

国资监管体制改革与国有企业投资效率

任广乾¹ 景曼¹ 刘莉²

(1. 郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001; 2. 河南工业大学 管理学院, 河南 郑州 450001)

摘要: 国资监管体制已由“管资产与管人管事相结合”的模式向以“管资本”为主的模式转变, 这为国有企业的高质量发展提供了制度保障。本文以 2009—2019 年中国沪深 A 股上市国有企业为样本, 实证检验国资监管体制改革对国有企业投资效率的影响。研究表明, 国资监管体制改革显著提升了国有企业投资效率, 代理成本降低与政府干预弱化在其中发挥了中介作用。进一步研究发现, 政府治理水平在国资监管体制改革与国有企业投资效率之间具有正向调节作用。异质性分析发现, 在非西部地区 and 金字塔层级低的国有企业中, 国资监管体制改革对其投资效率的提升作用更显著。经济后果检验表明, 国资监管体制改革通过提高国有企业投资效率提升了国有企业价值。研究结论为进一步深化国资国企改革提供了经验证据。

关键词: 政府治理; 国资监管体制改革; 国有资本投资运营公司; 国有企业; 投资效率

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2024)04-0043-13

一、引言

党的二十大报告指出:“深化国资国企改革, 加快国有经济布局优化和结构调整, 推动国有资本和国有企业做强做优做大, 提升企业核心竞争力。”投资对于推动我国经济高质量发展贡献巨大^[1], 作为国民经济支柱的国有企业投资更是发挥了举足轻重的作用。然而, 国有企业由于承担部分社会职能, 经营目标要兼顾社会利益, 所以在投资过程中对效率的关注相对民营企业较低。同时, 政企不分、所有者缺位和内部人控制等问题诱发了国有企业的非效率投资行为, 导致国有企业投资效率低下^[2]。国有企业作为我国经济建设主体, 其投资行为直接关系到国有经济竞争力的提升以及国有资本功能的放大^[3], 投资效率低下不仅会导致经济发展的不可持续, 同样也为国有企业的高质量发展埋下隐患^[4]。因此, 如何完善国资管理体制、改善国有企业治理结构以提高投资效率成为新时代国有企业全面深化改革的重点。

国资监管体制改革作为国有企业改革的核心内容, 是优化国有企业治理结构和提升投资决策质

收稿日期: 2023-11-13

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“政府激励行为下混合所有制改革的模式选择及治理机制优化研究”
(22AGL017)

作者简介: 任广乾(1982—), 男, 河南商丘人, 郑州大学商学院教授, 博士生导师;

景曼(2000—), 女, 河南郑州人, 郑州大学商学院硕博连读生, 本文通讯作者;

刘莉(1990—), 女, 河南周口人, 河南工业大学管理学院讲师。

量的重要制度之一^[5]。改革开放之后,我国通过设立国资委形成了以“管企业”为主的国资监管体制,但由于国资委同时作为国有企业的出资者、监督者和管理者,出现了政企不分和腐败频发等诸多问题^[6]。在此背景下,2013年党的十八届三中全会明确提出以“管资本”为主加强国有资产监督,随后国资委在中粮集团等国企开展国有资本投资公司改革试点,标志着以“管资本”为主的国资监管体制改革拉开序幕^[7]。国有资本投资公司和国有资本运营公司(以下简称为“两类公司”)的设立是完善国有资产管理体制的创新性举措,其作为国资委监管国有企业的中间环节,既是“人格化积极股东”的市场代表,也是政府与企业一臂之距的关键^[8]。随着改革的不断推进与深入,“两类公司”成为国资国企改革的重要助推器,探讨其对国有企业的影 响逐渐成为学术界的研究热点。已有文献从多个角度探讨了国资监管体制改革的 经济后果,研究发现“两类公司”通过实现国资委出资人职能与监管者职能的分离^[9],显著提升了 国有企业的全要素生产率^[7]、创新水平^[9]、市场绩效^[10]等,为国有企业的高质量发展奠定了基础。那么,以“管资本”为主的新型国资监管体制能否提升国有企业投资效率?如果能,其中的作用机制又是什么?进一步来说,政府治理水平会对两者之间的关系产生何种影响?地理位置和金字塔层级的异质性又会产生何种差异化结果?改革的经济后果如何?回答这些问题对于进一步深化国资国企改革、实现国有资产保值增值进而促进国有企业高质量发展至关重要。

基于上述研究背景,本文以 2009—2019 年中国沪深 A 股上市国有企业为研究样本,采用 DID 双重差分法进行实证研究,探讨国资监管体制改革对国有企业投资效率的影响。与现有文献相比,本文的创新和贡献主要体现在以下三个方面。(1)丰富了国资监管体制改革经济后果的文献研究。本文将国家宏观经济政策与企业微观经济活动联系在一起,实证检验了国资监管体制改革的 经济后果,即通过降低代理成本和弱化政府干预显著提升了国有企业投资效率,且能够通过提高国有企业投资效率提升国有企业价值,研究结论为进一步深化国资国企改革提供了经验依据。(2)拓展了国有企业投资效率影响因素的文献研究。已有文献大多聚焦于股权结构变化对国有企业投资效率的影响^{[2][11]},本文则以政策改革为出发点,深入探讨国资监管体制改革对国有企业投资效率的影响,并从企业所在地区和金字塔层级异质性的角度证实了国资监管体制改革对不同国有企业投资效率的影响并不一致,为研究国资监管体制改革的差异化效果提供了思路。(3)完善了政企关系的理论研究框架。本文引入政府治理水平这一外部因素,将政企关系纳入国有企业投资效率的理论分析范畴,深入探讨政府治理水平在国资监管体制改革与国有企业投资效率之间存在的调节作用,为研究政府行为的经济效应提供了微观证据。

