0.028	-0.024	0.001	-0.007	-0.019	0.021	-0.014	-0.002	-0.246	0.206	0.152
<i>Institutional Exit</i>	2	0.015	1	0.219	-0.009	-0.027	0.227	0.031	0.302	0.032	-0.039	-0.098	-0.220
$\ln(\text{Assets})$	3	-0.025	0.194	1	0.501	0.118	-0.061	-0.628	0.352	0.076	0.000	-0.129	-0.327
<i>Leverage</i>	4	0.001	-0.024	0.481	1	-0.035	-0.442	-0.496	0.113	0.025	0.004	-0.006	-0.030
<i>Asset Tangibility</i>	5	-0.007	-0.033	0.137	-0.031	1	-0.074	-0.159	0.061	-0.033	0.001	-0.066	-0.057
<i>ROA</i>	6	-0.018	0.237	-0.012	-0.399	-0.084	1	0.254	0.054	-0.037	0.001	-0.078	-0.205
<i>M2B</i>	7	0.013	0.040	-0.521	-0.425	-0.142	0.168	1	-0.165	-0.030	-0.016	0.115	0.140
<i>Institutional Ownership</i>	8	-0.015	0.275	0.344	0.120	0.073	0.033	-0.190	1	0.045	0.001	-0.073	-0.200
<i>Independent Director</i>	9	-0.004	0.023	0.104	0.017	-0.043	-0.016	0.026	0.033	1	-0.003	-0.012	-0.041
<i>Past Returns</i>	10	-0.441	-0.026	-0.001	0.003	0.001	0.003	-0.017	0.002	-0.003	1	0.008	0.022
<i>Volatility</i>	11	0.245	-0.116	-0.124	0.004	-0.055	-0.068	0.067	-0.068	-0.014	-0.046	1	0.637
<i>Turnover</i>	12	0.170	-0.226	-0.289	-0.012	-0.041	-0.183	0.076	-0.184	-0.025	-0.024	0.603	1

3 实证结果分析

3.1 机构卖出与股价暴跌

为了验证假设 1,利用多元回归分析方法讨论机构卖出与股价暴跌风险之间的关系.利用股价“是否跌停”来刻画股价的暴跌风险,利用股票日卖出股份数中机构卖出的比例来刻画机构投资者的卖出行为^⑤,建立如下 Logit 回归模型

$$\text{Prob Downside Limit}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Institutional Exit}_{i,t} + \beta \text{Control Variables}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

表 4 给出机构投资者的卖出比例对股价暴跌风险发生的影响.以第 1 列为例,回归结果表明 *Institutional Exit* 的回归系数为 1.412,且在 1% ($z = 11.54$) 的置信水平下是统计上显著的.表 4 中的第 2 列~第 4 列分别控制了文献中提及的影响股价波动风险的因素.其中,第 2 列引入公司财务信息相关的控制变量,包括公司规模、资产负债率、有形资产占比、经营业绩和市值账面比等;第 3 列在第 2 列的基础上继续控制机构投资者持股比例和独立董事人员比例;第 4 列则进一步控制股票过去 30 个交易日的平均收益率、波动率以及换手率.为了控制宏观经济因素影响,引入年份固定效应;为了控制行业层面的异质性,还引入行业虚拟变量控制相应的行业固定效应.为了缓解面板数据中低估标准误差的问题,将所有回归系数的标准误差聚类到公司层面.不难发现,引入更多控制变量后的回归结果依旧一致地表明 *Institutional Exit* 的回归系数均是正的,而且都在 1% 的置信水平下统计上显著.根据回归模型计算边际效应发现,机构卖出比每增加 1 个标准差,公司的股价崩盘风险提高了 0.6 个百分点,占样本的跌停可能性均值 22.5%,说明机构卖出对公司股票暴跌风险的经济影响不容忽视.回归结果显著地支持了

假设 1,即机构卖出会增加个股股价的暴跌风险.

表 4 机构卖出与股价暴跌

Table 4 Institutional exits and stock price crash

变量	股价跌停			
	1	2	3	4
<i>Institutional Exit</i>	1.412 *** (11.54)	1.843 *** (18.07)	2.010 *** (19.63)	3.121 *** (23.75)
$\ln(\text{Assets})$		-0.191 *** (-14.80)	-0.164 *** (-12.64)	-0.081 *** (-5.40)
<i>Leverage</i>		0.287 *** (3.70)	0.252 *** (3.28)	-0.061 (-0.70)
<i>Asset Tangibility</i>		0.115* (1.66)	0.130* (1.94)	0.104 (1.39)
<i>ROA</i>		-2.226 *** (-5.72)	-2.374 *** (-6.02)	-1.634 *** (-4.91)
<i>M2B</i>		-0.005 (-0.50)	-0.003 (-0.31)	-0.010 (-0.95)
<i>Institutional Ownership</i>			-0.467 *** (-7.67)	-0.433 *** (-6.24)
<i>Independent Director</i>			-0.026 (-0.12)	-0.248 (-0.98)
<i>Past Returns</i>				-89.770 *** (-161.20)
<i>Volatility</i>				68.147 *** (73.38)
<i>Turnover</i>				14.136 *** (18.70)
常数项	-6.013 *** (-84.09)	-4.726 *** (-33.11)	-4.937 *** (-29.50)	-8.278 *** (-43.06)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	596 551	596 551	593 057	590 542
伪 R^2	0.103	0.109	0.113	0.585

