

机构投资者实地调研 对高管机会主义减持的影响研究

杨智, 王建新

(中国财政科学研究院, 北京 100142)

摘要: 基于2013—2021年深圳证券交易所A股上市公司的数据,研究了机构投资者实地调研对高管机会主义减持的影响及其作用机制。研究发现:机构投资者实地调研显著加剧了上市公司高管的机会主义减持行为,其中股价高估和投资者情绪发挥了部分中介作用;进一步地,良好的公司治理水平和较高的信息透明度能够削弱机构投资者实地调研对高管机会主义减持的正向影响,相较于国有企业,机构投资者实地调研对高管机会主义减持行为的加剧作用在非国有企业中更为明显。

关键词: 投资者实地调研; 高管减持; 股价高估; 投资者情绪

中图分类号: F275.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-9841(2023)04-0134-14

一、引言

近年来,由于企业高管“精准”减持、“清仓式”减持、违规减持的现象的频发,高管减持行为受到了投资者和监管层的广泛关注。高管减持往往伴有机会主义动机,通过管理公司信息环境影响公司股价,基于内部人的信息优势和估值优势,利用股市的定价偏差获取超额收益^[1-2]。上市公司高管频繁进行高位减持,在一定程度上扰乱了资本市场的正常秩序,降低了外部投资者对公司股票的价值预期,损害了在获取信息方面处于劣势的中小投资者的利益,不利于资本市场长期健康有序发展。因此,研究高管减持及其影响因素具有重要的现实意义。

随着我国资本市场改革的不断推进,越来越多的机构投资者参与到上市公司的实地调研活动中,机构投资者实地调研成为我国上市公司重要的投资者关系活动之一。一方面,现有研究普遍认为机构投资者实地调研具有信息挖掘以及监督治理效应,是外部投资者了解公司私有信息的重要渠道^[3],在降低企业与外部投资者之间信息不对称程度、促进资本市场资源高效配置方面发挥着重要作用,能够对企业内部人实施有效监督,降低了其利用私有信息攫取私利的能力。另一方面,由于我国资本市场发展仍处于新兴和转型阶段^[4],投资者容易出现非理性投资行为,热衷于炒作热门题材。机构投资者实地调研往往受到其他投资者的广泛关注,当实地调研活动流于形式,并未有效发挥信息效应和外部治理效应时,也可能引发市场炒作行为,推升上市公司股价,造成市场乐观偏差,提高了管理层利用私有信息减持套利的空间。因此,机构投资者实地调研如何影响高管机会主义减持行为尚未可知。当前,鲜有文献讨论机构投资者实地调研对高管机会主义减持行为的影响,这为本文的研究提供了机会。

作者简介:杨智,中国财政科学研究院,博士研究生。

本文可能的研究贡献主要体现为以下几点:第一,本文从机构投资者实地调研活动的角度出发,探讨实地调研活动对企业高管机会主义减持的影响,并进一步分析可能存在的作用机制,丰富了机构投资实地调研行为的经济后果研究;第二,拓展了有关高管减持的研究,识别了资本市场炒作被企业高管机会主义利用的经验证据;第三,本文的研究结果,有助于引导外部投资者理性认识机构投资者调研活动,并为监管部门完善上市公司投资者关系管理制度提供有益启示。

二、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

1. 高管减持的相关研究

客观来说减持行为是一种市场行为,股份转让是股东的基本权利,也是资本市场的基础性功能,企业高管出于流动性需求或分散风险目的的减持行为不会对公司股价造成较大的影响,且不能获得超额收益。然而,已有大量研究表明,高管作为企业内部人,其股票交易对未来股价有很强的预测能力,往往会利用私有信息通过股票交易获取超额收益^[5-6]。公司高管凭借对其企业的发展具有估值判断优势和业绩预测优势^[7],在股票交易过程中具有很强的时机把握能力^[8],能够做到高位减持,最大化减持收益。同时,高管对公司的信息披露拥有较高的自由裁量权,能够通过盈余管理^[9]、媒体披露管理^[10]、利用分析师发布乐观评级报告^[11]、进行“高送转”^[12]、策略性并购行为^[13]、发布自愿性积极业绩预告^[14]、调整企业创新投入^[15]、资本运作^[16]等方式管理公司信息环境或操纵股价以谋求减持收益最大化。高管机会主义减持行为会损害外部投资者利益,降低资本市场运行效率,提高公司外部融资成本^[17],增加公司股价崩盘风险^[18],不利于上市公司和资本市场的健康长远发展。

2. 机构投资者实地调研的相关研究

已有研究主要从机构投资者实地调研的信息效应和治理效应两方面进行探讨。在信息效应方面,机构投资者实地调研活动在资本市场信息传递中扮演着重要角色^[19],机构投资者凭借其信息处理能力和专业优势,能够通过实地调研活动获取上市公司私有信息已有初步共识。机构投资者实地调研有助于提高企业会计信息可比性^[20],能够通过发布更为及时、准确的分析报告,将企业特质信息融入公司股价,提高资本市场的信息效率^[21-22],降低股价同步性^[23]。在治理效应方面,机构投资者能够通过实地调研活动积极参与到公司治理之中,在提升公司信息披露质量^[24],有效抑制企业盈余管理水平^[25],提高创新绩效^[26],提升内部控制有效性^[27],抑制管理层在职消费粘性^[28],减少管理层违规行为^[29]等方面发挥积极的外部治理作用。

然而,也有文献认为机构投资者实地调研并未达到理想的效果。机构投资者实地调研会增加上市公司的市场压力,管理层为了迎合投资者情绪,会进行选择性披露^[30],倾向于采用模糊的盈余预测方式披露业绩预告^[31],增加了上市公司向市场散布乐观情绪的机会,降低了分析师对企业未来盈利能力的预测精度^[32],引发市场上其他投资者的乐观偏差^[33]。机构投资者实地调研没有充分发挥应有的信息媒介作用和治理作用,反而发挥了情绪引导作用,对被调研企业隐藏负面信息起到“推波助澜”的作用,增加了公司与其他外部投资者之间的信息不对称程度,增加了企业过度投资^[34],提高了公司股价崩盘的风险^[35]。

