

数字技术与现代金融学科

创新引智基地

成果简报

2022 年第 1 期

(总第 10 期)

数字技术与现代金融学科创新引智基地

2022 年 1 月

政府直接干预与内部人交易——来自“国家队”持股的证据

李志生 金凌*

摘要：本文利用 2011-2018 年我国 A 股市场内部人交易数据，研究“国家队”持股这一典型的政府干预行为对内部人交易的影响。结果表明，“国家队”进入后，内部人交易的超额收益显著提高；内部人基于信息优势的策略性交易是“国家队”持股影响其交易收益的主要原因，“国家队”持股对内部人收益的影响在信息环境较差的公司中更强。进一步分析发现，“国家队”持股同时推动了行业和公司层面的股价上涨，显著提高了内部人交易的成功率和获利水平。

关键词 内部人交易，“国家队”持股，策略性交易

* 李志生、金凌，中南财经政法大学金融学院。通讯作者及地址：李志生，武汉市南湖大道 182 号中南财经政法大学金融学院，430073；电话：(027) 88385358；E-mail: zsl@zuel.edu.cn。本文感谢国家社科基金重大项目（19ZDA061）和国家自然科学基金面上项目（71771217）的资助，感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。

一、引言

2020年初，新冠肺炎在全球大范围爆发并不断蔓延，各国资本市场出现断崖式下跌，为防止资本市场风险引发更大的危机，各国央行纷纷设立专项资金大幅购买金融资产。日本央行购买ETF的规模不断触及2016亿日元的上限，持仓市值近30万亿日元；美联储承诺无限量购买国债和抵押贷款支持证券，其资产负债表规模首次超过5万亿美元；七国集团（G7）央行共计买入1.4万亿美元的金融资产，为2007-2009年金融危机期间最高购买记录的5倍。在各国的直接干预和救助下，股市的剧烈下跌得到了遏制，但是对于政府在二级市场大规模购买并持有资产的行为将如何影响资本市场，尚缺乏全面清晰的认识。

2015年A股市场剧烈波动期间，我国监管部门也采取了类似的救市措施，以证金公司和汇金公司为首的“国家队”直接购买了大量股票，涉及1300多家上市公司，持股市值高达1.3万亿元。部分学者对“国家队”救市的效果和市场效应进行了研究：李志生等（2019）、李志生和金凌（2019）等研究表明，“国家队”持股为危机时期的市场提供了充足的流动性，改变了投资者的悲观预期，达到了稳定市场的政策目标；Chi and Li（2019）发现标的股票价格在“国家队”持股信息公布后显著上涨，市场出现过度反应进而导致股价偏离基本面。

Brunnermeier *et al.*（2017）结合中国资本市场实践，建立了分析政府直接参与市场交易的理论模型，发现政府在二级市场的干预会导致其他投资者对政府行为进行投机。如果市场对政府救市存在正向预期，“国家队”的买入会推动股价上涨，第一时间买入“国家队”持有的股票将会获取超额回报。根据《证券持有人名册服务业务指引》等规定，上市公司每月可定期从中国证券登记结算公司获取股东名册，也可因特定原因申请不定期查询，普通股东获取公司持有人信息则主要通过上市公司公告。因此，在所有利益相关者中，上市公司高管和大股东等内部人在“国家队”交易及持股等信息的获取上具有绝对优势。近年来，我国上市公司内部人交易规模呈现出逐年上升趋势，从2007年的691.6亿元增长至2018年的2261.4亿元，在2015年更是达到5892.9亿元，内部人交易对市场的影响也逐年增大。在这样的背景下，探讨政府在二级市场的直接干预如何影响内部人交易，不仅具有重要的理论意义和现实针对性，也对内部人行为的监管和政

府干预措施的优化具有重要的政策意义。

本文利用 2011-2018 年 A 股上市公司内部人分笔交易数据，研究“国家队”持股对内部人交易的影响。研究发现，“国家队”持股显著提高了内部人交易的收益率，机制分析表明，内部人策略性地利用“国家队”持股信息优势进行交易是其超额收益的主要来源，而公司治理水平的改变并未在其中发挥传导作用。

本研究的贡献主要体现在三个方面。第一，本文从内部人交易的角度为 Brunnermeier *et al.* (2017) 的理论模型提供了经验证据。根据 Brunnermeier *et al.* (2017) 的研究，在市场发生流动性危机和崩盘时，政府直接参与二级市场交易，有利于提供额外的流动性进而实现稳定市场的目标，但是也可能引发道德风险和价格扭曲，直接的后果是投资者会对政府的交易行为进行投机，进而在资产价格中引入更多的噪音，并最终降低股票定价效率。我们发现，公司高管和大股东等内部人不仅会对“国家队”持股进行投机交易，也会利用自身对“国家队”持股的信息优势，策略性地交易公司股票并获取超额回报。

第二，已有关于“国家队”持股市场效应的研究主要集中于其对资产价格、市场稳定性和市场效率的影响，鲜有文献研究“国家队”持股对其他市场参与者行为的影响。2008 年金融危机发生后，全球很多央行开始买入金融资产，政府直接通过二级市场交易来干预市场的现象越来越多，2020 年新冠肺炎爆发后更是达到了前所未有的范围和规模。本文以“国家队”持股这一典型的政府直接通过购买金融资产干预市场的措施为研究对象，分析其对内部人交易的影响，为政府直接干预的市场效应等相关研究提供了新视角，有助于我们进一步厘清政府直接购买金融资产的潜在影响。

第三，内部人交易及其伴随的信息操纵等行为的监管一直是各国监管层关注的重点，已有关于内部人交易的研究多集中于资产定价、信息操纵、外部治理机制等层面，尚没有文献探讨政府干预，特别是政府直接购买金融资产对内部人交易的影响。本文系统研究“国家队”持股对内部人交易的影响及其内在机制，有利于进一步丰富内部人交易的相关文献，也为政府通过大规模购买金融资产干预市场背景下内部人交易行为的监管提供了事实依据和政策参考。

本文余下部分安排如下：第二部分对已有相关研究进行综述，并提出研究假

设；第三部分介绍研究方法和数据样本；第四部分分析“国家队”持股对内部人交易收益的影响，并进行稳健性检验；第五部分探讨“国家队”持股影响内部人交易收益的传导机制，并对内部人交易成功率和盈利水平的变化做进一步分析；第六部分为研究结论和政策建议。

二、文献综述与研究假设

作为重要的市场参与者，公司高管和大股东等内部人买卖本公司股票的行为频繁发生于各国资本市场。内部人持有和交易公司股票有助于把内部人利益与股东利益结合起来，从而对内部人形成正向激励。一些研究表明，内部人交易有利于将其拥有的私有信息融入股价，从而提高定价效率（Ke *et al.*, 2003）。但是，由于代理问题和道德风险的存在，内部人也可能利用职权和信息优势进行市值管理和策略性交易，对资本市场公平和效率造成不良影响（Manove, 1989）。

