

公司战略与高管机会主义减持*

——基于信息不对称和投资者情绪的分析

王俊领¹ 蔡闫东²

(1. 南开大学商学院, 天津 300071;

2. 南京审计大学政府审计学院, 江苏 南京 211815)



内容提要: 高管减持因往往伴有机会主义动机而受到社会各界高度关注。本文利用2009—2019年沪深A股上市公司数据, 实证检验了公司战略对高管机会主义减持的影响及其机制, 得出如下结论: 公司战略对高管机会主义减持有显著影响, 即公司战略越激进, 越可能发生高管机会主义减持, 且机会主义减持次数更多、金额更大; 机制检验表明, 公司战略激进度通过加剧信息不对称和推动投资者情绪高涨两条路径增加高管机会主义减持次数和金额; 异质性检验表明, 公司战略激进度对高管机会主义减持的影响在战略性新兴产业、低机构投资者持股比例和高媒体关注样本中更强; 进一步研究发现, 公司战略激进度对董事和监事机会主义减持有显著正向影响, 对高级管理人员机会主义减持的影响为正但不显著。公司战略激进度显著增强了高管机会主义减持的获利能力。本文为资本市场参与者从公司战略视角深入认识高管机会主义减持的形成机理提供了理论依据, 有利于相关部门合理施策, 治理减持乱象, 促进我国资本市场高质量发展。

关键词: 公司战略 高管机会主义减持 信息不对称 投资者情绪

中图分类号: F275 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2022)10—0129—22

一、引言

近年来, 我国资本市场频繁发生高管“减持潮”, 引起社会各界关注, 新华社曾连发三问: “为何减持? 伤害了谁? 该不该管?”^①, 直指高管财富转移动机。2017年9月, 证监会发布了《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》, 从减持比例、减持方式、信息披露等方面对高管减持做出了更严格的规定, 一定程度上缓解了高管无序、违规减持程度, 但高管清仓式减持、高位套现等依然常见于媒体报道。在通过一个“道歉”就能全身而退的新兴资本市场中, 上市公司高管普遍滥用信息优势, 通过减持牟取超额收益或规避财富损失(曾庆生, 2008)^[1]。高管机会主义减持行为增加了公司和行业的股价崩盘风险(孙淑伟等, 2017)^[2], 损害了广大中小投资者的利益和信心, 扰乱了资本市场正常秩序, 最终伤害实体经济(吴战箴和吴伟立, 2018)^[3]。借鉴罗宏和黄婉(2020)^[4]的方法, 本文按照高管减持能否预测未来一个月的股票回报, 将高管减持^②区分为常规减持和机会主义减

收稿日期: 2022-03-13

* 基金项目: 国家社会科学基金重点项目“风险承担对企业绩效的影响机制研究”(20AGL011)。

作者简介: 王俊领, 男, 博士研究生, 研究方向为公司战略、行为金融、资本市场财务与会计, 电子邮箱: jlwangynu@163.com; 蔡闫东, 男, 讲师, 博士, 研究方向是公司审计、公司金融, 电子邮箱: caiyandong1987@163.com。通讯作者: 王俊领。

① <http://data.p5w.net/s1633921.html>。

② 本文中的高管减持属于广义的高管减持, 包括董监高本人和董监高亲属减持。

持。据本文数据,在样本期间内,高管减持次数达 5.76 万次,减持规模高达约 0.59 万亿元。其中,3.59 万次交易属于机会主义减持,占减持总次数的 62%;机会主义减持规模达 0.34 万亿,占减持总规模的 57%。由此,A 股市场中的减持乱象可见一斑,探究何种因素通过何种途径影响高管机会主义减持,不仅有利于监管层制定更科学的减持规定,提高监管质量,也有利于中小投资者合理决策,还有利于防范重大金融风险,促进我国资本市场健康持续发展。

纵览现有文献可知,高管之所以能够机会主义减持,一方面在于高管拥有公司私有信息 (Frankel 和 Li,2004^[5];曾庆生和张耀中,2012^[6];徐龙炳等,2021^[7]);另一方面在于高管更善于利用基于公开信息的投资者情绪 (Piotroski 和 Roulstone,2005^[8];Veenman,2013^[9];储小俊等,2015^[10])。基于这两个观点,已有研究从股权特征、内部控制等多维度探究了上市公司高管机会主义减持的影响因素 (罗宏和黄婉,2020^[4];陈作华和方红星,2019^[11])。然而,鲜有文献关注公司战略是否以及如何影响高管机会主义减持。公司战略是公司内部环境的重要组成部分,它是公司在组织形式、人员配置、资金投向等方面的长期规划和部署策略,统筹并影响着公司经营和财务行为 (Bentley 等 2013^[12];王化成等,2016^[13])。因此,公司战略作为顶层设计,可能是影响高管机会主义减持的深层次因素。有学者将公司战略分为进攻型、防御型、分析型和反应型,并重点描述了进攻型战略与防御型战略在价值观导向、业务复杂度、组织结构、内部控制、业绩后果等方面存在的显著差异 (Miles 等,1978^[14];Bentley-Goode 等,2017^[15];孟庆斌等,2018^[16])。相对于防御型战略,进攻型战略会影响高管与外部投资者之间的信息不对称程度,进而可能影响高管机会主义减持;同时,进攻型战略能够为投资者带来潜在超额收益,往往成为市场炒作热点,推高投资者情绪,引致股价偏离内在价值,为高管利用投资者情绪进行机会主义减持提供了温床和土壤。

实践上看,采用进攻型战略的公司在战略扩张过程中更多地被媒体和投资者质疑存在高管暴雷前跑路离场、损害中小股东利益的行为。如,乐视网采取激进战略,打造所谓的大“乐视生态”,被市场大吹“彩虹屁”,却在 2019 年初暴雷,约 28 万中小投资者遭受严重损失,而贾跃亭及其亲属却在 2017 年以前套现数百亿元离场。上市公司的战略类型与高管机会主义减持之间是偶然还是必然值得深思。

基于以上理论和实践,产生了一个值得思考的问题:公司战略会影响高管机会主义减持么?如果会,机制是什么?对于这一问题,已有文献没有给出很好的解答。

本文利用 2009—2019 年沪深 A 股上市公司数据,实证检验了公司战略对高管机会主义减持的影响及其机制。研究结果表明,公司战略越激进,则信息不对称程度越大、投资者情绪越高涨,进而诱发高管机会主义减持;公司战略激进度对高管机会主义减持的影响主要存在于战略性新兴产业中,机构投资者持股能够显著抑制公司战略激进对高管机会主义减持的影响,而媒体关注却显著加剧了公司战略激进对高管机会主义减持的显著正向影响;本文进一步区分董事、监事和高级管理人员机会主义减持,发现公司战略激进度对董事和监事机会主义减持的正向影响依然显著存在,但对高级管理人员机会主义减持的影响不显著。此外,公司战略激进度显著增强了高管机会主义减持的获利能力。

本文的贡献在于:第一,完善了公司战略激进度经济后果的研究框架。一组文献探究了公司战略激进度对其经营层面财务决策的影响,发现公司战略激进度不仅会诱发公司在经营过程中做出机会主义决策,如盈余管理 (孙健等,2016)^[17]、公司违规 (孟庆斌等,2018)^[16],也会使得高管出于自利动机而发生机会主义行为,如过度投资 (王化成等,2016)^[13]、超额在职消费 (王化成等,2019)^[18]。然而该组文献仅关注到了公司战略激进度对经营层面上高管机会主义行为的影响,却未涉及到资本市场层面。另一组文献敏锐地发现,公司战略激进度也会影响公司经营信息向资本市场的传递效率,降低分析师预测准确性 (丁方飞和陈如焰,2020)^[19],增加股价崩盘风险 (孙健

等,2016)^[20],提高卖空规模(黎来芳和孙河涛,2019)^[21]。同时,公司战略激进也会影响投资者对公司的看法,增加股价高估可能性(王俊领和李海燕,2020)^[22]。尽管该组文献关注到了公司战略激进度对公司资本市场表现的影响,却未关注到公司战略激进度是否以及如何影响高管在资本市场上的自利行为。高管机会主义减持是资本市场中普遍存在且被广泛关注的重大问题,是高管在资本市场上发生自利行为的重灾区,以此为切入点探究公司战略激进度的经济后果,对现有公司战略激进度的研究框架做出了进一步完善。第二,已有研究从公司治理(唐齐鸣和张云,2009)^[23]、公司经营特征(Lakonishok和Lee,2001)^[24]层面研究了高管减持的影响因素。然而,既有文献均是从某个单一层面进行探究的,缺乏对整体层面上的考察。本文从整体层面上的公司战略视角探究了高管机会主义减持的影响因素(叶志伟等,2021)^[25],有利于更深入全面地理解资本市场上高管机会主义减持的成因。第三,本文的研究结论具有重要的实践意义。高管减持乱象是资本市场的痛点之一,只有明晰其背后的影响因素与形成逻辑才能有效施策。本文从公司战略层面明晰了战略激进度影响高管机会主义减持的内在机理,为投资者、监管部门合理决策提供了理论参考。

二、文献回顾、理论分析与研究假设

1. 文献回顾

Miles等(1978)^[14]按照公司在事业问题(entrepreneurial problem)、工程问题(engineering problem)、行政问题(administrative problem)三个方面的特征差异,将公司战略分为进攻型、防御型、分析型和反应型^①。梳理已有文献发现,相对于防御型战略,进攻型战略是一把双刃剑:一方面,实施进攻型战略的公司有更多创新投入和专利产出(袁蓉丽等,2020)^[26],更大规模的高溢价并购(钟海和况学文,2019)^[27],盈利能力较强,市场估值偏高(Deephouse,1999^[28];王百强等,2018^[29];王俊领和李海燕,2020^[22]);另一方面,进攻型战略是一种积极但偏离行业常规的战略,它在给公司带来超额经济利益的同时,加剧了公司的经营风险和信息不对称(叶志伟等,2021)^[25]。已有文献发现,进攻型战略公司的高管更可能做出机会主义决策。如违规(孟庆斌等,2018)^[16]、财务舞弊(Bentley等,2013)^[12]、盈余管理(孙健等,2016)^[17]、过度投资(王化成等,2016)^[13]等。但这些文献主要从经营层面上探讨公司战略对高管机会主义行为的影响,尚未从资本市场层面上的高管机会主义减持视角研究公司战略激进差异导致的高管机会主义行为。

