



个股视角下“国家队” 选股策略的股市维稳作用

张恒瑞, 陈超

复旦大学管理学院, 上海 200433

摘要: 大量经济学和金融学的研究表明, 金融危机情景下的政府救市政策能够产生预期的维稳效果, 但已有研究更多关注政府救市政策对金融市场整体的波动性和个体的系统性风险的影响。2015年中国股市出现速度快、范围广的暴跌现象, 中国证券金融股份有限公司和中央汇金投资有限责任公司等“国家队”成员有选择地入场持股救市, 从个股收益和收益波动性角度看, 其选股策略是否发挥了股市维稳作用值得深入探讨。

以2015年股灾后的“国家队”救市行为为研究对象, 以2015年沪深A股上市公司上半年和下半年两个期间的观测值为研究样本, 在对“国家队”选股策略进行分析的基础上, 从个股收益和收益波动性的角度, 实证检验“国家队”选股策略的股市维稳作用, 以及这一作用在不同产权性质的被投资主体和不同的救市主体之间是否存在差异。进一步探讨“国家队”持股主要从哪些路径影响个股收益和收益波动性, 以及这些影响路径与内部治理机制的关系。

研究表明, “国家队”持股显著减轻了股灾对个股收益率的负面影响, 同时缓解了股灾导致的个股收益波动, 而这一维稳效应在民营上市公司中更为显著, 且通过中央汇金投资有限责任公司持股发挥的股市维稳效应更为明显。从超额收益及其波动性、风险调整收益、投资者异质信念及其波动性等角度分析, “国家队”股市维稳效应依然存在。进一步研究表明, “国家队”股市维稳效应在分析师跟踪度高、股价信息含量低、高管持股比例高、关联交易比例低的样本中更为显著, 说明“国家队”可能通过信号效应和信息治理效应实现维稳作用, 且这一作用与内部治理机制形成互补效应。

研究结果从个股收益和收益波动性角度证明了“国家队”选股策略的股市维稳作用, 丰富了“国家队”选股决策方面的研究, 也丰富了政府救市经济后果方面的研究; 还说明“国家队”救市行为对民营上市公司金融风险的化解作用更为明显, 且选股决策独立性更强的救市主体更能发挥积极作用, 为中国金融市场稳定发展提供了经验证据; 救市效应与内部治理效应的互补关系为上市公司完善内部治理机制和“国家队”制定投资决策提供启示意义。

关键词: “国家队”持股; 股市维稳; 个股收益; 收益波动性; 选股策略

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

doi: 10.3969/j.issn.1672-0334.2023.01.011

文章编号: 1672-0334(2023)01-0147-16

引言

2015年6月中旬, 中国股票市场在持续一年多的牛市状态后市场行情急转直下, 一周之内沪深指数均下跌超过13%, 投资者情绪出现严重波动。股灾发

生后, 7月5日中国证券监督管理委员会(以下简称证监会)发布第17号公告称, 中国证券金融股份有限公司(以下简称证金公司)将积极筹资入市, 央行也将以多种形式为证金公司提供流动性支持, 协助其

收稿日期: 2021-07-22 **修返日期:** 2022-11-17

基金项目: 国家自然科学基金(71772050)

作者简介: 张恒瑞, 复旦大学管理学院博士研究生, 研究方向为公司金融、会计与资本市场等, 代表性学术成果为“空间区位竞争与资本市场定价效率”, 发表在2022年第4期《会计研究》, E-mail: 18110690036@fudan.edu.cn
陈超, 金融学博士, 复旦大学管理学院特聘教授, 研究方向为财务管理、公司治理、兼并与收购、金融市场与金融机构等, 代表性学术成果为“吃一堑会长一智吗? ——基于金融危机与经济刺激政策影响下企业绩效关联性的研究”, 发表在2016年第4期《管理世界》, E-mail: chen_chao@fdsm.fudan.edu.cn

稳定股票市场。7月8日中央汇金投资有限责任公司(以下简称汇金公司)发布公告称将继续向二级市场注资,承诺在股市异常波动期间不减持股份,以此稳定股票市场。经统计,截至2015年末,以证金公司和汇金公司为代表的“国家队”重仓持有1250家沪深A股上市公司的股票,持股市值合计高达3.58万亿元人民币。

2015年9月16日和讯网发表题为“证金概念股跑输大盘,紧跟国家队是赔本买卖”的文章,华尔街见闻发表题为“追随‘王的女人’是赔本买卖,证金概念股跑输大盘”的文章。业界对于“国家队”的持股效应较多地持负面态度,但股市维稳效果不应仅从其持股上市公司股票收益率与大盘指数收益孰高孰低予以评判,而是要综合考虑选股决策、持股公司特征、收益波动性等多方面因素。此外,学术界对于金融市场危机发生后的政府救市行为研究更多地从金融市场整体角度阐述理论和检验救市效果。本研究试图在控制股票收益的影响因素、排除“国家队”选股内生性问题的基础上,从个股收益和收益波动性角度对“国家队”救市这一行为展开研究,一方面,帮助资本市场参与主体更加客观地认识“国家队”的股市维稳效应;另一方面,弥补已有研究关于政府救市行为对个股影响及其机制研究的不足。

1 相关研究评述

根据新凯恩斯主义代表人物克鲁格曼的观点,信贷危机和实体经济危机出现时,政府应加大力度开展金融救助,向金融系统注入资金,甚至实施暂时国有化政策,直至扭转崩盘危机、稳定局势^[1]。学者们也针对金融市场危机发生后的政府救市措施展开研究,发现诸如央行向资本市场注资^[2]、推出定期拍卖工具^[3]、开展不良资产救助计划^[4]、限制卖空交易^[5]等政府干预行为能够帮助市场参与者恢复信心,改善因金融市场震荡导致的悲观预期,缓解资本市场流动性压力,由此避免了程度更大和范围更广的金融危机以及由此衍生的社会性危机。除此之外,也有学者认为政府干预可能导致干预成本过高^[6]、银行市场道德风险问题加剧^[7]、主权信用风险上升^[8]、股票市场质量下降等问题^[9]。

本研究的关注对象“国家队”在境外通常被称为平准基金,其出资主体大多为政府机构,如养老金、政府控股的银行和保险公司等,是政府在财政或金融系统出现危机时采取注资维稳措施的主力机构。针对财政系统平准基金的研究相对较少,财政部门在经济稳定期向基金账户存入资金,在经济波动期支出资金,并根据实际情况设置基金规模上下限^[10],资金主要用于偿还公共债务和资助政府项目等,由此平衡财政收支,降低财政系统风险^[11]。针对金融系统平准基金的研究相对较多,尤其是以1998年中国香港为应对亚洲金融危机购买33只股票构成恒生指数成分股为背景展开的研究较为常见,这一政府救市行为实质上是一种股票市场自由流通股总股数

下降的外生冲击,由此提高了恒生指数成分股交易量变动产生的价格效应,提高了市场流动性水平^[12],抑制了股票市场下跌态势,降低了股票市场波动性^[13]。但是,恒生指数基金的成立虽然在短期内降低了市场波动,缓解了金融危机对股市的冲击,但长期效应并不明显^[14]。已有研究虽然对平准基金救市效果进行检验,但对平准基金介入后的投资者交易行为和定价效率关注不足。鉴于这些机制很难利用二手数据进行研究,杨晓兰等^[15]设计了一种实验经济学研究方法,选取实验参与者进行虚拟证券交易,引入透明和非透明两类平准基金,分析平准基金对理性预期和非理性定价行为的影响,实验发现,引入透明的平准基金后,交易者报价决策理性程度显著提升,有效降低了市场价格偏离程度。

近几年,中国学者也开始针对2015年股灾发生后证金公司等“国家队”成员买入式干预这一救市行为展开研究,基于ARCH模型的上证综指波动分析表明,政府买入式干预对抑制股指下跌发挥了一定的作用^[16];基于个股股价的分析表明,“国家队”持股通过为市场提供流动性、改善投资者情绪和信念等路径降低了股价的尾部系统风险和异质性风险^[17-18]。已有研究表明,金融系统发生重大危机事件后,政府适时采取救市政策能够产生预期的成效,但较多地关注政府买入式干预对金融系统或股票市场整体的影响,而关注政府买入式干预对个股影响的研究主要从系统风险或异质性风险角度,且没有区分不同性质的被投资主体和不同的投资主体对于股市维稳效果的影响差异。

“国家队”不仅是受政府部门委派和指导的投资主体,同时也具有机构投资者的属性,由已有研究可知,机构投资者凭借丰富的投资经验和信息获取途径、较强的信息分析和处理能力以及社会关系网络之间的信息共享^[19],能够对其持股的上市公司产生监督作用^[20],提高上市公司信息披露质量^[21],减轻机会主义行为诱发的股价波动^[22];同时,其交易行为可能缓解投资者过度狂热和过度悲观的情绪,起到稳定股价的作用^[23],尤其是在市场稳定性较差时采取高频交易模式的机构投资者能够发挥更强的稳定作用^[24];但机构投资者的逐利性和交易策略也可能诱发羊群效应的负面影响^[25],加剧股票市场价格波动^[26]。因此,基于中国特有的社会主义经济体制和资本市场发展情况,在2015年股灾发生后,“国家队”这一具有机构投资者性质的政府救市主体进入股票市场买入并持有部分上市公司股份对股市产生了怎样的影响,被投资主体和投资主体的性质是否对此产生调节作用,以及影响机制究竟如何,是一个值得思考和检验的问题。

