逆向混改能提高民营企业社会责任吗?

刘卫平, 丰寓今, 朱心慈

(中共国家电网有限公司党校, 北京 102200)

摘要: 国有资本参股民营企业的逆向混改能够提高民营企业社会责任吗? 2010—2020年沪深A股民营控股上市公司为样本,考察逆向混改对民营企业社会责任的作用。研究发现:国有资本参股民营企业能够促进民营企业积极承担社会责任;媒体监督和外资参与能够强化国有参股对民营企业社会责任的促进作用;三类制度同构压力是国有参股提高民营企业社会责任的可能机制;国有参股对于民营企业产品类社会责任和公众类社会责任均有显著促进作用;国有参股通过提高民营企业社会责任来影响业绩预告精确性,表明国有股东压力下的社会责任能够保障利益相关者合法权益,具有积极治理效应。研究对于拓宽现阶段国有企业混合所有制改革路径,助力民营企业高质量发展具有重要意义。

关键词: 国有参股; 社会责任; 制度同构; 民营企业治理

中图分类号: F270 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2026)10-0264-09

民营经济作为社会经济体系的重要组成部分,在追求经济效益的同时,也要积极承担对员工、消费者、社区及环境等方面的责任。而社会责任的履行高度依赖于制度框架内的全方位、多层次的有效监管。如何确保民营经济充分履行社会责任? 国有资本参股民营企业的逆向混改(以下简称国有参股)为解答上述问题提供了重要场景。

国有参股能否提高民营企业社会责任? 现有研究关注有限且存在部分争议。具体而言,现有对国有参股的研究多围绕对冲风险[1]、资源获取[2]等经济效益方面展开,少有关注国有参股对企业社会责任的作用。尽管有研究认为企业社会责任是股东道德动机和价值取向的体现[3],而国有股东参与确实在股东利益保护[4]、缓解利益相关方冲突[5]、遏制企业金融化[6]等方面发挥积极作用,是国有股东维护利益相关者利益的重要体现,因而国有参股理应能够提高企业社会责任[7];但也有研究认为企业社会责任不过是管理层价值观念和自利动机的表现[8],或是企业为实现优秀绩效所采取的一种工具性行为[9],并非股东价值诉求的直接表达[10],故国有参股与企业社会责任无关。本文基于逆向混改情境探讨国有参股是否对民营企业社会责任存在积极作用,不仅有助于回答国有参股对民营企业社会责任作用的研究分歧,也有助于合理界定国资监管的权力边界,助力民营企业高质量发展。

本文聚焦国有参股民营企业的逆向混改,以2010—2020年沪深主板民营控股上市公司为样本,考查国有参股对民营企业社会责任的影响。研究发现,国有参股能够显著提高民营企业社会责任;媒体监督和外资参与能够强化国有参股对民营企业社会责任的影响;三类制度同构压力是国有参股提高民营企业社会责任的可能机制;国有参股对于民营企业的产品社会责任(股东、员工和消费者)和公众社会责任(环境和社会)均具有显著促进作用;国有股东压力下的民营企业社会责任能够提高其业绩预告精确性,表明国有股东推动的社会责任具有积极治理效应。

本文理论贡献和实践意义体现在以下几个方面。首先,证实了国有参股对民营企业社会责任的积极作用,拓展了混合所有制改革的理论视域。从国有参股民营企业的逆向混改视角切入,探究国有参股能否发挥监管效能提高民营企业社会责任,不仅为混合所有制改革提供了更为丰富的理论视角,也为混合所有制改革过程中"宜参则参"的政策执行提供了经验支持。其次,基于组织场域和制度同构视角,证实了三类制度同构压力是国有参股强化

收稿日期: 2026-01-13

作者简介: 刘卫平(1998—),男,山东青岛人,硕士研究生,助理政工师,研究方向为人力资源管理;丰寓今(1991—),女,山东菏泽人,硕士研究生,中级政工师,研究方向为人力资源管理;朱心慈(1994—),女,江苏徐州人,硕士研究生,中级经济师,研究方向为人力资源管理。

监管提高民营企业社会责任的重要机制,媒体监督和外资参与则是影响民营企业社会责任的重要情境因素,丰富了企业社会责任的影响因素研究。最后,国有参股能够全面提高民营企业不同类别社会责任,且国有股东压力下的社会责任能够提高业绩预告精确性,具有积极治理效应,是保障利益相关者合法权益的重要方式。