与本文研究相关的另一类文献是关于信息不对称、投资者情绪和内部人交易方面的研究。在资本市场中,公司经营信息在内部人和外部投资者之间的分布存在差异,内部人有动机利用信息优势通过交易自家股票获取超额收益或规避损失(Lakonishok和Lee,2001^[24];曾庆生,2008^[1];张俊生和曾亚敏,2011^[30])。上市公司内部人不仅利用存量信息优势,而且还会利用自身权力或者与外部机构合谋对真实信息进行策略性操控,创造信息优势,实现财富转移。如“高送转”(谢德仁等,2016)^[31]、分析师乐观预测(孙淑伟等,2019)^[32]、策略性媒体披露(易志高等,2017)^[33]、策略性年报语调操纵(曾庆生,2018)^[34]等。在此基础上,一组文献从公司内部外部微观截面特征出发探究内部人机会主义交易的影响因素。在治理特征方面,较多的分析师跟踪、高信息透明度、良好的内部控制、多个大股东并存、机构投资者持股等有利于降低“内部人”和“外部人”之间信息不对称程度,缩小套利空间,抑制内部人交易(Frankel和Li,2004^[5];李琳和张敦力,2017^[35];唐齐鸣和张云,2009^[23];曾庆生,2014^[36];陈作华和方红星,2019^[11];姚振晔,2019^[37]);在经营特征方面,小规模、低流动性等会恶化公司信息环境,加剧信息不对称,提升高管减持收益(Lakonishok和Lee,

① 为了论证更加集中和直观,借鉴王化成等(2016)^[13]的研究,本文在“理论分析与假设提出”部分仅考虑了进攻型战略和防御型战略,且用“进攻型战略公司”代表战略激进较高的公司,“防御型战略公司”代表战略激进较低的公司。

2001)^[24]。这些文献都充分说明信息不对称是高管机会主义减持的根本原因之一。

同时,基于行为金融理论的研究表明,信息不对称理论并不能完全解释内部人交易,市场因素特别是基于公开信息的投资者情绪也会影响内部人交易。Piotroski 和 Roulstone(2005)^[8]证明了内部人士既是反向交易者又是高级信息的拥有者,发现内部人交易与公司未来的盈利表现正相关(代表优越的现金流信息),与公司的账面市值比正相关,和近期的回报负相关(代表市场情绪)。储小俊等(2015)^[10]发现投资者情绪越高,内部人卖出倾向增加、卖出强度增大,证明了内部人利用市场投资者情绪而非私有信息进行机会主义减持。以上文献一定程度表明,基于公开信息的投资者情绪是影响高管机会主义减持的重要因素。

通过以上文献梳理可知,信息不对称和投资者情绪是高管等内部人进行机会主义减持的重要原因,现有文献从公司的治理特征、经营特征等方面研究了内部人减持的截面差异,但是忽略了公司战略特征对高管机会主义减持的影响。作为公司经营发展的顶层设计,公司战略对公司的经营、治理和信息环境以及投资者情绪等产生广泛影响,故公司战略很可能会影响高管机会主义减持,但鲜有文献关注二者之间的关系和作用机理,这为本文提供了研究空间。

2. 理论分析与假设提出

已有研究表明,信息不对称和基于公开信息的投资者情绪与高管机会主义减持显著正相关(Piotroski 和 Roulstone,2005)^[8]。下面本文从防御型和进攻型战略的经营和组织特征差异出发,探析公司战略影响高管机会主义减持的信息不对称效应和投资者情绪效应。

(1)信息不对称效应。相对于“外部人”,尽管所有高管都拥有一定的信息优势,但是在不同的战略类型下,高管的信息优势强度不同。防御型战略公司主要发展成熟业务,强调“稳”中求进,组织结构严密稳定。而进攻型战略的公司乐于将资源配置于高风险、高投入、周期长的业务中去(包括产品研发、大规模高溢价并购和新市场开拓),其业务板块多、创新性高,表现出快速和激进的增长态势。其组织结构特点是需要设立多个分部、子公司、合营或联营公司协作开展业务,公司管控模式复杂分散,协调难度大,效率低(Miles 等,1978)^[14]。相对于防御型战略公司,进攻型战略公司的业务和组织特征会导致更严重的信息不对称,加剧高管的信息优势程度:第一,进攻型战略较大偏离了常规战略,公司的创新型业务和激进的市场扩张使得公司产生更多且变化更快的特质信息(李旒等,2021)^[38]。这些特质信息可比性差(罗忠莲和田兆丰,2018)^[39],增加了“外部人”的分析研判难度(何熙琼和尹长萍,2018)^[40],提高了“外部人”获取信息的成本,降低了“外部人”信息搜集的积极性,加剧了进攻型战略公司的信息不对称。第二,进攻型战略公司热衷于研发创新,而研发创新业务是公司信息不对称的重要来源(Aboody 和 Lev,2000)^[41]。出于保护商业秘密和维护竞争优势的需要,进攻型战略公司较少或模糊披露与公司研发创新相关业务的经营状况。但与研发创新相关的信息对外部中小投资者决策不可或缺。第三,与防御型战略公司保持严密集中的组织控制以确保效率不同,进攻型战略公司的创新型业务使得其在运营上需要采取灵活的管理和控制模式,无法使用行业内成熟的标准化流程去规范高管行为。因此,进攻型战略公司的内部控制有效性不高(Bentley-Goode 等,2017)^[15]。而内部控制有效性直接影响公司信息披露质量和高管信息优势程度(陈作华和方红星,2019)^[11]。高管是公司经营的“掌舵人”、信息披露的实施者和控制者,对公司信息披露的内容以及对披露内容的解释拥有自由裁量权。进攻型战略公司较弱的内部控制使得高管权力膨胀,其利用和操纵公司特质信息的概率更高、空间更大,进而造成“内部人”与“外部人”之间的信息鸿沟。基于以上三点考虑,本文认为相对于防御型战略公司,进攻型战略公司的信息不对称程度更高,这将刺激高管“浑水摸鱼”,进行机会主义减持。

(2)投资者情绪效应。基于行为金融理论的研究表明,高管可能利用投资者情绪而非私有信息进行反向交易(Jenter,2005^[42];Veenman,2013^[9];Cziraki 等,2021^[43])。在我国新兴加转型的资

本市场上,投资者结构畸形,中小投资者非常不成熟,很容易形成非理性的投资者情绪(王美今和孙建军,2004^[44];王海芳和张笑愚,2021^[45])。也有文献发现,在不确定性较高的情境下,投资者更可能产生非理性行为(黄虹等,2021^[46])。不同的战略类型会引致显著不同的投资者情绪,进而影响高管机会主义减持。相对于防御型战略公司,进攻型战略公司的高管更可能利用投资者乐观情绪做出机会主义减持决策。具体来讲,进攻型战略公司热衷于创新和新市场开拓等高风险性活动,是一种积极进取型战略,有利于公司建立竞争优势并获取潜在优异经营绩效(Tang等,2011^[47];王百强等,2018^[29]),进而为权益投资者带来潜在超额回报,这将吸引大量投资者关注和涌入,推高进攻型战略公司的投资者情绪。同时,进攻型战略公司在扩张过程中频频发生增资配股、兼并收购、重大资产重组等资本运作活动,这些活动往往使进攻型战略公司成为市场炒作热点。潘红波等(2019)^[48]发现,高管会利用并购进行减持套利行为。在我国不成熟的新兴加转型的资本市场中,交易主体是相对缺乏专业知识和经验的散户投资者,他们对进攻型战略公司取得巨大成功充满乐观预期,高估其带来的潜在收益,低估风险。在过度乐观收益预期和市场炒作下,进攻型战略公司的乐观投资者情绪高涨,股价被高估(花贵如等,2021)^[49],刺激高管进行机会主义减持。在乐观投资者情绪下,进攻型战略公司的高管面临两种选择:一种是继续持有股票,等待进攻型战略带来的未来潜在超额收益,但也需要承受进攻型战略带来的未来极端损失风险;另一种是利用投资者乐观情绪通过机会主义减持获取当前确定的超额收益。根据前景理论,进攻型战略公司的高管在面对确定收益和持有进攻型战略公司股票的未来不确定回报时,更可能忘记“公司战略初心”,从风险偏好转变为风险规避,产生“见好就收”、“百鸟在林,不如一鸟在手”和“落袋为安”的心理,通过择机抛售股票,提前实现预期收益,尽管进攻型战略可能带来更大的未来潜在超额收益。陈维和吴世农(2013)^[50]基于行为金融的“前景理论”解释了创业板公司的高管和大股东在公司业绩蒸蒸日上时仍减持套现的现象,验证了A股市场的确存在高管从“风险偏好”转向“风险规避”的“偏好逆转”的心理偏差(Kahneman和Tversky,1979)^[51]。因此,相对于防御型战略公司的高管,进攻型战略公司的高管更有可能利用投资者情绪进行机会主义减持。

综上,提出以下假设:

H₁:公司战略越激进,越可能发生高管机会主义减持。

H₂:公司战略越激进,信息不对称越严重,越可能发生高管机会主义减持。

H₃:公司战略越激进,投资者情绪越高涨,越可能发生高管机会主义减持。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文选取2009—2019年沪深A股上市公司为初始样本,为了实证结果的有效性,对样本数据筛选步骤如下:剔除金融和保险类上市公司样本;剔除数据缺失的样本;剔除“ST”“PT”的样本;剔除净资产为负的样本;剔除上市时间不满一年的样本。对于高管减持交易,本文剔除大宗交易和协议转让类型的交易,因为这两种类型的股票交易受到更严格的法律约束和监管部门关注,且受让方往往是专业机构,机会主义减持可能性较低;最终获得18228家公司-年度观测值。为降低异常值对结论的影响,对连续变量进行上下1%缩尾处理。高管二级市场减持数据来自CNRDS数据库,其他公司财务和治理数据均来自CSMAR。

2. 模型设计

为了检验公司战略对高管机会主义减持的影响,借鉴罗宏和黄婉(2020)^[4]的研究,本文构建如下多元回归模型:

$$IT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CS_{it} + \sum CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, *IT* 代表高管机会主义减持,是被解释变量; *CS* 代表公司战略,是核心解释变量; *CONTROLS* 代表一组控制变量; *YEAR* 代表年度虚拟变量; *INDUS* 代表行业虚拟变量; ε 是残差项; α 是系数; *i* 代表公司, *t* 代表年份。

3. 变量定义

(1)核心解释变量:公司战略(*CS*)。借鉴 Bentley 等(2013)^[12]、王化成等(2016)^[13]的研究,首先利用公司财务数据,从六个不同维度刻画公司战略:公司开发和研制新产品的力度,用无形资产净额与销售收入的比值衡量;公司生产、销售和服务效率,用员工人数与销售收入的比值衡量;公司销售收入历史增长速度,用销售收入增长率衡量;公司对于新市场开拓的力度,用销售费用和管理费用之和与销售收入之比衡量;组织稳定性,用公司过去五年员工人数的标准差衡量;资本密集度,用固定资产与总资产之比衡量。然后,计算这六个维度过去五年的移动平均值,再将五年移动平均值按照年度-行业从小到大排序并平均分为五组。接着,对上述分组赋分。对于前五个维度,每个维度中的最小组赋1分,次小组赋2分,以此类推,最大组赋5分。而第六个维度,将最小组赋5分,次小组赋4分,以此类推,最大组赋1分。最后,按照公司-年度将战略的六个维度的得分相加,得到每个公司-年度的战略得分,取值范围在6~30分之间。公司战略得分越大,表明公司战略越激进。

(2)被解释变量:高管机会主义减持(*IT*)。该指标包含两个子指标,分别是高管机会主义减持金额(*SELLA*)和高管机会主义减持次数(*SELLT*)。借鉴罗宏和黄婉(2020)^[4]的研究,将高管减持区分为机会主义减持和常规减持。已有研究表明,减持超额收益是高管利用信息优势进行机会主义减持的重要量化表征和间接证据(朱茶芬等,2011)^[52]。理论上讲,如果高管没有利用信息优势进行机会主义减持,个股累计异常回报率在减持前后应该无异常波动。反之,当高管利用信息优势进行机会主义减持后,个股应该呈现出显著较低的累计异常收益率。因此本文通过考察高管每一笔减持交易前后个股累计异常收益率的变化来判断它是机会主义减持还是常规减持。具体来讲,参考吴育辉和吴世农(2010)^[53]的做法,运用事件研究法,采用市场调整模型计算其减持前30天的累计异常回报率和减持后30天的累计异常回报率。如果减持前30天的累计异常回报率大于减持后30天的累计异常回报率,则认为该笔减持交易为机会主义减持,否则为常规减持。利用该方法,本文对样本期间57527次高管减持交易进行了逐一识别,其中21698次为常规减持,35829次为机会主义减持。而后,将机会主义减持次数和金额在公司-年度层面汇总,得到高管机会主义减持金额(*SELLA*)和高管机会主义减持次数(*SELLT*)。

(3)控制变量(*CONTROLS*)。借鉴罗宏和黄婉(2020)^[4]、陈作华和方红星(2019)^[11]的研究,在模型(1)中加入了控制变量。

具体变量名称和变量定义如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>SELLA</i>	机会主义减持金额	见前文
	<i>SELLT</i>	机会主义减持次数	见前文
解释变量	<i>CS</i>	公司战略	见前文
控制变量	<i>SIZE</i>	公司规模	总资产的自然对数
	<i>LEV</i>	资产负债率	总负债与总资产之比
	<i>OC</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>IDR</i>	独董比例	独立董事人数与董事会总人数之比
	<i>AGE</i>	公司年龄	当期年份与公司上市年份之差

续表 1

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
控制变量	<i>ROA</i>	总资产收益率	净利润与总资产之比
	<i>SOE</i>	股权性质	当公司为国企时取值为 1, 否则为 0
	<i>AQ</i>	审计质量	当公司聘请“四大”时取 1, 否则取 0
	<i>INSTI</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持有的上市公司股票占流通股的比例
	<i>COMP</i>	高管薪酬	管理层薪酬总额的自然对数
	<i>CD</i>	现金股利	如果当年发放现金股利取值为 1, 否则为 0
	<i>LSD</i>	送转数量	送转数量之和的自然对数
	<i>AF</i>	分析师跟踪	分析师跟踪人数的自然对数
	<i>INDUS</i>	行业虚拟变量	根据证监会行业分类(2012)设置虚拟变量
	<i>YEAR</i>	年度虚拟变量	根据样本年度区间设置虚拟变量

4. 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。由表 2 可知,在样本期间内,高管机会主义减持次数和金额的中位数均为 0,说明 A 股上市公司中有很大一部分并未发生高管机会主义减持,说明整体上我国资本市场发展良好。但是机会主义减持金额(*SELLA*)的最大值为 19.41,最小值为 0,均值为 3.186,标准差为 6.145;机会主义减持次数(*SELLT*)的最大值为 2.708,最小值为 0,极差为 2.708,均值为 0.289,标准差为 0.618,说明上市公司间高管机会主义减持行为存在较大差异,高管机会主义减持可能集中在某些特征的上市公司上。公司战略的均值和中位数分别为 19.03 和 19,数值相差不大,说明 A 股上市公司倾向于实施“见风使舵”的分析型战略。但公司战略的最大值和最小值分别为 27 和 10,极差为 17,标准差为 3.817,表明不同公司间的战略激进程度具有较大差异。其他控制变量的描述性统计结果,与已有文献基本一致(罗宏和黄婉,2020)^[4]。

表 2 主要变量描述性统计

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>SELLA</i>	3.186	0.000	6.145	0.000	19.410	18228
<i>SELLT</i>	0.289	0.000	0.618	0.000	2.708	18228
<i>CS</i>	19.030	19.000	3.817	10.000	27.000	18228
<i>SIZE</i>	22.380	22.250	1.306	19.410	26.210	18228
<i>LEV</i>	0.480	0.482	0.208	0.0680	0.984	18228
<i>OC</i>	34.160	31.800	15.01	8.380	74.300	18228
<i>IDR</i>	0.372	0.333	0.053	0.308	0.571	18228
<i>AGE</i>	17.870	18.000	5.013	8.000	31.000	18228
<i>ROA</i>	0.0310	0.030	0.064	-0.291	0.204	18228
<i>SOE</i>	0.503	1.000	0.500	0.000	1.000	18228
<i>AQ</i>	0.056	0.000	0.230	0.000	1.000	18228
<i>INSTI</i>	0.475	0.491	0.218	0.009	0.901	18228
<i>COMP</i>	15.250	15.250	0.799	13.120	17.290	18228
<i>CD</i>	0.662	1.000	0.473	0.000	1.000	18228
<i>LSD</i>	1.965	0.000	5.850	0.000	20.680	18228
<i>AF</i>	1.438	1.386	1.187	0.000	3.784	18228

四、实证结果与分析

1. 公司战略与高管机会主义减持的回归结果

为检验假设 H_1 , 即公司战略越激进, 越可能发生高管机会主义减持。利用模型 (1) 进行回归, 结果如表 3 所示。其中, 表 3 列 (1) 和列 (2) 中的被解释变量为高管机会主义减持金额 (*SELLA*), 列 (3) 和列 (4) 中的被解释变量为高管机会主义减持次数 (*SELLT*), 各列的解释变量均为公司战略 (*CS*)。另外, 表 3 列 (1) 和列 (3) 未加入控制变量, 列 (2) 和列 (4) 加入了所有控制变量。从表 3 各列的回归结果可以看出, 无论是否加入控制变量, 公司战略 (*CS*) 的回归系数均在 1% 水平上显著为正, 说明公司战略越激进, 越可能发生高管机会主义减持, 且机会主义减持次数更多, 机会主义减持金额也更大。假设 H_1 得证。控制变量无异常。

表 3 公司战略与高管机会主义减持

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>	<i>SELLT</i>
<i>CS</i>	0.1497*** (12.61)	0.0566*** (5.18)	0.0141*** (11.82)	0.0051*** (4.61)
<i>SIZE</i>		-0.3360*** (-6.49)		-0.0333*** (-6.29)
<i>LEV</i>		-1.2795*** (-5.05)		-0.1191*** (-4.60)
<i>OC</i>		0.0044 (1.25)		0.0002 (0.66)
<i>IDR</i>		-2.2879*** (-2.97)		-0.2392*** (-3.04)
<i>AGE</i>		-0.1604*** (-16.69)		-0.0154*** (-15.75)
<i>ROA</i>		-1.1436 (-1.47)		-0.0788 (-0.99)
<i>SOE</i>		-1.4999*** (-15.66)		-0.1404*** (-14.36)
<i>AQ</i>		-0.1753 (-0.93)		-0.0061 (-0.32)
<i>INSTI</i>		-6.2028*** (-22.91)		-0.5772*** (-20.88)
<i>COMP</i>		0.8633*** (12.50)		0.0819*** (11.62)
<i>CD</i>		0.2642** (2.56)		0.0244** (2.31)
<i>LSD</i>		0.0294*** (4.10)		0.0034*** (4.61)
<i>AF</i>		0.7784*** (16.59)		0.0762*** (15.89)
常数项	0.3374 (1.46)	2.1889* (1.80)	0.0204 (0.88)	0.2695** (2.17)
行业/年度	否	是	否	是
观测值	18228	18228	18228	18228
调整 R^2	0.009	0.214	0.008	0.189