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为 z 值

机构投资者由于有更广泛的信息获取渠道以及专业的信息处理能力,市场参与者通常认为机构投资者的交易决策建立在充分收集、处理信息之上,他们将机构投资者的交易行为特点视为定

⑤ 在稳健性检验章节,自变量方面,构建单位机构卖出比例、机构净卖出的比例、机构的卖出/买入比例和以过去 30 天的平均机构卖出比例作为参照标准构造的机构超额卖出变量,代替此处使用的机构卖出比例;因变量方面,选取 -5%和 -8%等绝对量作为个股收益率暴跌新的定义标准,此外还参考 Bao 等^[17]提出的基于个股股价收益率分布定义的股价暴跌风险指标,即个股当日股票收益率是否在所在年份所有交易日收益率均值的负 3.09(或 2)个标准差之外.本文的主要实证结果均稳健存在.

价和交易决策的重要参考因素。相对机构投资者,个人投资者往往倾向于观察市场中其他投资者的交易决策,体现出较强的羊群行为。而且,机构卖出带来的信号释放,除了引起其他投资者的跟风卖出,还可能短期内造成失衡的股票供需关系,进而对股价暴跌产生促进作用。因此,机构卖出会增加个股股价发生极端暴跌的风险。

3.2 机构卖出对个股暴跌影响的机理分析

3.2.1 机构卖出对个人投资者交易的影响

基于信息优势假设,认为机构卖出将会向市场释放信号,市场中的其他参与者(尤其是中小散户投资者)会受到机构卖出的影响,未来跟风卖出,增加股价暴跌风险。为此,本节验证个人投资者卖出是否受到前期机构卖出的影响。

具体地,构造某只股票 i 交易日 t 的个人投资者卖出量的对数值为因变量,构造股票第 $t-1$ 、

$t-2$ 和 $t-3$ 等(滞后期)交易日的机构卖出量的对数值作为解释变量,采用 OLS 回归,控制变量和固定效应延续表 4 第 4 列的设定,括号里给出 t -统计量,其中稳健标准误聚类在公司层面。

回归结果见表 5,由其中第 1 列~第 3 列发现 $\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag1}$ 、 $\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag2}$ 和 $\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag3}$ 的系数均为正,且在 1% 的统计显著性下显著。第 4 列同时加入这 3 个自变量,发现上述 3 个滞后期的机构卖出变量均显著地增加未来个人投资者的卖出交易。该实证结果直接证实了市场个人投资者确实会参考过往交易日机构投资者的卖出行为,为机构卖出增加个股股价暴跌风险提供了机制证明,即机构卖出可以通过增加未来个人投资者的跟风卖出而进一步影响股价下跌。回归结果验证了假设 2 成立。

表 5 机构卖出对个人投资者卖出的信号效应

Table 5 Signaling effect of institutional exits on individual investor exits

变量	个人投资者卖出			
	1	2	3	4
$\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag1}$	0.211*** (40.13)			0.140*** (51.13)
$\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag2}$		0.184*** (34.38)		0.073*** (33.77)
$\ln(\text{Institutional Sell})_{Lag3}$			0.171*** (31.63)	0.064*** (25.57)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	584 245	582 736	581 196	571 977
调整 R^2	0.628	0.617	0.612	0.643

注: *** 表示在 1% 水平上显著;括号内为 t 值。

3.2.2 机构卖出影响的异质性

机构投资者通过挖掘公司私有信息,以直接买入或卖出的方式影响公司股价。为进一步验证机构投资者的卖出行为对股价暴跌的推动作用,是源自机构投资者的信息优势,本文推断,市场参与者对公司信息的获取成本越高,信息透明度越低、信息环境越差的上市公司,机构投资者卖出行为释放的信号作用将会越强。已有研究表明,市值小、个人投资者较多的公司,大部分股权都集中在公司高管或少数股东手中,

导致公司的信息透明度相对较低。自身处于成长期、股价波动较大的公司,投资者面对的不确定性因素更多,信息环境噪音相对更强。考虑机构卖出交易伴随的大量卖单,造成短期内有效需求不足,市场需要更低的价格吸引其他参与者消化这些卖单,所以对自身流动性较差的股票,机构卖出对股价下跌的推动作用将更大。基于假设 3,利用交互项分析来探讨以上诸多因素对机构卖出决策信号作用的影响。在回归中,分别将机构卖出比例与公司资产的自然对数、市