1 研究假设

1.1 国有参股与民营企业社会责任

国有参股民营企业兼具市场和行政治理的双重效能,国有股东不仅能够参与决策确保民营企业行为的合规性,也可以通过行政手段敦促民营企业遵守制度规范,增强民营企业的强制性同构压力[11],提高社会责任。从市场治理手段看,国有股东可通过委托投资运营公司持股、委派董事等方式对民营企业经营活动进行有效监督,及时否决可能损害利益相关者合法权益的相关决策和保护利益相关者合法权益,提高民营企业社会责任;从行政治理手段看,国有资本实控人多为政府部门,可通过强制性手段确保民营企业遵守利益相关者保护相关的制度规范,约谈、违规监管等强制手段不仅能降低股价同步性,改善公司信息透明度,维护投资者合法权益[12],促使企业采取更多社会责任行为。

国有参股能够迫使受不确定性影响更强的民营企业模仿国有企业承担社会责任,增强民营企业的模仿性同构压力(mimetic processes),提高社会责任。民营企业资源获取与抵御外部风险能力较弱,受环境不确定性影响较大,而模仿焦点企业的方式能够降低不确定性影响并增强生存前景[13]。国有参股的民营企业可凭借与政府的股权关系建立"隐蔽"的政治关联抵御外部风险,同时也要满足国有资本的社会责任需要。此外,国有参股民营企业还能够实现对管理层政治关联保护机制的替代,使民营企业与国有企业表现出较高的社会责任文化统一性[14]。

国有参股还可通过扩大民营企业的网络关系、增强利益相关者关注等方式对民营企业施加严格的规范性压力(normative pressure),提高社会责任。参股国企大多存在集团隶属关系且兼具政府实控人背景,具有复杂的组织网络关系,而组织网络会随着新成员的加入不断扩大,使特定的组织观念、价值准则等扩散传播,提高组织同质性[15],国有参股的民营企业将受到复杂国有企业网络中社会责任相关的规范性活动影响,履行更多社会责任。具有影响力的国有资本参股民营企业能够吸引利益相关者关注,提高民营企业受到来自诸多利益相关者的规范性压力[16],提高民营企业社会责任。综上,提出如下假设。

H1:国有参股能够增强民营企业社会责任。

1.2 外资参与、媒体监督与民营企业社会责任

国有企业因其独特产权背景受到较强的社会舆论监督[17]。媒体负面新闻形成的公众舆论压力能够提高国有参股民营企业的社会责任。媒体负面报道能够降低民营企业与国有股东间的信息不对称程度,提高国有股东参与治理的有效性,促进民营企业社会责任。此外,媒体负面报道能够引起利益相关者对企业的合法性担忧[18],迫使企业承担社会责任以维护合法性。

混合所有制改革不仅需要关注多元产权资本的资源匹配度和业务协同性,更需要关注其价值认同感,即是否具有共同的发展目标、是否具有"共生共赢"的价值理念。外资为扭转在东道国的"合法性劣势",倾向于模仿当地企业社会责任实践或遵守当地社会责任实践规范[19],体现与东道国社会责任的价值契合,积极推动企业社会责任。综上,提出如下假设。

H2:国有参股民营企业在媒体负面报道较多时会具有更好的社会责任表现;

H3:国有参股民营企业在外资参与时应具有更好的社会责任表现。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

以2010—2020年中国沪深A股民营控股上市公司为样本,财务数据等来自中国经济金融研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR数据库),企业社会责任数据来自和讯网。对初始样本进行如下处理:剔除被ST、*ST公司样本;剔除产权性质发生变更的样本;剔除金融业上市公司样本;剔除存在缺失值的样本;剔除国有资本持股比例之和在50%以上的样本。)对研究涉及的连续变量进行1%和99%水平的缩尾处理。

2.2 变量定义及测量

(1)被解释变量:企业社会责任(CSR)。以和讯网企业社会责任评分来衡量企业社会责任,对该评分加1后取对数来衡量企业社会责任,确实数据采用插值法进行部分补充。

(2)解释变量:国有参股(State)。采用两种方式衡量国有参股:一种为前十大股东中国有股东持股比例之和(State),为连续变量;另一种是根据前十大股东中单个国有股东或具有多个一致行动人身份的国有股东持股比例之和是否在10%以上设置虚拟变量(Dstate),若是,取值为1,反之为0。

(3)控制变量:选取经营业绩(Roa)、现金流量(Cash)、企业成长性(Growth)、总资产周转率(ATO)、独立董事比例(Indep)、高管持股比例(Hold)、两职合一(Dua)、股权集中度(Top)、月均超额换手率(Dturn)、账面市值比(Mar)、企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、企业规模(Size)、企业价值(Tobin)作为控制变量。同时进一步控制了行业、年份和省份。