注: 括号内为 t 值; **、* 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 下同

2. 稳健性检验

(1)改变高管机会主义减持衡量方法。前文依据高管减持前后30天累计异常回报率变化判定某笔交易是否属于机会主义减持,但30天的时间窗口可能使得累计异常回报率的计算受到高管减持带来的短期市场反应的干扰。为了排除这一疑虑,本文以交易前后60天为时间窗口,考察高管交易前后60天的累计异常回报率变化,重新划分机会主义减持和常规减持,并重新计算高管机会主义减持金额和次数。而后利用模型(1)重新回归,结果如表4所示。由表4列(1)和列(2)可知,无论是以高管机会主义减持金额(*SELLA60*)为被解释变量,还是以高管机会主义减持次数(*SELLT60*)为被解释变量,公司战略(*CS*)的回归系数均在1%水平上显著为正,说明战略越激进,高管越可能进行机会主义减持,且机会主义减持金额更大、次数更多。结论没有发生改变。

表4 改变高管机会主义减持衡量方法后的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>SELLA60</i>	<i>SELLT60</i>
<i>CS</i>	0.0607*** (5.59)	0.0058*** (5.22)
常数项	2.0512* (1.69)	0.2644** (2.15)
控制变量	控制	控制
行业/年度	是	是
观测值	18228	18228
调整 R ²	0.202	0.179

(2)改变公司战略衡量方式。在实证分析部分,本文并未划分战略类型,而是使用公司战略得分值直接参与回归分析。为了保证结论稳健性,引入进攻型战略虚拟变量(*PROS*)和防御型战略虚拟变量(*DEFE*)。当*CS* > 23时,*PROS*取值为1,否则为0;当*CS* < 13时,*DEFE*取值为1,否则为0。将模型(1)中的*CS*替换为*DEFE*和*PROS*后重新回归,结果如表5所示。由表5可知,在各模型中,*PROS*的回归系数均在1%水平上显著为正,而*DEFE*的回归系数为负但不显著。这说明改变公司战略衡量方法不影响本文结论。

表5 改变公司战略衡量方式后的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>PROS</i>	0.4757*** (3.87)	0.0392*** (3.13)
<i>DEFE</i>	-0.2364 (-1.19)	-0.0208 (-1.03)
常数项	3.3055*** (2.76)	0.3715*** (3.03)
控制变量	控制	控制
行业/年度	是	是
样本量	18228	18228
调整 R ²	0.213	0.189

(3)公司战略激进度变化的影响。文章认为公司战略越激进,高管越可能进行机会主义减持。如果本文的逻辑成立,那么当公司战略激进度发生变化时,高管机会主义减持也应该随之变化。为

为了更好的识别公司战略激进度变化与高管机会主义减持变化的因果关系,建立如下模型:

$$\Delta IT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CSU_{i,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, ΔIT 为高管机会主义减持变化,包括高管机会主义减持金额变化($\Delta SELLA$)和机会主义减持次数变化($\Delta SELLT$)两个变量。 $\Delta SELLA$ 为高管机会主义减持金额的一阶差分值, $\Delta SELLT$ 为高管机会主义减持次数的一阶差分值。 ΔCSU 为公司战略激进度向上变动,当公司当年的战略变得更加激进时取值为1,否则为0。其他变量与模型(1)相同。

将模型(1)中的 CS 替换为 ΔCSU , IT 分别替换为 $\Delta SELLA$ 和 $\Delta SELLT$ 后重新回归,结果如表6所示。由表6列(1)和列(2)可知,无论被解释变量是 $\Delta SELLA$ 还是 $\Delta SELLT$,公司战略激进度向上变动(ΔCSU)的回归系数均至少在10%水平上显著为正,说明当公司战略变得更激进时,高管机会主义减持也变得更强烈。表6的回归结果再次印证了本文假设。

表6 公司战略激进度变化的回归结果

变量	(1)	(2)
	$\Delta SELLA$	$\Delta SELLT$
ΔCSU	0.2535 ** (2.38)	0.0191 * (1.88)
常数项	-0.4688 (-0.32)	-0.0676 (-0.49)
控制变量	控制	控制
行业/年度	是	是
观测值	16225	16225
调整 R^2	0.020	0.022

(4)改变样本期间。为了规范上市公司董事、监事、高级管理人员的减持股份行为,促进证券市场长期稳定健康发展,证监会近年来频繁发布“减持新规”。特别是在2017年5月27日,证监会发布了《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》(简称“新规”),从减持数量、减持方式以及信息披露等方面对上市公司高管减持股份行为作出了更加严格的要求,号称史上最严。外部监管松紧度可能会影响到本文结论的稳定性。当外部监管环境宽松时,董监高进行机会主义减持更严重,故高管机会主义减持可能是受到外部宽松监管环境的驱动,而非公司战略。为了排除这一担忧,本文改变了样本区间,剔除了监管环境相对宽松的样本(2018年之前的样本),重新对模型(1)进行回归,结果如表7所示。由表7可知,无论被解释变量是高管机会主义减持金额($SELLA$)还是机会主义减持次数($SELLT$),公司战略(CS)的回归系数均在1%水平上仍然显著为正,结论无变化。

表7 改变样本期间后的回归结果

变量	(1)	(2)
	$SELLA$	$SELLT$
CS	0.1168 *** (4.99)	0.0119 *** (4.83)
常数项	-1.8294 (-0.63)	-0.0439 (-0.14)
控制变量	控制	控制

续表 7

变量	(1)	(2)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
行业/年度	是	是
观测值	4433	4433
调整 R ²	0.211	0.191

(5)内生性。由上文分析知,公司战略会显著影响高管机会主义减持,然而检验结果可能受到反向因果和遗漏变量两种内生性问题的影响。第一,反向因果。尽管公司战略对高管机会主义减持的影响在 1% 水平上显著,但是已有文献也表明高管机会主义减持也在一定程度上影响公司战略的制定。第二,遗漏变量问题。尽管模型中控制了许多重要的影响高管机会主义减持的因素,但是由于高管决策的复杂性,难免有一些因素被忽略。对于以上两种内生性问题,采用两方法解决:即工具变量法和滞后自变量法。第一,工具变量法,将行业年度公司战略均值(*CS_indus*)和滞后一期公司战略(*L_CS*)作为工具变量引入模型,应用两阶段最小二乘法对模型(1)重新估计,结果如表 8 所示。表 8 列(1)展示了第一阶段的回归结果,由列(1)知,滞后一期公司战略(*L_CS*)与公司战略(*CS*)显著正相关,行业年度公司战略均值(*CS_indus*)与公司战略(*CS*)也呈显著正相关。第一阶段的 F 值大于 10,且 p 值为 0.000,说明工具变量不是弱工具变量;过度识别检验的 p 值为 0.8871。总体而言,工具变量满足要求。在第二阶段回归中,用第一阶段得到的拟合公司战略(*CS_pre*)置换公司战略(*CS*)后,对模型(1)重新回归,结果如表 8 列(2)和列(3)所示,其中列(2)中的被解释变量为机会主义减持金额(*SELLA*),列(3)中的被解释变量为机会主义减持次数(*SELLT*)。由表 8 列(2)和列(3)可知,拟合公司战略(*CS_pre*)的回归系数均在 1% 水平上显著为正。第二,滞后自变量法,用滞后一期公司战略(*L_CS*)替换模型(1)中的公司战略(*CS*),重新对模型(1)回归,结果如表 9 所示。表 9 列(1)和列(2)显示,滞后一期公司战略(*L_CS*)的回归系数仍然在 1% 水平上显著为正。综上,在运用工具变量法和滞后自变量法控制了模型内生性后,本文的结论依然稳健。

表 8 解决内生性——工具变量法

变量	(1)	(2)	(2)
	第一阶段	第二阶段	第二阶段
	<i>CS</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>CS_indus</i>	0.4460*** (6.96)		
<i>L_CS</i>	0.8962*** (264.51)		
<i>CS_pre</i>		0.0569*** (4.67)	0.0058*** (4.74)
常数项	-7.8301*** (-6.11)	2.3413 (1.36)	0.1351 (0.79)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是
观测值	16844	16844	16844
调整 R ²	0.819	0.188	0.167
弱工具变量	F 值大于 10(p 值为 0.000)		
过度识别	0.8871(p 值)		

表 9 解决内生性——滞后自变量法

变量	(1)	(2)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>L_CS</i>	0.0511*** (4.67)	0.0052*** (4.77)
常数项	1.0525 (0.87)	0.1133 (0.94)
控制变量	控制	控制
行业/年度	是	是
观测值	16844	16844
调整 R ²	0.188	0.167

(6) 自选择偏差问题。由于战略是公司根据自身资源状况等选择的结果,一些不可观测的因素可能同时影响公司战略和高管机会主义减持,产生自选择偏差问题。借鉴张霁若和杨金凤(2020)^[54]的研究,本文使用 Heckman 两阶段解决该问题。在第一阶段中,首先设置公司战略虚拟变量 *PROS*,当公司战略得分大于 23 时,取值为 1,否则为 0。然后采用 Probit 模型估计公司战略类型并计算逆米尔斯比率(*IMR*)。其中 Probit 模型中纳入了一系列影响公司战略选择的控制变量,包括两职合一(*DUAL*)、CEO 年龄(*EAGE*)、CEO 性别(*GENDER*)、经营现金流(*OCF*)、管理层持股(*MS*)、高管薪酬(*MP*)、公司规模(*SIZE*)、资产负债率(*LEV*)、公司年龄(*AGE*)、净资产收益率(*ROE*)、股权集中度(*OC*)。第一阶段的回归结果如表 10 列(1)所示。在第二阶段中,将第一阶段计算得到的逆米尔斯比率(*IMR*)作为控制变量加入模型(1)后回归,结果如表 10 列(2)和列(3)所示。由表 10 列(2)和列(3)可知,公司战略(*CS*)和逆米尔斯比率(*IMR*)的回归系数均在 1% 水平上显著,说明在控制自选择偏差后,本文结论依然有效。

