

国有资本授权经营能否助力国有企业高质量发展 ——来自 A 股国有上市公司的证据

陈艳利, 钱怀安

摘要: 自 2014 年开始逐步试点的国有资本授权经营体制改革是当前国资国企改革的重要举措, 本文基于这一准自然实验, 以 2009—2019 年 A 股国有上市公司数据为样本, 运用多期 DID 方法实证考察国有资本授权经营对国有企业高质量发展的影响作用。研究发现, 国有资本授权经营能够显著促进国有企业高质量发展。进一步分析表明, 国有资本授权经营可以缓解政府干预和管理层代理问题, 刺激企业技术创新和优化资源配置效率, 促进国有企业高质量发展。异质性分析表明, 在地方国有企业、竞争类国有企业、管理层权力较小以及外部制度环境较好的国有企业, 国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用更为显著。

关键词: 国有资本授权经营; 国有企业; 高质量发展; 全要素生产率

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)02-0103-17

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230221.001

一、引言

党的十九大指出中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 并提出要以新的发展理念为指导, 推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革, 提高全要素生产率, 为中国经济发展注入新动能。企业作为宏观经济的微观主体, 其高质量发展无疑是经济高质量发展的重要基石^[1]。根据国务院关于 2020 年度国有资产管理情况的综合报告, 国资国企资产总量已达到 600 多万亿元^①, 这个体量就已经决定国有企业的高质量发展对中国经济发展有着举足轻重的作用^[2]。而全要素生产率的提高是实现国有企业高质量发展的动力之源^[3], 全要素生产率能够综合体现企业的技术创新和投入产出效率, 是目前衡量企业高质量发展的主流指标^[4]。因此, 如何有效提高国有企业全要素生产率, 助力国有企业高质量发展, 已然成为国家治理层面一个非常重要的研究课题。

学者对我国国有企业效率低下的形成动因与治理方式进行大量研究, 指出政府干预和委托代理问题是造成全要素生产率低下的主要原因^{[5][6]}。一方面, 迫于经济增长压力, 政府可能会对国有企业下达就业、税收、投资等指标, 造成国有企业违背效率原则进行低效率投资, 导致国有企业的资

基金项目: 国家自然科学基金项目“国有资本授权经营: 效果评价与机制探索”(72073019); 国家社会科学基金项目“资本配置视角下国有资本经营预算的实施效果与制度完善研究”(14BJY151)

作者简介: 陈艳利, 经济学博士, 东北财经大学会计学院、中国内部控制研究中心教授、博士生导师, chenyanli@dufe.edu.cn (辽宁 大连 116025); 钱怀安, 东北财经大学会计学院博士研究生

^① 中国人大网:《国务院关于 2020 年度国有资产管理情况的综合报告》, 网址: <http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202110/c63f586559e84bc0ae85fa752d358f0c.shtml>, 访问日期: 2021 年 10 月 3 日。

本配置效率下降，而且政府干预导致的过度投资甚至会进一步地对企业的研发投资活动造成挤出效应^[7]，削弱国有企业的创新投入，制约国有企业全要素生产率的提升，抑制国有企业的高质量发展；另一方面，国有企业因所有者缺位、内部人控制等导致存在较为严重的委托代理问题，助长国有企业高管的超额在职消费、非效率投资等自利行为^{[8][9]}，导致国有企业资源要素配置扭曲，不利于国有企业高质量发展。此外，由于研发创新活动的高投资、高风险、长期性，国有企业高管缺乏动力进行研发创新，不利于国有企业全要素生产率的提升。对中国制造业企业的全要素生产率研究表明，国有企业的全要素生产率表现最差^[10]。因此，如何有效缓解国有企业的政府干预和委托代理问题，提升全要素生产率是深化国有企业改革的关键。

国有资本授权经营是新一轮以“管资本”为导向的国资监管体系改革的重要制度创新，国家将国有资本的出资人权利给予国有资本投资、运营公司，进一步放权、授权，使得所有权与经营权进一步分开，让企业充分走向市场。通过改组组建国有资本投资、运营公司和开展多项授权、放权事项等举措，国有资本授权经营体制改革能够解决政企不分、政资不分问题，实现国有企业出资者到位，有助于缓解政府干预和管理层代理问题，最终提升国有企业价值^[11]、提升高管的薪酬业绩敏感性^[12]、降低非效率投资^[13]和提升企业绩效^[14]。尽管近几年探讨国有资本授权经营经济后果的实证研究逐渐兴起，却鲜有文献关注其对国有企业全要素生产率的影响。在高质量发展背景下，进一步探究国有资本授权经营能否助力国有企业高质量发展，在改革实践和政策优化方面都具有重要意义。

在此基础上，本文以2009—2019年A股国有上市公司为样本，通过手工收集整理国有资本投资、运营公司试点数据，实证检验国有资本授权经营能否有效提升国有企业的发展质量。本文可能的研究贡献在于：（1）本文以国有资本授权经营作为连接点，将国家宏观经济政策与企业微观经济活动联系起来，提供国有资本授权经营影响国有企业高质量发展的经验证据，对国有资本授权经营经济后果的研究进行了有益拓展。（2）本文考察国有资本授权经营对国有企业高质量发展的影响，丰富国有企业高质量发展影响因素的研究，更加契合当下“高质量发展”的要求。（3）本文进一步分析国有资本授权经营通过缓解国有企业政府干预和管理层代理问题，对国有企业全要素生产率产生影响，具体表现为国有企业创新和资源配置效率的提升，并在国有企业所处层级、行业性质、管理层权力、外部制度环境四个方面进行异质性分析，为基于生产率视角的优化国资监管设计提供实证依据，为推动国有企业创新水平提升和优化资源配置效率，助力国有企业高质量发展提供相关建议。