（一）内部人交易及其市场影响

早期有关内部人交易的文献主要关注其信息含量及对未来股价的预测作用，普遍发现内部人交易包含了大量有关公司基本面的私有信息（Seyhun, 1986）。Hong *et al.*（2019）基于 2000-2015 年 26 个国家数据的实证研究表明，大多数国家的内部人交易对公司未来股价具有预测作用，基于内部人买卖交易构造的多空组合能够获得显著的超额收益。李俊峰等（2011）等关于中国市场的研究也得出了类似结论。

部分学者从波动率、偏度等方面进一步探讨了内部人交易对资产定价的影响。Du and Wei（2004）发现内部人交易更多的国家具有更高的股价波动率，内部人交易对股价波动率的影响与经济基本面的影响相当。Chiang *et al.*（2017）基于公司层面数据的研究表明，内部人净卖出增加了外部投资者的不确定性，导致未来股价波动率上升。Drobotz *et al.*（2020）指出，内部人交易可以预测公司未来的异质收益率偏度，CEO 买入（卖出）股票后公司的异质收益率偏度显著增加（降低）。易志高等（2019）发现，中国上市公司高管减持过程中存在明显的同伴效应，高管清仓式减持会引发更严重的同伴效应，进而加剧股价崩盘风险。

内部人交易与其切身利益直接相关，为了获取更高收益，内部人可能利用信息操纵等手段配合其在二级市场的买卖行为。已有文献也对内部人交易所引发的

不合规行为进行了研究。Cheng and Lo (2006) 发现, 公司管理层倾向于在买入交易前披露坏消息打压股价, 以最大化其交易收益。易志高等 (2017) 的研究表明, 内部人通过操纵媒体信息披露推高股价, 以提升减持收益。Beneish *et al.* (2012) 发现, 在公司陷入财务困境时, 内部人在抛售股票后会进行向上的盈余管理, 以降低自身面临的诉讼风险。蔡宁和魏明海 (2009) 也发现, 在内部人股份解禁或减持前, 中国上市公司存在显著的正向盈余管理。谢德仁等 (2016) 指出, 策略性地推出“高送转”计划抬高股价也是内部人扩大自身减持收益的手段之一。

(二) 异质性与交易监管

内部人交易行为及其信息含量的异质性和影响因素也是相关研究关注的重点, 部分文献从交易特征的角度研究了内部人交易的异质性。Scott and Xu (2004) 发现内部人卖出交易规模与其信息含量密切相关, 只有卖出规模较大的交易能预测未来负收益。Cohen *et al.* (2012) 根据内部人交易发生时间的规律性将其划分为规律型交易 (Routine trades) 和机会型交易 (Opportunistic trades), 发现与规律型交易相比, 机会型交易的信息含量明显更高。曾庆生和张耀中 (2012) 的研究指出, 在公司定期报告公布前发生的内部人交易具有更高的信息含量。Biggerstaff *et al.* (2017) 对内部人交易在时间上的连续性进行了研究, 发现连续的同向内部人交易的信息优势持续时间更长。Akbas *et al.* (2020) 则发现, 与持续时间较长的内部人交易相比, 持续时间较短的内部人交易具有更高的信息含量。

由于不同类型的内部人获取信息的能力存在差异, 内部人自身的特征也是影响其交易收益和信息含量的重要因素。Seyhun (1986) 最早指出, 董事长和总经理交易的超额收益相对更高, 主要原因在于他们获取信息的能力更强。Jeng *et al.* (2003) 则发现, 董事长和总经理的交易会受到更多监管, 导致其超额收益反而低于其他内部人。Goergen *et al.* (2019) 的研究表明, 内部人的关系网络有助于其获得更多公司基本面之外的信息, 如市场发展趋势等, 进而提高了其交易的信息含量。

内部人交易也会伴随违规行为并危害市场, 如何对内部人交易进行有效治理和监管一直是业界和学术界关注的热点。已有研究主要从制度因素和治理因素两个层面进行了探讨, 其中制度因素的研究集中在法律制度和交易机制上。为了避

免内部人利用私有信息交易，进而危害中小股东利益和市场效率，各国监管层普遍的做法是设置交易敏感期，并要求内部人和上市公司及时披露交易信息，监管法规的实施和监管力度的加强能够减少内部人的信息优势和交易机会，从而遏制内部人的违规交易行为（Lenkey, 2014; Zhang and Zhang, 2018）。此外，Massa *et al.*（2015）的研究指出，卖空机制的实施发挥了治理作用，卖空交易压缩了内部人利用信息优势获利的空间，有利于促使内部人更快地将私有信息通过交易融入股价，从而提升定价效率。

治理因素方面，学者们主要关注于信息不对称和公司治理的影响。Huddart and Ke（2007）指出，信息不对称是公司内部人具有信息优势的主要原因，信息不对称程度与内部人交易收益存在正相关关系。Ellul and Panayides（2018）也得出了相似的结论，他们同时发现，分析师关注能减少公司内部人的信息优势，并显著降低内部人的交易回报。Dai *et al.*（2016）等发现，公司治理的改善可以对内部人交易形成有效约束和监督，降低内部人通过私有信息交易获利的动机和水平。一些研究还发现，公司境外股东和长期机构投资者可以通过参与公司治理发挥监督作用，并显著降低内部人的交易回报（Hong *et al.*, 2019; Fu *et al.*, 2020）。

（三）研究假设

2015年6月A股市场开始出现连续暴跌，为了维护资本市场稳定，以证金公司和汇金公司为代表的“国家队”在二级市场买入了大量股票，截至2015年底，“国家队”共持有1311只股票，持股市值1.32万亿元，占持股股票流通市值的3.29%¹。“国家队”的买入意味着政府向股市注入资金，Su *et al.*（2002）基于香港政府在亚洲金融危机期间买入恒生指数成分股的研究、Barbon and Gianinazzi（2019）基于2013年双宽松政策以来日本央行通过指数ETF基金大规模持有二级市场股票的研究均表明，政府的注资显著推动了股票价格上涨。部分国内学者也对“国家队”救市的效应进行了分析，发现“国家队”购买股票不仅为市场带来了巨大的流动性，也传递了政府稳定市场的决心，对危机时期股票价格的回升和股票市场的稳定起到了积极作用（Chi and Li, 2019; 李志生等，

¹ 截至2018年底，“国家队”仍然持有1077只股票，持股市值1.29万亿元，占持股股票流通市值的2.90%。

2019; 李志生和金凌, 2019)。

作为有政府背景的机构投资者,“国家队”有着明确的政策目标,其持股行为也在很大程度上影响了其他投资者的交易,甚至被市场视为股价上涨的保障。最为典型的案例发生于 2015 年 8 月 4 日,上市公司“梅雁吉祥”发布公告称证金公司成为公司第一大股东,信息披露后股价开始连续涨停,十个交易日涨幅高达 254%。Chi and Li (2019) 的研究发现,市场对“国家队”持股信息的整体反应表现出非理性,个人投资者初期反应不足后期则反应过度;与个人投资者相比,机构投资者拥有明显的信息优势,他们根据“国家队”持股信息迅速买入股票并获取了高额回报。