表 10 Heckman 两阶段模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>PROS</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>CS</i>		0.047*** (4.25)	0.004*** (3.70)
<i>IMR</i>		-7.290*** (-14.48)	-0.721*** (-14.48)
常数项	-1.094*** (-3.17)	15.835*** (10.30)	1.618*** (10.29)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是
观测值	17823	17823	17823
伪 R ² /调整 R ²	0.0199	0.225	0.201

3. 公司战略影响高管机会主义减持的机制检验

上述分析并证实了公司战略激进会导致高管更大的机会主义减持金额和更多的机会主义减持次数。在理论分析部分,本文认为公司战略激进会沿着两条路径影响高管机会主义减持:信息不对称和投资者情绪。接下来,借鉴温忠麟等(2004)^[55]的中介检验方法,利用模型(1)、模型(3)和模型(4),实证检验信息不对称和投资者情绪是否是公司战略激进度影响高管机会主义减持的中介

机制。

$$IA_{i,t}/IS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CS_{i,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$IT_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CS_{i,t} + \gamma_2 IA_{i,t}/IS_{i,t} + \sum CONTROLS_{i,t} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, IA 为信息不对称, IS 为投资者情绪, 其他变量与模型(1)中相同。信息不对称(IA): 选取可操控性应计盈余管理程度衡量信息不对称。参考 Dechow 和 Dichev (2002)^[56] 的方法, 利用模型(5)计算可操控性应计盈余管理水平。

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \delta_0 + \delta_1 \frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \delta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \delta_3 \frac{CFO_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} + \delta_4 \frac{CFO_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \delta_5 \frac{CFO_{i,t+1}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $TA_{i,t}$ 是总应计项目, 等于营业利润与经营活动现金流净额之差; $A_{i,t-1}$ 是上期总资产; $\Delta REV_{i,t}$ 是营业收入增长额; $PPE_{i,t}$ 是固定资产净额; $CFO_{i,t-1}$ 、 $CFO_{i,t}$ 和 $CFO_{i,t+1}$ 分别为上期经营活动现金流净额、当期经营活动现金流净额和未来一期经营活动现金流净额; i 表示公司, t 表示年份; ε 为残差。利用模型(5)回归后得到残差, 即为可操控性应计盈余管理水平。将残差取绝对值, 即得到可操控性应计盈余管理程度。可操控性应计盈余管理程度越高, 信息不对称程度越大。投资者情绪(IS): 借鉴花贵如等(2021)^[49] 的研究, 使用分解托宾 Q 的方法测度公司层面的投资者情绪。该测度方法的基本原理: 公司市场价值托宾 Q 一方面取决于公司经营的基本面; 另一方面也取决于投资者情绪导致的错误定价。剔除基本面价值后即为企业情绪导致的价值偏误。首先利用模型(6)做公司市场价值($TOBINQ$)对代表公司基本面的四个变量(盈利能力、销售收入增长率、资产负债率、公司规模)的线性回归(模型中加入了年度和行业虚拟变量), 然后求出模型(6)的残差并用其作为公司层面投资者情绪(IS)的代理变量。

$$TOBINQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 GROWTH_{it} + \beta_3 SIZE_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \sum YEAR + \sum INDUS + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, $TOBINQ$ 为公司市场价值, $GROWTH$ 为销售收入增长率, 其他变量与模型(1)相同。

(1) 信息不对称机制检验。按照中介效应检验步骤, 第一步, 利用模型(1)做公司战略(CS)对高管机会主义减持(IT)的回归, 结果如表 11 列(1)和列(2)所示, 无论以机会主义减持金额($SELLA$)还是以机会主义减持次数($SELLT$)为被解释变量, 公司战略(CS)的回归系数均在 1% 水平上显著为正。第二步, 利用模型(3)检验公司战略(CS)对信息不对称(IA)的影响, 结果如表 11 列(3)所示。由表 11 列(3)知, 公司战略(CS)的回归系数为 0.0006, 在 1% 水平上显著为正, 说明公司战略越激进, 信息不对称程度越高。第三步, 将信息不对称(IA)纳入模型 1(如模型 4 所示)后重新回归, 结果如表 11 列(4)和列(5)所示, 其中列(4)的被解释变量是高管机会主义减持金额($SELLA$), 列(5)的被解释变量是高管机会主义减持次数($SELLT$)。由表 11 列(4)和列(5)可知, 信息不对称(IA)和公司战略(CS)的系数均至少在 5% 水平上显著为正, 且公司战略的系数均有下降。综合表 11 的回归结果可知, 信息不对称在公司战略激进度影响高管机会主义减持中起部分中介作用, 即公司战略越激进, 信息不对称越严重, 越可能发生高管机会主义减持。假设 H_2 得证。

表 11 信息不对称机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>	<i>IA</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>CS</i>	0.0488 *** (4.21)	0.0038 *** (3.26)	0.0006 *** (5.98)	0.0476 *** (4.10)	0.0037 *** (3.16)
<i>IA</i>				1.8436 ** (2.12)	0.1771 ** (2.03)

续表 11

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>	<i>IA</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
常数项	2.1721* (1.69)	0.2584** (2.00)	0.1459*** (12.39)	1.9031 (1.47)	0.2326* (1.79)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是	是
观测值	15803	15803	15803	15803	15803
调整 R ²	0.210	0.184	0.095	0.210	0.185

(2)投资者情绪机制检验。按照中介效应检验步骤,第一步,利用模型(1)做公司战略(*CS*)对高管机会主义减持(*IT*)的回归,结果如表12列(1)和列(2)所示,无论以机会主义减持次数(*SELLT*)还是以机会主义减持金额(*SELLA*)为被解释变量,公司战略(*CS*)的回归系数都在1%水平上显著为正。第二步,利用模型(3)检验公司战略(*CS*)对投资者情绪(*IS*)的影响,结果如表12列(3)所示。由表12列(3)知,公司战略(*CS*)的回归系数为0.0265,在1%水平上显著为正,说明公司战略越激进,个股投资者情绪越高。第三步,将投资者情绪(*IS*)纳入模型1(如模型4所示)后重新回归,结果如表12列(4)和列(5)所示,其中列(4)的被解释变量是高管机会主义减持金额(*SELLA*),列(5)的被解释变量是高管机会主义减持次数(*SELLT*)。对比表12列(1)和列(4)可知,当中介变量投资者情绪(*IS*)加入模型(1)后,公司战略(*CS*)、投资者情绪(*IS*)的回归系数均在1%水平上显著为正。但公司战略(*CS*)的系数和t值都显著下降(*CS*的系数由0.0599下降到0.0549,t值由5.26下降到4.81),说明投资者情绪在公司战略影响高管机会主义减持金额中起到了非常强的部分中介作用;同样,对比表12列(2)和列(5),当中介变量投资者情绪(*IS*)加入模型(1)后,公司战略(*CS*)、投资者情绪(*IS*)的回归系数均在1%水平上显著为正。但公司战略(*CS*)的系数和t值都显著下降(*CS*的系数由0.0055下降到0.0049,t值由4.72下降到4.22),说明投资者情绪在公司战略激进度影响高管机会主义减持次数中也起到了部分中介作用。综合表12的回归结果可以得出结论:投资者情绪在公司战略激进度影响高管机会主义减持中起到非常强的部分中介作用,即公司战略越激进,投资者情绪越高涨,越可能发生高管机会主义减持。假设H₃得证。

表 12 投资者情绪机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>	<i>IS</i>	<i>SELLA</i>	<i>SELLT</i>
<i>CS</i>	0.0599*** (5.26)	0.0055*** (4.72)	0.0265*** (11.64)	0.0549*** (4.81)	0.0049*** (4.22)
<i>IS</i>				0.1868*** (4.90)	0.0215*** (5.50)
常数项	2.3586* (1.81)	0.2871** (2.16)	0.1562 (0.60)	2.3294* (1.79)	0.2838** (2.13)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是	是
观测值	17178	17178	17178	17178	17178
调整 R ²	0.216	0.191	0.114	0.217	0.192

4. 异质性检验

(1) 基于行业异质性的检验。公司所处的行业不同,其战略激进程度以及战略激进的表现方式都存在显著差异,进而导致公司战略激进度与高管机会主义减持之间的关系呈现出行业差异。相对于传统行业,战略性新兴行业中的公司往往选择更加激进的战略,其表现形式主要是较高的创新水平。该行业中的公司成长性高,发展空间大,未来前景好。但较高的创新水平也带来了更大的代理冲突、更严重的信息不对称、更高的市场非理性和更高的经营不确定性,高管更可能进行机会主义减持。而传统行业中的公司起步早,发展时间较长,已处于成熟期,往往选择防御型战略。即使选择激进型战略,也往往是基于现有产品进行杠杆式市场扩张,其创新水平低,增长潜力小。故投资者对传统行业中战略激进型公司的认识较为深入,信息不对称程度更低,投资者更理性,估值也较为合理。故高管利用信息不对称和投资者情绪进行机会主义减持的空间较小。综上,公司战略激进度与高管机会主义减持的关系可能在战略性新兴行业中更强。借鉴孙早和肖利平(2015)^[57]的行业划分标准,本文将样本划分为战略性新兴行业样本和传统行业样本,然后利用模型(1)重新进行回归,结果如表13所示。表13列(1)和列(3)是基于战略性新兴行业样本的回归结果,列(2)和列(4)是基于传统行业样本的回归结果。表13中的解释变量均为公司战略(CS),列(1)和列(2)中的被解释变量为高管机会主义减持金额(SELLA),列(3)和列(4)中的被解释变量是高管机会主义减持次数(SELLT)。由表13列(1)和列(2)可知,公司战略(CS)的回归系数在列(1)中为正,且在1%水平上显著,而在列(2)中为正但不显著,这说明公司战略激进度对高管机会主义减持的影响主要存在于战略性新兴行业中。同样,对比表13列(3)和列(4)可知,公司战略激进度对高管机会主义减持次数的影响也主要存在于战略性新兴行业中。

