

混改背景下员工持股计划的公司治理效应

——基于内部控制质量视角

孙 丽, 刘 滔

(湖南师范大学 商学院, 湖南 长沙 410081)

[摘 要]混合所有制改革旨在通过国有资本、非公有资本与人力资本的深度融合,激发企业活力并优化资源配置。基于混改制度背景,从人力资本产权理论切入,考察员工持股计划的公司治理效应,研究发现,员工持股计划通过剩余索取权共享形成的风险共担机制显著提升了内部控制质量,但治理效应呈现倒 U 型非线性特征,当员工参与比例趋近 50% 时边际效益递减,形成集体行动困境。异质性检验结果表明,非高管主导型方案、杠杆配资模式、长锁定期可强化治理效果,而锁定期届满后短期套利动机引发市值管理行为,导致内控质量下降。所得结论拓展了混合所有制改革“第三条路径”治理效应研究,为新时代深化要素市场化改革背景下优化混合所有制企业治理结构、实现“国民共进”发展格局提供了理论支撑与实践启示。

[关键词]混合所有制改革;员工持股计划;内部控制质量;治理效应;杠杆配资

[中图分类号]F230 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)06-0062-10

一、引言

混合所有制改革旨在重构多元产权主体的激励相容机制,通过国有资本、非公有资本与人力资本的深度融合,激发企业活力并优化资源配置。员工持股计划作为实现“人力资本混合”的关键路径,通过赋予员工股东身份,推动企业产权结构从“两元混合”向“三足鼎立”转型,促进国家、企业与个人三方利益激励相容。为响应混改的战略部署要求,证监会于 2014 年颁布了《关于上市公司实施员工持股计划试点的指导意见》(简称《指导意见》)^[1]^①,通过构建剩余索取权共享机制,将员工转化为“内部投资者”,使其与企业共担风险、共享收益,从而弥合传统股权激励的精英化局限。员工持股计划与狭义股权激励的差异如图 1 所示,可以看出,员工持股计划具有全员覆盖性、风险市场化和利益长期绑定的特征^[2]。

混合所有制改革的核心目标在于通过产权结构优化,系统性提升国有经济的活力、控制力、影响力和抗风险能力,并推动企业构建激励相容的治理机制,以实现国有资产保值增值与非公有制经济规范发展的双重使命。内部控制制度作为微观企业控制力与抗风险能力的核心制度载体^[3],其效率目标与合规目标高度契合混改的政策诉求。传统股权激励的业绩考核条件可能诱发盈余操纵,而员工持股计划的无业绩考核特征与全员覆盖性在理论上可规避短期行为,会对内部控制质量产生一定的治理效应。因此,本文基于我国混合所有制改革的制度背景,考察混改路径之一的员工持股计划是否会显著影响内部控制质量。

既有文献围绕混合所有制改革的经济后果形成了丰富的研究图景,但存在明显的理论聚焦偏差。现有研究主要沿着“资本混合”维度展开(如引入战略投资者),着重探讨国有企业引入非公有资本对经营效率^[4-7]和治理效能^[8-11]的影响,却忽视了混合所有制改革中“人力资本混合”这一重要维度。关于股权激励的经济效应,学术界存在明显的“激励悖论”。支持性研究构建了“双重协同”理论框架:在纵向维度,股权激励通过剩余索取权共

[收稿日期]2025-03-20

[基金项目]国家社会科学基金青年项目(23CGL012)

[作者简介]孙丽(1993—),女,安徽安庆人,湖南师范大学商学院讲师,硕士生导师,从事国资国企改革、财税政策微观效应研究,E-mail:sunli@hunnu.edu.cn;刘滔(2001—),女,湖南湘潭人,湖南师范大学商学院硕士研究生,从事资本市场财务会计问题研究。

^①《指导意见》发布的关键意图是响应 2013 年十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》的号召,为混改提供一条新的实现路径^[1]。

^②狭义的股权激励是指公司采用股票期权、限制性股票和股票增值权等形式激励管理层或骨干员工的制度;广义的股权激励是指一系列采用股权形式激励员工的制度安排,故员工持股计划亦属于广义股权激励范畴。

享实现委托代理双方风险共担^[12-13],促进企业创新^[2,14];在横向维度,激励范围扩大强化了团队生产中的监督互补效应^[15],表现为公司绩效的持续改善^[16]。而质疑性研究揭示了激励异化的现实困境,即管理层可能通过盈余操纵^[17]和信息披露管理^[18]进行权力寻租,使股权激励沦为代理问题的表征而非解决方案^[19]。这种理论分歧在本质上反映了契约不完备性情况下激励相容机制设计的复

杂性,而员工持股计划具有认购主体全员覆盖、风险收益完全市场化、利益绑定长期化特征,突破了传统股权激励的精英导向,为检验人力资本产权实现与企业治理能力提升的因果关系提供了独特场景。

依据 COSO《内部控制——整合框架》对企业内部控制的定义,员工对公司内部控制质量具有重要影响。最优契约理论强调激励相容对代理冲突的缓释作用,双因素理论揭示了弹性报酬对员工能动性的激励机制,而管理层权力理论则警示激励异化的潜在风险。基于以上分析,本文通过构建混合截面模型和多期 DID 模型研究发现,员工持股计划通过双重机制提升了内部控制质量,在制度设计层面,剩余索取权共享强化了人力资本所有者的制度创新动力;在执行监督层面,全员风险共担机制提高了非高管员工自下而上的监督意愿。然而,治理效应呈现出显著的非线性特征,即激励人数规模趋近 50% 时会诱发“搭便车”问题。进一步解构激励方案设计特征发现,长锁定期、非高管主导、杠杆配资等要素能显著增强治理效果,而锁定期届满引发的短期套利动机则会产生负面冲击。这些发现不仅证实了职工主体论在当代公司治理中的解释力,还揭示了混合所有制改革中“人”的因素对制度效能的关键作用。

