

国民经济

国资参股能够影响民营企业信息披露质量吗？

秦海林,陈 苗

(天津工业大学 经济与管理学院,天津 300387)

[摘 要]以 2010—2022 年沪深 A 股民营企业为研究样本,采用面板模型考察国资参股对民营企业信息披露质量的影响,并使用多期双重差分等方法进行稳健性检验。研究发现:通过提高内部控制质量、缓解融资约束和提高媒体关注,国资参股会提升民营企业信息披露质量;同时,这种效应在高市场化水平地区和代理问题更严重的民营企业中更加显著;进一步研究发现,在提高民营企业信息披露质量的基础上,国有参股还会增强投资者信心和拉升企业价值。这些发现不仅为进一步提高民营企业的信息披露质量提供了经验证据,而且也由政府宏观调控、民营企业健康发展提供了决策参考。

[关键词]民营企业;国资参股;信息披露质量;内部控制质量;融资约束;媒体关注

[中图分类号]F271;F276.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2024)05-0087-15

一、引言

国有资本参股民营企业是混合所有制改革的重要形式,同时也是深化经济体制改革的重要信号,势必会推动民营企业的高质量发展,如此一来,民营企业的信息披露决策也会烙上国资参股的印记。近年来,国家鼓励国有企业通过多种方式入股非国有企业,混合所有制改革的参与主体逐步从国有企业扩展到民营企业,以实现“国民共进”,促进资本市场高效运行和经济高质量发展。2013 年,中共十八届三中全会提出要积极发展混合所有制经济,从而拉开了民营企业“逆向混改”的帷幕;2020 年,国家发改委等部门联合发布《关于支持民营企业加快改革发展与转型升级的实施意见》,再次指出要鼓励民营企业推进股权多元化,鼓励民营企业参与混合所有制改革。由此可见,引入国有资本已经成为推进民营企业改革的重要举措。目前,学界重点关注国有企业的混合所有制改革,而关于民营企业混改的经济后果研究较少,已有研究也主要集中在公司治理和外部融资两方面,鲜有文献讨论国资参股对民营企业信息披露的影响。

具体来说,一方面,就信息披露质量的重要性而言,企业通过信息传递影响其他市场主体的行为决策,而市场其他主体的动向也同样会影响企业的信息披露行为。因此,高质量信息披露可以成为市场的“稳定器”,提高企业投资效率^[1]。另一方面,就“逆向混改”对民营企业信息披露的影响而言,与国有企业相比,民营企业的监督机制相对不完善、资源获得渠道相对较少、代理问题相对突出^[2],信息披露透明性较弱。在这种背景下,国资参股很可能打破这一局面,国有股东可以发挥资源效应和治理效应,进而对民营企业信息披露决策产生影响,修缮信息披露这一“桥梁”。因此,有必要进一步探讨国资参股对民营企业信息披露质量的影响。

本文选取 2010—2022 年沪深 A 股民营上市企业为研究样本,构建面板回归模型,来探讨国资参股

[收稿日期]2024-02-10

[基金项目]天津市社会科学规划项目(TJYY13-019)

[作者简介]秦海林(1976—),男,四川南充人,天津工业大学经济与管理学院教授,硕士生导师,博士,主要研究方向为公司金融、财富管理与体制改革,邮箱:w1976x@163.com;陈苗(1998—),女,河南濮阳人,天津工业大学经济与管理学院硕士生,主要研究方向为公司金融与体制改革。

对民营企业信息披露质量的影响,并借此为宏观政策调控、国资投资决策和民营企业公司治理提供经验证据。

二、文献综述

(一) 国资参股民营企业的经济后果

学界对于国资参股民营企业的影响研究主要集中在内部治理和外部融资两个方面。一方面,“混合所有”和“交叉持股”可以弥补市场化的不足,对公司内部治理产生正效应。与国有企业相比,民营企业的大股东隧道行为更加严重,因此,国有资本参股可以通过股权制衡减少大股东的侵占行为,不仅可以缓解企业的代理问题,而且还能够提高其内部的资本市场效率,从而降低企业成本粘性^[3],提高公司绩效水平。同时,国资参股会使得民营企业控制权发生变动,强化对权力滥用的监督与制衡,有效抑制民营企业违规操作^[4]和自利行为,使其更主动承担社会和环境责任,从而提升民营企业 ESG 表现,促进民营企业高质量发展^[5]。另一方面,国有资本的政治属性可以成为民营企业的“扶持之手”,产生资源效应。由于市场地位较低、信贷歧视、监管严格、缺乏政府保护等原因,相较于国企而言,民营企业面临的融资难问题更加严重。国有资本的加入可以为民营企业建立政治关联,提供声誉担保^[6],从而提高融资便利性^[7]。进一步来说,融资约束的缓解有助于降低企业税负^[8],抑制民营企业税收规避行为^[9],有利于改善公司经营状况。同时,资金供给的增加、融资成本的降低缓解了民营企业投资不足问题^[10],企业更有意愿加大研发投入,从而促进企业整体创新能力提升^[11],有助于民营企业增值提效和长期健康发展。

(二) 企业信息披露质量的影响因素

一方面,完善的内部治理结构主要包括股权结构、董事会特征和内部控制等是高质量信息披露的前提和基础。首先,在股权结构方面,股权集中度的提高使得管理层在短期获利动机下不履行披露义务,从而不利于信息披露质量的改善^[12];此外,股权性质的变动也会影响信息披露,比如非国有资本的加入可以帮助国企提升其社会责任信息披露质量,从而实现国有资本保值增值的目标^[13]。其次,在董事会特征方面,独立董事比例与董事会职能的有效发挥正相关,独董的增加有助于提高企业信息披露质量^[14];此外,董事会规模越小、董事会会议次数越多,信息披露质量越高^[15]。最后,在内部控制方面,企业通过内部控制建设可以减少信息不对称问题和代理成本,提高财务与非财务信息的披露质量^[16]。另一方面,良好的外部环境主要包括市场竞争、外界关注、政策和监管制度等是高质量信息披露的保障。首先,合理的市场竞争会形成良性循环,降低企业与投资者之间的信息不对称,并作用于企业信息披露决策。在产品市场的激烈竞争下,为吸引更多投资者,企业会提高其信息披露动机^[17]。其次,外界的关注能够形成有效的企业外部治理机制,其中媒体作为市场信息中介,在公司声誉资本的形成中起到重要作用,公司会根据媒体的发声来调整自身行为^[18],媒体负面报道可以促使高管认真履责、提高信息披露质量。最后,政策与监管制度影响着企业行为,政府的制度约束政策和鼓励激励政策可以通过改变外部环境、提供精神鼓励来提高企业环境信息披露质量^[19]。此外,监管透明化和公开化可以调动投资者参与监管的积极性,促使上市公司更加重视监管和整改的落实情况,从而提高财务信息质量^[20]。

(三) 文献评述

不难发现,混改的研究文献缺乏对民营企业的关注,更鲜有文献将民营企业引入国有资本和其信息披露质量联系起来。事实上,国有参股通过改变民营企业的股权结构和信息交互,改写民营企业信息披露的“新篇章”。当前混合所有制改革已成为培育和壮大民营经济的重要途径,而民营企业引入国有资本这一实践仍在进一步探索中,因此,在当前时代背景下,研究“混合所有”对民营企业信息披露质量的影响具有重要的理论价值和现实意义。

