

大股东减持影响战略激进度吗?

陈彦亮 任海霞 高 闯

内容提要:企业通过维持适当的战略激进度以实现稳中求进,进而筑牢企业高质量发展的基石是当前理论研究和管理的重点议题之一。本文基于委托代理理论,以2008—2020年中国A股上市公司为样本,关注大股东减持和战略激进度二者之间的关系以及管理层代理效率在其中的调节作用。研究结果显示,大股东减持能够提高战略激进度,减持比例越大,减持后的战略激进度越高;同时,代理效率在这一过程中发挥着负向调节作用。进一步研究结果表明,绩效期望差距和高管团队稳定性在大股东减持与战略激进度的关系中起部分中介作用。异质性分析结果显示,在管理者为男性的企业、管理者学历较高的企业、两职分离的企业和衰退期企业中,大股东减持对战略激进度的提升作用更为明显。本文拓展了企业战略激进度的影响因素研究,深化了有关大股东减持经济后果的探讨,为企业所有者作出科学决策、防范战略风险提供了一定的参考。

关键词:大股东减持 战略激进度 代理效率 绩效期望差距 高管团队稳定性

中图分类号:F275.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)03-0125-20

一、问题提出

在外部需求收缩、内部供给冲击、经济预期转弱的环境下,越来越多的公司深陷泥淖并试图通过偏离行业常规的激进化战略来摆脱困境。实际上,企业应该扎根基本盘、深耕细作,既要保持一定战略定力来实现稳健经营,又要保持灵活性以提升组织适应能力,即维持适当的战略激进度。企业战略激进度取决于管理层的战略决策^[1],战略决策不仅受到企业资源^[2]、组织结构^[3]、宏观经济^[4]等内外部因素的影响,作为现代公司治理体系中关键主体的大股东也可通过股权变化左右管理层战略行为,但鲜有文献对此关系进行深入研究。

2005年,中国证券监督管理委员会(以下简称“证监会”)为解决上市公司“一股独大”等问题进行了股权分置改革,正是在这一浪潮中大股东减持现象乘势而起。许多企业通过大股东减持激活了股票的流动性、优化了股权架构、补充了经营资金,一些大股东甚至将主动减持股份作为纾困手段来应对上市公司的财

收稿日期:2023-06-06;修回日期:2023-11-02

基金项目:国家社会科学基金专项课题“新时代企业家精神培育的双螺旋驱动机制、路径与对策研究”(18VJSJ084)

作者简介:陈彦亮 山东工商学院国际商学院教授,烟台,264005;

任海霞 山东工商学院会计学院硕士研究生;

高 闯 首都经济贸易大学工商管理学院教授、博士生导师,北京,100070。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

务危机^[5-6]。但是,逐利心态也驱使一些大股东在减持过程中不惜通过粉饰业绩、策略性信息披露和内幕交易等手段抬高股价来获取超额收益^[7-10],甚至掏空公司并最终引发股价崩盘^[11]。

依据信号传递理论,无论是为补充流动资金或改善股权结构的“支持”目的,还是为高位套现的“跑路”目的,大股东减持都会被视为负面信号传递给公司内部的管理者并引发管理层的揣测:大股东是否对现任管理层不满?是否有意图进行薪酬调整甚至更迭管理层?这势必引起管理层战略决策的调整。不仅如此,大股东减持还会向外界传达出公司经营不善或前景不佳等利空信号,引发资本市场对公司股价背离真实价值的忧虑,例如大股东减持后公司的超额收益率显著为负^[12]、股价波动性加剧^[13]等。一方面,这种资本市场出现的悲观情绪进一步加剧了管理层的焦虑并引发管理层战略调整;另一方面依据委托代理理论和掏空假说,管理层也可能因薪酬契约的扭曲而与大股东合谋减持,并通过战略决策创造和释放“好消息”。总之,大股东减持总会引发企业战略激进度的变化。

现有研究虽拓宽了对大股东减持后果的认知边界,但更多是关注减持后企业的财务表现和市场反应,鲜有文献关注大股东减持对战略(行为)的影响。本文以2008—2020年中国A股上市公司为样本,实证研究大股东减持后企业战略激进度如何发生变化以及代理效率对上述关系的调节效应,同时从绩效期望差距和高管团队稳定性视角检验影响机制,并进一步开展基于管理者性别、管理者学历、两职合一与否和企业生命周期的异质性分析,以期为企业管理者作出科学决策、防范战略风险提供理论支持。

二、文献回顾

(一) 战略激进度

战略激进度的研究始于“战略”一词。由于不同类型战略在经营模式和组织结构层面的特征不尽相同,因此,学者们将战略划分为不同类型以便深入研究其特征和适用条件,与波特(Porter, 1981)^[14]从战略内容构建公司层-业务层-职能层的战略类型不同,米尔斯等(Miles et al., 1978)开创性地从激进程度将战略划分出激进型、防御型与分析型三种,他们认为采取激进型战略的公司对风险厌恶程度更低,对新项目、新产品的尝试更加积极^[15]。此后,战略激进度作为一个独立的概念被纳入学术研究中。

产业组织学派主要从外部经济环境因素探究其对企业战略激进度的影响。波特(1981)从行业性质角度发现,行业竞争程度的加剧会提高战略的激进程度^[14];孟庆斌等(2019)从卖空机制等资本市场因素对企业战略的影响展开实证分析,得出卖空机制会降低融券标的公司的战略激进度^[16];张焰朝等(2021)从产业政策的角度对战略激进度进行研究,认为产业政策的颁布可以显著提高公司的战略激进度^[17]。资源学派则着重讨论企业内部因素对战略激进度的影响,认为企业高管性格特征^[18]及企业内部考核目标^[19]等均会影响企业战略激进度的选择。张明等(2020)基于企业内外部视角,分析了CEO来源和权力、企业前期绩效和环境复杂性的不同组合对企业战略制定的影响^[20];欧锦文等(2021)指出,当管理层的业绩实现能力达不到预期时,该状态会促使管理层采取激进化的战略^[21]。

现有研究虽然从企业内外部视角揭示了战略激进度的影响因素,但很少提及股权结构,而作为公司最基本的制度安排,股权结构对企业战略决策意义重大。彭等人(Peng et al., 2004)发现产权性质的不同会导致差异化的战略类型:国有企业更倾向于防御型战略,而民营企业更偏爱探索型战略^[3];江诗松等(2011)在讨论公司的政治战略时也发现,国有企业更倾向于采取前瞻型政治战略^[22];张双鹏等(2019)考察了混合所有制改革对企业战略变革的作用机制,结果表明适度的股权集中并缩短链条有利于企业实施战略变革^[23]。

大股东作为现代公司治理体系中的关键主体,其持股比例及其变化将通过与管理层行为深度共振引发企业经营战略的调整。由此,本文拟从大股东股权(动态)变化角度阐释大股东减持对企业战略激进度的影响。

(二) 大股东减持

近年来学者们尝试厘清大股东减持的动机,并在此基础上探究减持后果。目前学术界对大股东减持动因的判断主要有三类:第一,融资减持,大股东通过减持为公司提供资金以支持公司运营^[6];第二,掏空减持,大股东基于对公司前景的悲观预期实施财富转移行为^[24];第三,运作减持,大股东出于调整投资策略、改善股权结构、提高流动性等目的而减持^[25],不过这类情形在实践应用中不常见。