二、制度背景与研究假设

（一）制度背景

国有企业改革是整个经济体制改革的中心和关键环节，为了推动政企分开、政资分开，确立国有企业经营自主地位，国资国企改革一直在不断探索和创新。改革开放以来我国的国有资产监管体制改革主要经历了四个阶段：第一阶段是1978—1987年改革开放初期的放权让利和两权分离阶段；第二阶段是1988—2002年国有资产监管体制初步形成与探索阶段；第三阶段是2003—2012年以国资委成立为标志的国有资产监管体制深化改革阶段；第四阶段是2013年开始的以“管资本”为主全面统筹国资监管体制改革阶段，整个过程体现了国资监管从管企业向管资产再向“管资本”转变的思路。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管，改革国有资本授权经营体制，正式拉开新时期国资监管体制改革的序幕。此后，中共中央、国务院又相继出台《关于深化国有企业改革的指导意见》《关于推进国有资本投资、运营公司改革试点的实施意见》

《改革国有资本授权经营体制方案的通知》等相关政策文件,国有资本授权经营体制改革顶层设计逐步清晰,改革力度越来越大。国有资本投资、运营公司作为改革国有资本授权经营体制的核心举措,其实施方案也伴随着相关政策出台逐步明晰,试点也在逐步推进。2014年7月中央层面开始在中粮集团和国家开发投资集团开展国有资本投资、运营公司试点,地方层面也逐步展开试点。随着改革试点推进,国有资本投资运营公司试点改革初有成效。国有资本授权经营体制改革通过对企业战略规划、业务管理、选人用人等方面进行授权放权,赋予企业更充分的自主权,实现经营责任下沉,同时各试点企业通过推进落实董事会职权、职业经理人选聘制度、差异化薪酬分配改革、混合所有制改革等改革,加快形成市场化机制,进一步激发企业活力,国有资本投资、运营公司试点企业经营态势持续向好,中粮集团2016年利润增长80%,2017、2018年利润也同比大幅度增长;国投公司2013—2016年间,利润年均增长超过17%,2017年上半年,国投利润同比增长达到41%^{①②};截至2021年底,国新资产总额、实现净利润、归母公司净利润分别比2016年试点之初增长3.8倍、4.1倍、30.6倍^③。

(二) 研究假设

改革开放以来我国国企改革一直致力于推动所有权与经营权分离,以期实现政企分开、政资分开,期间经过放权让利、两权分离、现代企业制度建立等改革举措,国有企业改革颇有成效。然而,国有企业内部资本配置效率低下、创新能力匮乏、效率低下等诸多问题仍然存在^[15]。已有的研究表明,政府干预和委托代理问题是国有企业全要素生产率低下的重要诱因^{[5][6]}。而国有资本授权经营体制改革通过改组、组建国有资本投资、运营公司,一是能够在政府和国有企业之间建立一个隔离带,促进政企分离,最大程度地削弱政府干预,激发企业活力;二是能够实现所有者到位,促使国资委聚焦监督职能,内外部治理双管齐下,有效约束管理层的委托代理行为^{[16][17]},理论上应该能够促进国有企业高质量发展的目标实现。

基于政府干预视角,国有资本授权经营体制改革能够缓解政府干预,激发企业活力,提升国有企业资源配置效率和技术创新,实现全要素生产率的提升,助力国有企业高质量发展。具体地,一是改组、组建国有资本投资、运营公司能够在国资委和国有企业之间建立一个隔离带,国资委不再直接面对国有企业,而是将股东身份让渡给国有资本投资、运营公司,客观上难以再干预国有企业的经营决策。国有资本投资、运营公司则采用市场化的方式参与国有企业的运营管理,实现从行政手段到经济手段的转变^{[18][19][20]},减少政府干预导致的国有企业非效率投资,提升资源配置效率,弱化政策性负担对企业经济资源的挤占,增加国有企业创新投入,促进国有企业的高质量发展。二是以“管资本”为主的国有资本授权经营体制推动授权、放权,将薪酬管理、经理层选聘、业绩考核等权利归还给企业,赋予企业更多的自主经营权,实现经营责任下沉,进一步激发企业活力^[17],推动国有企业按照市场化原则对资源进行合理配置。同时,选人用人等权力的下放可以帮助国有企业吸纳更多具备市场竞争意识和创新意识的人才,提高国有企业的技术创新水平,促进国有企业的高质量发展。

基于代理理论视角,国有资本授权经营体制改革有助于缓解国有企业管理层代理问题,影响国

① 中国政府网:《国有资本投资运营公司试点将扩围》,网址:http://www.gov.cn/xinwen/2018-11/26/content_5343311.htm?_zbs_baidu_bk,访问日期:2021年9月8日。

② 国资报告:《国有资本投资、运营公司探索新体制、新机制、新模式》,网址:<http://www.sasac.gov.cn/n4470048/n10286230/n12924139/n12924144/c12924576/content.html>,访问日期:2021年9月8日。

③ 周渝波:《推动国有资本运营公司高质量发展》,网址:<http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2641611/n4518437/c22901448/content.html>,访问日期:2021年9月8日。

有企业资本配置效率和创新意愿,促进国有企业的高质量发展。具体地,一是在以“管资本”为主的国有资本授权经营体制下,国资委将出资者职能让渡给国有资本投资、运营公司,构造人格化积极股东,国有资本的代理人也由大国资委分解为若干个小的国有资本、投资运营公司,能够确保出资者到位,提升代理人工作效率,加强对国有企业管理层的有效监督^{[21][22]};同时国资委可以聚焦监督职能,进一步加强外部监督力度,内外部双管齐下,能够有效抑制国有企业高管的消极怠工以及自利行为,减少资源错配,也能强化国有企业管理层的创新意愿,推动创新投资,最终实现国有企业全要素生产率的提升。二是为了确保授权接得住、行得稳,国有资本投资、运营公司试点企业通过推进落实董事会职权、职业经理人选聘制度、混合所有制改革等多项举措,提升公司治理能力,减轻国有企业内部人控制问题,减少生产率损失;同时董事人才储备库的建立以及市场化职业经理人的引入,也能够进一步强化国有企业创新意愿和优化资源配置效率,助力国有企业高质量发展。

基于以上分析,本文提出如下假设:

H1: 在其他条件不变的情况下,国有资本授权经营能够显著促进国有企业高质量发展。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