值账面比、收益波动率、机构投资者的持股比例、个股的流动性指标交乘,控制变量和固定效应应继续使用表4第4列的设定,稳健标准误差聚类在公司层面。多元回归结果见表6。

表6 机构卖出作用的异质性

Table 6 Heterogeneous of institutional exits

变量	股价跌停				
	1	2	3	4	5
<i>Institutional Exit</i>	9.502*** (11.68)	2.796*** (13.90)	-0.058 (-0.14)	4.678*** (16.89)	0.043*** (14.75)
<i>Institutional Exit</i> × ln(<i>Assets</i>)	-0.735*** (-7.83)				
<i>Institutional Exit</i> × <i>M2B</i>		0.124** (2.00)			
<i>Institutional Exit</i> × <i>Volatility</i>			64.308*** (8.26)		
<i>Institutional Exit</i> × <i>Institutional Ownership</i>				-3.212*** (-6.03)	
<i>Institutional Exit</i> × <i>Amihud Illiquidity</i>					0.084*** (5.86)
ln(<i>Assets</i>)	0.030 (1.64)				
<i>M2B</i>		-0.027** (-1.97)			
<i>Volatility</i>			59.988*** (49.67)		
<i>Institutional Ownership</i>				-0.008 (-0.08)	
<i>Amihud Illiquidity</i>					0.077*** (34.41)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	590 542	590 542	590 542	590 542	590 542
调整 R^2	0.586	0.585	0.586	0.586	0.272

注: *** 和 ** 分别表示在 1% 5% 水平上显著; 括号内为 z 值。

Atiase^[48] 研究发现规模较大的公司的信息环境好, 因为大公司往往有更多的分析师, 更充分的信息披露要求。因此, 本文也选取公司的资产规模 (*Assets*) 作为信息环境的代理变量。回归结果如表 6 中第 1 列所示, *Institutional Exit* 与 ln(*Assets*) 的交互项的系数为 -0.735, 且在 1% ($z = -7.83$) 的置信水平下是统计上显著的, 说明公司的资产规模越小,

机构卖出伴随的暴跌风险更显著。已有研究指出市值账面比高的公司多表现为成长型股票, 往往是公司规模小、无形资产较多的公司, 因此公司的信息透明度相对更低^[49]。选取公司的市值账面比 (*M2B*) 作为信息透明度的代理变量, 回归结果如表 6 中第 2 列所示, *Institutional Exit* 与 *M2B* 的交互项的系数为 0.124, 且在 5% ($z = 2.00$) 的置信水平下是统

计上显著的,说明机构卖出比例增加对账面市值越大的公司,伴随的股价暴跌作用越强。

Loughran 和 McDonald^[50] 研究发现信息不确定性比较高的新上市公司,第 1 天的回报率以及上市后短期内的收益波动率都比较高。因此,参照 Baik 等^[44] 将公司过去 30 个交易日的日度收益率的标准差 (*Volatility*) 作为衡量信息不对称的代理变量。回归结果如表 6 中第 3 列所示, *Institutional Exit* 与 *Volatility* 的交互项的系数为 64.308,且在 1% ($z = 8.26$) 的置信水平下是统计上显著的,说明公司收益波动率越大,机构卖出与暴跌风险的正向关联会越加明显。公司的信息透明度越低,投资者的信息获取成本越高,机构卖出信号与个股股价暴跌风险之间的正向关系会越加明显。机构投资者作为市场重要的参与主体,其卖出决策在短期内给市场带来供给冲击,面对信息环境更差的公司,市场投资者获取和处理信息的成本更大,因此更倾向于观察并学习其他投资者的交易决策,因而加剧机构卖出对股价暴跌风险的影响。

个人投资者通常较少主动获取和处理信息,而且大概率会受市场情绪影响并呈现羊群效应。最后选取公司的机构投资者持股占比 (*Institutional Ownership*) 作为代理变量,回归结果如表 6 中第 4 列所示, *Institutional Exit* 与 *Institutional Ownership* 的交互项系数为 -3.212,在 1% ($z = -6.03$) 的置信水平下是统计上显著的,即公司个人投资者持股占比越大,机构卖出对股价暴跌风险的助长作用会越强。机构卖出伴随的大量卖单,造成短期内有效需求不足,市场需要更低的价格吸引其他参与者消化这些卖单,因此自身流动性差的股票,机构卖出对股价暴跌风险的增强作用越大。参考 Amihud^[51] 构造 *Illiquidity* 度量股票流动性,该值越大说明个股的流动性越差,将构造的 *Amihud Illiquidity* 流动性指标乘以机构卖出指标的交互

项,回归结果如表 6 中第 5 列所示, *Institutional Exit* 与 *Amihud Illiquidity* 的交互项的系数为 0.084,且在 1% ($z = 5.86$) 的置信水平下显著,说明流动性差的股票,机构卖出对股价暴跌的影响越大^⑥。上述回归结果验证假设 3 成立。

4 内生性与稳健性分析

利用分类型交易数据通过实证检验发现机构卖出与个股股价暴跌风险之间存在显著正相关关系。为消除上述研究结论中的内生性干扰,首先排除公司层面不随时间变化的因素影响,将公司固定效应代替之前的行业固定效应,发现结果依旧存在。此外,为了排除选择性偏差,选用样本倾向得分匹配 (PSM) 方法,构建可比样本进一步考察了机构卖出对股价暴跌风险的影响。最后,通过更换衡量股价暴跌和机构卖出的变量,验证前文发现的机构卖出与股价暴跌之间的正向关系不依赖于特定的变量定义。