本文的边际贡献体现在三个方面:第一,将全体员工纳入内部控制质量影响因素的研究框架之中,明晰了员工持股在混改中提升公司治理效能的内在逻辑;第二,通过非线性模型揭示了员工持股方案激励规模的阈值效应,为最优激励规模决策提供了量化依据,并创新性地从锁定期届满这一时间点切入,验证了员工持股计划具有由长期治理动机向短期市值管理动机转变的特点;第三,从认购主体、配资方式和锁定期长短三个维度系统解构员工持股方案设计特征的调节机制,为完善员工持股制度提供了证据参考。

二、理论分析与假说提出

企业构建高质量的内控体系需要治理层合理设计制度、管理层有效落实监督、作业层保障执行效率^[20]。人力资本产权理论认为,人力资本承载者的意志与行为决定其效能。员工持股计划的激励对象覆盖高管与非高管员工,其通过融合物质和人力资本产权缓解代理冲突,促使高管与非高管员工在内部控制有效运行中尽责履职、协同增效。

内部控制作为规范企业生产经营的核心制度,通过保障资产安全、提升经营效率、降低资源损耗等维护企业价值^[21]。在员工持股计划实施前,内控制度虽然能约束高管与非高管员工的日常行为,但因缺乏剩余索取权分配而难以激发他们主动优化内控制度的积极性。委托人关注企业长期价值,而代理人更追求短期报酬最大化。剩余索取权的缺失会引发双重代理冲突:一方面,代理人创造的剩余价值全归股东所有,努力与回报的不对称抑制了代理人提升经营效率的动力;另一方面,信息不对称是代理人实施偷懒、超额在职消费等机会主义行为的核心诱因,由此产生的私人成本最终转嫁给股东。建立完善的内部控制体系能有效改善企业内部信息生态,弥合委托代理双方的信息鸿沟^[22-23]。因此,若高管(制度设计者)与员工(制度执行者)不共享剩余索取权,则持续优化并严格执行内部控制的内在激励动力就会不足。

委托代理冲突的缓解依托契约约束、监督制衡与激励相容的综合治理框架,其中员工持股计划作为激励工具之一,是解决第一类代理冲突的重要路径。基于最优契约理论和赫兹伯格双因素理论,首先,员工持股计划将代理人薪酬与公司股价动态绑定,通过重构剩余索取权分配促使代理人目标函数与股东利益趋同,从而抑制道德风险^[11];其次,员工持股计划使高管兼具代理人身份与所有者身份,其人力资本与金融资本集中于同一企业,能够显著提升风险规避效应^[24],驱动其主动完善内部控制制度以加强风险管理^[25];再次,企业内部控制制度的设计、流程实施和持续系统维护会产生明显成本^[26-27],但完善的内部控制制度为组织带来的效益却需要较长时

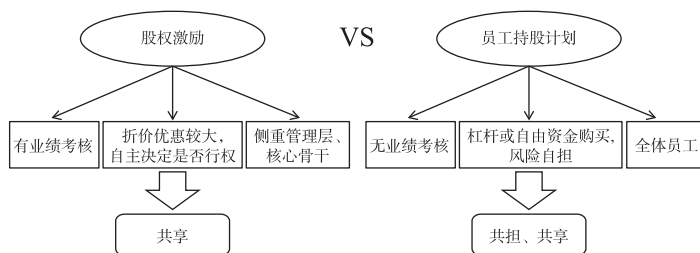


图1 员工持股计划与股权激励差异

间才能得以显现,故短视的管理层缺乏投入成本建设内部控制制度的自发性动机,而员工持股计划的长锁定期特点可缓解管理层的短视倾向,抑制其对内控建设投入的规避行为;最后,固定薪酬作为保健因素仅维持基础履职效率,而员工持股计划通过弹性报酬激励机制可以显著提升代理人的努力水平。员工持股计划实施后,公司价值增长与管理层持股收益的强关联性会驱动管理层在内部控制目标的引导下,主动提升内控质量,以增强经营效能^[25,28]。

从非高管员工角度来看,一方面,相较于传统薪酬,员工持股计划提供的权益性薪酬强化了普通员工的组织忠诚度和心理认同感,从而降低了雇佣双方代理成本,促使内部控制制度的“高层基调”在组织内部高效传导与渗透^[29],最终在作业层实现内控制度的有效执行;另一方面,员工持股计划通过人力资本产权化使得普通员工兼具劳动者与所有者双重身份,有利于强化公司内部监督机制,因为员工作为业务执行主体,凭借其对经营流程的信息优势和信息获取的邻近性,能够更精准地识别管理层的道德风险行为,更好地发挥监督效应^[15]。总之,员工持股计划在普通员工层面强化了其监督意愿与监督能力^[30],由此形成“产权激励→监督强化→执行保障”的传导机制,系统提升了内部控制制度的运行效能。

基于上述分析,本文提出研究假说 H1。

H1:员工持股计划对企业内部控制质量具有正向治理作用。

三、研究设计

(一)数据说明

新一轮员工持股计划于 2014 年启动,并成为混合所有制改革的一条重要实现路径,故为保证样本政策前后有较为对称的时间区间,本文以 2009—2018 年 A 股上市公司为样本,并根据研究所需剔除以下样本:金融行业和特殊状态(如 ST、PT)公司样本,员工持股计划实施进度为未通过、否决、取消和停止的样本观测值,基准回归模型中重要变量存在缺失值的样本观测值。最终,本文得到 21736 个企业-年度观测值。本文的员工持股计划初始数据来源于 RESSET 和 CNRDS 数据库,企业特征及财务数据来自 CNRDS、CSMAR 等数据库,内控质量数据来自迪博数据库。此外,本文对连续变量进行 1% 和 99% 缩尾处理。

(二)变量定义

1. 员工持股计划

借鉴既有文献做法^[2,18,31],本文按以下规则设置核心解释变量员工持股计划:第一,若企业在某一年度内公告并成功实施员工持股计划或处于计划存续期,则变量 If_ESOP 为 1,反之为 0。具有多期员工持股计划的企业,以各期存续时间的并集作为判定依据。第二,为进一步区分以员工持股计划进行混改的观测值,本文借助巨潮资讯网手工收集和整理员工持股计划的相关草案和公告文件,若明确提及“混改”“混合所有制”等相关词汇,则将该企业定义为以员工持股计划进行混改的实验组样本,并生成新变量 If_ESOP_{new} 。例如,五粮液(000858)在其公告草案中多次出现“混合所有制”关键词,故被纳入实验组。需要说明的是,我们通过手工收集整理的数据发现,仅有国有企业公告会涉及此类表述。此外,因新一轮员工持股计划的启动时间为 2014 年,所以本文仅保留 2014 年之后样本,并设置哑变量 $If_ESOP_{year \geq 2014}$ 。