可见,“国家队”持股信息具有重要的投资价值,第一时间获取“国家队”持股名单并跟随“国家队”买入可能带来超额收益。公司内部人在获取“国家队”买入信息上具有天然的优势,是除“国家队”之外能最早通过合法途径获取相关信息的市场主体。我国《证券持有人名册服务业务指引(2014 年修订版)》规定,中国证券登记结算公司每月定期向上市公司提供上月末和当月的股东名册,上市公司因召开股东大会等特殊原因也可不定期申请查询股东名册。虽然相关法规赋予了上市公司所有股东查询股东名册的权利,但是非定期报告时点的股东信息并不属于强制性披露的范围,普通股东查询股东名册基本不具有可操作性,定期报告也仅限于披露前 10 大股东或持股比例 5% 以上的股东信息。因此,对于所掌握的“国家队”持股信息,上市公司在是否披露以及具体披露时间上有着很大的决策弹性。

综合上述分析发现,在我国当前的制度背景和信息环境下,与“国家队”持股相关的信息在不同投资者之间存在明显的信息不对称,市场绝大部分投资者难以及时掌握“国家队”买入的标的及其持股规模。上市公司内部人不仅能在第一时间获得“国家队”持股的信息,还能根据需要选择该信息的披露方式和时间。如果内部人预测到“国家队”的买入会导致未来股价上涨,并利用信息优势提前策略性地买入公司股票将为其带来超额收益。据此,我们提出第一个研究假设:

假设一:内部人基于“国家队”持股信息的策略性交易会产生超额收益,“国家队”持股比例越高,内部人交易的超额收益越高。

Brunnermeier *et al.* (2017) 的理论研究指出, 由于市场缺乏准确的有关“国家队”持股的信息, 投资者会盲目地对其进行投机, 从而忽略公司的基本面信息和未来盈余信息, 最终导致股票定价效率降低。李志生等 (2019) 的实证研究证实了上述结论, 他们发现“国家队”持股显著提高了股价同步性。公司内部人不仅具有“国家队”持股的信息优势, 投资者针对“国家队”持股的噪声交易还会降低公司股价的信息效率, 使得内部人的信息优势进一步加强。

Lakonishok and Lee (2001)、Huddart and Ke (2007) 均指出, 信息优势是内部人能获取超额收益的主要原因。内部人信息优势越大, 拥有的私有信息就越多, 通过策略性交易获取的超额回报也将越高, 内部人也越有动机进行更多的策略性交易。既有研究还发现, 私有信息的数量与公司信息环境直接相关, 当信息环境较好时, 公司股价能更全面地反映有关未来盈余的信息, 从而降低相关信息被私下占有的可能, 进而减少信息不对称 (Brown and Hillegeist, 2007)。因此, 当公司信息环境较差时, 内部人对“国家队”持股的信息优势就更大, 内部人及时披露相关重要信息的动机更小, “国家队”持股对内部人交易收益的影响也就越大。据此, 我们提出第二个研究假设:

假设二: “国家队”持股对内部人交易收益的影响在信息环境差的公司中更强。

三、样本数据与研究设计

严格来说, “国家队”持股对内部人的影响既可以体现在买入交易上, 也可以体现在卖出交易上。由于样本期间我国内部人减持规则先后多次发生变化, 特别是在 2015-2016 年 A 股市场剧烈波动期间, 中国证监会对内部人减持进行了临时限制, 为了避免内部人减持政策的影响, 本文主要考察“国家队”持股对内部人买入交易的影响²。

(一) 研究数据和样本

本文使用 2011-2018 年 A 股上市公司内部人在股票二级市场上的分笔交易

² Lakonishok and Lee (2001)、Ke *et al.* (2003) 等研究均指出, 内部人减持容易受到诸多外部因素的影响, 不完全属于信息型交易。这种现象在我国内部人减持交易中更为突出, 据本文统计, 我国内部人减持交易中的 56.12% 发生于 IPO 解禁期过后的两年内。此外, 我国部分内部人减持交易的超额收益源于信息操纵等不合规行为, 使得其信息含量进一步降低。

数据，该数据包含的主要信息包括：内部人名称、内部人类型、交易时间、公告时间、交易规模、交易均价等。本研究涉及的内部人包括公司高管和持股比例超过 5% 的股东。

本文对样本进行如下筛选或处理：（1）考虑到金融行业的特殊性和会计处理方法上的差异，剔除金融类上市公司样本；（2）由于涨跌幅限制等方面的差异，剔除被特殊处理或退市处理的公司样本；（3）为了避免规模过小的噪声交易和大宗交易的干扰，剔除交易规模小于 100 股的样本和大宗交易样本；（4）少量单笔内部人交易在较长时间内完成，为避免其对超额收益率计算带来干扰，剔除多个交易日完成的样本；（5）为避免极端值的影响，对所有连续变量进行 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。在剔除主要变量存在缺失值的样本后，我们最终得到 25699 个内部人分笔交易观测样本。

本文使用的股票市场交易数据和上市公司财务数据来自 CSMAR 数据库，内部人交易数据、“国家队”和其他机构持股数据来源于 Wind 数据库。“国家队”的统计范围在样本区间内保持一致。

（二）模型设计和变量定义

为了研究“国家队”持股对内部人交易收益的影响，本文在控制行业固定效应和时间固定效应的基础上，设定以下回归模型：

$$CAR_i = \alpha + \beta_1 * Treat_i + \beta_2 * Ctrl_i + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$CAR_i = \alpha + \beta_1 * Govern_i + \beta_2 * Ctrl_i + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中，被解释变量 CAR_i 为第 i 笔内部人交易的收益；解释变量 $Treat_i$ 为“国家队”持股虚拟变量，对于“国家队”持股比例大于 0 的样本， $Treat$ 取值 1，否则取值 0； $Govern_i$ 为第 i 笔内部人交易的标的股票被“国家队”持有的比例，表示“国家队”持股数量与个股流通股数的比值； $Ctrl_i$ 为控制变量， δ_i 为行业固定效应， δ_t 为时间固定效应， ε_i 为股票层面聚类稳健标准误。模型中内部人交易对应的“国家队”和其他机构持股比例及公司财务数据为交易发生时点前最近一次定期报告的披露值，公司市值、股价收益率和波动率等与股票交易相关的变量采用交易发生时点前 120 个交易日窗口进行估计。

本文内部人交易收益 CAR_i 的计算步骤如下：首先，基于内部人交易发生时点

前 120 个交易日的数据，根据资本资产定价模型（CAPM）估计标的股票对应的 Beta 值；然后，计算内部人交易完成后 20、60 和 120 个交易日内经 CAPM 模型调整的累计超额收益率³，分别得到CAR20、CAR60和CAR120。

本文研究的“国家队”由五个部分组成，分别是中国证券金融股份有限公司、中央汇金投资有限责任公司、中证金融资产管理计划、证金公司定制公募基金和外管局旗下投资平台，这些机构由证金公司和汇金公司主导。证监会于 2015 年 7 月 5 日发布的公告《关于中国人民银行给予中国证券金融股份有限公司流动性支持的公告》、中央汇金公司发布的公告及相关报道均表明，“国家队”持股的动机在于维护市场稳定，会对股价形成正向推动作用。此外，“国家队”持股与国有股存在明显差异，分别体现在持股目标、交易动机、市场关注等方面，“国家队”持股的效应难以被国有股替代。