变量定义如表1所示。

表1　变量定义

变量类型	变量名称	变量代码	变量定义及测量
解释变量	国有参股	State	民营上市公司前十大股东中国有持股比例之和
		Dstate	国有股东持股比例之和是否在10%以上
被解释变量	社会责任	CSR	和讯网企业社会责任得分加1后取对数
控制变量	经营业绩	Roa	净利润/总资产
	现金流量	Cash	(货币资金+有价证券)/流动负债
	企业成长性	Growth	营业收入增长率
	总资金周转率	ATO	营业收入/平均资产总额
	董事会独立性	Indep	独立董事人数/董事会人数
	高管持股比例	Hold	(高管持股数量/公司总股本)×100%
	两职合一性	Dua	CEO与董事长两职合一取1,反之取0
	股权集中度	Top	第一大股东持股比例
	企业价值	Tobin	托宾Q
	月均超额换手率	Dturn	当年与去年股票月均超额换手率差额
	账面市值比	Mar	账面价值/总市值
	企业年龄	Age	企业成立年份加1后取对数
	资产负债率	Lev	总资产/总负债
	企业规模	Size	总资产加1后取对数
	年份	Year	年份虚拟变量
	行业	Industry	行业虚拟变量
	省份	Province	省份虚拟变量

2.3　模型构建

为验证国有参股对民营企业社会责任的影响,构建如下回归模型,并同时控制行业、年份和省份固定效应来检验国有参股对民营企业社会责任的影响。

$$CSR_{i,t+1}=\alpha_0+\alpha_1 State_{it}/Dstate_{it}+\alpha_j Controls_{it}+Year+Industry+Province+\varepsilon_0 \quad (1)$$

式中:解释变量为国有参股连续变量($State_{it}$)和虚拟变量($Dstate_{it}$);被解释变量为企业社会责任($CSR_{i,t+1}$)。若解释变量系数显著为正,则说明国有参股能够显著提高民营企业社会责任,H1得到验证。α_0为截距项;Controls为一系列控制变量;α_j为相关系数;Year、Industry、Province为年份、行业、省份固定效应;ε为随机扰动项。

3　实证分析

3.1　描述性统计与相关性分析

主要变量的描述性统计结果如表2所示。国有参股(State)的平均值为1.837 5,中位数为0.000 0,标准差为3.946 3,最大值和最小值为22.710 0和0.000 0,平均值为0.048 8,中位数为0.000 0,说明国有参股的程度存在差异,国有参股的民营企业较少。民营企业社会责任的平均值为3.022 2,中位数为3.128 1,标准差为0.679 8,最大值和最小值分别为4.279 3和-3.218 9,说明民营企业社会责任水平较低,民营企业间社会责任承担存在较大差异。其余变量描述性统计结果与既有文献大致相同。

表2　描述性统计结果

变量名	观测值	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
State	13 215	1.837 5	3.946 3	0.000 0	0.000 0	22.710 0
Dstate	13 215	0.048 8	0.215 5	0.000 0	0.000 0	1.000 0
CSR	13 215	3.022 2	0.679 8	3.128 1	-3.218 9	4.279 3
Size	13 215	21.718 8	1.037 1	21.594 9	19.871 3	24.975 5
Age	13 215	2.736 2	0.383 2	2.772 6	1.609 4	3.434 0
Roa	13 215	0.056 9	0.058 2	0.053 6	-0.238 0	0.232 2
Lev	13 215	0.356 3	0.191 4	0.337 3	0.043 4	0.844 6
Dua	13 215	0.382 3	0.486 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
Top	13 215	0.332 0	0.135 6	0.314 3	0.089 1	0.688 8
Indep	13 215	0.376 5	0.051 7	0.357 1	0.333 3	0.571 4
Cash	13 215	0.045 6	0.068 5	0.045 0	-0.158 9	0.238 1
Growth	13 215	0.195 9	0.379 6	0.118 3	-0.522 6	2.343 1
Hold	13 215	0.242 9	0.227 8	0.198 3	0.000 0	0.725 7
Dturn	13 215	-0.183 5	0.547 4	-0.039 9	-2.167 6	1.056 4
ATO	13 215	0.658 5	0.405 8	0.570 6	0.090 8	2.489 9
Mar	13 215	0.671 7	0.604 0	0.497 4	0.085 3	3.809 5
Tobin	13 215	2.048 0	1.236 9	1.682 1	0.000 0	8.251 4

3.2　回归结果分析

回归模型检验结果如表3所示。对于民营企业社会责任(CSR)、国有参股连续变量(State)和虚拟变量(Dstate)的回归系数均为正且至少在5%的水平上显著。其中,列(1)和列(2)控制了行业、省份和年份固定效应,列(3)和列(4)控制了企业和年份