2. 内部控制质量

借鉴已有研究的度量方法^[32-34],本文采用 DIB 数据库提供的“内部控制指数”来衡量被解释变量企业内控质量。为统一量纲,本文对该指数除以 100^[34],并用 IC 表示,该值越大,说明企业内控质量越高。

3. 控制变量

借鉴相关研究^[35-37],本文选择公司财务特征和治理特征方面的控制变量。公司财务特征层面的变量包括:资产负债率(Lev),期末负债总额除以期末资产总额;营业收入增长率($Growth$),企业当年营业收入减去上年营业收入之差再除以上年营业收入;资产收益率(Roa),净利润除以期末资产总额;公司规模($Size$),期末资产总额的自然对数;上市年限(Age),上市年数加 1 取自然对数。公司治理特征层面的变量包括:独立董事规模($Indep$),独立董事人数除以董事会总人数;董事会规模($Board$),董事会总人数的自然对数;两职合一($Dual$),董事长兼任总经理取 1,否则取 0;审计意见($Opinion$),上市公司年报被出具非标准审计意见取 1,否则取 0。此外,本文在模型中还加入了行业($Industry$)和年份($Year$)固定效应。

(三) 模型设定

根据研究所需,本文构建如下实证模型:

1. 基准模型

$$IC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \lambda' CONTVARS_{i,t} + Industry\ FE + Year\ FE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,解释变量 $X_{i,t}$ 分别表示员工持股计划哑变量 If_ESOP 、 If_ESOP_{new} 和 $If_ESOP_{year \geq 2014}$,被解释变量为内部控制质量(IC), $CONTVARS$ 表示一系列控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差。模型采用公司层面的聚类稳健标准误。

2. 多期 DID 模型

$$IC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interact_{i,t} + \beta_2 Treat/Treat_{new} + \tau' CONTVARS_{i,t} + Industry\ FE + Year\ FE + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

模型(2)为多期双重差分模型,变量 $Interact$ 分别表示交互项 $Treat \times Post$ 和 $Treat \times Post_{new}$,其中, $Treat$ 表示以是否实施员工持股计划为依据划分实验组和对照组, $Post$ 表示时间变量,员工持股计划实施后为 1,实施前为 0, $Treat_{new}$ 和 $Post_{new}$ 同理,只是需要依据 If_ESOP_{new} 来设定。当交互项为 $Treat \times Post$ 时,则模型中包含 $Treat$;当交互项为 $Treat \times Post_{new}$ 时,则模型中控制 $Treat_{new}$ 。在设置双重差分模型前,我们删除了员工持股计划完成后 If_ESOP 或 If_ESOP_{new} 为 0 的样本观测值。

四、实证检验与分析

(一) 描述性统计与相关性分析

变量的描述性统计结果见表 1。被解释变量 IC 的最大值为 8.898,最小值为 2.299,说明样本企业的内控质量差异明显,故探讨其影响因素具有重要价值。解释变量员工持股计划(If_ESOP)的均值为 0.072,说明实施员工持股计划的样本占总样本的 7.2%。从未列示的相关性分析结果(留存备索)来看,在不考虑其他因素影响的情况下,内控质量 IC 与员工持股计划 If_ESOP 显著正相关,相关系数均小于 0.5,VIF 的均值为 2.65,表明变量间不存在严重的多重共线性问题。

(二) 基准回归

表 2 报告了模型(1)、模型(2)的回归结果, If_ESOP 、 If_ESOP_{new} 、 $If_ESOP_{year \geq 2014}$ 、 $Treat \times Post$ 和 $Treat \times Post_{new}$ 的回归系数均为正,且均在 1% 水平上显著,说明员工持股计划对企业内部控制质量具有正向治理效应,假说 H1 得到验证。

(三) 稳健性检验

1. 缓解可观测因素差异的干扰

为使对照组个体与实验组个体进入处理组的概率接近,本文在进行 PSM 匹配时选取公司规模

($Size$)、资产报酬率(Roa)、资产负债率(Lev)、营业收入增长率($Growth$)、机构投资者持股比例($InstiRatio$)、是否股权激励($EqIn$)、董事会规模($Board$)、独立董事规模($Indep$)、审计意见($Opinion$)、是否两职合一($Dual$)、上市

表 1 描述性统计结果

变量名	N	Mean	S. D.	Min	Median	Max
IC	21736	6.378	1.511	2.299	6.713	8.898
If_ESOP	21736	0.072	0.258	0.000	0.000	1.000
$Treat \times Post$	20468	0.052	0.223	0.000	0.000	1.000
$Size$	21736	22.12	1.302	19.37	21.97	26.06
Lev	21736	0.447	0.214	0.051	0.442	0.957
$Growth$	21736	0.215	0.566	-0.592	0.116	4.091
Roa	21736	0.040	0.061	-0.219	0.037	0.223
Age	21736	2.061	0.860	0.000	2.303	3.178
$Opinion$	21736	0.039	0.193	0.000	0.000	1.000
$Indep$	21736	0.373	0.053	0.333	0.333	0.571
$Board$	21736	2.147	0.199	1.609	2.197	2.708
$Dual$	21736	0.241	0.428	0.000	0.000	1.000

表 2 基准回归结果

变量	(1) IC	(2) IC	(3) IC	(4) IC	(5) IC
If_ESOP	0.091 *** (3.01)				
If_ESOP_{new}		0.354 *** (4.01)			
$If_ESOP_{year \geq 2014}$			0.097 *** (3.24)		
$Treat \times Post$				0.089 *** (2.81)	
$Treat \times Post_{new}$					0.285 *** (2.63)
$Treat$				0.020 (0.62)	
$Treat_{new}$					0.115 (1.63)
$CONTVARS$	是	是	是	是	是
$Year\ FE$	是	是	是	是	是
$Industry\ FE$	是	是	是	是	是
常数项	0.932 *** (3.99)	0.210 (0.63)	2.743 *** (8.05)	0.855 *** (3.55)	0.193 (0.58)
观测值	21736	9046	12515	20468	8985
R^2	0.35	0.33	0.30	0.34	0.33