二、理论分析与研究假设

沿袭法与金融学派中“制度—结构—行为—绩效”的研究思路,目前已有文献对国有企业投资效率低下原因的研究可以分为两类。第一类是企业内部代理问题。由于国有企业长期处于所有者缺位和一股独大状态,内部人控制现象严重^[2],加上经理人员的准官员身份特征,国有企业往往承担着一定的社会职能,进而在投资行为上有所偏差,导致国有企业投资效率低下。第二类是外部市场主体的干预。作为外部市场环境的核心因素,地方政府在经济转型与发展中扮演着“掠夺之手”和“扶持之手”的双重角色,在给国有企业带来资源优势的同时也伴随着政府干预和政策性负担,弱化了企业对经济目标的追求,导致国有企业投资效率低下^[12]。因此,从内部缓解委托代理问题以降低代理成本以及从外部弱化政府干预是提升国有企业投资效率的关键。由于国有资本的天然属性以及防止资本流失的要求,我国逐步形成了“国资监管机构—国有资本投资运营公司—国有企业”的新型国资监管体制,使得国有企业逐步实现了政企分离,并加强了国有资产所有者的责任^[3],较大程度改善了国有企业投资效率不高的现象。

第一,国资监管体制改革能够通过降低代理成本提高国有企业投资效率。一方面,委托代理理论认为,由于委托人与代理人利益的 不一致加上缺乏有效的监督机制,代理人出于自身利益考

虑会产生机会主义行为,进而损害委托人利益。在国有企业内部,所有权与经营权的分离导致股东和管理层的利益不一致^[13],容易诱发经理人员的机会主义行为。国资监管体制改革提出的政府直接授权模式,由原先的“政府—国有资产监管机构—国有资本投资运营公司”三级授权模式转变为“政府—国有资本投资运营公司”两级授权模式,这种新型的政府直接授权模式减少了国有企业内部的委托代理层级^[3],使股东能够通过股东大会表决、委派董监高等用手投票的方式积极行使自身权利,进而对高管形成监督制衡,降低信息不对称和交易成本,提高国有企业投资效率。另一方面,现代产权理论认为,产权明晰是决定企业经营业绩的关键。国资监管体制改革设立的“两类公司”,以全新的“人格化积极股东”身份出现在所投资的国有企业中,弥补了国有企业长期以来的所有者缺位缺陷^[14],使国有企业的产权结构得到明晰。此时,基于出资者财务理论,“两类公司”会积极履行出资者职能,以实现国有资本保值增值为核心目标来监督约束管理层的代理行为^[3],并建立科学的出资者治理机制,促使管理层做出更加科学合理的投资决策^[5],抑制国有企业的非效率投资行为,提高国有企业投资效率。

第二,国资监管体制改革能够通过弱化政府干预提高国有企业投资效率。在产权与经营权不清晰以及地方政府的行政干预背景下,国有企业可能会承担超额的社会任务,进而限制企业自主经营权,降低其市场适应性,导致国有企业投资效率低下^[2]。一方面,“两类公司”的设立厘清了监管者、资产所有者和国有企业之间的关系,界定了三者的职责边界^[9]。原先以“管资产”为主的国资监管机构兼具出资人与监管者的双重职责,保留着直接干预、行政色彩浓厚和以“管资产”为主的监管偏好,这种干预模式容易产生有责任时推诿的出资人缺位和有利益时争夺的出资人越位现象^[15],而以“管资本”为主的新型国有资产监管体系从结构框架上实现了由政府直接管理国有企业到授权“两类公司”管理国有企业的转变,削弱了政府对国有企业的直接干预,进而缓解了因政企不分带来的市场机制失效^[3],降低了国有企业投资行为受政策性目标影响的程度^[5],提高国有企业投资效率。另一方面,基于出资者财务理论,“人格化积极股东”为了实现国有资产的保值增值,会采取多种市场化运作的方式来提高国有企业经营效率^[3],激发国有企业自主经营权,并激励管理层通过优化投资机制更多地选择盈利性投资项目,提高国有企业投资效率。

综上所述,本文基于降低代理成本和弱化政府干预两种视角的分析,认为以“两类公司”的设立为标志的国资监管体制改革能够提升国有企业投资效率。

因此,本文提出如下假设:国资监管体制改革能够提升国有企业投资效率。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

为了排除金融危机和新冠肺炎疫情的影响,本文选取 2009—2019 年中国沪深 A 股上市国有企业为研究样本,使用 Stata16.0 统计软件进行数据的分析和处理。为保证实证结果的准确性和可靠性,对原始样本数据进行如下处理:(1)剔除金融、保险类的样本公司数据;(2)剔除 ST、*ST 类经营亏损的样本公司数据;(3)剔除变量缺失的样本公司数据;(4)剔除存在极端异常值的样本公司数据。此外,为了消除极端值对实证结果的影响,对所有连续变量进行双侧 1% 的 Winsorize 缩尾处理。最终,得到 10516 个企业一年度观测值。数据主要来源于 CSMAR 数据库和上市公司年报。

(二)变量说明与指标界定

1.解释变量:双重差分变量(DID)