4.1 内生性

4.1.1 公司固定效应

机构卖出与股票暴跌的关系可能是由公司自身不可观测的因素引起。例如,公司某些特征可能同时引起机构卖出和个股股价的暴跌风险。基于此,参照文献 [52, 53],加入公司固定效应,控制公司一些难以直接观测因素的影响,进而验证本文主要研究结论的稳定性。回归结果如表 7 中第 1 列所示,在控制公司固定效应之后, *Institutional Exit* 的系数为 4.291,并且在 1% ($z = 32.13$) 的置信水平下是统计上显著的。上述控制固定效应后,机构卖出与股价暴跌风险之间存在显著的正相关关系,而且对比表 3 中的回归系数不难发现,引入公司固定效应后,机构卖出与股价暴跌风险间的正向关系明显增强。进一步验证了假设 1 的成立^⑦。

⑥ 下载样本区间内(2014年~2016年)交易所市场质量报告(<http://www.sse.com.cn/aboutus/research/special/>)并收集单只股票的价格冲击指数(price impact)和流动性指数(liquidity index)两个指标:价格冲击指数衡量一定金额(交易10万元股票)的交易对市场价格的冲击程度,价格冲击指数越高,交易成本越高;流动性指数是指使价格发生一定程度(1%)变化所需要的交易金额,流动性指数越大,市场流动性越好。回归结果一致地表明对流动性越差的股票,机构投资卖出对股价暴跌的影响更大。限于篇幅,不予展示稳健性检验结果。

⑦ 本文将日度固定效应替换当前的年度固定效应,结果依然成立。限于篇幅限制,该稳健性检验结果没有放到正文中。

4.1.2 PSM 分析

已有研究通常采用倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法来解决回归分析中潜在的内生性问题^[54, 55]。根据 Rosenbaum 和 Rubin^[56]以及 Jeon 等^[54], 首先基于 Probit 模型计算所有样本的倾向得分, 即 i 在 t 日的机构卖出比例超过第 t 日所有样本机构卖出比例 75% 分位数的可能性。Probit 模型的因变量是虚拟变量, 如果公司 i 在 t 日的机构卖出比例超过第 t 日当天所有样本公司机构卖出比例的 75% 分位数, 则取值为 1, 否则为 0。所含控制变量同回归模型(1)相同。限于篇幅限制, 本节不汇报 Probit 模型的估计结果。

然后, 将样本分为试验组(即机构卖出比例超过 75% 分位数的样本)和控制组(机构卖出比例低于或等于 75% 分位数的样本)。在控制行业与年份的前提下, 分别从实验组和控制组中按照倾向得分最小邻居(nearest neighbor) 1:1 的匹配对比法寻找具有类似倾向得分的样本。最后, 基于完成匹配后的样本, 重复回归模型(1)来检验机构卖出对股价暴跌风险的影响, 回归结果详见表 7 第 2 列。其中, 主要变量是虚拟变量(*Exit Dummy*)表示该样本是否来自实验组。*Exit Dummy* 的系数为 0.99, 并且在 1% ($z = 15.42$) 的置信水平下是统计上显著的。说明在匹配样本的基础上, 机构卖出依旧会伴随着显著的个股崩盘风险。

表 7 内生性检验

Table 7 Endogeneity test

变量	股价跌停	
	1	2
	公司固定效应	PSM
<i>Institutional Exit</i>	4.291 *** (32.13)	
<i>Exit Dummy</i>		0.990 *** (15.42)
控制变量	控制	控制
公司固定效应	控制	不控制
行业固定效应	不控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测数	588 392	195 066
伪 R^2	0.596	0.603

注: *** 表示在 1% 水平上显著; 括号内为 z 值。

4.2 稳健性

4.2.1 机构卖出度量的稳健性检验

为了排除研究结论过分依赖机构卖出代理变量选择的影响, 首先引入单位机构的卖出比例, 即机构卖出比例除以卖出交易的机构投资者数目, 预期该指标与股价暴跌风险依旧保持显著的正相关性。表 8 为回归结果, 其中第 1 列表明单位机构卖出比例系数为 15.631, 且在 1% ($z = 11.64$) 的置信水平下是统计上显著的, 对比表 4 的第 4 列 z 值更大, 系数更显著。通过对比边际效应发现, 表 4 的第 4 列, 增加 10% 机构卖出比例, 个股股价暴跌风险增加 0.43 个百分点, 而表 8 的第 1 列, 增加 10% 的单位机构卖出比例, 其个股股价暴跌风险相应会增加 2.16 个百分点。

表 8 稳健性检验(一)

Table 8 Robustness test(1)

变量	股价跌停			
	1	2	3	4
	单位机构卖出	机构超额卖出	机构净卖出	机构卖出与买入比
<i>Institutional Exit per Account</i>	15.631 *** (11.64)			
<i>Abnormal Institutional Exit</i>		4.293 *** (27.94)		
<i>Net Institutional Exit</i>			7.590 *** (30.51)	
<i>Institutional sell/buy</i>				0.073 *** (31.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测数	590 542	588 372	588 498	588 498
伪 R^2	0.582	0.594	0.592	0.585

注: *** 表示在 1% 水平上显著; 括号内为 z 值。

前文机构卖出的代理变量均是基于当日机构投资者的买卖行为来计算的,考虑到机构投资者的买卖行为会受到投资者自身特点的影响。为了排除机构投资者过去一段时期的买卖行为对当前买卖行为的影响,选取机构投资者过去30天的平均卖出占比作为参照,进一步验证机构投资者超额卖出与股价暴跌风险之间的关系。从表8的回归结果第2列可知, *Abnormal Institutional Exit* 的回归系数在1%的置信水平下显著为正,进一步验证了本文假设成立。