为了排除其他因素对内部人交易的影响，我们参照 Fu *et al.* (2020)、Akbas *et al.* (2020) 等的方法，控制了上市公司规模 (*Size*，公司流通市值的自然对数)、账面市值比 (*BM*，公司账面价值与市值的比例)、收益率 (*Return*，股票平均日收益率)、波动率 (*Volatility*，股票日收益率的标准差)、换手率 (*Turnover*，股票平均日成交股数占流通股数的比例)、净资产收益率 (*ROE*，公司净利润与净资产的比值)、资产负债率 (*LEV*，公司总负债与总资产的比值)、其他机构持股比例 (*Inst*，“国家队”以外的机构投资者持股数量占流通股数的比例)。

（三）描述性统计分析

表 1 报告了本文主要变量的描述性统计结果。样本期间我国上市公司内部人交易在 20、60 和 120 天窗口期的平均累计超额收益率分别为 1.616%、1.718% 和 0.626%，与李琳和张敦力（2017）的研究结果较为一致。相比国外市场，我国上市公司内部人交易的超额收益也大致相当，例如美国市场内部人交易在 60 天窗口期的平均超额收益率约为 1.87%（Fu *et al.*，2020），说明内部人整体上属于知情交易者，其交易包含一定的私有信息。“国家队”持股虚拟变量 *Treat* 的均值为 0.219，说明样本期间有 21.9% 的样本被“国家队”持有。“国家队”平均持股

³ 为排除交易天数过少对结果产生影响，我们删除前 120 个交易日窗口中交易日不足 40 天的样本，也对 CAR 的估计窗口中交易天数不足 80% 的样本予以剔除。

比例*Govern*为 0.596%，考虑到 78.1%的样本未被“国家队”持有，“国家队”在持股公司中的平均持股比例约为 2.721%。

表 1 描述性统计结果

Variable	Mean	Sd	Min	P25	P50	P75	Max	N
<i>CAR20</i> (%)	1.616	10.921	-25.240	-4.901	0.490	7.072	38.209	25699
<i>CAR60</i> (%)	1.718	17.058	-37.148	-9.223	0.132	10.973	54.619	24689
<i>CAR120</i> (%)	0.626	23.528	-52.822	-14.532	-1.035	13.776	72.594	24003
<i>Treat</i>	0.219	0.413	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	25699
<i>Govern</i>	0.596	1.502	0.000	0.000	0.000	0.000	8.673	25699
<i>Size</i>	22.487	0.988	20.387	21.813	22.397	23.099	25.196	25699
<i>BM</i>	0.851	0.954	0.079	0.320	0.542	0.989	5.954	25699
<i>Return</i> (%)	-0.001	0.300	-0.671	-0.199	-0.051	0.157	0.995	25699
<i>Volatility</i> (%)	3.210	1.450	1.158	2.103	2.717	4.351	6.896	25699
<i>Turnover</i> (%)	2.654	2.179	0.239	1.007	1.938	3.706	10.235	25699
<i>ROE</i> (%)	2.198	2.803	-8.043	0.726	1.928	3.445	12.004	25699
<i>LEV</i> (%)	42.916	20.259	5.166	26.324	42.551	58.629	85.632	25699
<i>Inst</i> (%)	36.335	21.863	0.001	18.364	36.267	53.574	82.905	25699

四、“国家队”持股对内部人交易收益的影响

本部分采用回归分析法研究“国家队”持股对内部人交易收益的影响，并通过子样本回归、倾向得分匹配和安慰剂检验等方法对结果进行稳健性检验。

(一) 主回归结果分析

我们利用式（1）和式（2）的模型分析“国家队”持股对内部人交易收益的影响。表 2 的结果显示，“国家队”持股虚拟变量*Treat*对 20、60 和 120 天窗口期内内部人交易收益的回归系数分别为 1.237、1.804 和 2.979，均在 1%的水平下显著，“国家队”持股比例*Govern*的回归系数分别为 0.365、0.637 和 0.967，同样在 1%的水平下显著，说明“国家队”持股显著提升了内部人交易收益⁴。从经济含义来看，以 120 天窗口期为例，“国家队”持股样本的内部人交易收益平均高于未持股样本 2.979%，等同于整体样本内部人交易收益单个标准差的 12.662%，“国家队”持股比例每增加单个标准差，持股样本内部人交易收益提升幅度为 1.452%，相当于内部人交易收益单个标准差的 6.173%。可见，“国家队”持股对内部人交易收益影响的经济效应非常明显。

⁴ 我们也采用买入并持有异常收益率作为被解释变量进行回归分析，得到了类似结果。

表 2 “国家队”持股与内部人交易收益

	CAR20	CAR60	CAR120	CAR20	CAR60	CAR120
<i>Treat</i>	1.237*** (2.756)	1.804*** (2.596)	2.979*** (2.705)			
<i>Govern</i>				0.365*** (3.056)	0.637*** (3.512)	0.967*** (3.073)
<i>Size</i>	-0.777*** (-3.481)	-2.019*** (-4.465)	-3.757*** (-6.357)	-0.812*** (-3.561)	-2.113*** (-4.595)	-3.881*** (-6.560)
<i>BM</i>	0.020 (0.077)	0.108 (0.289)	0.786 (1.405)	0.010 (0.040)	0.066 (0.178)	0.740 (1.318)
<i>Return</i>	-5.948*** (-6.418)	-8.060*** (-5.977)	-5.719*** (-2.973)	-5.912*** (-6.422)	-8.014*** (-5.951)	-5.609*** (-2.916)
<i>Volatility</i>	0.476 (1.617)	1.740*** (3.106)	0.490 (0.578)	0.503* (1.707)	1.806*** (3.218)	0.585 (0.700)
<i>Turnover</i>	0.083 (0.585)	-0.131 (-0.549)	-0.279 (-0.830)	0.081 (0.575)	-0.136 (-0.569)	-0.287 (-0.861)
<i>ROE</i>	0.098 (1.502)	0.354*** (3.545)	0.301** (2.038)	0.096 (1.467)	0.350*** (3.485)	0.294** (1.976)
<i>LEV</i>	0.024** (2.106)	0.026 (1.495)	0.027 (0.977)	0.024** (2.070)	0.026 (1.501)	0.026 (0.952)
<i>Inst</i>	0.016* (1.676)	0.022 (1.358)	0.041* (1.731)	0.017* (1.794)	0.024 (1.513)	0.044* (1.869)
<i>Constant</i>	16.111*** (2.872)	40.265*** (3.872)	99.810*** (7.035)	17.011*** (2.963)	42.406*** (4.006)	102.760*** (7.217)
N	25699	24689	24003	25699	24689	24003
Adjusted R ²	0.112	0.187	0.171	0.113	0.188	0.172