本文的边际贡献有:第一,基于一个新颖的切入点,阐释了国资参股提升民营企业信息披露质量的作用机制,即在民营企业混合所有制改革深入推进的背景下,分别从治理效应、资源效应和外部监督机制入手,分析了该宏观政策对民营企业信息披露质量的微观效应,为国有资本投资和民营企业信息披露决策提供了理论参考;第二,实证研究方法不仅符合研究对象的特征,而且有效克服了模型的内生性问题,即在面板回归的基础上,通过多期双重差分模型进一步检验国资参股对民营企业信息披露的影响,研究结论更有可信度;第三,拓展了基准回归模型的广度和深度,增强了研究成果的现实解释力,即不但将地区市场化水平和企业代理问题纳入分析框架,而且从投资者和企业价值角度进一步探讨了国资参股的经济后果,为相关政策实践、民营企业高质量发展提供了具体依据。

三、理论分析及研究假说

(一) 国资参股和民营企业信息披露质量

民营企业引入国有资本,不仅是不同所有制背景的股权融合,而且也是与市场的一次“对话”。国有股东不仅可以带来内部治理效应,还向市场传递了积极信号,为民营企业带来了资源效应和信誉担保,降低民营企业违规动机;同时将民营企业带到“聚光灯”下,促进媒体关注等外部监督机制的形成。长期来看,国资参股可以约束民营企业信息披露操纵行为,提高其信息披露质量。

首先,国有股东可以发挥内部治理效应,形成权力制衡和内部监督机制,从而提高民营企业内部控制质量。一方面,出于国有资产保值增值的目的,国有股东更看重参股民营企业的长期价值,因此更有动机参与并改善民营企业的内部治理。同时,由于其政治背景和稀缺性,国有股东在民营企业中更容易取得话语权^[4],随着参股比例的提升,国有股东可以对民营企业原权力结构进行调整,从而建立起更有效的内部控制机制,抑制管理层代理问题以及大股东掏空造成的违规行为,降低信息不对称。另一方面,由于其政治属性和社会责任,国有股东对声誉资本更敏感,为防止自身声誉受到损害,国有股东会主动监督民营企业日常经营活动,约束高管和其他股东的自利行为,从而形成内部监督机制,这有利于加强民营企业内部控制建设,提高信息透明度^[16]。长期来看,民营企业信息披露质量将得到改善。

其次,国有资本的政治属性可以带来资源效应,向投资者传递积极信号,从而缓解民营企业的融资约束。一般来说,在我国市场化改革和所有制改革进程中,民营企业市场地位较低,缺乏政府保护,容易受到信贷歧视,面临较严重的融资约束^[2],使得民营企业债务负担加重,盈利水平和投资效率降低,同时在政府和市场严格监管之下,民营企业操纵盈余管理的机会主义动机可能会提高,从而影响信息披露的真实性^[21]。事实上,从动态资源理论可知,异质性企业可以通过交流学习实现优势互补,因此,在我国“差序格局”和“关系社会”中,民营企业倾向于与政府建立政治关联,从而借助其“扶持之手”获取更多经济资源^[6]。进一步来说,国资的入驻就是这样一种纽带,国有股权带有的政治属性可以帮助民营企业与政府建立共生关系,从而获得更多融资渠道,提高民营企业市场地位;同时国有参股为民营企业提供了信誉担保,向市场传递了民营企业有较高的潜在价值且违约风险较小的信号,从而减少了民营企业所面临的信贷歧视和融资约束^[7],改善盈利和经营状况。总之,在国有资本带来的资源效应下,民营企业信息披露造假和隐瞒动机降低,信息披露质量提高。

最后,国有资本入驻民营企业本身就是经济改革中的一面“旗帜”,这一政策的推进会引起外界如媒体、分析师、评估机构等更多的关注,外界目光的聚集会形成外部监督机制,对民营企业信息披露产生影响。其中,媒体作为影响力最大的信息中介,其动向对市场主体行为和市场环境变化具有重要影响,如影响着民营企业的后续走向。一方面,媒体作为资本市场的信息中介角色,可以促进信息快速流通,缓解信息不对称^[22],一定程度上会影响投资者情绪和股票交易行为,为了吸引投资者和稳定股价,管理层会降低操纵信息披露动机^[23]。另一方面,媒体报道通过舆论监督机制为管理层带来舆论压力,且可能会引发公众监督、政府关注和监管机构的介入等一系列连锁反应,此时潜在违规成本增加,民营企业

不得不正视其行为后果和市场反应,从而更倾向于为维护声誉而提供真实信息,自愿提高信息披露质量。以上逻辑主线和作用机制如图1所示。

基于以上分析,提出本文的研究假说 H1-H4:

H1:国资参股能够提高民营企业信息披露质量。

H2:国资参股可以通过提高民营企业内部控制质量来提高公司信息披露质量。

H3:国资参股可以通过缓解民营企业融资约束来提高公司信息披露质量。

H4:国资参股可以通过提高媒体关注来提高民营企业信息披露质量。

(二) 异质性分析

1. 国资参股、市场化水平与信息披露质量

一般而言,高市场化水平地区有更良好的投融资环境和制度环境,民营企业相对比较集中,但这并不意味着高市场化水平地区民营企业信息披露质量更高。事实上,在激烈的市场竞争和较为严格的市场监管下,有限的资源会向资金实力更雄厚、信誉水平更高的国企和大型非国企倾斜,大部分中小型民营企业的资源可获得性可能更低,生存空间可能更狭窄,从而更有动机冒险进行违规操作来获取融资^[8],因此隐瞒或造假信息披露的概率可能更大。然而,国资参股可以改善民营企业的生存环境,因为国有资本带来的政治关联拓宽了民营企业的资源获得渠道,并且可以通过向市场释放积极信号提高民营企业市场地位^[6-7],从而降低其违规动机,提高信息披露质量,这种影响在市场竞争水平较高地区可能更显著。首先,相对于低市场化水平地区,市场化程度高的地区竞争更激烈、资源更加稀缺、民营企业的融资需求更加旺盛,同时信息传递更加及时、市场机制更加完善,因此市场对这一改革信号反应更强烈^[17],民营企业会对国有股东的“扶持”更加敏感,国资入驻更能缓解其融资困境,从而降低其违规动机。其次,在市场化水平低的地区,生产要素的流动性相对较弱,信息传导效率较低,市场交易机制与保护措施不够完善,低市场化带来的“关系网”和“人情网”往往难以打破,从而不利于混合股权资源支持效应的形成^[24],国有参股难以发挥其积极作用。最后,激烈的市场竞争可以发挥正向激励和监督作用。为了更好地利用其政治资源、突出竞争优势、稳固和提升投资者信心、占据市场有利地位,高市场化水平地区的民营企业在引入国有资本之后,会更加注重维护自身信誉水平,同时高市场化带来更严格的市场监管机制,因此民营企业会更倾向于减少违规行为,从而提高信息披露质量^[25]。

基于以上分析,提出本文的研究假说5:

H5:市场化水平较高的地区,国资参股对于提高民营企业信息披露质量的作用更明显。

2. 国资参股、代理成本与信息披露质量

代理问题是影响企业信息披露的重要因素之一。就第一类代理问题而言,当企业所有权与控制权分离,管理层权力高度集中时,管理者就可能为了短期利益而进行违规操作,损害股东权益和公司长期利益。事实上,在非国有控股环境下,管理层利益与公司利益冲突更明显,更有动机隐瞒其违规操作而操纵信息披露^[2]。就第二类代理问题而言,大股东掌握经营决策权,则倾向于与管理者进行利益合谋,侵害中小股东利益,这会加剧企业和市场之间的信息不对称。因此,代理问题更严重的民营企业,信息披露质量可能会更差,这意味着,国有资本参股的改善作用也可能更显著。具体而言,一方面,因为国有资本的社会属性和政治属性更强,对声誉资本更加敏感,所以出于维护自身信誉的考量,国有股东会强化对民营企业管理层的监督,抑制其违规动机,提高信息披露质量。另一方面,