2 理论分析和研究假设

“国家队”在股市发生急剧波动尤其单边大幅下滑后入市持股,实际上是一种政策性干预的资本市场维稳行为。本研究认为“国家队”买入式干预主

要通过信号效应和信息治理效应影响个股收益和收益波动性,以此实现稳定股市的预期。

首先,从信号效应角度分析,外部投资者作为信息劣势方,与上市公司内部人存在信息不对称问题,根据信号理论,向外部投资者传递出质量较高的利好信号有助于缓解信息不对称问题,改善投资者对于上市公司的预期^[27]。“国家队”在股灾发生后进入二级市场注资救市,买入部分上市公司股份这一决策向资本市场投资者释放了利好信号:①“国家队”买入上市公司股份是一种投资行为,投资主体是国有资产持有者,被投资对象是上市公司,而做出投资决策的人是“国家队”的选股团队,投资决策带来的损益直接关系着投资经理的业绩考核、声誉和职业生涯^[28-29],同时关系着国有资产利用效率和流失与否的评判,中小投资者有理由相信“国家队”选股团队的投资决策是基于审慎考量做出的,更可能在恐慌时期将其视为一种利好信号。②“国家队”具有政府背景,如汇金公司由国家出资,国务院行使重要股东职责,证金公司的股东包括上海证券交易所、深圳证券交易所、上海期货交易所、中国证券登记结算有限责任公司、中国金融期货交易所、大连商品交易所和郑州商品交易所,因此“国家队”持股上市公司相当于为上市公司提供隐性担保,在政府隐性担保下,公司往往能够以更低的成本、更多的渠道获取股权融资和债务融资^[30-31],公司价值得以提高^[32],尤其在金融系统出现危机后,政府隐性担保的加持更可能保护公司免受资金问题困扰。③“国家队”并非仅选择大盘蓝筹股,也并非仅选择某一指数成分股,而是在主板、中小板和创业板的不同行业均有所选择,对于投资者来说,相对于“国家队”无差异地在指数成分股中选股,有选择地在不同板块、不同行业选股更能体现出选股决策释放的信号,尤其是信息滞后的散户投资者更需要借助这些信息调整投资决策^[33]。因此,在利好信号的作用下,被“国家队”选为目标股份的上市公司更可能得到投资者的青睐,更可能较快地从股灾的负面影响中恢复。

其次,从信息治理效应角度考虑,“国家队”在二级市场买入上市公司的大量股份,在持股形式上与机构投资者有一定的相似之处。机构投资者在公司治理决策中具有大股东享有的投票权,能够参与公司治理并对上市公司的信息披露行为^[34]、投融资活动^[35]、管理层自利行为^[36]、控股股东利益侵占^[37]等发挥监督作用,减少管理层投融资决策失误可能带来的损失,缓解控股股东和管理层与中小投资者之间的信息不对称问题,降低上市公司诉讼风险^[38]和股价崩盘风险^[23]。另外,具有短期投资倾向的机构投资者可能忽视公司长期价值,而具有长期投资倾向的机构投资者更有意愿参与治理^[39],因此,以救市为目标、承诺短期不减持的“国家队”入股上市公司后更可能发挥机构投资者的治理作用,改善公司治理体系和信息质量。进一步地,“国家队”利用国有资金买入上市公司股份,一旦上市公司因投融资决

策问题或信息质量问题而造成股价崩盘,势必造成国有资产的流失,在声誉和问责的双重压力下,“国家队”更有动机发挥信息治理作用。

综上所述,被“国家队”选为投资目标的上市公司在信号效应和信息治理效应的双重作用下,其股票收益率及其波动水平更有可能从股灾的冲击中快速恢复。因此,本研究提出假设。

H₁“国家队”持股减弱了股灾对于上市公司股票收益的负面影响,即股灾发生后,相对于未被“国家队”持股的上市公司,被“国家队”持股的上市公司股票收益率降低得较少,股票收益波动水平提高得较少。

再次,本研究考虑到“国家队”的持股维稳效果在不同产权性质的目标公司中可能有所不同。从信号效应角度分析,“国家队”救市持股相当于国有资本入股,“国家队”持股国有上市公司可视为国有资本增加且增幅比例较低,而“国家队”持股民营上市公司可视为国有资本新进,从信号效应的边际效果看,相对于国有资本增加,国有资本新进带来的信号效应边际效果更高,即民营上市公司在国有资本隐性担保的加持下,可能由此享有一定的政治资源或政策性扶持,银行等债权投资者也可能因其背后的政策性担保而放宽贷款条款。另外,国有上市公司具有较强的政治关联且担负一定的政治和社会责任^[40]，“国家队”选择国有上市公司持股在一定程度上可能取决于其背后的政治关联和政治目标,而“国家队”选择民营上市公司持股更有可能受到投资预期的影响。因此,相对于“国家队”持股国有上市公司,“国家队”持股民营上市公司更可能被投资者认定为利好信号。从信息治理效应角度分析,国有上市公司本身享有较强的政策性扶持,经营风险和财务风险相对较低^[41]。因此,相对于入股国有上市公司,“国家队”入股民营上市公司后承担了更大的风险,更有动机参与民营上市公司信息治理,以防出现大幅度的投资损失。综上,本研究认为“国家队”持股对于民营上市公司的积极作用更强。因此,本研究提出假设。

H₂相对于国有上市公司,“国家队”持股的股市维稳效应在民营上市公司中更强。

最后,本研究考虑到证金公司和汇金公司作为“国家队”的两大主体,其选股决策和维稳效应也可能存在差异。在股灾发生后,证金公司从中信、海通、银河和中信建投等21家为其注资的证券公司调派投资经理和交易员负责救市选股工作,但以营利为目标的公司与因救市需要而持股的证金公司可能存在一定的目标差异。从委托代理角度看,来自各大证券公司的投资经理和交易员可视为代理人,证金公司可视为委托人,在两者目标存在差异的情况下,可能产生潜在的代理问题。这一代理问题可以类比于供职于各大券商的分析师与外部信息使用者之间的代理问题,即分析师可能受到所在券商和仓位比例较高的基金公司的影响而发布有利于券商和

基金公司投资收益的股票评级信息和盈利预测信息^[42-43]；同样，来自各大券商的投资经理和交易员也可能受到所在券商和分仓比例较高的基金公司的影响，在制定投资决策的过程中可能重点考虑所在券商的重仓股、分仓比例较高的基金公司重仓股和所在券商做主承销商的股票等，其决策的独立性和科学性可能受到一定程度的影响。而汇金公司的选股团队并非由券商公司投资经理和交易员组成，选股决策的独立性相对较高，其持股产生的积极作用可能更强。因此，本研究提出假设。

H₃ 相对于证金公司，汇金公司持股的股市维稳效应更强。

3 “国家队”选股分析

首先，对“国家队”的选股决策进行分析。本研究根据2015年底“国家队”的持股数据，将被“国家队”持股的1133家与未被“国家队”持股的1436家非金融类上市公司进行比较，选取较为常见的财务指标和治理指标进行单变量分析，包括公司规模、负债水平、市值账面比、盈利能力、董事会规模、管理层持股比例、股利支付率、托宾Q值、政府补助水平（政府补助除以销售收入）、研发投入比例、会计信息质量（可操控性应计盈余的绝对值）、股票流动性（月均换手率）、是否为国有上市公司、上市年限、是否为亏损公司和是否为高新技术公司。鉴于“国家队”集中选股阶段在2015年第3季度初，能够获取的较为全面且具有时效性的上市公司财务报告为2014年年度报告，所以上述财务指标和治理指标对应的时点为2014年年底。根据两组样本均值t检验和Wilcoxon秩和检验结果可知，相对于未被“国家队”持股的上市公司，被“国家队”持股的上市公司规模较大、市值账面比较低、盈利能力较强、董事会规模较大、股利支付率较高、托宾Q值较低、会计信息质量较高、股票流动性较差，且更可能是国有上市公司和非亏损公司。其次，本研究比较了被证金公司持股的上市公司与被汇金公司持股的上市公司之间的差异，为了更干净地比较两大救市主体的选股决策，进一步剔除同时被证金公司和汇金公司持股的上市公司样本，保留仅被证金公司持股的147家上市公司和仅被汇金公司持股的660家上市公司进行分析，结果表明，相对于被证金公司持股的上市公司，被汇金公司持股的上市公司规模较小、资产负债率较低、市值账面比较高、盈利能力较高、董事会规模较小、管理层持股比例较高、股利支付率较高、托宾Q值较高、政府补助水平较高、研发投入比例较高、会计信息质量较高、股票流动性较强、上市年限较短，且更多是民营上市公司、非亏损公司和高新技术公司。

综上所述，“国家队”选股过程中可能关注上市公司的一些经营特征、财务特征和治理特征，而证金公司和汇金公司的选股标准也存在一定的差异。因此，本研究后续的实证检验将利用双重差分模型排除目标公司的固有特征差异，同时选取较为关键的

特征作为控制变量，力求较为干净、有效地检验“国家队”的股市维稳效应。

4 实证设计

4.1 样本选择和数据来源

本研究选取2015年沪深A股上市公司为初始样本，将样本分为两个期间，即2015年上半年和下半年，之所以选择2015年作为样本期间，是因为2015年上半年和下半年两个期间的数据能够满足双重差分模型的检验要求，且不会受到其他年度股市政策和经济发展形势的影响，可以有效检验“国家队”首入股市后的维稳效应。“国家队”持股数据来自同花顺iFind数据库，其他股票交易数据和财务数据来自锐思数据库和国泰安数据库。剔除在样本期之前已被“国家队”持股、上半年或下半年停牌、金融业、ST或*ST以及变量数据缺失的上市公司样本后，最终得到5118个样本观测值。为了缓解异常值对研究结果的干扰，本研究对所有连续型变量进行1%和99%的缩尾处理。