注：本文所有表格中*、**、***分别代表 10%、5%、1%的水平下显著，括号中为回归系数的 T 值，标准误为股票层面聚类稳健标准误。如果没有特别说明，回归分析均对行业固定效应和时间固定效应进行控制。

（二）稳健性检验

本文研究样本涉及的内部人包括公司高管和持股比例在 5% 以上的大股东，为了检验“国家队”持股对内部人交易收益的影响在不同类型的内部人之间是否存在差异，我们仅保留高管交易数据进行稳健性检验。表 3 Panel A 的结果显示，“国家队”持股虚拟变量 *Treat* 和“国家队”持股比例 *Govern* 的回归系数均显著为正。我们也尝试仅对大股东交易的样本进行分析，得到了与高管交易样本相似的结果，说明“国家队”持股对内部人交易收益的影响在不同类型内部人之间不存在显著差异。

内部人本身的大规模买入交易可能会对股价形成较大的正向推动作用，其交

易收益进而得到提升。为此，我们计算所有内部人交易金额占公司流通市值的比例，对交易金额市值占比在 75%分位数以上的内部人交易予以剔除进行回归分析，结果如表 3 Panel B 所示。我们发现，*Treat*的回归系数分别为 1.299、2.166 和 3.468，*Govern*的回归系数分别为 0.324、0.583 和 0.920，均具有较高的统计显著性。此外，我们也采用类似的方法对非“国家队”大笔买入交易的影响进行控制，得到了一致的结果，说明本文结果不受内部人本身和非“国家队”大规模买入交易的干扰。

2015 年 A 股市场出现了较大的异常波动，监管层也对内部人交易进行了诸多临时性指引和监管，比如限制内部人减持、鼓励内部人增持等。为此，我们进一步剔除 2015 年的样本进行稳健性检验，结果如表 3 Panel C 所示。我们发现，在剔除 2015 年样本后，“国家队”持股样本的内部人交易收益显著高于“国家队”未持股样本，“国家队”持股比例的回归系数也为正，其统计显著性和经济显著性均与主回归结果（表 2）相似。可见，本文的结果不受 2015 年异常波动和特殊监管政策的影响。

表 3 “国家队”持股与内部人交易收益：限定样本

	<i>CAR20</i>	<i>CAR60</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR20</i>	<i>CAR60</i>	<i>CAR120</i>
Panel A: 高管交易样本						
<i>Treat</i>	1.271** (2.524)	1.755** (2.384)	2.710** (2.382)			
<i>Govern</i>				0.327** (2.504)	0.592*** (3.121)	0.800*** (2.668)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	22705	21840	21220	22705	21840	21220
Adjusted R ²	0.113	0.194	0.175	0.113	0.194	0.175
Panel B: 剔除大规模交易样本						
<i>Treat</i>	1.299** (2.363)	2.166*** (2.893)	3.468*** (2.940)			
<i>Govern</i>				0.324** (2.407)	0.583*** (3.020)	0.920*** (2.658)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	19268	18501	18011	19268	18501	18011
Adjusted R ²	0.105	0.172	0.156	0.105	0.172	0.156
Panel C: 剔除市场剧烈波动时期的样本						
<i>Treat</i>	1.140*** (2.959)	1.477* (1.955)	2.215* (1.820)			

<i>Govern</i>				0.383*** (3.485)	0.571*** (2.862)	0.887** (2.349)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18128	17734	17310	18128	17734	17310
Adjusted R ²	0.089	0.139	0.127	0.090	0.140	0.128

“国家队”持股可能与公司未观测变量存在相关性，这一内生性问题会对本文因果关系的识别产生干扰。为此，我们采用倾向得分匹配法（PSM）对结果进行稳健性检验。我们将“国家队”持股比例大于 0（等于 0）的组别作为实验组（控制组），将所有控制变量作为匹配变量，采用 Logit 模型计算倾向得分，为每一个实验组样本匹配控制组样本⁵。我们将匹配后的实验组和控制组样本合并进行回归分析，以控制公司特征差异的影响，结果如表 4 所示。我们发现，匹配后样本的回归结果中，“国家队”持股虚拟变量 *Treat* 的回归系数显著为正，“国家队”持股比例 *Govern* 的回归系数同样显著为正，排除了内生性问题的干扰。

表 4 PSM 回归结果

	<i>CAR20</i>	<i>CAR60</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR20</i>	<i>CAR60</i>	<i>CAR120</i>
<i>Treat</i>	1.577*** (3.305)	1.234 (1.556)	2.031 (1.533)			
<i>Govern</i>				0.416*** (3.281)	0.477** (2.469)	0.639* (1.953)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11236	10934	10694	11236	10934	10694
Adjusted R ²	0.079	0.108	0.105	0.081	0.110	0.106

我国股票市场在股灾前后发生了较大变化，这些变化与“国家队”持股具有时间维度上的一致性，内部人交易收益也可能受到这些变化的影响。为此，我们按照“国家队”持有公司的数量将所有样本公司随机分配为实验组和控制组，并设置虚拟的“国家队”持股冲击变量进行回归分析，虚拟冲击变量对随机分配的实验组公司在 2015 年第三季度及以后取值为 1，否则为 0。我们将上述过程重复 1000 次，得到安慰剂检验的回归系数分布情况。如果本文结果确实源于“国家队”持股，那么一方面，代表未观测因素影响的系数分布均值应不显著区别于 0，另一方面，“国家队”持股冲击的真实系数在系数分布中应为小概率事件，显著区别于源自未观测因素的结果。表 5 和图 1 的结果显示，20、60 和 120 天窗口

⁵ 我们对倾向得分匹配的效果进行了检验，无论是样本均值差异检验结果，还是标准化平均值差异检验结果均显示，匹配后实验组与控制组的匹配变量不再存在明显差异。

期内部人交易收益的安慰剂检验系数分布的均值都不显著区别于 0，“国家队”持股冲击真实系数在分布中均属于 1%水平下的小概率事件，说明同期未观测因素对内部人交易收益的影响相对较小，本文结果也不受其导致的潜在内生性问题的干扰。

表 5 安慰剂检验结果

	Mean	P-value (Mean=0)	True Treat Coefficient	P-value
(a) CAR20	-0.009	0.513	1.237	0.003
(b) CAR60	0.006	0.778	1.804	0.006
(c) CAR120	-0.007	0.857	2.979	0.004

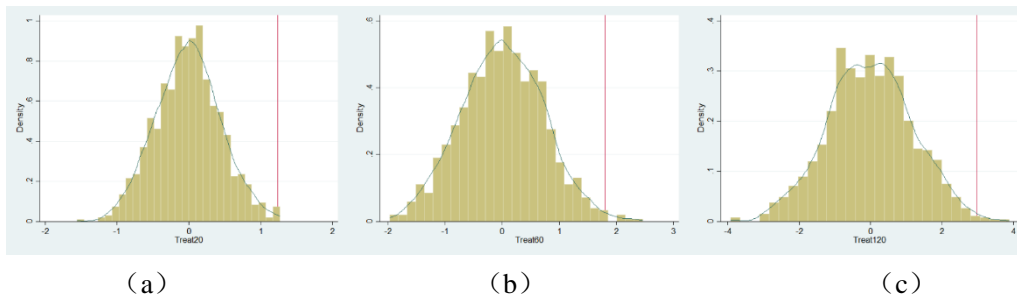


图 1 安慰剂检验系数分布图

五、进一步分析

前文结果显示，“国家队”持股显著提升了内部人交易的超额收益，在一定程度上验证了假设一。本部分利用公司层面数据分析“国家队”持股影响内部人交易收益的传导机制，并进一步探讨“国家队”持股对内部人交易成功率和盈利水平的影响。