2013 年党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出以“管资本”为主加强国有资产监管,随后国有企业逐步开展“两类公司”改革试点,正式拉开了新时期国资监管体制改革的序幕。借鉴肖土盛和孙瑞琦(2021)的研究^[10],本文构造双重差分变量(DID)作为国资监管体制改革的代理变量,该变量为组别虚拟变量 treated 和时间虚拟变量 time 的乘积。若国有企业的实际控制人为“两类公司”,则 treated 取值为 1,反之为 0;若样本年份在“两类公司”改

革试点当年及以后年份,则 time 取值为 1,反之为 0。综上所述,如果当年(及以后)国有企业的控股集团为“两类公司”,则 DID 取值为 1,反之取值为 0。

2.被解释变量:国有企业投资效率(Inv)

本文借鉴 Richardson(2006)的残差模型^[16],使用样本公司数据计算国有企业投资效率,记为 Inv,具体模型如下:

$$Invest_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Invest_{it-1} + \alpha_2 Growth_{it-1} + \alpha_3 Lev_{it-1} + \alpha_4 Cash_{it-1} + \alpha_5 Age_{it-1} + \alpha_6 Size_{it-1} + \alpha_7 Ret_{it-1} + \sum Industry + \sum Year + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,Invest 为企业当年的新增投资额,用固定资产、无形资产和其他长期资产等非流动资产净额与总资产的比值衡量;Growth 为企业成长机会,用企业营业收入年度增长率衡量;Lev 为企业资产负债率,用资产负债与总资产的比值衡量;Cash 为企业自由现金流,用公司经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值衡量;Age 表示公司上市年数,用企业的上市年限加 1 的自然对数衡量;Size 为企业规模,用总资产的自然对数衡量;Ret 为企业股票收益率,用每股股票收益衡量;Industry 和 Year 分别表示行业虚拟变量和年度虚拟变量, ϵ_{it} 为随机误差项。投资行为随企业生产活动不断变化,因此,模型中的解释变量均为上一年度的数据。当残差值大于 0 时,样本企业过度投资,且该残差值越大,说明样本企业的过度投资程度越大;当残差值小于 0 时,样本企业投资不足,且该残差值越小,说明样本企业的投资不足程度越大,残差值越接近于 0,企业投资效率越高。综上,模型(1)的残差绝对值越大,企业的非效率投资行为越严重,投资效率越低。

3.控制变量

为了减少其他因素对核心因果关系的影响,借鉴杨兴全等(2022)以及杨李娟和熊凌云(2023)的做法^{[9][3]},本文控制以下两类变量:第一类是公司基本特征和财务特征变量,如现金持有(Cash)、资产负债率(Lev)、资产收益率(Roa)、公司上市年数(Age)和企业规模(Size);第二类是公司治理水平变量,如第一大股东持股比例(Top_1)、独立董事比例(Indep)、董事会规模(Board)和两职合一(Dual)。此外,本文还控制了公司和年份双向固定效应。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	国有企业投资效率	Inv	模型(1)的残差绝对值
解释变量	双重差分变量	DID	如果当年(及以后)国有企业的控股集团为“两类公司”,则取值为 1,反之取值为 0
控制变量	现金持有	Cash	公司经营活动产生的现金流量净额/总资产
	资产负债率	Lev	资产负债/总资产
	资产收益率	Roa	净利润/总资产
	公司上市年数	Age	公司上市年数加 1 的自然对数
	企业规模	Size	总资产的自然对数
	第一大股东持股比例	Top_1	第一大股东持股数/总股数
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事人数
控制变量	董事会规模	Board	董事会人数的自然对数
	两职合一	Dual	董事长与总经理是同一个人则为 1,否则为 0
	公司	Company	个体虚拟变量
	年份	Year	年份虚拟变量

(三)模型构建

本文构建模型(2)来检验国资监管体制改革对国有企业投资效率的影响:

$$Inv_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \gamma_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,Inv 表示国有企业投资效率,DID 表示双重差分变量,Controls 为控制变量,i 表示公司,t 表示年份。此外, γ_i 代表公司层面的固定效应, φ_t 代表年份层面的固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项。

四、实证分析

(一)描述性统计

表 2 给出了全样本及实验组和对照组两个分组样本的变量描述性统计结果。在全样本中,被解释变量国有企业投资效率(Inv)的最小值为 0.0004,最大值为 0.2359,最大值与最小值相差较大,说明样本企业的投资效率存在较大差异;均值为 0.0350,说明样本企业存在不同程度的非效率投资,且整体投资效率有待进一步提升。双重差分变量(DID)的均值为 0.0776,与杨兴全等(2022)的研究较为一致^[9],这意味着样本期间大约有 7.76%的样本进行了国有资本投资运营公司改革试点,但整体试点工作有待继续推进。此外,其余控制变量的描述性统计结果与已有研究基本一致,未见显著差异。进一步从分组样本的描述性统计结果来看,对照组的样本数量为 9017 个,实验组的样本数量为 1499 个。国有企业投资效率变量的独立样本 T 检验在 1%水平上显著,说明国有企业投资效率(Inv)在对照组和实验组中存在明显差异,初步表明本文的假设预测较为合理。