鉴于国有资本授权经营体制改革自2014年逐步开始试点实践,双重差分需要比较试点前后国有企业全要素生产率指标的变动情况,且为了保证样本的平衡性,本文选取2009—2019年A股国有上市公司作为研究样本考察国有资本授权经营体制改革试点效果,并进一步剔除金融类、ST类以及存在数据缺失的样本,最终本文共得到10485个样本观测值。此外,为缓解极端值影响,还对连续变量进行上下1%的缩尾处理。国有资本投资、运营公司的成立是国有资本授权经营体制改革的重要举措,所以本文以国有资本投资、运营公司改革试点作为判断企业是否开展国有资本授权经营体制改革的标志,并以此对样本进行分组,将国有资本投资、运营公司改革试点企业的下属上市公司作为实验组。本文国有资本投资、运营公司改革试点数据通过手工收集整理,其他数据均来源于CSMAR数据库。

(二) 模型与变量定义

因国有资本投资、运营公司改革是逐步试点推进的,所以本文实验组发生政策冲击的时点并不一致,参考Beck等^[23]的研究,采用多时点DID模型进行估计,模型(1)即为考察国有资本授权经营体制改革对国有企业高质量发展影响的模型。

$$TFP_LP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \theta Z_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量 TFP_LP 是国有企业高质量发展,参考现有文献^{[4][24]},选取全要素生产率作为企业高质量发展的代理变量。目前微观企业层面普遍采用半参数法测算全要素生产率,半参数法主要包括 LP 法、 OP 法和 ACF 法。 LP 法能够克服样本缺失问题,估计结果更为准确,是 OP 法的改进。因此,借鉴鲁晓东等^[25]的方法,运用 LP 法测算出的企业全要素生产率作为被解释变量,具体见式(2):

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t} + \alpha_2 \ln K_{i,t} + \alpha_3 \ln M_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, Y 为企业营业收入, L 为企业员工总数, K 是以固定资产净额衡量的资本投入, M 是中间投入,采用购买商品接受劳务支付的现金衡量,残差 ϵ 即为测度出的企业全要素生产率。

除此之外, ACF 法对 OP 法和 LP 法两种方法进行修正,能够更好地处理同时性偏误问题,近年来也有学者开始使用 ACF 法来测算全要素生产率。因此,后续分别使用 OP 法和 ACF 法测算出

的企业全要素生产率作为被解释变量的替换, 来验证回归结果的稳健性。

解释变量 DID 是国有资本授权经营体制改革的虚拟变量, DID 实质上为分组虚拟变量 $Treat$ 和时间虚拟变量 $Post$ 的乘积。若样本公司的实际控制人被纳入国有资本投资、运营公司改革试点, 则属于实验组, $Treat$ 取值为 1, 否则取 0。对于实验组样本, 若样本期间位于被纳入国有资本投资、运营公司改革试点当年及以后年度, $Post$ 取值为 1, 否则为 0。所以, 若样本公司的实际控制人当年已被纳入国有资本投资、运营公司改革试点, 变量 DID 取值为 1, 否则取 0。 DID 的估计系数 α_1 度量国有资本授权经营体制改革对国有企业高质量发展的净影响。

控制变量 Z 为一系列控制变量, 参考现有文献, 对可能影响企业全要素生产率的各种企业特定因素进行了控制。具体包括公司业绩 (Roa)、公司规模 ($Size$)、负债水平 (Lev)、公司年龄 (Age)、经营活动现金流 ($Cflow$)、成长性 ($Growth$) 和股权集中度 ($First$) 作为控制变量, δ_i 为公司固定效应, λ_t 为年度固定效应。各变量定义可参见表 1。

表 1 主要变量定义表

变量名称	变量代码	变量定义
高质量发展	TFP_LP	LP 法计算出的企业全要素生产率
国有资本授权经营试点	DID	若上市公司的实际控制人当年已经纳入国有资本授权经营体制改革试点, 该变量取 1, 否则取 0
公司业绩	Roa	本期净利润/期末总资产
公司规模	$Size$	期末总资产的自然对数
负债水平	Lev	总负债/总资产
公司年龄	Age	上市年数的自然对数
经营活动现金流	$Cflow$	经营活动产生的现金流净额/总资产
成长性	$Growth$	营业收入增长率
股权集中度	$First$	第一大股东持股比例

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

变量描述性统计结果如表 2 所示, 全要素生产率 TFP_LP 的均值为 7.273, 最小值为 2.766, 最大值为 10.470, 最小值和最大值之间差距较大, 说明不同国企之间发展质量存在较大的差别。此外, 其余控制变量描述性统计结果与以往研究基本一致。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP_LP	10 485	7.273	2.277	2.766	6.845	10.470
DID	10 485	0.065	0.247	0.000	0.000	1.000
Roa	10 485	0.031	0.052	-0.193	0.029	0.179
$Size$	10 485	22.65	1.414	19.830	22.500	26.710
Lev	10 485	0.514	0.205	0.078	0.522	0.975
Age	10 485	2.551	0.613	0.000	2.708	3.296
$Cflow$	10 485	0.046	0.071	-0.166	0.046	0.243
$Growth$	10 485	0.513	1.581	-0.681	0.130	11.810
$First$	10 485	39.100	15.340	11.480	38.200	76.950

（二）单位根检验与协整检验

为防止“伪回归”，确保变量平稳性，本文选用 HT 检验和 IPS 检验对有关变量进行单位根检验。结果如表 3 所示。综合原始数据和一阶差分数据来看，所有变量都是一阶单整的，满足进行协整检验的前提条件。

表 3 单位根检验结果

变量	HT 检验		IPS 检验	
	统计量	P 值	统计量	P 值
<i>TFP_LP</i>	-18.923	0.000	-12.166	0.000
<i>DID</i>	-1.692	0.045	76.458	1.000
<i>Roa</i>	-33.077	0.000	-15.690	0.000
<i>Size</i>	0.330	0.629	7.865	1.000
<i>Lev</i>	-2.508	0.006	-1.230	0.109
<i>Age</i>	4.640	1.000	-50.660	0.000
<i>Cflow</i>	-38.769	0.000	-26.479	0.000
<i>Growth</i>	-45.787	0.000	-28.896	0.000
<i>First</i>	-4.562	0.000	6.297	1.000
<i>DTFP_LP</i>	-48.669	0.000	-35.369	0.000
<i>DDID</i>	-30.838	0.000	-26.612	0.000
<i>DRoa</i>	-57.495	0.000	-34.475	0.000
<i>DSize</i>	-23.986	0.000	-25.854	0.000
<i>DLev</i>	-29.411	0.000	-28.645	0.000
<i>DAge</i>	28.518	0.000	-51.164	0.000
<i>DCflow</i>	-58.331	0.000	-39.838	0.000
<i>DGrowth</i>	-63.386	0.000	-40.969	0.000
<i>DFirst</i>	-32.489	0.000	-27.537	0.000