(一) 股价高估与内部人买入时机

内部人基于“国家队”持股信息的策略性交易会产生超额收益，这一假设成立需要两个前提：一是“国家队”持股对标的公司的股票价格具有向上推动作用，即“国家队”持股这一信息有投资价值；二是公司内部人充分利用了“国家队”持股的信息。我们首先对第一个前提进行探讨，分析“国家队”持股对股票价格的影响。

参考陆蓉等（2017）等的方法，我们把TobinQ中公司真实成长之外的部分作

为股价高估的度量指标，分别从总体、公司和行业三个层面进行度量⁶。我们以股价高估程度作为被解释变量，代入回归模型进行分析。表 6 的结果表明，“国家队”持股虚拟变量*Treat*对总体、公司和行业层面股价高估程度的回归系数分别为 4.962、3.993 和 1.158，“国家队”持股比例*Govern*的回归系数则分别为 1.822、1.451 和 0.300，均具有较高的统计显著性。可见，“国家队”持股推动了整体、公司和行业层面的股价上涨，在一定程度上导致了股价高估，这与 Su *et al.* (2002) 等的研究结果一致，验证了假设一的第一个前提。

表 6 影响机制分析：公司估值

	<i>Dev</i>	<i>Dev</i>	<i>DevFirm</i>	<i>DevFirm</i>	<i>DevInd</i>	<i>DevInd</i>
<i>Treat</i>	4.962** (2.334)		3.993** (2.137)		1.158* (1.918)	
<i>Govern</i>		1.822*** (3.048)		1.451*** (2.671)		0.300* (1.810)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5132	5132	5132	5132	5132	5132
Adjusted R ²	0.464	0.465	0.290	0.290	0.830	0.830

我们接下来分析公司内部人是怎样利用“国家队”持股信息的。在所有市场参与者中，上市公司内部人可以最早获取“国家队”购买和持有本公司股票的详细情况，市场上公开的“国家队”持股信息通常来自上市公司的定期报告。因此，如果“国家队”持股信息具有投资价值，公司内部人将在该信息公开披露前买入股票。我国《上市公司董事、监事和高级管理人员所持本公司股份及其变动管理规则》将定期报告公布前 30 天设定为敏感期，规定内部人在敏感期内不得买卖本公司股票。为此，我们以上市公司定期报告敏感期的基准，分别统计敏感期前后 30 天内公司内部人的交易情况。

我们首先根据上市公司定期报告期末的“国家队”持股情况把样本分为四组：未持有（*Govern* = 0）、持有（*Govern* > 0）、增持（ Δ *Govern* > 0）、减持（ Δ *Govern* < 0）；然后分别统计四个组别中公司内部人买入本公司股票的次数和规模，结果如表 7 所示。在定期报告敏感期前 30 天，我们发现：（1）“国家

⁶ $TobinQ = DevFirm * DevInd * RealGrowth = \frac{M}{V_1} * \frac{V_1}{V_2} * \frac{V_2}{B}$, $Devfirm * DevInd = Dev$, 其中 *Dev*、*Devfirm* 和 *DevInd* 分别表示整体、公司和行业层面的股价高估程度；*RealGrowth* 表示公司真实的成长机会。*M* 和 *B* 分别为公司市值和账面价值，*V*₁ 和 *V*₂ 分别代表公司从行业层面来看应有的当期价值和长期价值，由公司市值分年度分行业对账面价值、净利润和杠杆率等因素进行回归拟合得到。

队”持股的样本 ($Govern > 0$) 和“国家队”未持股的样本 ($Govern = 0$) 对应的内部人平均买入次数(标准化后)分别为 1.500 和 1.343, 两者的差异为 0.157, 在 1%的水平下显著; (2) “国家队”增持的样本 ($\Delta Govern > 0$) 和“国家队”减持的样本 ($\Delta Govern < 0$) 对应的内部人平均买入次数分别为 2.308 和 1.156, 两者的差异为 1.152, 在 1%的水平下显著。上述结果说明相对于“国家队”未持股(减持)的公司, “国家队”持股(增持)的公司的内部人在敏感期前买入了更多本公司股票。分析定期报告敏感期前 30 天公司内部人的买入规模, 我们也发现了相似结果。

与此同时, 在定期报告敏感期后 30 天, 公司内部人买入本公司股票的次数和规模在四组样本中则无明显一致的差异, 其交易表现出较高的随机性, 原因在于内部人关于“国家队”持股的信息优势在定期报告发布后开始消失。结合表 6 的结果, 假设一进一步得到验证, 内部人基于“国家队”持股信息优势进行策略性交易, 并获取了超额收益。

表 7 定期报告敏感期前后内部人的买入情况⁷

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Govern = 0$	$Govern > 0$	$\Delta Govern < 0$	$\Delta Govern > 0$	(2) - (1)	(4) - (3)
Panel A: 定期报告敏感期前 30 天						
买入次数	1.343	1.500	1.156	2.308	0.157***	1.152***
买入规模	0.400	0.458	0.342	0.751	0.057**	0.409***
Panel B: 定期报告敏感期后 30 天						
买入次数	1.132	1.149	1.187	1.079	0.017	-0.108
买入规模	0.320	0.283	0.337	0.268	-0.036*	-0.069

(二) 信息环境

如果信息优势是公司内部人获取超额收益的主要原因, “国家队”持股对内部人收益的影响将与公司的信息环境相关, 在信息环境较差的公司中, 内部人信息优势进一步扩大, “国家队”持股所产生的影响也会更强。本文采用两种方法衡量公司的信息环境: 首先, 我们将个股收益率对市场收益率和行业收益率进行回归, 用回归决定系数 ($Adjusted R^2$) 衡量信息环境, 得到股价同步性指标 ($SYNCH$); 其次, 我们用分析师意见分歧衡量公司的信息环境, 得到分析师预

⁷ 交易次数和交易规模分别根据公司内部人数量和公司流通市值进行标准化处理。

测分歧指标 (*Dispersion*)。我们在回归模型中加入“国家队”持股与公司信息环境的交乘项,对模型进行估计后得到表 8 的结果。表 8 第 1-2 列以 *SYNCH* 衡量信息环境的结果显示,交乘项的回归系数分别为 2.255 和 0.403,均具有较高的统计显著性。在采用分析师预测分歧 (*Dispersion*) 作为公司信息环境的代理指标时,我们也得到了相似的结果,如表 8 第 3-4 列所示。上述结果表明,“国家队”持股对内部人交易收益的提升作用在信息环境较差的公司中更加明显,假设二得到验证。

