

国有资本介入与民营企业战略风险承担

——基于高管激励与机会主义行为视角

李鑫¹ 郭飞² 周丹³ 徐琼⁴

(1.上海财经大学商学院, 上海 200433; 2.山西财经大学会计学院, 山西 太原 030006;
3.浙江财经大学工商管理学院, 浙江 杭州 310018; 4.中南大学商学院, 湖南 长沙 410000)

摘要: 本文基于2007—2020年A股民营上市公司数据, 考察了国有资本参股对民营企业战略风险承担的影响。研究发现, 国有资本参股能通过强化高管薪酬激励和抑制高管机会主义行为, 提高民营企业的战略风险承担水平; 进一步的异质性分析发现, 国资介入对民营企业战略风险承担的促进作用在民营企业存在国有股东派遣的董事、所处“亲清”政商关系健康程度较高时更为明显。此外, 国有资本参股有助于强化民营企业战略风险承担对企业价值和股票市场表现的积极作用。本研究不仅丰富了民营企业混合所有制改革经济后果的相关研究, 也为深入理解国资介入对民营企业冒险性决策的作用机制提供了新视角。

关键词: 公司治理; 混合所有制改革; 国有资本参股; 战略风险承担; 民营企业

Abstract: Based on the data of A-share listed private enterprises from 2007 to 2020 in China, this paper examines the influence of state-owned capital participation on the strategic risk-taking behavior of private enterprises. The study finds that state-owned capital participation can promote the strategic risk-taking level of private enterprises by strengthening the executive incentives and suppressing executives' opportunistic behavior. Furthermore, heterogeneity analysis shows that the role of state-owned capital participation in promoting private enterprises' strategic risk-taking is more prominent when private enterprises have directors dispatched by state-owned shareholders and have a relatively intimate and clean government-business relationship. In addition, state-owned capital participation can promote the positive effect of strategic risk-taking on enterprises' value and stock market performance. This study not only enriches the research on the economic consequences of the mixed ownership reform of private enterprises, but also provides a new perspective for in-depth understanding of the mechanism of state-owned asset intervention on the risky decision-making of private enterprises.

Key words: corporate governance, mixed ownership reform, state-owned capital participation, strategic risk-taking, private enterprises

作者简介: 李鑫, 女, 上海财经大学商学院博士生, 研究方向: 企业战略与创新管理。郭飞(通讯作者), 山西财经大学会计学院博士生, 研究方向: 公司治理。周丹, 女, 管理学博士, 浙江财经大学工商管理学院副教授, 研究方向: 创新管理。徐琼, 女, 中南大学商学院博士生, 研究方向: 企业战略与组织。

中图分类号: F276 文献标识码: A

一、引言

党的十八届三中全会提出要将发展混合所有制经济作为深化经济体制改革的重点; 随后中共中央、国务院《关于深化国有企业改革的指导意见》明确指出, 要鼓

励民营企业 and 国有企业通过出资入股的方式共同嵌入到企业的改革与治理中。至此, 国有资本和民营资本交叉持股、相互交融的混合所有制改革进入新阶段。值得注意的是, 混合所有制形式不仅包括民营资本参股国有企业, 也包括国有资本参股到民营企业中, 最终形成多样

化股权并存的双向混改新格局(沈红波等, 2019)^[39]。目前, 国企混改的优越性已得到学界的广泛认可。已有研究表明, 民营资本参股国有企业, 在提高国有企业内部控制质量和创新投入、产出水平等方面取得显著成效(刘运国等, 2016; 朱磊等, 2019)^{[33][48]}, 治理机制的优化也有助于放大国有资本功能, 实现国有资产的保值增值(周绍妮等, 2020)^[46], 进而提升国企混改后的整体绩效(李红阳和邵敏, 2019)^[29]。

然而, 现有关于民营企业引入国有资本进行逆向混改的研究较少, 主要围绕国资介入对民营企业内部治理的影响进行探讨(Yu et al., 2020; 罗宏和秦际栋, 2019)^{[23][35]}。研究发现, 国有股东的“扶持之手”有助于缓解民营企业在资本市场上的产权劣势(Li and Zeng, 2019; 张铎和宋增基, 2016)^{[12][44]}, 能在拓宽民营企业融资渠道的同时完善其治理结构(Song et al., 2015; 李文贵和邵毅平, 2016)^{[19][31]}, 推动企业发展(Yao et al., 2018)^[22]。郝阳和龚六堂(2017)^[28]、陈明和熊先承(2021)^[25]研究发现, 国有股东能为民营企业带来更多信贷资源, 纾解企业规模扩张的资源约束困境。孙亮和刘春(2021)^[40]进一步指出, 国资介入能够有效提升民营企业的私有产权保护水平, 提高企业投资收益。

在复杂多变的经济环境下, 民营企业也逐渐意识到冒险性决策对提升竞争优势的战略意义, 试图通过加大创新投入(李姝等, 2018)^[30]、开展多元化经营(Mehmood et al., 2019)^[18]、布局海外投资(Boellis et al., 2016; 徐炜等, 2020)^{[31][41]}等风险性决策推动企业持续成长。然而, 不同于一般的风险性决策, 战略风险承担是管理层就资源分配的前瞻性战略选择, 也是涉及冒险进入未知领域、导致收益高度不确定的战略行动(Martin et al., 2013; 郭蓉和文巧甜, 2019)^{[16][27]}, 其内在要求企业要以长期发展为导向开展各项经营决策部署, 具有资本投资重、投资回报期长、不确定性高等特征(Devers et al., 2008)^[6]。对于研发资本、企业规模及技术支持等方面均不具备优势的民营企业而言, 通过承担战略风险增加未来的长期收益以维持经营的动机更加强烈(Kishgephart and Campbell, 2015)^[11]。当前, 已有许多学者从业绩反馈(郭蓉和文巧甜, 2019)^[27]、组织结构(Joseph et al., 2016)^[10]、管理层特征(Benischke et al., 2019; 吕文栋等, 2020)^{[1][34]}

等内生因素视角探究了企业承担战略风险的诱因, 也有部分学者关注到技术变革(Benner, 2010)^[2]、社会网络(Kishgephart and Campbell, 2015)^[11]、市场竞争(Mcgrath and Nerkar, 2004)^[17]等外生因素的影响。

遗憾的是, 目前仅有陈明和熊先承(2021)^[25]讨论了国有资本持股对民营企业战略风险承担的影响, 发现国有股权既可以通过缓解融资约束使民营企业具备战略风险承担的“能力”, 又可以通过降低委托代理水平提升战略风险承担“意愿”。但事实上, 战略风险承担是管理层对资源分配的主动性战略选择, 是为了获得长期发展做出的战略承诺(Benischke et al., 2019; 吕文栋等, 2020)^{[1][34]}。故从高管层面考察国资介入对战略风险承担的影响可能更具逻辑价值。为此, 本文重点从企业高管视角探讨国有资本参股影响民营企业战略风险承担的作用机理, 发现国有资本参股能够通过强化高管薪酬激励和抑制高管机会主义行为, 显著提高民营企业的战略风险承担水平; 且该相关性在民营企业存在国有股东派遣的董事、所处“亲清”政商关系健康程度较高时更为显著; 进一步研究还发现, 国有资本参股能够强化民营企业战略风险承担对企业价值和股票市场表现的提升作用。