为确保所有变量间存在长期均衡关系，进一步进行协整检验。借鉴以往相关研究^[26]，主要选用 Kao 检验法对模型（1）所有变量进行协整检验。结果如表 4 所示，各变量在 1% 的水平上具有协整关系。

表 4 协整检验结果

Kao Test		
ADF	-10.505	0.000

（三）基准回归结果

表 5 为模型（1）的回归结果，检验国有资本授权经营体制改革对国有企业高质量发展的影响。其中，第（1）列只控制公司和年度固定效应，第（2）列在此基础上又加入控制变量。如表 5 所示，第（1）和第（2）列的 *DID* 系数均在 1% 水平上显著为正，说明实际控制人进行国有资本授权经营体制改革能够显著提升其控股上市公司的全要素生产率，即国有资本授权经营能显著促进国有企业高质量发展，假设得以验证。

（四）稳健性检验

1. 平行趋势与动态效应检验。双重差分法成立首先需满足平行趋势假定，即在国有资本授权经营体制改革之前，实验组与对照组的全要素生产率应呈现相同的发展趋势。为此，构建如下模型：

$$TFP_LP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{i,t} \times Before_{i,t}^5 + \alpha_2 Treat_{i,t} \times Before_{i,t}^4 + \alpha_3 Treat_{i,t} \times Before_{i,t}^3 + \alpha_4 Treat_{i,t} \times Before_{i,t}^2 + \alpha_5 Treat_{i,t} \times Before_{i,t}^1 + \alpha_6 Treat_{i,t} \times After_{i,t}^0 + \alpha_7 Treat_{i,t} \times After_{i,t}^1 + \alpha_8 Treat_{i,t} \times After_{i,t}^2 + \alpha_9 Treat_{i,t} \times After_{i,t}^3 + \alpha_{10} Treat_{i,t} \times After_{i,t}^4 + \alpha_{11} Treat_{i,t} \times After_{i,t}^5 + \theta Z_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

在模型（3）中， $Before^j$ 和 $After^j$ 是时间虚拟变量， $Before^j$ ($After^j$) = 1 表示国有资本授权

经营试点前(后)第 j 年。交乘项 $Treat \times Before^j$ ($After^j$) 代表样本企业是否处于试点前(后)年, 如果观测期内企业没有被纳入试点范围, 则 $Treat \times Before^j$ ($After^j$) = 0, 而对于观测期内被纳入试点范围的实验组, 当企业处在改革前(后)的第 j 年时, $Treat \times Before^j$ ($After^j$) = 1。其他变量定义同模型 (1) 一致。

回归结果如表 6 第 (1) 列所示, 在实施国有资本授权经营体制改革试点前及当年, 回归系数均不显著, 改革试点后, 回归系数开始显著为正, 这说明在国有资本授权经营体制改革试点前, 实验组与对照组的全要素生产率没有显著差异, 通过平行趋势检验, 同时也证明国有资本授权经营能够显著促进国有企业高质量发展。

2. 安慰剂检验。为了进一步证明国有企业发展质量的提升主要是受到国有资本授权经营体制改革的影响, 而非其他无法观测到的因素或者同时期其他政策导致, 进行安慰剂检验, 即为样本公司随机虚构一个改革年份, 然后对模型 (1) 进行重新回归。如果安慰剂回归结果显著, 代表本文的政策效果可能是由无法观测到的其他因素导致的; 相反, 如果安慰剂回归结果不显著, 则代表国有资本授权经营对国有企业发展质量有显著影响。表 6 第 (2) 列报告安慰剂检验结果, DID 的回归系数不再具有显著性, 再次证明国有企业发展质量的提升主要是受到国有资本授权经营体制改革的影响。

3. PSM-DID 检验。鉴于国有资本授权经营体制改革主要通过改组组建国有资本投资、运营公司实现, 而两类公司的选择可能存在“靓女先嫁”的自选择问题, 本文采用倾向得分匹配方法为实验组匹配条件相当的对照组, 以增强实验组与对照组的可对比性。通过 logit 逐步回归筛选出公司业绩 (Roa)、公司规模 ($Size$)、负债水平 (Lev)、公司年龄 (Age)、经营活动现金流 ($Cflow$) 和股权集中度 ($First$) 作为匹配变量, 另外考虑到实验组样本数量较少, 采用有放回 1:3 最近邻匹配法将实验组与对照组进行匹配, 匹配后的 t 统计量均不显著, 匹配效果良好。然后对匹配后的样本重新进行双重差分检验, 表 6 第 (3) 列报告匹配后的双重差分结果, DID 的系数依然显著为正, 证明本文结论的稳健性。

4. 删除试点当年。为了避免可能的测量误差, 参考李文贵等^[27]的做法, 剔除改革试点当年的样本重新进行回归, 直接检验样本企业在试点前后全要素生产率的情况, 回归结果见表 7 第 (1) 列。在删除试点当年样本观测值后, DID 回归系数依然在 1% 水平上显著为正, 支持研究结论。

5. 采用 $t+1$ 期全要素生产率。鉴于改革试点的实施可能发生在下半年度, 而且企业的改革是一个过程, 可能很难对当期的全要素生产率造成影响, 因此将 $t+1$ 期企业全要素生产率作为被解释变量重新对模型 (1) 进行回归。如表 7 第 (2) 列所示, DID 系数依然在 1% 水平上显著为正, 说明国有资本授权经营体制改革试点能够显著提升企业未来的全要素生产率, 也意味着采用 $t+1$ 期