注:括号中为 t 值,*、**和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。

年限(*Age*)等协变量,再分别进行 1:1、1:4 最近邻匹配。由核密度图(未列示,备案)可知,两种匹配结果修正了 PS 偏差,匹配后两组样本的形态更为接近,1:1 匹配后 P 值为 0.898,1:4 匹配后 P 值为 0.901,表明匹配后两组样本的差异不再显著。表 3 报告了 PSM 匹配后的回归结果^①,在控制了可观测因素差异的干扰后,变量 *If_ESOP*、*If_ESOP_{new}*、*If_ESOP_{year≥2014}*、*Treat × Post*、*Treat × Post* 与 *IC* 的回归系数依然为正,且至少在 5% 水平上显著,与基准回归结果一致。

2. 缓解自选择问题

内部控制质量越高的企业,越有可能实施员工持股计划。为控制可能存在的自选择问题的干扰,本文运用处理效应模型进行回归,第一阶段选取公司规模(*Size*)、资产报酬率(*Roa*)、资产负债率(*Lev*)、营业收入增长率(*Growth*)、机构投资者持股比例(*InstiRatio*)、是否股权激励(*EqIn*)、董事会规模(*Board*)、独立董事规模(*Indep*)、审计意见(*Opinion*)、是否两职合一(*Dual*)、上市年限(*Age*)等变量估计企业实施员工持股计划的可能性,第一阶段回归后计算得出 *Lambda*,第二阶段回归中将 *Lambda* 作为控制变量放入模型中,回归结果见表 4 第(1)列至第(3)列,*Lambda* 的系数显著为正,即存在自选择问题,而在控制这一问题后,*If_ESOP*、*If_ESOP_{new}*和 *If_ESOP_{year≥2014}* 的系数依然在 1% 水平上显著为正,员工持股计划对企业内部控制质量具有正向治理效应这一结果依然成立。

3. 缓解反向因果问题

为了缓解可能存在的反向因果问题,借鉴既有文献^[14],本文采用企业所在省份不同行业的员工持股计划均值作为工具变量。第一,同一区域内存在劳动力市场流动、政策示范及信息扩散效应,本企业实施员工持股计划的概率与同地域其他企业的员工持股计划实施概率显著正相关,满足相关性条件;第二,同一区域非本行业的企业员工持股计划决策既不直接影响本企业的内控资源投入,也不通过供应链或竞争渠道传导至本企业内控建设,满足排他性条件。工具变量检验结果显示,DWH 检验的 P 值为 0.003,即存在内生性;K-P LM 统计量对应的 P 值为 0.00,表明不存在不可识别问题;第一阶段 F 统计量为 45.31,表明不存在弱工具变量问题;工具变量数量未多于解释变量数量,故不存在过度识别问题。表 4 第(4)列至第(6)列汇报了工具变量回归结果,*If_ESOP*、*If_ESOP_{new}*和 *If_ESOP_{year≥2014}* 的回归系数至少在 5% 水平上显著,表明在控制了反向因果问题后,本文结论依然稳健。

表 3 PSM 匹配后回归结果

变量	(1) <i>IC</i>	(2) <i>IC</i>	(3) <i>IC</i>	(4) <i>IC</i>	(5) <i>IC</i>
<i>If_ESOP</i>	0.120 *** (3.02)				
<i>If_ESOP_{new}</i>		0.376 *** (2.77)			
<i>If_ESOP_{year≥2014}</i>			0.128 *** (3.28)		
<i>Treat × Post</i>				0.176 ** (2.01)	
<i>Treat × Post_{new}</i>					0.319 ** (2.12)
<i>Treat</i>				0.024 (0.70)	
<i>Treat_{new}</i>					-0.075 (-1.06)
<i>CONTVARS</i>	是	是	是	是	是
常数项	1.882 *** (4.36)	1.646 * (1.85)	3.738 *** (6.13)	1.389 *** (2.96)	1.612 *** (2.77)
观测值	7038	1002	4247	5195	868
R ²	0.35	0.31	0.29	0.32	0.37
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是

表 4 处理效应和 2SLS 回归结果

变量	(1) <i>IC</i>	(2) <i>IC</i>	(3) <i>IC</i>	(4) <i>IC</i>	(5) <i>IC</i>	(6) <i>IC</i>
<i>If_ESOP</i>	0.391 *** (3.43)			0.239 ** (2.42)		
<i>If_ESOP_{new}</i>		0.588 *** (3.36)			0.256 *** (2.59)	
<i>If_ESOP_{year≥2014}</i>			0.435 *** (3.02)			0.258 ** (2.13)
<i>CONTVARS</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Lambda</i>	0.557 *** (3.76)	0.762 *** (3.61)	0.285 * (1.89)			
常数项	0.637 *** (2.77)	0.758 *** (3.41)	2.686 *** (8.44)	0.946 *** (4.04)	0.936 *** (4.01)	2.779 *** (8.12)
观测值	21736	9046	12515	21717	9039	12496
R ²	0.27	0.28	0.29	0.35	0.35	0.30
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是	是

①1:1 匹配后,实验组与对照组样本特征更为接近,故限于篇幅只报告了 1:1 匹配后的回归结果。

4. 安慰剂检验

为了排除不可观测因素对实证结果的潜在干扰,本文采用蒙特卡洛模拟法进行 500 次随机抽样并生成虚拟实验组,之后再基于基准回归模型对随机生成的虚拟实验组进行回归并得到 t 值分布图。若基准回归结果并非受不可观测因素的驱动影响,则随机生成的虚拟实验组不应出现相似结果。虚拟实验组回归的 t 值分布图(未列示,备案)显示,随机化实验组回归的 t 值分布呈均值接近 0 的对称形态,表明虚拟处理组的结果在统计上不显著,且基准模型中的真实 t 值在分布图中属于异常值,说明本文结论稳健。