表 2 描述性统计结果

变量	全样本 (N=10516)				对照组 (treated=0,N=9017)		实验组 (treated=1,N=1499)		T 检验
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差	
Inv	0.0350	0.0395	0.0004	0.2359	0.0345	0.0389	0.0379	0.0433	0.0022 ***
treated	0.1425	0.3496	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	—
time	0.5603	0.4964	0.0000	1.0000	0.5629	0.4961	0.5444	0.4982	—
DID	0.0776	0.2675	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.5444	0.4982	—
Cash	0.1748	0.1286	0.0094	0.6306	0.1783	0.1281	0.1538	0.1297	0.0000 ***
Lev	0.5167	0.2056	0.0787	0.9437	0.5098	0.2048	0.5583	0.2055	0.0000 ***
Roa	0.0337	0.0509	-0.1681	0.1892	0.0341	0.0510	0.0319	0.0502	0.1221
Age	2.8862	0.3197	1.7918	3.4965	2.8889	0.3176	2.8701	0.3318	0.0354 **
Size	22.7677	1.5497	20.0391	28.0909	22.6806	1.5219	23.2916	1.6115	0.0000 ***
Top_1	0.3895	0.1536	0.1135	0.7605	0.3852	0.1540	0.4158	0.1490	0.0000 ***
Indep	0.3696	0.0540	0.3000	0.5714	0.3704	0.0547	0.3650	0.0491	0.0004 ***
Board	2.2132	0.2027	1.6094	2.7726	2.2090	0.2013	2.2389	0.2088	0.0000 ***
Dual	0.1013	0.3017	0.0000	1.0000	0.1027	0.3036	0.0927	0.2901	0.2363

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二)基准回归

本文对模型(2)中的变量进行了相关性分析,各变量间的相关系数整体低于 0.3,各变量的 VIF 值均低于 2,且 VIF 平均值为 1.27,远小于 10,说明变量之间不存在共线性问题。表 3 给出了国资监管体制改革与国有企业投资效率的双重差分回归结果。由表 3 列(1)的结果可知,在仅控制公司和年份双向固定效应且未加入控制变量时,双重差分变量(DID)的回归系数为-0.0067,且在 1%的水平上显著。由表 3 列(2)的结果可知,在列(1)的基础上加入企业基本特征和财务特征等控制变量后,双重差分变量(DID)的回归系数为-0.0072,且在 1%的水平上显著。由表 3 列(3)的结果可知,在列(2)的基础上加入企业治理结构特征后,双重差分变量(DID)的回归系数为-0.0071,且在 1%的水平上显著。

以上结果表明,在逐步添加控制变量的过程中,双重差分变量(DID)的回归系数始终显著为负,即国资监管体制改革显著抑制了国有企业的非效率投资行为,提高了国有企业投资效率,支持了本文的研究假设。这可能是因为,随着国资监管体制改革的推进,作为政府与企业之间的隔离带,“两类公司”的设立弱化了政府对国有企业的直接干预,缓解了国有企业的委托代理冲突,同时“人格化积极股东”加强了对国有企业经营管理者的监督约束,抑制了国有企业的非效率投资行为,提高了国有企业投资效率。

表 3

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	Inv	Inv	Inv
DID	-0.0067 *** (-3.27)	-0.0072 *** (-3.53)	-0.0071 *** (-3.50)
Cash		-0.0108 ** (-2.08)	-0.0104 ** (-2.01)
Lev		0.0090 ** (1.98)	0.0087 * (1.91)
Roa		0.0821 *** (7.52)	0.0808 *** (7.40)
Age		-0.0098 (-1.23)	-0.0090 (-1.12)
Size		0.0076 *** (7.46)	0.0076 *** (7.34)
Top_1			0.0090 (1.31)
Indep			-0.0200 * (-1.70)
Board			-0.0039 (-0.93)
Dual			-0.0016 (-1.02)
常数项	0.0454 *** (36.82)	-0.1038 *** (-3.45)	-0.0920 *** (-2.86)
Company/Year FE	YES	YES	YES
N	10516	10516	10516
R ²	0.0294	0.0435	0.0441

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为稳健性t值，下表同。

(三)稳健性检验

1.PSM-DID 检验

为了降低企业各要素间的差异对研究结论误差以及抽样选取的影响,本文需要满足实验组和对照组是随机选择的条件。为了进一步加强实验组和对照组的筛选,参照杨兴全等(2022)的做法^[9],通过PSM模型寻找与实验组企业尽可能相似的对照组企业,然后,利用DID模型检验政策对两者影响的差异,回归结果见表4列(1)。该列显示双重差分变量(DID)的回归系数仍显著为负,即在控制企业微观层面的差异后,本文的研究结论依旧稳健。

2.替换被解释变量

为验证被解释变量的不同衡量方式是否会对回归结果产生影响,提高实证结果的可靠性,借鉴王克敏等(2017)的做法^[17],本文利用模型(3)重新计算样本企业的投资效率,记为IInv(仍使用残差绝对值衡量,残差绝对值越大代表投资效率越低),回归结果见表4列(2)。该列显示双重差分变量(DID)的回归系数仍显著为负,即在改变被解释变量衡量方式后,本文的研究结论依旧稳健。

$$IInv_{it} = \rho_0 + \rho_1 Growth_{it-1} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.剔除试点当年样本

为了避免试点当年的样本对研究结论产生干扰,本文剔除2014年的样本重新回归,回归结果见表4列(3)。该列显示剔除试点当年样本后,双重差分变量(DID)的回归系数仍显著为负,即剔除试

点当年的样本并不影响研究结论,国资监管体制改革能够持续对国有企业投资效率产生影响,再次验证了本文研究结论的稳健性。

4. 排除经济增加值业绩考核政策的干扰

2009年国务院国有资产监督管理委员会颁布实施的新版《中央企业负责人经营业绩考核暂行办法》,首次提出对中央企业负责人进行经济增加值年度业绩考核,进而规范中央企业的投资行为^[18]。该政策的实施对象为中央企业,可能会对实验结果造成干扰,因此本文将样本中的中央企业剔除重新回归,回归结果见表4第(4)列。该列显示剔除中央企业样本后,双重差分变量(DID)的回归系数仍显著为负,即在排除外生政策的干扰后,本文研究结论仍然成立。