本文的研究贡献主要体现在: 第一, 丰富了民营企业混合所有制改革经济后果的相关研究, 拓展了企业战略风险承担的研究视角。现有关于国资介入对民营企业战略风险承担影响的研究较少, 本文着重考察了国有资本参股对民营企业战略风险承担的积极作用, 为深入理解民营企业参与逆向混改提供了新视角, 也为进一步验证双向混改中“国民共进”观点提供了经验证据。第二, 从高管视角揭示了国资介入影响民营企业战略风险承担的机制黑箱。与陈明和熊先承(2021)^[25]从融资约束和委托代理视角剖析国有资本参股影响风险承担的研究不同, 本文重点从强化高管薪酬激励和抑制高管机会主义行为的视角开展研究, 进一步明晰了国资介入影响民营企业战略风险承担的渠道机制。第三, 扩展了战略风险承担的理论基础, 也为制定更具针对性的逆向混改政策提供了实践依据。本文发现当民营企业中存在国有股东派遣的董事、所处“亲清”政商关系健康程度较高时, 国资介入带来的积极效应更为显著。第四, 将企业价值和股票市场表现引入民营企业混改经济后果的理论

模型,发现国资介入能够促进民营企业战略风险承担对企业价值和股票市场表现的提升作用。这不仅有助于提高民营企业参与混改的积极性,也为评析国有资本“举牌”民营企业参与混改对放大国有资本功能的效应研究提供了数据支持。

二、文献回顾与研究假设

战略风险承担是指会影响企业收益回报的战略举措,是管理层为应对外界不确定性和识别市场机会,在资源配置方面所采取的积极战略选择(Hoskisson et al., 2017)^[9]。其涉及企业冒险进入未知领域,可能导致企业面临较大风险。实践中,战略风险承担对企业的长期生存和繁荣具有重要意义,目前已成为企业应对复杂经济环境与白热化市场竞争的一种兼具适应性与资源耗费性的行为(郭蓉和文巧甜, 2019)^[27]。由于战略风险承担具有资本耗费重、投资回报期长、不确定性高、难以预测等显著特征,管理者需要谨慎度量其承担水平(Martin et al., 2013)^[16]。

混合所有制改革一直鼓励民企和国企双方通过双向交叉持股的方式嵌入到企业中,旨在放大国有资本功能、实现国有资产保值增值的同时,推进民营企业的健康发展(Li and Zeng, 2019; 孙亮和刘春, 2021)^{[12][40]}。从逆向混改的角度看,民营企业引入国有资本参与混合所有制改革后,会通过改变企业内部治理模式,影响高管行为(Song et al., 2015; 陈明和熊先承, 2021)^{[19][25]},进而作用于民营企业的战略风险承担水平,具体逻辑如下。

首先,国有资本参股后的“政府背书”有助于强化高管薪酬激励,提高其战略风险承担意愿。两权分离下,高管成为企业是否进行冒险性活动的主要决策者。由于契约不完备性、风险偏好差异以及风险责任承担等问题的存在,高管通常表现出风险规避特征,更不愿投资于能为企业长期创造增长性价值但具有高风险的资源配置项目(周泽将等, 2018)^[47]。因此,要想提高管理层采取高风险战略决策的积极性,就需要通过一定的方式提升高管的风险承担意愿。已有研究表明,薪酬激励是影响高管决策行为的重要因素(Fu, 2012)^[7],股东可以通过强化管理层薪酬激励以提高其战略风险承担意愿(Coles et al., 2006)^[5]。国有资本介入后,会对被参股民营企业的高管薪酬结构进行调整,赋予高管更高的薪酬激励(杨

志强等, 2016)^[42]。并且,在混合所有制改革进程中,国有资本在政策、资金、技术等关键要素的获取上更具比较优势(沈昊和杨梅英, 2019)^[38],如在税收减免、财政补贴、银行低息贷款、研发资金投入等方面获得较多优惠,致使被参股的民营企业具有提升高管薪酬激励的能力(Cin et al., 2017)^[4]。因此,国有资本参股可以通过强化高管薪酬激励,增强高管与企业利益的趋同性,改善管理层对于战略性风险投资的意愿,提升企业战略风险承担水平(Wang, 2015)^[20]。

其次,国有资本参股后多元化产权结构的“监督制衡”有助于抑制高管机会主义行为,从而提高其战略风险承担水平。对于民营企业而言,中小股东的投票机制难以有效约束高管的短视行为,管理层私利侵占企业利润的动机更强(Gao et al., 2022; 邹燕等, 2021)^{[8][49]},更倾向于追求短期的自身利益,规避有利于企业长期价值创造但风险程度高的战略性决策。然而,民营企业引入国有资本实施混合所有制改革后,异质性股权的加入促使国有资本与民营资本相互制衡,有利于进一步完善监督约束机制(Wang et al., 2021; 李文贵和邵毅平, 2016)^{[21][31]},加大对管理层的监督以减少管理层谋取个人私利的投机行为(Yao et al., 2018)^[22]。这种多元股权结构扮演的监督者角色,有助于抑制高管的机会主义行为倾向,在一定程度上避免了“内部人控制”等弊端(任广乾等, 2022)^[37],促使管理层将目光投向资本耗费大、不确定性高,但却能获取未来长期增长潜力的战略性投资。如赵晓阳和衣长军(2021)^[45]研究发现,国资介入提高了民营企业的内部控制水平,能够有效监督管理层的非效率性决策。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: 国有资本参股有助于提升民营企业的战略风险承担水平。

三、研究设计

(一)模型设定与数据处理

为了验证本文的研究假设,本文设定面板数据模型如下:

$$SRT_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 State_{i,t} + \alpha_2 Ctrl_{i,t} + Firm + Year + Indus + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, SRT 为被解释变量,表示企业的战略风险承担水平; $State$ 为解释变量,表示国有资本参股变量; $Ctrl$

表示控制变量合集,具体包括企业年龄、企业规模、企业流动性、资产负债率、总资产净利润率、企业成长性、固定资产比率、独董比例、两职合一、年度召开的董事会次数、股权集中度、高管团队平均年龄、地区经济发展水平。*Firm*、*Year*、*Indus*分别表示个体、年份和行业固定效应, ε_{it} 为误差项。

