

上市公司员工持股计划的“双刃剑”效应研究： 基于公司不当行为的视角

马 奔¹, 仇 勇²

(1. 首都经济贸易大学会计学院, 北京 100070; 2. 北京工商大学商学院, 北京 100048)

摘 要: 员工持股计划有助于企业保留核心科技人才, 激发企业创新, 对形成新质生产力与推进新型工业化皆具有重要意义, 但在政策实施的过程中应警惕上市公司利用这一激励手段达成不当目的。基于 2014—2023 年中国上市公司 A 股的数据, 实证检验了员工持股计划与公司不当行为之间的关系。研究结果表明, 上市公司在员工持股计划持续期内发生不当行为的概率更高。其原因: 一是部分员工持股计划沦为变向的高管绩效式激励工具, 二是员工出于自身利益发挥了合谋掩饰作用。进一步研究发现存续期较短、由金融机构代管、存在杠杆融资及激励人数处于特定区间的员工持股计划与公司不当行为的正相关关系更加显著。类似于高管绩效式激励的“双刃剑”效应同样存在于员工激励中。基于此, 提出针对性的建议实现对上市公司的强监管, 以保障更好的政策效果进而提高上市公司质量。

关键词: 员工激励; 高管激励; 员工持股计划; 公司不当行为

中图分类号: F272; F832

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)06-0190-12

Research on the “double-edged sword” effect of employee stock ownership plan in listed companies: From the perspective of corporate misconduct

MA Ben¹, QIU Yong²

(1. School of Accounting, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. Business School, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China)

Abstract: Employee stock ownership plans help companies retain core technological talents, stimulate corporate innovation, and are of great significance for promoting new industrialization. Based on the panel data of A-shares of Chinese listed companies from 2014 to 2023, this paper empirically examines the relationship between employee stock ownership plans and corporate misconducts. Results of the study indicate that listed companies that implement employee stock ownership plans have a higher propensity to violate regulations. One of the reasons for this phenomenon is that employee stock ownership plans may have been turned into a performance-based incentive tool by executives, and second, the employees play the role of collusion and concealment out of their own interests. Further research finds that employee stock ownership plans with shorter durations, managed by financial institutions, leveraged financing and a smaller range of number of incentives have a more significant positive correlation with corporate misconducts. The “double-edged sword” effect similar to executive performance-based incentives also exists in employee incentives, especially in short-term and speculative employee incentives. Based on this, we finally put forward targeted suggestions to implement strong supervision of listed companies to ensure better policy effects and improve the quality of listed companies.

Key words: employee incentives; executive incentives; stock ownership; corporate fraud

收稿日期: 2024-01-16 修回日期: 2024-04-19

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“团队断层视角下研发团队人才评价机制重构与创新绩效持续提升路径研究”(19CGJ028)。

作者简介: 马奔(1987—), 男, 山西吕梁人, 首都经济贸易大学会计学院讲师, 博士, 研究方向为资本市场与公司治理。通信作者: 仇勇。

加快发展新质生产力,加快推进新型工业化,以科技创新引领发展,是党中央基于当前复杂多变的国内外形势,着眼全面建成社会主义现代化强国做出的重要战略部署。新质生产力的形成以自主创新为根本动力,而人才是创新的核心,培养科技创新人才为新型工业化提供坚实的人才基础是一项重要任务^[1]。从微观企业层面而言,必须通过建立完善的创新管理体系,激发人的创新意识,使创新从偶发性、个体性、非连续性上升为必然性、组织性、制度性的常态化现象。员工持股制度通过使企业科技核心人才共享企业发展成果的内在机制,是促进企业创新的一项重要的创新管理手段^[2-6]。同时,新修订的《公司法》第一条明确增加了保护员工合法权益的条款,企业发展将员工利益与股东、债权人的利益同等对待,深刻体现中国式现代化进程中“以人为本”的价值取向。当前,全球主要经济体基本形成以员工持股计划为主要形式的员工持股制度。美国1974年颁布的《职工退休收入保障法》为员工持股计划的推行与普及制定了明确的法律条文,其后于1981年专门成立了国家雇员持股中心。这个机构以促进员工持股计划的发展为宗旨,为企业与员工提供相关的专业咨询与培训服务,并组成由企业、员工代表及专家构成的委员会,定期发布研究报告,影响并参与国家相关立法等工作。欧洲也采取了相似的做法,于1998年成立了欧洲持股联合会。目前,美国超过6500家大型公司发行了员工持股计划,持股人涉及1400万名员工。欧洲95%以上的大型公司均实施员工持股计划,涉及680万名员工。尽管是舶来品,但在我国员工持股计划的实施并非完全照搬,而是依据国情历经多次反复与调整。直至2014年,随着国务院发布《关于进一步促进资本市场健康发展的若干意见》及证监会发布《关于上市公司实施员工持股计划试点的指导意见》,员工持股计划才逐渐成为我国上市公司员工持股制度的主要实施形式并大幅推广。截至2023年已有1076家上市公司至少实施过1期员工持股计划^①。然而,与欧美国家的员工持股计划实质上是

与401K养老金计划形成互补关系,帮助员工实现个人资产长期增长的财富管理手段不同的是,我国上市公司实施的大量员工持股计划呈现显著的短期性特征,这导致关于员工持股计划的效果在学界存在争议。一方面,发现员工持股计划在促进企业创新^[2-6]、缓解薪酬分配不公^[7]、防御并购^[8]等方面确实发挥了重要的作用,有效改善公司治理,能够实现预期的政策效果;另一方面,发现员工持股计划可能存在被上市公司逆向选择进行市值操纵^[9]或推高盈余管理^[10]等副作用。员工持股计划实质是将绩效型激励的范围由高管扩大至员工群体,实现个人收益与公司收益绑定的思想由高管向员工的“移植”。高管绩效型激励已被大量研究证明存在显著的“双刃剑”效应^[11],即一方面有效缓解传统的委托代理问题,另一方面由于激励与股价绑定,可能增加更多的公司不当行为,产生了新的代理问题。因此,员工持股计划是否也存在类似的“双刃剑”效应,是否可能增加公司的不当行为值得探讨。对于本应有利于资本市场发展的员工持股计划制度,应当深入研究其多元效应,有效防范上市公司将其逆向选择为机会主义行为的自利工具,这不仅体现了实现“纵向到底”的金融强监管的要求,而且从宏观意义上对于提高上市公司整体质量进而推进经济高质量发展意义重大。

本文以2014—2023年沪深A股上市公司为样本进行实证研究发现,当考虑整个员工持股计划的存续期时,由于高管自利动机的裹挟及员工的合谋,员工持股计划显著提高了公司不当行为发生的可能性,这一结论与仅考察员工持股计划实施当年影响的现有研究^[12-13]正好相反。经过稳健性检验和进一步研究,发现主要是那些短期性、投机性特征明显的员工持股计划会诱发公司的不当行为。本文在实证结论上明确提出应当有效改善可能诱发员工持股计划短期性与投机性的制度要素,包括探索非交易过户、明确激励范围、延长存续期等,以有助于更好的发挥员工持股计划这一长效机制的治理作用。此外,需要说明的是,本文的研究对象与公司违规、公司欺诈、企业

