

# 国有股权能促进民营企业“脱虚向实”吗？

赵彦锋,王桂祯,胡著伟

(河南财经政法大学 会计学院,河南 郑州 450046)

**[摘要]**基于“反向混改”的资源效应与治理效应,以2008—2019年我国沪深A股民营上市公司为样本,分析并实证检验了国有股权对民营企业“脱虚向实”的影响及其机制,形成以下结论:国有股权能促进民营企业“脱虚向实”;机制检验表明,治理效应即降低第二类代理成本与提高分析师关注度是国有股权促进民营企业“脱虚向实”的路径,而非资源效应,表明国有股权主要通过弱化参股企业逐利动机实现“脱虚向实”;异质性分析表明,在内部控制质量低及市场化程度高的样本中,国有股权的积极作用更显著。研究结论对引导民营企业利用国有资本发展实体经济具有借鉴意义。

**[关键词]**反向混改;国有股权;脱虚向实;第二类代理成本;分析师关注;混合所有制改革;企业金融化

**[中图分类号]**F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)01-0079-11

## 一、引言

民营企业是我国市场经济的重要组成部分,在促进国民经济发展以及维护社会稳定中扮演着日益重要的角色。然而民营企业在经营过程中面临着诸如产权歧视等不公待遇,发展受到严重制约。为应对身份带来的不利处境,民营企业通过主动建立政治关联、引入国有股权等方式寻求政府的保护和支持,而引入国有股权如何影响企业投融资行为成为近期学界关注的焦点。就投资结构变动趋势来看,在产能过剩、实体投资与金融资产收益率差距扩大的背景下,民营企业会将更多资源投向金融领域,据统计,本文所用“脱虚向实”指标在2008—2019年自2.24%下降至-0.1%,民营企业“脱实向虚”趋势明显,而该变化会增加微观企业财务风险<sup>[1]</sup>,损害宏观实体经济发展<sup>[2]</sup>。鉴于微观企业投资结构金融化的消极影响,国家有关部门多次在重要会议强调,金融是实体经济的血脉,为实体经济服务是其天职。虽然现有研究关注了国有股权对金融投资、实体投资以及投资效率的影响,但尚未出现国有股权影响“脱虚向实”的研究,因此,从“反向混改”视角考察“脱虚向实”的驱动因素,对于引导民营企业纠偏投资结构,实现高质量发展具有现实与理论意义。

混合所有制能够融合国有与民营股东的资源与治理优势,成为新常态下经济发展的推动力。党的十五大首次将混合所有制改革作为提高国有企业活力的重要举措,引导国有产权尝试以不同的治理结构解决发展中的难题。党的十八届三中全会以来,国家进一步明确了混合所有制改革的实现路径及配套措施。混合所有制改革路径既包括国有企业引入民营资本的正向混改,也包括民营企业引入国有股权的反向混改,即国有股权参股民营企业。较多研究关注了“正向混改”的积极效应,然而“反向混改”的相关研究尚处于起步阶段。就本文主题来看,现有文献大多从企业金融化角度探究国有股权对民营企业“脱虚向实”的影响,而且结论尚不统一:刘惠好和焦文妞认为国有股权的“遮掩”效应会促进民营

**[收稿日期]**2022-06-16

**[基金项目]**河南省科技厅软科学项目(232400410712);河南省研究生教育改革与质量提升工程项目(YJS2023JC28)

**[作者简介]**赵彦锋(1975—),男,河南南阳人,河南财经政法大学会计学院教授,博士,主要研究方向为企业投资行为;王桂祯(1996—),女,河南洛阳人,河南财经政法大学会计学院硕士生,主要研究方向为资本市场会计,通讯作者,邮箱:hahacathy4399@163.com;胡著伟(1968—),男,河南南阳人,河南财经政法大学会计学院教授,主要研究方向为资本市场会计。

企业金融化<sup>[3]</sup>,而赵晓阳和衣长军研究发现国资介入民营企业会抑制其金融化<sup>[4]</sup>。现有研究大多将抑制企业金融化视为“脱虚向实”,然而单维金融化指标并不能表征企业降低金融投资后必然扩大实体投资,未能很好刻画“脱虚向实”动态变化的实质。衡量指标的不足为本文提供了研究空间。

鉴于此,本文以2008—2019年我国沪深A股民营上市公司为研究样本,在理论分析基础上,采用同时反映“脱虚”与“向实”的两维度指标,检验国有股权是否及如何影响民营企业“脱虚向实”。本文可能的贡献在于:第一,深化对国有股权作用机制的认识。现有研究大多关注国有股权参股给民营企业带来的“资源效应”,对其治理效应关注不够,并且主要集中于能否起到监督制衡作用,结论也存在争议;此外,现有研究忽略了国有股权参股吸引外部关注而形成的外部监督强化效应。本文立足异质股东的“治理效应”,考察国有股权通过加强内外部监督对民企“脱虚向实”行为的影响,可为国有股权参股的治理效应提供直接证据,深化国有股权影响企业行为机制的认识。第二,拓展“脱虚向实”衡量方法的文献。目前已有少数文献研究国有股权与民营企业“脱虚向实”之间的关系,主要从抑制金融投资视角探究企业“脱虚向实”影响因素,然而金融投资的减少并不能代表企业投资结构的转变。本文采用实体投资与金融投资互动的两维指标,用“脱虚”+“向实”双向动态指标刻画企业“脱虚向实”程度,可以为后续研究指标选择提供借鉴。第三,丰富混合所有制改革经济后果研究。现有混合所有制改革研究对象聚焦于国有企业,并且突出财务绩效、企业价值以及创新等影响,而以民营企业为对象且侧重投资结构的研究不足。本文以“反向混改”的主体民营企业为研究对象,可以从促进“脱虚向实”的视角丰富混合所有制改革积极经济后果的文献,为拓展混合所有制改革路径提供参考。