学者们在探究大股东减持动因的过程中发现,无论动机是融资还是掏空,大股东作为内部人都有充分动机和能力利用信息优势获取超额收益或规避损失,这引发了公司中小股东和外部投资者的重大关切。同时,这也会直接引发利益攸关的企业管理者的心态波动,并进一步具象为管理层决策和公司战略的变化。事实上已有学者关注到了这一现象,程等人(Cheng et al.,2013)发现内部人股票交易行为会影响管理层业绩预告披露策略^[9];郑志刚等(2014)的研究表明,大股东减持发生后管理层会为了迎合市场而会采取短视的投资策略^[26];吴战箴和李晓龙(2015)研究发现内部人抛售股票的后果之一是削弱管理层的激励效应^[11];吴战箴和吴伟立(2018)进一步指出大股东为实现股价高点减持,可能会操纵公司进行短视投资决策^[27]。总之,学者们开始将大股东减持后果的研究从资本市场转向公司层并进一步聚焦于管理层,但遗憾的是,虽然在以往研究中学者们发现了大股东减持对管理层行为的影响,但能够反映管理层决策倾向的战略激进度却很少被提及。由此,本文拟探究大股东减持对企业战略激进度的影响,试图厘清大股东减持下管理层战略调整的内在机理。

三、理论分析与研究假设

(一) 大股东减持与战略激进度

减持上市公司股份是大股东综合考量自身资金需要和企业经营后的重要决策,而企业的战略激进度是管理层经营行为在战略层面的集中反映,因此对大股东减持与战略激进度关系的考察势必涉及大股东与管理层的关系。一方面,企业所有者与管理者之间存在着第一类代理问题,当自身利益受到威胁时,管理者可能实施短视行为从而加剧代理成本^[10]。另一方面,第二类代理问题驱使大股东试图通过牺牲中小股东权益来满足自身利益诉求,此时大股东与管理层之间会通过合谋获取私利,即共同实施以减持为代表的掏空行为^[28]。实践中,大股东与管理层之间一般表现为上述冲突与合谋的叠加,并成为大股东减持引发战略激进度调整的基本逻辑。

在第一类情形下,大股东与管理层之间的委托代理问题导致双方掌握的信息并不完全一致。股东掌握着更具优势的私人信息,其减持行为是对私有信息的运用并以利空信号向企业内部传递,由此引发管理层对大股东减持意图的(恶意)揣测:大股东是否对管理层不满甚至丧失信心?是否会对管理层调低薪资甚至撤换?出于对这种不利后果的推测,管理层很可能会做出应激性反应——推动变革。同时,无论管理层是否了解大股东减持的真实意图,减持信号均会传递给资本市场,并进一步反馈给管理层,即大股东减持向市场释放了企业经营业绩的悲观预期,管理层随即因间接的信号传递而陷入焦虑,并进一步具象为管理层的行为,即企业必须做出改变以应对外界的悲观预期。

在第二类情形下,大股东比其他市场参与者(尤其是中小股东)拥有更多的公司特质信息^[29],有动

机联合公司管理层侵害中小股东利益,而后者作为公司的实际经营者,熟知公司的资源分配方式、经营发展水平及内外披露的信息,有能力通过自身决策选择或切换公司的发展方向而实现这一意图。因此,为了谋取私有收益,管理层便可能与大股东合谋并运用自身的优势信息和专业技能实施掏空行为。大股东的掏空减持会降低公司业绩并引发高管的“薪酬辩护”,因此,大股东往往会通过提供超额货币薪酬和在职消费等破坏薪酬契约的方式来促使高管接受合谋可能带来的监管处罚和名誉损失等风险。此外,减持期间的公司市值直接决定了大股东与管理层合谋掏空的收益,大股东及管理层的市值管理动机强化了其战略规划短视程度,为保障减持期间的市场情绪和股价稳定,管理层极有可能不顾成本与风险地增加在新业务、营销、渠道、研发、人力资源等方面的投入以创造并释放机会增多、转型成功、营收增长、专利获批等“好消息”,上述行为促使企业持续调高风险接受水平并偏离原本经营路线。

综上所述,无论管理层是否与大股东具有共同的利益目标,当大股东出现减持行为时,管理层均出于避免既得利益损失、实现自身利益最大化等目的而积极调整现有业务、拓展新业务,最终导致公司战略激进度的提高。据此,本文提出如下假设。

假设1:大股东减持与战略激进度正相关,减持比例越大,减持后的战略激进度越高。

(二)代理效率的调节作用

公司的代理效率是描述管理层勤勉程度的重要指标,代理效率越高的公司,管理层对资产运用得越充分、公司财富增值越快。

在上述第一类情形下,代理效率较高的管理层更加勤勉敬业,其与大股东信息不对称程度更低、经营目标更一致,会通过更频繁的汇报和会议等方式加强与大股东的沟通联系,并进一步在战略决策重大事项等方面保持共识。因此,当接收到大股东减持的消极信号后,代理效率较高的管理层能更加全面地洞察其减持意图,不易产生恶意揣测。同时,管理层勤勉努力、代理效率较高也反映为其在日常经营中对所管理的业务流程充分熟悉、对所支配的资源充分利用^[30],信息掌握得更加全面,并具备更丰富和全面的管理经验,对宏观经济形势的判断、企业所处的竞争格局的理解及当前经营状况的把握也更充分。因此,面对大股东减持可能带来的负面影响时,高管心态更加平和沉稳,更倾向于按部就班地执行原定经营路线。

在第二类情形下,较高的代理效率意味着管理层运用资产创造财富的能力更强,有更大的机会在合规经营中获取更高的薪资报酬^[31]。这些能力较强、勤勉忠诚的高管在定价效率高的经理人市场上体现出克服机会主义行为的特征,受外部的认可度更高,从而使得他们拥有更多获得优渥薪资待遇的跳槽机会,因此受大股东的牵制较小,与大股东合谋来博取超额收益的动机较弱。此外,代理效率高的管理层往往具有更高的职业声誉,他们依赖良好的声誉在职业经理人市场中获得竞争性薪酬,相对更关注职业生涯的长期发展。因此,在声誉机制的作用下,他们更为关注参与大股东合谋引发的声誉损失成本^[32],即在与大股东合谋实施过于激进的经营行为方面非常谨慎。

综上所述,代理效率较高的管理层面对大股东减持的反应相对轻微、不会大幅度调整原本的经营战略,即代理效率在大股东减持与战略激进度之间具有抑制作用。据此,本文提出如下假设。

假设2:代理效率对大股东减持与战略激进度的关系具有负向调节作用。

四、研究设计

(一) 样本选取

本文着重讨论 2005 年股权分置改革后的情形,考虑到 2007 年颁布实施的新企业会计准则可能会对研究结论产生影响,因此选取 2008—2020 年 A 股企业作为研究对象。本文数据来自东方财富(Choice)金融终端和深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融数据库,为确保实证过程及结论的准确性和可靠性,将数据进行以下筛选:(1)剔除被标记为 ST、*ST 及 PT 的企业;(2)剔除金融类和保险类企业;(3)剔除上市时长不足五年的企业;(4)剔除研究所涉变量不全的企业。经过上述筛查,并对主要连续变量在 1%和 99%水平上进行缩尾(winsorize)处理,本文获得样本合计 20 835 个。

(二) 变量测量

1. 被解释变量

本文参考米尔斯等(1978)^[15]使用六维度要素来计算战略激进度的方法,六个维度包括:(1)研发支出占销售收入的比重;(2)员工人数与销售收入比值;(3)销售收入的历史增长率;(4)销售费用和管理费用占销售收入的比重;(5)员工人数波动性;(6)固定资产占总资产的比重。为确保数据口径的统一可靠,本文参考刘行(2016)^[33]的研究,将研发支出替换为无形资产净值。然后分别计算六维度要素当年及前 4 年的均值,并将每一要素的均值在“年份-行业”维度的划分下按从小到大等分为五组。前五个维度中,最大组赋 4 分,次大组赋 3 分,直至最小组为 0 分;第六个维度中,最大组赋 0 分,次大组赋 1 分,直至最小组为 4 分。在每一个“公司-年度”数据单元中,将上述六维度要素的分值加总,即为此公司当年的战略激进度(*Strategy*),其数值介于 0 到 24 之间。战略激进度数值越大,企业战略越激进,反之越保守。