5. 重新构造对照组

为了进一步剔除未观测因素对本文结果的干扰,我们试图重新构造一组对照组,使其与实验组特征更为接近。具体而言,重新构造的新对照组在非样本期内(2019—2022 年)实施了员工持股计划,但在样本期内(2014—2018 年)未实施员工持股计划。重新构造的对照组在样本期之后同样实施了员工持股计划,意味着推动公司是否实施员工持股计划的影响因素和经营治理特征与实验组更为相似,那么样本期内两组样本之间的最大差异可能在于是否实施了员工持股计划。表 5 报告了重新构造对照组的回归结果,进一步佐证了本文结论。

6. 平行趋势检验

本文借鉴 Ni 等^[38]的研究方法检验双重差分模型的平行趋势假设,未列示的结果(留存备案)表明,在企业实施员工持股计划之前,实验组与对照组的差异在统计上不显著,满足 DID 模型的应用前提;在计划实施当年及之后年度,员工持股计划对企业内控质量有着显著且持续的正效应。

7. 改变变量度量方式

本文用员工持股计划份额与总股本的比值 $ESOPRatio$ 替换基准回归模型中的解释变量。同时,借鉴已有研究^[31,39-42],本文设置以下变量来替换基准回归模型中的被解释变量: $IDIC$,内控信息披露指数; ICD ,企业内控有重大、重要缺陷时为 1,反之为 0; ICO ,当企业内控审计报告为标准无保留意见时为 1,反之为 0; $Restate$,企业近三年发生财务重述为 1,反之为 0。未列示的结果(留存备案)显示,在替换变量度量方式后,本文结论未发生实质性改变。

表 5 重新构造对照组的回归结果

变量	(1) <i>IC</i>	(2) <i>IC</i>	(3) <i>IC</i>	(4) <i>IC</i>	(5) <i>IC</i>
If_ESOP	0.122 *** (2.76)				
If_ESOP_{new}		0.323 *** (3.45)			
$If_ESOP_{year \geq 2014}$			0.114 *** (2.61)		
$Treat \times Post$				0.110 ** (1.97)	
$Treat \times Post_{new}$					0.227 *** (2.93)
$Treat$				0.013 (0.29)	
$Treat_{new}$					0.051 (0.77)
$CONTVARs$	是	是	是	是	是
常数项	1.481 *** (2.95)	1.296 (1.20)	3.012 *** (4.53)	1.267 ** (2.20)	1.432 (1.64)
观测值	5282	846	3195	4014	685
R^2	0.35	0.39	0.32	0.30	0.25
$Year\ FE$	是	是	是	是	是
$Industry\ FE$	是	是	是	是	是

五、进一步研究

(一) 员工参与规模的非线性效应

员工持股计划注重普惠性,但激励范围与治理效果的关系存在理论争议。一方面,正向激励观认为激励规模扩大有助于构建更为完善的内部监督体系^[14,43]。参与激励计划的员工数量增加可以使得分布于不同部门与层级的员工股东形成多元化的监督节点,并可从各自业务领域对企业运营进行实时观察,这种多元化和分散式监督网络可及时识别管理漏洞与潜在风险,消除传统的自上而下式监督体制的盲区,助力企业内部控制制度的完善。另一方面,激励规模过度扩张也可能产生负面效应。集体行动论认为,群体规模的扩大易弱化个体责任感。员工持股计划参与人数的过度增加必然稀释个人持股比例,使得个体在内控建设层面的有效实施和监督努力与其回报的关联性减弱,并且员工大规模参与易诱发平均主义弊端,部分员工会产生“搭便车”心理,期待同为股东的其他员工履行监督职责,导致集体监督效率低下^[2,30,44],反而不利于内部控制质量的提升。基于上述分析,本文认为员工持股计划适度的激励人数规模可有效发挥自下而上的协同监督效应,而在超过最优人数规模后边际效应递减,集体行动困境凸显,员工持股计划的治理效应失效。

本文借鉴既有研究方法^[2],设置员工持股计划参与人数比例变量(*EMPNum*),并构建非线性模型(3),分别加入 *EMPNum* 的一次项与二次项。表 6 第(1)列报告了非线性模型的回归结果,*EMPNum*² 的回归系数负向显著,即 *EMPNum* 与 *IC* 呈倒 U 型关系,并计算得出当 *EMPNum* 约等于 44.39% 时,员工持股计划对内控的正向促进作用达到最优,但超过这一比例阈值时,则会削弱个体感知的责任强度与贡献-收益关联性,导致员工监督努力程度下降与治理参与惰性,员工持股计划的边际激励效应递减,出现“搭便车”现象。

$$IC_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 EMPNum_{i,t} + \delta_2 EMPNum_{i,t}^2 + v' CONTVAR_{i,t} + Industry FE + Year FE + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

进一步地,本文以 44.39% 这一阈值为限,对 *EMPNum* 与 *IC* 进行分段回归,表 6 第(2)列和第(3)列报告了分段回归结果,再次佐证了非线性回归模型的结论。据此,员工持股计划方案设计时需要考虑员工的参与人数,既要遵循产权共享的普惠性原则,适度扩大员工覆盖范围,强化员工的监督与协作合力,也要避免参与规模过度扩张引发的平均主义弊端,因为这会稀释员工持股计划的激励效应,诱发“搭便车”倾向。

(二) 锁定期届满治理效应是否转变

锁定期的设计初衷在于引导员工重视企业长期和可持续发展。锁定期内,持股员工无法通过二级市场进行股票交易,这种强制性持有机将员工财富与企业长期价值绑定,致使其更加关注企业风险因素^[24]。内控缺陷引发的经营风险和违规事件被资本市场视为“坏消息”,会直接冲击公司股价,而锁定期内无法抛售股票规避损失的客观现实使员工具有较强动机加强内部监督,完善内部控制体系^[25]。然而,员工持股计划往往以折价方式认购,持股对象在锁定期内积累了明显的账面收益,故锁定期届满后,持股员工行为偏好可能从长期价值创造转向短期套利兑现,倾向于实现既得利益而非承担继续持有的不确定性风险,此时市值管理动机诱发其容忍甚至参与盈余操纵等机会主义行为,这种短视化倾向与内部控制建设所需的长期投入相悖,故可能损害企业内部控制质量。为此,本文设置变量 *AfterLock*,员工持股计划锁定期届满后为 1,否则为 0,表 6 第(4)列和第(5)列的回归结果表明,在锁定期届满后,员工持股计划的正向治理作用转为负向。