## 二、文献综述

现有“脱实向虚”的研究大多基于金融资产的单一维度,同时运用金融投资与实体投资联动指标的文献并不多见,且主要关注外部环境改变对企业投资结构的影响,比如徐光伟等<sup>[5]</sup>、郭飞等<sup>[6]</sup>、李小林等<sup>[7]</sup>分别研究了经济政策不确定性、产业政策实施以及“沪深港通”交易制度等对投资结构的影响。若要从微观企业角度出发探寻“脱虚向实”驱动因素,可以从企业为何“脱实向虚”入手。现有基于企业金融化视角探究企业“脱实向虚”成因的文献比较丰富,主要形成以下两种观点:一是基于预防的“蓄水池”动机。该观点认为,企业配置金融资产的动机是防止意外冲击引发资金链断裂。现有研究主要从宏观层面提供了企业金融化“蓄水池”动机的证据,彭俞超等发现经济政策不确定性会强化预防性动机而促进金融化<sup>[8]</sup>,而陈春华等指出数字金融会减弱预防性动机从而抑制金融化<sup>[9]</sup>。二是基于逐利的“投资替代”动机。黄群慧等发现供需结构失衡引发实体经济收益率下降<sup>[10]</sup>;苏治等认为,金融资产收益率日益攀升<sup>[11]</sup>,两者收益率的差距诱发企业偏向金融资产而跨行业套利。现有文献从内部治理提供了“投资替代”动机的大量证据。首先,从股权结构来看,赵彦锋等发现多个大股东股权结构会抑制金融化<sup>[12]</sup>,曹丰和谷孝颖提供了非国有股东参股国有企业降低金融化的证据<sup>[13]</sup>;其次,就高管特征而言,龚光明和肖冰瑜发现海外背景董事能够降低金融化<sup>[14]</sup>,而杜勇等指出CEO的金融背景会通过过度自信提高金融化<sup>[15]</sup>,赵彦锋发现实际控制人的境外居留权会加剧金融化<sup>[16]</sup>。基于内部治理影响因素的研究结论较为一致,其中Crotty的观点具有代表性,即股东追求企业价值最大化、高管追求短期业绩是驱动金融化的底层因素<sup>[17]</sup>。

目前关于国有股权参股的经济后果集中于国有资本给民营企业带来的“资源效应”与“治理效应”。从“资源效应”来看,Wang等认为,国有资本与政府的天然关联能给民营企业带来融资优势、税收优惠及政策性补贴等各种稀缺资源<sup>[18]</sup>,而李文贵和余明桂则发现国有股权亦能够加强对私有产权的保护力度<sup>[19]</sup>。从“治理效应”来看,余汉等指出,国有股东能够通过委派董事、在股东大会中设置否决制投票以及通过国有资产管理机构进行监督等方式重构参股民营企业的内部复杂控制权结构,改善企业的信息环境<sup>[20]</sup>,从而提高企业治理水平。

国有股权参股亦会影响民营企业投融资行为。从投资来看,罗宏和秦际栋提供了国有参股能够增加家族企业创新投入的证据<sup>[21]</sup>,李增福等发现国有股权能够提升民营企业投资效率<sup>[22]</sup>,而赵晓阳和衣长军发现引入国资能够降低金融资产水平<sup>[4]</sup>;就融资而言,宋增基等发现,国有股权能够增加民营企业的融资便利性,缓解企业的融资约束<sup>[23]</sup>;就对参股企业的经营业绩影响来看,郝阳和龚六堂研究指出,国有股权通过减轻税负与缓解融资约束进而提升参股民营企业的绩效<sup>[24]</sup>。

综上,金融化影响因素以及国有股权参股民营企业经济后果的研究较为丰富,但是仍存在以下不足:第一,“脱虚向实”衡量方法存在偏颇。现有大多文献把抑制企业金融化视为“脱虚向实”,然而作为单维、静态指标,金融化无法准确衡量企业“脱虚向实”程度,原因是降低金融资产仅能反映“脱虚”,并不一定会增加实体投资。因此,关键变量衡量方法的不足可能得出偏颇的结论。第二,从异质性股东角度探究企业“脱虚向实”影响因素的文献缺乏。虽然已有文献研究多个大股东股权结构对金融化的抑制作用,但其尚未区分大股东的异质性,且金融化并不等同于“脱虚向实”。国有与非国有股东经营目标上的差异决定了参股民营企业的特殊性,探究这两种异质性股东对于企业“脱虚向实”的影响更有助于深化股权结构影响投资决策的机理。第三,国有参股股东影响民营企业行为机制认识不足。国有股权通过资源效应与治理效应影响参股民营企业的投资决策,现有研究主要关注国有股东对企业内部产生的直接治理效果,而忽视了引入国有股权同时也能传递积极信号,吸引外部分析师关注,具有强化外部监督与治理的效应。