表 8 影响机制分析:信息环境

	股价同步性		分析师预测分歧	
	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>
<i>Treat</i>	4.276*** (4.435)		1.808 (1.535)	
<i>Treat*Info</i>	2.255** (2.549)		2.910*** (2.957)	
<i>Govern</i>		1.362*** (5.091)		0.771** (2.372)
<i>Govern*Info</i>		0.403** (2.021)		0.732*** (2.667)
<i>Info</i>	-0.370 (-0.572)	-0.028 (-0.045)	-0.379 (-1.371)	-0.259 (-0.956)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4898	4898	4209	4209
Adjusted R ²	0.119	0.120	0.113	0.114

(三) 公司治理

公司治理水平的改善有助于减少内部人交易的机会和收益(Dai *et al.*, 2016)。由于缺乏对公司管理层的监督动机,“国家队”持股可能不利于公司治理水平的改善,内部人进而有更多的机会进行基于“国家队”持股信息优势的策略性交易,并获取超额收益。如果这一观点成立,“国家队”持股对内部人收益的影响将与公司治理水平相关,在公司治理较差的公司中,“国家队”持股所产生的影响会更强。

本文采用两种方法度量公司治理水平。首先,我们采用两权分离度度量公司治理水平(*Seperation*),两权分离度代表了公司所有权与控制权间的分离程度,两权分离度越高表明公司治理水平越低;其次,我们利用修正的 Jones 模型计算

公司盈余管理水平 (DA)，盈余管理程度与公司治理水平负相关。我们在回归模型中加入“国家队”持股与公司治理水平的交乘项，对模型进行估计后得到表 9 的结果。表 9 第 1-2 列的结果显示，在采用两权分离度度量公司治理水平时，交乘项的回归系数均不显著。在采用盈余管理程度 (DA) 作为公司治理水平的代理指标时，两个回归结果交乘项的系数同样不显著，如表 9 第 3-4 列所示。上述结果表明，“国家队”持股对内部人交易收益的影响与公司治理水平没有直接联系，可能的原因在于“国家队”持股尽管没有对公司管理层形成有效监督，但也不会与公司管理层形成合谋，因此不会导致公司治理水平显著降低，排除了公司治理渠道这一可能性解释。

表 9 影响机制分析：公司治理

	两权分离度		盈余管理	
	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>	<i>CAR120</i>
<i>Treat</i>	3.815*** (3.508)		4.728*** (4.284)	
<i>Treat*Governance</i>	-0.016 (-0.142)		-19.022 (-1.537)	
<i>Govern</i>		1.266*** (4.007)		1.357*** (4.300)
<i>Govern*Governance</i>		-0.003 (-0.096)		-0.926 (-0.268)
<i>Governance</i>	0.024 (0.461)	0.023 (0.459)	-0.910 (-0.284)	-2.145 (-0.674)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4693	4693	4882	4882
Adjusted R ²	0.117	0.118	0.119	0.121

(四) 交易成功率与盈利水平

如果“国家队”购买和持有股票加大了内部人的信息优势，内部人的信息型交易将会显著增加，从结果来看，内部人交易的成功率和盈利水平也将提升，本部分对此做进一步分析。

我们将超额收益率大于 0 的内部人交易定义为成功交易，在此基础上计算每个公司每个年度成功的内部人交易次数占总交易次数的比例，得到内部人交易成功率 ($Succ_ratio$)。为了估算内部人交易的盈利水平，我们根据公司流通市值对内部人交易金额进行标准化处理，并将标准化处理的交易金额乘以特定期限的

累计超额收益率，加总得到每个公司每个年度内部人交易的总盈利（*Profit*）。我们分别以交易成功率*Succ_ratio*和总盈利*Profit*为被解释变量进行回归分析，得到表 10 的结果。分析发现，“国家队”持股虚拟变量*Treat*对*Succ_ratio*和*Profit*的回归系数分别为 5.415 和 1.905，“国家队”持股比例*Govern*的回归系数分别为 1.895 和 0.618，均在 1%的水平下显著。可见，“国家队”持股显著提升了内部人交易的成功率和盈利水平，原因在于“国家队”进入后，公司内部人获取了更多有价值的信息，信息型交易显著增加。

表 10 内部人交易的成功率与盈利水平

	成功率		盈利水平	
	<i>Succ_ratio</i> 120	<i>Succ_ratio</i> 120	<i>Profit</i> 120	<i>Profit</i> 120
<i>Treat</i>	5.415*** (2.691)		1.905*** (2.961)	
<i>Govern</i>		1.895*** (3.144)		0.618*** (4.138)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4904	4904	4904	4904
Adjusted R ²	0.083	0.084	0.038	0.039

六、结论与政策建议

我国资本市场经过 30 年的发展，取得了长足的进步，但是信息披露制度和投资者保护制度仍不够完善，上市公司内部人在价值信息的获取上具有天然的优势，其有意识地操纵信息进行市值管理，并通过内部信息进行交易扩大自身利益的现象频繁发生。2015 年 A 股市场剧烈波动期间，以证金公司和汇金公司为首的“国家队”直接通过二级市场购买了大量股票。根据现行的关于上市公司股票持有人信息的披露制度和实践，在所有利益相关者中，内部人可以最早获得“国家队”买入和持有本公司股票的具体信息，并在相关信息的披露和公开上具有较大的选择空间，“国家队”持股可能对内部人交易产生根本性影响。

本文通过对 2011-2018 年 A 股市场“国家队”持股数据和内部人交易数据的研究发现，“国家队”持股显著提升了内部人交易的收益，内部人基于“国家队”持股信息优势的策略性交易是“国家队”持股影响内部人交易收益的主要原因。本研究对内部人交易的监管和政府干预措施的优化具有启示意义。近年来，我国政府采取了一系列干预措施以维持金融市场的长期稳定运行，并取得了积极的效

果。本文的研究结果表明，政府购买金融资产也可能为公司内部人提供了寻租机会，进而损害了金融市场的公平和效率。我们认为，政府在对市场实施干预的过程中，应加强相关信息的公开透明和对内部人等信息优势方的监管，避免人为营造优势群体和潜在寻租机会，减少政府直接干预带来的不良影响。同时，上市公司持有人信息披露制度的不完善也为内部人基于信息优势的策略性交易提供了巨大的机会，监管部门不仅需要加强对内部人利用股东信息谋利的监管，也要强化上市公司对相关信息披露的要求，尽可能减少中小股东获取相关信息的障碍，维护中小股东的合法权益，以更好地实现“健全金融监管体系，守住不发生系统性金融风险的底线”的政策目标。