3. 文献述评

综合上述文献,已有研究对于企业高管机会主义减持对外部投资者和资本市场的负面影响已有初步共识。大量文献表明机构投资者实地调研具有信息效应和治理效应,但也有部分学者提出不同见解。然而,机构投资者实地调研如何影响高管机会主义减持行为尚未可知,因此,本

文从机构投资者实地调研视角出发,研究其是否会对高管机会主义减持行为产生影响,并发掘其中可能存在的作用机制,为资本市场健康长远发展提供有益的见解。

(二)研究假设

机构投资者实地调研过程是一种以机构投资者与企业管理层直接沟通的行为,在与管理层面对面交流时,具备专业能力的机构投资者能够通过观察管理层对调研问题回复的态度和意愿等特征释放出的边际信息^[36],对关注问题有更深入的了解。机构投资者可以通过其信息处理能力和专业优势,获取管理层私有信息,从而判断企业的经营状况,降低了公司高管利用私有信息进行减持套利的空间^[37]。另外,根据信号理论,机构投资者实地调研活动将在市场中产生特殊投资者的信号效应,调研活动后发布的调研报告或是交易行为会受到其他投资者的广泛关注^[38],能够将被调研上市公司更多的特质信息传递至资本市场,缓解了外部投资者与企业之间的信息不对称程度,进而提高市场参与者对企业的监督作用。因此,机构投资者实地调研活动可能有效抑制高管机会主义行为。

基于以上分析本文提出假设 1:

假设 1:机构投资者实地调研抑制了上市公司高管机会主义减持行为。

然而,在我国资本市场中,机构投资者往往由于普遍存在短期投机倾向^[39],缺乏参与公司治理的意愿。因此,机构投资者实地调研也可能加剧高管机会主义减持行为。首先,市场压力假说认为机构投资实地调研会提高市场参与者对上市公司的关注,管理层为了迎合市场情绪会进行选择性披露^[30],隐藏“坏消息”,造成市场乐观偏差,引起股价异常波动;其次,上市公司被机构投资者密集调研时,会释放出被调研企业是优秀投资标的信号^[40],由于中小投资者在信息获取和分析能力上较于机构投资者处于劣势,所以其投资行为容易受到机构投资者的引导和影响^[41],当实地调研活动流于形式,甚至是热门题材炒作,并非发挥信息挖掘作用时^[33],会对其他投资者形成误导,刺激非理性投资情绪,将实地调研活动过度解读为被调研企业的利好信息,推动股价上涨;最后,机构投资者实地调研可能是通过“伪市值管理”推升股价的一种手段,长期来看,机构投资者实地调研行为对公司业绩上涨并无实质影响^[42],并加剧了企业资产误定价程度^[43]。当公司价值被市场高估时,对具有私有信息的上市公司高管来说有了更高的减持套利空间,就会凭借其信息优势和估值优势,进行机会主义减持。

基于以上分析本文提出竞争假设 2:

假设 2:机构投资者实地调研加剧了上市公司高管机会主义减持行为。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2013—2021 年深圳证券交易所 A 股上市公司为初始样本,选择这一样本区间的原因是自 2013 年深圳证券交易所开始对上市公司机构投资者实地调研活动进行强制披露。研究数据主要来源于 CSMAR 数据库,机构投资者实地调研信息来自 Wind 数据库。在样本选择中进行了如下处理:(1)剔除金融保险业上市公司;(2)剔除被特殊处理的上市公司;(3)剔除相关数据缺失的公司,最终得到 9 001 个有效公司-年度样本观测值。为了避免极端值对回归结果的影响,本文对回归模型中所有连续变量进行了上下 1%的缩尾(Winsorize)处理。

(二)变量定义

1. 高管机会主义减持

本文借鉴罗宏和黄婉^[44]的研究,运用事件研究法,以减持公告日为基准日,若上市公司高管

一笔减持交易能够预测未来一个月负的股票回报,则识别为机会主义减持行为,并在年度层面进行汇总。以上市公司高管在一个会计年度内机会主义减持合计金额+1,取自然对数,作为高管机会主义减持金额(*Sell*)的代理变量;以上市公司高管在一个会计年度内机会主义减持合计次数+1,取自然对数,作为高管机会主义减持次数(*SellTimes*)的代理变量。

2. 机构投资者实地调研

借鉴 Cheng 等^[3]、谭松涛和崔小勇^[32]的研究,本文采用两个指标来衡量机构投资者实地调研(*Visit*):机构投资者实地调研次数(*Visit_num*),以上市公司在在一个会计年度内被机构实地调研次数+1,取自然对数;参与实地调研机构数(*Visit_ins*),以在一个会计年度内参与上市公司实地调研机构数量+1,取自然对数。

3. 控制变量

根据已有研究,本文选取了如下控制变量:公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、资产报酬率(*ROA*)、董事人数(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)、两职合一(*Dual*)、托宾 Q 值(*TobinQ*)、产权性质(*SOE*)、上市年限(*ListAge*)、第一大股东持股比例(*Top1*)、机构投资者持股比例(*INST*)、管理层持股比例(*Mshare*)。同时,本文控制了年度固定效应和行业固定效应。具体变量定义见表 1。