### 三、理论分析与研究假设

#### (一) 国有股权与民营企业“脱虚向实”

股东资源理论认为,异质股东向企业投入财务资源的同时连带投入非财务资源,资源效应与治理效应是异质性股东提升企业绩效的两条路径。资源效应保障民营企业“脱虚向实”资金支持。一方面,民营企业能够利用国有股东的隐形担保,降低自身融资成本,缓解融资约束<sup>[20]</sup>;另一方面,引入国有股权所传递的积极信号,有助于降低企业与金融机构之间的信息不对称程度,并增强外部投资者信心,缓解融资困境,为企业发展实体经济提供资源支持。同时,国有股权的治理效应会提升民营企业“脱虚向实”意愿。一方面,由于国有股权的特殊性,相比于其他企业,国有股权参股民营企业的风险承担能力更高<sup>[21]</sup>,其增加实体投资的意愿更强;另一方面,国有股东出于资产保值增值的目的会引导企业进行长期投资,抑制控股股东的机会主义行为,有效降低企业第二类代理成本,改善企业内部治理。此外,国有股权天然受到更多社会监督<sup>[25]</sup>,其参股民营企业后,外部关注亦被转移至参股民营企业。因此,参股国有股权具有的外部监督与治理强化效应在一定程度上提高企业“脱虚向实”的意愿。综合来看,国有股权不仅能给民营企业带来发展实体经济的资源效应,还能够基于股权异质性对参股企业形成治理效应,监督企业决策行为,抑制控股股东与管理层的短视倾向,增强“脱虚向实”意愿。因此本文提出假设1:

H1:在控制其他因素影响的情况下,国有股权能促进民营企业“脱虚向实”。

#### (二) 国有股权影响民营企业“脱虚向实”的机制

下面结合企业“脱实向虚”动机,从资源效应、治理效应分析国有股权影响民营企业投资结构“实”与“虚”互动的机制。

##### 1. 国有股权与资源效应

国有股权的资源效应能够弱化民营企业金融化的“蓄水池”预防性动机。在我国目前的金融环境下,民营企业不可避免地面临信贷歧视等问题,获得的信贷支持力度远不能满足自身发展的需要。基于金融资源的有限性与未来发展的不确定性,民营企业不得不预留一部分金融资产以备不时之需,从而限制了实体投资规模。国有股权参股有助于增加企业获得的信贷资源,降低民营企业的金融资产储备。一方面,基于信号理论,国有股权参股能够缓解与金融机构之间的信息不对称,向资本市场传递参股对

象具有发展潜力并获得政府认可的积极信号,在一定程度上减少信贷过程中的产权歧视,提高参股企业银行信贷资源的可得性;另一方面,基于政治关联理论,产权联结使得民营股东与国有股东形成了更为稳定的关系,这为参股企业提供“隐形担保”<sup>[26]</sup>,降低了企业的信贷风险与融资成本,使企业更容易获得信贷资源。国有股权带来的信贷资源优势,有助于提升民营企业投资实体经济的信心,弱化金融资产投资的预防性动机,促进其“脱虚向实”。因此,本文提出假设 H2a:

H2a:“资源效应”是国有股权促进参股企业“脱虚向实”的机制。

## 2. 国有股权与治理效应

治理效应能够减弱民营企业金融化的“投资替代”逐利动机。实体投资投入高、风险高、周期长,而金融投资周期短、获利快,实体投资收益率与金融投资收益率差距不断扩大。基于民营企业天然逐利性,控股股东往往不愿意进行实体投资而选择短期金融投资,形成了“投资替代”。控股股东的绝对股权优势,使其亲自出任或者向企业委派代表自身利益的高管,在决策中的“一言堂”现象明显。因此,企业投资决策主要体现控股股东利益,形成短期导向,表现为投资结构“虚化”。引入国有股权不但能直接改善企业内部治理,还能吸引外部分析师关注,加强外部监督,减少企业“投资替代”行为,促进“脱虚向实”。

从内部治理来看,一方面,国有股东参股民营企业的目的是实现国有资产的保值增值,因此,国有股东有意愿监督民营企业可能产生的短期金融投资行为。另一方面,相较于其他性质的股东,国有股东更具稀缺性,在公司治理中表现为享有超过股权比例的控制权;虽然参股比例较小,但依旧能够通过委派董事、在股东大会中设置否决制投票等方式对企业第二类代理问题进行有效制衡<sup>[27]</sup>,从而遏制企业过度金融化的短期自利行为,扩大实体投资规模。

从外部治理来看,引入国有股权会提高分析师关注。分析师关注度由分析师服务的供给与需求平衡点决定<sup>[28]</sup>。在需求层面,国有股东挑选的参股民营企业一般都是具有发展潜力的企业,基于信号传递理论,国有股权进入民营企业,向外部传递出政策导向以及可能获得政府补助的利好信息,与本身就比较优秀的民营企业形成互补效应,会吸引更多投资者。随着企业投资者的增加,其分析师利益上升,因而跟踪分析师人数增加,分析师关注度提高;在供给层面,引入国有股权有助于提高企业信息披露质量,降低分析师的关注成本与风险<sup>[29]</sup>。因此,民营企业引入国有股东能够在一定程度上吸引分析师关注。分析师通过实地调研、与高管沟通等直接方式以及发布调研报告等间接方式对企业进行监督,改善企业的信息环境<sup>[30]</sup>。对于目标企业的长期关注使它们相当于一个独特的“外部监督者”参与企业治理,运用自己的专业能力更容易发现企业的短期自利行为。同时,分析师的调研报告具备较强的影响力,通常会引起投资者的重视。企业不当行为一旦被分析师曝光,公司股价势必会受到冲击。综上,分析师关注能够约束企业过度金融化短期机会主义行为,从而引导企业注重实体投资,实现“脱虚向实”。因此,本文提出假设 H2b:

H2b:“治理效应”是国有股权促进参股企业“脱虚向实”的机制。

## 四、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

2007年我国企业会计准则进行了大幅度修订,对报表项目列报影响较大,因此,本文的样本区间设定为2008—2019年。本文以实际控制人为民营股东的公司为研究对象,实际控制人性质来自上市公司年报,年报中未披露实际控制人信息的样本,借助天眼查、企查查等网站手工收集。国有股权参股比例数据运用上市公司年报手工整理获取,其余财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。按惯例,剔除以下样本:(1)实际控制人性质不明;(2)金融行业;(3)主要数据缺失;(4)原为国有控股经股权转让后变为民营控股的企业,以保持国有股权参股的纯粹性;(5)ST以及\*ST类上市企业样本。最终获得11437