2. 解释变量

本文采用第一大股东的减持比例衡量大股东减持,具体为上年底与当年底第一大股东持股比例的差值,负值时取 0。

3. 调节变量

参考李寿喜(2007)^[34]的做法,本文的代理效率(*Ae*)采用总资产周转率衡量,总资产周转率越高,表明管理层越勤勉,其利用企业资产创造价值的效率越高。

4. 控制变量

为了避免企业自身特征和外部环境等因素的影响,本文参考相关研究^[16-17,35-36]对部分重要变量进行了控制。另外,为消除不同年份和行业对战略激进度的干扰,本文还控制了年份(*Year*)及行业(*Ind*)的固定效应。

上述各变量具体定义见表 1。

表 1 各变量具体定义

类别	名称	符号	说明
被解释变量	战略激进度	<i>Strategy</i>	使用六维度要素来计算
解释变量	大股东减持	<i>Reduce</i>	上年底与当年底第一大股东持股比例的差值
调节变量	代理效率	<i>Ae</i>	营业收入 / 年末总资产
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数

表1(续)

类别	名称	符号	说明
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	净资产收益率	<i>Roe</i>	净利润/股东权益平均余额
	托宾 Q 值	<i>Tobinq</i>	(流通股市值+非流通股股数×每股净资产+负债账面值)/年末总资产
	独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事/董事人数
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理是同一个人 为 1, 否则为 0
	管理费用率	<i>Mfee</i>	管理费用/营业收入
	公司成立年限	<i>Firmage</i>	ln(当年年份-公司成立年份+1)
	机构投资者持股比例	<i>Inst</i>	机构投资者持股总数/流通股本
	是否四大	<i>Big4</i>	公司是否由四大会计师事务所审计, 是为 1, 否则为 0
	大股东资金占用	<i>Occupy</i>	其他应收款/年末总资产
	年份哑变量	<i>Year</i>	根据研究年份涉及的年度取值
	行业哑变量	<i>Ind</i>	依据证监会 2012 年的行业标准设置

(三) 模型设定

为检验假设 1, 即大股东减持与战略激进度的关系, 本文构建如下回归模型:

$$Strategy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Reduce_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + Year_t + Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为检验假设 2, 即代理效率对大股东减持与战略激进度关系的抑制作用, 本文构建如下回归模型:

$$Strategy_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Reduce_{i,t} + \beta_2 Ae_{i,t} + \beta_3 Reduce_{i,t} \times Ae_{i,t} + \beta_4 Controls_{i,t} + Year_t + Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 $Strategy_{i,t}$ 指公司 i 在 t 期的战略激进度; 解释变量 $Reduce_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 期的大股东减持; 调节变量 $Ae_{i,t}$ 表示公司 i 的管理者在 t 期的代理效率; $Controls_{i,t}$ 表示公司 i 在 t 期的控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

五、实证结果分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 2 为主要变量的描述性统计结果。战略激进度 ($Strategy$) 的均值为 11.840, 标准差为 4.050, 最大值和最小值相差 24 分。大股东减持 ($Reduce$) 最大值为 12.040%, 最小值为 0.000%, 表明资本市场中不同企业间的大股东减持比例差异明显, 企业代理效率 (Ae)、主要控制变量均在合理范围内。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Strategy</i>	20 835	11.840	4.050	0.000	24.000
<i>Reduce</i>	20 835	0.860	2.220	0.000	12.040
<i>Ae</i>	20 835	0.640	0.470	0.050	2.750
<i>Size</i>	20 835	22.380	1.310	19.630	26.290
<i>Lev</i>	20 835	0.480	0.200	0.070	0.920
<i>Roe</i>	20 835	0.050	0.160	-0.840	0.400
<i>Tobinq</i>	20 835	2.060	1.430	0.850	9.390

表2(续)

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Indep</i>	20 835	0.370	0.050	0.300	0.570
<i>Dual</i>	20 835	0.200	0.400	0.000	1.000
<i>Mfee</i>	20 835	0.090	0.090	0.010	0.570
<i>Firmage</i>	20 835	2.920	0.280	2.200	3.500
<i>Inst</i>	20 835	0.420	0.220	0.000	0.890
<i>Big4</i>	20 835	0.060	0.250	0.000	1.000
<i>Occupy</i>	20 835	0.020	0.030	0.000	0.180

表3为主要变量的相关性分析结果。战略激进度(*Strategy*)与大股东减持(*Reduce*)的皮尔逊相关系数为0.092,并在1%的水平上通过了显著性检验;控制变量方面,变量的相关性检验系数值均在0.5以下且大多数在0.1以下。进一步地,本文进行了方差膨胀因子(VIF值)检验,结果显示各变量的VIF值均小于10,由此可见,本文选取的变量较为合理,变量之间存在多重共线性问题的可能性较小。

(二) 假设检验

1. 主效应模型检验

根据模型(1)检验大股东减持对公司战略激进度的影响,具体结果见表4。列(1)的结果显示,大股东减持(*Reduce*)的回归系数为0.083,在1%的水平上显著,说明大股东减持提高了公司的战略激进度,且大股东减持比例越大,对公司战略激进度的促进作用越明显,假设1得到验证。可见,大股东减持的信号传递效应显现。

2. 调节效应模型检验

根据模型(2)检验代理效率在大股东减持与战略激进度关系中的调节作用,回归结果见表4中的列(2)。结果显示,大股东减持(*Reduce*)与代理效率(*Ae*)交乘项的回归系数为-0.073,在1%的水平上显著,表明代理效率对大股东减持与战略激进度的关系具有负向调节作用,且代理效率越高,负向调节作用越强,假设2得到验证。可见,勤勉经营的管理层对公司的业务管理更加熟悉,其不会因为大股东减持而大幅调整公司战略。

(三) 内生性检验

1. 赫克曼(Heckman)两阶段回归模型

本部分选择能够反映公司外部债权人治理效应的债务期限结构(*Dm*)作为影响大股东减持的外生变量,该指标采用短期借款额与长期借款额的比值来衡量,其值越大,说明总体债务期限周期短,外部债权人能够及时发现公司财务问题,对大股东行为的监督作用更强,更能抑制大股东的减持行为。此外,债务期限结构不会对公司战略激进度产生直接影响,因此属于赫克曼两阶段模型检验的外生变量。具体地,在第一阶段,采用概率分析(Probit)模型估计大股东是否减持,并得到逆米尔斯比率(*Imr*),此外将债务期限结构(*Dm*)、股权制衡度(*Balance*)、高管持股比例(*Mshare*)、董事会规模(*Board*)作为大股东减持的解释变量加入原有模型(1),检验结果见表5。列(1)第一阶段的检验结果显示,大股东减持(*Reduce*)、债务期限结构(*Dm*)、股权制衡度(*Balance*)、高管持股比例(*Mshare*)的回归系数均显著。列(2)第二阶段的检验结果显示,大股东减持(*Reduce*)的回归系数在1%的水平上显著为正,进一步验证了战略激进度和大股东减持之间的正相关关系,同时也说明在考虑样本自选择问题后,原结论依旧成立。