表 1 变量定义

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------------|------------------|----------------------------------|
| 机会主义减持金额 | <i>Sell</i> | 上市公司高管在一个会计年度内机会主义减持合计金额+1,取自然对数 |
| 机会主义减持次数 | <i>SellTimes</i> | 上市公司高管在一个会计年度内机会主义减持合计次数+1,取自然对数 |
| 机构投资者实地调研次数 | <i>Visit_num</i> | 上市公司在一个会计年度内被机构实地调研次数+1,取自然对数 |
| 参与实地调研机构数 | <i>Visit_ins</i> | 在一个会计年度内参与上市公司实地调研机构数量+1,取自然对数 |
| 公司规模 | <i>Size</i> | 年末总资产的自然对数 |
| 资产负债率 | <i>Lev</i> | 年末总负债除以年末总资产 |
| 资产报酬率 | <i>ROA</i> | 净利润/总资产平均余额 |
| 董事人数 | <i>Board</i> | 董事会人数取自然对数 |
| 独立董事比例 | <i>Indep</i> | 独立董事除以董事人数 |
| 两职合一 | <i>Dual</i> | 董事长与总经理是同一个人则为 1,否则为 0 |
| 托宾 Q 值 | <i>TobinQ</i> | (流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产 |
| 产权性质 | <i>SOE</i> | 国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0 |
| 上市年限 | <i>ListAge</i> | 上市年数+1,取自然对数 |
| 第一大股东持股比例 | <i>Top1</i> | 第一大股东持股数量/总股数 |
| 机构投资者持股比例 | <i>INST</i> | 机构投资者持股总数除以流通股本 |
| 管理层持股比例 | <i>Mshare</i> | 管理层持股数据除以总股本 |
| 年度变量 | <i>Year</i> | 年度虚拟变量 |
| 行业变量 | <i>Industry</i> | 行业虚拟变量 |

(三)模型设定

为了检验机构投资者实地调研对商誉泡沫的影响,本文构建如下实证模型:

$$Sell_{i,t}/SellTimes_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,*Sell* 和 *SellTimes* 分别为被解释变量高管机会主义减持金额和高管机会主义减持次数,*Visit* 为主要解释变量机构投资者实地调研,*Controls* 为相关控制变量,下标 *i,t* 为 *i* 公司在第 *t* 年的对应变量, ϵ 为随机扰动项。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 为主要变量描述性统计结果。可以看到,高管机会主义减持金额(*Sell*)的最小值为 0,最大值为 20.694,平均值为 11.975,中位数为 14.549,标准差为 6.765;减持次数(*SellTimes*)的最小值为 0,最大值为 3.689,均值为 1.165,标准差为 0.886,表明样本中上市公司高管通过减持套利的现象较为严重,且不同企业之间存在较大差异,部分企业高管机会主义减持套利的程度较高;机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)的最大值为 3.497,中位数为 0.693,均值为 0.952,标准差为 0.959;参与实地调研机构数量(*Visit_ins*)最大值为 6.207,中位数为 1.609,标准差为 1.777,说明机构投资者实地调研情况在不同上市企业中存在差异;公司产权性质(*SOE*)的均值为 0.147,说明样本中有 14.7%的国有企业。其他控制变量的描述性统计结果与以往文献基本一致。

表 2 描述性统计

| 变量名 | 样本数 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|------------------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| <i>Sell</i> | 9 001 | 11.975 | 6.765 | 0.000 | 14.549 | 20.694 |
| <i>SellTimes</i> | 9 001 | 1.165 | 0.886 | 0.000 | 1.099 | 3.689 |
| <i>Visit_num</i> | 9 001 | 0.952 | 0.959 | 0.000 | 0.693 | 3.497 |
| <i>Visit_ins</i> | 9 001 | 1.810 | 1.777 | 0.000 | 1.609 | 6.207 |
| <i>Size</i> | 9 001 | 21.992 | 1.094 | 19.731 | 21.852 | 26.064 |
| <i>Lev</i> | 9 001 | 0.387 | 0.189 | 0.042 | 0.373 | 0.887 |
| <i>ROA</i> | 9 001 | 0.043 | 0.078 | -0.529 | 0.045 | 0.324 |
| <i>Board</i> | 9 001 | 2.099 | 0.188 | 1.609 | 2.197 | 2.639 |
| <i>Indep</i> | 9 001 | 0.378 | 0.054 | 0.333 | 0.364 | 0.600 |
| <i>Dual</i> | 9 001 | 0.359 | 0.480 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>TobinQ</i> | 9 001 | 2.395 | 1.491 | 0.870 | 1.932 | 11.424 |
| <i>SOE</i> | 9 001 | 0.147 | 0.354 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>ListAge</i> | 9 001 | 1.936 | 0.653 | 0.693 | 1.946 | 3.332 |
| <i>Top1</i> | 9 001 | 0.303 | 0.132 | 0.070 | 0.286 | 0.700 |
| <i>INST</i> | 9 001 | 0.321 | 0.225 | 0.000 | 0.294 | 0.850 |
| <i>Mshare</i> | 9 001 | 0.210 | 0.202 | 0.000 | 0.162 | 0.693 |

(二)基准回归结果与分析

表 3 报告了机构投资者实地调研与高管机会主义减持的基准回归结果。其中第(1)、(2)列报告了分别以机会主义减持金额(*Sell*)和机会主义减持次数(*SellTimes*)为被解释变量,以机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)为解释变量的回归结果,结果显示机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)的回归系数分别为 0.276 和 0.041,均在 1%水平上显著为正,说明当年机构投资者实地调研次数越多,高管机会主义减持金额和减持次数越多。第(3)、(4)列报告了以机会主义减持金额(*Sell*)和机会主义减持次数(*SellTimes*)为被解释变量,以实地调研机构数量(*Visit_ins*)为解释变量的回归结果,可以看到,实地调研机构数量(*Visit_ins*)的回归系数分别为 0.161 和 0.021,均在 1%水平上显著为正,说明当年实地调研机构数目越多,高管机会主义减持金额和次数越多。上述回归结果拒绝了本文提出的假设 1,假设 2 得以验证,即机构投资者实地调研活动对于高管机会主义减持行为并未有效发挥信息效应和外部治理效应,反而显著加剧了高管的机会主义减持行为。造成这一结果的原因可能是,上市公司高管会利用机构投资者实地调研活动,迎合市场热点炒作公司股价,配合其机会主义减持。