个观测样本。为消除异常值影响,本文对连续变量进行正、负1%的缩尾。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

参考郭飞等的研究<sup>[6]</sup>,被解释变量企业“脱虚向实”程度(*Vtr*)采用如下方式衡量: $Vtr = [(本年实体投资 - 上年实体投资) - (本年金融投资 - 上年金融投资)] / 总资产$ 。其中实体投资包括固定资产、在建工程、工程物资、生产性生物资产、油气资产、无形资产、开发支出以及长期待摊费用净额。为了更准确地衡量金融资产,考虑到我国上市公司从2018年开始分步实施修订后的金融工具会计准则,参考林慧婷等的研究<sup>[31]</sup>,本文根据准则实施进度调整金融资产项目,2011—2017年金融资产包括交易性金融资产、衍生金融资产、其他应收款、买入返售金融资产、一年内到期的非流动资产、其他流动资产、发放贷款及垫款、可供出售金融资产、持有至到期投资、长期股权投资、投资性房地产以及其他非流动资产,2018年金融资产在之前年度12个科目基础上加入合同资产和其他权益工具投资,而2019年金融资产再行加入应收款项融资、债权投资、其他债权投资,共计17个科目。

2. 解释变量

解释变量为国有股权参股比例,借鉴赵晓阳和衣长军的研究<sup>[4]</sup>,先筛选样本前十大股东中属于国有性质的股东,再计算相应持股比例之和,得到国有股权参股比例 *Soer*。

3. 中介变量

参考李四海等的研究<sup>[32]</sup>,资源效应用银行信贷(*Bank*)来衡量,即本年度短期与长期借款增量之和占总资产比例。治理效应包括内外两个方面:内部治理用第二类代理成本来衡量,借鉴陈克兢等的研究<sup>[33]</sup>,用其他应收款与期末总资产的比值(*Agency*)来衡量,其值越高,第二类代理问题越严重;外部治理用分析师关注度(*Ana*)来衡量,跟踪企业的分析师人数越多,其分析师关注度就越高。

4. 控制变量

本文选取公司财务层面及治理层面的影响因素为控制变量,同时也控制行业 *Ind* 和年度 *Year*,具体变量定义及衡量方法如表1所示。

表1 变量定义及测量方法

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	“脱虚向实”	<i>Vtr</i>	企业“脱虚向实”程度
解释变量	国有股权参股比例	<i>Soer</i>	前十大股东中国有股权参股比例之和
	第二类代理成本	<i>Agency</i>	其他应收款/期末总资产
中介变量	分析师关注度	<i>Ana</i>	Ln(分析师跟踪人数+1)
	银行信贷	<i>Bank</i>	本年度长、短期借款增量之和/总资产
	企业年龄	<i>Age</i>	ln(企业成立年限+1)
	企业规模	<i>Size</i>	Ln(年末总资产+1)
	资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
	企业成长性	<i>Growth</i>	(本期营业收入/上期营业收入)-1
	总资产收益率	<i>Roa</i>	净利润/总资产余额
控制变量	经营活动现金流	<i>Cf</i>	经营活动现金流量/总资产
	企业价值	<i>Tobinq</i>	企业市场价值/资产总计
	资本密集度	<i>Capital</i>	固定资产/总资产
	股权集中度	<i>Shrcr1</i>	第一大股东持股比例
	管理层持股情况	<i>Mholder</i>	管理层持股比例
	独立董事占比	<i>Mhldh</i>	独立董事人数/董事会人数
	内部控制质量	<i>Icq</i>	迪博内控质量指数
年度虚拟变量	<i>Year</i>	年度	
行业虚拟变量	<i>Ind</i>	行业	

为检验国有股权参股对企业“脱虚向实”的影响,本文建立模型(1):

$$Vtr_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Soer_{i,t-1} + \sum controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中,考虑到引入国有股权可能并不会在当年就对被参股企业产生影响,将解释变量滞后一期。回归结果主要关注  $\alpha_1$  的正负及显著性,根据理论分析,预期  $\alpha_1$  显著为正,即引入国有股权能促进民营企业“脱虚向实”。

为检验影响机制,本文采用中介检验三步法,在模型(1)的基础上构建模型(2)和模型(3):

$$Med_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Soer_{i,t-1} + \sum controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Vtr_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Soer_{i,t-1} + \gamma_2 Med_{i,t} + \sum controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)、模型(3)中的 *Med* 代表中介变量,分别为银行信贷 *Bank*、第二类代理本 *Agency* 以及分析师关注度 *Ana*。

## 五、实证结果与分析

### (一) 描述性统计

表2为主要变量的描述性统计结果。其中“脱虚向实”程度 *Vtr* 的最小值为 -0.964,最大值为 1.233,中位数为 -0.004,表明样本间“脱虚向实”程度差异较大,且一半以上偏好金融投资。因此,民营企业整体存在“脱实向虚”趋势。国有股权比例最小值为 0.000,最大值为 0.131,表明国有股权持股比例在民营企业之间存在明显差异。其他变量统计结果与相关研究基本一致。

未报告的主要变量相关系数显示,国有股权比例与企业“脱虚向实”的 Spearman 相关系数、Pearson 相关系数分别为 0.036,0.044,且在 1% 水平上显著,初步表明国有股权与企业“脱虚向实”显著正相关。此外,变量之间的相关系数绝对值均小于 0.5,表明不存在严重的多重共线性问题。