4.2 变量定义和模型设定

4.2.1 被解释变量

本研究以个股半年度的股票收益率、个股半年度的收益波动性为被解释变量，其中，上半年为2015年1月至6月，下半年为2015年7月至12月，收益波动性等于半年度的周股票收益率的标准差。另外，考虑到不同行业的股票收益率和收益波动性本身就可能存在差异，本研究将个股半年度的股票收益率减去个股所在行业半年度的股票收益率均值作为经行业调整的个股半年度的股票收益率，将个股半年度的收益波动性减去个股所在行业半年度的收益波动性均值作为经行业调整的个股半年度的收益波动性，以此作为替代性被解释变量。

4.2.2 解释变量

本研究检验H₁和H₂的解释变量包括处理变量*Nat*、时间变量*Pos*以及两者的交互项，2015年股灾发生后被“国家队”持股的上市公司*Nat*取值为1，否则取值为0；2015年下半年对应*Pos*取值为1，2015年上半年对应*Pos*取值为0。检验H₃的解释变量是在前述解释变量基础上，将*Nat*替换为*HJ*和*ZJ*，*HJ*为2015年股灾发生后上市公司是否被汇金公司持股的哑变量，*ZJ*为2015年股灾发生后上市公司是否被证金公司持股的哑变量。

4.2.3 控制变量

参考已有研究，本研究控制一系列可能影响个股收益率和收益波动性的变量，包括公司规模、资产负债率、市值账面比、产权性质、总资产收益率和是否为亏损公司。此外，以个股收益率为被解释变量时，本研究控制市场收益，即所在市场半年度的股票收益率；以收益波动性为被解释变量时，本研究控制市场收益波动性，即所在市场半年度的收益波动性。最后，本研究还控制了行业固定效应。具体变量定义见表1。

表 1 变量定义

Table 1 Definitions of Variables

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------|---------|------------|-----------------------------------|
| 被解释变量 | 个股收益率 | <i>Ret</i> | 个股半年度的股票收益率 |
| | 个股调整收益率 | <i>AR</i> | 经行业调整的个股半年度的股票收益率 |
| | 收益波动性 | <i>Vol</i> | 个股半年度的周股票收益率的标准差 |
| | 调整收益波动性 | <i>AV</i> | 经行业调整的个股半年度的收益波动性 |
| 解释变量 | “国家队”持股 | <i>Nat</i> | 2015 年股灾发生后被“国家队”持股取值为 1, 否则取值为 0 |
| | 股灾时点 | <i>Pos</i> | 是股灾发生后的半年度取值为 1, 否则取值为 0 |
| | 汇金持股 | <i>HJ</i> | 2015 年股灾发生后被汇金公司持股取值为 1, 否则取值为 0 |
| | 证金持股 | <i>ZJ</i> | 2015 年股灾发生后被证金公司持股取值为 1, 否则取值为 0 |
| 控制变量 | 公司规模 | <i>Siz</i> | 总资产的自然对数 |
| | 资产负债率 | <i>Lev</i> | 总负债与总资产之比 |
| | 市值账面比 | <i>MB</i> | 市场价值与账面价值之比 |
| | 产权性质 | <i>Soe</i> | 国有上市公司取值为 1, 否则取值为 0 |
| | 总资产收益率 | <i>Roa</i> | 净利润与总资产之比 |
| | 亏损公司 | <i>DL</i> | 净利润小于 0 取值为 1, 否则取值为 0 |
| | 市场收益 | <i>MR</i> | 所在市场半年度的股票收益率 |
| | 市场收益波动性 | <i>MV</i> | 所在市场半年度的收益波动性 |

4.2.4 模型设定

为检验 H₁, 本研究构建双重差分模型, (1) 式检验“国家队”持股对个股收益率的影响, (2) 式检验“国家队”持股对个股收益波动性的影响。具体模型为

$$Ret_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Nat_i + \alpha_2 Pos_t + \alpha_3 Nat_i \cdot Pos_t + \sum \alpha_n Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t}^1 \quad (1)$$

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Nat_i + \beta_2 Pos_t + \beta_3 Nat_i \cdot Pos_t + \sum \beta_n Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t}^2 \quad (2)$$

其中, *i* 为上市公司, *t* 为半年度; *Con* 为控制变量, *Ind* 为行业固定效应; α_0 和 β_0 为常数项, $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 、 α_n 、 $\beta_1 \sim \beta_3$ 、 β_n 为回归系数, $n = 4, \dots, 10$; $\varepsilon_{i,t}^1$ 和 $\varepsilon_{i,t}^2$ 为残差项。如果 α_3 显著大于 0 且 β_3 显著小于 0, 则 H₁ 成立。

为检验 H₂, 本研究构建的双重差分模型为

$$Ret_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Nat_i + \gamma_2 Pos_t + \gamma_3 Nat_i \cdot Pos_t + \gamma_4 Nat_i \cdot Soe_{i,t} + \gamma_5 Pos_t \cdot Soe_{i,t} + \gamma_6 Nat_i \cdot Pos_t \cdot Soe_{i,t} + \sum \gamma_m Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t}^3 \quad (3)$$

$$Vol_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Nat_i + \delta_2 Pos_t + \delta_3 Nat_i \cdot Pos_t + \delta_4 Nat_i \cdot Soe_{i,t} + \delta_5 Pos_t \cdot Soe_{i,t} + \delta_6 Nat_i \cdot Pos_t \cdot Soe_{i,t} + \sum \delta_m Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t}^4 \quad (4)$$

其中, γ_0 和 δ_0 为常数项, $\gamma_1 \sim \gamma_6$ 、 γ_m 、 $\delta_1 \sim \delta_6$ 、 δ_m 为回归系数, $m = 7, \dots, 13$ 。本研究重点关注 γ_6 和 δ_6 , 如果 γ_6 显

著小于 0 且 δ_6 显著大于 0, 则 H₂ 成立。

为检验 H₃, 本研究构建的双重差分模型为

$$Ret_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 HJ/ZJ_i + \theta_2 Pos_t + \theta_3 HJ/ZJ_i \cdot Pos_t + \sum \theta_n Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Vol_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 HJ/ZJ_i + \mu_2 Pos_t + \mu_3 HJ/ZJ_i \cdot Pos_t + \sum \mu_n Con_{i,t} + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, θ_0 和 μ_0 为常数项, $\theta_1 \sim \theta_3$ 、 θ_n 、 $\mu_1 \sim \mu_3$ 、 μ_n 为回归系数。如果以 *HJ* 为解释变量时, θ_3 显著大于 0 且 μ_3 显著小于 0, 以 *ZJ* 为解释变量时, θ_3 小于 0 或大于 0 但不显著, 且 μ_3 大于 0 或小于 0 但不显著, 则 H₃ 成立。

5 实证结果和分析

5.1 描述性统计

表 2 给出前述模型中各变量的描述性统计结果。*Ret* 的均值为 0.413, *Vol* 的均值为 0.118, *Ret* 的均值较大的原因在于 2015 年上半年股市处于牛市状态, 个股收益率总体较高。*Nat* 的均值为 0.462, 说明股票市场上有 46.2% 的上市公司被“国家队”选为投资目标。*HJ* 的均值为 0.405, *ZJ* 的均值为 0.183, 说明股票市场上有 40.5% 的上市公司被汇金公司选为投资目标, 有 18.3% 的上市公司被证金公司选为投资目标。

5.2 回归分析

5.2.1 H₁ 的检验结果

表 3 给出采用 (1) 式和 (2) 式对 H₁ 进行检验的结

表2 描述性统计结果
Table 2 Results for Descriptive Statistics

| 变量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|---------|--------|-------|--------|--------|
| <i>Ret</i> | 0.413 | 0.261 | 0.641 | -0.438 | 2.760 |
| <i>AR</i> | -0.022 | -0.083 | 0.436 | -0.951 | 1.770 |
| <i>Vol</i> | 0.118 | 0.108 | 0.051 | 0.047 | 0.373 |
| <i>AV</i> | -0.0003 | -0.009 | 0.049 | -0.080 | 0.255 |
| <i>Nat</i> | 0.462 | 0 | 0.499 | 0 | 1 |
| <i>Pos</i> | 0.500 | 0.500 | 0.500 | 0 | 1 |
| <i>HJ</i> | 0.405 | 0 | 0.491 | 0 | 1 |
| <i>ZJ</i> | 0.183 | 0 | 0.387 | 0 | 1 |
| <i>Siz</i> | 22.097 | 21.924 | 1.260 | 19.664 | 25.894 |
| <i>Lev</i> | 0.425 | 0.410 | 0.211 | 0.053 | 0.897 |
| <i>MB</i> | 6.827 | 5.116 | 6.253 | 0.942 | 41.587 |
| <i>Soe</i> | 0.357 | 0 | 0.479 | 0 | 1 |
| <i>Roa</i> | 0.026 | 0.022 | 0.042 | -0.137 | 0.153 |
| <i>DL</i> | 0.138 | 0 | 0.345 | 0 | 1 |
| <i>MR</i> | 0.254 | 0.141 | 0.441 | -0.173 | 1.176 |
| <i>MV</i> | 0.065 | 0.057 | 0.013 | 0.052 | 0.092 |

注：样本观测值为5 118。

果。(1)列和(2)列的被解释变量为半年度的个股收益率,不论是否加入控制变量,*Nat*的回归系数均显著为负,说明“国家队”选择了原本个股收益率相对较低的上市公司进行持股;*Pos*的回归系数也均显著为负,说明2015年股灾对市场整体的个股收益率产生了严重的负面影响;*Nat·Pos*的回归系数均显著为正,说明“国家队”持股显著缓解了股灾对个股收益率的负面影响。以(2)列结果为例,在受股灾影响而处于熊市状态的下半年,被“国家队”持股的上市公司半年度个股收益率下降幅度比未被“国家队”持股的上市公司小0.184。(3)列和(4)列的被解释变量为经行业调整的半年度个股收益率,*Nat·Pos*的回归系数依然显著为正,再次说明“国家队”持股对于个股收益率的积极影响。(5)列和(6)列的被解释变量为半年度的个股收益波动性,在加入控制变量后,*Nat*的回归系数显著为正,说明“国家队”选择了原本收益波动性较高的上市公司进行持股;*Pos*的回归系数显著为正,*Nat·Pos*的回归系数显著为负,说明股灾发生后,未被“国家队”持股的上市公司可频繁交易的流通股数量没有明显减少且没有得到“国家