表 3　主效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CSR	CSR	CSR	CSR
State	0.003 6***		0.006 8**	
	(2.607 7)		(2.557 7)	
Dstate		0.051 3**		0.065 5*
		(2.088 9)		(1.775 2)
Size	0.104 5***	0.106 0***	0.051 7**	0.052 5**
	(12.774 5)	(12.969 9)	(2.171 0)	(2.210 5)
Age	0.046 3***	0.047 6***	0.143 1	0.146 6
	(2.816 6)	(2.895 1)	(1.274 2)	(1.303 6)
Roa	3.383 5***	3.384 1***	1.264 7***	1.263 3***
	(20.191 8)	(20.200 2)	(6.110 5)	(6.102 0)
Lev	−0.246 2***	−0.246 5***	−0.217 0***	−0.217 9***
	(−5.138 9)	(−5.142 9)	(−2.586 2)	(−2.597 5)
Dua	−0.007 2	−0.007 2	0.006 4	0.006 0
	(−0.633 1)	(−0.636 0)	(0.273 0)	(0.252 8)
Top	0.244 8***	0.240 1***	0.385 8***	0.371 9***
	(5.979 5)	(5.885 7)	(2.704 5)	(2.616 4)
Indep	−0.141 0	−0.147 9	0.224 4	0.225 3
	(−1.343 3)	(−1.409 8)	(1.171 7)	(1.176 1)
Cash	0.764 3***	0.764 6***	0.370 6***	0.370 7***
	(7.847 5)	(7.851 6)	(3.572 1)	(3.569 7)
Growth	0.046 4***	0.046 1***	0.119 2***	0.118 6***
	(3.163 4)	(3.140 8)	(6.386 9)	(6.360 8)
Hold	0.146 6***	0.143 4***	0.111 4	0.107 7
	(5.919 7)	(5.822 8)	(1.364 2)	(1.320 4)
Dturn	−0.021 1**	−0.021 0**	0.011 9	0.011 7
	(−2.340 8)	(−2.329 6)	(1.381 5)	(1.362 6)
ATO	0.025 4	0.024 9	−0.009 9	−0.009 1
	(1.550 0)	(1.521 0)	(−0.238 4)	(−0.219 7)
Mar	−0.025 9	−0.026 2	−0.074 7***	−0.074 1***
	(−1.535 4)	(−1.553 7)	(−3.112 7)	(−3.082 7)
Tobin	−0.002 2	−0.001 8	0.016 0**	0.016 0**
	(−0.407 2)	(−0.329 3)	(2.271 4)	(2.277 3)
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
Firm	未控制	未控制	控制	控制
常数项	0.526 3***	0.501 3***	1.254 0**	1.240 2**
	(2.800 5)	(2.669 7)	(2.015 6)	(1.995 5)
样本数	13 215	13 215	13 030	13 030
调整 R^2	0.217 7	0.217 6	0.450 0	0.450 0

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为 t 值。

固定效应,国有参股回归系数均为正显著,这说明国有参股能够显著提高民营企业社会责任,H1 得到了验证。

根据民营企业当年所在行业和省份的媒体负面新闻数量中位数为界分为高、低两组进行分组检验。结果如表 4 所示,H2 得到验证。根据民营企业中是否存在外资股份对民营企业进行分组检验,结果如表 5 所示,H3 得到验证。

表 4　媒体负面报道分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高	低	高	低
State	0.007 1***	0.001 6		
	(3.118 1)	(0.884 0)		
Dstate			0.113 2***	0.006 9
			(2.851 0)	(0.214 6)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	−0.101 5	0.442 7	−0.149 2	0.429 5
	(−0.202 2)	(1.114 9)	(−0.297 2)	(1.082 2)
观测值	5 819	7 396	5 819	7 396
调整 R^2	0.237 7	0.213 7	0.237 5	0.213 6
组间差异	0.046 9**		0.031 5**	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为 t 值。

表 5　外资参与分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	有	无	有	无
State	0.008 5***	0.002 3		
	(2.656 6)	(1.483 0)		
Dstate			0.125 5**	0.030 4
			(2.227 0)	(1.075 9)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	0.312 8	0.211 5	0.207 0	0.200 7
	(0.526 1)	(0.492 6)	(0.349 3)	(0.467 4)
观测值	2 869	10 346	2 869	10 346
调整 R^2	0.243 4	0.218 0	0.242 8	0.217 9
组间差异	0.040 7**		0.060 1*	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