### (二) 主回归结果与分析

表3的列(1)至列(3)为假设  $H_1$  的回归结果。列(1)为单变量回归结果,列(2)为控制行业、年度效应但未加入控制变量的回归结果,列(3)为加入控制变量以及控制行业年度效应后的回归结果。列(1)至列(3)中解释变量国有股权比例 *L. Soer* 的回归系数分别为 0.2323、0.1773、0.1885,均在 1% 水平上显著为正,支持了假设  $H_1$ ,即国有股权能够促进民营企业“脱虚向实”。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 更换被解释变量衡量方式

借鉴郭飞等的研究<sup>[6]</sup>,重新定义被解释变量“脱虚向实”。当企业为实体投资率增加,金融投资率下降、实体投资率增加值高于金融投资率增加值以及实体投资率下降值低于金融投资率下降值三种情况出现时,视为企业“脱虚向实”,定义 *Vtr\_dummy* = 1,其余为 0。更换被解释变量后的回归结果见表3列(4),解释变量的回归系数为 1.0632,在 1% 的水平上显著为正。因此,改变被解释变量衡量方法,国有股权与企业“脱虚向实”正向关系不受影响。

表2 主要变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Vtr</i>	11437	-0.006	0.116	-0.964	-0.004	1.233
<i>Soer</i>	11437	0.004	0.018	0.000	0.000	0.131
<i>Age</i>	11437	2.666	0.421	0.693	2.708	3.761
<i>Size</i>	11437	21.779	1.036	19.544	21.672	24.867
<i>Lev</i>	11437	0.372	0.190	0.043	0.359	0.839
<i>Growth</i>	11437	0.222	0.427	-0.558	0.148	2.885
<i>Roa</i>	11437	0.047	0.053	-0.184	0.045	0.209
<i>Cf</i>	11437	0.046	0.070	-0.175	0.045	0.249
<i>Tobinq</i>	11437	2.176	1.287	0.951	1.760	8.171
<i>Capital</i>	11437	0.192	0.132	0.002	0.170	0.569
<i>Shrer1</i>	11437	0.385	0.154	0.098	0.371	0.776
<i>Mholder</i>	11437	0.216	0.217	0.000	0.150	0.740
<i>Mhldh</i>	11437	0.377	0.052	0.333	0.333	0.571
<i>Icq</i>	11437	6.415	0.699	0.000	6.511	6.713

表3 国有股权与民营企业“脱虚向实”回归结果

变量	(1) <i>Vtr</i>	(2) <i>Vtr</i>	(3) <i>Vtr</i>	(4) <i>Vtr_dummy</i>	(5) <i>Vtr</i>	(6) <i>Vtr</i>
<i>L. Soer</i>	0.2323 *** (3.83)	0.1773 *** (2.91)	0.1885 *** (3.10)	1.0632 *** (4.24)		0.1688 *** (2.64)
<i>L. Soe</i>					0.0148 *** (4.18)	
<i>-cons</i>	-0.0071 *** (-6.41)	-0.0216 *** (-2.73)	0.0387 (1.16)	0.6631 *** (4.36)	0.0447 (1.34)	0.0194 (0.55)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11437	11437	11437	11437	11437	10316
<i>r2_a</i>	0.0012	0.0312	0.0424	0.0443	0.0428	0.0408

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

2. 更换解释变量

参考赵晓阳和衣长军的研究<sup>[4]</sup>,当前十大股东中含有国有股东时,定义  $Soe = 1$ , 否则为 0。更换解释变量后的回归结果见表 3 列(5),更换的解释变量  $L. Soe$  的回归系数为 0.0148,仍在 1% 水平上显著,前文结论稳健。

3. 改变样本选择区间

考虑到 2008 年金融危机以及 2015 年股灾对企业金融资产投资的影响,剔除这两年的样本,重新对模型(1)回归,结果见表 3 列(6),国有股权  $L. Soer$  的回归系数为 0.1688,在 1% 水平上显著。

(四) 内生性检验

1. PSM 回归

由于国有股权参股民营企业并非随机,上述结论会受样本自选择影响。为缓解这一影响,本文采用倾向匹配得分法对样本进行重新筛选,方法如下:以所有控制变量为配对变量,并采取有放回的最近邻 1:1 进行匹配,同时加入半径限定,只有匹配值小于 0.05 才选择此样本,未报告的样本匹配结果显示:(1)相关变量的标准化偏差(% bias)均小于 10%,匹配效果较好;(2)匹配前后样本的控制变量不存在显著性差异,通过平衡性检验;(3)ATT 的估计结果在 5% 的水平上显著(t 值为 2.12)。最后对筛选出的样本进行重新回归,回归结果如表 4 列(1)所示。国有股权参股比例  $L. Soer$  回归系数为 0.1519,仍然在 5% 的水平上显著。因此,在控制样本自选择之后,结论依然稳健。

2. 工具变量法

国有资产出于增值保值目的,国有股东更青睐“脱虚向实”程度高的企业,从而导致国有股权参股比例更高,因此,主回归结论可能受反向因果关系的影响。为了缓解由此产生的内生性问题,参考李增福等的做法<sup>[22]</sup>,本文以上年度该民营企业所在二级行业的国有股权参股比例均值作为工具变量进行两阶段(2SIs)回归。该工具变量 Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量为 88.347,拒绝弱工具变量假设;Kleibergen-Paaprk LM 统计量为 54.885,拒绝识别不足假设。表 4 列(2)显示,第一阶段  $IV$  的回归系数为 0.9556,在 1% 水平上显著,表明工具变量与解释变量高度相关。表 4 列(3)显示,第二阶段  $L. Soer$  的回归系数为 0.7223,在 10% 水平上显著。因此,在使用工具变量控制可能存在的内生性问题后,国有股权与企业“脱虚向实”的正向关系依旧成立。