队”加持下的信号效应,其个股收益波动性显著提高,而被“国家队”持股的上市公司受益于“国家队”持股的积极效应,其股票收益波动性提高的幅度显著小于未被“国家队”持股的上市公司。以(6)列结果为例,在发生股灾的下半年,被“国家队”持股的上市公司收益波动性提高幅度比未被“国家队”持股的上市公司小0.014,即“国家队”持股显著缓解了股灾对收益波动性的提升作用。*Pos*的回归系数与交互项的回归系数之和大于0,说明被“国家队”持股的上市公司下半年股票收益波动性受到市场总体情绪的影响依然高于上半年的股票收益波动性。(7)列和(8)列的被解释变量为经行业调整的个股半年度的收益波动性,*Nat·Pos*的回归系数依然显著为负,说明“国家队”持股降低了股灾负面情绪导致的收益波动性提升,*Pos*的回归系数与交互项的回归系数之和小于0,说明股灾负面情绪冲击导致的收益波动性提升幅度在被“国家队”持股的上市公司样本中相对较小,而在行业总体样本中相对较大。因此, H_1 得到验证。

5.2.2 H_2 的检验结果

表4给出采用(3)式和(4)式对 H_2 进行检验的结果。由(1)列和(2)列的结果可知,*Nat·Pos*的回归系数均显著为正,*Nat·Pos·Soe*的回归系数均显著为负,且其回归系数的绝对值均小于*Nat·Pos*的回归系数的绝对值,说明“国家队”持股缓解股灾对个股收益率负面影响的作用在民营上市公司中更为显著。(3)列和(4)列的回归结果表明,*Nat·Pos*的回归系数均显著为负,*Nat·Pos·Soe*的回归系数均显著为正,且其回归系数的绝对值均小于*Nat·Pos*的回归系数的绝对值,说明“国家队”持股缓解股灾导致个股收益波动性提高的作用在民营上市公司中更为显著。综上,相对于国有上市公司,“国家队”持股发挥的维稳效应在民营上市公司中更为明显, H_2 得到验证。

5.2.3 H_3 的检验结果

表5给出采用(5)式和(6)式对 H_3 进行检验的结果。(1)列和(2)列的样本是在主检验样本的基础上剔除被证金公司持股的上市公司样本,即保留仅被汇金公司持股和未被“国家队”持股的上市公司样本,样本观测值为4 182个;*HJ·Pos*的回归系数均显著为正,说明汇金公司持股可以显著缓解股灾对个股收益率产生的负面影响。(3)列和(4)列的样本是在主检验样本的基础上剔除被汇金公司持股的上市公司样本,即保留仅被证金公司持股和未被“国家队”持股的上市公司样本,样本观测值为3 044个;*ZJ·Pos*的回归系数均不显著异于0。(5)列~(8)列的样本与(1)列~(4)列一一对应,*HJ·Pos*的回归系数均显著为负,说明汇金公司持股可以显著缓解股灾对个股收益波动性的影响;*ZJ·Pos*的回归系数均未通过显著性检验。由此可知,相对于证金公司,选股决策独立性相对较强、代理问题相对较小的汇金公司更能够缓解股灾对个股产生的负面影响, H_3 得到验证。

表3 “国家队”维稳效应检验
Table 3 Test of National Team's Stabilization Effect

| | <i>Ret</i> | | <i>AR</i> | | <i>Vol</i> | | <i>AV</i> | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>Nat</i> | -0.245*** (-11.230) | -0.201*** (-9.861) | -0.218*** (-10.401) | -0.175*** (-8.600) | -0.004 (-1.559) | 0.005** (1.979) | -0.004 (-1.608) | 0.004* (1.712) |
| <i>Pos</i> | -0.958*** (-46.538) | -0.733*** (-21.829) | -0.088*** (-4.506) | 0.044 (1.364) | 0.023*** (12.594) | 0.025*** (13.368) | 0.004** (2.316) | 0.006*** (3.213) |
| <i>Nat·Pos</i> | 0.176*** (6.672) | 0.184*** (7.325) | 0.146*** (5.793) | 0.152*** (6.224) | -0.015*** (-5.739) | -0.014*** (-5.630) | -0.014*** (-5.749) | -0.014*** (-5.649) |
| <i>Siz</i> | | 0.008 (1.021) | | -0.0004 (-0.057) | | -0.010*** (-11.091) | | -0.009*** (-9.959) |
| <i>Lev</i> | | -0.075* (-1.669) | | 0.041 (1.028) | | 0.006 (1.339) | | 0.014*** (3.203) |
| <i>MB</i> | | 0.025*** (12.645) | | 0.018*** (10.645) | | 0.001*** (3.847) | | 0.0004*** (2.814) |
| <i>Soe</i> | | -0.077*** (-6.390) | | -0.047*** (-4.106) | | -0.009*** (-5.406) | | -0.005*** (-3.461) |
| <i>Roa</i> | | -0.270 (-1.470) | | -0.144 (-0.826) | | -0.158*** (-7.455) | | -0.133*** (-6.493) |
| <i>DL</i> | | -0.104*** (-4.682) | | -0.080*** (-3.818) | | -0.013*** (-5.449) | | -0.010*** (-4.336) |
| <i>MR</i> | | 0.275*** (7.140) | | 0.159*** (4.268) | | | | |
| <i>MV</i> | | | | | | 0.121** (2.250) | | 0.057 (1.060) |
| 常数项 | 0.911*** (9.211) | 0.511*** (2.967) | 0.089*** (5.580) | -0.141 (-0.957) | 0.092*** (22.809) | 0.303*** (14.744) | 0.003 (1.606) | 0.183*** (9.491) |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 | 不控制 | 不控制 | 控制 | 控制 | 不控制 | 不控制 |
| 样本观测值 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 |
| 调整的 R^2 | 0.525 | 0.591 | 0.035 | 0.123 | 0.090 | 0.168 | 0.018 | 0.080 |

注: 括号内数据为经公司层面聚类调整后的 t 值, ***为在1%水平上显著, **为在5%水平上显著, *为在10%水平上显著, 下同。

6 稳健性检验和进一步检验

6.1 倾向得分匹配

本研究利用双重差分模型检验“国家队”选股策略的股市维稳效应,在一定程度上能够缓解内生性问题,但这一政策冲击的实质是非随机性的准自然实验,即使利用双重差分模型依然可能存在样本自选择问题,即影响政策惠及与否的干扰因素被放在了扰动项。因此,本研究利用倾向得分匹配与双重差分模型相结合的方法克服自选择问题,增强研究结果的稳健性。选取变量列表中的4个被解释变量作为结局变量,选取 *Nat* 作为处理变量,选取所有控制变量和行业固定效应作为协变量,进行1:1匹配后

得到3 398个样本观测值。表6的(1)列~(4)列给出倾向得分匹配后的检验结果,以 *Ret* 和 *AR* 为被解释变量时, *Nat·Pos* 的回归系数均显著为正;以 *Vol* 和 *AV* 为被解释变量时, *Nat·Pos* 的回归系数均显著为负。这一结果与主检验结果一致。

6.2 平行趋势检验和样本期间扩大后的检验

考虑到双重差分模型适用的前提是处理组和对照组在政策时点前具有平行趋势,但现有样本仅包含两期数据,难以绘制平行趋势图。因此,本研究将样本期间扩大到2013年至2016年,共包含8个半年度,以此绘制 *Ret* 和 *Vol* 的平行趋势图,发现在2015年下半年之前,被“国家队”持股的上市公司与未被

表4 产权性质与“国家队”维稳效应
Table 4 Ownership and National Team's Stabilization Effect

| | <i>Ret</i> (1) | <i>AR</i> (2) | <i>Vol</i> (3) | <i>AV</i> (4) |
|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| <i>Nat</i> | -0.235*** (- 8.792) | -0.198*** (- 7.334) | 0.007** (1.963) | 0.006* (1.945) |
| <i>Pos</i> | -0.808*** (- 20.003) | -0.007 (- 0.190) | 0.020*** (8.285) | 0.003 (1.093) |
| <i>Nat · Pos</i> | 0.241*** (7.117) | 0.198*** (6.023) | -0.020*** (- 5.502) | -0.019*** (- 5.532) |
| <i>Nat · Soe</i> | 0.114*** (2.921) | 0.074* (1.890) | -0.003 (- 0.619) | -0.005 (- 1.106) |
| <i>Pos · Soe</i> | 0.177*** (4.652) | 0.128*** (3.461) | 0.011*** (3.086) | 0.008** (2.244) |
| <i>Nat · Pos · Soe</i> | -0.186*** (- 3.852) | -0.147*** (- 3.136) | 0.010** (2.037) | 0.010** (2.141) |
| 常数项 | 0.608*** (3.414) | -0.094 (- 0.614) | 0.299*** (14.470) | 0.178*** (9.092) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 |
| 样本观测值 | 5 118 | 5 118 | 5 118 | 5 118 |
| 调整的R ² | 0.593 | 0.125 | 0.173 | 0.084 |