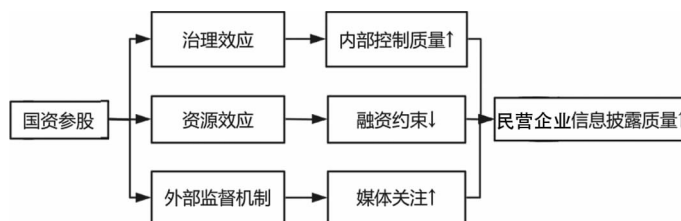


图1 国资参股影响民营企业信息披露质量的作用机制

根据股权制衡理论,异质性股东的加入能对大股东形成制衡,即当民营企业大股东控制权过于集中时,国资参股可以有效优化其治理结构,抑制大股东的自利动机和侵占行为^[4],从而提升民营企业的信息透明度。总之,国有股东的加入对于代理问题更严重的民营企业的积极整治作用更明显,即通过对管理层和大股东违规操作的抑制,国资参股可以有效改善内部治理结构,从而提高信息披露质量。

基于以上分析,提出本文的研究假说6:

H6:在代理问题更严重的民营企业中,国资参股对于信息披露质量的积极作用更明显。

四、研究设计

(一) 样本选取和数据来源

2013年,中共十八届三中全会明确提出,要积极发展交叉持股、相互融合的混合所有制经济。因此,考虑到政策效应的持久性和滞后性,本文选取2010—2022年沪深A股民营上市公司数据,并对数据做以下处理:(1)剔除样本数据中的ST、ST*以及金融类公司;(2)剔除主要变量中缺失值严重的样本;(3)对连续变量进行1%和99%的缩尾处理。最终获得共18764个观测值。本文数据主要来自国泰安数据库(CSMAR),媒体报道相关数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),数据处理主要通过Stata18完成。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

考虑到信息披露内容的完整、及时和准确性,本文参考刘贯春等的做法^[26],使用上市公司信息披露质量考评结果作为信息披露质量(*Quality*)的代理变量。评级从高到低分为A、B、C、D四个等级,依次赋值为4、3、2、1,数值越高,信息披露质量越高。

2. 解释变量

本文从三个方面对国有资本参股民营企业的情况(*State*)进行度量:(1)是否有国有股东(*Statedum*),若民营企业前十大股东中存在国有股东则取值为1,否则为0;(2)国资参股程度(*Statara*),即民营企业前十大股东中国有股东持股比例之和;(3)国有股权制衡度(*Stateba*),即民营企业前十大股东中国有股东持股与非国有股东持股之比。

3. 控制变量

为了预防模型的变量遗漏问题,本文加入以下控制变量:股权集中度(*Top1*)、独董比例(*Indep*)、董事会规模(*Board*)、盈利能力(*Roa*)、资产负债率(*Lev*)、发展能力(*Grows*)、公司规模(*Size*)、两职合一(*Dual*)、审计师(*Big4*)、高管薪酬(*Salary*)、面值市值比(*BM*)、市净率(*PB*)、经营现金流(*OCF*)、应收账款(*Arr*)、管理层持股(*Mngmhdn*)、上市年限(*Age*)。具体的定义与说明详见表1。

4. 机制变量

为检验治理效应、资源效应和媒体监督的机制作用,本文选取内部控制质量(*ICQ*)、融资约束(*SA*)和媒体关注(*Media*)作为中间变量进行机制检验。首先,参考已有文献做法^[27],选取深圳迪博大数据研究中心发布的内部控制指数,并将其作为内部控制质量的代理变量,且数值越大,内部控制质量越高。其次,选取SA指数衡量企业融资约束程度。相较于其他衡量指标,SA指数可以更好避免内生性问题。SA指数为负值,其绝对值越大,融资约束越严重,具体计算方法如下:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$$

其中 $Size$ 为民营企业资产对数, Age 为企业成立时间。最后,参考罗进辉等的做法^[28],选取一年中媒体报道内容出现该上市公司的新闻总数加1后的自然对数来衡量媒体关注度,数值越大,说明该公司媒体报道数量越多,媒体关注度越高。

以上所有变量具体定义详见表1。

表1 变量定义及说明

类型	变量名称	符号	定义与说明
被解释变量	信息披露质量	<i>Quality</i>	将上市公司信息披露质量考评结果的 A、B、C、D(质量从高到低)四个等级依次赋值为 4、3、2、1
解释变量	是否有国资参股	<i>Statedum</i>	民营企业前十大股东中是否有国有股东,是取值为 1,否取 0
	国资参股程度	<i>Statera</i>	民营企业前十大股东中国有股东持股比例
	国有股权制衡度	<i>Stateba</i>	民营企业前十大股东中国有股东持股与非国有股东持股之比
	股权集中度	<i>Top1</i>	第一大股东持股比例
	独董比例	<i>Indep</i>	独董人数/董事总数
	董事会规模	<i>Board</i>	Ln(董事会人数)
	盈利能力	<i>Roa</i>	年末公司净利润/年末公司总资产
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	发展能力	<i>Grows</i>	营业收入增长率
	公司规模	<i>Size</i>	Ln(年末公司总资产)
控制变量	两职合一	<i>Dual</i>	董事长和经理是否为一,是取值 1,否取 0
	审计师	<i>Big4</i>	审计师是否来自四大会计师事务所,是取值 1,否取 0
	高管薪酬	<i>Salary</i>	Ln(前三名高管薪酬平均值)
	面值市值比	<i>BM</i>	账面价值/市场价值
	市净率	<i>PB</i>	每股股价/每股净资产
	经营现金流	<i>OCF</i>	经营性净现金流/总资产
	应收账款	<i>Arr</i>	应收账款/总资产
	管理层持股	<i>Mngmhldn</i>	管理层持股数/总股数
	上市年限	<i>Age</i>	Ln(上市年限)
	内部控制质量	<i>ICQ</i>	迪博内部控制指数/100
机制变量	融资约束	<i>SA</i>	$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$
	媒体关注	<i>Media</i>	Ln(一年内新闻媒体报道内容中出现该上市公司的新闻总数 + 1)

(三) 模型设定

为检验国资参股对民营企业信息披露质量的影响,本文构建了面板回归模型,同时控制了行业和时间固定效应,并采用企业层面的聚类稳健性标准误调整异方差影响,具体模型如下:

$$Quality_{it} = \alpha_0 + \beta_1 State_{it} + \gamma \sum Controls_{it} + \sigma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $Quality_{it}$ 为被解释变量,表示民营企业信息披露质量; $State_{it}$ 为核心解释变量,表示民营企业中国资参股情况,分别从是否有国有股东($Statedum$)、国有股东持股比例($Statera$)以及国有股权制衡度($Stateba$)三个维度进行刻画, $State$ 的系数 β_1 为评估国资参股影响的主要参数指标; $Controls$ 表示控制变量; σ_i 为行业固定效应, λ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为残差项。

(四) 描述性统计

描述性统计结果显示,信息披露质量($Quality$)的平均值为 2.964,表明整体而言我国民营企业信息披露情况比较良好; $Statedum$ 、 $Statera$ 和 $Stateba$ 的均值分别为 0.437、3.464 和 0.229,表明含有国有资本的民营企业偏少,且其中国有资本占比较低;第一大股东股权集中度($Top1$)均值为 31.473,标准差为 13.436,管理层持股比例($Mngmhldn$)均值为 21.488,标准差为 21.606,表明民营企业中代理问题可能比较严重,且不同公司之间波动较大,说明民营企业之间存在明显的内部结构差异(限于篇幅,描述性统计结果留存备索)。