(二)变量测量

1.被解释变量

本文的被解释变量为战略风险承担(*SRT*)。参照Martin et al.(2013)^[16]、Kishgephart and Campbell(2015)^[11]、郭蓉和文巧甜(2019)^[27]的做法,本文采用研发支出、资本支出和长期负债三变量的因子分析结果来衡量企业的战略风险承担(*SRT*)。其中,研发支出是指企业年度研究开发的支出总额;资本支出是指购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金,再减去固定资产、无形资产和其他长期资产处置回收的现金净额;长期负债是指资产负债表上持有的期限超过一年的各种债务总和;三者的综合能够反映企业为应对外界不确定性和市场机会而采取的主动战略选择。因此,本文对研发支出、资本支出和长期负债进行因子分析形成一个综合指标来测度战略风险承担(*SRT*)。因子分析结果显示KM0为0.66,且Bartlett球形检验结果达到显著水平,因子分析的累计百分比为81.27%,表明研发支出、资本支出和长期负债能够较好地聚合为一个指标,它们的因子载荷值分别为0.74、0.86和0.84。

2.解释变量

本文的解释变量为国资介入。参照Liao and Young (2012)^[13]、郝阳和龚六堂(2017)^[28]、罗宏和秦际栋(2019)^[35]的研究,本文手动整理出上市民营企业前十大股东的股权性质,主要包括:政府部门(财政部、国资委等)、国有企业法人、四大资产管理公司等,并剔除社保基金、证券投资基金、保险投资账户、银行基金账户等“金融类”股东。为尽可能了解国有资本参股对民营企业战略风险承担的影响,本文分别使用民营企业前十大股东中是否存在国有股东(*State1*)、国有股权持股总和(*State2*)、国有股权制衡度(*State3*)作为解释变量,具体定义为:(1)当民营企业前十大股东中存在国有股东,则视为存在国资介入,*State1*赋值为1,否则为0;(2)国有股权持股总和(*State2*)为前十大股东中国有股权的持股比例总

和;(3)国有股权制衡度(*State3*)为前十大股东中国有持股与民营持股的比值。

3.控制变量

为更准确地分析国有资本参股对民营企业战略风险承担的影响,参考Martin et al.(2013)^[16]、郭蓉和文巧甜(2019)^[27]的做法,本文选取企业基本情况、财务状况、公司治理和宏观经济发展水平等变量作为控制变量。具体包括:(1)企业年龄(*Age*),用企业成立日期到统计当年年限的自然对数来衡量;(2)企业规模(*Size*),将企业的期末总资产取自然对数;(3)企业流动性(*Liquid*),定义为流动资产与流动负债的比值;(4)资产负债率(*Lev*),定义为负债总额与资产总额的比值;(5)总资产净利润率(*Roa*);(6)企业成长性(*Growth*),采用企业的营业收入增长率来衡量;(7)固定资产比率(*Fixed*),定义为固定资产净值除以总资产;(8)独董比例(*Indep*),定义为外部董事人数除以董事会人员总数;(9)两职合一(*Dual*),若董事长与总经理为同一人则为1,否则为0;(10)年度召开的董事会次数(*Meeting*),定义为年度董事会召开次数的总和;(11)股权集中度(*Top1*),采用第一大股东持股比例来衡量;(12)高管团队平均年龄(*Tmtage*),采用企业高层管理团队人员的平均年龄来衡量;(13)地区经济发展水平(*GDP*),定义为各省国民生产总值的自然对数。此外,本文还设置了企业(*Firm*)、年份(*Year*)和行业(*Indus*)虚拟变量来控制个体、年度和行业变化对民营企业战略风险承担的影响。

(三)样本与数据来源

本文以2007—2020年沪深交易所A股主板上市的民营企业为样本,研究国有资本介入对民营企业战略风险承担的影响。其中,前十大股东股权性质和持股比例来源于锐思数据库(RESSET),民营企业样本及其相应的财务数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)。本文还通过上市公司年报、新浪财经网和巨潮资讯网等专业权威网站对数据进行补充及核对,以确保研究数据的可靠性。在此基础上,本文对初始数据进行了如下处理:(1)剔除银行、证券公司及保险公司等金融类上市公司;(2)剔除ST和ST*等经营异常的企业样本;(3)剔除数据严重缺失的样本。经过上述步骤,本文最终获得上市民营企业的6924个企业-年度观测值。此外,为了避免数据异常值对检验结果的影响,本文对所有连续变量在上下1%水平进行了缩尾处理。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
SRT	6924	-0.1050	0.1637	-0.1687	1.0208
State1	6924	0.4189	0.4934	0.0000	1.0000
State2	6924	2.6398	5.1583	0.0000	24.9300
State3	6924	0.0782	0.1681	0.0000	0.8924
Age	6924	2.9233	0.2995	2.0794	3.4965
Size	6924	21.8814	1.3247	18.4900	25.6000
Liquid	6924	2.1802	2.0012	0.1543	12.5161
Lev	6924	0.4728	0.2675	0.0610	1.8931
Roa	6924	0.0469	0.0779	-0.3095	0.2900
Growth	6924	0.2673	1.0034	-0.7384	7.9857
Fixed	6924	0.2034	0.1529	0.0008	0.6539
Indep	6924	0.37370	0.0483	0.3333	0.5000
Dual	6924	0.3134	0.4639	0.0000	1.0000
Meeting	6924	9.8715	4.0281	4.0000	24.0000
Top1	6924	32.3121	14.6967	7.1161	73.1856
Tmtage	6924	48.2485	3.0912	40.5000	55.4286
GDP	6924	10.3125	0.8766	7.3153	11.6151

处理后样本主要变量的描述性统计结果如表1所示。战略风险承担(SRT)的均值是-0.11，标准差为0.16，说明民营企业的战略风险承担水平存在较大差异性。存在国有资本参股(State1)的均值为0.4189，即有41.89%的民营企业存在国资介入的情况，表明国有资本参股民营企业的所有制并非个例，而是普遍现象。国有股权持股总和(State2)的均值为2.64%，最大值为24.93%，表明国有股权在部分民营企业中是重要的股东之一。国有股权制衡度(State3)的均值为0.08，最大值为0.89，表明在部分民营企业中，国有资本参股是实现股权制衡的重要力量。其余变量的均值和标准差均处于合理范围之内。

四、实证结果与分析

(一)基准回归

国有资本参股对民营企业战略风险承担的回归结果如表2所示。第(1)~(3)列的结果显示，国有资本参股(State1、State2、State3)与民营企业战略风险承担在1%水平下显著正相关，表明国有资本参股民营企业后，企业的战略风险承担能力得到显著提升，支持了本文研究假说H1。