表 13 行业差异、公司战略与高管机会主义减持

变量	高管机会主义减持金额 (SELLA)		高管机会主义减持次数 (SELLT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	战略性新兴产业	传统行业	战略性新兴产业	传统行业
CS	0.1032*** (5.80)	0.0057 (0.43)	0.0099*** (5.37)	-0.0000 (-0.00)
常数项	4.7149** (2.27)	2.2202 (1.56)	0.5782*** (2.68)	0.2003 (1.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是
观测值	8801	9427	8801	9427
调整 R ²	0.226	0.149	0.197	0.136
系数差异检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000

(2) 基于机构投资者持股比例异质性的分析。理论分析表明,公司战略越激进,信息不对称程度越高、投资者情绪越高涨,进而高管越可能进行机会主义减持。这一逻辑链条成立的基本前提是我国资本市场仍是以“散户”为主体的不成熟的资本市场。一方面,“散户”在实地调研、获取和分析信息方面的知识和经验不足,信息挖掘能力弱。且由于持股较少,“散户”没有动机参与公司治理,对上市公司的监督动力不足;另一方面,“散户”往往寄希望于“搭便车”,人云亦云,交易投机性强,加剧了市场非理性程度。因此,“散户”投资者越多的公司,高管越有机会进行机会主义减持。已有研究表明,机构投资者由于持股较多、具有专业的知识技能,有动力和能力参与公司治理,进行信息挖掘,进而提升公司信息披露水平,降低信息不对称(陈诣之和潘敏,2022)^[58]。同时,机构投资者更关注公司基本面,表现出理性投资(吕江林和李兴,2017)^[59]。总之,机构投资者有动机和能

力抑制高管机会主义减持,以避免自身利益受到损害。据此,本文认为公司战略激进度与高管机会主义减持之间的关系可能在机构投资者持股比例上存在差异。本文按照机构投资者持股比例是否大于年度行业中位数,将样本划分为高机构投资者持股比例样本和低机构投资者持股比例样本,利用模型(1)分别重新进行回归,结果如表 14 所示。表 14 列(1)和列(3)是基于高机构投资者持股比例样本的回归结果,列(2)和列(4)是基于低机构投资者持股比例样本的回归结果。表 14 中的解释变量均为公司战略(CS),列(1)和列(2)中的被解释变量为高管机会主义减持金额(SELLA),列(3)和列(4)中的被解释变量是高管机会主义减持次数(SELLT)。由表 14 列(1)和列(2)可知,公司战略(CS)的回归系数均显著为正,但系数差异检验的 p 值为 0.062,这说明公司战略激进度对高管机会主义减持的显著正向影响在低机构投资者持股比例的样本中更强。对比表 14 列(3)和列(4)可知,公司战略激进度对高管机会主义次数的影响在高机构投资者持股比例样本和低机构投资者持股比例样本中都显著存在,且并不存在显著差异。

表 14 机构投资者持股比例、公司战略与高管机会主义减持

变量	高管机会主义减持金额(SELLA)		高管机会主义减持次数(SELLT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高持股比例	低持股比例	高持股比例	低持股比例
CS	0.0259* (1.87)	0.0667*** (3.90)	0.0032** (2.32)	0.0050*** (2.85)
常数项	3.7178** (2.50)	2.8388 (1.39)	0.3188** (2.13)	0.4682** (2.23)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是
观测值	9054	9174	9054	9174
调整 R ²	0.133	0.225	0.123	0.198
系数差异检验 p 值	0.062		0.411	

(3)基于媒体关注异质性的检验。随着互联网的深入发展与普及,媒体在资本市场中发挥着越来越重要的作用。综合已有文献,媒体关注具有“信息传递”和“投资者情绪渲染”功能(熊艳等,2014)^[60]。基于媒体信息传递功能的研究表明,客观真实中立的媒体报道有利于促进公司特质信息传播,减少信息不对称,提升资本市场信息效率。但当媒体报道与真实情况存在较大偏差时,也会误导投资者,降低资本市场信息效率。基于媒体的投资者情绪渲染的研究表明,媒体报道会增加投资者对公司的过度关注,推高投资者情绪,促进投资者非理性交易行为产生。公司战略越激进,信息不对称程度越高,公司更可能报喜不报忧。某些媒体可能会断章取义,过度夸大公司好消息。由此,媒体关注不仅放大了信息不对称,而且会增加投资者对公司股票的注意力,进一步推高投资者情绪。据此,本文认为,媒体关注可能会起到“推波助澜”的作用,加剧公司战略激进度对高管机会主义减持的显著正向影响。为了检验该推断,本文按照公司媒体关注是否大于行业年度中位数将样本划分为高媒体关注样本和低媒体关注样本,利用模型(1)分别重新进行回归分析,结果如表 15 所示。表 15 列(1)和列(3)是基于高媒体关注样本的回归结果,列(2)和列(4)是基于低媒体关注样本的回归结果。表 15 中的解释变量均为公司战略(CS),列(1)和列(2)中的被解释变量为高管机会主义减持金额(SELLA),列(3)和列(4)中的被解释变量是高管机会主义减持次数(SELLT)。由表 15 列(1)和列(2)可知,公司战略(CS)的回归系数均显著为正,但系数差异检验的 p 值为 0.01,这说明公司战略激进度对高管机会主义减持金额的显著正向影响在高媒体关注的样本中更

强。同样,对比表 15 列(3)和列(4)可知,公司战略激进度对高管机会主义次数的影响在高媒体关注样本中显著为正,但在低媒体关注的样本中不显著,且系数差异检验的 p 值为 0.002,说明公司战略激进度对高管机会主义减持次数的显著正向影响主要存在于高媒体关注公司。

表 15 媒体关注、公司战略与高管机会主义减持

变量	高管机会主义减持金额 (<i>SELLA</i>)		高管机会主义减持次数 (<i>SELLT</i>)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高媒体关注	低媒体关注	高媒体关注	低媒体关注
CS	0.0869*** (6.25)	0.0309* (1.83)	0.0087*** (5.94)	0.0020 (1.16)
常数项	1.3310 (0.86)	1.9775 (1.03)	0.1938 (1.20)	0.2441 (1.26)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是
观测值	8956	9080	8956	9080
调整 R ²	0.267	0.183	0.236	0.165
系数差异检验 p 值	0.010		0.002	

五、进一步分析

1. 区分不同职位层级的机会主义减持

关于哪个职位层级的高管更可能进行机会主义交易的研究并没有取得一致结论:信息层级假说认为,高级管理人员是公司战略的直接执行者,对公司的各项业务更熟悉,掌握更多一手的有关公司投资、融资、供销、人事、研发等方面的信息,对公司的经营状态和未来经营前景拥有更多更准的预期和估计(Seyhun,1986)^[61]。尽管董事会、监事会具有监督决策权,但其信息来源主要来自高级管理人员的汇报,信息获取相对滞后。且在董监-高级管理人员的委托代理关系下,董事和监事获取的经营信息可能会发生扭曲。公司战略越激进,经营上越复杂,高级管理人员比董事和监事拥有更有效的信息优势。因此,从“信息层级假说”来看,公司战略激进对高级管理人员机会主义减持的影响更强;但“监管假说”却认为,虽然高级管理人员有更多的公司经营信息,但是其受到更强的内外部监管(Fidrmuc等,2006)^[62]。在公司内部,高级管理人员受到董事和监事的监督。在公司外部,高级管理人员比董事和监事更加暴露于资本市场的监管之下。公司战略越激进,投资者情绪越高,公司可能受到更多来自投资者、分析师和监管部门的关注,其机会主义减持成本更大。因此,从监管假说看,公司战略激进度对高级管理人员机会主义减持的影响应该不显著,而对董事和监事机会主义减持的影响显著。那么,公司战略激进度对不同职位层级的高管机会主义减持行为的影响是否有所不同?本文将高管细分为董事、监事和高级管理人员,并将高管机会主义减持次数和金额在公司-年度-职位层级上进行汇总,得到董事机会主义减持次数(*DSELLT*)和机会主义减持金额(*DSELLA*)、监事机会主义减持次数(*JSELLT*)和机会主义减持金额(*JSELLA*)、高级管理人员机会主义减持次数(*GSELLT*)和机会主义减持金额(*GSELLA*)变量。使用模型(1)进行回归,结果如表 16 所示。

表 16 公司战略对不同职位层级高管机会主义减持影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>DSELLA</i>	<i>JSELLA</i>	<i>GSELLA</i>	<i>DSELLT</i>	<i>JSELLT</i>	<i>GSELLT</i>
CS	0.0439*** (4.46)	0.0171*** (2.90)	0.0060 (1.55)	0.0037*** (4.26)	0.0011** (2.39)	0.0003 (1.37)

续表 16

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>DSELLA</i>	<i>JSELLA</i>	<i>GSELLA</i>	<i>DSELLT</i>	<i>JSELLT</i>	<i>GSELLT</i>
常数项	5.0253 *** (4.59)	0.1685 (0.26)	0.1056 (0.24)	0.4959 *** (5.17)	0.0591 (1.19)	0.0148 (0.61)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年度	是	是	是	是	是	是
观测值	18228	18228	18228	18228	18228	18228
调整 R ²	0.179	0.061	0.034	0.157	0.055	0.031