表 3 机构投资者实地调研与高管机会主义减持的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量 | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.276*** (3.381) | 0.041*** (3.606) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.161*** (3.579) | 0.021*** (3.316) |
| <i>Size</i> | 0.467*** (4.241) | 0.045*** (3.082) | 0.445*** (3.981) | 0.043*** (2.892) |
| <i>Lev</i> | -1.507*** (-2.977) | -0.115 (-1.641) | -1.491*** (-2.944) | -0.115 (-1.636) |
| <i>ROA</i> | -0.576 (-0.535) | -0.009 (-0.055) | -0.642 (-0.597) | -0.011 (-0.070) |
| <i>Board</i> | 0.631 (1.245) | 0.196*** (2.827) | 0.649 (1.282) | 0.198*** (2.870) |
| <i>Dual</i> | -0.293* (-1.890) | -0.023 (-1.029) | -0.300* (-1.933) | -0.023 (-1.043) |
| <i>TobinQ</i> | 0.314*** (4.784) | 0.039*** (4.367) | 0.300*** (4.565) | 0.037*** (4.154) |
| <i>SOE</i> | -0.975*** (-4.014) | -0.074** (-2.443) | -0.970*** (-3.999) | -0.074** (-2.438) |
| <i>ListAge</i> | -1.145*** (-7.693) | -0.205*** (-10.081) | -1.127*** (-7.544) | -0.204*** (-9.962) |
| <i>Top1</i> | -2.802*** (-4.399) | -0.351*** (-4.030) | -2.740*** (-4.318) | -0.346*** (-3.983) |
| <i>INST</i> | -1.303*** (-2.763) | -0.137** (-2.137) | -1.357*** (-2.870) | -0.141** (-2.194) |
| <i>Mshare</i> | 3.779*** (7.837) | 0.484*** (7.032) | 3.716*** (7.678) | 0.479*** (6.945) |
| <i>Constant</i> | 2.655 (1.024) | 0.160 (0.458) | 3.140 (1.200) | 0.209 (0.588) |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.082 | 0.098 | 0.082 | 0.098 |

注：*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；括号内为 t 值，下同

(三) 稳健性检验

1. Heckman 两阶段法

本文采用 Heckman 两阶段模型控制样本选择性偏差问题。第一阶段构建如下 Probit 模型：

$$\text{Probit}(\text{Visit_dum} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{City} + \sum \text{Controls}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

在模型(2)中，以 *Visit_dum* 为被解释变量，如果当年有投资者对上市公司进行过实地调研活动，则 *Visit_dum* 取值为 1，否则为 0。同时，借鉴李昊洋等^[45]的做法，将外生变量公司是否位于二线及以上城市(*City*)作为工具变量加入模型。选取工具变量的思路是公司位于二线及以上城市的企业可能与该企业是否会被机构投资者实地调研相关，但不会直接影响企业的高管减持行为。估计上市公司是否会被机构投资者实地调研的逆米尔斯比率(*IMR*)，第二阶段将 *IMR* 代入模型(1)，建立模型(3)。

$$\text{Sell}_{i,t} / \text{SellTimes}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Visit}_{i,t} + \alpha_2 \text{IMR}_{i,t} + \sum \text{Controls}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 4 报告了 Heckman 两阶段法的回归结果,第(2)~(5)列为第二阶段的回归结果。可以看到,IMR 的系数均显著,说明机构投资者实地调研虚拟变量选择的内生性偏误一定程度上是存在的。机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)的系数依然在 1%水平上显著为正,与之前的结果一致,说明在修正了潜在样本选择偏误因素后,本文结果依然成立。

表 4 Heckman+IV 的回归结果

| 变量 | 第一阶段 | | 第二阶段 | | |
|------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | <i>Visit_dum</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>City</i> | 0.204*** (4.223) | | | | |
| <i>Visit_num</i> | | 0.269*** (3.290) | 0.041*** (3.536) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | | 0.156*** (3.486) | 0.020*** (3.245) |
| <i>IMR</i> | | -3.198*** (-2.627) | -0.266* (-1.670) | -3.132** (-2.573) | -0.267* (-1.677) |
| <i>Constant</i> | -2.951*** (-4.007) | 7.299* (1.864) | 0.601 (1.134) | 7.693* (1.955) | 0.649 (1.127) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 8998 | 8998 | 8998 | 8998 | 8998 |

2. 倾向评分匹配法(PSM)

本文采用倾向评分匹配法(PSM)进行稳健性检验。具体地,将当年被机构投资者实地调研的企业作为实验组,当年未被机构投资者实地调研企业作为控制组,以公司规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、盈利能力(*Roa*)、上市年限(*ListAge*)、机构投资者持股份额(*INST*)、企业价值(*TobinQ*)、市净率(*PB*)、是否位于二线及以上城市(*City*)以及年度和行业等可能影响机构投资者实地调研的因素为协变量,进行 1:1 最近邻匹配。表 5 为匹配后的回归结果,可以看到,回归结果无实质变化,研究结论依然成立。

表 5 PSM 的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.273*** (3.083) | 0.045*** (3.695) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.167*** (3.452) | 0.023*** (3.473) |
| <i>Constant</i> | 3.446 (1.205) | 0.276 (0.727) | 4.052 (1.403) | 0.349 (0.903) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 7 669 | 7 669 | 7 669 | 7 669 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.076 | 0.094 | 0.076 | 0.093 |

3. 滞后一期检验

考虑到高管机会主义减持和机构投资者实地调研活动可能存在的反向因果关系,本文将模型(1)中的解释变量进行滞后一期处理,重新进行回归检验。回归结果见表 6,滞后一期机构投资者实地调研次数(*Visit_num_{i,t-1}*)和滞后一期参与实地调研机构数目(*Visit_ins_{i,t-1}*)的回归系数均至少在 5%水平上显著为正,本文主要结论未发生实质变化。

表 6 滞后一期检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 变量 | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> _{<i>i,t-1</i>} | 0.230** (2.005) | 0.038** (2.281) | | |
| <i>Visit_ins</i> _{<i>i,t-1</i>} | | | 0.129** (1.971) | 0.020** (2.099) |
| <i>Constant</i> | 4.791 (1.061) | 0.492 (0.903) | 5.207 (1.142) | 0.549 (0.997) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 6 844 | 6 844 | 6 844 | 6 844 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.096 | 0.121 | 0.096 | 0.121 |