五、实证分析

(一) 基准回归

表 2 为模型(1)的基准回归结果。列(1)至列(3)显示,在没有添加控制变量时, $Statedum$ 、 $Statera$ 和 $Stateba$ 系数分别在 1%、10%、10%的水平上显著为正,说明国有参股可以显著提高民营企业信息披露质量,且国有股份占比越高,信息披露质量越高。列(4)至列(6)显示,添加控制变量后,核心解释变量系数依然在 1%的水平上显著为正,进一步证明了研究结论的稳健性。这说明国资参股通过改变民营企业的股权结构以及与市场其他主体的信息交互,可以降低其违规动机,对民营企业信息披露行为产

生积极影响,研究假说 1 成立。

(二) 稳健性检验

1. 多期双重差分法

双重差分法可以用来评估政策实施效果,且在很大程度上可以克服内生性问题。鉴于不同民营企业引入国有资本的时间点各异,采用单一的时间节点可能无法准确捕捉所有企业的情况,因此,参考王永钦和薛笑阳的研究^[29],本文采用多时期 DID 方法,以更精细地评估政策影响,验证研究结论的稳健性,构建模型如下:

$$Quality_{it} = \alpha_1 + \beta_2 After_{it} + \gamma_1 \sum Controls_{it} + \sigma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$
 (2)

其中 $After_{it}$ 为政策虚拟变量,若民营企业 i 在第 t 年已有国资入股,则赋值为 1,否则赋值为 0,其他变量说明同模型(1)。

(1) 多期双重差分回归结果

表 3 为模型(2)的回归结果。在不加控制变量时, $After$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,说明国资入股的混改政策实施后,民营企业信息披露质量得到显著改善;逐步添加控制变量后,正相关关系依然稳定且系数估计结果保持在 1% 的显著性水平,这证实了研究结论的稳健性,因此,研究假说 1 依然成立。

实际上,国资参股民营企业的大规模混改发挥了正外部性作用,在政策的支持和国企的帮扶下,民营企业可以获得更多的市场积极反馈,融资环境得到改善,信誉水平得到提高,从而降低了融资成本,抑制了违规动机;同时国有股东带来的内外监督效应使得民营企业信息披露造假的潜在成本升高,此时民营企业更倾向于进行真实的信息披露,从而使得信息披露质量上升。

(2) 平行趋势检验

多期双重差分模型要求处理组和控制组之间满足平行趋势假设,为此本文进行了平行趋势检验,图 2 为平行趋势检验图。从图 2 可见,在国资参股政策实施之前,估计系数在 0 附近波动,表明处理组和控制组之间差异不明显;然而,在政策时点当期及以后,估计系数快速上升,与政策实施之前有明显差异。因此,样本通过了多期双重差分估计所需的平行趋势检验,即国资参股对民营企业信息披露质量的提升有持续正效应,因此,采用多期 DID 模型进行稳健性检验是恰当的。

表 2 基准回归结果

	(1) Quality	(2) Quality	(3) Quality	(4) Quality	(5) Quality	(6) Quality
Statedum	0.0866 *** (6.1166)			0.0781 *** (6.5502)		
Statera		0.0017 * (1.6852)			0.0044 *** (5.2431)	
Stateba			0.0120 * (1.7541)			0.0303 *** (5.3689)
_cons	2.9266 *** (288.3618)	2.9586 *** (310.4000)	2.9617 *** (327.1832)	-0.7471 *** (-3.1355)	-0.8580 *** (-3.5983)	-0.9089 *** (-3.8099)
Controls	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	18746	18746	18746	18746	18746	18746
R ²	0.052	0.048	0.048	0.245	0.245	0.244
F	37.4127	2.8400	3.0767	117.4434	116.8217	117.4278

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号内为 t 值。下同。

表 3 多期双重差分基准回归结果

变量	(1) Quality	(2) Quality	(3) Quality	(4) Quality
After	0.0866 *** (6.1166)	0.0563 *** (4.6630)	0.0480 *** (4.0069)	0.0781 *** (6.5502)
_cons	2.9266 *** (288.3618)	0.2648 (1.2168)	-0.5240 ** (-2.2192)	-0.7471 *** (-3.1355)
Controls	不控制	少数控制	多数控制	完全控制
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
N	18746	18746	18746	18746
R ²	0.052	0.218	0.227	0.245
F	37.4127	203.2963	147.9404	117.4434

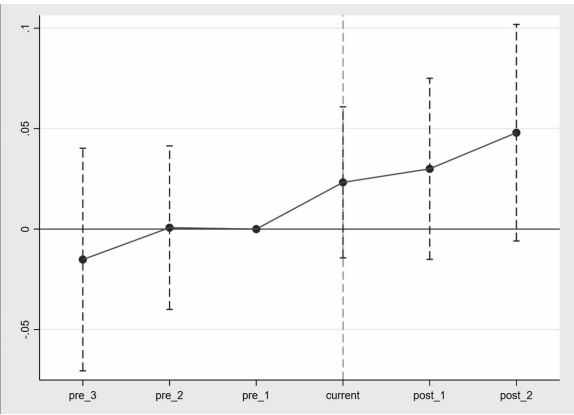


图 2 平行趋势检验

(3) 安慰剂检验

为进一步检验研究结论的稳健性,排除遗漏不可观测因素这一潜在问题对回归结果的干扰,本文基于多期双重差分基准回归结果进行安慰剂检验,随机抽取 8203 个样本作为“伪处理组”,并在此基础上再次进行回归以得到“伪估计系数”,将抽样和回归过程重复 1000 次。图 3 和图 4 分别显示了 *After* 的系数-核密度分布图和系数-p 值散点图。从中可见,虚构处理组后 *After* 回归系数集中在 0 附近,服从正态分布,且远小于基准回归中的系数,此外 p 值绝大多数在 0.1 以上,在 10% 的水平上不显著。这表明结果符合安慰剂检验预期,证明了多期双重差分模型的可靠性,核心结论依然稳健。

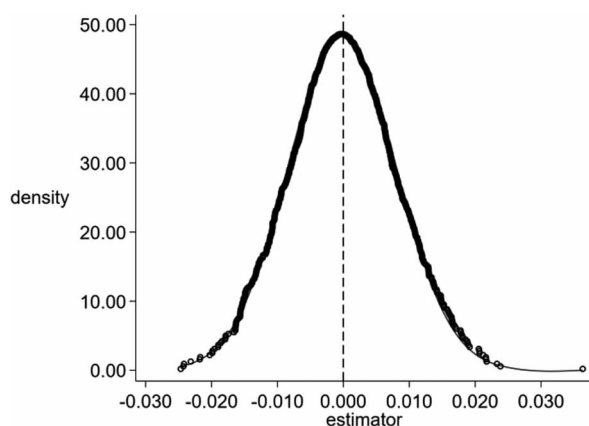


图 3 系数-核密度分布图

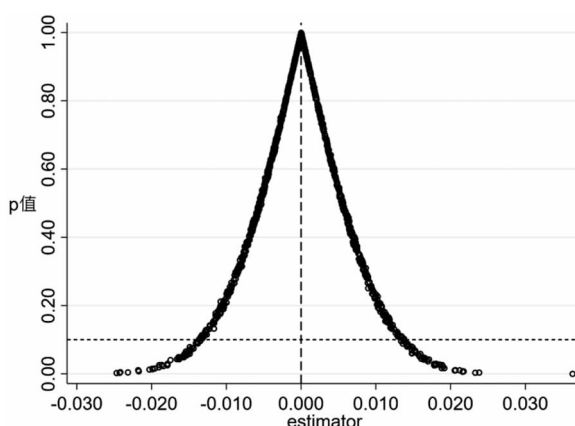


图 4 系数-p 值分布图

2. 工具变量法

由于信息披露质量良好的企业本身经营状况较好,更有可能吸引国有资本参股,从而可能产生互为因果的内生性问题。因此参考 Fan 等的做法^[30],本文选取第一次鸦片战争至新中国成立之前民营企业所在地区是否为租界(*Territo_Rie*)作为国资参股的工具变量,若是则赋值为 1,否则赋值为 0。具体而言,由于对外开放较早,租界地区市场化程度较高,市场机制比较完善,从而民营企业引入国有资本来寻求保护和获取资源的动机较弱,因此该变量与国资参股变量反相关,符合相关性原则。同时,开放为租界是历史问题,不会对民营上市公司信息披露质量产生直接影响,符合外生性原则。在此基础上,使用工具变量法和两阶段最小二乘法进行回归。