由表 16 可知,总体上来看,公司战略与高管机会主义减持之间呈正相关关系。分职位层级看,表 16 列(1)、列(2)、列(4)、列(5)中,公司战略(CS)的回归系数均至少在 5% 水平上显著为正,说明公司战略激进度能够显著影响董事和监事的机会主义减持金额和次数。而表 16 列(3)和列(6)中的公司战略(CS)的回归系数虽然为正,但不显著,说明战略激进度对高级管理人员的机会主义减持金额和次数的没有显著影响。整体上看,公司战略激进度对高管机会主义减持的显著正向影响主要体现在董事和监事机会主义减持上。

2. 高管减持获利能力

以上理论和实证结果表明,公司战略激进度会显著增加高管的机会主义减持行为,包括机会主义减持金额和次数。本部分进一步考察公司战略激进度能否提高高管机会主义减持的获利水平或者帮助高管规避更多损失。具体而言,借鉴 Huddart 和 Ke(2007)^[63],本文引入了机会主义减持获利水平(*PROFIT*)变量,该变量的构建过程如下:首先,对于每一笔机会主义减持交易,其获利水平等于减持后 30 天内的累计异常回报率乘以机会主义减持金额(如果为负,则代表规避的损失额,求绝对值);然后,将高管每一笔机会主义减持交易的获利水平在公司一年度层面进行汇总,并取对数。将模型(1)中的被解释变量替换为 *PROFIT* 后进行回归,结果如表 17 所示。由表 17 列(1)和列(2)可知,无论是否加入控制变量,公司战略的回归系数均在 1% 水平上显著为正,表明公司战略越激进,则高管越能够在机会主义减持中获取更大的超额收益或者规避更多的财富损失。

表 17 公司战略与高管机会主义减持获利能力

变量	(1)	(2)
	<i>PROFIT</i>	<i>PROFIT</i>
CS	0.1262 *** (12.81)	0.0493 *** (5.45)
常数项	0.1840 (0.96)	1.7811 * (1.77)
控制变量	未控制	控制
行业/年度	否	是
观测值	18228	18228
调整 R ²	0.009	0.218

六、结论、启示与研究展望

1. 结论

随着股权激励的广泛运用和全流通时代的到来,高管能够买卖自家公司的股票。高管减持股

票一方面能够向市场传递公司层面特质信息,提高市场运行效率,另一方面也可能使高管凭借信息优势谋取超额收益。在我国新兴加转型的资本市场中,高管股票减持的正向效应有限,大多是为了牟取超额收益或规避损失。高管机会主义减持成为影响资本市场平稳健康发展的一大毒瘤。治理高管机会主义减持刻不容缓,而治理的基础是探究并明晰影响高管机会主义减持的因素及其机制。

本文利用2009—2019年沪深A股上市公司数据,实证检验了公司战略对高管机会主义减持的影响及其机制,主要结论如下:公司战略越激进,越可能发生高管机会主义减持,且机会主义减持次数更多、金额更大;究其原因,公司战略激进度加剧了信息不对称并推动了投资者情绪非理性高涨。截面检验表明,战略性新兴行业中的公司战略激进度对高管机会主义减持的影响更甚,机构投资者持股比例能够抑制战略激进度对高管机会主义减持的影响,但媒体关注会显著加剧战略激进度对高管机会主义减持的显著正向影响。进一步研究发现,公司战略激进度对不同类型的高管机会主义减持也存在差异,对董事和监事机会主义减持的影响显著强于高级管理人员;公司战略激进度显著增强了高管机会主义减持的获利能力。

2. 启示

本文的启示:(1)本文发现公司战略激进度会显著影响高管在二级市场上的机会主义减持金额与次数,为高管带来更多超额收益。这些关系在战略性新兴产业中更强。因此,资本市场参与者要充分重视公司战略激进度这一深层次因素对高管机会主义减持的重要影响,将之纳入决策框架。战略性新兴产业事关高质量发展大局,但因起步晚、发展快、经营不确定性高、信息透明度低,加之相关法律法规尚不健全,容易成为高管机会主义减持重灾区,因此监管部门要重点加强对战略性新兴产业的监管力度,保护中小投资者利益。(2)本文发现信息不对称和投资者情绪是公司战略激进度影响高管机会主义减持的重要路径,机构投资者能够显著抑制公司战略激进度对高管机会主义减持的影响,而媒体关注加剧了二者关系。因此,资本市场参与者要对战略激进型公司的经营信息进行深入挖掘与分析,降低高管信息优势强度。其一,监管层可以按照具体指标对A股上市公司的公司战略进行科学分组,加强分类管理和精细化管理,适当提高战略激进型公司的信息披露标准;同时也可以加强对战略激进型公司的非处罚性监管,督促、威慑其及时完整准确披露经营信息,对发现的违规披露或信息操纵行为加大处罚力度,达到以儆效尤的效果。其二,“散户”投资者也要积极利用交易所互联网平台、股吧、抖音、社交媒体等途径参与到公司经营信息交流中去,不能一味“搭便车”。机构投资者更应该积极参与到战略激进型公司的公司治理中去,发挥专业优势,提高战略激进型公司的信息披露质量。相关部门要采取措施合理引导市场投资者情绪,以遏制战略激进度对高管机会主义减持的影响。基于基本面的投资者情绪有利于提高资源配置效率,而过度的非理性投资者情绪会诱发高管机会主义减持,因此监管部门、金融中介等,应通过各种形式加强投资者教育,提高投资者素质,缓解散户投资者盲目投资和市场追风现象。其三,要继续鼓励支持机构投资者发展,改善投资者结构。因为相对于散户而言,机构投资者不仅有更强大的信息获取与分析能力,而且理性程度更高,是资本市场的“定海神针”,也是制衡高管机会主义减持的重要力量。其四,财经媒体也要加强自律,要坚持以事实为根据,客观报道和评价事件,不能为了迎合投资者而人云亦云。监管部门应对财经媒体加强监管,规范和引导媒体行为,减少媒体不实和无根据的报道,对扰乱市场秩序者给予惩罚。(3)本文发现战略激进度对董事和监事机会主义减持产生显著影响,对高级管理人员机会主义减持不显著。故监管部门应该特别关注战略激进型公司中的“董事”和“监事”机会主义减持,及时问询其减持理由,并调查其减持理由的真实合理性,最大限度抑制其机会主义减持。

3. 研究展望

本研究可能还存在一些不足之处,有待进一步探究。第一,本文采用财务数据构建公司战略,

方法简单,但是可能衡量误差较大,未来研究可以采用文本方法构建公司战略衡量指标;第二,本文发现公司战略激进会诱发高管机会主义减持,但由于篇幅有限,尚未将研究问题延伸到高管机会主义减持对战略激进公司未来经营产生什么经济后果,有待进一步挖掘;最后,本文主要关注了公司战略激进对“机会主义减持”的影响,尚未研究其对“机会主义增持”的影响,这可能是一个有趣而重要的问题,有待未来学者进一步探究。

参考文献

- [1]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].北京:金融研究,2008,(10):117-135.
- [2]孙淑伟,梁上坤,阮刚铭,付宇翔.高管减持、信息压制与股价崩盘风险[J].北京:金融研究,2017,(11):175-190.
- [3]吴战旻,吴伟立.大股东减持伤害了实体经济吗[J].天津:南开管理评论,2018,(1):99-108.
- [4]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].北京:管理世界,2020,(8):163-178.
- [5]Frankel,R.,and X.Li.Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders[J].Journal of Accounting & Economics,2004,37,(2):229-259.
- [6]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[J].北京:金融研究,2012,(12):151-164.
- [7]徐龙炳,李琛,陈倩雯.信息型市场操纵与财富转移效应研究——基于上市公司内部人减持的视角[J].上海:财经研究,2021,(5):4-18,48.
- [8]Piotroski,J.D.,and D.T.Roulstone.Do Insider Trades Reflect Both Contrarian Beliefs and Superior Knowledge About Future Cash Flow Realizations?[J].Journal of Accounting & Economics,2005,39,(1):55-81.
- [9]Veenman,D.Do Managers Trade on Public or Private Information? Evidence from Fundamental Valuations[J].European Accounting Review,2013,22,(3):427-465.
- [10]储小俊,吴冲锋,曹杰.外部投资者情绪会驱动内部人交易吗?——来自中国A股市场的经验证据[J].杭州:财经论丛,2015,(11):52-60.
- [11]陈作华,方红星.内部控制能扎紧董监高的机会主义减持藩篱吗[J].北京:会计研究,2019,(7):82-89.
- [12]Bentley,K.A.,T.C.Omer,and N.Y.Sharp.Business Strategy,Financial Reporting Irregularities,and Audit Effort[J].Contemporary Accounting Research,2013,30,(2):780-817.
- [13]王化成,张修平,高升好.企业战略影响过度投资吗[J].天津:南开管理评论,2016,(4):87-97,110.
- [14]Miles,R.E.,C.C.Snow,A.D.Meyer,and H.J.Coleman.Organizational Strategy,Structure,and Process[J].Academy of Management Review,1978,3,(3):546-562.
- [15]Bentley-Goode,K.A.,N.J.Newton,and A.M.Thompson.Business Strategy,Internal Control over Financial Reporting,and Audit Reporting Quality[J].Auditing:A Journal of Practice & Theory,2017,36,(4):49-69.
- [16]孟庆斌,李昕宇,蔡欣园.公司战略影响公司违规行为吗[J].天津:南开管理评论,2018,(3):116-129.
- [17]孙健,王百强,曹丰,刘向强.公司战略影响盈余管理吗?[J].北京:管理世界,2016,(3):160-169.
- [18]王化成,高鹏,张修平.企业战略影响超额在职消费吗?[J].北京:会计研究,2019,(3):40-46.
- [19]丁方飞,陈如焰.公司战略激进度、分析师盈利预测与信息不确定性[J].太原:山西财经大学学报,2020,(2):72-86.
- [20]孙健,王百强,曹丰.公司战略影响股价崩盘风险吗?[J].北京:经济管理,2016,(12):47-61.
- [21]黎来芳,孙河涛.企业战略激进度与融券卖空规模[J].北京:中央财经大学学报,2019,(2):74-84.
- [22]王俊领,李海燕.战略差异度对股票错误定价的影响研究[J].南昌:当代财经,2020,(12):125-136.
- [23]唐齐鸣,张云.基于公司治理视角的中国股票市场非法内幕交易研究[J].北京:金融研究,2009,(6):144-160.
- [24]Lakonishok,J.,and I.Lee.Are Insider Trades Informative?[J].Review of Financial Studies,2001,14,(1):79-111.
- [25]叶志伟,张新民,胡聪慧.企业为何短贷长投?——基于企业战略视角的解释[J/OL].天津:南开管理评论,2021.http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20211026.1459.003.html.
- [26]袁蓉丽,夏圣洁,王化成.战略激进度与公司创新[J].北京:经济理论与经济管理,2020,(3):86-98.
- [27]钟海,况学文.公司战略与公司并购、并购溢价[J].武汉:财会月刊,2019,(20):29-36.
- [28]Deephouse,D.L.To Be Different,or to Be the Same? It's a Question (and Theory) of Strategic Balance[J].Strategic Management Journal,1999,20,(2):147-166.
- [29]王百强,侯繁荣,孙健.公司战略对公司经营绩效的影响研究[J].北京:中国软科学,2018,(1):127-137.