4. 高管机会主义减持的重新度量

本文从更长的时间窗口对高管机会主义减持进行重新度量。若上市公司高管一笔减持交易能够预测未来 60 天、90 天的股票回报,则识别为机会主义减持行为,并在年度层面进行汇总。结果如表 7 所示,本文主假设的实证结果并没有发生实质改变。

表 7 高管机会主义减持的重新度量

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|---------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------|--------------------------------|---------------------------|--------------------------------|
| 变量 | <i>Sell</i> ₆₀ | <i>SellTimes</i> ₆₀ | <i>Sell</i> ₆₀ | <i>SellTimes</i> ₆₀ | <i>Sell</i> ₉₀ | <i>SellTimes</i> ₉₀ | <i>Sell</i> ₉₀ | <i>SellTimes</i> ₉₀ |
| <i>Visit_num</i> | 0.447*** (4.869) | 0.063*** (4.981) | | | 0.422*** (4.460) | 0.061*** (4.785) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.314*** (5.988) | 0.035*** (4.965) | | | 0.264*** (4.909) | 0.033*** (4.567) |
| <i>Constant</i> | 2.738 (0.945) | 0.049 (0.126) | 3.987 (1.360) | 0.148 (0.377) | -0.051 (-0.017) | -0.175 (-0.443) | 0.850 (0.275) | -0.092 (-0.229) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.084 | 0.096 | 0.086 | 0.096 | 0.084 | 0.090 | 0.085 | 0.090 |

5. 样本区间变换

考虑到 2019 年末新型冠状病毒疫情(COVID-19)爆发,可能会影响机构投资者开展实地调研活动。本文剔除了 2020 年和 2021 年的样本数据,重新进行回归,如表 8 所示,回归结果依然支持文中假设。

表 8 样本区间变换

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量 | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.267*** (3.007) | 0.046*** (3.713) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.170*** (3.394) | 0.024*** (3.499) |
| <i>Constant</i> | 3.819 (1.250) | 0.112 (0.283) | 4.418 (1.433) | 0.172 (0.426) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 6 871 | 6 871 | 6 871 | 6 871 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.090 | 0.101 | 0.091 | 0.101 |

五、进一步分析

(一)作用机制检验

以上研究结果表明,机构投资者实地调研活动能够明显加剧高管机会主义减持行为。基于假设 2 的分析逻辑,机构投资实地调研活动推高了股票价格,引起市场乐观偏差,从而提高了高管机会主义套利空间,加剧了机会主义减持行为。在此,本文从股价高估机制和投资者情绪机制的角度进行了中介效应检验。

1. 股价高估渠道

机构投资者实地调研对股价上涨具有明显的推动作用^[42],且与资产误定价显著正相关^[43]。因此本文借鉴马云飙等^[46]的研究,根据行业内所有公司推算出公司的基础价值,进而通过对公司的实际价值与基础价值进行对比来衡量企业股价的高估程度($Misp$), $Misp$ 值越大代表企业股票高估程度越高。构建以下递归模型进一步检验股价高估程度的中介作用:

$$Misp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Sell_{i,t}/SellTimes_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \alpha_2 Misp_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 9 列示了股价高度机制的检验结果。第(1)、(2)列为模型(4)的回归结果,可以看出机构投资者实地调研次数($Visit_num$)和参与实地调研机构数量($Visit_ins$)与股价高估程度($Misp$)的回归系数分别为 0.015 和 0.021,均在 1%水平上显著为正,说明机构投资者实地调研活动能够显著的推动企业股价高估。第(3)~(6)列报告了模型(5)的回归结果,结果显示,机构投资者实地调研次数($Visit_num$)、参与实地调研机构数量($Visit_ins$)和股价高估程度($Misp$)的回归系数均在 1%水平上显著为正,说明企业股价高估程度在机构投资者实地调研对公司高管机会主义减持的影响中发挥了部分中介效应,Sobel 检验的 Z 值在 1%水平上显著。说明机构投资者实地调研活动通过推动企业股价高估程度加剧了上市公司高管机会主义减持,研究结论符合前文推断。

表 9 股价高估渠道的检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量 | $Misp$ | $Misp$ | $Sell$ | $SellTimes$ | $Sell$ | $SellTimes$ |
| $Visit_num$ | 0.015** (2.461) | | 0.269*** (3.296) | 0.040*** (3.498) | | |
| $Visit_ins$ | | 0.021*** (5.897) | | | 0.153*** (3.424) | 0.019*** (3.113) |
| $Misp$ | | | 1.447*** (3.586) | 0.243*** (4.565) | 1.417*** (3.514) | 0.240*** (4.504) |
| Constant | 0.376** (2.169) | 0.455*** (2.596) | 6.873** (2.466) | 0.868** (2.342) | 7.236*** (2.579) | 0.902** (2.407) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Industry | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 |
| Adj.R ² | 0.253 | 0.260 | 0.083 | 0.089 | 0.083 | 0.088 |

2. 投资者情绪渠道

个股超额换手率体现了资本市场中投资者买卖上市公司股票的意愿^[47],当投资者不够理性,跟风严重,被卷入知情者提前设下的圈套时,体现出来超额换手率也会增加^[48]。因此,本文采用月均超额换手率($Dturn$)来衡量资本市场中非理性投资者情绪。构建以下递归模型进一步

检验投资者情绪的中介作用：

$$Dturn_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Sell_{i,t}/SellTimes_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Visit_{i,t} + \alpha_2 Dturn_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