表 3 相关性分析

变量	Strategy	Reduce	Ae	Size	Lev	Roe	TobinQ	Indep	Dual	Mfee	Firmage	Inst	Big4	Occupy
Strategy	1													
Reduce	0.092 ^{***}	1												
Ae	-0.265 ^{***}	-0.039 ^{***}	1											
Size	-0.043 ^{***}	0.013 [*]	0.009	1										
Lev	-0.076 ^{***}	-0.074 ^{***}	0.110 ^{***}	0.381 ^{***}	1									
Roe	0.033 ^{***}	-0.003	0.128 ^{***}	0.169 ^{***}	-0.185 ^{***}	1								
TobinQ	0.108 ^{***}	0.064 ^{***}	-0.016 ^{**}	-0.472 ^{***}	-0.282 ^{***}	0.021 ^{***}	1							
Indep	0.016 ^{**}	0.048 ^{***}	-0.041 ^{***}	0.038 ^{***}	-0.006	-0.030 ^{***}	0.042 ^{***}	1						
Dual	0.102 ^{***}	0.098 ^{***}	-0.046 ^{***}	-0.085 ^{***}	-0.079 ^{***}	-0.018 ^{***}	0.081 ^{***}	0.095 ^{***}	1					
Mfee	0.318 ^{***}	0.024 ^{***}	-0.397 ^{***}	-0.360 ^{***}	-0.200 ^{***}	-0.236 ^{***}	0.360 ^{***}	0.037 ^{***}	0.060 ^{***}	1				
Firmage	-0.049 ^{***}	-0.101 ^{***}	-0.058 ^{***}	0.119 ^{***}	0.041 ^{***}	-0.031 ^{***}	-0.031 ^{***}	0.012 [*]	-0.014 ^{**}	-0.012 [*]	1			
Inst	-0.082 ^{***}	-0.049 ^{***}	0.102 ^{***}	0.411 ^{***}	0.111 ^{***}	0.192 ^{***}	-0.002	-0.016 ^{**}	-0.156 ^{***}	-0.171 ^{***}	0.069 ^{***}	1		
Big4	-0.038 ^{***}	-0.028 ^{***}	0.045 ^{***}	0.343 ^{***}	0.082 ^{***}	0.071 ^{***}	-0.092 ^{***}	0.040 ^{***}	-0.045 ^{***}	-0.082 ^{***}	0.019 ^{***}	0.224 ^{***}	1	
Occupy	0.093 ^{***}	0.009	-0.037 ^{***}	-0.034 ^{***}	0.183 ^{***}	-0.155 ^{***}	0.036 ^{***}	0.031 ^{***}	0.008	0.113 ^{***}	0.035 ^{***}	-0.083 ^{***}	-0.015 ^{**}	1

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,后表同。

表 4 主效应与调节效应的回归分析结果

变量	Strategy	
	(1)	(2)
<i>Reduce</i>	0.083 *** (7.11)	0.067 *** (5.76)
<i>Ae</i>		-1.838 *** (-27.09)
<i>Reduce</i> × <i>Ae</i>		-0.073 *** (-2.65)
<i>Size</i>	0.494 *** (16.01)	0.418 *** (13.74)
<i>Lev</i>	-0.498 *** (-3.11)	0.030 (0.19)
<i>Roe</i>	3.192 *** (17.30)	3.516 *** (19.34)
<i>Tobinq</i>	0.138 *** (5.89)	0.193 *** (8.31)
<i>Indep</i>	-0.611 (-1.26)	-0.650 (-1.37)
<i>Dual</i>	0.761 *** (11.53)	0.713 *** (10.98)
<i>Mfee</i>	18.749 *** (52.77)	14.721 *** (38.77)
<i>Firmage</i>	-1.018 *** (-9.36)	-1.023 *** (-9.57)
<i>Inst</i>	-1.456 *** (-10.62)	-1.202 *** (-8.90)
<i>Big4</i>	-0.642 *** (-5.67)	-0.473 *** (-4.24)
<i>Occupy</i>	11.182 *** (11.59)	11.708 *** (12.35)
年份固定	控制	控制
行业固定	控制	控制
常数项	2.043 *** (2.69)	4.837 *** (6.42)
样本量	20 835	20 835
R^2	0.165	0.193

注:表内括号内为 t 值,后表同。

2. 倾向得分匹配(PSM)法

为缓解可能存在的样本选择偏误的影响,本部分使用倾向得分匹配(PSM)法,以减持比例的虚拟变量是否减持为分组变量进行匹配。本文选择模型(1)中的一系列控制变量作为匹配变量,进行1:1最近邻匹配。经检验,匹配后处理组和参照组大多数变量的标准偏差大幅度降低,且匹配后所有变量的标准化偏差均小于5%。*t*检验结果表明,匹配后处理组和参照组的特征变量均不存在显著差异,满足匹配后平衡性检验条件,说明经PSM匹配后的结果可靠。对研究样本进行最近邻1:1配对后,经PSM处理后的样本重新进行回归检验,结果如表5列(3)所示。结果显示,大股东减持(*Reduce*)的回归系数在1%的水平上显著为正。主要结论未发生变化,说明在解决了样本自选择导致的内生性问题后,原假设依然成立。

3. 工具变量法

为解决本文可能存在的互为因果关系的问题,本部分根据俞红海和徐龙炳(2010)^[5]的研究,选择流通股股权结构作为大股东减持变量的工具变量。对于流通股股权结构,本文选取前十大流通股股东持股比例的赫芬达尔指数(*Herfindahl*),指数越高表明流通股持股结构越集中,更容易影响大股东减持。弱工具变量检验的*F*值为87.459,大于10,故拒绝存在弱工具变量的原假设,说明工具变量满足相关性,其选择是具有合理性的。具体的回归结果如表5的列(4)和列(5)所示。结果显示,大股东减持(*Reduce*)的回归系数仍然在1%的水平上显著为正,表明大股东减持对战略激进度具有促进作用。

表5 赫克曼两阶段、PSM以及工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Reduce</i>		0.446*** (5.55)	0.060*** (4.01)		1.475*** (6.04)
<i>Dm</i>	-0.000* (-1.85)				
<i>Balance</i>	0.337*** (7.56)				
<i>Mshare</i>	1.448*** (13.94)				
<i>Board</i>	-0.095 (-1.34)				
<i>Imr</i>		-4.126*** (-15.38)			
<i>Herfindah</i>				-1.475*** (-9.35)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.823*** (-3.44)	17.905*** (16.71)	11.788*** (9.54)	0.652 (1.61)	9.146*** (9.75)

表5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
样本量	12 542	12 542	8 640	20 835	20 835
R^2	0.064	0.094	0.057	0.033	0.033

注:列(1)和列(2)为赫克曼两阶段回归结果,列(3)为PSM回归结果,列(4)和列(5)为工具变量回归结果;列(1)和列(4)的被解释变量为大股东减持(*Reduce*),列(2)、列(3)和列(5)的被解释变量为战略激进度(*Strategy*)。

4. 解释变量滞后一期

为了缓解反向因果对研究结果的影响,本文将解释变量滞后一期,生成 *L. Reduce*,并将该变量放入模型(1)重新进行检验。回归结果如表6的列(1)所示,*L. Reduce*的回归系数在1%的水平上显著为正,表明大股东减持促进了战略激进度的提高,与前文结果并无实质性差异。

5. 公司固定效应模型

本文考虑到公司层面遗漏变量的问题,在模型(1)的基础上进一步控制了个体固定效应。表6的列(2)展示了进一步控制公司个体固定效应后的回归结果。可以看出,大股东减持(*Reduce*)的回归系数在1%的水平上显著为正,表明大股东减持对战略激进度具有促进作用。回归结果与前文结论一致,表明本文的研究结果不受公司层面遗漏变量的影响。

表6 滞后一期与个体固定效应回归结果

变量	<i>Strategy</i>	
	(1)	(2)
<i>Reduce</i>		0.024 *** (3.28)
<i>L. Reduce</i>	0.062 *** (4.84)	
个体固定	未控制	控制
控制变量	控制	控制
年份固定	控制	控制
行业固定	控制	控制
常数项	1.230 (1.48)	-10.265 *** (-6.96)
样本量	17 709	20 643
R^2	0.167	0.768

(四) 稳健性检验

1. 更换被解释变量

前文对战略激进度(*Strategy*)的度量中,在计算研发支出占营业收入的比重时用无形资产净额代替了研发支出。为确保研究结论不受企业战略激进度量方法的影响,参考本特利等(Bentley et al.,2013)^[1]、孙健等(2016)^[37]的做法,在不用替代的情形下,本文重新计算战略激进度(*Str*),回归结果如表7列(1)和列(2)所示,与前文结论一致。