(二)机制检验

根据理论分析可知，国有资本参股民营企业带来的财富效应为企业高管薪酬激励的实现提供了坚实保障，治理结构的完善又进一步抑制了管理层的机会主义行

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SRT		
State1	0.0194*** (0.0033)		
State2		0.0018*** (0.0004)	
State3			0.0533*** (0.0122)
Age	-0.1729*** (0.0277)	-0.1692*** (0.0277)	-0.1687*** (0.0277)
Size	0.0747*** (0.0023)	0.0751*** (0.0023)	0.0750*** (0.0023)
Liquid	0.0022** (0.0010)	0.0023** (0.0010)	0.0023** (0.0010)
Lev	0.0717*** (0.0080)	0.0718*** (0.0080)	0.0720*** (0.0080)
Roa	0.0284 (0.0186)	0.0278 (0.0186)	0.0289 (0.0186)
Growth	-0.0062*** (0.0011)	-0.0065*** (0.0011)	-0.0064*** (0.0011)
Fixed	0.0733*** (0.0144)	0.0746*** (0.0144)	0.0739*** (0.0144)
Indep	-0.0258 (0.0374)	-0.0227 (0.0375)	-0.0239 (0.0375)
Dual	0.0101*** (0.0037)	0.0096*** (0.0037)	0.0099*** (0.0037)
Meeting	0.0003 (0.0004)	0.0003 (0.0004)	0.0003 (0.0004)
Top1	-0.0021*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)	-0.0020*** (0.0002)
Tmtage	0.0012* (0.0007)	0.0012* (0.0007)	0.0012* (0.0007)
GDP	0.0264*** (0.0075)	0.0258*** (0.0075)	0.0260*** (0.0075)
截距项	-1.6036*** (0.1195)	-1.6091*** (0.1196)	-1.6098*** (0.1196)
企业 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	6924	6924	6924
调整 R ²	0.338	0.336	0.336

注：括号内数值为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著。下表同。

为，进而共同作用于民营企业战略风险承担水平的提升。基于此，本文对上述路径机制进行检验，剖析国资介入影响民营企业战略风险承担的作用渠道。

首先，检验强化高管薪酬激励机制。国有资本参股后的“扶持之手”为企业高管薪酬激励的实现提供了资源支持，能够有效增加管理者的努力程度，从根本上强化管理层与企业共享利润、共担风险的意愿，进而提高战略风险承担水平。基于此，参照叶永卫等(2022)^[43]的研究，本文采用货币薪酬激励和股权激励来表征高管的薪酬激励水平，其中，货币薪酬激励(Salary)采用高管(包括董事、监事和高级管理人员)前三名货币薪酬总额的自然对数来衡量；股权激励(Equity)采用高管团队持股比例

来衡量。检验结果如表3和表4所示,表3和表4第(1)~(3)列中核心解释变量的估计系数均显著为正,说明国有资本参股有助于提升高管货币薪酬激励和股权激励水平。进一步地,纳入中介变量(*Salary/Equity*)进入回归模型后,不难发现,相较于表2,表3和表4第(4)~(6)列中国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的估计系数明显降低,说明货币薪酬激励和股权激励在国资介入与民营企业战略风险承担的关系中起部分中介作用,从而验证了高管薪酬激励机制假说。

其次,检验抑制高管机会主义行为机制。国资介入民营企业后治理结构的完善强化了对管理层的监督和制衡,有效抑制了管理层短视行为,促使管理者将决策标

表3 强化高管货币薪酬激励的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Salary</i>			<i>SRT</i>		
<i>State1</i>	0.3408*** (0.0365)			0.0187*** (0.0033)		
<i>State2</i>		0.0142*** (0.0045)			0.0017*** (0.0004)	
<i>State3</i>			0.2560* (0.1361)			0.0526*** (0.0122)
<i>Salary</i>				0.0020* (0.0012)	0.0026** (0.0012)	0.0027** (0.0012)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	5.3885*** (1.3290)	5.2713*** (1.3376)	5.2616*** (1.3384)	-1.6143*** (0.1196)	-1.6227*** (0.1197)	-1.6238*** (0.1198)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²	0.211	0.201	0.200	0.338	0.337	0.337

表4 强化高管股权激励的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Equity</i>			<i>SRT</i>		
<i>State1</i>	2.8044*** (0.3587)			0.0186*** (0.0033)		
<i>State2</i>		0.2060*** (0.0440)			0.0017*** (0.0004)	
<i>State3</i>			2.8473** (1.3355)			0.0523*** (0.0122)
<i>Equity</i>				0.0003** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	109.2126*** (13.0678)	108.3486*** (13.1105)	108.1877*** (13.1298)	-1.6350*** (0.1201)	-1.6442*** (0.1203)	-1.6468*** (0.1203)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²	0.177	0.171	0.169	0.339	0.337	0.337

准定位于能够获取未来可持续发展潜力的活动,由此加大了对战略风险承担的意愿。基于此,参照Lo et al. (2017)^[14]的研究,本文采用盈余管理来衡量管理层机会主义行为(*Opportu*)。基于修正Jones模型,使用总应计利润(*TA*)分离法对盈余管理程度进行度量,通过控制行业和年度进行面板数据回归,以因变量残差的绝对值来衡量可操纵性应计利润,即企业盈余管理水平。具体而言,修正Jones模型为:

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \beta_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \left[\frac{\Delta REV_{i,t}}{A_{i,t-1}} - \frac{\Delta REC_{i,t}}{A_{i,t-1}} \right] + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,下标*i*表示企业,*t*表示年份。*TA*为企业的总应计利润,*A*为期末总资产账面价值,Δ*REV*为营业收入增加额,Δ*REC*为应收账款净增加值,*PPE*为期末固定资产账面价值。因变量残差的绝对值越大,应计操纵程度越高,管理层机会主义行为(*Opportu*)越多。抑制高管机会主义行为机制的回归结果如表5所示,第(1)~(3)列中核心解释变量的估计系数均显著为负,说明国有资本参股有助于降低企业盈余管理水平,即有效遏制了管理层的机会主义行为。进一步地,纳入中介变量(*Opportu*)进入回归模型后,不难发现,相较于表2,表5第(4)~(6)列中国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的估计系数明显降低,说明抑制高管机会主义行为在国资介入与民营企业战略风险承担的关系中起部分中介作用,验证了本文的理论机制。

(三)内生性检验

尽管本文在表2中纳入了多个变量作为控制变量,并

表5 抑制高管机会主义行为的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Opportu</i>			<i>SRT</i>		
<i>State1</i>	-0.0158*** (0.0024)			0.0185*** (0.0033)		
<i>State2</i>		-0.0012*** (0.0003)			0.0017*** (0.0004)	
<i>State3</i>			-0.0175** (0.0088)			0.0522*** (0.0122)
<i>Opportu</i>				-0.0552*** (0.0181)	-0.0598*** (0.0181)	-0.0620*** (0.0180)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	0.3267*** (0.0862)	0.3315*** (0.0864)	0.3324*** (0.0865)	-1.5856*** (0.1195)	-1.5892*** (0.1197)	-1.5892*** (0.1197)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²	0.042	0.037	0.035	0.339	0.338	0.338

已采用固定效应模型进行回归，但不可否认的是，本文基准回归结果仍可能存在内生性问题。鉴于此，本文采用工具变量法、倾向得分匹配法、Heckman两阶段回归等方法进行内生性检验。