表5 汇金公司、证金公司的维稳效应差异
Table 5 Difference in Stabilization Effect between Huijin's and Zhengjin's

| | <i>Ret</i> (1) | <i>AR</i> (2) | <i>Ret</i> (3) | <i>AR</i> (4) | <i>Vol</i> (5) | <i>AV</i> (6) | <i>Vol</i> (7) | <i>AV</i> (8) |
|-------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---------------------|
| <i>HJ</i> | -0.221*** (- 9.344) | -0.201*** (- 8.390) | | | 0.008*** (2.656) | 0.006* (1.943) | | |
| <i>HJ · Pos</i> | 0.228*** (7.790) | 0.196*** (6.822) | | | -0.018*** (- 5.611) | -0.017*** (- 5.258) | | |
| <i>ZJ</i> | | | -0.126*** (- 3.136) | -0.074* (- 1.884) | | | -0.009*** (- 2.627) | -0.005 (- 1.393) |
| <i>ZJ · Pos</i> | | | 0.019 (0.406) | -0.014 (- 0.300) | | | 0.003 (0.677) | 0.000004 (0.001) |
| <i>Pos</i> | -0.704*** (- 19.160) | 0.067* (1.916) | -0.708*** (- 16.113) | 0.074* (1.775) | 0.025*** (13.264) | 0.006*** (3.380) | 0.025*** (12.807) | 0.006*** (3.075) |
| 常数项 | 0.159 (0.663) | -0.350* (- 1.794) | 0.168 (0.624) | -0.565** (- 2.407) | 0.344*** (12.295) | 0.230*** (8.940) | 0.282*** (9.165) | 0.159*** (5.663) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 |
| 样本观测值 | 4 182 | 4 182 | 3 044 | 3 044 | 4 182 | 4 182 | 3 044 | 3 044 |
| 调整的R ² | 0.572 | 0.112 | 0.574 | 0.097 | 0.135 | 0.062 | 0.135 | 0.035 |

表6 稳健性检验结果: 倾向得分匹配、扩大样本期间
Table 6 Robust Test Results: PSM、Extending Sample Period

| | 倾向得分匹配 | | | | 扩大样本期间 | | | |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>Ret</i> (1) | <i>AR</i> (2) | <i>Vol</i> (3) | <i>AV</i> (4) | <i>Ret</i> (5) | <i>AR</i> (6) | <i>Vol</i> (7) | <i>AV</i> (8) |
| <i>Nat</i> | -0.163*** (-6.786) | -0.155*** (-6.202) | 0.004 (1.499) | 0.005 (1.575) | -0.096*** (-10.070) | -0.075*** (-8.096) | 0.0003 (0.328) | 0.001 (0.819) |
| <i>Pos</i> | -0.735*** (-18.257) | 0.031 (0.800) | 0.025*** (10.351) | 0.007*** (2.805) | -0.218*** (-19.667) | -0.053*** (-5.302) | -0.005*** (-6.091) | -0.003*** (-3.513) |
| <i>Nat·Pos</i> | 0.135*** (4.522) | 0.129*** (4.323) | -0.014*** (-4.305) | -0.014*** (-4.402) | 0.113*** (9.208) | 0.091*** (8.081) | -0.004*** (-4.026) | -0.004*** (-4.196) |
| 常数项 | 0.265 (1.040) | -0.183 (-0.818) | 0.359*** (11.482) | 0.227*** (7.832) | -1.290*** (-12.987) | -0.558*** (-7.216) | 0.085*** (9.507) | 0.092*** (10.690) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 | 控制 | 不控制 |
| 样本观测值 | 3 398 | 3 398 | 3 398 | 3 398 | 10 876 | 10 876 | 10 876 | 10 876 |
| 调整的 R^2 | 0.605 | 0.121 | 0.149 | 0.076 | 0.521 | 0.059 | 0.394 | 0.067 |

“国家队”持股的上市公司在个股收益率和波动性方面具有相同的变化趋势,尤其是半年度个股收益波动性相差无几。从2015年下半年开始,未被“国家队”持股的上市公司半年度股票收益下跌幅度、股票收益波动性提升幅度均大于被“国家队”持股的上市公司。除此之外,为保证“国家队”持股时点前后期间跨度一致,本研究截取2014年至2016年包含10 876个样本观测值的上市公司样本,利用(1)式和(2)式进行扩大样本期间后的“国家队”救市效应检验。表6的(5)列~(8)列给出扩大样本期间后的检验结果,*Nat·Pos*的回归系数均显著,表明本研究结果并未受到样本期间选择的影响。

6.3 特殊月份的稳健性处理

考虑到2015年6月中下旬开始股票市场进入下跌态势,“国家队”从7月6日开始进入股市开展救市行动,这两个月份股市存在较大幅度的波动和调整,为排除特殊月份对研究结果的干扰,本研究重新利用2015年1月至5月、8月至12月的数据计算个股半年度股票收益率 *Retf* 和个股半年度收益波动性 *Volq*, 重新进行回归。表7给出这一稳健性检验结果,以 *Retf* 为被解释变量时, *Nat·Pos* 的回归系数显著为正;以 *Volq* 为被解释变量时, *Nat·Pos* 的回归系数显著为负。说明本研究结果未受到特殊月份的干扰。

6.4 季度数据和市场情绪变量的控制

主检验部分采用半年度作为样本划分区间,为强化研究结果的稳健性,本研究利用季度作为样本划分区间,以2015年第1季度至第4季度沪深A股上市公司为初始样本,剔除任一季度数据缺失的公司样本后得到7 944个观测值。以季度个股收益率 *Retq*

表7 稳健性检验结果: 特殊月份的稳健性处理
Table 7 Robust Test Results:
Robust Treatment of Special Months

| | <i>Retf</i> (1) | <i>Volq</i> (2) |
|----------------|------------------------|-----------------------|
| <i>Nat</i> | -0.228*** (-8.874) | -0.002 (-1.209) |
| <i>Pos</i> | -0.716*** (-17.485) | 0.030*** (20.235) |
| <i>Nat·Pos</i> | 0.218*** (6.926) | -0.009*** (-4.673) |
| 常数项 | 0.021 (0.066) | 0.125*** (7.653) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 行业固定效应 | 控制 | 控制 |
| 样本观测值 | 5 118 | 5 118 |
| 调整的 R^2 | 0.509 | 0.242 |

和季度收益波动性 *Volq* 为被解释变量,第1季度和第2季度对应 *Pos* = 0,第3季度和第4季度对应 *Pos* = 1。半年度样本回归模型中的 *Pos* 控制了上、下两个半年度内其他政策事件和市场情绪的影响,而当利用季度样本进行回归分析时,需要进一步控制各季度其他政策事件和市场情绪的影响。因此,本研究从国泰安数据库获取中国证券投资者保护网公布的

基于股票估值的月度投资者信心数据,计算各季度月均投资者信息指数,以此作为季度市场情绪控制变量 Sen ,同时在模型中控制板块市场固定效应 Mar ,重新进行回归。回归结果表明,以 $Retq$ 为被解释变量时, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数显著为正;以 $Volq$ 为被解释变量时, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数显著为负。再次证明了本研究结果的可靠性。

6.5 救市主体的扩充检验

由同花顺 iFind 数据库的统计和李志生等^[17]的研究可知,“国家队”成员除证金公司和汇金公司两大主力军外,还包括持股数量较少的几个资管计划、基金和投资平台。鉴于这部分“国家队”成员的性质与证金公司和汇金公司两大率先入市的主力军有所不同,且其持有的上市公司流通股比例较低,平均持股比例仅为 0.540%,持股带来的投资风险也相对较低,并且其中 87.300% 的上市公司均已被证金公司和汇金公司持有,无法排除其跟随证金公司和汇金公司投资选股的可能性,因此本研究在主检验部分并未关注这部分“国家队”成员。为了证明本研究结果不受此影响,本研究重新定义被解释变量,即当上市公司被证金公司、汇金公司或其他持股数量较少的“国家队”成员持股时 Nat 取值为 1,否则取值为 0,重新回归得到的检验结果与前述结果一致。本研究还将被这些持股数量较少的“国家队”成员持股而未被证金公司和汇金公司持股的上市公司剔除后重新进行检验,以及仅保留单独被证金公司和汇金公司持股、未被任何“国家队”成员持股的上市公司作为样本重新进行检验,检验结果均未发生改变。

6.6 证金公司和汇金公司双重持股的重新分类检验

本研究对 H_3 进行检验时,剔除了同时被汇金公司和证金公司持股的公司样本,但实际上这些公司被汇金公司持股的比例与被证金公司持股的比例存在差异,持股比例越高的股东,一方面其选股决策需要更加谨慎,另一方面其话语权和影响力相对越高。因此,本研究根据汇金公司和证金公司的持股比例,对这一部分上市公司进行重新分类,如果上市公司的汇金公司持股比例高于证金公司,该公司被划归为被汇金公司持股的样本,反之,则被划归为证金公司持股的样本。将仅被汇金公司持股和划归为被汇金公司持股的上市公司作为实验组样本,将仅被证金公司持股和划归为被证金公司持股的上市公司作为对照组样本,采用 (5) 式和 (6) 式,以 HJ 、 Pos 以及二者的交互项作为解释变量,重新进行维稳效应差异检验,检验结果同样支持 H_3 。

6.7 超额股票收益率和超额股票收益波动性

本研究还利用市场模型法计算个股半年度的月均超额个股收益率和日均超额个股收益率,以此代替 (1) 式中的半年度个股收益率,以月度超额收益波动性和日度超额收益波动性代替 (2) 式中的半年度收益波动性,以此检验“国家队”持股对上市公司超额个股收益率和超额股票收益波动性的影响。检验结果表明,以超额收益指标为被解释变量时, $Nat \cdot$

Pos 的回归系数均显著为正;以超额收益波动性指标为被解释变量时, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数均显著为负。这一结果从超额收益角度证明了“国家队”持股的维稳效应。