回归结果见表 4 中列(1)至列(6),第一阶段 *Territo_Rie* 对解释变量回归系数在 1% 的水平上显著为负,说明曾作为租界的地区国资参股民营企业的水平较低;同时第一阶段 F 值分别为 38.99、64.13 和 41.29,均显著大于经验值 10,拒绝了弱工具变量假设;Kleibergen-Paap rk LM 值分别为 39.46、64.76 和 41.80,均在 1% 的水平上显著,拒绝了不可识别假设。第二阶段控制内生性之后,估计结果均显著为负,证明了核心解释变量和被解释变量显著正相关,因此本文研究结论仍然稳健。

3. Heckman 两阶段法

考虑到国有资本在进行投资决策时,可能会倾向于投资那些信息披露质量更高、财务操纵风险更小的民营企业,因此无法观测到此举措对其他民营企业的影响,从而导致内生性问题。为克服潜在的样本选择偏误,参照余汉等的研究^[6],使用 Heckman 两阶段法进行检验,建立如下 Probit 模型:

$$State_{it} = \alpha_2 + \beta_3 Rgm_{it} + \gamma_2 \sum Controls_{it} + \sigma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 *Rgm* 为民营企业所在地区制度环境,以政府与市场关系指数来度量,该指数越高,表明该地区制度环境越好,其余变量释义同模型(1)。通过第一阶段回归可以得出逆米尔斯比率(*IMR*),将其代入第二阶段国资参股影响民营企业信息披露质量的回归模型中,检验结果如表 4 中列(7)至列(12)所示。第一阶段

回归结果显示, Rgm 系数显著为负, 即地方政府干预会提高民营企业引入国有资本动机。第二阶段回归结果显示, 加入 IMR 之后核心解释变量仍显著为正, 这意味着即使在考虑了样本选择偏误的情况下, 国有参股也的确能改善民营企业信息披露质量, 因此基准回归的结论依然稳健。

表4 工具变量法和 Heckman 两阶段检验的估计结果

变量	工具变量法						Heckman 两阶段法					
	第一阶段			第二阶段			第一阶段			第二阶段		
	(1) <i>Statedum</i>	(2) <i>Statera</i>	(3) <i>Stateba</i>	(4) <i>Quality</i>	(5) <i>Quality</i>	(6) <i>Quality</i>	(7) <i>Statedum</i>	(8) <i>Statera</i>	(9) <i>Stateba</i>	(10) <i>Quality</i>	(11) <i>Quality</i>	(12) <i>Quality</i>
<i>Territo_Ries</i>	-0.0503 *** (-3.4528)	-1.2194 *** (-3.2066)	-0.1349 *** (-2.9261)									
<i>Statedum</i>				-0.3831 * (-1.8516)						0.0405 *** (3.5356)		
<i>Statera</i>					-0.0158 * (-1.8793)						0.0024 ** (2.0075)	
<i>Stateba</i>						-0.1429 * (-1.8475)						0.0110 * (1.7917)
<i>Rgm</i>							-0.0470 *** (-5.4128)	-0.0470 *** (-5.4128)	-0.0467 *** (-5.3712)			
<i>IMR</i>										0.3093 * (1.7949)	0.3046 * (1.7740)	0.2989 * (1.7361)
<i>-cons</i>	-2.0501 *** (-10.1376)	-10.8604 ** (-2.2139)	0.0602 (0.0985)	-1.8448 *** (-4.2802)	-1.3558 *** (-5.5171)	-1.2231 *** (-5.3334)	-5.8898 *** (-10.1964)	-5.8898 *** (-10.1964)	-5.8913 *** (-10.1998)	-4.6993 (-0.8936)	-4.7149 (-0.8899)	-4.7533 (-0.8994)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	18746	18746	18746	18764	18764	18764	18527	18527	18527	18527	18527	18527
<i>R²</i>	0.160	0.219	0.206	0.135	0.184	0.167				0.117	0.117	0.116

4. 替换解释变量与被解释变量

参考郝阳和龚六堂的做法^[8], 将国有参股程度的哑变量 ($Soe1$) 和国有股东对前十大股东制衡度 ($Soe2$) 作为解释变量的代理变量。具体而言, 当民营企业前十大股东中国有股东持股总比例大于 10% 时, $Soe1$ 取 1, 否则取 0; $Soe2$ 为民营企业前十大股东中国有股东股份比例与民营企业前十大股东股份的比值。表 5 中列(1)、列(2)为替换解释变量后的估计结果, 可以看出回归系数皆显著为正, 即民营企业中国资参股水平越高、国有股东制衡度越高, 向市场传递的积极信号带来的反馈也就越好, 民营企业信息披露质量也就越高。

此外, 参考马黎珺等的做法^[31], 选取修正的琼斯模型计算出的操纵性应计利润的绝对值 ($absDA$) 作为被解释变量的代理变量, 该值越大, 盈余管理空间也就越大, 信息披露质量越差。为避免多重共线性问题, 本文将控制变量 Roa 调整为流动比率 LR 。表 5 中列(3)至列(5)为替换被解释变量后的估计结果, 可见核心解释变量均显著为负, 即国资参股抑制了民营企业的盈余管理行为, 提高了信息披露真实性, 研究假说 1 再次得到验证。

5. 调整样本区间

由于 2020 年及之后我国资本市场不同程度受到新冠疫情的影响, 样本数据中可能出现异常值, 从而影响研究结论的准确性。因此本文更改样本区间, 将样本时间窗口缩短至 2010—2019 年, 重新进行基准回归分析, 回归结果见表 5 中列(6)至列(8)。此时核心解释变量的系数仍然在 1% 的水平上显著为正, 且系数大小与主基准回归差异较小, 表明核心结论依然稳健。

表5 替换解释变量、被解释变量和更换样本区间的稳健性检验

变量	更换解释变量		更换被解释变量			更换样本区间		
	(1) <i>Quality</i>	(2) <i>Quality</i>	(3) <i>absDA</i>	(4) <i>absDA</i>	(5) <i>absDA</i>	(6) <i>Quality</i>	(7) <i>Quality</i>	(8) <i>Quality</i>
<i>Soe1</i>	0.0741 *** (3.0072)							
<i>Soe2</i>		0.2402 *** (5.1971)						
<i>Statedum</i>			-0.0015 * (-1.6602)			0.0881 *** (6.3282)		
<i>Statera</i>				-0.0002 *** (-3.0534)			0.0047 *** (4.7941)	
<i>Stateba</i>					-0.0013 *** (-3.5325)			0.0288 *** (4.0261)
<i>_cons</i>	-0.8950 *** (-3.7439)	-0.8802 *** (-3.7002)	0.0508 *** (3.0952)	0.0517 *** (3.1785)	0.0537 *** (3.3034)	-0.4227 (-1.5381)	-0.5590 ** (-2.0389)	-0.6246 ** (-2.2735)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	18746	18746	18746	18746	18746	13131	13131	13131
<i>R²</i>	0.243	0.245	0.154	0.154	0.154	0.251	0.250	0.249
<i>F</i>	116.3042	117.0611	70.2746	70.4489	70.6880	89.6239	88.5610	88.4148