- [30]张俊生,曾亚敏.上市公司内部人亲属股票交易行为研究[J].北京:金融研究,2011,(3):121-133.
- [31]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].北京:金融研究,2016,(11):158-173.
- [32]孙淑伟,梁上坤,付宇翔,朱红军.择机还是共谋——内部人减持前的分析师行为[J].天津:管理科学学报,2019,(12):105-123.
- [33]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[J].北京:经济研究,2017,(4):168-182.
- [34]曾庆生.年报语调与内部人交易:“表里如一”还是“口是心非”?[J].北京:管理世界,2018,(9):143-160.
- [35]李琳,张敦力.分析师跟踪、股权结构与内部人交易收益[J].北京:会计研究,2017,(1):53-60,96.
- [36]曾庆生.高管及其亲属买卖公司股票时“浑水摸鱼”了?——基于信息透明度对内部人交易信息含量的影响研究[J].上海:财经研究,2014,(12):15-26,88.
- [37]姚振晔.机构投资者持股与内部人交易——基于中国A股市场的证据[J].广州:南方经济,2019,(4):62-83.
- [38]李旎,曾加怡,蔡贵龙,胡志勇.公司战略异质性与股价同步性[J].上海:会计与经济研究,2021,(3):72-88.
- [39]罗忠莲,田兆丰.上市公司战略差异度,高质量审计与会计信息可比性[J].太原:山西财经大学学报,2018,(8):109-124.
- [40]何熙琼,尹长萍.企业战略差异度能否影响分析师盈余预测——基于中国证券市场的实证研究[J].天津:南开管理评论,2018,(2):149-159.
- [41]Aboudy, D., and B. Lev. Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains[J]. The Journal of Finance, 2000, 55, (6): 2747-2766.
- [42]Jenter, D. C. Market Timing and Managerial Portfolio Decisions[J]. The Journal of Finance, 2005, 60, (4): 1903-1949.
- [43]Cziraki, P., E. Lyandres, and R. Michaely. What Do Insiders Know? Evidence from Insider Trading around Share Repurchases and SEOs[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, (66): 101544.
- [44]王美今,孙建军.中国股市收益,收益波动与投资者情绪[J].北京:经济研究,2004,(10):75-83.
- [45]王海芳,张笑愚.控股股东股权质押、投资者情绪与实体经济“脱实向虚”——基于迎合理论视角[J].北京:经济管理,2021,(8):157-176.
- [46]黄虹,卢佳豪,黄静.经济政策不确定性对企业投资的影响——基于投资者情绪的中介效应[J].北京:中国软科学,2021,(4):120-128.
- [47]Tang, J., M. Crossan, and W. G. Rowe. Dominant CEO Deviant Strategy and Extreme Performance: The Moderating Role of a Powerful Board[J]. Journal of Management Studies, 2011, 48, (7): 1479-1503.
- [48]潘红波,饶晓琼,张哲.并购套利观:来自内部人减持的经验证据[J].北京:经济管理,2019,(3):107-123.
- [49]花贵如,周树理,刘志远,靳光辉.产业政策、投资者情绪与企业资源配置效率[J].上海:财经研究,2021,(1):77-93.
- [50]陈维,吴世农.我国创业板上市公司高管和大股东减持股份的动因及后果——从风险偏好转向风险规避的“偏好逆转”行为研究[J].北京:经济管理,2013,(6):43-53.
- [51]Kahneman, D., and A. Tversky. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk[J]. Econometrica, 1979, 47, (2): 263.
- [52]朱茶芬,姚铮,李志文.高管交易能预测未来股票收益吗?[J].北京:管理世界,2011,(9):141-152.
- [53]吴育辉,吴世农.股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J].北京:中国工业经济,2010,(5):121-130.
- [54]张霁若,杨金凤.公司战略对内部控制缺陷信息披露的影响研究[J].北京:会计研究,2020,(6):171-180.
- [55]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].北京:心理学报,2004,(5):111-117.
- [56]Dechow, P. M., and I. D. Dichev. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors[J]. The Accounting Review, 2002, 77, (s-1): 35-59.
- [57]孙早,肖利平.产业特征、公司治理与企业研发投入——来自中国战略性新兴产业A股上市公司的经验证据[J].北京:经济管理,2015,(8):23-34.
- [58]陈诣之,潘敏.机构投资者调研与并购绩效——基于信息不对称视角的研究[J].北京:经济管理,2022,(4):175-192.
- [59]吕江林,李兴.我国机构投资者的投资行为理性吗?[J].南昌:江西社会科学,2017,(11):53-63.
- [60]熊艳,李常青,魏志华.媒体报道与IPO定价效率:基于信息不对称与行为金融视角[J].北京:世界经济,2014,(5):135-160.
- [61]Seyhun, H. N. Insiders' Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 16, (2): 189-212.
- [62]Fidrmuc, J. P., M. Goergen, and L. Renneboog. Insider Trading, News Releases, and Ownership Concentration[J]. The Journal of Finance, 2006, 61, (6): 2931-2973.
- [63]Huddart, S. J., and B. Ke. Information Asymmetry and Cross-Sectional Variation in Insider Trading[J]. Contemporary Accounting Research, 2007, 24, (1): 195-232.

Corporate Strategy and Executives' Opportunistic Stock Selling : An Analysis based on Information Asymmetry and Investor Sentiment

WANG Jun-ling¹, CAI Yan-dong²

(1. School of Business, Nankai University, Tianjin, 300071, China;

2. School of Government Audit, Nanjing Audit University, Nanjing, Jiangsu, 211815, China)

Abstract: The executives' opportunistic stock selling has attracted more and more attention since it is often accompanied by opportunistic motives. The executives' opportunistic stock selling harmed the interests of investors, hit the confidence of investors, disrupted the order of the capital market, and ultimately affected the high-quality development of the economy.

The reason why executives can opportunistically sell their stock is that they have private information of the firm and are better at employing investor sentiment based on public information. It has been found that analyst tracking, information transparency, internal control, coexistence of multiple major shareholders are all important factors that affect the executives' opportunistic stock selling. However, few literature focuses on whether and how corporate strategy affects the the executives' opportunistic stock selling. Corporate strategy is a long-term plan of the firm in terms of organizational form, staffing, capital investment, etc. It comprehensively affects the firm's financial behavior, so it may be a deep-seated factor affecting the executives' opportunistic stock selling.

Miles et al. classify the corporate strategy into radical, defensive, analytical and reactive, and highlight the significant differences between radical and defensive strategy. Learn from Bentley et al, we built the corporate strategy indicator. Then, we empirically find that the more radical the corporate strategy is, the more the executives' opportunistic stock selling times is and the greater the amount is; The above relationship is affected by the industry attributes of the firm, the shareholding ratio of institutional investors and media attention. The mechanism test shows that the strategic radicalization increases the times and the amount of executives' opportunistic stock selling through increasing information asymmetry and promoting investor sentiment; Further research found that the strategic radicalization has a significant positive effect on the opportunistic stock selling of directors and supervisors, but not significant on senior managers. The strategic radicalization significantly increase the profitability of the executives' opportunistic stock selling.

The contributions are as follows: First, although existing studies have extensively explored how corporate strategy affects executives' behavior, they have not paid attention to how the strategic radicalization affects executives' self-interest behavior in the capital market. This paper takes the executives' opportunistic stock selling as the starting point to explore the economic consequences of the strategic radicalization, and further improves the existing research framework of the strategic radicalization; Secondly, previous studies have explored the influencing factors of the executives' opportunistic stock selling from a single aspect of the firm's characteristics, and lack of investigation from the overall level of strategy. This paper is conducive to a more in-depth and comprehensive understanding of the causes of the executives' opportunistic stock selling in the capital market; Third, this paper clarifies the internal mechanism that the strategic radicalization affects the executives' opportunistic stock selling, providing theoretical reference for investors and regulators to make reasonable decisions.

Key Words: corporate strategy; executives' opportunistic stock selling; information asymmetry; investor sentiment

JEL Classification: G34, L26, M13

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.10.008

(责任编辑:舟山)