已有的机构卖出代理变量主要反映了机构投资者的卖出交易占比,没有考虑机构投资者自身买入行为的影响。为排除机构投资者的买入决策的影响,构造了机构投资者当日净卖出量指标,即股票当天机构投资者净卖出的比例,定义为(机构卖出量-机构买入量)/市场交易量,进一步验证了机构卖出与股价暴跌风险之间的正相关关系。从表8的回归结果第3列可知, *Net Institutional Exit* 的回归系数在1%的置信水平下显著为正,进一步验证了本文的假设。

市场微观结构理论认为买入和卖出的不平衡(imbalance)将会导致价格的波动,为此尝试构建机构投资者日度卖出与买入比值,并利用该指标开展稳健性检验。回归结果如表8第4列所示,可知 *Institutional sell/buy* 的回归系数在1%的置信水平下显著为正,进一步验证了本文的假设。

此外,还尝试使用股票*i*在第*t*日所有卖出的投资者中机构投资者数目的占比以及股票*i*在第*t*日所有机构投资者买入、卖出交易量中机构卖出比例两个指标,重复上述多元回归分析,结果再次验证机构卖出会增加个股股价崩盘风险。限于篇幅,相关回归结果未在正文中报告。

4.2.2 股价暴跌风险度量的稳健性检验

为了排除研究结论依赖特定股价暴跌代理变量的影响,本节讨论并展示股价暴跌风险度量的稳健性。首先,放松使用跌停板度量股价暴跌的定义,引入两个指标,分别是 *Down8*: 股票*i*在第*t*日股价下跌超过8%则取值为1,否则取值为0;以及 *Down5*: 股票*i*在第*t*日股价下跌5%则取值为1,否则取值为0。重复上述多元回归分析,研

究结果支持机构卖出增加个股股价崩盘风险的结论。限于篇幅,相关回归结果未在正文中报告。

此外,为避免因不同公司使用同一阈值(跌停、-5%或-8%)划分带来的度量偏误,拓宽已有的基于日度收益率绝对水平上定义的股价暴跌度量。具体地,参考Bao等^[48]在日度数据上定义个股股价暴跌风险,即公司*i*在交易日*t*,如果其当天股票收益率超出整年所有交易日收益率均值左向3.09个标准差之外,则取值为1,否则取值为0;该指标没有将所有股票采用“一刀切”的定义方式,而是参考个股股价收益率的分布。此外,还尝试了2个和3个标准差(因为3个标准差的结果非常接近3.09个标准差的结果,因此没有报告回归结果)。回归结果详见表9,其中 *Crash_1* 是基于3.09个标准差的股价暴跌风险度量, *Crash_2* 是基于2个标准差的股价暴跌风险度量,再次验证主要结果均是稳健的。

表9 稳健性检验(二)

Table 9 Robustness test(2)

变量	其他股价崩盘风险度量	
	<i>Crash_1</i>	<i>Crash_2</i>
<i>Institutional Exit</i>	1.779*** (7.56)	2.433*** (24.40)
控制变量	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测数	587 343	590 542
伪 R^2	0.581	0.449

注:***表示在1%水平上显著;括号内为*z*值。

4.3 分机构类型的分析

为进一步讨论不同类型机构卖出的贡献差异,基于更细分类的机构投资者数据,仿照前文定义保险机构投资者(类型1)、基金机构投资者(类型2)、券商资管机构投资者(类型3)、券商自营机构投资者(类型4)和一般机构及其他机构投资者(类型5)的卖出比例度量,多元回归结果报告在表10中。实证结果表明不同类型机构投资者的卖出均可显著增加个股股价暴跌的风险。回归系数简单比较发现,基金和券商自营的机构卖出对个股股价暴跌影响更大。但不同类型机构投资者表现出差异的原因超出本文的研究范围。

表 10 各类机构卖出的作用

Table 10 Role of different types of institutional exits

变量		股价跌停					
		1	2	3	4	5	6
		类型 1	类型 2	类型 3	类型 4	类型 5	全体
Exit	类型 1	0.023 *** (3.25)					0.014 ** (2.02)
	类型 2		0.071 *** (19.31)				0.070 *** (19.17)
	类型 3			0.043 *** (2.92)			0.013 (0.86)
	类型 4				0.072 *** (5.84)		0.063 *** (5.19)
	类型 5					0.007 *** (6.94)	0.005 *** (5.57)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数		590 542	590 542	590 542	590 542	590 542	590 542
伪 R ²		0.247	0.248	0.247	0.247	0.247	0.248