3.3　内生性与稳健性检验

3.3.1　Heckman 两阶段法

选取同行业和同年份除本企业外其他民营企业国有股权均值作为一阶段解释变量进行 Heckman 两阶段检验。选择该工具变量的原因在于:国有资本参股具有较强的政策导向,对某一行业的参股具有同群效应,因此行业内其他企业的参股情况会影响行业内本企业的国有资本参股情况,满足相关性要求;然而其他企业国有资本参股后仅会对对应企业行为决策产生影响,并不会直接影响扣除本企业国有参股情况后的社会责任履行。检验结果如表 6 所示,表明前文样本确实存在样本选择偏差,但并不影响本文结果。

3.3.2　Tobit 回归

本文 Tobit 模型以缓解被解释变量右侧受限问题。回归结果如表 6 所示,国有参股的连续变量

表 6　Heckman 两阶段法和 Tobit 回归结果

变量	Heckman 两阶段回归		Tobit 回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Avenge	−0.127 9*** (−3.749 6)			
State		0.003 0* (1.755 2)	0.003 6** (2.559 4)	
Dstate				0.051 3** (2.050 2)
IMR		0.412 4** (2.083 0)		
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	−6.896 3*** (−16.623 4)	−2.347 8** (−2.224 6)	0.526 3*** (2.863 1)	0.501 3*** (2.729 9)
观测值	13 205	5 675	13 215	13 215
调整 R^2	0.092 7	0.243 1	0.118 9	0.118 8

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

(State)和虚拟变量(Dstate)系数均为正且在 5%的水平上显著，与前文回归结果一致。

3.3.3　工具变量法

选择各省份不同年份的一等级公路里程作为工具变量进行两阶段回归。回归结果如表 7 所示。选取该工具变量的原因在于：公路基础设施与经济发展关系密切，根据《公路工程技术标准》(2015 年 1 月 1 日施行)，一等级公路技术标准要求双向 4 车道并配有相应隔离带，广泛用于主干路网建设，投入规模大、建设难度高，多由政府投资修建，若某一省份的一等级公路里程多，说明政府对当地经济活动支持力度大，也更有意愿参股以支持民营经济发展，而民营企业社会责任难以影响各省份的一等级公路里程建设。国有参股连续变量(State)和虚拟变量(Dstate)对民营企业社会责任回归系数均为正且至少在 10%的水平显著，表明国有参股能够显著提高民营企业社会责任，与前文结论一致。弱工具变量检验 F 值为 26.371，远高于 16.38 的临界值，工具变量选取合理。

3.3.4　替换被解释变

选择每股社会贡献度作为替换变量进行检验。回归结果如表 8 所示，与前文结论一致。

3.3.5　路径排除检验

在原有模型基础上，选取民营企业高管政治关联背景人数(GL)、是否有集团隶属关系(Group)、股权制衡度(Z)、年末流动资产周转率(Operate)、融资约束(Sa)和信息披露指数(KV)。检验结果如表 8 列(3)和列(4)所示，与前文回归结果基本一致。

表 7　工具变量两阶段法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	State	CSR	Dstate	CSR
Road	1.332 1** (2.423 8)		0.055 3* (1.815 8)	
State		0.268 3** (2.107 2)		6.400 8* (1.672 0)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	−6.066 3*** (−5.271 0)	2.170 1** (2.504 4)	0.061 2 (0.954 5)	0.149 9 (0.304 1)
观测值	13 215	13 215	13 215	13 215
调整 R^2	0.095 3		0.058 7	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；括号内为 t 值。

表 8　替换被解释变量与路径排除结果

变量	替换被解释变量		路径排除	
	(1)	(2)	(3)	(4)
State	0.010 1*** (4.609 9)		0.003 9*** (2.636 1)	
Dstate		0.138 2*** (3.594 5)		0.055 5** (2.077 1)
GL			−0.010 1 (−1.612 9)	−0.010 1 (−1.617 3)
Group			0.110 7** (2.414 4)	0.1133** (2.469 7)
Z			−0.001 0 (−0.682 8)	−0.001 0 (−0.650 1)
Operate			−0.061 6*** (−3.555 2)	−0.061 5*** (−3.549 7)
KV			0.026 4 (0.774 8)	0.028 6 (0.837 7)
Sa			0.235 0*** (4.525 3)	0.237 3*** (4.563 8)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	−5.296 4*** (−16.116 3)	−5.364 7*** (−16.270 7)	0.675 9*** (2.772 9)	0.654 1*** (2.684 0)
观测值	14 151	14 151	11 587	11 587
调整 R^2	0.295 2	0.294 6	0.220 1	0.220 0

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为 t 值。

3.3.6　倾向得分匹配(PSM)