参考文献

- [1] Akbas, F., C. Jiang, and P. D. Koch, “Insider Investment Horizon”, *Journal of Finance*, 2020, 75(3), 1579-1627.
- [2] Barbon, A., and V. Gianinazzi, “Quantitative Easing and Equity Prices: Evidence from the ETF Program of the Bank of Japan”, *Review of Asset Pricing Studies*, 2019, 9(2), 210-255.
- [3] Beneish, M. D., E. Press, and M. E. Vargus, “Insider Trading and Earnings Management in Distressed Firms”, *Contemporary Accounting Research*, 2012, 29(1), 191-220.
- [4] Biggerstaff, L., D. C. Cicero, and M. B. Wintoki, “Insider Trading Patterns”, Working Paper, 2017.
- [5] Brown, S., and S. A. Hillegeist, “How Disclosure Quality Affects the Long-Run Level of Information Asymmetry”, *Review of Accounting Studies*, 2007, 12(2), 443-477.
- [6] Brunnermeier, M. K., M. Sockin, and W. Xiong, “China’s Model of Managing the Financial System”, Working Paper, 2017.
- [7] 蔡宁、魏明海, “‘大小非’减持中的盈余管理”, 《审计研究》, 2009年第2期, 第40—49页。
- [8] Cheng, Q., and K. Lo, “Insider Trading and Voluntary Disclosure”, *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(5), 815-848.
- [9] Chi, Y., and X. Li, “Beauties of the Emperor: An Investigation of A Chinese Government Bailout”, *Journal of Financial Markets*, 2019, 44, 42-70.
- [10] Chiang, C., S. G. Chung, and H. Louis, “Insider Trading, Stock Return Volatility, and the Option Market’s Pricing of the Information Content of Insider Trading”, *Journal of Banking and Finance*, 2017, 76, 65-73.
- [11] Cohen, L., C. Malloy, and L. Pomorski, “Decoding Inside Information”, *Journal of Finance*, 2012, 67(3), 1009-1043.
- [12] Dai, L., R. Fu, J.-K. Kang, and I. Lee, “Corporate Governance and the Profitability of Insider Trading”, *Journal of Corporate Finance*, 2016, 40, 235-253.
- [13] Drobetz, W., E. Mussbach, and C. Westheide, “Corporate Insider Trading and Return Skewness”, *Journal of Corporate Finance*, 2020, 60.
- [14] Du, J., and S. Wei, “Does Insider Trading Raise Market Volatility?”, *Economic Journal*, 2004, 114(498), 916-942.
- [15] Ellul, A., and M. Panayides, “Do Financial Analysts Restrain Insiders’ Informational Advantage?”, *Journal of*

- Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 53(1), 203-241.
- [16] Fu, X., L. Kong, T. Tang, and X. Yan, "Insider Trading and Shareholder Investment Horizons", *Journal of Corporate Finance*, 2020, 62.
- [17] Goergen, M., L. Renneboog, and Y. Zhao, "Insider Trading and Networked Directors", *Journal of Corporate Finance*, 2019, 56, 152-175.
- [18] Hong, C. Y., F. W. Li, and Q. Zhu, "Do Foreign Institutional Investors Deter Opportunistic Insider Trading?", Working Paper, 2019.
- [19] Huddart, S. J., and B. Ke, "Information Asymmetry and Cross-Sectional Variation in Insider Trading", *Contemporary Accounting Research*, 2007, 24(1), 195-232.
- [20] Jeng, L. A., A. Metrick, and R. Zeckhauser, "Estimating the Returns to Insider Trading: A Performance-Evaluation Perspective", *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(2), 453-471.
- [21] Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni, "What Insiders Know about Future Earnings and How They Use It: Evidence from Insider Trades", *Journal of Accounting and Economics*, 2003, 35(3), 315-346.
- [22] Lakonishok, J., and I. Lee, "Are Insider Trades Informative?", *Review of Financial Studies*, 2001, 14(1), 79-111.
- [23] Lenkey, S. L., "Advance Disclosure of Insider Trading", *Review of Financial Studies*, 2014, 27(8), 2504-2537.
- [24] 李俊峰、王汀汀、张太原, "上市公司大股东增持公告效应及动机分析", 《中国社会科学》, 2011 年第 4 期, 第 95—110+222 页。
- [25] 李琳、张敦力, "分析师跟踪、股权结构与内部人交易收益", 《会计研究》, 2017 年第 1 期, 第 53—60+96 页。
- [26] 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 年第 4 期, 第 67—83 页。
- [27] 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 年第 9 期, 第 67—81 页。
- [28] 陆蓉、何婧、崔晓蕾, "资本市场错误定价与产业结构调整", 《经济研究》, 2017 年第 11 期, 第 104—118 页。
- [29] Manove, M., "The Harm from Insider Trading and Informed Speculation", *Quarterly Journal of Economics*, 1989, 104(4), 823-845.
- [30] Massa, M., W. Qian, W. Xu, and H. Zhang, "Competition of the Informed: Does the Presence of Short Sellers Affect Insider Selling?", *Journal of Financial Economics*, 2015, 118(2), 268-288.
- [31] Scott, J., and P. Xu, "Some Insider Sales Are Positive Signals", *Financial Analysts Journal*, 2004, 60(3), 44-51.
- [32] Seyhun, H. N., "Insiders' Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 1986, 16(2), 189-212.
- [33] Su, Y., Y. Yip, and R. W. Wong, "The Impact of Government Intervention on Stock Returns: Evidence from Hong Kong", *International Review of Economics and Finance*, 2002, 11(3), 277-297.
- [34] 谢德仁、崔宸瑜、廖珂, "上市公司‘高送转’与内部人股票减持:‘谋定后动’还是‘顺水推舟’?", 《金融研究》, 2016 年第 11 期, 第 158—173 页。
- [35] 易志高、李心丹、潘子成、茅宁, "公司高管减持同伴效应与股价崩盘风险研究", 《经济研究》, 2019 年第 11 期, 第 54—70 页。
- [36] 易志高、潘子成、茅宁、李心丹, "策略性媒体披露与财富转移——来自公司高管减持期间的证据", 《经济研究》, 2017 年第 4 期, 第 166—180 页。
- [37] 曾庆生、张耀中, "信息不对称、交易窗口与上市公司内部人交易回报", 《金融研究》, 2012 年第

12 期，第 151—164 页。

[38] Zhang, I. X., and Y. Zhang, “Insider Trading Restrictions and Insiders' Supply of Information: Evidence from Earnings Smoothing”, *Contemporary Accounting Research*, 2018, 35(2), 898-929.

作者简介:

李志生，哲学博士，中南财经政法大学金融学院，Email: zsli@zuel.edu.cn.

金凌，博士研究生，中南财经政法大学金融学院，Email: lingjin0980@163.com.

注：本研究是国家社科基金重大项目（19ZDA061）和国家自然科学基金面上项目（71771217）资助的阶段性研究成果。

数字技术与现代金融学科

创新引智基地

成果简报

主 送：省委、省政府办公厅、省政府咨询委员会办
省政府研究室、校社科院

主 管：教育部、科技部 中南财经政法大学

主 办：数字技术与现代金融学科创新引智基地

主 编：李志生

执行主编：吕勇斌 孙宪明

通讯地址：中南财经政法大学（武汉市东湖高新技术开发区南湖大道 182 号）

电子邮件：dtfinance@zuel.edu.cn

官方网址：<https://dtf.zuel.edu.cn/>