注: *** 和 ** 分别表示在 1% 和 5% 水平上显著; 括号内为 z 值。

5 结束语

投资者分类交易数据,从微观层面记录投资者最直接的投资行为,为研究金融市场提供了最具价值的信息。各类投资者的直接交易行为在股价暴跌中起什么作用,是各方关注的重要问题。限于分类交易数据的可获得性,文献中尚无直接的经验证据。本文以 2014 年~2016 年沪市 A 股微观数据为研究样本,使用个股的机构卖出比例,基于面板回归模型,探索机构卖出与股价暴跌风险的影响。研究表明,个股中机构卖出比例高的交易日更容易伴随着个股的股价暴跌风险。在一系列内生性和稳健性的检验之后,该结论依然成立。作用机制方面,本文提出并验证机构卖出交易的“信号传递”和“需求冲击”渠道,发现机构卖出将增加未来个人投资者的跟风卖出,进一步证明机构投资者有丰富的投资经验、更广泛的信息获取渠道和更专业的信息处理能力。同时,机构卖出与暴跌风险之间的正向关联在小市值、高成长、大波动率、个人投资者比例高和流动性较差的

股票中更强。

本文的研究贡献主要有以下 3 点:首先,利用沪市 A 股投资者的分类交易数据,不同于以往使用机构投资者持仓数据变化的研究,从微观层面上考察投资者交易行为对股票市场暴跌的直接影响,同时从信息优势假设角度验证机构卖出对股价暴跌产生影响的作用机制,是对已有研究提供的直接证据的补充。其次,基于微观交易数据,可以精确地识别机构投资者身份或个人投资者身份,不同于以往研究中基于买卖单量推测投资者类型的研究,增加研究结论可信度的同时,通过对比不同细分机构类型间的作用差异,进一步丰富研究结论;最后,监管实践方面,证实机构投资者作为市场中重要的信息交易者,其卖出决策会显著增加个股股价的暴跌可能性,该发现印证了监管部门制定“限售”政策对稳定市场的必要性。同时本文也发现机构卖出对股价暴跌的正向影响对信息透明度较低和流动性较差的股票影响更大,这进一步要求监管部门需要加强上市公司信息披露和提高市场流动性,引导资本市场健康发展。

参 考 文 献:

- [1] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(3): 461 – 488.
- [2] McCahery J A, Sautner Z, Starks L T. Behind the scenes: The corporate governance preferences of institutional investors [J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(6): 2905 – 2932.
- [3] Sias R W. Volatility and the institutional investor[J]. *Financial Analysts Journal*, 1996, 52(2): 13 – 20.
- [4] 祁斌, 黄明, 陈卓思. 机构投资者与股市波动性[J]. *金融研究*, 2006, 28(9): 80 – 91.
Qi Bin, Huang Ming, Chen Zhuosi. Institutional investors and stock market volatility [J]. *Journal of Financial Research*, 2006, 28(9): 80 – 91. (in Chinese)
- [5] 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, 39(2): 156 – 177.
Gao Haoyu, Yang Xiaoguang, Ye Yanyi. Institutional ownership and extreme price movements: Evidence from Chinese markets [J]. *Journal of Financial Research*, 2017, 39(2): 156 – 177. (in Chinese)
- [6] Abreu D, Brunnermeier M K. Synchronization risk and delayed arbitrage [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 66(2): 341 – 360.
- [7] Abreu D, Brunnermeier M K. Bubbles and crashes [J]. *Econometrica*, 2003, 71(1): 173 – 204.
- [8] 蔡庆丰, 宋友勇. 超常规发展的机构投资者能稳定市场吗? 对我国基金跨越式发展的反思[J]. *经济研究*, 2010, 45(1): 90 – 101.
Cai Qingfeng, Song Youyong. Can the hyper-normal development of institutional investors stabilize the market? Leapfrog development of China's fund industry [J]. *Economic Research Journal*, 2010, 45(1): 90 – 101. (in Chinese)
- [9] 岳意定, 周可峰. 机构投资者对证券市场价格波动性的影响——基于 Topview 数据的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2009, 30(3): 140 – 148.
Yue Yiding, Zhou Kefeng. Influence of institutional investor on the volatility of stock market: Based on research into the Topview data [J]. *China Industrial Economics*, 2009, 30(3): 140 – 148. (in Chinese)
- [10] 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, 31(11): 45 – 59.
Chen Guojin, Zhang Yijun, Liu Chun. Can institutional investors aggravate the instability of stock market? Evidence from A-share market [J]. *Journal of Financial Research*, 2010, 31(11): 45 – 59. (in Chinese)
- [11] 姚颐, 刘志远. 震荡市场, 机构投资者与市场稳定[J]. *管理世界*, 2008, 24(8): 22 – 32.
Yao Yi, Liu Zhiyuan. Volatile markets, institutional investors and market stability [J]. *Management World*, 2008, 24(8): 22 – 32. (in Chinese)
- [12] Boehmer E, Kelley E K. Institutional investors and the informational efficiency of prices [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3563 – 3594.
- [13] Huang A G, Tan H, Wermers R. Institutional trading around corporate news: Evidence from textual analysis [J]. *The Review of Financial Studies*, 2020, 33(10): 4627 – 4675.
- [14] Chen Y, Hu G, Yu D B, et al. Catastrophic risk and institutional investors: Evidence from institutional trading around 9/11 [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2019, 56: 211 – 233.
- [15] Sias R W, Starks L T, Titman S. Changes in institutional ownership and stock returns: Assessment and methodology [J]. *The Journal of Business*, 2006, 79(6): 2869 – 2910.
- [16] Gompers P A, Metrick A. Institutional investors and equity prices [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2001, 116(1): 229 – 259.
- [17] Hu G, Jo K M, Wang Y A, et al. Institutional trading and Abel Noser data [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 52: 143 – 167.