(三) 认购主体差异

在员工持股计划中,高管可通过董事会干预具体激励方案,并具备实施应计盈余管理或真实活动操纵的能力,导致真实业绩提升的效应受限;反观非高管员工,作为经营活动的直接执行者,其股东身份转化能强化“主人翁”意识,通过勤勉工作与自下而上的监督提升公司真实价值^[43,45]。高管与员工之间存在的差异意味着员工持股计划以不同群体为认购主体会对企业内控质量产生不同的治理效应。现实中,股权激励与员工持股计划的激励对象都包含高管与非高管员工,为此,本文设置变量 *EMPEXE* 用以区分员工持股计划的不同认购主体,*EMPEXE* = 员工认购比例/高管认购比例,当 *EMPEXE* < 1 时,表明以高管为认购主体,反之则表明认购主体为普通员工,据此将样本分为员工认购主体组(*HighEMP*)和高管认购主体组(*LowEMP*)。表 7 第(1)列和第(2)列报告了分组回归结果,当员工持股计划是以普通员工为认购主体时(*HighEMP* 组),*If_ESOP* 的回归系数为 0.115,且在 1% 水平上显著,而当以高管为持股计划认购主体时(*LowEMP* 组),*If_ESOP* 的回归系数为 -0.018,且不显著。两组组间差异检验 *P* 值为 0.000,表明不同认购主体特征的员工持股计划会产生显著不同的治理效应,当以普通员工为认购主体时,可以更好地发挥自下而上的监督作用,有利于企业内控质量的提升。

(四) 是否杠杆配资

员工持股计划是否为杠杆型是指其是否可向金融机构进行杠杆融资,这一机制在缓解员工自有资金约束的同时放大了参与主体的风险暴露水平。杠杆型员工持股计划在股价下跌时,激励对象需承担资产价值的首轮损失,

表 6 员工参与规模的非线性效应和锁定期届满治理效应转变的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非线性 模型	<i>EMPNum</i> ≤ 44.39%	<i>EMPNum</i> > 44.39%	全样本	新实验组
<i>EMPNum</i>	0.687 *** (4.14)	0.571 *** (3.22)	-0.318 (-1.22)		
<i>EMPNum</i> ²	-0.774 *** (-3.57)				
<i>AfterLock</i>				-0.228 *** (-3.83)	-0.412 *** (-4.77)
<i>CONTVAR</i>	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是
常数项	0.925 *** (3.96)	0.913 *** (3.88)	0.853 *** (3.58)	1.348 *** (5.61)	1.152 *** (3.36)
观测值	21736	21513	20382	21736	9046
R ²	0.35	0.35	0.35	0.32	0.29
组间系数差异 检验 <i>P</i> 值		0.004			

极端情况下可能触发强制平仓风险,致使本金损失。概言之,杠杆型方案使得激励对象对公司股价波动更敏感,若公司内控制度存在明显缺陷,其引发的相关丑闻会剧烈冲击资本市场,加剧投资风险^[25,46],因此,本文预测杠杆型员工持股计划会使得高管或员工更有动力完善内控制度,以降低内控缺陷暴露概率以及伴随的市场惩罚强度,并根据激励方案披露的有关融资信息将样本划分为杠杆型和非杠杆型两组。表7第(3)列和第(4)列报告了分组回归结果,当员工持股计划采用杠杆配资时,*If_ESOP* 的回归系数为0.172,且在1%水平上显著,而在未采用杠杆配资的员工持股计划组别中,*If_ESOP* 的回归系数为0.074,在5%水平上显著,两组组间差异检验P值为0.069。以上结果表明,员工持股计划无论是否采用杠杆配资,其对企业内控质量都具有显著的正向治理作用,只是在杠杆配资的情形下,员工的风险防范意识更强,对企业内控质量的提升效应更为显著,本文预测得到验证。

(五) 锁定期长短

《指导意见》对员工持股计划锁定期有所限制,通常不得低于12个月,这一规定通过流动性约束抑制被激励对象的短期套利动机以及由此引发的短视行为,旨在将个人利益与公司长期价值绑定。内部控制制度具有提升经营效率、维护财产安全和促进合规经营的作用^[39],但内控建设具有长期性、持续性和成本刚性等特点,管理层短视决策会严重削弱内控质量,而较长的锁定期可有效避免经理人或员工的短期主义倾向,使其更加重视公司内部控制制度完善和长期价值实现,因此本文依据年度行业中位数将样本分为长锁定期和短锁定期两组。表7第(5)列和第(6)列报告了两组回归结果,当员工持股计划具有较长锁定期时,*If_ESOP* 的回归系数为0.181,在1%水平上显著,而在锁定期较短的组别中,*If_ESOP* 的回归系数为0.073,在5%水平上显著,组间差异检验P值为0.024。以上结果表明,长锁定期和短锁定期的员工持股计划均对企业内控质量具有显著的正向治理效应,只是在长锁定期的设置下,员工更加关注企业长期价值和可持续发展,其发挥的协同效应对企业内控质量的提升作用更强。

(六) 代理成本的作用

在剩余索取权分配缺失的情形下,内部控制制度的完善更多是增加高管和员工的履职成本,控制其在职消费、偷懒与懈怠。员工持股计划通过分享剩余索取权将代理成本内化为持股代理人的财富损失,强化了高管和员工完善与执行内部控制制度的内在激励,故本文认为代理问题的缓解是员工持股计划提升内控质量的关键机理。为验证这一推论,本文借鉴江艇关于中介机制模型的设计思路^[47],采用管理费用率衡量第一类代理成本 *Agency*^[48],并