① 资料与数据分别来自:美国国家雇员持股中心(The National Center for Employee Ownership, NCEO),欧洲员工持股联合会(European Federation of Employee Share Ownership, EFES),锐思数据库(RESET)。

不端行为^[14]等是相近的概念,但基于后文稳健性检验中对被解释变量进行了多重度量方式,因此统一将本文的研究对象之一定义为含义更加广泛的企业不当行为。

一、文献综述与研究假设

(一)公司不当行为的影响因素

自美国“安然事件”后,上市公司欺诈、公司违规、财务舞弊、信息操纵等相关话题一直是国内外学界的热点问题,近年来关注的焦点逐渐从一些传统的治理因素向非传统因素转移。从实践来看,证券监管部门和大股东是传统意义上的公司的监督者。证券监管部门由于我国资本市场的阶段性特征和制度性特征,监管有效性受到诸多制约^[15]。而随着现代经济金融市场的发展,上市公司体量的快速膨胀,上市公司治理的核心冲突已逐渐由股东与管理层之间的第一类代理问题演变为大股东与中小股东之间的第二类代理问题。大股东也由传统理论担忧的利益受损者摇身变为问题的制造者。因此,如何发挥其他诸多影响因素的治理作用顺理成章为新的研究方向。研究者不仅关注到媒体^[16]、证券分析师^[17-18]、卖空方^[19-20]等市场角色的作用,还关注到资本市场开放^[21]、混合所有制^[22]等制度因素,以及传统文化^[23-24]、司法独立性^[25]、管理层性别^[26]等非制度因素。显然,公司内部员工与上市公司不当行为之间的关系是一个非常值得探讨的问题。有研究^[12-13]发现实施员工持股计划能够加强公司内部监督,进而抑制公司违规的发生。但是二者均只考察了公司员工持股计划实施当年对公司违规的影响。考虑到员工利益与上市公司股价的绑定关系在持股计划持续期间始终存在,在这个过程中员工持股计划究竟能否一如既往的加强公司内部监督还是走向反面,对这个问题尚未有明确的回答。值得一提的是,尽管对公司不当行为影响因素的研究如汗牛充栋,关于有些因素的影响也说法不一,但对于高管绩效式激励在提高公司绩效的同时也可能导致更多的公司不当行为^[11]基本没有争议,其他诸多治理因素也均需通过公司股价与高管收益绑定这一中介机制发挥作用。因此,探讨同样具有绩效激励性质的员工持股激励是否具有类似的“双刃剑效应”正是本文研究的重要动机。

(二)员工持股计划与公司治理

截至 2023 年,共有 1 076 家上市公司至少宣告并成功实施过 1 期员工持股计划,超过上市公司总数的 20%,所有上市公司共成功实施 1 802 期员工持股计划。作为资本市场的热点,学界同样予以充分关注,但对其实施效果存在争议。同时,员工持股计划还可以部分成为大股东监督的有效替代^[27],并作为反并购的防御手段^[8]。此外,员工持股计划使企业承担更多的社会责任,有更好的 ESG 表现^[28]。然而,研究者同时发现由于股价存在显著的公告效应^[29],员工持股计划更可能被上市公司基于市值操纵的目的而加以利用,导致实施效果有悖激励员工与提升公司长期价值的政策初衷。如果说通过员工持股计划释放积极信号提升股价,作为防范质押股权平仓而导致控制权转移的策略性手段^[30],还具有一定的积极作用。那么大股东利用股价抬升顺势减持^[9],或进一步利用减持资金赎回质押股^[32]则纯粹是一种大股东自利行为。一旦减持动机被投资者有效识别,导致股价不升反跌^[33],员工持股计划就彻底演变为一场自导自演的蹩脚戏。

(三)员工持股计划与公司不当行为

员工持股计划意在通过将员工利益与公司股价长期绑定,激励员工的积极性以提高公司长期价值。但如果政策实施过程中存在不完备要素,可能导致政策实施效果有悖初衷。根据对实施过程、要素与特征的梳理,本文发现首先是当前员工持股计划短期激励的特征较为凸出。在本文使用的样本中,40% 以上的员工持股计划存续期在 2 年以内,60% 以上的存续期在 3 年以内,且有大量员工持股计划委托资产管理机构管理。从实践来看,绝大多数员工持股计划在存续到期后减持完毕,展期的情况并不多见。由于股票减持的决策权在资产管理机构,即使员工有长期持股的意愿也无法实现。员工对股票只有收益权,没有处分权,导致员工只能通过持股计划实施期间的股价高估获得更高的收益。其次是当前员工持股计划的投机性较强。从资金来源看,有大量员工持股计划的筹资除了来自高管和员工的自有资金外,还包括由资产管理机构额外提供的杠杆融资。一般采取由资产管理机构作为优先级,上市公司作

为劣后级的结构化融资方式。这意味着上市公司员工在博取更高收益可能性的同时承担更高风险。员工持股计划作为一项公司治理的制度属性被削弱,作为一项金融产品的投机属性被大大的增强。上市公司不当行为的本质是将本应用于公司长期价值增长的资源转移到短期股价的维护上的资源错配^[11],因此在员工持股计划持续期,上市公司可能为了维持股价高估而实施不当行为。因此,本文提出假设 H1:相比未实施员工持股计划的上市公司,实施员工持股计划的上市公司发生不当行为的概率更高。

就具体机制而言,由于员工持股计划兼具高管绩效式激励的特征,可能导致在高管的主导下,公司不当行为的倾向提高。《指导意见》并未就员工持股计划中的高管参与做特别限制,导致员工持股计划理论上的主要受益人是员工,但实际上高管却大量参与,且包含大股东在内的高管群体对持股计划的提议与推进等具决定性作用。因此当高管认购比例较高、认购额较大时,涉及股权相关的激励计划都有极大的可能裹挟有高管的私利动机^[34]。如 2021 年格力电器的第 2 期员工持股计划中,董明珠本人由于高达 8 亿元及 27% 的申购比例引起媒体巨大非议。据此,本文提出假设 H2:高管认购比例越高,员工持股计划与公司不当行为的正向关系更加显著。

在短期性和投机性的激励下,尽管公司不当行为或公司违规普遍被认为是高管主导的行为,但员工也可能利用自身角色,通过合谋机制和掩饰机制影响公司违规活动。合谋和掩饰往往是相伴而生^[35]。具体到本文情境,合谋机制是指现代上市公司往往规模庞大,为限制个人权力,公司事项需经多流程、多环节及多人员的配合才能顺利施行。因此,即使公司高管决定实施有利于维护股价的违规活动,如果下属员工不予配合也难以顺利推进。此时,基于公司长期价值考虑的员工可能更倾向于选择拒绝合作,而实施员工持股计划的公司的员工由于其利益与短期股价绑定,可能更倾向于接受合作。掩饰机制是指即使员工未直接参与违规过程,但作为公司内部信息的拥有者,一般先于外部人知悉公司的违规活动。此时未参与违规但拥有信息的员工通过与已参与违规