- [18] Bao D, Fung S Y K, Su L. Can shareholders be at rest after adopting claw-back provisions? Evidence from stock price crash risk [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(3): 1578 – 1615.
- [19] Xu N, Jiang X, Chan K C, et al. Analyst coverage, optimism, and stock price crash risk: Evidence from China [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2013, 25(1): 217 – 239.
- [20] Kim Y, Li H, Li S. Corporate social responsibility and stock price crash risk [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2014, 43(1): 1 – 13.
- [21] DeFond M L, Hung M, Li S, et al. Does mandatory IFRS adoption affect crash risk? [J]. *The Accounting Review*, 2014, 90(1): 265 – 299.
- [22] Kim J B, Wang Z, Zhang L. CEO overconfidence and stock price crash risk [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(4): 1720 – 1749.
- [23] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等. 分析师利益冲突, 乐观偏差与股价崩盘风险 [J]. *经济研究*, 2012, 47(7): 127 – 140.
Xu Nianhang, Jiang Xuanyu, Yi Zhihong, et al. Conflicts of interest, analyst optimism and stock price crash risk [J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(7): 127 – 140. (in Chinese)
- [24] 江轩宇. 税收征管, 税收激进与股价崩盘风险 [J]. *南开管理评论*, 2013, 16(5): 152 – 160.
Jiang Xuanyu. Tax enforcement, tax aggressiveness and stock price crash risk [J]. *Nankai Business Review*, 2013, 16(5): 152 – 160. (in Chinese)
- [25] 叶康涛, 曹 丰, 王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. *金融研究*, 2015, 36(2): 192 – 206.
Ye Kangtao, Cao Feng, Wang Huacheng. Can internal control information disclosure reduce stock price crash risk? [J]. *Journal of Financial Research*, 2015, 36(2): 192 – 206. (in Chinese)
- [26] 谭松涛, 黄俊凯, 杜安然. 个人大股东持股与股价暴跌风险 [J]. *金融研究*, 2019, 40(5): 152 – 169.
Tan Songtao, Huang Junkai, Du Anran. Major individual shareholders and stock price crash risk [J]. *Journal of Financial Research*, 2019, 40(5): 152 – 169. (in Chinese)
- [27] 刘圣尧, 李怡宗, 杨云红. 中国股市的崩盘系统性风险与投资者行为偏好 [J]. *金融研究*, 2016, 37(2): 55 – 70.
Liu Shengyao, Li Yizong, Yang Yunhong. The systematic crash risk and investor preference in Chinese stock market [J]. *Journal of Financial Research*, 2016, 37(2): 55 – 70. (in Chinese)
- [28] 朱光伟, 蒋 军, 王 擎. 信用账户杠杆、投资者行为与股市稳定 [J]. *经济研究*, 2020, 55(2): 84 – 100.
Zhu Guangwei, Jiang Jun, Wang Qing. Margin account leverage, investor behavior and stock market stability [J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(2): 84 – 100. (in Chinese)
- [29] 褚 剑, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化 [J]. *经济研究*, 2016, 51(5): 143 – 158.
Chu Jian, Fang Junxiong. Margin-trading, short-selling and the deterioration of crash risk [J]. *Economic Research Journal*, 2016, 51(5): 143 – 158. (in Chinese).
- [30] 赵汝为, 熊 熊, 沈德华. 投资者情绪与股价崩盘风险: 来自中国市场的经验证据 [J]. *管理评论*, 2019, 31(3): 50 – 60.
Zhao Ruwei, Xiong Xiong, Shen Dehua. Investor sentiment and stock price crash risk: Evidence from China [J]. *Management Review*, 2019, 31(3): 50 – 60. (in Chinese)
- [31] 赵胜民, 刘笑天. 特质风险, 投资者偏好与股票收益——基于前景理论视角的分析 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(3): 100 – 115.
Zhao Shengmin, Liu Xiaotian. Idiosyncratic volatility, investor preference and stock returns: An analysis based on prospect theory [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(3): 100 – 115. (in Chinese)
- [32] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(8): 108 – 126.
Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from Shanghai-Hong Kong Stock Connect [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108 – 126. (in Chinese)