表 5 基准回归结果

	(1)	(2)
	TFP_LP	TFP_LP
DID	0.294*** (3.97)	0.185*** (3.24)
Roa		18.507*** (62.38)
$Size$		0.962*** (32.86)
Lev		-0.326*** (-2.66)
Age		0.027 (0.43)
$Cflow$		0.917*** (4.83)
$Growth$		0.019** (2.27)
$First$		0.005*** (2.84)
$Constant$	6.729*** (144.59)	-15.264*** (-23.96)
公司/年度固定效应	控制	控制
N	10 485	10 485
R^2	0.064	0.444

注:***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平, 括号内为 T 值, 下同。

表 6 稳健性检验 1

	(1) 平行趋势与动态效应检验	(2) 安慰剂检验	(3) PSM-DID
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
$Policy^{-5} * Treat$	0.111 (1.15)		
$Policy^{-4} * Treat$	0.043 (0.45)		
$Policy^{-3} * Treat$	0.036 (0.37)		
$Policy^{-2} * Treat$	0.008 (0.09)		
$Policy^{-1} * Treat$	0.022 (0.22)		
$Policy^0 * Treat$	0.049 (0.51)		
$Policy^1 * Treat$	0.252** (2.49)		
$Policy^2 * Treat$	0.421*** (3.45)		
$Policy^3 * Treat$	0.334** (2.51)		
$Policy^4 * Treat$	0.125 (0.65)		
$Policy^5 * Treat$	0.123 (0.52)		
<i>DID</i>		0.310 (1.17)	0.277** (2.47)
<i>Roa</i>	18.493*** (62.29)	18.535*** (28.04)	21.855*** (26.27)
<i>Size</i>	0.964*** (32.89)	0.960*** (16.39)	0.879*** (10.30)
<i>Lev</i>	-0.324*** (-2.64)	-0.325 (-1.59)	0.448 (1.27)
<i>Age</i>	0.026 (0.40)	0.030 (0.34)	0.584** (2.24)
<i>Cflow</i>	0.919*** (4.83)	0.932*** (4.07)	0.545 (1.08)
<i>Growth</i>	0.019** (2.24)	0.018* (1.79)	0.067*** (2.88)
<i>First</i>	0.006*** (2.94)	0.005 (1.55)	-0.001 (-0.25)
<i>Constant</i>	-15.307*** (-24.00)	-15.224*** (-12.00)	-14.743*** (-7.47)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 485	10 485	2 346
<i>R</i> ²	0.444	0.443	0.454

表 7 稳健性检验 2

	(1) 删除 试点当年 <i>TFP_LP</i>	(2) t+1 期全要素 生产率 <i>TFP_LP</i> _{t+1}	(3) 替换 被解释变量 <i>TFP_OP</i>	(4) 替换 被解释变量 <i>TFP_ACF</i>	(5) 排除 替代性解释 <i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.277*** (4.18)	0.383*** (4.67)	0.183*** (3.20)	0.148*** (2.60)	0.207*** (3.57)
<i>Roa</i>	18.439*** (61.59)	5.994*** (15.11)	18.538*** (62.35)	18.427*** (62.35)	18.547*** (60.76)
<i>Size</i>	0.970*** (32.82)	0.453*** (11.18)	0.963*** (32.83)	0.958*** (32.85)	0.952*** (31.90)
<i>Lev</i>	-0.378*** (-3.04)	0.426*** (2.59)	-0.324*** (-2.63)	-0.292** (-2.39)	-0.305** (-2.42)
<i>Age</i>	0.048 (0.75)	-0.084 (-0.96)	0.004 (0.07)	0.014 (0.22)	0.040 (0.59)
<i>Cflow</i>	0.903*** (4.72)	2.356*** (9.41)	0.824*** (4.34)	0.830*** (4.39)	0.946*** (4.83)
<i>Growth</i>	0.020** (2.37)	0.033*** (2.99)	0.023*** (2.76)	0.021** (2.49)	0.018** (2.17)
<i>First</i>	0.005*** (2.71)	0.004 (1.51)	0.006*** (3.00)	0.006*** (3.03)	0.007*** (3.44)
<i>Mix</i>					8.628** (2.42)
<i>Constant</i>	-15.451*** (-24.03)	-3.437*** (-3.89)	-15.253*** (-23.89)	-15.168*** (-23.90)	-15.186*** (-23.32)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 288	9 282	10 485	10 485	10 068
<i>R</i> ²	0.444	0.122	0.443	0.445	0.443

企业全要素生产率, 不影响结论的稳健性。

6. 替换被解释变量。在上文基准回归中均使用 LP 法测算的 *TFP* 作为被解释变量, 为避免全要素生产率测算方法对回归结果的影响, 分别采用 OP 法和 ACF 法测算的企业全要素生产率作为被解释变量进行稳健性检验, 结果如表 7 第 (3) 和 (4) 列所示。可以发现, 无论使用哪种方法测算出的企业全要素生产率进行回归, 结果均支持本文的假设。

7. 排除替代性解释。上市公司层面的混合所有制改革对国有企业全要素生产率的提升产生积极影响^[28]。全要素生产率的提升可能是受到上市公司层面的混合所有制改革的影响, 而非国有资本授权经营体制改革。为排除这一干扰, 选取前十大股东中非国有股东与国有股东持股比例的比值 (*Mix*) 作为混改程度指标, 将其作为控制变量纳入到模型 (1) 中, 重新进行回归。结果如表 7 第 (5) 列所示, 混改程度 (*Mix*) 的系数在 5% 水平上显著为正, 但这并未影响到国有资本授权经营体制与企业全要素生产率之间的关系, *DID* 的系数及符号并未发生显著改变, 研究结论依然稳健。

五、进一步研究

(一) 机制检验

进一步地, 本文对国有资本授权经营体制改革促进国有企业高质量发展的机制进行研究。前文指出, 国有资本授权经营体制改革主要是通过缓解政府干预和内部人控制这两条路径来助力国有企