5. 安慰剂检验

安慰剂检验是假设政策效应的年份发生变化,进而检验实证结论是否稳健的方法。为了检验国有企业投资效率是否受到2013年国资监管体制改革政策的影响,本文将政策实施的年份提前至2010年,使用国资监管体制改革之前的样本(2009—2013年)重新回归,回归结果见表4列(5)。该列显示双重差分变量(DID)的回归系数为负但不显著,说明上述构造的虚拟事件没有对实验结果造成影响,本文研究结论保持不变。

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Inv	IInv	Inv	Inv	Inv
DID	-0.0046 *	-0.0043 **	-0.0070 ***	-0.0046 *	-0.0057
	(-1.87)	(-2.15)	(-3.22)	(-1.66)	(-1.53)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.1201 **	0.0066	-0.0816 **	-0.0464	-0.2765 ***
	(-2.29)	(0.21)	(-2.46)	(-1.06)	(-3.16)
Company/Year FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	4733	10516	9592	7003	4624
R ²	0.0636	0.0488	0.0447	0.0456	0.0384

6. 平行趋势检验

双重差分模型的前提是实验组和对照组在接受处理之前满足同趋势假设。因此为了检验选取的样本是否符合平行趋势,以及排除共线性干扰,本文以试点政策实施的前一年为基期,选取国资监管体制改革政策实施前4年和后3年的数据,构建模型(4)进行事前与事后检验,检验结果见图1。

$$Inv_{it} = \delta_0 + \sum_{k=-4, k \neq -1}^3 \delta_k DID_{it} + \delta_i Controls_{it} + \gamma_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

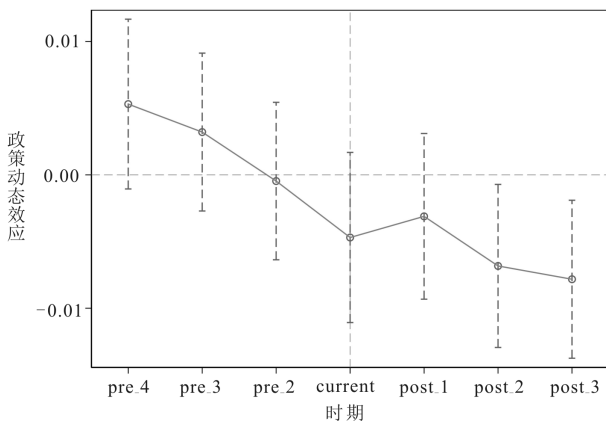


图1 平行趋势检验图

由图1的结果可知,在国资监管体制改革之前,回归系数均不显著,说明在改革试点前实验组与对照组的投资效率并没有显著差异,通过了平行趋势检验。而在试点政策实施后,实验组和对照组的投资效率虽未立即表现出差异化的发展趋势,但在试点政策实施的第二年,回归系数开始显著为负,说明国资监管体制改革提升了国有企业投资效率,且该政策效应具有滞后性。

五、机制检验

基于上文分析,本文进一步检验在国资监管体制改革提升国有企业投资效率的过程中,降低代理成本和弱化政府干预是否在两者间发挥中介作用。为此,借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的依次检验法^[19],本文在模型(2)的基础上构建模型(5)和(6)进行中介效应检验,具体模型如下:

$$Med_{it} = \eta_0 + \eta_1 DID_{it} + \eta_i Controls_{it} + \gamma_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \tag{5}$$

$$Inv_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 Med_{it} + \lambda_i Controls_{it} + \gamma_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \tag{6}$$

式(5)中,Med代表中介变量,包括代理成本和政府干预两个变量。参考肖土盛和孙瑞琦(2021)以及刘孟晖和高友才(2015)的做法^{[10][20]},本文使用两种经营费用率对代理成本(Agency)进行度量,即 Agency1=(营业费用+管理费用)/营业收入, Agency2=(销售费用+管理费用)/营业收入。同时,参考杨兴全等(2022)的做法^[9],本文使用员工人数的自然对数(Labor)来衡量国有企业承担的政策性负担,其值越大代表国有企业受到的政府干预程度越高,其余变量定义与模型(2)相同。

机制检验结果见表5。由表5列(2)(4)(6)的结果可知,双重差分变量(DID)的回归系数显著为负,表明与对照组企业相比,国资监管体制改革显著降低了国有企业代理成本,弱化了政府对国有企业的行政干预。由表5列(3)(5)(7)的结果可知,在加入中介变量后,双重差分变量(DID)的回归系数仍显著为负,但系数的绝对值有所下降,表明代理成本和政府干预在国资监管体制改革提升国有企业投资效率的过程中发挥了中介作用。

表5 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Inv	Agency1	Inv	Agency2	Inv	Labor	Inv
DID	-0.0071 *** (-3.50)	-0.0072 *** (-2.75)	-0.0068 *** (-3.33)	-0.0156 ** (-2.225)	-0.0070 *** (-3.46)	-0.0479 * (-1.88)	-0.0067 *** (-3.31)
Agency1			0.0491 *** (6.08)				
Agency2					0.0059 * (1.96)		
Labor							0.0090 *** (10.93)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.0920 *** (-2.86)	0.5415 *** (13.08)	-0.1186 *** (-3.66)	0.1937 * (1.75)	-0.0931 *** (-2.89)	-4.7519 *** (-11.81)	-0.0490 (-1.52)
Company/Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10516	10516	10516	10516	10516	10516	10516
R ²	0.0441	0.0887	0.0479	0.0142	0.0445	0.2676	0.0536
Bootstrap/Sobel Test		YES			YES		YES