第一，考虑到反向因果关系的存在，即战略风险承担能力强的民营企业会更加吸引国有股东的参股，本文采用工具变量法缓解可能存在的内生性问题。参照李增福等(2021)^[32]、赵晓阳和衣长军(2021)^[45]的研究，本文选取同年度、同行业(细分到二级行业)民营上市公司中国有资本持股比例的均值(State_m)作为国有资本参股的工具变量，采用2SLS法重新进行回归，结果如表6所示。列(1)、列(3)、列(5)为第一阶段的回归结果，可以发现国有资本持股的均值(State_m)与国有资本参股(State1、State2、State3)在1%水平下显著正相关。此外，第一阶段回归弱工具变量检验的结果均大于10，拒绝了存在弱工具变量的原假设。列(2)、列(4)、列(6)为第二阶段的回归结果，可以看出国有资本参股(State1、State2、State3)的工具变量回归结果均显著为正，符号与基准回归结果一致。上述结果表明，在使用工具变量解决可能的内生性问题之后，本文结论依然稳健。

第二，考虑到是否存在国资介入的样本之间具有企业特征层面的异质性问题，本文进一步运用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。首先按照民营企业前十大股东中是否存在国有资本参股为依据进行分组，将存在国资介入

的样本设定为处理组(Treat=1)，否则为控制组(Treat=0)，并选取可能影响国资参股情况的企业特征变量作为协变量(企业年龄、企业规模、资产负债率、企业成长性、独董比例、两职合一、董事会会议次数、第一大股东持股比例、高管团队平均年龄)，使用PSM进行逐年匹配，共获得处理组和对照组样本共4983个，在此基础上重新进行回归。匹配后样本的回归结果如表7所示，可以看出国有资本参股(State1、State2、State3)与战略风险承担水平(SRT)仍具有显著的正相关关系。

第三，考虑到样本中并非所有的民营企业都存在国有资本参股，使得未存在国资介入的企业中无法观测到

表 7 PSM 检验

变量	(1)	(2)	(3)
	SRT	SRT	SRT
State1	0.0214*** (0.0040)		
State2		0.0015*** (0.0005)	
State3			0.0408*** (0.0146)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	-1.7031*** (0.1488)	-1.7079*** (0.1491)	-1.7066*** (0.1492)
企业 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	4983	4983	4983
调整 R ²	0.340	0.338	0.338

表 8 Heckman 两阶段回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	State1	SRT	SRT	SRT
State1		0.0194*** (0.0033)		
State2			0.0018*** (0.0004)	
State3				0.0533*** (0.0122)
Market	-0.0611** (0.0280)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
IMR		0.0080 (0.0646)	0.0049 (0.0647)	-0.0032 (0.0646)
截距项	-4.9102*** (0.8153)	-1.6261*** (0.2174)	-1.6230*** (0.2176)	-1.6008*** (0.2176)
企业 FE	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924
调整 R ²		0.338	0.336	0.336

表 6 工具变量回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	State1	SRT	State2	SRT	State3	SRT
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
State_m	0.2550*** (0.0403)		0.5252*** (0.0506)		0.0164*** (0.0017)	
State1		0.1088** (0.0548)				
State2				0.0063** (0.0030)		
State3						0.2022** (0.0973)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-5.7466*** (0.8296)	-1.5686*** (0.1286)	-3.7824 (3.8591)	-1.6040*** (0.1209)	-0.1082 (0.1275)	-1.6060*** (0.1212)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²		0.269	0.107	0.264	0.139	0.268

注：列(1)采用 Logit 回归，故未报告调整 R²。

注：列(1)采用 Logit 回归，故未报告调整 R²。

国有资本参股对其战略风险承担的影响。因此，本文采用Heckman两阶段法解决这一潜在的样本自选择问题。本文以樊纲等编制的政府与市场关系评分(*Market*)作为国资介入的外生变量进行Heckman检验，结果如表8所示。第(1)列结果表明*Market*在5%水平下显著为负。第(2)~(4)列为第二阶段回归结果，可以发现*IMR*(逆米尔斯比率)的回归系数均不显著，表明不存在严重的样本选择偏误问题。此外，国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的回归系数均在1%水平下显著为正。由此可知，在使用Heckman两阶段法控制了样本选择偏差的情况下，本文结论依然成立。

(四)稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的可靠性，本文从更换核心变量定义、滞后一期处理、调整模型设定等多个维度进行了稳健性检验。

第一，考虑到自变量定义方式的不同可能会对回归结果产生影响，本文通过更换解释变量测量方法进行稳健性检验。本文通过判断政府部门(财政部、国资委等)、国有企业法人、四大资产管理公司等是否为上市公司的前十大股东来衡量是否存在国资介入，然而考虑到四大资产管理公司作为公司股东在很多情形下是债转股而形成的，需要适当考虑其特殊性，因此，本文剔除四大资产管理公司作为公司股东的情况，得到新的国资介入(*State1_new*)、国有股权持股总和(*State2_new*)以及国有股权制衡度(*State3_new*)变量，重新纳入回归模型进行稳健性检验，结果如表9所示，国有资本参股的回归系数均显

表 9 更换解释变量测量方式

变量	(1)	(2)	(3)
	SRT		
<i>State1_new</i>	0.0185*** (0.0033)		
<i>State2_new</i>		0.0017*** (0.0004)	
<i>State3_new</i>			0.0514*** (0.0126)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	-1.6071*** (0.1195)	-1.6129*** (0.1197)	-1.6127*** (0.1197)
企业 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	6924	6924	6924
调整 R^2	0.338	0.336	0.336

著为正，与前文结论一致。

第二，为避免因变量测量方法不同对回归结果产生的影响，本文更换被解释变量的测量方法，将研发支出、资本支出和长期负债三变量的因子分析结果更换为研发支出、资本支出和长期负债三变量的标准化求和结果，得到新的战略风险承担(*SRT_new*)，重新进行回归检验。结果如表10所示，国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的回归系数均在1%水平下显著为正，结论不变。

第三，考虑到国有资本参股决策可能受到民营企业战略风险承担影响的因果倒置问题，本文对所有解释变量采用滞后一期处理，再重新检验二者的关系。结果如表11所示，国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的回归系数均在1%水平下显著为正，研究结论依然成立。

第四，在前述的回归分析中，本文已控制了个体、

表 10 更换被解释变量测量方式

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>SRT_new</i>		
<i>State1</i>	0.2605*** (0.0436)		
<i>State2</i>		0.0276*** (0.0053)	
<i>State3</i>			0.8280*** (0.1616)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	-26.6576*** (1.5872)	-26.7283*** (1.5883)	-26.7384*** (1.5884)
企业 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	6924	6924	6924
调整 R^2	0.367	0.366	0.366

表 11 滞后一期处理

变量	(1)	(2)	(3)
	SRT		
<i>State1</i>	0.0230*** (0.0036)		
<i>State2</i>		0.0022*** (0.0005)	
<i>State3</i>			0.0629*** (0.0136)
控制变量	控制	控制	控制
截距项	-1.7227*** (0.1364)	-1.7226*** (0.1366)	-1.7264*** (0.1367)
企业 FE	是	是	是
年份 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
样本量	5,901	5,901	5,901
调整 R^2	0.319	0.317	0.316