业高质量发展。因此,拟从政府干预和代理成本两个角度分别进行分析和机制检验。参考廖冠民等^[29]、倪志良等^[30]的方法,以政策性负担来衡量政府干预,并通过构建模型(4)来测度企业的政策性负担:

$$Burden_{i,t} = \frac{(Emp_{i,t} - Sales_{i,t} \times \frac{Ind_emp_t}{Ind_sales_t})}{Emp_{i,t}} \quad (4)$$

在模型(4)中,下标*i*和*t*分别代表企业和年份,*Burden_{i,t}*代表企业的政策性负担,*Emp_{i,t}*代表企业的员工人数,*Sales_{i,t}*为企业的销售收入,*Ind_{-emp_t}*是该企业所在行业的私有企业的平均员工人数,*Ind_{-sales_t}*是该企业所在行业的私有企业的平均销售收入。另外,由于管理费用项目噪声较多,本文采用总资产周转率来衡量企业的代理成本(*Agency*),较低的总资产周转率一定程度上反映管理层的低效率,所以总资产周转率越低意味着企业代理问题越严重^[31]。参考温忠麟等^[32]的研究,构建如下模型:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$TFP_LP_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 M_{i,t} + \phi_2 DID_{i,t} + \phi_3 Z_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,*M*为本文的中介变量,包括政策性负担(*Burden*)和企业代理成本(*Agency*),其余变量定义与模型(1)一致。

表8报告机制检验结果。第(1)列和第(2)列是基于政府干预视角的机制检验结果。第(1)

表8 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Burden</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>Agency</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>Burden</i>		-0.040*** (-4.23)		
<i>Agency</i>				0.314*** (7.11)
<i>DID</i>	-0.125** (-1.97)	0.180*** (3.15)	0.037*** (2.76)	0.173*** (3.04)
<i>Roa</i>	-3.059*** (-9.26)	18.416*** (61.75)	1.017*** (14.61)	18.188*** (60.77)
<i>Size</i>	-0.319*** (-9.79)	0.946*** (32.14)	-0.100*** (-14.54)	0.993*** (33.64)
<i>Lev</i>	-0.283** (-2.07)	-0.332*** (-2.71)	0.233*** (8.08)	-0.399*** (-3.25)
<i>Age</i>	-0.113 (-1.59)	0.024 (0.37)	0.037** (2.46)	0.016 (0.25)
<i>Cflow</i>	-1.149*** (-5.45)	0.861*** (4.53)	0.339*** (7.61)	0.810*** (4.27)
<i>Growth</i>	-0.056*** (-6.07)	0.017** (2.02)	-0.004** (-2.05)	0.020** (2.43)
<i>First</i>	0.005** (2.42)	0.006*** (3.03)	-0.000 (-0.38)	0.005*** (2.88)
<i>Constant</i>	7.029*** (9.92)	-14.921*** (-23.30)	2.642*** (17.68)	-16.092*** (-24.91)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 459	10 459	10 485	10 485
<i>R</i> ²	0.052	0.445	0.105	0.447

列显示, 国有资本授权经营体制改革 (*DID*) 的系数为 -0.125 , 且在 5% 水平上显著为负, 说明国有资本授权经营体制改革与政府性负担之间存在显著的负向关系, 即国有资本授权经营能够显著降低国有企业的政策性负担。第 (2) 列显示, 政策性负担 (*Burden*) 的系数在 1% 水平上显著为负, 而国有资本授权经营体制改革 (*DID*) 的系数则在 1% 水平上显著为正, 说明政策性负担发挥部分中介作用, 即国有资本授权经营能够缓解政府干预, 助力国有企业高质量发展。第 (3) 列和第 (4) 列是基于代理成本视角的机制检验结果。第 (3) 列显示, 国有资本授权经营体制改革 (*DID*) 的系数为 0.037 , 且在 1% 水平上显著为正, 说明国有资本授权经营体制改革能够显著降低国有企业的代理成本。第 (4) 列显示, 代理成本 (*Agency*) 和国有资本授权经营体制改革 (*DID*) 的系数均在 1% 水平上显著为正, 说明代理成本发挥部分中介作用, 即国有资本授权经营体制能够显著降低企业的代理成本, 助力国有企业高质量发展。由此, 国有资本授权经营体制改革可以通过缓解政府干预和缓解管理层代理问题的渠道来助力国有企业高质量发展, 研究结论得到进一步的支持。

(二) 间接效应机制检验

在此基础上, 本文对国有资本授权经营助力国有企业高质量发展的间接效应进行探究。一方面, 国有资本授权经营体制改革能够缓解国有企业的政府干预和内部人控制问题, 抑制国有企业的非效率投资, 实现资本配置效率优化, 促进国有企业高质量发展; 另一方面, 政府干预的削弱也能减少政策性负担对企业研发投资活动的挤出效应, 促进企业研发创新, 实现国有企业的高质量发展。因此, 本文构建技术创新和资本配置效率两项指标, 对国有资本授权经营促进国有企业高质量发展的表现形式进行探究。借鉴陈克兢等^[33]的研究, 采用 $\ln(\text{申请专利总数} + 1)$ 来衡量企业技术创新 (*Innovation*)。另外, 参考钱雪松等^[34]、杜传忠等^[35]的研究, 用“投资-投资机会”敏感性模型来考察国有资本授权经营对国有企业资本配置效率的影响。

$$Invest_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} \times Roa_{i,t-1} + \alpha_2 DID_{i,t} + \alpha_3 Roa_{i,t-1} + \theta Z_{i,t} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

在模型 (7) 中, $Invest_{i,t}$ 为企业投资水平, 用“(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金—处置固定资产、无形资产和其他长期资产回收的现金)/期末总资产”来衡量。 $Roa_{i,t-1}$ 为滞后一期资产收益率, 用来衡量企业投资机会, 其他变量定义同模型 (1) 一致。需要重点观察的是 $DID_{i,t} \times Roa_{i,t-1}$ 的系数 α_1 , 它反映国有资本授权经营体制改革对国有企业投资效率的影响。如果 α_1 系数显著为负, 表明国有资本授权经营会降低国有企业投资对投资机会的敏感性, 即国有资本授权经营导致国有企业资本配置效率下降; 相反, 如果 α_1 系数显著为正, 则表明国有资本授权经营能够提升国有企业资本配置效率。回归结果如表 9 所示。