采用倾向得分匹配的方法缓解样本自选择偏差，对匹配后的样本进行检验。结果如表 9 所示，与前文结论一致。

3.3.7　政策效应影响

考虑到国有参股民营企业的逆向混改多由政府推动，因此还需要检验政府政策的潜在影响。

表 9　倾向得分匹配检验与双重差分结果

变量	PSM		DID
	(1)	(2)	(3)
State	0.003 8** (2.118 5)		
Dsate		0.051 1* (1.686 4)	
treat×post			0.058 7* (1.746 3)
Controls	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制
常数项	0.487 4* (1.809 6)	0.487 4* (1.759 3)	0.908 8 (0.989 9)
观测值	6 397	6 397	6 397
调整 R^2	0.234 2	0.233 9	0.136 8

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

2017 年,国务院办公厅下发了《关于完善国有企业法人治理结构的指导意见》,其中明确要求强化各主体责任意识,明确权责边界,并建立与不同主体履职相适应的追责机制,而事后追责机制可能迫使民营企业积极维护利益相关者合法权益,提高社会责任。采用双重差分(DID)模型检验政策效应。结果如表 9 所示,$treat_{i,t} \times post_{i,t}$ 的回归系数为正且在 10%的水平显著,说明上述政策对民营企业社会责任产生积极作用。

4　进一步分析

4.1　机制检验

4.1.1　强制性同构压力检验

以迪博内部控制指数来衡量企业自身监督水平[20],以分组回归方式进行机制检验。如表 10 列(2)和列(4)列所示,国有参股能够通过强化监督提高民营企业的强制性同构压力促进民营企业社会责任。

4.1.2　模仿性同构压力检验

模仿性同构压力与企业所面临的不确定性和风险密切相关[21]。选择 5 年滚动计算的经行业均值调整后的盈余波动极差衡量企业自身的风险承担水平,极差越大,企业风险承担能力越强,受风险和不确定性影响也就越小。具体计算公式为:

$$Adj_Roa_{it} = \frac{EBIT_{it}}{ASSET_{it}} - \frac{1}{X}\sum_{k=1}^{x}\frac{EBIT_{it}}{ASSET_{it}} \quad (2)$$

$$Risk_{it} = \max Adj_Roa_{it} - \min Adj_Roa_{it} \quad (3)$$

式中:$EBIT_{it}$ 为企业息税前利润;$ASSET_{it}$ 为期末总资产;Adj_Roa_{it} 为行业均值调整后的盈利波动性。

若国有参股能够通过强化模仿性同构压力提高民营企业社会责任,那么在高风险承担组,国有参股对于民营企业社会责任应有显著促进作用。检验结果如表 11 所示,国有参股能够通过强化模仿性同构压力提高民营企业社会责任。

表 10　强制性同构压力检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高	低	高	低
State	0.000 7 (0.479 8)	0.006 8*** (2.646 1)		
Dstate			−0.000 3 (−0.011 8)	0.107 5** (2.369 4)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	0.633 1*** (3.312 4)	0.196 8 (0.527 5)	0.628 3*** (3.291 8)	0.156 1 (0.418 5)
观测值	7 596	5 619	7 596	5 619
调整 R^2	0.216 4	0.193 2	0.216 4	0.193 0
组间差异	0.030 2**		0.030 3**	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

表 11　模仿性同构压力机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高	低	高	低
State	0.006 6*** (2.594 0)	0.000 2 (0.175 9)		
Dstate			0.093 4** (2.039 8)	0.005 1 (0.224 5)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	0.014 4 (0.031 3)	0.942 5*** (3.590 6)	−0.016 9 (−0.036 7)	0.940 3*** (3.586 6)
样本数	6 370	6 845	6 370	6 845
调整 R^2	0.219 0	0.267 2	0.218 6	0.267 2
组间差异	0.020 8**		0.076 3*	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

4.1.3　规范性同构压力检验

组织所处场域专业化程度越高,受到的规范性压力也就越大,故专业化程度能在一定程度上反映组织受到的规范性压力大小。专业化程度越高,资产专用性程度也就越高[22]。因此,选择行业集中度赫芬达尔指数()来衡量专业化程度,采用分组回归

的方法进行机制检验。检验结果如表12所示，国有参股能够通过强化规范性压力来提高民营企业社会责任。

4.2　国有参股与民营企业不同类别社会责任

企业在管理利益相关者关系时需要进行成本和收益的权衡，表现为选择性地承担对不同利益相关者的社会责任，即呈现合法性管理倾向。参考Dumitrescu和Zakriya[23]的社会责任对象分类方法，将和讯企业社会责任评分中的员工、股东、消费者、供应商和客户归为产品类利益相关者，将环境和社会归为社会类利益相关者，分别检验国有参股民营企业对两类利益相关者社会责任承担的作用。考虑到两类利益相关者差异，对产品类社会责任评分滞后一期，对公众类社会责任评分滞后两期。回归结果如表13所示，国有参股民营企业能够同时促进公众类和产品类社会责任，国有股东推动的民营企业社会责任较为全面。