6.8 经风险调整的股票收益率

本研究主检验部分将收益与风险分开讨论,现综合考虑收益和风险。借鉴基金评价指标夏普比率的计算方法,本研究将 (1) 式中的被解释变量替换为经风险调整的半年度个股收益率 Rar ,即半年度个股收益率除以半年度的周股票收益率标准差,用以测量单位风险能带来的收益水平,重新对 (1) 式进行回归。回归结果表明, Pos 的回归系数显著为负, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数显著为正,说明股灾的发生导致下半年经风险调整的个股收益率显著降低,而“国家队”持股显著缓解了这一影响。此外,本研究利用半年度的日股票收益率标准差调整半年度个股收益率时,研究结果依然成立。

6.9 “国家队”持股与换手率

考虑到换手率是测量股票流动性的重要指标^[44],如果“国家队”救市向股票市场注入流动性,其持股的上市公司流动性将显著提升并由此导致换手率提高。另外,换手率也代表了投资者信念异质性水平,即投资者对于股票价值评判的分歧度^[45]。股灾发生后投资者大量抛售股票,“国家队”代表政府参与救市行动,市场整体的恐慌情绪和政府救市释放的积极信号交叠,由于不同的投资者具有不同的风险承受能力和信息解读能力,所以此时投资者信念异质性得以提高,进而提高了股票换手率。而相对于未被“国家队”持股的上市公司,被“国家队”持股的上市公司释放了更强的利好信号,其投资者信念异质性相对较低,股票换手率也相对较低。为了检验何种假设是正确的,本研究将半年度的个股周换手率均值 Tur 作为被解释变量,以 Nat 、 Pos 以及二者的交互项作为解释变量进行回归。回归结果表明, Pos 的回归系数显著为正, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数显著为负,证实第 2 种猜想成立。进一步地,换手率的二阶矩可能代表投资者意见分歧的波动程度^[46],本研究推测股灾会导致换手率波动性的提升,且“国家队”持股能够缓解这一影响。因此,本研究将被解释变量再次替换为半年度的个股周换手率标准差 Tuw ,以此检验“国家队”持股对投资者异质信念波动性的影响。检验结果表明,如前述假设所言, Pos 的回归系数显著为正, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数显著为负。综上,“国家队”持股降低了股灾导致悲观情绪下投资者信念异质性提升的幅度且同时降低了投资者异质信念的波动水平,再次证实了“国家队”的股市维稳效果。此外,本研究以半年度的个股日换手率均值和标准差作为被解释变量时,研究结果依然成立。

7 截面讨论和影响机制分析

7.1 关于信号效应和信息治理效应的讨论

如假设推衍所述,“国家队”持股可能向资本市

场释放了利好信号,也可能凭借股东身份发挥监督和治理作用,改善公司信息环境。为进一步识别信号效应和信息治理效应的猜想是否合理,本研究继续进行一系列截面检验。

从信号效应角度考虑,资本市场上对市场和行业信息、上市公司特有信息进行汇总和解读的主要群体是券商分析师,分析师具备的专业技能、与上市公司管理层的私下交流、所在券商获取的特有信息等均使分析师能够及时准确地了解公司情况,出于对薪酬和职业生涯的考虑,分析师力求将获取到的信息第一时间反映在其发布的研究报告中。因此,本研究预计分析师跟踪度较高的上市公司被“国家队”持股的信号效应更为强烈。为了检验这一假设,本研究参考李春涛等^[47]的方法,利用跟踪上市公司的券商数量测量分析师跟踪度,并按照分析师跟踪度的上下三等分点将样本分为3组,取分析师跟踪度最高的一组 and 最低的一组进行分组回归。另外,本研究将被解释变量设定为经风险调整的半年度个股收益率 Rar ,即半年度个股收益率除以半年度周股票收益率标准差,这样既同时考虑了收益率和波动性,又简化了研究设计。表8的(1)列和(2)列给出分组回归的检验结果, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数在两组样本中均显著为正,组间系数差异显著,“国家队”持股的积

极作用在分析师跟踪度高的样本中更为显著,由此证实了“国家队”信号效应假设的成立。

从信息治理效应角度考虑,如果“国家队”作为重要股东参与公司治理,改善了公司信息披露质量,在原本信息环境较差的样本中,“国家队”持股所能发挥的信息治理效应可能更显著。由 JIN et al.^[48] 和刘宇尧等^[49] 的研究可知,公司信息透明度越高、财务信息质量越高,股价信息含量则越高;同时,相对于可操控性应计盈余和盈余反应系数等盈余类指标,股价信息含量能够更为全面、综合、及时地反映公司信息环境。因此,本研究参考 GUL et al.^[50] 的方法计算股价信息含量指标,根据该指标的上下三等分点将样本分为3组,取股价信息含量最高的一组 and 股价信息含量最低的一组进行分组回归。表8的(3)列和(4)列给出分组回归检验结果, $Nat \cdot Pos$ 的回归系数在两组样本中均显著为正,组间系数差异显著,即“国家队”持股的积极作用在股价信息含量低的样本中更为显著,证明了“国家队”信息治理效应假设的成立。

7.2 与内部治理机制之间存在替代效应还是互补效应

鉴于“国家队”持股可能产生信号效应和信息治理效应,即一方面提升了投资者对于上市公司的投资信心,另一方面改善了上市公司的信息环境,值得

表8 截面讨论: 信号效应和信息治理效应

Table 8 Cross-sectional Discussion: Signal Effect and Information Governance Effect

| | Rar | | | |
|-----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 分析师跟踪度高 (1) | 分析师跟踪度低 (2) | 股价信息含量高 (3) | 股价信息含量低 (4) |
| Nat | -2.377*** (-8.955) | -1.614*** (-5.442) | -1.798*** (-5.735) | -3.036*** (-11.817) |
| Pos | -8.588*** (-16.961) | -8.177*** (-15.477) | -9.251*** (-16.679) | -9.370*** (-18.612) |
| $Nat \cdot Pos$ | 1.981*** (5.646) | 1.134*** (2.858) | 1.411*** (3.300) | 3.000*** (8.828) |
| 常数项 | 1.543 (0.460) | 8.695*** (2.593) | 1.328 (0.359) | 11.492*** (4.427) |
| 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 |
| 样本观测值 | 1 816 | 1 606 | 1 568 | 1 568 |
| 调整的 R^2 | 0.606 | 0.607 | 0.577 | 0.714 |
| 交互项回归系数差异 | | 0.846* (2.711) | | -1.588*** (9.030) |

注: 采取分组回归方法进行截面检验,且依据分组指标的上下三等分点将样本分为3组,因此,每列的样本观测值有所减少。其中,分析师跟踪度等于上下三等分点的样本较多,导致分析师跟踪度高的一组 and 分析师跟踪度低的一组存在样本观测值差异;(3)列和(4)列的样本观测值相同且均低于全样本观测值的三分之一,原因在于,部分样本对应的股价信息含量指标数据缺失。交互项回归系数差异括号内数据为组间系数差异检验得到的卡方值,下同。

表9 截面讨论：与内部治理机制的关系
Table 9 Cross-sectional Discussion: Relationship with Internal Governance Mechanisms

| | <i>Rar</i> | | | |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 高管持股比例高 (1) | 高管持股比例低 (2) | 关联交易比例高 (3) | 关联交易比例低 (4) |
| <i>Nat</i> | -2.562*** (-9.221) | -1.321*** (-4.605) | -1.730*** (-6.074) | -2.742*** (-9.582) |
| <i>Pos</i> | -9.014*** (-14.835) | -8.032*** (-16.577) | -8.691*** (-16.845) | -7.045*** (-13.406) |
| <i>Nat · Pos</i> | 2.694*** (7.044) | 0.814** (2.184) | 1.236*** (3.312) | 2.664*** (6.897) |
| 常数项 | 2.090 (0.542) | 9.534*** (3.386) | 11.319*** (3.657) | -2.858 (-0.832) |
| 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 |
| 样本观测值 | 1 706 | 1 706 | 1 706 | 1 706 |
| 调整的 R^2 | 0.623 | 0.542 | 0.639 | 0.554 |
| 交互项回归系数差异 | | 1.879*** (13.671) | | -1.428*** (7.787) |

注：由于采取分组回归方法进行截面检验，且依据分组指标的上下三等分点将样本分为3组，因此，每列的样本观测值均有所减少。

进一步思考的问题是，上述效应的发挥与公司自身的内部治理机制存在替代效应还是互补效应。为了回答这个问题，本研究选取两个内部治理指标。第1个是高管持股比例，高管持股能够缓解其与股东之间的代理问题，提高高管与股东目标的一致性^[51]；第2个是关联交易比例，关联交易是大股东掏空的重要渠道，而大股东掏空行为直接损害了中小投资者的利益，因此，关联交易比例越高，大股东与中小股东之间的代理问题可能越严重^[52]。本研究首先根据高管持股比例的上下三等分点将样本分为3组，取高管持股比例最高的一组 and 最低的一组进行分组回归，表9的(1)列和(2)列给出分组回归检验结果，组间系数差异检验结果表明，*Nat · Pos*的回归系数在高管持股比例高的样本中更为显著。本研究根据关联交易比例的上下三等分点将样本分为3组，取关联交易比例最高的一组 and 最低的一组进行分组回归，表9的(3)列和(4)列给出分组回归检验结果，组间系数差异检验结果表明，*Nat · Pos*的回归系数在关联交易比例低的样本中更为显著。综上可知，“国家队”股市维稳效应的发挥需要良好的内部治理机制协同，两者能够产生互补效应。

8 结论

本研究探讨“国家队”持股这一政府出资入股的救市行为对于个股收益和收益波动性的影响，研究

结果表明，“国家队”持股显著缓解股灾对个股收益的负向影响以及对个股收益波动性的提升，“国家队”持股的股市维稳效应在民营上市公司中更为显著，且汇金公司持股发挥的股市维稳效应更为明显；进一步研究发现，“国家队”持股显著缓解了股灾对于超额收益及波动性、风险调整收益、投资者异质信念及其波动性的影响；截面研究发现，“国家队”的股市维稳效应在分析师跟踪度高、股价信息含量低的样本中更为显著，间接证明“国家队”持股产生的信号效应和信息治理效应，而上述效应的发挥需要良好的内部治理机制，具体表现为“国家队”股市维稳效应在高管持股比例高、关联交易比例低的样本中更为显著。