2. 更换样本年度区间

由于2008—2009年的金融危机对企业股票交易行为及公司战略制定的影响较大,本文参考吴战箴和吴伟立(2018)^[27]的研究,剔除这两年的数据,回归结果如表7列(3)和列(4)所示,所得结果与前文一致。

3. 更换调节变量衡量方法

为检验代理效率调节作用的稳健性,本文参考刘孟晖和高友才(2015)^[38]的做法,将调节变量的衡量方法进行替换,即把营业收入与资产总额的比值更换为营业收入与平均资产总额的比值,用 *Ae_w* 来表示,回归结果与前文结论一致,具体结果如表7列(5)和列(6)所示。

表7 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Reduce</i>	0.072*** (5.70)	0.056*** (4.49)	0.080*** (6.55)	0.065*** (5.31)	0.083*** (7.11)	0.061*** (5.06)
<i>Ae</i>		-1.661*** (-24.67)		-1.881*** (-26.01)		
<i>Reduce</i> × <i>Ae</i>		-0.076** (-2.56)		-0.077*** (-2.66)		
<i>Ae_w</i>						-2.402*** (-37.84)
<i>Reduce</i> × <i>Ae_w</i>						-0.051* (-1.86)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	9.115*** (12.31)	10.094*** (13.81)	1.514* (1.87)	4.264*** (5.30)	2.043*** (2.69)	12.037*** (15.56)
样本量	20 835	20 835	18 855	18 855	20 835	20 835
<i>R</i> ²	0.068	0.095	0.169	0.198	0.165	0.115

注:列(1)和列(2)的被解释变量为重新计算的战略激进度(*Stra*),其余列的被解释变量为战略激进度(*Strategy*);列(3)和列(4)剔除2008—2009年数据。

六、进一步分析

(一) 影响机制检验

1. 绩效期望差距的中介效应检验

绩效期望差距对企业行为的影响受到了学术界广泛的关注。陈(Chen,2008)指出不同的绩效反馈将促使企业采取差异化的组织搜索行为^[39],也有学者在具体情境中验证了绩效期望落差可有效推动企业改变经营策略,例如提高研发投入^[39]、加强广告营销^[40]、实施企业风险投资甚至并购剥离等^[41]。基于业绩反馈理论,绩效期望差距反映了管理者对当前企业处于收益还是损失状态的主观判断,管理者根据该主观判断来

调整企业战略。

本文认为,大股东减持能够促使管理层形成绩效期望落差,进而促进战略激进度的提高。为检验上述影响机制,本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)^[42]的中介效应检验程序,建立如下检验模型:

$$A_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Reduce_{i,t} + \lambda_2 Controls_{i,t} + Year_t + Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Strategy_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 Reduce_{i,t} + \xi_2 A_{i,t} + \xi_3 Controls_{i,t} + Year_t + Ind_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $A_{i,t}$ 表示绩效期望差距。本文参照陈(2008)^[39]、吕迪伟等(2023)^[43]的方法,选取总资产回报率(ROA)来衡量企业业绩,绩效预期差距主要包括历史业绩预期差距和行业业绩预期差距。基于此,本文构建如下模型来计算绩效期望差距:

$$A_{i,t} = \alpha_1 HA_{i,t} + (1 - \alpha_1) SA_{i,t} \quad (5)$$

$$HA_{i,t} = \varphi_1 HA_{i,t-1} + (1 - \varphi_1) P_{i,t-1} \quad (6)$$

$$SA_{i,t} = \gamma_1 SA_{i,t-1} + (1 - \gamma_1) SP_{i,t-1} \quad (7)$$

具体地, $A_{i,t}$ 表示公司*i*在第*t*年的绩效期望差距, $HA_{i,t}$ 表示公司*i*在第*t*年的历史预期业绩, $P_{i,t-1}$ 表示公司*i*在第*t-1*年的实际业绩。参数 φ 的取值范围为 $[0,1]$ 。本文参照陈(2008)^[39]的方法,选择 $\varphi=0.6$ 对历史预期业绩进行测量。同时,借鉴王菁等(2014)^[44]的方法对历史业绩预期差距进行截尾处理。为方便后续的实证研究,对历史业绩预期差距取绝对值。同理,采用类似的方法对行业预期业绩进行测量,其中, $SA_{i,t}$ 表示公司*i*在第*t*年的行业预期业绩, $SP_{i,t-1}$ 表示公司*i*在第*t-1*年所在行业内全部企业的实际业绩的中位数, γ 表示权重,取值范围为 $[0,1]$ 。选择 $\gamma=0.6$ 对行业预期业绩进行测量。采取同样的方式进行截尾处理并取绝对值。

在检验绩效期望差距中介效应的模型中,控制变量与主假设一致,回归结果如表8所示。在列(1)和列(2)中,大股东减持(*Reduce*)的回归系数均显著为正,说明大股东减持后能够促使管理层形成绩效期望落差,进而促进战略激进度的提高。列(3)在加入中介变量后,大股东减持(*Reduce*)的回归系数仍在1%的水平上显著为正,说明绩效期望差距部分中介了大股东减持对战略激进度的促进作用,具体结果如表8所示。

2. 高管团队稳定性的中介效应检验

如前文所述,第一类代理问题导致管理层深受大股东减持后企业内外部负面信号的影响而陷入对业绩的焦虑中,第二类代理问题驱使管理层参与大股东掏空上市公司的行动并因此而感到不安,两类情形均会导致高管团队在大股东减持后长期处于强压力且弱回报的心理认知中。根据比较理论和自我认同理论,高管无论是比较当前和以往的工作状态还是将个人置于经理人群体中横向比较,均难以满足和理解,这很可能导致部分高管的心态波动并引发团队稳定性下降。高层梯队理论指出,高管团队变化是公司战略变化的关键,管理层的相对不稳定会打破原本的组织惯性和思维范式,在高管团队内形成增量知识的引入和存量知识的整合,容易产生新的思维和想法,同时意图推进战略变革的高管可能借机强化话语权,在团队中逐渐被寄予厚望并引导决策,从而促使企业战略激进度的提高。

本文认为,大股东减持能够降低高管团队的稳定性,进而促进战略激进度的提高。为了检验这一影响机制是否成立,本文从高管团队稳定性视角进行中介效应检验。借鉴张兆国等(2018)^[45]的做法,构建如下模型度量高管团队稳定性:

$$Stmt_{i,t+1} = \frac{M_t - \frac{S_t}{S_{t-1}}}{M_t} \times \frac{M_{t+1}}{M_t + M_{t+1}} + \frac{M_{t+1} - \frac{S_{t+1}}{S_t}}{M_{t+1}} \times \frac{M_t}{M_t + M_{t+1}} \quad (8)$$

其中, $Stmt$ 表示高管团队稳定性,取值范围为 $[0,1]$,越接近1,表明高管团队的稳定性越强; M_t 表示公

司第 t 年的高管总人数; (S_t/S_{t+1}) 表示第 t 年在任但第 $t+1$ 年离任的高管人数; M_{t+1} 表示公司第 $t+1$ 年的高管总人数; (S_{t+1}/S_t) 表示第 t 年不在任但第 $t+1$ 年新增的高管人数。

同理,在检验高管团队稳定性的部分中介作用时,首先检验战略激进度 (*Strategy*) 与大股东减持 (*Reduce*) 的关系,结果如表 8 列(4)所示。可以看出,大股东减持 (*Reduce*) 的系数在回归 1% 的水平上显著为正。其次,根据模型(5)检验高管团队稳定性与大股东减持的关系。由列(5)可知,大股东减持 (*Reduce*) 的回归系数在 1% 的水平上显著为负,说明大股东减持能够降低高管团队的稳定性。最后,根据模型(4)检验战略激进度 (*Strategy*) 与二者的关系。由列(6)可知,大股东减持 (*Reduce*) 的回归系数在 1% 的水平上显著为正,而高管团队稳定性 (*Stmt*) 的回归系数显著为负,表明高管团队稳定性在战略激进度与大股东减持的关系中起部分中介作用。