的员工之间的互动仍可以影响违规活动。其面临阻挠、举报或隐瞒、默许的选择。基于公司长期价值考虑的员工更可能选择前者,将公司违规“扼杀于摇篮中”,而参与员工持股计划的员工由于短期投机性的激励更可能选择后者,相当于间接地促进了公司违规的顺利实施。高管绩效式激励引发了高管的违规动机,短期投机性较强的员工持股计划则给予了员工影响违规的机会。由于相关利益越大,越可能诱发不当行为,本文提出假设 H3:员工人均持股额越高,员工持股计划与公司不当行为的正向关系更加显著。

二、研究设计与数据说明

(一) 样本选取与数据来源

我国自 2014 年起开始实施员工持股计划,基于控制变量数据的可得性,本文基准回归选取 2014—2022 年中国上市公司数据作为研究样本,稳健性检验中的滞后期检验选择 2014—2023 年的样本,并对样本做如下处理:①剔除 B 股上市公司数据;②基于财务报表的特殊性,按照证监会 2012 年发布的《上市公司分类指引》剔除金融行业;③剔除 ST、*ST 等公司;④剔除数据缺失和异常的公司。最终得到 27 552 个公司—年度观测值。员工持股计划相关的主要数据来自锐思 (RESSET) 数据库,部分缺失数据由万得 (Wind) 数据库补充,其他数据均来自国泰安 (CSMAR) 数据库。

(二) 变量选取与定义

1. 被解释变量

首先,根据 CSMAR 的上市公司违规行为数据库构建二元变量 *Violate*,如果公司当年被监管部门披露有违规事件取 1,否则为 0;其次,违规事件发生后,监管部门会追溯公司实际违规的年份。根据数据库披露的实际违规年份定义变量 *Violate_Actual*,如果当年公司实施了违规取 1,否则为 0。依据如上定义,假设某公司 2018 年被监管部门发现并披露有违规事件,但在事后的追查中发现该公司的违规行为实际上发生在 2015—2016 年,则 $Violate_{2018} = 1$, $Violate_Actual_{2015,2016} = 1$,其他为 0。再次,定义公司当年实际违规次数 *Violate_Frequency*,当无违规时为 0。最后,参考相关^[36]研究,根据违规类型,剔除“其他”和“一般会计处理不当”,将剩余的违规行为定义为程度更为严重的“公司欺诈”行为,构建被解释

变量 *Fraud*,如果上市公司被监管部门披露了欺诈事件为 1,否则为 0。由于对被解释变量进行了多种定义方式,因此本文将研究目标定义为更广泛意义的“公司不当行为”。*Violate_Actual* 为本文主要关注的核心被解释变量,其余被解释变量主要用于稳健性检验与拓展分析。

2. 解释变量

根据锐思数据库 (RESSET) 披露的数据,定义变量 *ESOP*,剔除掉中止实施,尚在决议阶段等情况,只保留已成功实施的样本,如果公司当年成功实施了员工持股计划或尚在员工持股计划存续期内为 1,否则为 0。

3. 控制变量

参考已有研究^[21-24],选择以下因素作为控制变量:企业规模 (*Size*)、资产回报率 (*Roa*)、资产负债率 (*Lev*)、董事会会议次数 (*Meeting*)、两职合一 (*Duality*)、股票年回报率 (*Return*)、股票年换手率 (*Turnover*)、股权集中度 (*Top10*)、机构投资者 (*Institution*) 董事会规模 (*Boardsize*)、托宾 *Q* (*Tobinq*)、审计师类型 (*Audit*)、上市年限 (*Listedyear*)、独董比例 (*Indep*)、分析师跟踪度 (*Analyst*)。同时在回归模型中控制年份和行业

固定效应。

三、实证结果分析

(一)描述性统计分析

表 1 列示了各变量的描述性统计结果,对次数、人数及数额跨度较大的资产规模等变量进行对数化处理。前 6 列报告各变量的样本数、平均值、标准差、最小值和最大值。其中剔除数据缺失的样本,保留 1 802 期员工持股计划,并形成 3 356 个 *ESOP* = 1 的年度 - 公司观测值。根据变量 *Violate_Actual* 的统计结果发现有超过 20% 的年度—公司观测值发生了实际违规行为。*ESOP* 的平均值为 0.122,同主题研究^[12-13]的该统计值分别为 0.054 9 与 0.046,除了样本年份的差异,主要是由于本文把尚处于员工持股计划的持续期也定义为 1 所致。最后 3 列是根据样本是否违规进行的组间均值差检验,发现绝大部分变量组间存在显著差异。相比未发生违规的公司,发生违规的公司实施员工持股计划的比例更高,公司规模更小,资产收益率更低,杠杆率更高,董事会议次数更多,二职合一的比例更高,董事会人数更少,股权集中度更低,机构投资者比例更小,更少选择四大会计事务所,分析师跟踪度更低等。

表 1 描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值	<i>Violate_Actual</i> = 0	<i>Violate_Actual</i> = 1	组间差异
<i>Violate_Actual</i>	27 552	0.240	0.386	0.000	1.000	—	—	—
<i>ESOP</i>	27 552	0.122	0.288	0.000	1.000	0.130	0.165	-0.035 ***
<i>Size</i>	27 552	22.111	1.371	15.577	28.636	22.230	22.070	0.163 ***
<i>Roa</i>	27 552	0.046	0.115	-4.946	0.786	0.037	-0.004	0.041 ***
<i>Lev</i>	27 552	0.415	0.207	0.008	4.026	0.424	0.454	-0.030 ***
<i>Meeting</i>	27 552	2.311	0.355	1.099	4.078	9.903	10.900	-0.996 ***
<i>Duality</i>	27 552	0.32	0.466	0.000	1.000	0.275	0.316	-0.041 ***
<i>Boardsize</i>	27 552	2.299	0.223	0	3.296	2.236	2.220	0.016 ***
<i>Indep</i>	27 552	0.382	0.067	0.200	0.800	0.377	0.378	-0.001
<i>Top10</i>	27 552	0.589	0.158	0.013	0.91	0.588	0.550	0.037 ***
<i>Institution</i>	27 552	0.449	0.253	0.000	0.941	0.263	0.243	2.068 ***
<i>Audit</i>	27 552	0.057	0.237	0.000	1.000	0.063	0.033	0.030 ***
<i>Analyst</i>	27 552	1.272	1.171	0.000	4.331	1.432	1.191	0.241 ***
<i>Listedyear</i>	27 552	11.908	7.466	2.000	31.000	11.910	11.910	-0.008
<i>Tobinq</i>	27 552	2.294	5.788	0.153	715.945	2.218	2.583	-0.366 ***
<i>Return</i>	27 552	0.143	0.606	-0.850	15.211	0.152	0.108	0.045 ***
<i>Turnover</i>	27 552	6.355	5.383	0.053	54.199	6.292	6.595	-0.303 ***