表12　规范性同构压力机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高	低	高	低
State	0.000 2 (0.093 4)	0.005 2*** (2.8281)		
Dstate			−0.014 2 (−0.362 1)	0.085 9*** (2.594 9)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	1.058 4** (2.074 0)	0.448 2 (0.857 7)	1.064 2** (2.084 5)	0.397 3 (0.761 1)
观测值	6 880	6 335	6 880	6 335
调整R^2	0.224 1	0.226 1	0.224 1	0.225 9
组间差异	0.064 9*		0.040 5**	

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为t值。

表13　国有参股对民营企业不同类别社会责任回归结果

变量	产品类社会责任		公众类社会责任	
	(1)	(2)	(3)	(4)
State	0.004 0*** (3.138 5)		0.004 0** (2.403 6)	
Dstate		0.047 5** (2.041 2)		0.077 0*** (2.666 3)
Controls	控制	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制	控制
常数项	0.349 2* (1.914 0)	0.321 2* (1.762 7)	−0.481 8* (−1.906 3)	−0.509 1** (−2.020 4)
观测值	13 391	13 391	10 771	10 771
调整R^2	0.230 2	0.229 9	0.170 0	0.170 0

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为t值。

4.3　国有股东压力下民营企业社会责任的治理效应

若国有股东推动的企业社会责任是工具性的，那么社会责任可以作为一种工具来粉饰企业业绩，加剧利益相关者与企业间的信息不对称程度，降低企业业绩预告精确性，侵害利益相关者知情权。参考刘柏和卢家锐[24]的做法，构建业绩预告精确性指标，该值越低，业绩精确性越高。具体计算公式为

$$\text{Precision}=\frac{\text{业绩预告区间上限}-\text{业绩预告区间下限}}{|\text{上下限均值}|} \tag{4}$$

采用中介效应检验方法来检验国有参股推动的民营企业社会责任是否提高业绩预告精确性。采用国有参股连续变量（State）进行检验，结果如表14所示，国有参股能够通过提高民营企业社会责任行为来提高业绩预告精确性，能够保障利益相关者合法权益。

表14　社会责任与业绩预告精确性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Precision	CSR	Precision
State	−0.001 0** (−2.177 8)	0.003 6** (2.552 2)	−0.000 8* (−1.857 6)
CSR			−0.043 2*** (−15.215 0)
Controls	控制	控制	控制
Year、Industry、Province	控制	控制	控制
常数项	0.514 9*** (8.500 9)	0.526 3*** (2.855 0)	0.537 7*** (8.951 3)
观测值	13 215	13 215	13 215
调整R^2	0.148 7	0.217 7	0.163 4
Sobel-Test	$Z=-2.517\ 0^{**}$		

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为t值。

5　结论与建议

5.1　结论

本文以2010—2020年沪深民营控股上市公司为样本，考察国有资本参股民营企业的逆向混改对民营企业社会责任的影响。研究发现，国有参股能够显著提高民营企业社会责任；外资参与和媒体监督能够强化国有参股对民营企业社会责任的促进作用；国有参股通过强制性同构、模仿性同构和规范性同构来提高民营企业社会责任；国有参股对于产品类社会责任（股东、员工和消费者）和公众类社会责任（环境和社会）均具有显著促进作用；国有参股能够通过提高民营企业社会责任来提高业绩预

告精确性,保障利益相关者合法权益。

5.2 建议

本文基于研究结论提出如下政策建议。首先,国有企业及国资监管部门应在原有国有资本控股、非国有资本参股的混改方式之外按照"宜参则参"原则积极开展逆向混改,积极参股民营企业,在保障民营资本掌握企业控制权和激发市场活力的基础上充分发挥国有资本的监管效能,支持新时代民营企业高质量发展。其次,国资监管部门一方面注意发挥逆向混改多元产权主体作用,引外资之"石",攻民企之"玉",发挥利用外资在社会责任方面的示范作用,取长补短,提高民营企业社会责任;另一方面,除了行政监管手段,国资监管部门借助公众舆论提高逆向混改的针对性和有效性,利用国有产权的社会舆论监督优势,敦促民营企业积极整改和履行社会责任。最后,国资管理部门推动民营企业承担社会责任也是提高公司治理质量的重要方式,应予以充分支持。

参考文献

[1] BORISOVA G V. FOTAK K H, MEGGINSON W L. Government ownership and the cost of debt: evidence from government investments in publicly traded firms [J]. Journal of Financial Economics, 2015(1): 168-191.

[2] 罗宏, 秦际栋. 国有股权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.

[3] MARTIN S. Moral management in competitive markets [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2018(3): 541-560.