3. 双重差分检验

为了缓解样本选择偏误潜在的内生性问题,本文借鉴李增福等的研究<sup>[22]</sup>,构建多期 DID 模型(4)进行检验:

$$Vir_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Change_{i,t-1} + \delta_2 Treat_i + \sum controls + \sum Ind + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

本文以样本期间内不存在国有参股股东的民企为控制组,样本期间从没有国有股东变为有国有参股股东的民营企业为处理组, $Treat$  为是否为处理组的哑变量,是为 1,否则为 0; $Change$  为是否存在国有股东的哑变量,存在为 1,否则为 0。为了减少国有股东多次变更造成的噪声影响,仅考虑第一次股东变更的时间。回归结果如表 4 列(4)所示, $Change$  的回归系数为 0.0295,在 1% 水平上显著,说明使用 DID

表 4 内生性检验结果

变量	(1)PSM 回归	(2)工具变量法 第一阶段	(3)工具变量法 第二阶段	(4) DID 检验
	$Vtr$	$L. Soer$	$Vtr$	$Vtr$
$L. Soer$	0.1519 ** (2.04)		0.7223 * (0.375)	
$IV$		0.9556 *** (0.041)		
$Change$				0.0295 *** (3.23)
$Treat$				-0.0417 *** (-5.53)
$-cons$	0.0798 (0.88)	-0.0023 (0.005)	-0.0159 (0.040)	0.0233 (0.57)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Ind$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	1826	8,994	8,994	8479
$r2\_a$	0.0362	0.071	0.029	0.0514

后基本回归结果依然成立。

## 六、作用机制检验

为检验国有股权影响参股企业“脱虚向实”的机制,下文基于理论分析从国有股权的资源效应与治理效应两个维度展开,分别使用模型(2)与模型(3),并结合模型(1)的回归结果进行分析。

### (一) 资源效应

表5列(1)、列(2)为银行信贷的中介检验结果。列(1)中,*L. Soer*的回归系数为0.0650,在5%的水平上显著,表明引入国有股权确实会增加企业的信贷资源,资源效应成立;但列(2)中*Bank*的回归系数为0.0102,并不显著,且sobel检验中Z统计量为0.5331,未通过显著性检验。结果显示,资源效应的中介效应不成立,即拒绝假设H2a。以上结果表明,国有股权确实增加了参股民营企业的信贷资源,但获得信贷资源后,参股企业并没有增加实体投资、提高“脱虚向实”程度。可能的原因在于民营企业“脱实向虚”的动机主要是逐利动机而非预防动机,这一观点获得我国主流文献支持<sup>[2]</sup>。由于实体经济投资回报期限长、成本高,且金融投资收益率与实体投资收益率差距不断扩大,民营企业为了追求利益最大化,更偏好于投资回报期限短、更具灵活性并且利润高的金融投资,进行跨行业套利。由此可见,国有股东带来的信贷资源优势并不能削弱民企的逐利动机,资源效应不是国有股东促进参股企业“脱虚向实”的机制。

### (二) 治理效应

表5列(3)、列(4)为内部治理变量第二类代理成本的中介效应检验结果。列(3)为模型(2)国有股权与第二类代理成本的回归,结果显示国有股权*L. Soer*的回归系数为-0.0223,在10%水平上显著为负,表明国有股权参股降低了民营企业的第二类代理成本;列(4)为模型(3)的检验结果,其中第二类代理成本的回归系数为-0.6309,在1%水平上显著,表明第二类代理成本越高,企业“脱虚向实”程度越低,国有

表5 国有股权影响“脱虚向实”作用机制检验结果

变量	(1) <i>Bank</i>	(2) <i>Vtr</i>	(3) <i>Agency</i>	(4) <i>Vtr</i>	(5) <i>Ana</i>	(6) <i>Vtr</i>
<i>L. Soer</i>	0.0650 ** (2.06)	0.1879 *** (3.09)	-0.0223 * (-1.89)	0.1744 *** (2.82)	1.0607 * (1.93)	0.1836 *** (3.01)
<i>Bank</i>		0.0102 (0.45)				
<i>Agency</i>				-0.6309 *** (-8.46)		
<i>Ana</i>						0.0051 *** (4.24)
<i>-cons</i>	-0.0356 * (-1.93)	0.0391 (1.17)	0.0229 ** (2.01)	0.0532 (1.58)	-12.0917 *** (-24.49)	0.1010 *** (2.70)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11437	11437	11437	11437	11380	11380
<i>r2_a</i>	0.1980	0.0424	0.1620	0.0525	0.4205	0.0434

股权*L. Soer*的回归系数为0.1744,依旧在1%水平上显著,表明第二类代理成本在国有股权促进企业“脱虚向实”中起部分中介作用。

表5列(5)、列(6)为分析师关注度的中介效应检验结果。列(5)显示,国有股权*L. Soer*与分析师关注*Ana*的回归系数为1.0607,在10%的水平上显著为正,表明国有股权参股会增加分析师关注;列(6)显示,*Ana*回归系数为0.0051,在1%水平上显著,这表明分析师关注度越高,民营企业“脱虚向实”水平越高,并且国有股权*L. Soer*的回归系数与主回归相比有所下降,由此可见,分析师关注是国有股权促进企业“脱虚向实”的中介变量。假设H2b得到支持。

## 七、进一步研究

内部治理直接影响代理成本,而外部环境会影响国有股东参与治理的“意愿”。因此,内部治理与外部环境会影响国有股权对参股企业的治理效应。为了进一步验证国有股权治理效应这一作用机制,