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。下同。

(二)基准回归结果

为避免极端值的影响,本文对所有连续型变量进行 1% 和 99% 水平下的缩尾处理。基准回归以公司实际违规变量 *Violate_Actual* 为被解释变量,以员工持股变量 *ESOP* 为核心解释变量,应用

Probit 估计,并对标准误进行聚类处理。回归结果如表 2 所示。第(1)列和第(3)列为 Probit 估计直接的回归结果,第(2)列和第(4)列为边际效应估计。四组回归中 *ESOP* 均在 1% 的水平上对被解释变量有显著的正向影响,表明实施员工持股计划

的上市公司实施违规活动的概率更高。根据第(4)列的结果所示,在经济意义上,实施员工持股计划的上市公司比未实施上市公司涉及违规活动概率高2.7%。核心假设H1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Violate_Actual</i>	<i>Margins</i>	<i>Violate_Actual</i>	<i>Margins</i>
<i>ESOP</i>	0.135 *** (3.96)	0.040 *** (3.96)	0.092 *** (2.70)	0.027 *** (2.70)
<i>Size</i>	—	—	0.006 (0.37)	0.002 (0.37)
<i>Roa</i>	—	—	-1.568 *** (-9.33)	-0.456 *** (-9.45)
<i>Lev</i>	—	—	0.268 *** (3.58)	0.078 *** (3.58)
<i>Meeting</i>	—	—	0.365 *** (11.03)	0.105 *** (11.17)
<i>Duality</i>	—	—	0.061 *** (2.053)	0.018 *** (2.53)
<i>Boardsize</i>	—	—	-0.132 (-0.65)	-0.038 (-0.65)
<i>Lndep</i>	—	—	-0.348 (-0.83)	-0.094 (-0.83)
<i>Top10</i>	—	—	-0.430 *** (-3.89)	-0.124 *** (-3.90)
<i>Institution</i>	—	—	-0.120 ** (-2.12)	-0.034 ** (-2.12)
<i>Audit</i>	—	—	-0.194 *** (-1.88)	-0.056 *** (-1.88)
<i>Analyst</i>	—	—	-0.088 *** (-7.07)	-0.025 *** (-7.08)
<i>Listedyear</i>	—	—	-0.006 *** (-2.84)	-0.002 *** (-2.84)
<i>Tobinq</i>	—	—	0.035 *** (1.14)	0.010 *** (1.14)
<i>Return</i>	—	—	0.051 *** (1.36)	0.015 *** (1.36)
<i>Turnover</i>	—	—	0.036 *** (3.74)	0.011 *** (3.74)
<i>Constant</i>	-0.570 *** (-5.75)	—	-1.196 *** (-4.73)	—
<i>Year & Industry</i>	是	是	是	是
<i>N</i>	27 552	27 552	27 552	27 552
<i>Pseudo R²</i>	0.019		0.061	

(三)稳健性检验

为加强结论的可靠性,本文对基准回归结果进行了如下稳健性检验:

1. 基于倾向得分匹配的估计

实施员工持股计划的公司和未实施员工持股计划的公司可能存在影响公司违规行为的系统性差异。因此,借鉴相关研究^[7],以包括行业、年度

在内的所有控制变量,采用一比一不放回的方式进行匹配。使用匹配样本重新进行回归,结果如表3所示。核心解释变量ESOP依旧在5%的水平上与公司实际违规的概率正相关,公司实施员工持股计划依旧显著提升了公司实施违规的概率,与基准回归结果一致。

表3 基于PSM的估计

变量	(1)
	<i>Violate_Actual</i>
<i>ESOP</i>	0.091 ** (1.98)
<i>Controls</i>	是
<i>Year & Industry</i>	是
<i>Constant</i>	-1.286 (-1.62)
<i>N</i>	6 712
<i>Pseudo R²</i>	0.077

2. Heckman 两阶段估计

本研究可能存在样本选择偏误,上市公司可能因为已经违规或意欲违规而将施行员工持股计划作为掩盖策略。针对这一样本自选择问题,采用Heckman两阶段估计方法重新进行检验。首先,参考陈大鹏等^[10]的研究,鉴于同地区上市公司的员工股权激励政策存在相关性,但其他公司的员工激励显然和违规没有相关性。因此,选择同年度同省份但不同行业的员工持股计划实施状况IV-ESOP为工具变量,以ESOP为因变量进行第一阶段回归,并计算相应的逆米尔斯比IMR。第二阶段回归在基准回归的基础上控制逆米尔斯比。两阶段回归结果分别由表4第(1)列和第(2)列报

表4 基于Heckman两阶段估计

变量	(1)	(2)
	第一阶段 <i>ESOP</i>	第二阶段 <i>Violate_Actual</i>
<i>ESOP</i>	—	0.104 *** (2.70)
<i>IV-ESOP</i>	1.339 *** (4.11)	—
<i>IMR</i>	—	-0.14 (-0.72)
<i>Controls</i>	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是
<i>N</i>	27 552	27 552
<i>Constant</i>	—	-0.140 (-0.72)
<i>Pseudo R²</i>	0.119	0.060

告。第(1)列回归结果表明选取的工具变量与核心解释变量显著相关,第(2)列回归结果表明,在控制逆米尔斯比后 *ESOP* 依旧在 1% 的显著性水平上与因变量正相关,再次证明基准回归结果稳健。

3. 替换解释变量和被解释变量

将基准回归中的被解释变量由实际违规替换为违规事件,即由 *Violate_Actual* 替换为 *Violate*,重新进行回归,回归结果由表 5 第(1)列报告,发现因变量违规事件此时与自变量 *ESOP* 虽依旧正相关,但不再显著。这可能是由于员工持股计划对违规发生的正向影响与违规稽查的负向影响相抵消所致。因此,考虑到违规从发生到被稽查存在时滞,将所有自变量取滞后一期以弱化自变量对违规稽查的影响并重新进行回归,结果由表 5 第(2)列所示,发现 *ESOP* 与 *Violate* 在 1% 水平上显著正相关。第(3)列和第(4)列分别取自变量滞后 2 至 3 期重新回归,发现实施员工持股计划依旧在 1% 和 5% 的显著性水平上提高了公司实施违规的概率。另外,参考胡海峰等^[36]的研究,将因变量由 *Violate* 替换为 *Fraud*,即由违规事件替换为欺诈事件,重新回归的结果由表 5 第(5)列所示,发现 *ESOP* 与因变量在 1% 的显著性水平上正相关。与第(1)列结果相比,这或许是由于程度较轻的违规活动一般不会对公司股价有显著的影响,也就与员工持股计划相关的员工利益关系不大。只有较严重的欺诈活动可能影响公司股价进而影响员工利益时,员工持股计划才相应的发挥作用。