表 9 第 (1) 和 (2) 列检验的是技术创新的间接效应机制, 第 (1) 列结果显示 *DID* 系数在 1% 水平上显著为正, 说明国有资本授权经营体制改革能够显著促进国有企业的技术创新。第 (2) 列结果显示 *DID* 和 *Innovation* 的系数均在 1% 水平上显著为正, 上述结果验证了技术创新的间接效应机制。表 9 第 (3) 列检验的是国有资本授权经营政策对企业资本配置效率的影响, 结果显示 $DID * Roa_{i,t-1}$ 的系数在 1% 水平上显著为正, 这说明国有资本授权经营体制能够显著提高国有企业的资本配置效率, 促进国有企业高质量发展, 研究结论得到进一步的支持。此外, 值得注意的是, *DID* 的系数为负但不显著, 这可能是由于国有企业同时存在过度投资和投资不足问题, 导致国有资本授权经营制度改革对国有企业投资水平的影响不明确。

(三) 异质性分析

1. 基于企业所属层级的异质性分析。不同行政层级的国有企业受到的政府干预和面临的管理层代理问题的严重程度不同, 国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用可能存在一定差异。一方面, 地方国有企业受到的内外部监督远低于中央企业, 内外部治理机制相对存在更多问题,

表 9 间接效应机制检验：技术创新和资本配置效率

	(1) <i>Innovation</i>	(2) <i>TFP_LP</i>	(3) <i>Invest</i>
<i>Innovation</i>		0.036*** (2.68)	
<i>DID</i>	0.153*** (3.46)	0.190*** (3.31)	-0.004 (-1.54)
<i>DID * Roa_{t-1}</i>			0.175*** (2.73)
<i>Roa_{t-1}</i>			0.022*** (6.96)
<i>Roa</i>	0.267 (1.17)	18.507*** (62.35)	0.051*** (5.32)
<i>Size</i>	0.572*** (25.39)	0.982*** (32.44)	0.009*** (9.78)
<i>Lev</i>	-0.126 (-1.33)	-0.329*** (-2.68)	-0.002 (-0.50)
<i>Age</i>	0.119** (2.42)	0.031 (0.49)	-0.020*** (-8.17)
<i>Cflow</i>	0.169 (1.16)	0.946*** (4.98)	0.006 (1.01)
<i>Growth</i>	-0.004 (-0.67)	0.018** (2.21)	-0.000 (-0.70)
<i>First</i>	-0.007*** (-4.57)	0.005*** (2.73)	-0.000 (-1.09)
<i>Constant</i>	-10.985*** (-22.41)	-15.656*** (-23.93)	-0.110*** (-5.23)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	10 466	10 466	10 174
<i>R</i> ²	0.312	0.444	0.112

管理层代理问题更为严重。另一方面，面临政绩压力的地方政府官员，有较强的动机和能力去干预地方国有企业的经营决策。因此，相比中央企业，地方国有企业面临更为严重的管理层代理问题和政府干预，国有资本授权经营体制的治理作用空间理应更大。

为考察国有企业行政层级的异质性影响，按照实际控制人的所属层级将样本分为中央企业和地方国有企业两组，并进行分组回归。表 10 报告中央企业和地方国有企业分组回归的结果。结果显示，仅在地方国有企业样本组，国有资本授权经营改革（DID）的系数是显著的，且为 0.263，说明国有资本授权经营体制改革的治理作用因国有企业行政层级不同而存在差异，与中央企业相比，国有资本授权经营能够更加促进地方国有企业的高质量发展。

2. 基于行业性质的异质性分析。不同行业的国有企业所承担的社会责任以及政府对其的放权意愿不同，国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用可能存在一定差异。垄断性国有企业通常是关系到国家安全、国民民生和国家经济发展的重要行业，其在完成经济目标的同时还需要承担一定的政策性目标，政府对此类行业的放权意愿较小，国有资本授权经营改革的推行力度较小。而竞争性国有企业则主要以经济效应为目标，政府对此类行业的放权意愿较大，国资委更多的是按照市场化监管方式，以出资额为限参与到此类企业的治理当中，国有资本授权经营改革推行力度

表 10 企业所属层级和行业异质性回归结果

	(1) 央企 <i>TFP_LP</i>	(2) 地方国企 <i>TFP_LP</i>	(3) 垄断行业 <i>TFP_LP</i>	(4) 竞争行业 <i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.163 (1.34)	0.263*** (3.52)	0.277 (1.28)	0.179*** (2.90)
<i>Roa</i>	19.119*** (16.84)	18.182*** (49.25)	21.711*** (9.87)	18.085*** (58.14)
<i>Size</i>	1.005*** (10.48)	0.929*** (24.90)	0.537*** (3.35)	1.007*** (31.95)
<i>Lev</i>	-0.099 (-0.28)	-0.414*** (-2.69)	-0.567 (-0.98)	-0.284** (-2.20)
<i>Age</i>	-0.060 (-0.37)	0.084 (1.06)	0.197 (0.74)	0.008 (0.11)
<i>Cflow</i>	1.326*** (3.34)	0.720*** (3.15)	3.609*** (3.80)	0.735*** (3.74)
<i>Growth</i>	0.038** (2.33)	0.013 (1.34)	0.009 (0.25)	0.021** (2.39)
<i>First</i>	0.002 (0.30)	0.009*** (3.52)	0.026** (2.58)	0.003 (1.28)
<i>Constant</i>	-16.072*** (-7.76)	-14.699*** (-18.10)	-7.152** (-1.98)	-16.077*** (-23.49)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3 553	6 932	1 348	9 137
<i>R</i> ²	0.449	0.433	0.435	0.447

较大。因此, 本文预期国有资本授权经营对企业发展质量的促进作用在竞争类国有企业中更为显著。

为考察国有企业行业性质的异质性影响, 借鉴岳希明等^[36]的研究, 将石油和天然气开采业、烟草制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、燃气及水的生产和供应业、电力、铁路运输业、水上及航空运输业、邮政业以及电信和其他信息运输服务业划分为垄断行业, 其余为竞争行业。表 10 第 (3) 和 (4) 列分别报告垄断性国有企业和竞争性国有企业分组回归的结果。结果显示, 仅在竞争性国有企业样本组, 国有资本授权经营 (*DID*) 的系数显著为正, 说明国有资本授权经营体制改革的治理作用因国有企业行业性质不同而存在差异, 与垄断性国有企业相比, 国有资本授权经营能够更加显著地促进竞争性国有企业的高质量发展。