年度和行业固定效应对回归结果可能造成的影响，但行业本身的系统结构及外部环境都可能随着时间的推移发生改变，这可能致使不同行业在时间序列的发展中存在一定差异，进而对民营企业的战略风险承担造成影响。此外，不同省份内企业面临的市场环境和政策监管随时间变化存在一定差异，也可能对本文结果造成一定干扰。基于此，本文在计量模型(1)的基础上，进一步纳入行业-时间固定效应和省份-时间固定效应，结果如表12所示。国有资本参股(State1、State2、State3)的回归系数均在1%水平下显著为正，由此说明在考虑了行业随时间变化、省份随时间变化的影响后，本文结论依然稳健。

五、异质性分析和进一步讨论

(一)异质性分析

前文的回归结果为国资介入提高民营企业战略风险承担提供了诸多经验证据，但更多是基于整体层面的讨论，对于二者关系在不同的内外环境下是否存在差异并未提及。有鉴于此，本文从国有资本参与程度和“亲清”政商关系健康程度两个维度对两者关系做进一步探讨。

1.国有资本参与度不同

国资介入对民营企业战略风险承担能力的影响，不仅取决于国有资本的持股数量，也与国有资本在民营企业经营活动中的参与程度息息相关(罗宏和秦际栋，2019)^[35]。特别地，当民营企业中存在国有股东派遣的董事时，国

有资本参与度较高，这种异质性股权真正地参与到了企业的日常经营活动(蔡贵龙等，2018)^[24]，对企业战略风险承担能力的促进作用将更为显著。原因在于：一方面，民营企业中存在国有股东派遣的董事，意味着国有资本对被参股的民营企业更为重视。此时，国有资本派遣的股东作为纽带更加紧密地连接了企业与政府部门间的关系，提高了民营企业的战略风险承担能力。另一方面，作为强有力的国有资本的代表，国有股东派遣的董事在民营企业的内部股东中更多地扮演着监督者的角色，可以有效减弱股东与高管间的代理问题及管理层的短视行为(孙亮和刘春，2021)^[40]，从而强化了民营企业承担战略风险的意愿。

为检验上述分析，本文根据企业中是否存在国有股东派遣的董事(Director)来进行分组检验，结果如表13所示。列(1)表明国有资本参与度(Director)的回归系数为0.0110且在10%水平下显著，说明国有资本在民营企业中参与程度较高时，其对民营企业战略风险承担的促进作用更强。第(2)~(5)列报告了国有资本不同参与程度下，State2和State3对民营企业战略风险承担的差异化影响。不难发现，第(2)列中State2的估计系数显著为正，而第(3)列中State2的系数不显著，且从系数绝对值大小看，前者也大于后者；第(4)和第(5)列中，State3的回归系数均显著为正。由此说明，国有资本参股民营企业时，必须要切实参与到民营企业的经营活动中，才能更好地提高民营企业战略风险承担水平。

表 12 更换模型设定						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SRT					
State1	0.0220*** (0.0033)			0.0153*** (0.0034)		
State2		0.0022*** (0.0004)			0.0016*** (0.0004)	
State3			0.0595*** (0.0122)			0.0460*** (0.0126)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-1.6340*** (0.1241)	-1.6335*** (0.1243)	-1.6353*** (0.1243)	-1.4417 (29.1656)	-1.7670 (29.1792)	-1.4275 (29.1898)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是			
省份 FE				是	是	是
年份-行业 FE	是	是	是			
年份-省份 FE				是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²	0.384	0.382	0.381	0.411	0.410	0.410

表 13 是否存在国有股东派遣董事的分组检验					
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SRT		国有股东派遣董事		国有股东派遣董事
			有	无	有
Director	0.0110* (0.0057)				
State2		0.0024* (0.0013)	0.0010 (0.0006)		
State3				0.0875** (0.0379)	0.0296* (0.0169)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-1.5780*** (0.2100)	-1.5958*** (0.4942)	-1.4863*** (0.2329)	-1.6015*** (0.4931)	-1.4728*** (0.2331)
企业 FE	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是
样本量	2901	720	2181	720	2181
调整 R ²	0.285	0.363	0.272	0.365	0.272

2. “亲清”政商关系健康程度不同

以政治关联为代表的旧式政商关系在中国经济转型的历史进程中逐渐暴露了短板和弊端。“亲清”政商关系的建立暗含“亲”和“清”的要求：“亲”指的是政府与企业的交往要坦荡真诚，政府要积极支持民营企业发展，企业家要主动建言助力地方经济腾飞；“清”则要求政府与企业的关系要清白纯洁，严禁政府官员的以权谋私及企业家贿赂的权钱交易行为(赵晓阳和衣长军，2021)^[45]。“亲清”新型政商关系的建立有助于重新审视政府与企业的关系，对国资介入民企后的战略风险承担会产生一定的调节作用。具体而言，一方面，“亲清”政商关系使政府与企业间的沟通更加顺畅，民营企业能够更加清晰地表达合法诉求，致使国资介入民企后的“有形之手”更能发挥治理作用。“亲清”政商关系的改善推动了当地政府对相关混改政策的实施与落实，民营企业的混合所有制改革通过信号传递吸引了外部投资者的关注(赵晓阳和衣长军，2021)^[45]，强化了民营企业的战略风险承担能力。另一方面，“亲清”政商关系的建立意味着企业营商环境得到极大改善，政府与企业间的交易流程更加透明，在很大程度上降低了企业短期性的寻租活动而转向以长期发展为导向的变革活动(冯伟，2021)^[26]，如主动实施战略风险承担行为。

为了验证上述分析，本文采用中国人民大学发布的《中国城市政商关系排行榜2020》数据(聂辉华等，2020)^[36]，从“亲”“清”两个方面构建城市政商关系

表 14 企业所处“亲清”政商关系健康程度高低的分组检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	“亲清”政商关系指数					
	高	低	高	低	高	低
State1	0.0279*** (0.0045)	0.0071 (0.0046)				
State2			0.0040*** (0.0005)	-0.0003 (0.0006)		
State3					0.1276*** (0.0175)	0.0037 (0.0167)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.8674*** (0.1888)	-1.9420*** (0.1654)	-0.9450*** (0.1883)	-1.9408*** (0.1655)	-0.9768*** (0.1884)	-1.9380*** (0.1655)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	3,285	3,639	3,285	3,639	3,285	3,639
调整 R ²	0.324	0.418	0.327	0.418	0.327	0.418

健康体系，该指数囊括了中国292个地市级城市的政商关系指标。其中，“亲清”政商关系健康指数介于0~100之间，该指标数值越大，说明该城市政商关系的“亲清”程度越高。本文首先识别出上市民营企业办公室地址的城市所在地，然后匹配出该城市的“亲清”政商关系健康程度(*P&Brelation*)。当*P&Brelation*大于中位数时，企业所处的“亲清”政商关系健康程度较高，否则视作健康程度较低。分组检验结果如表14所示，可以看出在*P&Brelation*较高的地区，国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)对民营企业战略风险承担的促进作用越强，而在*P&Brelation*较低的地区，国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)的系数不显著。由此说明，国有资本参股对民营企业战略风险承担的促进作用在“亲清”政商关系健康程度较高的地区更为凸显。