六、进一步分析

(一)调节效应检验

外部治理环境会对企业的投资行为产生影响^[21]。政府作为外部治理环境的主体,不仅会通过税

收、监管等手段对企业的经营决策产生影响,还会通过控制自然资源、人力和金融资本等来影响企业的资源配置。因此,政府治理水平可能在国资监管体制改革与国有企业投资效率之间发挥调节作用。现有文献大多从政府效率、市场化程度、公平公正和清廉程度四个维度综合衡量政府治理水平^[22]。

第一,从政府效率的角度来看,当政府效率较高时,政府不仅会通过高强度和高效率的投资推动当地经济增长,还会为政策的实施提供良好的制度保障,降低国有企业的政策性负担^[22]。第二,从市场化程度的角度来看,市场化程度越高,政府对国有企业的干预程度越低,中介机构的发育水平越高,法治环境越完善。中介机构作为信息传递的桥梁,能够通过缓解信息不对称来规范国有企业的投融资行为,法律制度的完善能够提高政府的监管力度,维护国有企业的稳定运作,并提高各类经济主体在经营过程中的公平性。第三,从公平公正的角度来看,我国政府在资源方面享有天然的支配权,低质量的政府往往导致资源要素流动的不均衡^[23],政府质量的提高有利于合理配置财政资金,降低国有企业的预算软约束^[24]。第四,从清廉程度的角度来看,当政府廉洁程度较高时,国有企业无需向地方政府支付过多资金以维持关系或获取资源,进而将这部分资金用于企业的生产经营活动,提高经营效率^[25]。因此本文认为政府治理水平在国资监管体制改革提升国有企业投资效率的过程中发挥了正向调节作用。

鉴于此,本文构建模型(7)对政府治理水平的调节作用进行检验。GGI为调节变量政府治理水平,参考祁怀锦等(2019)的做法^[23],本文从政府效率、市场化程度、公平公正和清廉程度四个维度综合测算政府治理水平。模型(7)如下:

$$Inv_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 GGI_{it} + \lambda_3 DID_{it} \times GGI_{it} + \lambda_i Controls_{it} + \gamma_i + \varphi_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

表6列(1)和列(2)给出了调节效应检验结果。由结果可知,无论是否加入控制变量,双重差分变量与调节变量交乘项(DID×GGI)的回归系数始终显著为负,与解释变量的系数符号保持一致,说明政府治理水平能够强化国资监管体制改革对国有企业投资效率的提升作用。

表6 调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
	Inv	Inv
DID	-0.0069 *** (-2.94)	-0.0067 *** (-2.89)
GGI	0.0003 (0.84)	0.0003 (0.84)
DID×GGI	-0.0028 ** (-2.20)	-0.0029 ** (-2.29)
Controls	NO	YES
常数项	0.0465 *** (31.65)	-0.0431 (-1.20)
Company/Year FE	YES	YES
N	9376	9376
R ²	0.0359	0.0472

注:由于政府治理水平部分数据缺失,本部分实际回归中的观测值为9376个。

(二)异质性分析

1.地理位置的异质性

区域治理水平会影响企业的投资决策。相比西部地区,非西部地区的地理位置更好、市场化程度和经济发展水平更高、政府干预程度更低,为国有企业发展创造了良好的外部环境,使得该地区企业对项目的投资敏感度更高。同时,非西部地区的国有资产基础较为庞大,更有利于资本的市场化运

作,进而放大“两类公司”的功能。因此本文预期,相较于西部地区的国有企业,国资监管体制改革对非西部地区的国有企业投资效率提升作用更显著。

参考董旭等(2023)^[26]以及郭娜和李悦欣(2023)^[27]的做法,本文根据样本企业注册地信息,将四川、云南、贵州、西藏、重庆、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏、内蒙古以及广西 12 个省市及自治区定义为西部地区,其余地区定义为非西部地区。由表 7 列(1)的结果可知,当样本处于非西部地区时,双重差分变量(DID)的回归系数显著为负。由表 7 列(2)的结果可知,当样本处于西部地区时,双重差分变量(DID)的回归系数为负但不显著。对比两列结果可知,相较于西部地区的国有企业,国资监管体制改革对非西部地区的国有企业投资效率提升作用更显著。

2.金字塔层级的异质性

金字塔层级管理是国有企业治理模式的主要特征^[28],也是政府对国有企业实施影响的重要手段。当国有企业的金字塔层级较高时,政府加大了对国有企业的放权力度,减少了对国有企业的行政干预,进而提高了国有企业的自主决策权,促使其做出科学合理的投资决策,提高国有企业投资效率。相反,当国有企业的金字塔层级较低时,政府会将自身的政治、社会目标施加在国有企业身上,增加国有企业的政策性负担,导致国有企业投资效率低下。因此本文预期,相较于金字塔层级高的国有企业,“两类公司”在金字塔层级低的国有企业中参与治理的空间更大,对这类企业的投资效率提升作用更显著。