本研究的学术贡献主要体现在4个方面：①本研究补充了政府救市行为经济后果研究方面的成果，已有研究较多关注政府救市行为对经济形势和金融系统的宏观影响，且大多关注20世纪末亚洲金融危机和2008年金融危机，关注2015年股灾时期“国家队”救市行为的研究也仅考虑2015年第3季度后尾部系统风险或异质性风险的差异，忽略了救市主体或平准基金的选股决策分析。本研究从“国家队”选股决策入手，比较和分析了被“国家队”持股与未被“国家队”持股的上市公司在经营特征、治理特征和股票特征等方面存在的差异，以及不同的救市主体选股策略的差异，在此基础上从个股收益和收益

波动性(即收益的一阶矩和二阶矩)角度探讨“国家队”持股产生的股市维稳作用,证明了“国家队”持股不仅缓解了股灾对上市公司股票收益的冲击,还缓解了股灾对上市公司收益波动性的冲击。②本研究创新性地提出“国家队”持股产生的信号和信息治理双重效应,以及双重效应与公司内部治理机制之间的互补效应,分析了“国家队”持股发挥股市维稳作用的重要机制,弥补了已有研究在救市政策对个股的影响机制方面的研究不足。③本研究关注不同的救市主体和不同的救市对象可能存在不同的维稳效果,与没有区分不同救市主体和不同救市对象的已有研究不同,本研究认为不同救市主体的代理问题和独立性促成不同的选股策略,持股产生的维稳效果也有所不同,救市政策对不同的救市对象产生的边际效用也可能不同,细分救市主体和救市对象的研究有助于政策制定者优化救市方案。④本研究补充了机构投资者对个股收益和收益波动性的影响方面的研究成果,已有研究对机构投资者持股影响的探讨多聚焦于基金、券商、银行和保险公司等,而作为以股市维稳为目标的机构,“国家队”究竟如何影响个股收益及其波动性的研究仍较有限,本研究提供了这一领域的新证据。

本研究的实践价值主要体现在3个方面:①本研究结果表明“国家队”股市维稳行为的有效性,尤其是对民营上市公司金融风险的化解作用更为明显,且选股决策独立性更强的救市主体更能发挥积极作用,为中国金融市场稳定发展和后续制定金融政策工作提供了经验证据。②本研究结果有助于资本市场投资者更客观地看待与此相关的分析报告和媒体报道,不盲目悲观或盲目乐观地制定投资决策;同时,监管者应与“国家队”建立有效的信息传递机制,积极向“国家队”提供监管层拥有的公司特质性信息,严格监督被“国家队”持股或“国家队”有持股意向的上市公司,保护国有资产的同时也保护中小投资者利益。③本研究结果表明“国家队”救市效应与上市公司内部治理机制之间存在互补关系,对上市公司完善内部治理机制和“国家队”制定投资决策具有一定的启示意义,即上市公司应不断完善自身内部治理机制,提高危机时期“国家队”持股带来的维稳效应,而“国家队”在制定投资决策时要综合考虑公司质量,尤其是内部治理质量,最大程度提高其持股所能发挥的股市维稳效应。

本研究也存在一定的不足:①本研究无法从公开信息和数据中获取“国家队”入股各上市公司的具体时点,不同的入股时点产生的影响可能有所差异;②为了排除后续政策和干扰性事件对于研究结果的影响,本研究的主检验部分仅选取2015年上半年和下半年的数据进行分析,得到的“国家队”股市维稳效应更偏向于短期效应,虽然在稳健性检验部分拉长了样本期间,证明了本研究结果的稳健性,但是后续研究仍可进一步关注“国家队”持股产生的长期影响,以及“国家队”退出、再进入等投资行为的影

响因素和经济后果。

参考文献:

- [1] KRUGMAN P R. *The return of depression economics and the crisis of 2008*. London: Penguin Books, 2008: 181-188.
- [2] MIRON J A. Financial panics, the seasonality of the nominal interest rate, and the founding of the fed. *The American Economic Review*, 1986, 76(1): 125-140.
- [3] WU T. The U.S. money market and the term auction facility in the financial crisis of 2007-2009. *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(2): 617-631.
- [4] BAYAZITOVA D, SHIVDASANI A. Assessing TARP. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(2): 377-407.
- [5] FRINO A, LECCE S, LEPONE A. Short-sales constraints and market quality: evidence from the 2008 short-sales bans. *International Review of Financial Analysis*, 2011, 20(4): 225-236.
- [6] ACHARYA V V, YORULMAZER T. Too many to fail: an analysis of time-inconsistency in bank closure policies. *Journal of Financial Intermediation*, 2007, 16(1): 1-31.
- [7] BLACK L K, HAZELWOOD L N. The effect of TARP on bank risk-taking. *Journal of Financial Stability*, 2013, 9(4): 790-803.
- [8] ACHARYA V, DRECHSLER I, SCHNABL P. A pyrrhic victory? Bank bailouts and sovereign credit risk. *The Journal of Finance*, 2014, 69(6): 2689-2739.
- [9] KOLASINSKI A C, REED A V, THORNOCK J R. Prohibitions versus constraints: the 2008 short sales regulations. Seattle, WA: University of Washington, 2009.
- [10] AYADI O F, HYMAN L M, WILLIAMS J, et al. How effective is resource stabilization fund in a mono-product economy?. *Global Business Review*, 2018, 19(4): 842-858.
- [11] CADENILLAS A, HUAMÁN-AGUILAR R. The optimal control of government stabilization funds. *Mathematics*, 2020, 8(11): 1975-1-1975-24.
- [12] CHAN K, CHAN Y C, FONG W M. Free float and market liquidity: a study of Hong Kong government intervention. *Journal of Financial Research*, 2004, 27(2): 179-197.
- [13] SU Y L, YIP Y, WONG R W. The impact of government intervention on stock returns: evidence from Hong Kong. *International Review of Economics & Finance*, 2002, 11(3): 277-297.
- [14] SU Y L, YIP Y. Does Hong Kong government intervention stabilise the stock market? Analysis of the trading volume and volatility. *Global Business and Economics Review*, 2007, 9(1): 38-61.
- [15] 杨晓兰, 洪涛. 证券市场平准基金是否有效: 来自实验室市场的证据. *世界经济*, 2011, 34(12): 96-119.
YANG Xiaolan, HONG Tao. The effect of stabilization fund in stock market: evidence from the experimental market. *The Journal of World Economy*, 2011, 34(12): 96-119.
- [16] 贺立龙, 李敬, 陈中伟. 政府的买入式干预对平抑股市异常波动的有效性: 基于ARCH模型的实证检验. *经济问题*, 2017(4): 35-40.
HE Lilong, LI Jing, CHEN Zhongwei. The effectiveness of the government's purchase-method to stabilizing a stock market fluctuation: an empirical test based on ARCH model. *On Economic Problems*, 2017(4): 35-40.
- [17] 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. *经济研究*, 2019, 54(4): 67–83.
- LI Zhisheng, JIN Ling, ZHANG Zhichen. Direct government intervention and systemic tail risk: evidence from the national team stock rescue during the 2015 crash. *Economic Research Journal*, 2019, 54(4): 67–83.
- [18] 李志生, 金陵. “国家队”救市、股价波动与异质性风险. *管理科学学报*, 2019, 22(9): 66–80.
- LI Zhisheng, JIN Ling. The “national team” bailout, stock price volatility and idiosyncratic risk. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(9): 66–80.
- [19] 郭白滢, 周任远. 信息互动、投资决策与股票价格: 基于机构投资者信息网络的分析. *金融研究*, 2019(10): 188–206.
- GUO Baiying, ZHOU Renyuan. Information interaction, investment decisions, and stock prices: analysis based on institutional investor information networks. *Journal of Financial Research*, 2019(10): 188–206.
- [20] MILLER S M, MOUSSAWI R, WANG B, et al. Institutional investors and bank governance: an international analysis of bank earnings management. *Journal of Corporate Finance*, 2021, 70: 102055-1–102055-23.
- [21] 李春涛, 薛原, 惠丽丽. 社保基金持股与企业盈余质量: A股上市公司的证据. *金融研究*, 2018(7): 124–142.
- LI Chuntao, XUE Yuan, HUI Lili. Social security fund and corporate earnings quality: evidence from China. *Journal of Financial Research*, 2018(7): 124–142.
- [22] 夏常源, 王靖懿, 傅代国. 保险资金持股与股价崩盘风险: 市场“稳定器”还是崩盘“加速器”. *经济管理*, 2020, 42(4): 158–174.
- XIA Changyuan, WANG Jingyi, FU Daiguo. Insurance funds and corporate stock price crash risk: market “stabilizer” or crash “accelerator”? *Business and Management Journal*, 2020, 42(4): 158–174.
- [23] 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. *金融研究*, 2017(2): 163–178.
- GAO Haoyu, YANG Xiaoguang, YE Yanyi. Institutional ownership and extreme price movements: evidence from Chinese markets. *Journal of Financial Research*, 2017(2): 163–178.
- [24] 茹华杰, 吴承尧. 机构投资者投资频率与市场稳定. *管理科学*, 2018, 31(3): 140–148.
- RU Huajie, WU Chengyao. Institutional investor's trading frequency and stock market stability. *Journal of Management Science*, 2018, 31(3): 140–148.
- [25] DENNIS P J, STRICKLAND D. Who blinks in volatile markets, individuals or institutions?. *The Journal of Finance*, 2002, 57(5): 1923–1949.
- [26] 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. *金融研究*, 2010(11): 45–59.
- CHEN Guojin, ZHANG Yijun, LIU Chun. Do institutional investors aggravate the instability of stock markets: evidence from Shanghai A-share market. *Journal of Financial Research*, 2010(11): 45–59.
- [27] SADEH F, KACKER M. Quality signaling through ex-ante voluntary information disclosure in entrepreneurial networks: evidence from franchising. *Small Business Economics*, 2018, 50(4): 729–748.
- [28] MALLIARIS S, YAN H J. Reputation concerns and slow-moving capital. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2021, 11(3): 580–609.
- [29] CRAIN N G. Venture capital and career concerns. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 49: 168–185.
- [30] BOUBAKRI N, GUEDHAMI O, MISHRA D, et al. Political connections and the cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18(3): 541–559.
- [31] BOUBAKRI N, SAFFAR W. State ownership and debt choice: evidence from privatization. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2019, 54(3): 1313–1346.
- [32] BOUBAKRI N, EL GHOUL S, GUEDHAMI O, et al. The market value of government ownership. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 50: 44–65.
- [33] CHI Y G, LI X M. Beauties of the emperor: an investigation of a Chinese government bailout. *Journal of Financial Markets*, 2019, 44: 42–70.
- [34] WANG R. The attention of long-term institutional investors and timely loss recognition. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2021, 48(9/10): 1596–1629.
- [35] KIM H D, KIM T, KIM Y, et al. Do long-term institutional investors promote corporate social responsibility activities?. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 101: 256–269.
- [36] ZHU S, HUANG H J, BRADFORD W. The governance role of institutional investors in management compensation: evidence from China. *Accounting & Finance*, 2022, 62(S1): 1015–1063.
- [37] 王琨, 肖星. 机构投资者持股与关联方占用的实证研究. *南开管理评论*, 2005, 8(2): 27–33.
- WANG Kun, XIAO Xing. The empirical study on the institutional ownership and resources expropriation by the related parties. *Nankai Business Review*, 2005, 8(2): 27–33.
- [38] RAYFIELD B, UNSAL O. Institutional monitoring and litigation risk: evidence from employee disputes. *Journal of Financial Research*, 2021, 44(1): 81–119.
- [39] 张涤新, 屈永哲. 机构投资者持股持续性对我国上市公司业绩及风险的影响研究. *系统工程理论与实践*, 2018, 38(2): 273–286.
- ZHANG Dixin, QU Yongzhe. The impact of institutional ownership persistence on listed firms' performance and risk. *Systems Engineering-Theory & Practice*, 2018, 38(2): 273–286.
- [40] 廖冠民, 沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理. *中国工业经济*, 2014(6): 96–108.
- LIAO Guanmin, SHEN Hongbo. Policy burdens of state-owned enterprises: reason, consequence and governance. *China Industrial Economics*, 2014(6): 96–108.
- [41] 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 等. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化. *经济学(季刊)*, 2018, 17(2): 449–470.
- JI Yang, WANG Xu, TAN Yuyan, et al. Economic policy uncertainty, implicit guarantee and divergence of corporate leverage rate. *China Economic Quarterly*, 2018, 17(2): 449–470.
- [42] FIRTH M, LIN C, LIU P, et al. The client is king: do mutual fund relationships bias analyst recommendations?. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51(1): 165–200.
- [43] 邵新建, 洪俊杰, 廖静池. 中国新股发行中分析师合谋高估及其福利影响. *经济研究*, 2018, 53(6): 82–96.