(二)进一步讨论

前文研究证实，国有资本参股显著提高了民营企业的战略风险承担水平。然而，这种提升效应是否得到了资本市场的认可，即上述影响是否显著提高了企业价值和股票市场表现？对这一问题的回答将有助于更为深入地理解国资介入对民营企业战略风险承担的积极效应。参照Machmuddah et al.(2020)^[15]的研究，本文以托宾Q值(*TobinQ*)来衡量企业价值，以每股收益来衡量企业的股

表 15 进一步讨论检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TobinQ			EPS		
SRT	1.5767*** (0.2460)	1.6516*** (0.2020)	1.8057*** (0.1965)	0.0301 (0.0875)	0.2115*** (0.0719)	0.2510*** (0.0700)
State1	0.0403 (0.0519)			0.0152 (0.0185)		
State1×SRT	0.5514** (0.2417)			0.4317*** (0.0859)		
State2		0.0118* (0.0066)			0.0012 (0.0024)	
State2×SRT		0.1031*** (0.0292)			0.0360*** (0.0104)	
State3			0.0894 (0.1989)			0.0103 (0.0708)
State3×SRT			1.6372** (0.8295)			0.7587** (0.2954)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	18.5095*** (1.7541)	18.6166*** (1.7527)	18.5867*** (1.7541)	-2.6153*** (0.6236)	-2.5183*** (0.6244)	-2.5357*** (0.6247)
企业 FE	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是
样本量	6924	6924	6924	6924	6924	6924
调整 R ²	0.282	0.282	0.281	0.243	0.240	0.240

票市场表现(*EPS*),并设置国有资本参股与战略风险承担水平的交互项加入基准回归模型进行验证,结果如表15所示。不难发现,第(1)~(6)列中国有资本参股(*State1*、*State2*、*State3*)与战略风险承担水平(*SRT*)的交互项均显著为正,表明国有资本参股能够显著强化民营企业战略风险承担对企业价值和股票市场表现的提升作用。

六、结论与启示

如何引导与支持民营经济健康发展,激活民营经济活力和创造力,是推动中国经济转型升级的重要突破口。国有资本介入民营企业的混合所有制改革举措,能否将国有资本的制度优势与民营资本的市场优势有效结合、助力民营企业持续健康发展,是亟待验证的关键问题。本文以国有资本参股但非控股民营企业为切入点,探究民营企业实施逆向混改对其战略风险承担的影响。主要结论如下:第一,国有资本参股能够显著提高民营企业的战略风险承担水平,该结论在采取工具变量法、倾向得分匹配法、Heckman两阶段回归、更换核心变量定义、调整模型设定等方法检验后依然成立。第二,机制检验证实,强化高管薪酬激励和抑制机会主义行为是国资介入提高民营企业战略风险承担的重要渠道机制,具体表现为高管货币薪酬激励和高管股权激励的增加,以及盈余管理水平的降低。第三,从民营企业参与混改时的内部特征看,当民营企业中存在国有股东派遣的董事时,国资介入对民营企业战略风险承担的促进作用更大;从企业所处的外部环境看,当企业所在城市的“亲清”政商关系健康程度较高时,国有资本参股发挥的积极效应会更为显著。第四,国有资本参股能够促进民营企业战略风险承担对企业价值和股票市场表现的提升作用。本文结论澄清了民营企业混改进程中“国进民退”的争议,对全面深化混合所有制改革政策的制定具有一定的参考价值。

在实践启示方面,本研究对中国经济转型升级背景下民营企业引入国有资本实施逆向混改具有一定的现实指导意义:

第一,民营企业作为资本市场最为活跃的经济力量,

是否引入国有资本共同参与企业治理,是一个重大的战略问题。本文研究发现,国资介入有助于提高民营企业的战略风险承担能力,表明国有资本参股民营企业的混合所有制改革有助于改善民营企业的战略性投资行为,有助于提升民营经济的创造力和持续发展能力。国有资本和民营资本应积极参与混合所有制改革,取长补短,充分发挥“1+1>2”的混合产权优势,助力中国经济转型升级。

第二,为最大化民营企业混合所有制改革对其战略风险承担的提升效应,应逐步完善并落实企业薪酬激励机制和治理机制。一方面,企业应当建立合理有效的货币薪酬激励和股权激励制度,从根本上强化高管与企业共担风险的长期发展意愿,有效激励高管主动承担战略风险;另一方面,企业应当建立健全有效的监督治理体制,最大化避免管理层机会主义行为对企业战略性决策的负面影响。

第三,国有资本参股民营企业不仅要“形似”,更要“神至”。本文发现,当民营企业中存在国有股东派遣的董事时,国资介入对企业战略风险承担的促进作用将更为显著。这意味着,国有资本参股后派驻董事的参与行为能够通过“用手投票”的方式代表国有股权发表意见,真正影响到民营企业的日常经营决策。因此,民营企业引入国有股权的逆向混改,要通过国资介入后的“形实”并着重以最大化地激发国有资本的积极效应,将制度优势转化为治理效能,正确引导与支持民营经济健康发展。

第四,良好的外部制度环境是国有资本参股后促进民营企业承担战略风险的关键要素。本文发现,在“亲清”政商关系健康程度较高的地区,国资介入对民营企业战略风险承担的促进作用越强。这意味着政府与企业间“亲”“清”关系的落实是混改相关政策有效发挥作用的重要保障。政府应当通过简化行政审批制度、提高行政效率、完善政务服务体系等方式,更好地发挥其在建立良好政商关系、服务混改中的积极作用。 ■

[基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于数字化商业生态的企业网络化战略与生态竞争优势构建机制研究”(72072048)、浙江省社科规划课题“服务生态系统视角下制造企业服务能力构建的模式、时机与作用机制研究”(20NDJC090YB)、浙江省高校重大人文社科攻关计划项目“时空视角下服务型制造企业能力重构与合法性建构的共时与次序整合机制研究”(2021QN040)]

参考文献:

[1] Benischke M H, Martin G, Glaser L. CEO equity risk bearing and strategic risk taking: the moderating effect of CEO personality[J].

Strategic Management Journal, 2019, 40(1): 153-177.

[2] Benner M J. Securities analysts and incumbent response to radical

technological change: evidence from digital photography and Internet telephony[J]. Organization Science, 2010, 21(1): 42-62.

[3] Boellis A, Mariotti S, Minichilli A, Piscitello L. Family involvement and firms' establishment mode choice in foreign markets[J]. Journal of International Business Studies, 2016, 47(8): 929-950.

[4] Cin B C, Kim Y J, Vonortas N S. The impact of public R&D subsidy on small firm productivity: evidence from Korean SMEs[J]. Small Business Economics, 2017, 48(2): 345-360.

[5] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial incentives and risk-taking[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 431-468.