表7 异质性回归结果①

变量	(1) IC HighEMP	(2) IC LowEMP	(3) IC 杠杆型	(4) IC 非杠杆型	(5) IC 短锁定期	(6) IC 长锁定期
<i>If_ESOP</i>	0.115 *** (3.66)	-0.018 (-0.23)	0.172 *** (3.70)	0.074 ** (2.15)	0.073 ** (2.15)	0.181 *** (3.38)
<i>CONTVARS</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是	是
常数项	0.894 *** (3.81)	0.893 *** (3.74)	0.860 *** (3.61)	0.913 *** (3.89)	0.912 *** (3.87)	0.870 *** (3.67)
观测值	21441	20472	20448	21465	21285	20628
R ²	0.346	0.347	0.347	0.346	0.348	0.345
组间差异 检验P值	0.000		0.069		0.024	

表8 代理成本的检验结果

变量	(1) Agency	(2) Agency	(3) Agency	(4) Agency	(5) Agency
<i>If_ESOP</i>	-0.021 * (-1.85)				
<i>If_ESOP_{new}</i>		-0.138 *** (-3.64)			
<i>If_ESOP_{year≥2014}</i>			-0.022 * (-1.93)		
<i>Treat × Post</i>				-0.027 ** (-2.11)	
<i>Treat × Post_{new}</i>					-0.054 * (-1.82)
<i>Treat</i>				0.009 (0.92)	
<i>Treat_{new}</i>					-0.021 (-1.04)
<i>CONTVARS</i>	是	是	是	是	是
<i>Year FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是
常数项	0.917 *** (12.39)	-0.279 *** (-2.75)	1.061 *** (10.94)	0.292 *** (3.92)	-0.261 ** (-2.56)
观测值	21736	9046	12515	20468	8985
R ²	0.26	0.29	0.06	0.24	0.29

①该表汇报了以 *If_ESOP* 为解释变量的回归结果,采用其他四种方式度量的员工持股计划的回归结果相同,限于篇幅未列示,留存备案。

构建模型(4)进行回归检验,表 8 机制检验结果显示,员工持股计划确实显著降低了第一类代理成本。

$$Agency_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 X_{i,t} + \eta' CONTVAR_{i,t} + Industry\ FE + Year\ FE + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

六、结论与启示

本文基于混改背景,实证检验企业实施员工持股计划对内部控制质量的治理效应,得到如下研究结论:首先,员工持股计划显著提升了企业内控质量;其次,员工持股计划的治理效应因激励方案的差异呈现出显著的异质性特征,当员工持股计划方案设置较长锁定期、以普通员工为认购主体以及允许杠杆融资时,治理效应更强;再次,员工持股计划对企业内控质量的治理效应呈现显著的非线性倒 U 型特征,当员工持股计划参与人数规模占员工总数的比例趋近 50% 时,员工群体监督动机开始弱化,形成集体行动困境。此外,员工持股计划锁定期届满后,激励对象市值管理动机增强,对企业内部控制质量转而产生负向效应;最后,员工持股计划对企业内控质量治理效应的作用机理主要是降低了第一类代理成本。

在深化要素市场化改革的时代背景下,本文研究结论对优化混合所有制企业治理结构、实现“国民共进”发展目标具有重要启示意义。其一,鉴于员工持股计划的正向治理效应在锁定期届满后发生转变,因此公司实施员工持股计划可以将锁定期与企业战略周期匹配(如重大项目投资期),并可采用阶梯式分期解锁和滚动实施方案,避免集中抛售削弱治理持续性,同时可考虑将内控质量嵌入解锁条件,形成长效约束。其二,员工持股计划对公司内部控制质量的治理效应呈现显著的倒 U 型关系,当员工持股计划覆盖率突破公司人数规模阈值时,群体决策惰性与责任分散效应将导致员工持股计划的激励与治理效应弱化,故应警惕激励泛化引发的治理失效,采用“核心岗位+关键人才”的精准激励模式,将激励人数规模控制在阈值范围内。其三,在锁定期届满后,持股对象套利动机增强的一个重要原因是其享受低折扣认购价格,故在现实中需要警惕零成本或超低成本员工持股计划方案,限制象征性出资,一方面可有效抑制“利益输送型”员工持股计划,另一方面可有效提升持股对象的风险意识,缓解短期套利动机。其四,员工持股计划激励方案应以非高管员工为认购主体,同时设置相对长的锁定期,以更好提升员工持股计划的正向治理效应。其五,相关监管部门和第三方审计机构应对员工持股计划期满后的抛售行为进行专项核查,重点监测异常交易与盈余管理迹象。

参考文献:

- [1] 沈红波,华凌昊,许基集. 国有企业实施员工持股计划的经营绩效:激励相容还是激励不足[J]. 管理世界,2018(11):121-133.
- [2] 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(11):209-228.
- [3] 刘启亮,罗乐,何威风,等. 产权性质、制度环境与内部控制[J]. 会计研究,2012(3):52-61.
- [4] 杨兴全,尹兴强. 国企混改如何影响公司现金持有[J]. 管理世界,2018(11):93-107.
- [5] 马新啸,汤泰劫,蔡贵龙. 非国有股东治理与国有企业去僵尸化——来自国有上市公司董事会“混合”的经验证据[J]. 金融研究,2021(3):95-113.
- [6] 向东,余玉苗. 国有企业引入非国有资本对投资效率的影响[J]. 经济管理,2020(1):25-41.
- [7] 余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究,2019(4):75-91.
- [8] 刘汉民,齐宇,解晓晴. 股权和控制权配置:从对等到非对等的逻辑[J]. 经济研究,2018(5):175-189.
- [9] 祝继高,叶康涛,陆正飞. 谁是更积极的监督者:非控股股东董事还是独立董事[J]. 经济研究,2015(9):170-184.
- [10] 逯东,黄丹,杨丹. 国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J]. 管理世界,2019(6):119-141.
- [11] 沈昊,杨梅英. 国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J]. 管理世界,2019(4):171-182.
- [12] Core J, Guay W. Stock option plans for non-executive employees[J]. Journal of Financial Economics,2001,61(2):253-287.
- [13] 陈艳艳. 员工股权激励的实施动机与经济后果研究[J]. 管理评论,2015(9):163-176.
- [14] Chang X, Fu K, Low A, et al. Non-executive employee stock options and corporate innovation[J]. Journal of Financial Economics,2015,115(1):168-188.
- [15] Hochberg Y V, Lindsey L. Incentives, targeting, and firm performance: An analysis of non-executive stock options[J]. Review of Financial Studies,2010,23(11):4148-4186.
- [16] Kato H, Lemmon M, Luo M, et al. An empirical examination of the costs and benefits of executive stock options: Evidence from Japan[J]. Journal of Financial Economics,2005,78(2):435-461.
- [17] Bergstresser D, Philippon T. CEO incentives and earnings management[J]. Journal of Financial Economics,2006,80(3):511-529.
- [18] 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.
- [19] 陈艳艳. 我国股权激励市场反应的实证检验——降低代理成本抑或管理层寻租[J]. 投资研究,2013(7):108-125.
- [20] 张继德,纪佃波,孙永波. 企业内部控制有效性影响因素的实证研究[J]. 管理世界,2013(8):179-180.