- [33] 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.
Wei Lijian, Zhang Wei, Xiong Xiong. The mechanism and solution for the liquidity stampede crisis in stock markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(3): 1-23. (in Chinese)
- [34] An H, Zhang T. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors[J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 21(1): 1-15.
- [35] Callen J L, Fang X. Institutional investor stability and crash risk: Monitoring versus short termism? [J]. Journal of Banking and Finance, 2013, 37(8): 3047-3063.
- [36] 董纪昌, 庞嘉琦, 李秀婷, 等. 机构投资者持股与股价崩盘风险的关系——基于市场变量的检验[J]. 管理科学学报, 2020, 23(3): 73-88.
Dong Jichang, Pang Jiaqi, Li Xiuting, et al. Exploring the relationship between institutional investor holdings and stock price crash risk: A test based on market variables[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(3): 73-88. (in Chinese)
- [37] 熊 熊, 高 雅, 冯 绪. 卖空交易与异质信念: 基于中国股票市场的证据[J]. 系统工程理论与实践, 2017, 37(8): 1937-1948.
Xiong Xiong, Gao Ya, Feng Xu. Short sales and heterogeneous beliefs: Evidence from Chinese stock market[J]. Systems Engineering: Theory and Practice, 2017, 37(8): 1937-1948. (in Chinese)
- [38] 高 雅, 熊 熊, 冯 绪. 投资者订单不平衡与股票收益: 基于中国股票市场的证据[J]. 南开管理评论, 2019, 22(1): 194-205.
Gao Ya, Xiong Xiong, Feng Xu. Order imbalance and stock returns: Evidence from the Chinese stock market[J]. Nankai Business Review, 2019, 22(1): 194-205. (in Chinese)
- [39] 史永东, 王谨乐. 中国机构投资者真的稳定市场了吗? [J]. 经济研究, 2014, 49(12): 100-112.
Shi Yongdong, Wang Jinle. Do Chinese institutional investors really stabilize the market? [J]. Economic Research Journal, 2014, 49(12): 100-112. (in Chinese)
- [40] Kyle A S. Continuous auctions and insider trading[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1985, 53(6): 1315-1335.
- [41] French K R, Roll R. Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(1): 5-26.
- [42] 韩佳彤, 熊 熊, 张 维, 等. 中国股票市场“两会”效应分析[J]. 经济评论, 2019, 216(2): 103-114.
Han Jiatong, Xiong Xiong, Zhang Wei, et al. Congressional effect in Chinese stock market based on NPC & CPPCC sessions[J]. Economic Review, 2019, 216(2): 103-114. (in Chinese)
- [43] 姚 颐, 刘志远, 相二卫. 中国基金在投资中是否追求了价值? [J]. 经济研究, 2011, 46(12): 45-58.
Yao Yi, Liu Zhiyuan, Xiang Erwei. Are Chinese funds investments pursuing value? [J]. Economic Research Journal, 2011, 46(12): 45-58. (in Chinese)
- [44] Baik B, Kang J K, Kim J M. Local institutional investors, information asymmetries, and equity returns[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 97(1): 81-106.
- [45] 王化成, 曹 丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2015, 31(2): 45-57.
Wang Huacheng, Cao Feng, Ye Kangtao. Monitoring or tunneling: The proportion of the proportion held by the big shareholders and the stock price crash risk[J]. Management World, 2015, 31(2): 45-57. (in Chinese)
- [46] Khurshed A, Paleari S, Pande A, et al. Transparent book building, certification and initial public offerings[J]. Journal of Financial Markets, 2014, 19(6): 154-169.
- [47] Sias R W. Institutional herding[J]. Review of Financial Studies, 2004, 17(1): 165-206.
- [48] Atiase R K. Predislosure, information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements[J]. Journal of Accounting Research, 1985, 23(1): 21-36.
- [49] Roychowdhury S, Watts R L. Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting[J]. Journal of Accounting and Economics, 2007, 44(1): 2-31.

- [50] Loughran T, McDonald B. IPO first-day returns, offer price revisions, volatility, and form S-1 language [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(2): 307–326.
- [51] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects [J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(1): 31–56.
- [52] Fang V W, Noe T H, Tice S. Stock market liquidity and firm value [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 150–169.
- [53] Edmans A, Fang V W, Zur E. The effect of liquidity on governance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2013, 26(6): 1443–1482.
- [54] Jeon J Q, Lee C, Moffett C M. Effects of foreign ownership on payout policy: Evidence from the Korean market [J]. *Journal of Financial Markets*, 2011, 14(2): 344–375.
- [55] Chen T Y, Dasgupta S, Yu Y. Transparency and financing choices of family firms [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2014, 49(2): 381–408.
- [56] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.

Institutional exits and stock crash: The role of informed investors

GAO Hao-yu¹, LIU Wei², MA Chao-qun², YANG Xiao-guang^{3,4*}

1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China;
2. School of Economics and Management, Hunan University, Changsha 410082, China;
3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
4. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China

Abstract: Using a proprietary data-set on China's stock market during January 1, 2014 and December 31, 2016, the paper constructs a stockday-level “informed selling” measure and provides micro evidence on whether and how institutional investors' exits affect stock price crash risk. Our findings show that institutional investors' exits can significantly predict individual stock price crash. A one-standard-deviation increase in the percentage of institutional investors' exits is associated with a 0.6 percent increase of individual stock crash risk (i. e., extreme price movement to downside limit), which accounts for 22.5 percent of the sample mean. In terms of the economic mechanism, the paper verifies the signaling effect of institutional investors' informed selling and finds that retail investors in the market will significantly follow the institutional investors' exits to sell their shares. This effect turns to be stronger for firms with smaller assets, higher growth, higher volatility, more retail investors and lower liquidity, which suggests that the signal from these institutional investors' informed selling is more pronounced for these types of firms. The empirical results are very robust to the further control of additional firm-level control variables, firm-fixed effects, alternative measures of institutional exits and PSM analyses. This proprietary large-scale transaction data set tremendously improves the accuracy and credibility of our empirical results.

Key words: institutional exits; crash risk; transaction data