表 8 绩效期望差距和高管团队稳定性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Reduce</i>	0.074*** (5.81)	0.000** (2.34)	0.073*** (5.73)	0.069*** (5.41)	-0.004*** (-6.63)	0.068*** (5.29)
<i>A</i>			4.133*** (5.06)			
<i>Stmt</i>						-0.336** (-2.34)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	9.347*** (12.36)	0.071*** (10.80)	9.056*** (11.94)	9.812*** (12.83)	1.016*** (26.71)	10.154*** (13.05)
样本量	20 135	20 135	20 135	19 631	19 631	19 631
R^2	0.059	0.365	0.060	0.056	0.054	0.056

注:列(1)、列(3)、列(4)和列(6)的被解释变量为战略激进度 (*Strategy*),列(2)的被解释变量为绩效期望差距 (*A*),列(5)的被解释变量为高管团队稳定性 (*Stmt*);列(1)和列(4)按不同的中介模型进行了样本剔除。

(二) 异质性检验

企业差异化的内外部情境,可能会影响大股东减持引发的不同战略激进水平。因此,本文选取管理者性别、管理者学历、两职合一与否和企业生命周期四个视角,探究不同情境下大股东减持对战略激进度的提升作用以及代理效率的调节效应。

1. 管理者性别视角

行为金融学表明,男女管理者行为决策存在差异。高层梯队理论指出包括性别在内的管理者特征会对公司治理产生影响^[46],例如女性管理者因其谨慎的态度常被认为有助于促进团队协作、改善公司治理水平并降低股价崩盘风险^[47-48]。社会角色理论也认为男性管理者和女性管理者会在管理风格、风险偏好上存在不同继而在决策方面会呈现不同的战略风格^[49]。波得和努奇 (Boden & Nucci, 2000) 的研究也佐证了上述观点,由于女性管理者特殊的心理特征,其决策往往更加稳健^[50]。因此面对大股东减持时,女性管理者往往

更加谨慎并抱有更加理想化的预期,而男性管理者则会更加决绝地打破原定计划、调整战略激进度。

本文基于 CEO 性别考察大股东减持对战略激进度的影响,如表 9 所示。可以看出,无论是在主效应模型还是在引入调节变量的模型中,男性 CEO 组大股东减持 (*Reduce*) 的回归系数均在 1% 的水平上显著,而女性 CEO 组均不显著。此外,在调节效应模型中,男性 CEO 组大股东减持 (*Reduce*) 和代理效应 (*Ae*) 交乘项的回归系数在 1% 的水平上显著为负,而女性 CEO 组不显著。这表明在大股东减持后,CEO 为男性的企业战略激进度更可能会提高。

2. 管理者学历视角

学历水平反映出个体认知环境复杂性的水平和处理信息的能力,学历较高的高管往往对自身较强的学习能力及丰富的专业知识具有更强的自我认同感,并进一步形成对自身专业能力的乐观倾向和过度自信^[51]。相对于低学历高管,高学历高管往往过度相信自身掌控局势和解决问题的能力,当外部环境发生变化时会更具有冒险精神,因此在面对大股东减持时他们往往会选择高激进度的变革路径来应对。反之,教育水平较低的管理层大多出身于业务一线,基于扎实的业务理解和广泛的基层基础来开展企业管理,面对大股东减持时往往更加保守。

本文基于学历的高低(CEO 的学历在本科以下的为低学历组,本科及以上的为高学历组)考察大股东减持对战略激进度的影响,具体结果如表 9 所示。可以看出,在主效应模型中,管理者学历水平较低的企业在面对大股东减持时,战略激进度不会有明显提升;而管理者学历水平较高的企业在面对大股东减持时,战略激进度会明显提升。此外,在调节效应模型中,高学历组大股东减持 (*Reduce*) 和代理效率 (*Ae*) 交乘项的回归系数在 1% 的水平上显著为负,在低学历组则不显著。这表明,对于管理者学历较高的企业而言,减持后应该加强与管理层的沟通,防范其采取过于激进的应对策略。

表 9 性别和学历分组回归结果

变量	性别				学历			
	主效应模型		调节效应模型		主效应模型		调节效应模型	
	女性 CEO	男性 CEO	女性 CEO	男性 CEO	低学历	高学历	低学历	高学历
<i>Reduce</i>	0.051 (0.05)	0.071*** (0.01)	0.059 (0.05)	0.049*** (0.01)	0.044 (0.04)	0.078*** (0.02)	0.031 (0.04)	0.057*** (0.02)
<i>Ae</i>			-3.015*** (0.34)	-2.696*** (0.08)			-2.671*** (0.24)	-2.714*** (0.08)
<i>Reduce</i> × <i>Ae</i>			0.120 (0.10)	-0.101*** (0.04)			0.0401 (0.10)	-0.091*** (0.04)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	12.700*** (3.13)	9.557*** (0.91)	16.720*** (3.05)	11.150*** (0.88)	3.056 (2.82)	10.020*** (0.93)	6.333** (2.73)	11.610*** (0.90)
样本量	965	14 274	965	14 274	1 709	13 530	1 709	13 530
<i>R</i> ²	0.161	0.061	0.226	0.130	0.142	0.060	0.203	0.128

3. 两职合一与否视角

两职合一现阶段中国上市公司中常见的权力架构模式,此模式下大股东因缺少制衡而能够直接推动董事会各项决议的形成,此时管理层行为更多是大股东主观意志的体现。两职合一情境下大股东在企业内部拥有强大话语权并直接干预未来战略的制定,使得其他高管也难以因大股东减持而采取激进战略。此外,依据管家理论,两职合一的企业中代理冲突较小,管理层更致力于实现企业基业长青,故不会采取偏离行业常规的激进战略为企业招致风险。

本文基于企业中董事长与总经理是否兼任来考察大股东减持对战略激进度的影响,如表 10 所示。回归结果表明,无论是否引入代理效率及其交乘项,两职分离组大股东减持 (*Reduce*) 的回归系数均在 1% 的水平上显著,而两职合一组并不显著。此外,在调节效应模型中,两职分离组大股东减持 (*Reduce*) 和代理效率 (*Ae*) 交乘项的回归系数在 1% 的水平上显著为负,说明代理效率仍发挥负向调节的作用,而在两职合一组并不显著。因此,两职分离的企业应当更加关注大股东减持行为可能造成的战略激进度大幅提高。

表 10 两职合一与否回归结果

变量	Strategy			
	主效应模型		调节效应模型	
	两职分离	两职合一	两职分离	两职合一
<i>Reduce</i>	0.087*** (0.01)	0.027 (0.03)	0.063*** (0.01)	0.011 (0.03)
<i>Ae</i>			-2.715*** (0.07)	-2.576*** (0.16)
<i>Reduce</i> × <i>Ae</i>			-0.089*** (0.03)	-0.033 (0.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制
常数项	10.940*** (0.82)	4.858*** (1.70)	12.270*** (0.79)	7.321*** (1.66)
样本量	16 594	4 241	16 594	4 241
R^2	0.046	0.060	0.122	0.117

4. 企业生命周期视角

基于生命周期理论,处于不同生命阶段的企业在资源禀赋、经营需求、发展能力等方面存在明显差异,这导致管理层在大股东减持后需根据自身企业所处生命周期综合评估并决策。本文基于李云鹤等(2011)^[52]的研究,根据销售收入增长率、留存收益、资本支出及企业年龄四个指标的综合得分确定企业所处的生命周期;考虑到中国 A 股上市公司实际上已经经历了初创期,故将样本企业的生命周期划分为三个阶段:成长期、成熟期和衰退期。此外,本文还控制了不同产业的差异,首先计算上述四个指标的总得分,然后分行业进行降序排列,每一行业得分最高的 1/3 为成长期企业,得分最低的 1/3 为衰退期企业,其他为成熟期企业。