表 5 替换解释变量与被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Violate</i>	<i>Violate</i>	<i>Violate</i>	<i>Violate</i>	<i>Fraud</i>
<i>ESOP</i>	0.053 (1.60)	0.107 *** (2.88)	0.134 *** (3.31)	0.105 ** (2.30)	0.089 *** (2.60)
<i>Controls</i>	是	是	是	<i>Controls</i>	是
<i>Year & Industry</i>	是	是	是	<i>Year & Industry</i>	是
<i>N</i>	27 552	22 822	18 864	15 443	27 552
<i>Constant</i>	-0.430 (-1.15)	-0.246 (-0.60)	0.732 (1.58)	0.549 (1.11)	-0.051 (-0.13)
<i>Pseudo R</i> ²	0.055	0.054 8	0.053 1	0.053 7	0.054

4. 固定效应模型与负二项回归

基准回归可能遗漏了不随时间改变的公司个体因素,因此借鉴相关研究^[37],应用 Conditional Logit 估计,并控制公司个体固定效应重新进行实证检验,结果由表 6 第(1)列所示。参考相关研

究^[19],应用负二项模型重新估计。表 6 第(2)列因变量仍为表示公司实际发生违规的二元变量 *Violate_Actual*,第(3)列因变量替换为公司当年的违规次数 *Violate_Frequency*,公司当年无违规时为 0。三列回归结果中,*ESOP* 分别在 5%、1%、1% 的水平上与因变量显著正相关,与基准回归结果一致,表明估计方法的选择不影响本文的核心结论。

表 6 固定效应模型与负二项回归

变量	(1)	(2)	(3)
	C logit 回归	负二项回归	
	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Frequency</i>
<i>ESOP</i>	0.132 ** (2.48)	0.145 *** (3.04)	0.198 *** (3.68)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是
<i>Individual FE</i>	是	否	否
<i>N</i>	20 453	27 552	27 552
<i>Constant</i>	-	-0.701 (-1.29)	-0.474 (-0.78)
<i>Pseudo R</i> ²	0.025	0.040	0.047

四、机制检验

(一)高管的自利动机:高管认购比例与公司不当行为

本文样本涉及的 1 802 期员工持股计划中超过 90% 均有高管参与认购,个别样本甚至存在高管 100% 认购的极端情况。前文认为由于员工持股计划可能是披着员工激励的外衣而成为变向的高管激励,是导致公司更容易发生违规的原因之一。因此,首先构造高管持股比例变量 *Manager*,考察其与公司违规的关系。回归结果如表 7 所示。其中第一列为在 *ESOP* = 1 的样本内进行考察,发现高管持股比例 *Manager* 与因变量 *Violate_Actual* 在 5% 的水平上显著正相关。其次,公司实施员工持股计划但高管未认购与公司未实施员工持股计划两种情形对于高管的利益而言并无分别。因此,在第(2)列回归中对所有未实施员工持股计划下的 *Manager* 赋值为 0,在全样本下进行考察。此时,*Manager* 在一定程度上替代了自变量 *ESOP*。结果发现,*Manager* 在 1% 的水平上与被解释变量正相关。这不仅说明了员工持股计划中的高管持股比例明显与公司违规正相关,同时替换核心解释变量的模型也再次证明基准回归结果稳健。最

后,由于只有当 $ESOP = 1$ 时, $Manager$ 才可能大于 0,即 $Manager = Manager \times ESOP$ 。因此当将两变量同时放入全样本回归时,相当于考察 $Manager$ 的调节效应。如表 7 第(3)列所示, $Manager$ 在 1% 的水平上与被解释变量显著正相关,表明高管持股显著强化了员工持股计划与公司违规之间的正向关系,假设 H2 得到验证。

表 7 员工持股计划、高管持股比例与公司违规

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>
<i>ESOP</i>	-	-	0.036 (0.78)
<i>Manager</i>	0.004 ** (2.52)	0.004 *** (3.82)	0.004 *** (2.68)
<i>Constant</i>	-2.605 ** (-2.23)	-0.074 (-0.17)	-0.072 (-0.17)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是	是
<i>Constant</i>	-2.605 ** (-2.23)	-0.074 (-0.17)	-0.072 (-0.17)
<i>N</i>	3 356	27 552	27 552
<i>Pseudo R²</i>	0.095	0.061	0.061

(二)合谋机制:员工利益与公司不当行为

即使剔除高管利益的影响,员工可能出于自身利益的考量进而与公司高管合谋,从而对公司违规行为产生影响。定义自变量员工人均持股金额 $Employee = \text{员工持股计划资金总规模} \times \text{员工持股比例} / \text{激励总人数}$ 。由于只能获取参与计划总人数的数据,但考虑到高管人数往往大幅低于普通员工人数,因此该指标可近似表征员工持股计划中与员工相关的利益,并按照与上文考察高管持股影响部分的相同思路进行三次回归检验。回归结果如表 8 所示。第(1)列表示基于所有实施了员工持股计划的样本内,员工人均持股金额对公司违规的影响。 $Employee$ 的影响系数在 5% 的显著性水平上与 $Violate_Actual$ 正相关,表明员工持股计划与公司违规的关系主要在员工人均持股金额更高的样本体现。第(2)列表示将未实施员工持股计划的员工人均持股金额 $Employee$ 均赋值为 0,并在全样本内考察员工人均持股金额对公司违规的影响。 $Employee$ 的影响系数在 1% 的显著性水平上与 $Violate_Actual$ 正相关,实证结果不仅再次证明前文推断,而且以连续性变量 $Employee$ 替代基准回归二元核心解释变量 $ESOP$,可以再次证明基准回归结果稳健。第(3)列将 $ESOP$ 与 $Employee$ 同时列入

估计方程,由于 $Employee = ESOP \times Employee$,相当于考察 $Employee$ 的调节效应。回归结果显示 $Employee$ 与因变量在 5% 的显著性水平上正相关,表明员工持股金额越高,员工持股计划与公司违规发生的正相关性越强。总之,表 8 的回归结果表明,即使剔除高管的影响,员工出于自身利益的考虑,对员工持股计划也有显著的影响。由于公司违规一般是由高管主导的行为,显然员工是通过自身角色发挥了配合或合谋的作用。假设 H3 得到验证。

表 8 员工持股计划、员工持股金额与公司违规

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>
<i>ESOP</i>	-	-	0.062 (1.43)
<i>Employee</i>	0.210 ** (2.43)	0.230 *** (3.20)	0.173 ** (2.16)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是	是
<i>Constant</i>	-2.016 * (-1.73)	-0.005 (-0.01)	-0.019 (-0.04)
<i>N</i>	3 356	27 552	27 552
<i>Pseudo R²</i>	0.095	0.060	0.061