(三) 机制检验

参考胡洁等的研究^[32],本文通过构建如下模型检验内部控制质量、融资约束和媒体关注在逻辑主线中的作用机制,其中, M_{it} 表示机制变量。

$$M_{it} = \alpha_3 + \beta_4 State_{it} + \gamma_3 \sum Controls_{it} + \sigma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Quality_{it} = \alpha_4 + \beta_5 M_{it} + \gamma_4 \sum Controls_{it} + \sigma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

1. 基于内部控制质量的机制检验

表6中列(1)至列(4)为内部控制质量的机制检验结果,前3列显示核心解释变量与内部控制质量显著正相关,表明国有参股可以提高民营企业内部控制质量,且随着参股比例和制衡度的提高,内控质量也相应提高。列(4)结果显示,内部控制质量的改善可以显著提高民营企业信息披露质量,因此研究假说2得到证实。这意味着,国有资本参股不仅在表面上改变了民营企业的股权结构,还可以通过对管理层和控股股东权力的制约、行为的监督,发挥治理作用,提高内部控制的有效性,减少违规行为和信息不对称,对民营企业信息披露质量产生积极的深远影响。

2. 基于融资约束的机制检验

如表6中列(5)至列(8)所示,核心解释变量中 *Statedum* 和 *Statera* 与融资约束显著正相关,*Stateba* 与融资约束正相关但不显著,融资约束与信息披露质量在1%的水平上显著为正。这说明国有股权作为重要的政治关联渠道,可以发挥资源效应,缓解民营企业的融资约束,从而提高其信息披露质量,因此研究假说3得到证实。但是,随着国有股东制衡度的提高,这种积极作用不再显著,可能是因为过于集中的国有股权会带来一系列代理问题,从而削弱民营企业混合所有制改革的效果。

3. 基于媒体关注的机制检验

媒体关注的机制检验结果见表6中列(9)至列(12),其中核心解释变量对媒体关注的回归系数分别在1%、1%和10%的水平上显著为正,表明国资参股会显著提高媒体关注度,且逆向混改程度越高,媒体关注度越高;列(12)表明媒体关注与民营企业信息披露质量显著正相关,研究假说4得到证实。这意味着,国资参股民营企业会吸引媒体进行跟踪和报道,为民营企业带来了舆论压力和更有效的外部监督机制,进一步对内部治理产生积极影响,抑制管理层虚假披露动机;同时媒体关注与报道也可以降低企业与其他主体之间的信息不对称,市场收到积极信号后会给予更多良好反馈,这有助于改善民营企业

业的生存环境,因此民营企业会更愿意进行高质量的信息披露。

表 6 基于内部控制质量、融资约束和媒体关注的机制检验结果

变量	内部控制质量				融资约束				媒体关注			
	(1) ICQ	(2) ICQ	(3) ICQ	(4) Quality	(5) SA	(6) SA	(7) SA	(8) Quality	(9) Media	(10) Media	(11) Media	(12) Quality
Statedum	0.0764 ** (2.4755)				0.0020 * (1.6891)				0.1535 *** (5.8061)			
Statera		0.0057 *** (2.7210)				0.0003 *** (2.6595)				0.0072 *** (3.2026)		
Stateba			0.0464 *** (2.9046)				0.0009 (1.3010)				0.0316 * (1.6776)	
ICQ				0.1387 *** (29.2350)								
SA								0.1796 *** (2.6388)				
Media												0.0152 ** (2.3717)
_cons	-1.5054 ** (-2.4541)	-1.5946 *** (-2.5997)	-1.6640 *** (-2.7088)	-0.7300 *** (-3.1662)	0.9928 (1.1020)	0.9788 (1.0865)	0.9798 (1.0874)	-1.1473 (-0.1496)	-12.6090 *** (-20.1226)	-12.8443 *** (-20.4348)	-12.9332 *** (-20.5204)	-0.3977 (-1.5283)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17208	17208	17208	17208	18764	18764	18764	18764	17089	17089	17089	17089
R ²	0.313	0.314	0.314	0.333	0.870	0.870	0.870	0.123	0.772	0.771	0.771	0.201
F	90.2916	90.2956	90.4789	175.0833	362.5595	362.6718	362.5286	7.5974	190.9082	188.7698	188.1622	80.9756

(四) 异质性检验

1. 基于市场化水平的异质性

本文参考李秉成等的做法^[33],选用中国各省份的市场化指数(*INS*)作为市场化水平的代理变量,通过计算得到市场化指数中位数为 10.123,将大于中位数的样本作为高市场化水平组,其余为低市场化水平组。表 7 中回归结果显示,国资参股显著提高了高市场化水平地区民营企业的信息披露质量,研究假说 1 再次得到证实。进一步通过 Chow 检验发现,高市场化水平地区与低市场化水平地区存在显著的组间系数差异,且显著性水平为 1%。这说明高市场化水平的地区,民营企业引入国有股东带来的影响更强烈、市场反应更敏感,对信息披露质量的积极作用更强。研究假说 5 得到证实。

表 7 市场化水平异质性检验

变量	市场化水平高 (1)	市场化水平低 (2)	市场化水平高 (3)	市场化水平低 (4)	市场化水平高 (5)	市场化水平低 (6)
	Quality	Quality	Quality	Quality	Quality	Quality
Statedum	0.0637 *** (4.0156)	0.0077 (0.4368)				
Statera			0.0041 * (1.8906)	0.0007 (0.4056)		
Stateba					0.0250 *** (3.6485)	0.0354 *** (4.4395)
_cons	-2.6769 (-0.5512)	-10.0511 (-1.2270)	-3.0065 (-0.6051)	-9.9512 (-1.2224)	-1.5971 *** (-5.0306)	-0.1379 (-0.4120)
Controls	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	9656	8920	9656	8920	9656	8920
R ²	0.121	0.110	0.120	0.110	0.290	0.215
Chowtest		6.47 ***		6.96 ***		6.53 ***

2. 基于代理问题的异质性

本文通过代理成本来刻画民营企业的代理问题,高代理成本往往意味着较严重的代理问题。参考翟光宇等的研究^[34],本文选取管理费用率(管理费用/营业收入)和大股东资金占用率(其他应收款/总资产)分别来衡量民营企业第一类和第二类代理成本,并根据其中位数进行样本分组,分组估计结果如表8所示。在代理成本更高的民营企业中,国有参股提高信息披露质量的作用更显著。进一步的 Chow 检验发现,无论是第一类还是第二类代理成本,高成本组和低成本组在 1% 的水平上存在显著的组间系数差异。这是因为过于集中的决策权增加了管理层和大股东的自利动机,使其更可能通过虚假信息披露掩盖不当行为,而国有股东可以对其形成制约和监督作用,削弱其控制权,缓解民营企业的代理问题,从而信息披露的真实性得到提高。研究假说 6 得到证实。