本文从内部控制质量与市场化程度考察国有股权参股治理效应的异质性,以深化国有股权作用环境的认识。

### (一) 内部控制质量

内部控制是重要的内部治理环境。内控制度作为企业内部一项具备监督与约束功能的制度,能够有效降低企业的第二类代理成本<sup>[34]</sup>。高质量的内控制度能够实现对企业内部风险的监控,弱化企业“脱实向虚”的逐利动机,引导其发展主业,促进投资结构“脱虚向实”。在企业内控质量高时,内部控制本身就能纠偏投资结构,这会限制国有股权积极作用的发挥。因此,本文预期国有股权促进参股企业“脱虚向实”的作用在内控质量低的样本中更显著。借鉴黄政等的研究<sup>[35]</sup>,本文根据迪博内部控制指数行业年度均值将样本分为内部控制质量高低两组,用模型(1)回归,结果见表6列(1)、列(2)。内控质量较低组,国有股权 *L. Soer* 的回归系数在1%水平上显著为正;内控质量较高组,国有股权 *L. Soer* 的回归系数虽然为正,但是不显著,表明国有股权治理与内部治理存在替代效应,即在内控质量较低时,国有股权促进民营企业“脱虚向实”的效果更显著。

### (二) 市场化程度

市场化程度是影响公司治理的外部因素。市场化程度越高,中小股东利益保护力度越大,国有股东参与企业治理成本越低,其参与民营企业治理的“意愿”越强烈,治理效果越好。因此,预期在市场化程度高的地区,国有股权对民营企业金融化的治理效应更显著。本文采用王小鲁等编制的《中国分省份市场化进程报告(2018)》中市场化指数衡量地区市场化程度,按照年度省份中位数将样本分为市场化程度高与低两组,回归结果如表6列(3)、列(4)所示。市场化程度高的样本,国有股权 *L. Soer* 回归系数依旧在5%水平上显著;市场化程度低的样本,国有股权 *L. Soer* 回归系数不显著,与预期一致,即在市场化程度高的环境下,国有股权促进民营企业“脱虚向实”的效果更显著。

表6 内外部环境异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	内控质量低	内控质量高	市场化程度低	市场化程度高
<i>L. Soer</i>	0.2751 *** (3.20)	0.0963 (1.09)	0.1205 (1.31)	0.2145 ** (2.25)
<i>_cons</i>	0.0457 (0.91)	0.2426 (0.98)	0.0888 (1.36)	0.0356 (0.86)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5583	5854	3477	7960
<i>r2_a</i>	0.0454	0.0427	0.0571	0.0349

## 八、结论性评述

以我国2008—2019年沪深两市的民营公司为研究对象,本文考察了国有股权对民营企业“脱虚向实”的影响,形成以下结论:(1)国有股权能够促进民营企业“脱虚向实”,即国有股权有利于参股民营企业改善投资结构,将金融投资转入实体投资,通过更换核心变量、改变样本选择区间等稳健性检验以及PSM回归、工具变量法、DID模型等内生性检验,结论保持不变。(2)作用机制检验显示,治理效应是国有股权促进企业“脱虚向实”的影响机制,即国有股权参股通过降低第二类代理成本、提高分析师关注度从而促进参股民营企业“脱虚向实”;而国有股权的资源效应在“脱虚向实”中并未发挥作用,从侧面佐证民营企业“脱实向虚”的逐利动机;(3)内外部环境对国有股权与民营企业“脱虚向实”具有调节影响,即在内部控制质量低以及市场化程度高的环境中,国有股权的促进作用更显著,由此可以看出,一方面,国有股权能够弥补内部控制质量的不足,另一方面,国有参股股东治理效应的发挥需要较程度的外部市场化环境。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:(1)发挥国有股东的治理效应。基于企业“脱虚向实”,本文提供了国有股权双重“治理效应”的证据,即国有股权参股不仅能够发挥自身超出持股比例的“强”治理效应,还能够利用信号传递吸引分析师关注,强化外部监督与治理,因此,引入国有股东的民营企业应积极发挥其治理效应。(2)形成内外部治理合力。研究表明,内部控制与国有股权在治理中具有替代

作用,而良好的市场环境是国有股权发挥治理效应的基础。因此,一方面,民营企业需完善内控制度,从根源上防止“脱实向虚”潜藏的财务风险;另一方面,政府应持续推进市场化建设,提升市场化程度,优化营商环境,形成内外合力,完善公司治理。(3)持续推进“反向混改”。反向混合所有制改革是我国混合所有制经济的重要实现形式,既扩大了国有经济的影响力、控制力,又为民营经济注入新的发展动力。与参与国有企业的“正向混改”相比,民营企业引入国有股东具有更高的积极性,因此更容易推进,并且“反向混改”的积极效应逐步显现,在“坚持两个不动摇”的背景下,“反向混改”必将成为下一阶段混合所有制改革的重要方向。

研究不足与努力方向:(1)未涉及国有股东权力配置的影响。本文仅提供了国有股权能够在民营企业发挥“强”治理效应的初步证据,尚未涉及国有股东参与民营企业治理的具体形式,例如委派董事、监事及高级管理人员等。(2)未区分不同类型国有股东的影响。不同类型国有股东的资源不同,参股民营企业动机亦存在差异,今后可以结合国有股东层级与动机探究其影响参股企业投资行为的差异。(3)拓展国有股权影响参股民营企业高质量发展视角的研究。“反向混改”促进民营企业高质量的研究尚处于起步阶段,而高质量发展具有多个维度,本文仅提供了其促进“脱虚向实”的证据。后续可以基于共同富裕战略对微观企业“做大蛋糕”与“分好蛋糕”的内在要求,探讨国有股权对民营企业全要素生产率、劳动收入份额、内部收入差距以及公益捐赠的影响,以拓展国有股权助力民营企业高质量发展的研究视角。