- SHAO Xinjian, HONG Junjie, LIAO Jingchi. Investment bank collusion on analyst hype and its consequences for social welfare in the Chinese IPO market. *Economic Research Journal*, 2018, 53(6): 82-96.
- [44] 孟为, 陆海天. 风险投资与新三板挂牌企业股票流动性: 基于高科技企业专利信号作用的考察. *经济管理*, 2018, 40(3): 178-195.
- MENG Wei, LU Haitian. Feeling like a fish in water or carrying faggots to put out a fire: venture capital and stock liquidity of listed firms in NEEQ: based on the research of signaling effect of high-tech firm's patenting activities. *Business and Management Journal*, 2018, 40(3): 178-195.
- [45] 陈康, 江嘉骏, 刘琦, 等. 空气质量、投资者情绪与股票收益率. *管理科学*, 2018, 31(6): 145-160.
- CHEN Kang, JIANG Jiajun, LIU Qi, et al. Air quality, investor sentiment, and stock returns. *Journal of Management Science*, 2018, 31(6): 145-160.
- [46] 林虎, 孙博, 刘力. 换手率波动、转售期权与股票横截面收益率. *金融研究*, 2013(12): 181-193.
- LIN Hu, SUN Bo, LIU Li. Turnover volatility, resale option and cross-sectional stock return. *Journal of Financial Research*, 2013(12): 181-193.
- [47] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理: 来自中国上市公司的证据. *金融研究*, 2014(7): 124-139.
- LI Chuntao, SONG Min, ZHANG Xuan. Analyst following and corporate earnings management: evidence from China. *Journal of Financial Research*, 2014(7): 124-139.
- [48] JIN L, MYERS S C. R^2 around the world: new theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257-292.
- [49] 刘宇尧, 陆家骝. 融资约束、财务松弛与股价信息含量. *管理科学*, 2018, 31(5): 147-160.
- LIU Yuyao, LU Jialiu. Financing constraints, financial slack and information content of stock prices. *Journal of Management Science*, 2018, 31(5): 147-160.
- [50] GUL F A, KIM J B, QIU A A. Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: evidence from China. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3): 425-442.
- [51] ZHANG X M, BARTOL K M, SMITH K G, et al. CEOs on the edge: earnings manipulation and stock-based incentive misalignment. *The Academy of Management Journal*, 2008, 51(2): 241-258.
- [52] 陈胜蓝, 卢锐. 卖空压力与控股股东私利侵占: 来自卖空管制放松的准自然实验. *管理科学学报*, 2018, 21(4): 67-85.
- CHEN Shenglan, LU Rui. Short selling pressure and controlling shareholder's exploitation: evidence from a quasi-natural experiment. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(4): 67-85.

Impact of National Team's Stock Selection Strategy on Stock Market Stabilization from the Perspective of Individual Stocks

ZHANG Hengrui, CHEN Chao

School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China

Abstract: A large amount of literature on economics and finance has proven that government bailout policies under financial crisis can generate positive effect on stabilization, but most of the attentions have been paid to the effect of government bailout policies on the volatility of the whole financial market and the individual systemic risk. In 2015, the stock market in China experienced a rapid and wide-ranging slump. The National Team, including the China Securities Finance Co., Ltd. (Zhengjin) and the Central Huijin Investment Ltd. (Huijin) selectively entered and bailed out the stock market. From the perspective of individual stock returns and volatilities, it is debatable whether the National Team's stock selection strategy contributed to the stabilization of the stock market.

Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed firms in the first half and the second half of 2015, this study focuses on the National Team's bailout behavior after the stock market crash in 2015 and analyzes the National Team's stock selection strategy, and then empirically tests the role of the National Team's stock selection strategy on the stabilization of the stock market from the perspective of individual stock returns and volatilities, and whether there are differences in the stabilization effect between state-owned enterprises (SOEs) and non-state-owned enterprises (non-SOEs), between Zhengjin and Huijin. This study discusses the main paths through which the National Team's shareholding affects the returns and volatilities of individual stocks, as well as the connection between these paths and internal governance mechanisms.

The results show that the National Team's shareholdings significantly mitigate the negative effect of stock market crash on individual stock returns, and decrease the volatility of individual stock returns exacerbated by stock market crash. The stabilization effect is more significant in private firms, and the stock market stabilization effect from Huijin's shareholdings is more sig-

nificant. From the perspective of excess returns and volatilities, risk-adjusted returns, investors' heterogeneous beliefs and volatilities, the National Team's stock market stabilization effect still exists. Further research shows that the stabilization effect of the National Team is more significant in the samples with higher analyst coverage, lower information content of stock price, higher proportion of senior executives' shareholding and lower proportion of related party transactions. This suggests that the National Team may achieve positive stabilization effect through signaling effect and information governance effect, and these effects are complementary to internal governance mechanism.

This study proves the role of the National Team's stock selection strategy on the stock market stabilization from the aspect of individual stock returns and volatility, enhances the research on the National Team's stock selection decision and the economic consequences of government bailout. Meanwhile, the results also show that the National Team's bailout behavior has a more significant effect on resolving the financial risks of private firms, and the bailout team with greater independence in stock selection can play a more positive role, which provides empirical evidence for the stable development of China's financial market. In addition, the complementary relationship between the National Team's stabilization effect and internal governance effect provides enlightenment for listed firms to improve internal governance mechanism and for the National Team's investment decisions.

Keywords: National Team's shareholdings; stock market stabilization; individual stock return; return volatility; stock selection strategy

Received Date: July 22nd, 2021 **Accepted Date:** November 17th, 2022

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China (71772050)

Biography: ZHANG Hengrui is a Ph.D candidate in the School of Management at Fudan University. His research interests include corporate finance, accounting and capital market. His representative paper titled "Spatial location competition and capital market pricing efficiency" was published in the *Accounting Research* (Issue 4, 2022). E-mail: 18110690036@fudan.edu.cn

CHEN Chao, doctor in finance, is a professor in the School of Management at Fudan University. His research interests cover financial management, corporate governance, M&A, and financial markets & financial institutions. His representative paper titled "To learn or not to learn: evidence from the persistency of firm performance shaped by financial crisis and economic stimulus policies" was published in the *Journal of Management World* (Issue 4, 2016). E-mail: chen_chao@fdsm.fudan.edu.cn □

(责任编辑: 李祎博)