表 10 中第(1)、(2)列列示了投资者实地调研与月均股票超额换手率之间的回归结果,数据
显示机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数量(*Visit_ins*)的系数分别为
0.034、0.017,且都在 1%的水平下显著,这意味着机构投资者实地调研行为确实能够提高投资者的
非理性情绪。第(3)~(6)列中机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)、参与实地调研机构数量
(*Visit_ins*)和月均股票超额换手率(*Dturn*)的回归系数均在 1%水平上显著为正,Sobel 检验的 Z
值在 1%水平上显著。这说明投资者非理性投资者情绪在实地调研行为加剧上市公司高管机会
主义减持的过程中发挥了部分中介作用,验证了本文的分析逻辑。

表 10 投资者情绪渠道的检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (5) | (4) | (6) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 变量 | <i>Dturn</i> | <i>Dturn</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.034*** (5.828) | | 0.239*** (2.925) | 0.036*** (3.137) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | 0.017*** (5.431) | | | 0.142*** (3.150) | 0.018*** (2.868) |
| <i>Dturn</i> | | | 1.094*** (7.646) | 0.817*** (6.867) | 1.093*** (7.638) | 0.822*** (6.893) |
| Constant | -0.834*** (-5.211) | -0.792*** (-4.940) | 3.567 (1.377) | -3.080 (-1.436) | 4.006 (1.532) | -2.944 (-1.346) |
| Controls | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Industry | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 | 9 001 |
| Adj.R ² | 0.299 | 0.298 | 0.088 | 0.106 | 0.088 | 0.106 |

(二)异质性分析

1. 基于治理水平异质性的分析

良好的公司内部治理环境能够有效遏制公司高管减持过程中的信息获利行为^[49],因此,本
文以第一大股东持股比例(*Top1*)、第二至第十大股东持股比例之和(*Top10*)、产权性质(*SOE*)、
是否在 B 股或 H 股上市(*BH*)、管理层持股比例(*Mshare*)、两职合一(*Dual*)、机构持股比例
(*INST*)和独立董事比例(*Indep*)8 个指标,运用主成分分析法构建公司治理指数,当公司治理
指数越大,表明公司治理水平越高。按照公司治理指数的中位数,将样本数据划分为两组,公司
治理指数高于中位数的公司为高治理水平组,低于中位数的公司为低治理水平组。表 11 为分组
回归的结果,可以看到,在治理水平较高组中,机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地
调研机构数目(*Visit_ins*)的回归系数为正,均未通过显著性检验;在公司治理水平较低的组中,
机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)的回归系数在 1%水
平上显著为正。分组回归结果说明,在公司治理水平较低的企业中,机构投资者实地调研对高管
机会主义减持行为的促进作用更明显,而良好的公司治理水平能够削弱机构投资者实地调研对
高管机会主义减持行为的正向影响。

表 11 不同治理水平下的回归结果

| 变量 | 治理水平较高组 | | | | 治理水平较低组 | | | |
|--------------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.035 (0.275) | 0.013 (0.784) | | | 0.414*** (3.203) | 0.072*** (4.116) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.056 (0.780) | 0.005 (0.500) | | | 0.235*** (3.331) | 0.040*** (4.236) |
| <i>Constant</i> | 5.551 (1.495) | -0.069 (-0.142) | 5.858 (1.565) | -0.072 (-0.147) | 5.532 (1.020) | 0.718 (1.033) | 6.525 (1.179) | 0.885 (1.245) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 4 498 | 4 498 | 4 498 | 4 498 | 4 498 | 4 498 | 4 498 | 4 498 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.091 | 0.108 | 0.091 | 0.108 | 0.037 | 0.057 | 0.038 | 0.057 |

2. 基于信息透明度异质性的分析

信息透明度水平代表了企业外部监督能力的强弱,外部监督能力较弱的企业中,高管出于机会主义动机进行减持套现的空间更大。因此,本文参考辛清泉等^[50]的研究,根据信息透明度水平(*TRANS*)的中位数将样本分为,透明度较高组和透明度较低组,分别检验不同信息透明度水平下机构投资者实地调研对高管机会主义减持的影响。表 12 是分组检验的回归结果。可以看到,在信息透明度较高组中,机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)的回归系数并不显著;在低信息透明度组中机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)的回归系数为正,且在 1%水平上显著。回归结果说明,良好的外部监督水平能够有效削弱机构投资实地调研对高管机会主义减持的加剧作用。

表 12 不同信息透明度水平下的回归结果

| 变量 | 透明度较高组 | | | | 透明度较低组 | | | |
|--------------------------|------------------|------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.110 (1.028) | 0.022 (1.449) | | | 0.479*** (3.702) | 0.065*** (3.678) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.093 (1.586) | 0.010 (1.258) | | | 0.243*** (3.272) | 0.033*** (3.367) |
| <i>Controls</i> | 3.960 (1.085) | 0.228 (0.447) | 4.136 (1.130) | -3.836 (-1.191) | 7.936** (1.997) | 0.940 (0.347) | 8.614** (2.159) | 1.515 (0.558) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 4 480 | 4 480 | 4 480 | 4 480 | 4 483 | 4 483 | 4 483 | 4 483 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.081 | 0.090 | 0.082 | 0.090 | 0.090 | 0.091 | 0.090 | 0.090 |

3. 基于产权异质性的分析

由于国有企业与非国有企业在内部治理情况和经济行为存在较大的差异,因此机构投资者实地调研对于国有企业和非国有企业所能发挥的作用可能存在较大区别。国有企业高管较非国有企业高管面临更多的政府监管,国有企业高管减持需要承担较高的政治成本和政治风险,所以在减持方面比较谨慎。本文基于上市公司的产权异质性对总样本进行分组检验。表 13 报告了分组检验的结果,可以看到,在国有企业中,机构投资者实地调研次数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)回归系数均未通过显著性检验;在非国有企业中,机构投资者实地调研次

数(*Visit_num*)和参与实地调研机构数目(*Visit_ins*)回归系数均在1%水平上显著为正。说明在非国有企业中,机构投资者实地调研对高管机会主义减持行为的加剧作用更为明显。