从表 11 可以看出,大股东减持(*Reduce*)在成长期组及衰退期组的回归系数在 1%的水平上显著为正,分别为 0.066 和 0.101,在成熟期组则不显著;组间系数差异检验的 *P* 值为 0.005,表明上述三组企业中大股东减持(*Reduce*)与战略激进度(*Strategy*)的关系在 1%的水平上存在差异,即大股东减持对战略激进度的提升作用在衰退期企业更为明显。此外,在调节效应模型中,成长期组和衰退期组大股东减持(*Reduce*)与代理效率(*Ae*)交乘项的回归系数在 5%的水平上显著为负,在成熟期组则不显著。其中,在成长期企业中代理效率的调节作用不明显,表明成长期企业的管理层可能因大股东减持而调整当前经营策略,更加激进地寻求业务突破机会,同时由于成长期企业立足未稳,更关注如何快速发展而非解决代理问题,因此引入代理效率及其交乘项后,战略激进度未能明显提高。

表 11 企业生命周期回归结果

变量	<i>Strategy</i>					
	主效应模型			调节效应模型		
	成长期	成熟期	衰退期	成长期	成熟期	衰退期
<i>Reduce</i>	0.066*** (0.03)	0.028 (0.02)	0.101*** (0.02)	0.040 (0.02)	-0.014 (0.02)	0.065*** (0.02)
<i>Ae</i>				-2.530*** (0.15)	-2.547*** (0.11)	-3.093*** (0.09)
<i>Reduce</i> × <i>Ae</i>				-0.145** (0.06)	-0.027 (0.05)	-0.117** (0.05)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	11.50*** (1.77)	9.408*** (1.28)	6.693*** (1.03)	14.07*** (1.71)	10.92*** (1.23)	8.271*** (0.99)
样本量	3 605	6 464	10 740	3 605	6 464	10 740
<i>R</i> ²	0.085	0.066	0.059	0.156	0.134	0.146
<i>Su-est</i> 检验		0.005			0.024	

七、结论、启示与展望

本文主要得出以下结论:(1)大股东减持与战略激进度正相关,减持比例越大,战略激进度越高;(2)管理层的代理效率在大股东减持与战略激进度的关系中发挥负向调节作用,即代理效率越高,负向调节作用越强,反之越弱;(3)绩效期望差距和高管团队稳定性在大股东减持与战略激进度的关系中起部分中介作用。异质性分组检验结果表明,在管理者为男性、管理者学历较高、两职分离企业、衰退期企业中,大股东减持对战略激进度的提升作用更为明显。

本文的理论贡献主要在于:(1)检验了大股东减持引发企业战略激进度提升的信号传递机制,结合大股东与管理层因委托代理问题形成的信息差,在传统的信号传递理论之外,探究了大股东减持向企业内部群体传递信号的机制,从而拓宽了信号传递理论的研究范畴,强化了信号传递理论的解释力和预测力;(2)利用企业行为理论解释了大股东减持引发管理层战略调整的内在机理,检验了大股东减持对管理层绩效期望

的影响,从而将大股东股权结构纳入有限理性管理者决策逻辑的影响因素视角中,拓展了企业行为理论的应用边界;(3)将战略激进度前因机制的研究聚焦为对影响管理层行为因素的讨论,基于该思路探讨了大股东减持对企业战略的影响并阐释了内在机理,为全面理解管理层战略决策的动机补充了新的视角;(4)检验了代理效率对前述机制的调节作用,还通过异质性检验探明了不同内外部条件下的结果差异,对相关领域文献进行了有益补充。

本文提供了若干管理启示。大股东需对减持引致的战略激进度提升保持理性预判,及时与管理层进行有效的沟通,避免信息误判对企业稳健经营造成损害,更要防止激进的经营行为与外部市场的悲观预期形成共振,造成公司市值的大幅波动,给大股东和外部投资者带来减值风险。管理层勤勉(代理效率)对减持后战略激进度的调整有重要的影响。这就要求企业建立有效的薪酬契约激励机制,将管理层薪酬与股东财富紧密地联系起来,提升代理效率,从而在面对大股东减持时,能充分利用代理效率的抑制作用,避免过于激进的战略调整加大公司风险。当然,从宏观层面培育和完善经理人市场仍然是一条具有广泛意义的路径。另外,企业也应该关注并优化管理层结构,一方面,在减持后及时关注管理团队的绩效期望落差,避免团队稳定性过度下降;另一方面,通过适度调整管理团队的性别结构和学历结构等方式来保证企业战略激进度的稳健适当。

本文的研究还有一定的局限性。战略激进度是一个综合性和复杂性的议题,对其进行准确的测度是一个具有挑战性的工作。本文借鉴的是米尔斯等(1978)^[15]的方法,相对比较容易获取数据,但其仍有一定的噪声。此外,战略激进度的影响因素纷繁复杂,本文只从管理层勤勉角度对其进行讨论,未来可进一步从公司治理、内部控制等角度深入挖掘。最后,管理层异质性是一个重要的变量,本文只选取了一些显性表征进行了分析,未来可进一步从管理者(过度)自信、管理者能力等方面对这一议题进行深层次分析。

参考文献:

- [1] BENTLEY K A, OMER T C, SHARP N Y. Business strategy, financial reporting irregularities, and audit effort[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(2): 780-817.
- [2] GRIMMER L, MILES M P, BYROM J, et al. The impact of resources and strategic orientation on small retail firm performance[J]. *Journal of Small Business Management*, 2017, 55(S1): 7-26.
- [3] PENG M W, TAN J, TONG T W. Ownership types and strategic groups in an emerging economy[J]. *Journal of Management Studies*, 2004, 41(7): 1105-1129.
- [4] 蔡宁,贺锦江,王节祥. “互联网+”背景下的制度压力与企业创业战略选择——基于滴滴出行平台的案例研究[J]. *中国工业经济*, 2017(3): 174-192.
- [5] 俞红海,徐龙炳. 终极控股股东控制权与全流通背景下的大股东减持[J]. *财经研究*, 2010, 36(1): 123-133.
- [6] FRIEDMAN E, JOHNSON S, MITTON T. Propping and tunneling[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(4): 732-750.
- [7] 吴锡皓,张弛. 业绩预告下的股份减持与内幕交易——会计稳健性是遏制还是助力? [J]. *审计与经济研究*, 2021, 36(1): 68-78.
- [8] 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.
- [9] CHENG Q, LUO T, YUE H. Managerial incentives and management forecast precision[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(5): 1575-1602.
- [10] 林志帆,杜金岷,龙晓旋. 股票流动性与中国企业创新策略:流水不腐还是洪水猛兽? [J]. *金融研究*, 2021(3): 188-206.
- [11] 吴战旻,李晓龙. 内部人抛售、信息环境与股价崩盘[J]. *会计研究*, 2015(6): 48-55.
- [12] 朱茶芬,李志文,陈超. A股市场上大股东减持的时机选择和市场反应研究[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2011, 41(3): 159-169.
- [13] 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.
- [14] PORTER M E. The contributions of industrial organization to strategic management[J]. *Academy of Management Review*, 1981, 6(4): 609-620.