- [21] 阎达五,杨有红. 内部控制框架的构建[J]. 会计研究,2001(2):9-14.
- [22] 雷英,吴建友,孙红. 内部控制审计对会计盈余质量的影响[J]. 会计研究,2013(11):75-81.
- [23] 叶飞腾,程涵修,史雨萱. 内部控制能否抑制审计师与高管同乡关系对审计质量的负面影响[J]. 南京审计大学学报,2024(6):32-40.
- [24] Meulbroek L. The efficiency of equity-linked compensation: Understanding the full cost of awarding executive stock options[J]. Financial Management, 2001,30(2):5-44.
- [25] 余海宗,吴艳玲. 合约期内股权激励与内部控制有效性——基于股票期权和限制性股票的视角[J]. 审计研究,2015(5):57-67.
- [26] 逯东,王运陈,王春国,等. 政府关联与民营上市公司的内部控制执行[J]. 中国工业经济,2013(11):96-108.
- [27] Krishnan J. Audit committee quality and internal control: An empirical analysis[J]. The Accounting Review,2005,80(2):649-675.
- [28] 张川,沈红波,高新梓. 内部控制的有效性、审计师评价与企业绩效[J]. 审计研究,2009(6):79-86.
- [29] 于雅萍,姜英兵. 员工股权激励与内部控制质量[J]. 审计与经济研究,2019(2):54-66.
- [30] 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.
- [31] 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.
- [32] 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]. 会计研究,2019(7):82-89.
- [33] 周美华,林斌,林东杰. 管理层权力、内部控制与腐败治理[J]. 会计研究,2016(3):56-63.
- [34] 逯东,王运陈,付鹏. CEO 激励提高了内部控制有效性吗[J]. 会计研究,2014(6):66-72.
- [35] Doyle J, W Ge, McVay S. Determinants of weaknesses in internal control over financial reporting[J]. Journal of Accounting and Economics,2007,44(1):193-223.
- [36] Gong G, Ke B, Yu Y. Home country investor protection, ownership structure and cross-listed firms' compliance with sox-mandated internal control deficiency disclosures[J]. Contemporary Accounting Research,2013,30(4):1490-1523.
- [37] 池国华,郭芮佳,王会金. 政府审计能促进内部控制制度的完善吗——基于中央企业控股上市公司的实证分析[J]. 南开管理评论,2019(1):31-41.
- [38] Ni X, Yin S. The unintended real effects of short selling in an emerging market[J]. Journal of Corporate Finance,2020,64(10):101659.
- [39] 叶陈刚,裴丽,张立娟. 公司治理结构、内部控制质量与企业财务绩效[J]. 审计研究,2016(2):104-112.
- [40] 顾奋玲,解角羊. 内部控制缺陷、审计师意见与企业融资约束——基于中国 A 股主板上市公司的经验数据[J]. 会计研究,2018(12):77-84.
- [41] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制? [J]. 管理世界,2011(2):81-99.
- [42] 叶康涛,曹丰,王化成. 内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗? [J]. 金融研究,2015(2):192-206.
- [43] 胡景涛,宿涵宁,王秀玲. 员工股权激励对企业经营业绩会产生补充的提升效应吗? [J]. 会计研究,2020(4):119-129.
- [44] Kim E H, Ouimet P. Broad-based employee stock ownership: Motives and outcomes[J]. Journal of Finance,2014,69(3):1273-1319.
- [45] 陈冬华,范从来,沈永建. 高管与员工:激励有效性之比较与互动[J]. 管理世界,2015(5):160-171.
- [46] Beneish M, Billings M, Hodder L. Internal control weaknesses and information uncertainty[J]. The Accounting Review,2008,83(3):665-703.
- [47] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [48] 杨玉凤,王火欣,曹琼. 内部控制信息披露质量与代理成本相关性研究——基于沪市 2007 年上市公司的经验数据[J]. 审计研究,2010(1):82-88.
- [责任编辑:杨志辉,王丽爱]

Corporate Governance Effects of Employee Stock Ownership Plans in the Context of Mixed Ownership Reform: An Internal Control Quality Perspective

SUN Li, LIU Tao

(School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081, China)

Abstract: The Mixed Ownership Reform (MOR) seeks to establish a tripartite equilibrium among state shareholders, non-state shareholders, and employee shareholders, achieving incentive compatibility among national interests, corporate objectives, and individual benefits. Grounded in China's MOR institutional context, this study examines employee stock ownership plans' (ESOPs) governance effects on corporate internal control quality, transcending traditional "capital hybridity" research paradigms to establish a "human capital property rights actualization-governance mechanism restructuring" analytical framework. Key findings demonstrate that ESOPs enhance internal control quality through residual claim sharing and risk co-bearing mechanisms, yet exhibit an inverted U-shaped nonlinear effect: marginal benefits decline when employee participation approaches 50%, inducing collective action dilemmas. Heterogeneity analysis reveals amplified governance effects in non-executive-led schemes, leveraged financing models, and extended lock-up periods. Post-lock-up short-term arbitrage incentives, however, provoke market value management behaviors that degrade control quality. These findings advance research on the "third pathway" governance effects within MOR, offering theoretical and practical guidance for optimizing governance structures in diversified ownership enterprises and achieving state-civilian collaborative development under China's deepened factor marketization reforms.

Key Words: mixed ownership reform; ESOPs; internal control quality; governance effect; leveraged capital allocation