(三)掩饰机制:员工持股计划与公司违规的稽查概率

公司最终发生违规事件实际上包含违规的发生和违规最终被稽查到两个阶段。员工的隐瞒机制可能间接促进了公司违规的顺利实施,但要证明隐瞒机制的存在,就需要首先证明对于内部已发生的违规活动,员工持股计划会导致违规活动被稽查到的概率降低。因此,参考已有研究^[17,19,36],应用考虑部分可观测的 Bivariate Probit 估计方法重新考察员工持股计划对公司违规的影响。实证结果如表 9 所示。因变量为 $Violate$,若公司当年被监管部门披露有违规事件为 1,否则为 0。同时定义潜变量 $Committing$ 与 $Detection$ 均等于 $Violate$,分别代表违规的实施和稽查过程。为了有效区分两阶段,控制变量被分为 3 类,分别为单独影响 $Committing$ 、单独影响 $Detection$ 和同时影响两阶段的变量。表 9 第(2)列结果显示,员工持股计划与违规活动的稽查概率在 5% 的水平下显著负相关。表明相对其他公司,实施员工持股计划的公司违规活动的稽查概率更低。员工作为公司内部信息的拥有者,对于已发生的违规活动发挥了隐瞒的作用。控制变量的回归结果基本与已有研

究一致。如公司规模更大的公司实施违规的概率更低^[38],同时被稽查到的概率却越高。机构投资者可以抑制公司违规的倾向,但可以提高违规被稽查的概率,发挥较好地治理作用^[39]等,表明实证过程可以较好的估计公司违规的实施和稽查过程。此外,根据表 9 第(1)列结果显示,员工持股计划与违规活动的实施依然显著正相关。因此,应用考虑部分可观测 Bivaritate Probit 估计,一方面验证了员工持股计划与违规稽查概率的关系,证明掩饰机制的存在;另一方面作为 Probit 估计方法的替代,可再次证明前文基准回归结果稳健。

表 9 员工持股计划与公司违规的稽查概率

变量	(1)	(2)
	<i>Committing</i>	<i>Detection</i>
<i>ESOP</i>	0.092 * (1.78)	-0.285 ** (-2.23)
<i>Roa</i>	-1.346 *** (-9.23)	-
<i>Lev</i>	0.330 *** (5.00)	-
<i>Size</i>	-0.103 *** (-5.89)	0.421 *** (5.83)
<i>Meeting</i>	0.028 *** (8.45)	0.003 (0.23)
<i>Duality</i>	0.160 *** (4.26)	-0.187 ** (-2.15)
<i>Top10</i>	-0.181 (-1.45)	-0.440 (-0.99)
<i>Institution</i>	-0.003 *** (-3.79)	0.005 ** (2.33)
<i>Audit</i>	-0.196 *** (-3.10)	0.171 (0.59)
<i>Analyst</i>	-0.072 *** (-4.75)	-0.031 (-0.63)
<i>Listedyear</i>	-0.018 *** (-5.68)	0.131 *** (3.34)
<i>Broadsize</i>	0.025 (0.24)	-0.315 (-0.91)
<i>Lndep</i>	-0.548 * (-1.80)	0.910 (0.93)
<i>Tobinq</i>	0.001 (0.36)	0.131 *** (3.14)
<i>Return</i>	-	-0.022 (-0.45)
<i>Turnover</i>	-	0.009 * (1.93)
<i>Constant</i>	1.544 *** (3.50)	-8.120 *** (-4.39)
<i>Year FE</i>	是	是
<i>N</i>	27 552	27 552
<i>Wald chi²</i>	817.63	
<i>L - likelihood</i>	-9 098.524	

五、进一步研究

(一)存续期的影响

在本文所使用的样本中,员工持股计划存续期 2 年之内的超过 40%。存续期过短的员工持股计划实质已经失去了员工长期持股、将员工利益与公司长期利益绑定协同的意义。存续期过短可能导致员工更重视公司短期股价的表现。而诸多公司违规行为往往是出于维护公司短期股价,牺牲公司长期利益的目的。基于此,定义表征员工持续计划存续期的变量 *Period*,以年为单位,并进行样本分组检验。检验结果如表 10 所示,第(1)和第(2)列分别为基于员工持股计划存续期小于等于 2 年和大于 2 年样本的回归结果,最终发现 *ESOP* 在存续期小于等于 2 年的样本内与因变量 *Violate_Actual* 在 1% 的水平上显著正相关,而在大于 2 年的样本内虽然正相关,但不再显著。表明 *ESOP* 与 *Violate_Actual* 的正向关系在存续期较短时更加明显。员工持股计划的存续期越短,上市公司越容易牺牲公司长期利益,而采取维护公司股价的违规活动。

表 10 员工持股计划的存续期与公司违规

变量	(1)	(2)
	<i>Period</i> ≤ 2 年	<i>Period</i> > 2 年
	<i>Violate_Actual</i>	<i>Violate_Actual</i>
<i>Period</i>	4.898 *** (21.82)	0.009 (0.20)
<i>Controls</i>	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是
<i>Constant</i>	-15.038 *** (-8.08)	-3.303 ** (-2.01)
<i>N</i>	1 109	1 463
<i>Pseudo R²</i>	0.120	0.104

(二)资金管理模式的影响

在公司自行管理模式下,信息传递链条更短、更为通畅,员工更易于参与交易决策,当员工存在长期持股的意愿时更容易实现。而在由资产管理机构代为管理的模式下,股票的买卖决策一方面取决于资产管理机构的择时动机,或只是按照合同规定期限机械执行,而非员工利益。另一方面,出于管理成本的需要,即使有员工愿意长期持有,资产管理机构也无法满足其需求。假如股票已大部分卖出,少部分员工意欲长期持有,此时资产管理机构投入人力物力显然得不偿失。因此资产管

理机构往往在存续期内分批集中卖出所有股票,极少出现展期的状况。员工利益最大化的方式只能来自机构管理计划期间的股价高估。基于此,定义管理模式变量 *Mode*,当员工持股计划由资产管理机构代为管理时为 1,否则为 0,并重新进行回归。结果如表 11 第(1)列所示。*Mode* 与因变量显著正相关,表明资产管理机构管理模式下的员工持股计划更容易提高公司发生违规的概率。

表 11 管理模式、杠杆融资、人均持有金额的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	Violate_Actual	Violate_Actual	Violate_Actual
<i>Mode</i>	0.140 * (1.72)	-	-
<i>Finance</i>	-	0.238 *** (3.24)	-
<i>Average</i>	-	-	0.051 * (1.71)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是	是
<i>N</i>	3 356	3 356	1 889
<i>Constant</i>	-2.262 * (-1.94)	-2.513 ** (-2.16)	-3.012 ** (-2.04)
<i>Pseudo R²</i>	0.094	0.098	0.106