- [15] MILES R E, SNOW C C, MEYER A D, et al. Organizational strategy, structure, and process[J]. *Academy of Management Review*, 1978, 3(3): 546-562.
- [16] 孟庆斌,李昕宇,张修平. 卖空机制、资本市场压力与公司战略选择[J]. *中国工业经济*,2019(8):155-173.
- [17] 张焰朝,孙光国,陈思阳. 产业政策、资源配置与企业战略激进度[J]. *宏观经济研究*,2021(6):17-33.
- [18] 刘刚,于晓东. 高管类型与企业战略选择的匹配——基于行业生命周期与企业能力生命周期协同的视角[J]. *中国工业经济*,2015(10):115-130.
- [19] 连燕玲,叶文平,刘依琳. 行业竞争期望与组织战略背离——基于中国制造业上市公司的经验分析[J]. *管理世界*,2019,35(8):155-172.
- [20] 张明,蓝海林,陈伟宏,等. 殊途同归不同效:战略变革前因组态及其绩效研究[J]. *管理世界*,2020,36(9):168-186.
- [21] 欧锦文,王安生,叶文平. 持续性绩效期望落差与 OFDI——基于威胁刚性理论视角[J]. *南方经济*,2021(12):112-129.
- [22] 江诗松,龚丽敏,魏江. 转型经济背景下的企业政治战略:国有企业和民营企业的比较[J]. *南开管理评论*,2011,14(3):42-51.
- [23] 张双鹏,周建,周飞谷. 混合所有制改革对企业战略变革的影响研究——基于结构性权力的视角[J]. *管理评论*,2019,31(1):183-196.
- [24] 吴育辉,吴世农. 股票减持过程中的大股东掏空行为研究[J]. *中国工业经济*,2010(5):121-130.
- [25] BROCKMAN P, TRESL J, UNLU E. The impact of insider trading laws on dividend payout policy[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, 29: 263-287.
- [26] 郑志刚,吴新春,梁昕雯. 高控制权溢价的经济后果:基于“隧道挖掘”的证据[J]. *世界经济*,2014,37(9):145-172.
- [27] 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*,2018,21(1):99-108.
- [28] STEIN J C. Rational capital budgeting in an irrational world[J]. *Journal of Business*, 1996, 69(4): 429-455.
- [29] 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*,2017,20(2):133-143.
- [30] 郑丽,陈志军. 母子公司人员嵌入、控制层级与子公司代理成本[J]. *经济管理*,2018,40(10):75-91.
- [31] 王艳艳,何如桢,于李胜,等. 管理层能力与年报柔性监管——基于年报问询函回复和回函视角的研究[J]. *会计研究*,2020(12):59-70.
- [32] 刘少波,马超. 经理人异质性与大股东掏空抑制[J]. *经济研究*,2016,51(4):129-145.
- [33] 刘行. 企业的战略类型会影响盈余特征吗——会计稳健性视角的考察[J]. *南开管理评论*,2016,19(4):111-121.
- [34] 李寿喜. 产权、代理成本和代理效率[J]. *经济研究*,2007(1):102-113.
- [35] 王墨林,阎海峰,宋洲洋. 企业数字化程度对战略激进度的影响研究[J]. *管理学报*,2023,20(5):667-675.
- [36] 王化成,张修平,高升好. 企业战略影响过度投资吗[J]. *南开管理评论*,2016,19(4):87-97.
- [37] 孙健,王百强,曹丰,等. 公司战略影响盈余管理吗? [J]. *管理世界*,2016(3):160-169.
- [38] 刘孟晖,高友才. 现金股利的异常派现、代理成本与公司价值——来自中国上市公司的经验证据[J]. *南开管理评论*,2015,18(1):152-160.
- [39] CHEN W R. Determinants of firms' backward-and forward-looking R&D search behavior[J]. *Organization Science*, 2008, 19(4): 609-622.
- [40] 沈灏,罗如君. 绩效反馈与企业战略选择——来自中国创业板上市公司的证据[J]. *经济与管理研究*,2022,43(11):115-133.
- [41] 文巧甜,郭蓉. 资源约束框架下业绩反馈与战略调整方向研究——基于中国上市公司的数据分析[J]. *经济管理*,2017,39(3):90-108.
- [42] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. *心理科学进展*,2014,22(5):731-745.
- [43] 吕迪伟,陈伟宏,邱炜明,等. 绩效期望差距与企业内向开放式创新——基于认知-行为视角[J]. *管理科学学报*,2023,26(2):49-65.
- [44] 王菁,程博,孙元欣. 期望绩效反馈效果对企业研发和慈善捐赠行为的影响[J]. *管理世界*,2014(8):115-133.
- [45] 张兆国,曹丹婷,张弛. 高管团队稳定性会影响企业技术创新绩效吗——基于薪酬激励和社会关系的调节作用研究[J]. *会计研究*,2018(12):48-55.
- [46] HAMBRICK D C, MASON P A. Upper echelons; the organization as a reflection of its top managers[J]. *Academy of Management Review*, 1984, 9(2): 193-206.
- [47] 熊艾伦,王子娟,张勇,等. 性别异质性与企业决策:文化视角下的对比研究[J]. *管理世界*,2018,34(6):127-139.
- [48] 李小荣,刘行. CEO vs CFO:性别与股价崩盘风险[J]. *世界经济*,2012,35(12):102-129.
- [49] 谢晖,后青松,朱秀丽. 女性能顶半边天? ——基于机构投资者持股的视角[J]. *经济与管理研究*,2018,39(1):116-125.
- [50] BODEN R J, NUCCI A R. On the survival prospects of men's and women's new business ventures[J]. *Journal of Business Venturing*, 2000, 15(4): 347-362.
- [51] 邵剑兵,李威. 高管薪酬差距促进企业战略变革么? ——基于中国基金行业的实证研究[J]. *首都经济贸易大学学报*,2017,19(1):87-95.
- [52] 李云鹤,李湛,唐松莲. 企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率[J]. *南开管理评论*,2011,14(3):110-121.

Does Major Shareholders' Holding Reduction Affect Strategic Radicalization?

CHEN Yanliang¹, REN Haixia¹, GAO Chuang²

(1. Shandong Technology and Business University, Yantai 264005;

2. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract: Ensuring stability and building a solid foundation for the high-quality development of enterprises are at the forefront of theoretical research and management practice. Based on the principal-agent theory, this paper aims to explore the relationship between the major shareholders' holding reduction and strategic radicalization, the moderating effect of management's agency efficiency, and the heterogeneity issues.

This paper conducts the empirical analysis by using the multiple regression model and taking A-share listed companies in China from 2008 to 2020 as samples to provide support for corporate managers to make scientific decisions and prevent strategic risks. The findings are as follows. Firstly, major shareholders' holding reduction can be positively correlated with strategic radicalization. After a series of endogeneity and robustness tests, this conclusion is still valid. Secondly, the agency efficiency of management plays a negative moderating role. Specifically, the higher the agency efficiency, the stronger the negative moderating effect. Thirdly, the performance expectation gap and the stability of the top management team play a mediating role. Fourthly, major shareholders' holding reduction significantly improves enterprises' strategic radicalization with male managers, managers with higher educational qualifications, CEO duality, and enterprises in the recession period.

The marginal contributions of this paper are as follows. Firstly, it broadens the research scope of the signaling theory and strengthens its explanatory and predictive power. Secondly, it offers a new perspective for a comprehensive understanding of the motivation of management's strategic decision-making. Thirdly, it examines the moderating effect of agency efficiency on the above mechanism and explores the impacts under different internal and external conditions through heterogeneity test, which is a useful supplement to the existing literature.

The findings hold certain practical significance. On the one hand, major shareholders should maintain a rational prediction of the increase in strategic radicalization caused by holding reduction, communicate with the management timely, avoid damage to firm operation due to information asymmetry, and comprehensively consider factors such as the development stage, the internal governance mechanism and the heterogeneity of the top management team, to achieve effective intervention in the adjustment of strategic radicalization. On the other hand, standardizing major shareholders' holding reduction and cultivating and improving the manager market are long-term mechanisms for enterprises to operate steadily and achieve sustained development.

Keywords: major shareholders' holding reduction; strategic radicalization; agency efficiency; performance expectation gap; stability of top management team

责任编辑:李 叶