[6] Devers C E, McNamara G, Wiseman R M, Arrfelt M. Moving closer to the action: examining compensation design effects on firm risk[J]. Organization Science, 2008, 19(4): 548-566.

[7] Fu X. How does openness affect the importance of incentives for innovation?[J]. Research Policy, 2012, 41(3): 512-523.

[8] Gao K, Wang L, Liu T, Zhao H Q. Management executive power and corporate green innovation—empirical evidence from China's state-owned manufacturing sector[J]. Technology in Society, 2022, 70: 102043.

[9] Hoskisson R E, Chirico F, Zyung J, Gambeta E. Managerial risk taking: a multitheoretical review and future research agenda[J]. Journal of Management, 2017, 43(1): 137-169.

[10] Joseph J, Klingebiel R, Wilson A J. Organizational structure and performance feedback: centralization, aspiration and termination decisions[J]. Organization Science, 2016, 27(5): 1065-1083.

[11] Kishgephart J J, Campbell J T. You don't forget your roots: the influence of CEO social class background on strategic risk taking[J]. Academy of Management Journal, 2015, 58(6): 1614-1636.

[12] Li X J, Zeng K. To join or not to join? state ownership, commercial interests, and China's belt and road initiative[J]. Pacific Affairs, 2019, 92(1): 5-26.

[13] Liao J, Young M. The impact of residual government ownership in privatized firms: new evidence from China[J]. Emerging Markets Review, 2012, 13(3): 338-351.

[14] Lo K, Ramos F, Rogo R. Earnings management and annual report readability[J]. Journal of Accounting and Economics, 2017, 63(1): 1-25.

[15] Machmuddah Z, Sari D W, Utomo S D. Corporate social responsibility, profitability and firm value: evidence from Indonesia[J]. Journal of Asian Finance Economics and Business, 2020, 7(9): 631-638.

[16] Martin G P, Gomez-Mejia L R, Wiseman R M. Executive stock options as mixed gambles: revisiting the behavioral agency model[J]. Academy of Management Journal, 2013, 56(2): 451-472.

[17] McGrath R G, Nerkar A. Real options reasoning and a new look at the R&D investment strategies of pharmaceutical firms[J]. Strategic Management Journal, 2004, 25(1): 1-21.

[18] Mehmood R, Hunjra A, Chani M. The impact of corporate diversification and financial structure on firm performance: evidence from South Asian countries[J]. Journal of Risk and Financial Management, 2019, 12(1): 49-68.

[19] Song Z J, Nahm A, Zhang Z Y. Partial state ownership, political connection, and financing: evidence from Chinese publicly listed private sector enterprises[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2015, 53(1): 611-628.

[20] Wang L. Protection or expropriation: politically connected independent directors in China[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 55: 92-106.

[21] Wang W, Wang H, Wu J. Mixed ownership reform and corporate tax avoidance: evidence of Chinese listed firms[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2021, 69: 101648.

[22] Yao M J, Song C H, Song Z J. State ownership, political connections and entry barriers: evidence from China[J]. Applied

Economics Letters, 2018, 1: 1-5.

[23] Yu H, Song C J, Song Z J. Impact of state ownership as political capital on the technological innovation of private sector enterprises: evidence from China[J]. Asian Journal of Technology Innovation, 2020, 5: 1-20.

[24] 蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 137-149.

[25] 陈明, 熊先承. 国有股权与民营企业战略风险承担——基于“能力”与“意愿”的双重视角[J]. 当代财经, 2021, (7): 90-102.

[26] 冯伟. “筑巢”与“引凤”: 政商关系对FDI的作用特征与机制分析[J]. 财贸研究, 2021, 32(7): 27-41.

[27] 郭蓉, 文巧甜. 双重业绩反馈、内外部治理机制与战略风险承担[J]. 经济管理, 2019, 41(8): 91-112.

[28] 郝阳, 龚六堂. 国有、民营混合参股与公司绩效改进[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 122-135.

[29] 李红阳, 邵敏. 私人资本参与、政策稳定性与混合所有制改革的效果[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(4): 1329-1350.

[30] 李姝, 翟士运, 古朴. 非控股股东参与决策的积极性与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2018, (7): 155-173.

[31] 李文贵, 邵毅平. 产业政策与民营企业国有化[J]. 金融研究, 2016, (9): 177-192.

[32] 李增福, 云锋, 黄家惠, 连玉君. 国有资本参股对非国有企业投资效率的影响研究[J]. 经济学家, 2021, (3): 71-81.

[33] 刘运国, 郑巧, 蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗?——来自国有上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2016, (11): 61-68.

[34] 吕文栋, 林琳, 赵杨. 名人CEO与企业战略风险承担[J]. 中国软科学, 2020, (1): 112-127.

[35] 罗宏, 秦际栋. 国有资本参股对家族企业创新投入的影响[J]. 中国工业经济, 2019, (7): 174-192.

[36] 聂辉华, 韩冬临, 马亮, 张楠迪扬. 中国城市政商关系排行榜2020[R]. 北京: 中国人民大学国际发展与战略研究院, 2020.

[37] 任广乾, 冯瑞瑞, 甄彩霞. 国有控股、高管激励与企业创新效率[J]. 经济体制改革, 2022, (2): 187-194.

[38] 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, 35(4): 171-182.

[39] 沈红波, 张金清, 张广婷. 国有企业混合所有制改革中的控制权安排——基于云南白药混改的案例研究[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 206-217.

[40] 孙亮, 刘春. 民营企业因何引入国有股东?——来自向下调整盈余的证据[J]. 财经研究, 2021, 47(8): 109-122.

[41] 徐炜, 马树元, 王赐之. 家族涉入、国有股权与中国家族企业国际化[J]. 经济管理, 2020, 42(10): 102-119.

[42] 杨志强, 石水平, 石本仁, 曹鑫雨. 混合所有制、股权激励与融资决策中的防御行为——基于动态权衡理论的证据[J]. 财经研究, 2016, 42(8): 108-120.

[43] 叶永卫, 云锋, 曾林. 容错纠错机制何以激励国企创新?[J]. 财经研究, 2022, 48(5): 95-109.

[44] 张铎, 宋增基. 国有股权对私有产权保护水平的影响研究[J]. 管理学报, 2016, 13(12): 1873-1881.

[45] 赵晓阳, 衣长军. 国资介入能否抑制实体企业的脱实向虚?——兼论亲清政商关系的调节作用[J]. 经济管理, 2021, 43(7): 61-74.

[46] 周绍妮, 王中超, 操群. 控制链长度与国企混合所有制[J]. 会计研究, 2020, (5): 80-90.

[47] 周泽将, 马静, 胡刘芬. 高管薪酬激励体系设计中的风险补偿效应研究[J]. 中国工业经济, 2018, (12): 152-169.

[48] 朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响[J]. 经济管理, 2019, 41(11): 72-91.

[49] 邹燕, 李梦晓, 孟欣, 张琳慧. 管理层权力、并购效率与股价崩盘风险[J]. 财经科学, 2021, (6): 26-39.

(责任编辑: 汪芸倩)