[4] GOYAL A S, JATEGAONKAR P, MUCKLEY C B. Why do privatized firms pay higher dividends? [J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 60: 101493.

[5] Genin A L, Tan J T, Song J. Relational assets or liabilities? competition, collaboration and firm intellectual property breakthrough in the Chinese high-speed train sector[J]. Journal of International Business Studies, 2021: 1-29.

[6] 钱爱民, 吴春天, 朱大鹏. 民营企业混合所有制能促进实体经济"脱虚返实"吗? [J]. 南开管理评论, 2023, 26(1): 134-145.

[7] HAACK P, MARTIGNONID, SCHOENEBORN D. A bait-and-switch model of corporate social responsibility [J]. Academy of Management Review, 2021(3): 440-464.

[8] HAMBRICK D C, WOWAK A J. Ceo sociopolitical activism: a stakeholder alignment model[J]. Academy of Management Review, 2021(1): 33-59.

[9] AROURI M, GOMES M, PUKTHUANTHONG K. corporate social responsibility and uncertainty[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 56: 176-198.

[10] BAE K, GHOUL S, GONG Z J, et al. Does csr matter in times of crisis? evidence from the Covid-19 pandemic [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101876.

[11] 何瑛, 杨琳. 改革开放以来国有企业混合所有制改革:历程、成效与展望[J]. 管理世界, 2021, 37(7): 44-60.

[12] 顾小龙, 辛宇, 滕飞. 违规监管具有治理效应吗——兼论股价同步性指标的两重性[J]. 南开管理评论, 2016(5): 41-54.

[13] DIMAGGIO P J, POWELL W W. The iron cage revisited-institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. American Sociological Review, 1983(2): 147-160.

[14] 王永海, 郝晓敏. 经济政策不确定性与企业社会责任[J]. 管理评论, 2022(2): 18-32.

[15] MEYER J W, ROWAN B. Institutionalized organizations-formal-structure as myth and ceremony[J]. American Journal of Sociology, 1977(2): 340-363.

[16] 陈力田, 朱亚丽, 郭磊. 多重制度压力下企业绿色创新响应行为动因研究[J]. 管理学报, 2018(5): 710-717.

[17] 姜付秀, 朱冰, 王运通. 国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗? [J]. 管理世界, 2014, 30(9): 143-159.

[18] HAWN O. How Media coverage of corporate social responsibility and irresponsibility influences cross-border acquisitions[J]. Strategic Management Journal, 2021(1): 58-83.

[19] HUSTED B W, MONTIEL I, CHRISTMANN P. Effects of local legitimacy on certification decisions to global and national csr standards by multinational subsidiaries and domestic firms[J]. Journal of International Business Studies, 2016(3): 382-397.

[20] 曹春方, 张超. 产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据[J]. 管理世界, 2020, 36(9): 155-168.

[21] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019(9): 155-173.

[22] WILLIAMSON O E. Transaction-cost economics-governance of contractual relations[J]. Journal of Law & Economics, 1979(2): 233-261.

[23] DUMITRESCU A, ZAKRIYA M. Stakeholders and the stock price crash risk: what matters in corporate social performance? [J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101871.

[24] 刘柏, 卢家锐. "好公民"还是"好演员":企业社会责任行为异象研究——基于企业业绩预告视角[J]. 财经研究, 2018(5): 97-108.

Can Reverse Mixed-ownership Reform Improve Social Responsibility of Private Enterprises

LIU Weiping, FENG Yujin, ZHU Xinci

(Party School of the State Grid Corporation of China, Beijing 102200, China)

Abstract: Can reverse mixed-ownership reform involving state capital participation in private enterprises enhance social responsibility? The impact of reverse mixed-ownership reform on the social responsibility of private enterprises was examined using a sample of privately controlled listed companies on the Shanghai and Shenzhen A-share markets from 2010 to 2022. The finding reveals state capital participation in private enterprises encourages private firms to actively assume social responsibilities. Media oversight and foreign investment participation amplify the positive impact of state capital on private enterprises' social responsibilities. Three types of institutional isomorphism pressures constitute potential mechanisms through which state capital enhances private enterprises' social responsibilities. State capital participation significantly promotes both product-related and public-related social responsibilities in private enterprises. State-owned participation influences earnings forecast accuracy by elevating private enterprises' social responsibility, indicating that social responsibility under state shareholder pressure safeguards stakeholders' legitimate rights and interests, yielding positive governance effects. The study holds significant implications for broadening the pathways of mixed-ownership reform in state-owned enterprises and supporting the high-quality development of private enterprises.

Keywords: state-owned capital participation; corporate social responsibility; institution isomorphism; private enterprise governance