表 8 代理成本异质性

变量	第一类代理成本						第二类代理成本					
	高成本	低成本	高成本	低成本	高成本	低成本	高成本	低成本	高成本	低成本	高成本	低成本
	(1) Quality	(2) Quality	(3) Quality	(4) Quality	(5) Quality	(6) Quality	(7) Quality	(8) Quality	(9) Quality	(10) Quality	(11) Quality	(12) Quality
<i>Statedum</i>	0.0446 *** (2.6342)	0.0321 ** (2.0555)					0.0542 *** (3.1852)	0.0267 (1.6427)				
<i>Statera</i>			0.0052 *** (2.6629)	-0.0005 (-0.2917)					0.0029 * (1.7815)	-0.0003 (-0.1527)		
<i>Stateba</i>					0.0162 * (1.7456)	0.0038 (0.4387)					0.0428 *** (5.5883)	0.0052 (0.6471)
<i>_cons</i>	-9.0178 (-0.8029)	0.0313 (0.0062)	-8.6039 (-0.7665)	-0.1048 (-0.0204)	-8.7042 (-0.6111)	-0.1390 (-0.0156)	-0.8846 (-0.1620)	-5.3708 (-0.5128)	-1.0192 (-0.1860)	-5.1650 (-0.4916)	-1.1869 *** (-3.5514)	-5.2779 (-0.5023)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9356	9408	9356	9408	9356	9408	9528	9236	9528	9236	9492	9236
<i>R²</i>	0.157	0.101	0.157	0.100	0.156	0.100	0.162	0.096	0.161	0.096	0.291	0.096
<i>Chowtest</i>	7.03 ***		7.44 ***		6.89 ***		52.84 ***		51.93 ***		52.78 ***	

(五) 进一步分析

1. 国资参股、信息披露与投资者信心

投资者信心是提振资本市场、促进其繁荣和发展的重要动力,由信号传递机制可知,国有股东的加入可能通过提高民营企业信息披露质量从而影响投资者信心。一方面,良好的信息披露行为缓解了信息不对称问题,意味着企业有良好的经营状况、较高的决策效率和较完善的治理机制,投资者发生意外损失的可能性相对较小,更有概率获得稳定回报,因此企业的“自信”会提高投资者的信心^[35]。另一方面,国资入驻带来的政治关联和隐性担保提高了民营企业的声誉和市场地位,出于对“国有”的关注和信任,实施混改的民营企业可能对投资者来说吸引力更强,从而市场情绪更加积极。

为此,本文参考雷光勇等的做法^[35],选取主营业务收入增长率(*Sales*)、市净率(*YrPB*)和机构投资者持股比例(*INST*)作为投资者信心的代理变量,利用主成分分析法构建投资者信心指数(*IC*);构建国资参股与信息披露质量的交互项“*Statedum_Quality*”“*Statera_Quality*”和“*Stateba_Quality*”对投资者信心(*IC*)进行回归,同时为了避免多重共线性问题,在原控制变量中去掉了市净率(*PB*),结果如表9所示。可见,国资参股可以显著提高投资者信心,且国有股东占比越高、国有股东股权制衡度越大,投资者信心就越强,进一步佐证了民营企业混合所有制改革对资本市场的提振效应。

2. 国资参股、信息披露与企业价值

国资参股对民营企业信息披露质量的积极影响也可能作用于企业价值。基于自愿信息披露理论,

企业的自愿信息披露行为可以加强与投资者之间的信息交互,降低投资者对于企业经营状况和前景的担忧,有利于吸引投资和对企业价值展开客观评价,从而可以有效避免股票价格被低估,促进股价稳定。同时国有资本入驻一定程度上为民营企业未来发展做了“背书”,提高了民营企业的信用水平,企业估值也相应提高。

本文使用托宾 Q 值(*TobinQ*)来作为民营企业价值的代理变量,同样使用国资参股和信息披露质量的交互项对企业价值进行回归,考虑到企业价值的影响因素,在回归模型中增加了部分控制变量:长期资本收益率(*LRC*),以总收益与长期资本之比来衡量;流动比率(*LR*),以流动资产与流动负债之比来衡量。回归结果如表 9 中列(4)至列(6)所示,解释变量均在 1% 的水平上显著为正,表明国资参股可以显著提升企业价值,且国资参股程度越高、国有股东制衡度越高,对企业价值提升作用越大,这也进一步证明了国资参股民营企业的积极经济后果。

表 9 国资参股、信息披露与投资者信心以及企业价值

变量	投资者信心			企业价值		
	(1) <i>IC</i>	(2) <i>IC</i>	(3) <i>IC</i>	(4) <i>TobinQ</i>	(5) <i>TobinQ</i>	(6) <i>TobinQ</i>
<i>Statedum_Quality</i>	0.0119 *** (4.7301)			0.0222 *** (5.8956)		
<i>Statera_Quality</i>		0.0014 *** (8.2142)			0.0010 *** (4.4325)	
<i>Stateba_Quality</i>			0.0055 *** (3.3738)			0.0051 *** (2.8018)
<i>_cons</i>	-1.0849 *** (-6.2147)	-1.1234 *** (-6.4951)	-1.1896 *** (-6.8984)	2.7397 *** (8.3972)	2.6062 *** (8.1169)	2.5571 *** (7.9571)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Year</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	17627	17627	17627	18746	18746	18746
<i>R²</i>	0.642	0.645	0.642	0.764	0.764	0.764
<i>F</i>	489.4014	483.6173	479.6974	926.3470	926.7162	926.8239

六、结论性评述

基于 2010—2022 年沪深 A 股民营公司数据,本文综合运用面板模型和多期 DID 模型评估了国资参股对民营企业信息披露质量的影响。研究发现:(1)通过提高内部控制质量、降低融资约束以及吸引更多媒体关注,国资参股会提高民营企业信息披露质量。这表明混合所有制改革不仅仅是表面的交叉持股,还会通过发挥治理效应、拓展资源获得渠道、提高信息传递效率、建立更有效的外部监督机制来引起市场参与者之间的连锁反应,引导民营企业良性发展,从而激发资本市场活力。(2)异质性检验表明,国资参股对于民营企业信息披露质量的提升作用在高市场化水平地区、代理问题更严重企业中更显著。这进一步证明了信息披露质量会受到外部环境和内部治理结构的影响,从而为宏观调控和微观企业治理提供了实证支持。(3)进一步检验发现,国资参股不仅可以提高民营企业的信息披露质量,还能通过畅通民营企业和市场的信息交流渠道、传递积极信号、提升民营企业声誉和信用水平,从而稳定股价和提高资源配置效率,进一步提高投资者信心和民营企业的企业价值。这证明了国资参股对民营企业 and 资本市场带来积极经济后果,为深入推进民营企业混合所有制改革提供了经验证据。

据此,为了深入推进国有资本入股民营企业、混合所有制改革政策优化落实和提高企业信息披露质量,本文提出以下建议:(1)对民营企业而言,应该积极参与混合所有制改革,促进自身发展,并以此为契机,及时提升信息披露质量。在国有股东的参与下,民营企业要充分利用其带来的融资、政治和隐形