表 13 不同产权性质下的回归结果

| 变量 | 国有企业组 | | | | 非国有企业组 | | | |
|--------------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> | <i>Sell</i> | <i>SellTimes</i> |
| <i>Visit_num</i> | 0.172 (0.863) | 0.018 (0.725) | | | 0.287*** (3.191) | 0.046*** (3.585) | | |
| <i>Visit_ins</i> | | | 0.153 (1.292) | 0.008 (0.576) | | | 0.155*** (3.183) | 0.022*** (3.282) |
| <i>Constant</i> | 3.718 (0.769) | -0.062 (-0.105) | 4.362 (0.897) | -0.058 (-0.098) | 1.176 (0.376) | 0.156 (0.370) | 1.694 (0.535) | 0.225 (0.521) |
| <i>Controls</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Industry</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 1 324 | 1 324 | 1 324 | 1 324 | 7 677 | 7 677 | 7 677 | 7 677 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.108 | 0.133 | 0.109 | 0.133 | 0.060 | 0.078 | 0.060 | 0.078 |

六、结论与启示

机构投资者实地调研活动是我国资本市场重要的投资者关系活动之一,受到投资者和监管层的广泛关注。高管减持历来是资本市场的监管重点,对资本市场运行效率有着重要影响。本文基于2013—2021年深圳证券交易所A股上市公司为研究对象,研究了机构投资者实地调研对高管机会主义减持的影响。研究发现:机构投资者实地调研能够显著加剧高管机会主义减持行为;机制分析发现,机构投资者实地调研通过股价高估机制和投资者情绪渠道,增加了高管利用私有信息减持套利的空间,从而加剧了高管机会主义减持行为;进一步研究表明,在治理水平、信息透明度较低和非国有企业中,机构投资者实地调研次数和参与调研机构数越多,高管机会主义减持金额越大,减持次数越多。在一系列稳健性检验后,本文结论依然成立。

本文的研究识别了资本市场炒作被企业高管机会主义利用的经验证据,能够为监管部门带来有益的启示:

第一,加强上市公司的调研信息披露。规范上市公司调研纪要信息披露规则,丰富调研信息披露的内容,保障调研信息披露的真实完整,提高机构投资者调研信息披露的决策有用性。通过及时、准确的实地调研活动信息披露,有效减少外部投资者与上市公司之间的信息不对称问题,降低管理层利用机构投资者实地调研活动炒作公司股价进行机会主义套利的空间。

第二,强化机构投资者调研活动的组织和实施。监管部门应注意规范机构投资者调研行为,强调调研活动的信息挖掘作用,避免“概念炒作”引起的股票市场异常波动。对于市场炒作行为应推出预警机制,在向市场其他投资者提示潜在风险的同时,也会对上市公司管理层的行为起到警示作用。同时,尝试建立调研活动常态化的资本市场监管机制,鼓励机构投资者对上市公司开展持续的调研监督,充分发挥其公司治理作用。

第三,积极引导机构投资参与到上市公司治理之中。充分发挥好现有调研渠道,并就关切的重大问题与上市公司管理层进行沟通,采取更主动的态度推动上市公司提高治理水平。定期开展机构投资者专业培训和交流,提高调研流程的全面性和科学性,为外部投资者提供更多可靠的信息支持,提高资本市场效率。

参考文献:

- [1] COHEN L, MALLOY C, POMORSKI L. Decoding inside information[J]. Journal of finance, 2012(3):1009-1043.
- [2] 王玉涛,陈晓,薛健. 限售股减持:利润平滑还是投资收益最大? [J]. 金融研究, 2013(1):164-176.
- [3] CHENG Q, DU F, WANG X, et al. seeing is believing: analysts' corporate site visits[J]. Review of accounting studies, 2016(4): 1-42.
- [4] 王柏杰,孟晓晓,席建成. 企业家精神、政府支持与军工企业技术创新效率[J]. 统计学报. 2020(6):33-44.
- [5] GIVOLY D, PALMON D. Insider trading and the exploitation of inside information: some empirical evidence[J]. Journal of business, 1985(1): 69-87.
- [6] 朱茶芬,姚铮,李志文. 高管交易能预测未来股票收益吗? [J]. 管理世界, 2011(9):141-152.
- [7] PIOTROSKI J D, ROULSTONE D T. Do insider trades reflect both contrarian beliefs and superior knowledge about future cash flow realizations? [J]. Journal of accounting and economics, 2005(1):55-81.
- [8] 曾庆生. 公司内部人具有交易时机的选择能力吗? ——来自中国上市公司内部人卖出股票的证据[J]. 金融研究, 2008(10): 117-135.
- [9] 蔡宁,魏明海. “大小非”减持中的盈余管理[J]. 审计研究, 2009(2):40-49.
- [10] 易志高,潘子成,茅宁,等. 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[J]. 经济研究, 2017(4):166-180.
- [11] 孙淑伟,梁上坤,付宇翔,等. 择机还是共谋——内部人减持前的分析师行为[J]. 管理科学学报, 2019(12):105-123.
- [12] 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”? [J]. 金融研究, 2016(11):158-173.
- [13] 章卫东,李泽宇,郑鸿锐,等. 内部人减持前的并购行为:战略并购抑或套现并购——基于伪市值管理的视角[J]. 证券市场导报, 2021(10):33-43.
- [14] 鲁桂华,张静,刘保良. 中国上市公司自愿性积极业绩预告:利公还是利私——基于大股东减持的经验证据[J]. 南开管理评论, 2017(2):133-143.
- [15] 周铭山,张倩倩,杨丹. 创业板上市公司创新投入与市场表现:基于公司内外部的视角[J]. 经济研究, 2017(11):135-149.
- [16] 张晓宇,徐龙炳. 限售股解禁、资本运作与股价崩盘风险[J]. 金融研究, 2017(11):158-174.
- [17] 吴战箴,吴伟立. 大股东减持伤害了实体经济吗[J]. 南开管理评论, 2018(1):99-108.
- [18] 孙淑伟,梁上坤,阮刚铭等. 高管减持、信息压制与股价崩盘风险[J]. 金融研究, 2017(11):175-190.
- [19] HAN B, KONG D, LIU S. Do analysts gain an informational advantage by visiting listed companies? [J]. Contemporary accounting research, 2018(4): 1843-1867.
- [20] 张勇. 投资者实地调研与企业会计信息可比性——来自深交所“互动易”平台的经验证据[J]. 证券市场导报, 2018(5):13-22.
- [21] 曹新伟,洪剑峭,贾婉娇. 分析师实地调研与资本市场信息效率——基于股价同步性的研究[J]. 经济管理, 2015(8):141-150.
- [22] 贾婉娇,洪剑峭,徐媛媛. 我国证券分析师实地调研有价值吗? ——基于盈余预测准确性的一项实证研究[J]. 投资研究, 2015(4):96-113.
- [23] 陆超,沈雨霏. 机构投资者实地调研能否缓解股价同步性——基于我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 金融监管研究, 2021(9):18-35.
- [24] 谭劲松,林雨晨. 机构投资者对信息披露的治理效应——基于机构调研行为的证据[J]. 南开管理评论, 2016(5):115-126.
- [25] 王珊. 投资者实地调研发挥了治理功能吗? ——基于盈余管理视角的考察[J]. 经济管理, 2017(9):180-194.
- [26] 杨鸣京,程小可,李昊洋. 机构投资者调研、公司特征与企业创新绩效[J]. 当代财经, 2018(2):84-93.
- [27] 杨侠,马忠. 机构投资者调研与上市公司内部控制有效性[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(1):13-25+158.
- [28] 方红星,范玉玲. 投资者实地调研与管理层在职消费粘性[J]. 财经问题研究, 2021(9):93-103.
- [29] 卜君,孙光国. 投资者实地调研与上市公司违规:作用机制与效果检验[J]. 会计研究, 2020(5):30-47.
- [30] 刘晨,吕可夫,阮永平. 实地调研抑制了上市公司的选择性披露吗? [J]. 外国经济与管理, 2021(2):20-35.
- [31] 程小可,李昊洋,高升好. 机构投资者调研与管理层盈余预测方式[J]. 管理科学, 2017(1):131-145.
- [32] 谭松涛,崔小勇. 上市公司调研能否提高分析师预测精度[J]. 世界经济, 2015(4):126-145.
- [33] 董永琦,宋光辉. 基金公司实地调研:信息挖掘还是走马观花? [J]. 中南财经政法大学学报, 2018(5):114-122.
- [34] 周冬华,张启浩. 投资者实地调研会加剧企业过度投资吗[J]. 山西财经大学学报, 2021(7):83-96.
- [35] 明泽,陆建桥. 机构投资者实地调研与股价崩盘风险[J]. 会计论坛, 2019(2):132-151.
- [36] ROBERTS J, SANDERSON P, HENDRY J, et al. In the mirror of the market: the disciplinary effects of company/fund manager meetings[J]. Accounting organizations & society, 2006(3): 277-294.
- [37] 赵新杰. 股权激励、投资者调研与私有信息套利空间[J]. 上海财经大学学报, 2019(1):107-124.

- [38] 谭劲松,林雨晨,张京心. 机构投资者的信息功能与权益资本成本——基于机构投资者调研行为的证据[J]. 财务研究,2019(3):3-17.
- [39] JIANG F, KIM K A. Corporate governance in China: a modern perspective[J]. Journal of corporate finance, 2015(3):190-216.
- [40] 翟淑萍,袁克丽. 分析师实地调研能缓解企业融资约束吗[J]. 山西财经大学学报,2020(1):113-126.
- [41] 杨胜刚. 行为金融、噪声交易与中国证券市场主体行为特征研究[J]. 经济评论,2002(4):83-85.
- [42] 付志刚,沈慧娟,王伟,等. 机构投资者调研行为动机:推高股价,抑或拉升业绩? [J]. 投资研究,2021(10):88-102.
- [43] 叶勇,王思瑞. 机构投资者调研对资产误定价的影响研究[J]. 社会科学家,2021(7):75-80.
- [44] 罗宏,黄婉. 多个大股东并存对高管机会主义减持的影响研究[J]. 管理世界,2020(8):163-178.
- [45] 李昊洋,程小可,姚立杰. 机构投资者调研抑制了公司避税行为吗? ——基于信息披露水平中介效应的分析[J]. 会计研究,2018(9):56-63.
- [46] 马志飙,武艳萍,石贝贝. 卖空机制能够约束内部人减持吗? ——基于融资融券制度的经验证据[J]. 金融研究,2021(2):171-187.
- [47] LEUZ C, VERRECCHIA R E. The economic consequence of increased disclosure[J]. Journal of accounting research, 2000(3):91-135.
- [48] 张程睿. 公司信息披露对投资者保护的有效性——对中国上市公司2001—2013年年报披露的实证分析[J]. 经济评论,2016(1):132-146.
- [49] 王雷,顾晓敏,高攀. 公司治理环境对高管减持获利性的制约作用研究——基于中国创业板的实证研究[J]. 经济经纬,2014(6):101-107.
- [50] 辛清泉,孔东民,郝颖. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究,2014(10):193-206.

A Study of the Impact of Institutional Investors' Field Research on Executives' Opportunistic Holdings Reduction

YANG Zhi, WANG Jianxin
(Chinese Academy of Fiscal Sciences)

Abstract: Based on the data of A-share listed companies in Shenzhen Stock Exchange from 2013 to 2021, the impact and mechanism of institutional investors' field research on executives' opportunistic holdings reduction is scrutinized. The research finds that institutional investors' field research can significantly increase the possibility of executives' opportunistic holdings reduction behavior; overvaluation and investors sentiment play a role. Further research shows that good corporate governance and higher level of information transparency can reduce the impact of field research by institutional investors on executives' holdings reduction. And compared with SOEs, this impact is more pronounced for Non-SOEs. The findings of this study have positive implications for improving the management of investor relations and maintaining capital market stability.

Key words: investor field research; executives' holdings reduction; stock price overvaluation; investor sentiment

责任编辑 张颖超
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>