#### 参考文献:

- [1] 于建玲,佟孟华,朱泽君. 企业金融化对财务风险的影响——基于经济政策不确定性的调节效应研究[J]. 国际金融研究,2021(10):88-96.
- [2] 张成思,张步县. 中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J]. 经济研究,2016(12):32-46.
- [3] 刘惠好,焦文妞. 国有股权参股、融资约束与民营企业金融资产投资[J]. 现代经济探讨,2022(4):70-82.
- [4] 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(7):61-74.
- [5] 徐光伟,孙铮,刘星. 经济政策不确定性对企业投资结构偏向的影响——基于中国 EPU 指数的经验证据[J]. 管理评论,2020(1):246-261.
- [6] 郭飞,马睿,谢香兵. 产业政策、营商环境与企业脱虚向实——基于国家五年规划的经验证据[J]. 财经研究,2022(2):33-46.
- [7] 李小林,徐庆美,司登奎,等. 资本市场开放与企业投资结构偏向——来自“沪深港通”的经验证据[J]. 财经研究,2021(12):108-121.
- [8] 彭超超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济,2018(1):137-155.
- [9] 陈春华,曹伟,曹雅楠,等. 数字金融发展与企业“脱虚向实”[J]. 财经研究,2021(9):78-92.
- [10] 黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济,2017(9):5-24.
- [11] 苏治,方彤,尹力博. 中国虚拟经济与实体经济的相关性——基于规模和周期视角的实证研究[J]. 中国社会科学,2017(8):87-109.
- [12] 赵彦锋,王桂祯,胡著伟. 多个大股东能抑制实体企业金融化吗? [J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022(1):81-99.
- [13] 曹丰,谷孝颖. 非国有股东治理能够抑制国有企业金融化吗? [J]. 经济管理,2021(1):54-71.
- [14] 龚光明,肖冰瑜. 海外背景董事与实体企业金融化[J]. 工业技术经济,2020(9):121-129.
- [15] 杜勇,谢瑾,陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济,2019(5):136-154.
- [16] 赵彦锋. 实际控制人境外居留权会加剧实体企业金融化吗? [J]. 中南财经政法大学学报,2021(2):65-78.
- [17] Crotty J. The neoliberal paradox: The impact of destructive product market competition and impatient finance on nonfinancial corporations in the neoliberal era[J]. Review of Radical Political Economics, 2003,35(3): 271-279.
- [18] Wang R, Wang F, Xu L, et al. R&D expenditures, ultimate ownership and future performance: Evidence from China[J]. Journal of Business Research, 2017, 71: 47-54.
- [19] 李文贵,余明桂. 产权保护与民营企业国有化[J]. 经济学(季刊),2017(4):1341-1366.
- [20] 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.

- [21] 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.
- [22] 李增福, 云锋, 黄家惠, 等. 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.
- [23] 宋增基, 冯莉茗, 谭兴民. 国有股权、民营企业参政与企业融资便利性——来自中国民营控股上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2014(12): 133 - 147.
- [24] 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.
- [25] 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(9): 143 - 159.
- [26] 孙铮, 李增泉, 王景斌. 所有权性质、会计信息与债务契约——来自我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2006(10): 100 - 107.
- [27] 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.
- [28] Bhushan R. Firm characteristics and analyst following[J]. Journal of accounting and economics, 1989, 11(2-3): 255 - 274.
- [29] 钟凯, 董晓丹, 陈战光. 业绩说明会语调与分析师预测准确性[J]. 经济管理, 2020(8): 120 - 137.
- [30] Yu F F. Analyst coverage and earnings management[J]. Journal of financial economics, 2008, 88(2): 245 - 271.
- [31] 林慧婷, 何玉润, 刘金雅. 财务报告问询函压力与企业金融化[J]. 会计研究, 2021(9): 65 - 76.
- [32] 李四海, 邹萍, 宋献中. 货币政策、信贷资源配置与金融漏损——来自我国上市公司的经验证据[J]. 经济科学, 2015(3): 77 - 88.
- [33] 陈克兢. 非控股大股东退出威胁能降低企业代理成本吗[J]. 南开管理评论, 2019(4): 161 - 175.
- [34] 杨德明, 林斌, 王彦超. 内部控制、审计质量与大股东资金占用[J]. 审计研究, 2009(5): 74 - 81.
- [35] 黄政, 吴国萍. 内部控制质量与股价崩盘风险: 影响效果及路径检验[J]. 审计研究, 2017(4): 48 - 55.

[责任编辑: 黄 燕]

## Can State-owned Equity Promote Private Enterprises to Shift from Virtual to Real Investment?

ZHAO Yanfeng, WANG Guizhen, HU Zhuwei

(School of Accounting, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

**Abstract:** Based on the resource and governance effects of “reverse mixed ownership reform”, this paper examines the impact of state-owned equity on private enterprises and its mechanism, and forms the following conclusion: state-owned equity can promote private enterprises to shift the investment structure from virtual to real; The mechanism test shows that the governance effect, that is, reducing the cost of the second type of agency and increasing the analysts focus, is the path of state-owned equity to promote private enterprises to shift the investment structure from virtual to real rather than the resource effect, indicating that state-owned equity mainly plays the function of “detaching the investment structure from virtual to real” by weakening the profit-seeking motivation; Heterogeneity analysis shows that among the samples with lower internal control quality and higher marketization degree environment, the promotion effect of state-owned equity is more significant. This paper not only enriches the research on the driving factors of enterprises shifting the investment structure from virtual to real and the economic consequences of “reverse mixed ownership reform”, but also has significant reference for guiding private enterprises to use state-owned capital to develop the real economy.

**Key Words:** reverse mixed ownership reform; state-owned equity; the investment structure shift from virtual to real; second type of agency cost; analyst focus; mixed-ownership reform; financialization of enterprise