资源,并在其监督下建立恰当的权力分配结构,提高公司治理水平和企业价值,改善经营状况,促进企业健康发展。同时,企业高层要树立企业责任和社会责任意识,正视媒体等监督主体的监督行为,不为短期和个人私利进行违规信息披露,维护企业良好信誉和形象,提高投资者信心和企业价值,促进企业可持续发展。(2)对于媒体而言,应该加强对民营企业引入国有资本效果的关注和跟踪报道,确保民营企业混改政策得到妥善落实。媒体应该提高对市场风向的敏感性,做好合格的市场信息“邮递员”;合理利用手中和网络上的“笔”,合理挥动舆论这支“剑”,发挥对民营企业的正向引导作用,激励民营企业提高自身信誉水平。监管部门和其他监督主体应该明确企业的信息披露责任,培育底线意识,建立起与民营企业混合所有制改革和信息披露相适应的监管机制,进一步改善我国资本市场环境。(3)对于政府部门而言,在接下来的混合所有制改革中,应该进一步引导企业之间的合作与对话,优化民营企业中的国有资本配置;同时,国有股东应该积极发挥其资源效应,充分拓宽民营企业融资渠道,降低其融资约束;充分发挥其监督效应,对非国有大股东和管理层的行为进行监管,降低民营企业的经营风险和违规动机;此外,政府部门应该做到因地制宜、统筹兼顾,积极完善民营企业所在市场环境和相关规则制度,提高投资者和企业的市场反应能力,对民营企业信息披露行为进行约束,以形成有效的信息传递市场机制。

参考文献:

- [1]李泽浩,杨振,陈传龙. ESG 信息披露提升了企业投资效率吗?——非财务信息披露的财务作用[J]. 审计与经济研究,2024(4):1-10.
- [2]钱爱民,吴春天. 民营企业混合所有制与商业信贷合约——不确定性风险视角[J]. 山西财经大学学报,2021(4):112-126.
- [3]韩艳锦,李安琪,张雯. 内部资本市场效率与成本粘性——来自民营企业集团的证据[J]. 会计研究,2024(2):113-124.
- [4]于瑶,祁怀锦. 混合所有制与民营经济健康发展——基于企业违规视角的研究[J]. 财经研究,2022(3):33-47.
- [5]余汉,黄爽,宋增基. 国有股参股能否提升企业 ESG 表现?——来自民营上市公司的经验证据[J]. 上海财经大学学报,2024(1):64-78.
- [6]余汉,杨中仑,宋增基. 国有股权能够为民营企业带来好处吗?——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财经研究,2017(4):109-119.
- [7]宋增基,尚秋丽. 国有股权、社会资本与银行融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J]. 商业研究,2015(6):138-145.
- [8]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(3):122-135.
- [9]翟淑萍,范润,缪晴. “逆向混改”与民营企业税收规避[J]. 外国经济与管理,2023(8):34-50.
- [10]赵璨,宿丽莎,曹伟. 混合所有制改革:治理效应还是资源效应? [J]. 上海财经大学学报,2021(1):75-90.
- [11]竺李乐,吴福象,李雪. 民营企业创新能力:特征事实与作用机制——基于民营企业引入国有资本的“逆向混改”视角[J]. 财经科学,2021(1):76-90.
- [12]于连超,董晋亭,毕茜. 控股股东股权质押与企业策略性环境信息披露——基于控制权转移风险的防范视角[J]. 会计研究,2022(12):60-76.
- [13]周邵妮,郑佳明,王中超. 国企混改、社会责任信息披露与国有资产保值增值[J]. 软科学,2020(3):32-36.
- [14]Saraswati E, Azzahra A, Sagitaputri A. Corporate governance mechanisms and voluntary disclosure[J]. Akual Jurnal Akuntansi, 2020,11(2):82.
- [15]曹皖青,韩煦. 董事会特征对会计信息披露质量的影响[J]. 山西财经大学学报,2011(3):171.
- [16]庄朋涛,何青. 董事高管责任保险对上市公司信息披露质量的影响[J]. 金融监管研究,2023(7):78-93.
- [17]任宏达,王琨. 产品市场竞争与信息披露质量——基于上市公司年报文本分析的新证据[J]. 会计研究,2019(3):32-39.
- [18]Baloria V P, Heese J. The effects of media slant on firm behavior[J]. Journal of Finance Economics,2018,129(1):184-202.
- [19]刘穷志,张莉莎. 制度约束、激励政策与企业环境信息披露[J]. 经济与管理研究,2020(4):32-48.
- [20]Duro M, Heese J, Ormazabal G. The effect of enforcement transparency: Evidence from SEC comment-letter reviews[J]. Review of Accounting Studies,2019,24(3):780-823.

- [21] 张岩. 问询函监管与企业的真实盈余管理对策[J]. 当代财经, 2020(3): 90-101.
- [22] Deng Wei, Shao Jing. Empowering green development: How social media interaction influences environmental information disclosure of high-polluting firms[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022, 19(16): 10315-10315.
- [23] Ananze H, Bugshan A, Amayreh I. Does media exposure moderate the relationship between ownership structure and environmental disclosure quality: Evidence from Jordan[J]. Management of Environmental Quality, 2023, 34(1): 59-79.
- [24] 罗福凯, 庞廷云, 王京. 混合所有制改革影响企业研发投入吗? ——基于我国 A 股上市企业的经验证据[J]. 研究与发展管理, 2019(2): 56-66.
- [25] Chen Y, Yang X, Yuan C, et al. Product market competition and the disclosure of supply chain information[J]. China Journal of Accounting Research, 2022, 15(1): 100-223.
- [26] 刘贯春, 叶永卫, 张军. 税收征管独立性与企业信息披露质量——基于国地税合并的准自然实验[J]. 管理世界, 2023(6): 156-174.
- [27] 周卫华, 刘一霖. 管理能力、企业数字化与内部控制质量[J]. 经济与管理研究, 2022(5): 110-127.
- [28] 罗进辉, 李小荣, 向元高. 媒体报道与公司的超额现金持有水平[J]. 管理科学学报, 2018(7): 91-112.
- [29] 王永钦, 薛笑阳. 法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据[J]. 经济研究, 2022(10): 173-190.
- [30] Fan J, Wong T, Zhang T. Institutions and organizational structure: The case of state-owned corporate pyramids[J]. The Journal of Law, Economics, and Organization, 2013, 29(6): 1217-1252.
- [31] 马黎琚, 张雯宇, 谢露. 利率市场化与企业会计信息质量——基于贷款利率去管制的准自然实验[J]. 会计研究, 2022(4): 3-21.
- [32] 胡洁, 于宪荣, 韩一鸣. ESG 评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(7): 90-111.
- [33] 李秉成, 王志涛, 宋若兰. 民营企业“逆向混改”能降低审计收费吗? [J]. 财会通讯, 2022(1): 28-34.
- [34] 翟光宇, 王瑶. 金融发展、两类代理成本与企业研发投入——基于 2009—2018 年 A 股上市公司的实证分析[J]. 国际金融研究, 2022(3): 87-96.
- [35] 雷光勇, 王文, 金鑫. 公司治理质量、投资者信心与股票收益[J]. 会计研究, 2012(2): 79-86.

[责任编辑: 高 婷]

Can State-owned Capital Participation Affect the Quality of Information Disclosure in Private Enterprises?

QIN Hailin, CHEN Miao

(School of Economics and Management, Tiangong University, Tianjin, 3300389, China)

Abstract: Using A-share private companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2022 as research samples, a panel model was used to examine the impact of state-owned capital participation on the quality of information disclosure of private enterprises, and robustness tests were conducted using methods such as Differences-in-Difference with multiple time periods. Research has found that state-owned capital participation can improve the quality of information disclosure in private enterprises by improving internal control quality, alleviating financing constraints and increasing media attention; At the same time, this promoting effect is more significant in areas with high levels of marketization and private enterprises with more severe agency problems; Further research has found that on the basis of improving the quality of information disclosure in private enterprises, state-owned equity participation would also have a positive impact on investor confidence and corporate value. This study provides empirical evidence for further improving the quality of information disclosure in private enterprises, as well as decision-making references for government macroeconomic regulation and the healthy development of private enterprises.

Key Words: private enterprise; state-owned capital participation; quality of information disclosure; internal control quality; financing constraints; media attention