(三) 杠杆融资的影响

大量员工持股计划作不仅由金融机构代为管理,而且由金融机构在上市公司自筹资金的基础上按照一定倍数提供额外的杠杆融资。杠杆的结构一般由金融机构承担优先级,由上市公司承担劣后级。金融机构作为优先级可以获得较为稳定的固定收益,持股员工的预期收益与承担的风险则被成倍放大。因此,员工持股计划的投机性在存在杠杆融资时被进一步增强。员工的风险偏好提高,将更有动机促成公司违规行为的实现以维护股价。基于此,构造变量 *Finance*,当员工持股计划存在杠杆融资的情形时取 1,否则为 0。针对所有实施员工持股计划的样本进行回归,结果如表 11 第(2)列所示:自变量 *Finance* 与因变量 *Violate_Actual* 在 1% 的水平上显著正相关。表明相对没有杠杆融资的员工持股计划,存在杠杆融资的员工持股计划与公司违规的正向关系更加显著。

(四) 人均持有金额的影响

本部分不区分员工持股计划中的高管利益与员工利益,探讨高管与员工是否在共同利益的驱使下通过合谋机制影响公司违规的发生。定义

Average = 员工持股计划资金总规模/持有人数。考察总体人均持股规模与公司违规的影响,回归结果如表 11 第(3)列所示,*Average* 与因变量显著正相关,表明员工持股计划的人均持有金额越高,高管与员工之间的合谋机制更易达成,上市公司实施违规活动的概率越高。

(五) 激励人数的影响

合谋机制下的违法违规行对于团队人数可能存在一种微妙的机制:团队人数不能过少,否则难以保证足够的配合顺利推进;同时人数又不能过多,因为人数过多时存在更高的曝光的可能性,即合谋要求参与的人数处在一个适宜的“配合区间”。员工持股计划作为一种集体激励的方式,可能在与公司违规的关系上同样存在这一机制。即员工持股计划的激励人数在一定范围内时,可能与公司违规正相关,而超出一定范围后,这一相关性不复存在,甚至出于曝光率提高的威慑负相关。本文采取逐步测试的方法,以某一激励人数为分界线进行分样本检验。最终发现,在激励人数的 20% 分位数 70 人左右存在明显的分别。构造连续变量 *Holding Num*,表征激励人数,并以 *Violate_Actual* 为因变量进行回归。结果如表 12 第(1)和第(2)列所示,在激励人数小于等于 70 人的样本内,*Holding Num* 与因变量 *Violate_Actual* 显著正相关,在大于 70 人的样本内反而显著负相关。回归结果验证了前述推断。同时,通过不断测试,发现在激励人数分界线降为 50 前这一关系持续成立,如表 12 第(3)和第(4)列所示,但在分界线低于 50 人后,*Holding Num* 与因变量的显著性开始降低,但也有可能是由于低于 50 人的样本过少导致。实证结果至少表明,员工持股计划与公司违规的正向关系在 50~70 人最为显著。因此,员工持股计划与公司违规行为的正向关系也并不是绝对意义上的越小越明显,而是处于一个特定区间时最为显著。

新修订的《公司法》第一条明确增加保护职工利益的条款,现代企业管理制度的建立与员工利益保护制度息息相关。高管绩效式激励作为一种重要的缓解委托代理问题的手段,在提高公司绩效的同时可能导致更多公司不当行为的发生,本文发现这种“双刃剑”效应可能同样存在于员工激励中。员工持股计划是我国将长期坚持的制度,

在实现政策预期效果的同时应警惕上市公司将其逆向选择为机会主义行为的自利工具,尤其是在股价低迷的市场中,会导致投资者更进一步对市场丧失信心,不利于当前资本市场风险的防范与化解。

表 12 持有人数的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	≤70 人 <i>Violate_ Actual</i>	>70 人 <i>Violate_ Actual</i>	≤50 人 <i>Violate_ Actual</i>	>50 人 <i>Violate_ Actual</i>
<i>Holding Num</i>	0.012 ** (2.38)	-0.000 ** (-2.51)	0.023 ** (2.45)	-0.000 *** (-2.59)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Year & Industry</i>	是	是	是	是
<i>Constant</i>	-18.145 *** (-4.56)	-3.094 ** (-1.99)	-19.099 *** (-4.28)	-3.181 ** (-2.04)
<i>N</i>	401	1 523	301	1 623
<i>Pseudo R²</i>	0.241	0.104	0.284	0.103

六、结论与政策建议

新质生产力的发展要求形成与之相适应的新型生产关系,企业是国家创新的主体,员工是企业创新的主体。由于科技创新的落地与效益实现存在时滞,通过员工持股计划将员工利益与企业利益长期绑定,有利于激发员工的创新动力。但本文发现当员工持股计划的存续期较短,资金股票由金融机构代管、存在杠杆融资、人均持股金额更高以及激励人数处于“配合”区间时,员工持股计划会导致更多的公司不当行为。造成这一现象的原因:一是当前员工持股计划制度未对高管参与进行明确的限制,导致员工持股计划沦为变向的高管激励方式;二是大量短期投机型的员工持股计划削弱了其公司治理的属性,增强了金融工具的属性。员工基于自身利益的考量,通过合谋掩饰机制促成了公司不当行为。基于此,本文尝试提出如下政策性建议。

(1)严格限制高管参与及提高激励人数下限。应当有效区分高管激励与员工激励,避免高管将员工持股计划变为实现自利动机的工具。数据显示,有个别员工持股计划甚至出现高管百分之百认购的现象,纯粹将员工持股计划作为摆设。此外,一般激励人数越少,被激励员工与高管内在关联更为密切,本文发现激励人数在较少的特定区间时,公司不当行为更容易发生。基于此,建议员工持股计划应当为激励人数设立一个

较高的下限。依据本文的实证结果,至少应为 70 人以上。

(2)提高员工持股计划存续期下限。当前大量员工持股计划存续期过低,60% 以上集中于 2 ~ 3 年以内,存续期在 10 年以上的寥寥无几。过低的存续期已基本丧失鼓励员工与公司利益长期共存的意义。反之,则更容易导致公司出于维护短期股价的目的铤而走险。但若存续期过长,导致员工面临的不确定性增加,会降低员工参与持股计划的积极性,因此可以考虑同时配套提高员工持股计划相比市价的折扣幅度作为补偿机制。

(3)探讨员工持股计划的非交易过户机制。由金融机构代为管理的模式创新却导致了更多的公司不当行为。从金融机构的角度而言,如果满足员工多样化的持股需求将面临更高的管理成本。当部分员工有长期持股的意愿,而大量股票已出售的情况下,金融机构为维护这少部分员工持股而投入人力物力显然得不偿失。由于相关非交易制度的缺失,金融机构只能选择在存续期到期时出售全部股票。因此,如果存续期满后,金融机构能够将剩余股票通过非交易过户将股票转移至上市公司或员工个人名下自行管理,满足员工长期持股需求,或可大幅降低员工出于维护股价,参与公司不当行为发生的概率。