参考 Zhang 等(2016)^[28]和 Fan 等(2013)^[29]的做法,根据 CSMAR 数据库中股东与上市公司层级图判断,当最终控制人直接控制上市公司时,金字塔层级赋值为 1;若最终控制人和上市公司之间还存在一个中间控制人,金字塔层级赋值为 2,依此类推。如果金字塔结构有多个链条,则选择最长的链条,并以该指标的中位数为标准,将样本分为金字塔层级高和金字塔层级低两组,回归结果见表 7 的列(3)和列(4)。由结果可知,无论在金字塔层级低还是高的国有企业中,双重差分变量(DID)的回归系数均显著为负,但金字塔层级低组的回归系数绝对值大于金字塔层级高组的回归系数。进一步对列(3)和列(4)进行组间系数差异检验,发现经验 p 值显著,说明两组存在明显差异,可以直接比较系数大小。因此,相较于金字塔层级高的国有企业,国资监管体制改革对金字塔层级低的国有企业投资效率提升作用更显著。

表 7 异质性检验结果

变量	非西部地区 国有企业	西部地区 国有企业	金字塔 层级低	金字塔 层级高
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Inv	Inv	Inv	Inv
DID	-0.0080*** (-3.49)	-0.0004 (-0.08)	-0.0078** (-2.11)	-0.0066** (-2.44)
Controls	YES	YES	YES	YES
常数项	-0.0543 (-1.56)	-0.1510* (-1.68)	0.0603 (1.07)	-0.1548*** (-3.56)
Company/Year FE	YES	YES	YES	YES
N	8499	2017	3873	6643
R ²	0.0422	0.0583	0.0586	0.0448
p-value	0.000***		0.000***	

(三)经济后果检验

作为高质量发展的重要组成部分,国有企业高质量发展能够创造更多的经济价值和社会价值^[30]。上文验证了国资监管体制改革通过降低代理成本和弱化政府干预提升国有企业投资效率。

那么,国资监管体制改革和国有企业投资效率的提高能否进一步提升国有企业价值,实现国有企业高质量发展呢?鉴于此,本文借鉴杨李娟和熊凌云(2023)的做法^[3],构建模型(8)对国资监管体制改革的后果进行检验,TobinQ代表国有企业价值。若双重差分变量和国有企业投资效率交乘项(DID×Inv)的回归系数显著为正,则说明国资监管体制改革在提高国有企业投资效率的同时提升了国有企业价值。具体模型如下:

$$\text{TobinQ}_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \text{DID}_{it} + \sigma_2 \text{Inv}_{it} + \sigma_3 \text{DID}_{it} \times \text{Inv}_{it} + \sigma_i \text{Controls}_{it} + \gamma_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

经济后果检验结果见表8。由该结果可知,双重差分变量与国有企业投资效率交乘项(DID×Inv)的回归系数显著为正,与解释变量的系数方向保持一致,说明国资监管体制改革在提高国有企业投资效率的同时提升了国有企业价值,具有较强的经济意义。

表8 经济后果检验结果

变量	(1)	(2)
	TobinQ	TobinQ
DID	0.0367 (0.98)	0.0597* (1.69)
Inv	-0.2698 (-1.44)	0.0597* (1.69)
DID×Inv	0.0554* (1.72)	0.0724** (2.37)
Controls	NO	YES
常数项	2.0878*** (88.78)	12.2005*** (22.26)
Company/Year FE	YES	YES
N	10405	10405
R ²	0.1558	0.2489

注:由于国有企业价值部分数据缺失,本部分实际回归中的观测值为10405个。

七、结论与建议

本文以2009—2019年中国沪深A股上市国有企业为样本,实证检验国资监管体制改革对国有企业投资效率的影响,得到如下研究结论:(1)国资监管体制改革显著提升了国有企业投资效率,代理成本降低和政府干预弱化在其中发挥了中介作用;(2)政府治理水平在国资监管体制改革与国有企业投资效率之间具有正向调节作用;(3)在非西部地区国有企业和金字塔层级低的国有企业中,国资监管体制改革对其投资效率的提升作用更显著;(4)国资监管体制改革通过提高国有企业投资效率,提升了国有企业价值。

根据上述研究结论,本文得到以下启示与政策建议。

第一,积极推进国资监管体制改革。一方面,政府要强化“人格化积极股东”的作用,按照“谁出资,谁管理”的原则,明确各自的权利和义务,进一步深化放权让利和政企分离改革,为国有企业创造良好的发展环境;另一方面,政府应在总结改革成功经验的基础上逐步推广,提炼出具有中国特色的国资监管新模式,形成自上而下改革与自下而上经验总结的良性互动。

第二,提升政府治理水平,促进政府职能转变。首先,从提高政府效率来说,政府应进行机构改革,提高办事效率;其次,从提高市场化程度来说,中西部等市场化程度较低的地区应针对市场化指数的五项衡量指标,逐步提升本地区的市场化进程,缩小贫富差距;再次,从提高公平公正程度来说,国家应出台相应的政策,对发展程度较低的地区给予一定的扶持,推动各地区协调发展;最后,从提高清廉程度来说,政府应建立健全监督机制,强化对公职人员的管理监督,进而规范其权力运行。

第三,分类授权放权,激发企业活力。首先,国家在推进改革的过程中要重点关注国有企业在非效率投资、公司治理结构等方面的差异化特征,因企施策,分类授权放权;其次,在分类授权放权的基础上建立符合企业功能定位的分类考核制度,促进国有企业不断完善公司治理结构;最后,国有企业应根据中央出台的投资管理办法,建立健全投资管理制度,对投资项目内的资金去向进行实时跟踪,形成对投资项目事前、事中和事后的全方位监督体系。

参考文献:

- [1] 柏培文,许捷.中国省际资本回报率与投资过度[J].经济研究,2017(10):37—52.
- [2] 李井林.混合所有制改革有助于提升国有企业投资效率吗? [J].经济管理,2021(2):56—70.
- [3] 杨李娟,熊凌云.国有资本投资运营公司改革能提升国有企业投资效率吗[J].当代财经,2023(3):131—143.
- [4] 黄速建,肖红军,王欣.论国有企业高质量发展[J].中国工业经济,2018(10):19—41.
- [5] 陈艳利,姜艳峰.国有资本授权经营是否有助于缓解国有企业非效率投资? [J].经济与管理研究,2021(8):124—144.
- [6] 胡锋,黄速建.对国有资本投资公司和运营公司的再认识[J].经济体制改革,2017(6):98—103.
- [7] 柳雅君,郭檬楠.国资监管体制改革与国有企业全要素生产率[J].经济问题,2023(1):80—86.
- [8] 张宁,才国伟.国有资本投资运营公司双向治理路径研究——基于沪深两地治理实践的探索性扎根理论分析[J].管理世界,2021(1):108—127.
- [9] 杨兴全,李文聪,尹兴强.国资管理体制改革与国企创新——基于“两类公司”设立的证据[J].经济管理,2022(6):24—42.
- [10] 肖土盛,孙瑞琦.国有资本投资运营公司改革试点效果评估——基于企业绩效的视角[J].经济管理,2021(8):5—22.
- [11] 任广乾,冯瑞瑞,田野.混合所有制、非效率投资抑制与国有企业价值[J].中国软科学,2020(4):174—183.
- [12] 任广乾,徐瑞,刘莉,等.制度环境、混合所有制改革与国有企业创新[J].南开管理评论,2023(3):53—65.
- [13] 万里霜.上市公司股权激励、代理成本与企业绩效关系的实证研究[J].预测,2021(2):76—82.
- [14] 王曙光,王天雨.国有资本投资运营公司:人格化积极股东塑造及其运行机制[J].经济体制改革,2017(3):116—122.
- [15] 廖红伟,杨良平.以管资本为主新型监管体制下的国有企业深化改革研究[J].学习与探索,2018(12):125—132.
- [16] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2): 159—189.
- [17] 王克敏,刘静,李晓溪.产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J].管理世界,2017(3):113—124.
- [18] 刘凤委,李琦.市场竞争、EVA评价与企业过度投资[J].会计研究,2013(2):54—62.
- [19] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731—745.
- [20] 刘孟晖,高友才.现金股利的异常派现、代理成本与公司价值——来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2015(1):152—160.
- [21] Stulz, R. The Limits of Financial Globalization[J]. Journal of Finance, 2005, 60(4): 1595—1638.
- [22] 姜琪.政府质量、文化资本与地区经济发展——基于数量和质量双重视角的考察[J].经济评论,2016(2):58—73.
- [23] 祁怀锦,李晖,刘艳霞.政府治理、国有企业混合所有制改革与资本配置效率[J].改革,2019(7):40—51.
- [24] 刘子怡,陈丛笑,邵君利.政府质量、预算软约束与政府会计准则制度执行效果——基于预算执行审计和财政透明度的双重视角[J].审计与经济研究,2020(4):58—68.
- [25] 万良勇,陈馥爽,饶静.地区腐败与企业投资效率——基于中国上市公司的实证研究[J].财政研究,2015(5):57—62.
- [26] 董旭,付文思,赵晓梦,等.市场化推动了中国产业转型升级吗——基于绿色技术创新视角的实证研究[J].创新科技,2023(12):17—32.
- [27] 郭娜,李悦欣.数字经济、技术创新与现代服务业高质量发展——基于我国省级面板数据的实证分析[J].创

[28] Zhang, M., Lijun, M., Zhang, B., et al. Pyramidal Structure, Political Intervention and Firms' Tax Burden: Evidence from China's Local SOEs[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36: 15—25.

[29] Fan, J. P. H., Wong, T. J., 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.

[30] 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(11):72—91.

Reform of the State-owned Assets Supervision System and the Investment Efficiency of State-owned Enterprises

REN Guangqian¹ JING Man¹ LIU Li²

(1.*Business School, Zhengzhou University, Zhengzhou 450001, China*;

2.*School of Management, Henan University of Technology, Zhengzhou 450001, China*)

Abstract: The state-owned assets supervision system has shifted from a model that "combines asset management with personnel management" to a model that focuses on "capital management", providing institutional guarantees for the high-quality development of state-owned enterprises. This article takes state-owned enterprises listed on the Shanghai and Shenzhen A-shares of China from 2009 to 2019 as samples to empirically test the impact of the reform of the state-owned assets supervision system on the investment efficiency of state-owned enterprises. The research results indicate that the reform of the state-owned assets supervision system has significantly improved the investment efficiency of state-owned enterprises, and the reduction of agency costs and the weakening of government intervention have played an intermediary role in it. Further research has found that the level of government governance has a positive moderating effect on the reform of the state-owned assets supervision system and the investment efficiency of state-owned enterprises. Heterogeneity analysis found that in state-owned enterprises in non-western regions and those with lower pyramid levels, the reform of the state-owned assets supervision system has a more significant effect on improving the investment efficiency of state-owned enterprises. The economic consequence test shows that the reform of the state-owned assets supervision system has increased the value of state-owned enterprises by improving their investment efficiency. The research conclusion provides an empirical basis for further deepening the reform of state-owned assets and enterprises.

Key words: Government Governance; State-owned Assets Supervision System; State-owned Capital Investment and Operation Company; State-owned Enterprises; Investment Efficiency

(责任编辑:胡浩志)