(4)严格管理员工持股计划的杠杆融资。杠杆融资同时扩大预期收益与风险,提高员工的风险偏好。实质上,近年由于股市行情整体低迷,有大量员工持股计划最终甚至以亏损出局,但金融机构等融资方作为优先级依旧可获得高额的固定收益,进一步放大了上市公司与员工的损失。投机性的增强显然将导致上市公司违规概率的提高。因此,研究如何规范员工持股计划中的杠杆融资行为,制定相关细则,避免粗放式管理应当成为证券监管部门研究的重要课题。

参考文献:

[1]新型工业化“大家谈”[N]. 中国电子报,2023-08-18.
<http://www.cena.com.cn/special/2023xxgyhdjt.html>
[2]李韵,丁林峰. 员工持股计划、集体激励与企业创新[J]. 财经研究,2020(7):35-48.
[3]孟庆斌,李昕宇,张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗:基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界,2019,35(11):209-228.

- [4]周冬华,黄佳,赵玉洁. 员工持股计划与企业创新[J]. 会计研究,2019(3):63-70.
- [5]王文华,何杭娟,钟海连. 员工持股计划与企业创新绩效:基于创新文化的中介效应[J]. 经济与管理评论,2023,39(4):97-108.
- [6]CHENG F, JI S, CHEN Y. The contract design of employee stock ownership plan and enterprise innovation investment: evidence from China [J]. Sustainability, 2023; 15(3):2601.
- [7]张永冀,吕彤彤,苏治. 员工持股计划与薪酬粘性差距[J]. 会计研究,2019(8):55-63.
- [8]郑志刚,雍红艳,黄继承. 员工持股计划的实施动机:激励还是防御[J]. 中国工业经济,2021(3):118-136.
- [9]陈运佳,吕长江,黄海杰,等. 上市公司为什么选择员工持股计划:基于市值管理的证据[J]. 会计研究,2020(5):91-103.
- [10]陈大鹏,施新政,陆瑶,等. 员工持股计划与财务信息质量[J]. 南开管理评论,2019(1):166-180.
- [11]PENG L, RÖELL A. Managerial incentives and stock price manipulation [J]. Journal of finance, 2014, 69(2): 487-526.
- [12]于连超,刘强,毕茜. 员工持股计划对企业违规的治理效应研究[J]. 证券市场导报,2022(2):44-55.
- [13]张学志,李灿权,周梓洵. 员工持股计划、内部监督与企业违规[J]. 世界经济,2022(3):185-211.
- [14]高勇强,王莹丽. 企业不端行为的研究进展与未来展望[J]. 管理学报,2021,18(10):1573-1580.
- [15]郝旭光,朱冰,张士玉. 中国证券市场监管政策效果研究:基于问卷调查的分析[J]. 管理世界,2012(7):44-53.
- [16]周开国,应千伟,钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗:来自中国上市公司违规的证据[J]. 金融研究,2016(6):193-206.
- [17]马奔,杨耀武. 视而不见? 证券分析师与上市公司欺诈关系研究:基于考虑部分可观测的 Bivariate Probit 估计[J]. 南开经济研究,2020(2):92-113.
- [18]廖佳,苏冬蔚. 上市公司负面声誉与分析师关注:“趋之若鹜”抑或“避之若浼”[J]. 会计研究,2021(8):38-53.
- [19]孟庆斌,邹洋,侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. 经济研究,2019,54(6):89-105.
- [20]徐细雄,占恒,李万利. 卖空机制、双重治理与公司违规:基于市场化治理视角的实证检验[J]. 金融研究,2021(10):190-206.
- [21]邹洋,张瑞君,孟庆斌,等. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗:来自“沪港通”的经验证据[J]. 中国软科学,2019(8):120-134.
- [22]梁上坤,徐灿宇,司映雪. 混合所有制度与公司违规行为[J]. 经济管理,2020,42(8):138-154.
- [23]程博,熊婷,林敏华. 儒家传统文化与公司违规行为:基于中国家族上市公司的分析[J]. 经济理论与经济管理,2018(10):72-86.
- [24]李文佳,朱玉杰. 儒家文化对公司违规行为的影响研究[J]. 经济管理,2021,43(9):137-153.
- [25]曹春方,陈露兰,张婷婷. “法律的名义”:司法独立性提升与公司违规[J]. 金融研究,2017(5):191-206.
- [26]SHANER C, OLDFORD E, WANG J. Corporate social responsibility and corporate fraud in China: the perspective of moderating effect of board gender diversity [J]. International review of economics and finance, 2023(88): 1582-1601.
- [27]王烨,盛明泉,孙慧倩. 大股东监督与员工持股计划的替代效应研究:基于2014年员工持股制度改革的经验数据[J]. 财贸研究,2019(11):94-110.
- [28]KONG D, LIU J, WANG Y. Employee stock ownership plans and corporate environmental engagement [J]. Journal of business ethics, 2023.
- [29]王砾,代昀昊,孔东民. 激励相容:上市公司员工持股计划的公告效应[J]. 经济学动态,2017(2):37-50.
- [30]郑志刚,张浩,黄继承,等. 员工持股计划的复杂动机研究:基于控股股东股权质押的视角[J]. 财贸经济,2021(7):67-81.
- [31]孙晓燕,刘亦舒. 股权质押、员工持股计划与大股东自利行为[J]. 会计研究,2021(4):117-129.
- [32]郝永亮,金昕,张永冀. “减持迷雾”下的员工持股计划:基于股权激励的对比分析[J]. 管理评论,2019(10):164-177.
- [33]戴璐,林黛西. 员工持股计划中的高管认购行为、业绩操纵与审计监督[J]. 审计研究,2018(6):90-96.
- [34]李博文,陆正飞. 股权激励工具选择的自利性问题:来自A股上市公司执行董事获授权益的证据[J]. 经济研究,2023,58(12):113-131.
- [35]邱国栋,任博. 金融科技抑制合谋掩饰行为:响应中国式现代化建设的治理对策[J]. 中国软科学,2023(2):73-85.
- [36]胡海峰,马奔,王爱萍. 什么样的股权结构更容易导致公司欺诈:基于部分可观测的 Bivariate Probit 估计[J]. 北京师范大学学报(社会科学版),2019(5):148-160.
- [37]乔菲,文雯,徐经长. 纵向兼任高管能抑制公司违规吗? [J]. 经济管理,2021(5):176-191.
- [38]HASS L H, TARSALEWSKA M, FENG Z. Equity incentives and corporate fraud in China [J]. Journal of business ethics, 2016, 138(4):723-742.
- [39]陆瑶,朱玉杰,胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究. 南开管理评论,2012(1):13-23.

(本文责编:辛 城)