3. 基于管理层权力的异质性分析。授权放权是贯穿国有资本授权经营全过程的核心改革措施, 国有资本授权经营在增大被授权企业的管理层权力时, 因被授权的国有企业本身管理层权力大小不同, 国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用可能存在一定差异。当企业本身管理层权力较大时, 国有资本授权经营进一步增大管理层权力, 拥有超额管理层权力的管理层可能会为了私利影响公司决策, 削弱国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用。由此, 本文预期国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用在本身管理层权力较小的企业更为显著。

为考察企业管理层权力的异质性影响, 参考郭宏等^[37]的做法, 结合我国企业的公司治理特征, 从控制权结构和所有权结构两个维度来构建管理层权力指标。控制权结构根据总经理是否兼容董事长或者董事来赋值衡量, 总经理兼容董事长或董事能够增强总经理在企业董事会的话语权, 总经理兼容董事长时赋值为 3, 兼容董事时赋值为 2, 总经理不兼容时赋值为 1; 所有权结构则以第二至第十大股东持股比例之和除以第一大股东持股比例来衡量, 反映企业的股权集中度, 股权集中度越

低，来自企业股东的监督越分散，相应的管理层权力越大。然后对控制权结构指标和所有权结构指标分别进行标准化处理，并将二者标准化结果相加得到管理层权力指标。本文以管理层权力指标的中位数作为分组标准，将样本分为管理层权力较大和管理层权力较小两组，进行分组回归。表 11 第（1）和（2）列分别报告管理层权力较大的国有企业和管理层权力较小国有企业分组回归的结果。结果显示，仅在企业本身管理层权力较小的国有企业组，国有资本授权经营（*DID*）的系数显著为正，说明国有资本授权经营体制改革的治理作用因国有企业本身管理层权力大小不同而存在差异，与管理层本身权力较大的国有企业相比，国有资本授权经营能够更加显著地促进管理层本身权力较小的国有企业的高质量发展。虽然授权放权是国有资本授权经营体制改革的核心举措，能够激发企业活力，推动国有企业高质量发展。但是如果企业本身管理层权力就较大，授权放权非但不一定能起到良性治理效果，反而可能会进一步助长管理层的自利行为，加剧委托代理问题。因此，如何进一步优化国有资本投资、运营公司与其下属企业之间的激励约束机制和绩效考核机制，将是后续国有资本授权经营体制完善时需要重点考虑的。

表 11 管理层权力和外部制度环境异质性回归结果

	(1) 管理层权力大	(2) 管理层权力小	(3) 市场化程度高	(4) 市场化程度低
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_LP</i>
<i>DID</i>	0.220 (1.63)	0.248** (2.31)	0.291*** (2.71)	0.098 (0.75)
<i>Roa</i>	17.866*** (18.26)	18.015*** (21.12)	19.372*** (20.40)	17.745*** (19.63)
<i>Size</i>	0.871*** (9.63)	0.968*** (13.31)	1.044*** (13.86)	0.887*** (10.26)
<i>Lev</i>	-0.316 (-1.05)	-0.543* (-1.68)	-0.528* (-1.84)	-0.219 (-0.80)
<i>Age</i>	0.209* (1.73)	-0.311** (-2.17)	0.053 (0.54)	0.002 (0.01)
<i>Cflow</i>	1.089*** (3.00)	0.940*** (3.19)	0.862*** (3.05)	0.999*** (2.70)
<i>Growth</i>	0.023 (1.32)	0.020 (1.54)	0.022 (1.64)	0.016 (1.03)
<i>First</i>	0.003 (0.47)	0.008 (1.60)	0.006 (1.42)	0.004 (0.88)
<i>Constant</i>	-13.560*** (-6.87)	-14.671*** (-9.12)	-17.095*** (-10.45)	-13.568*** (-7.27)
公司/年度固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 288	5 197	5 552	4 933
<i>R</i> ²	0.408	0.444	0.482	0.416

4. 基于外部制度环境的异质性分析。处在不同的外部制度环境的国有企业面临的外部市场环境不同，国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用可能存在一定差异。在外部制度环境较好的地区，市场化水平更高，国有企业面临更为激烈的市场竞争，相应的国有企业通过改革提升企业竞争力的意愿也更为强烈，国有资本授权经营改革治理效果也应该更为突出。而在外部制度环境较差的地区，市场化水平相对较低，国有企业面临的市场竞争也相对较为和缓，国有资本授权经营改革措施的推进进程相对落后。因此，本文预期，国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用在外部制度环境较好的地区更为显著。

为考察外部制度环境的异质性影响, 参考王小鲁等^[38]的方法, 以各省份市场化指数来衡量国有企业所处地区的外部制度环境, 并以市场化指数的中位数作为分组标准, 将样本分为市场化程度较高和市场化程度较低两组, 进行分组回归。表 11 第 (3) 和 (4) 列分别报告市场化程度较高国有企业和市场化程度较低国有企业分组回归的结果。结果显示, 仅在市场化程度较高的国有企业样本组, 国有资本授权经营 (DID) 的系数显著为正, 说明国有资本授权经营体制改革的治理作用因国有企业所处外部制度环境不同而存在差异, 良好的外部制度环境可以增强国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用。由此可见, 良好的外部制度环境是国有资本授权经营体制实施的重要保障, 市场化改革是国有资本授权经营改革必备的辅助制度。

六、研究结论与启示

如何有效促进国有企业高质量发展以实现经济高质量发展, 成为政学两界关注的焦点。而推动国有资本授权经营体制改革是深化国资国企改革的重要举措, 本文从国有资本授权经营体制改革这一准自然实验出发, 基于 2009—2019 年 A 股国有上市公司数据, 运用多期 DID 方法实证检验国有资本授权经营体制对微观企业高质量发展的影响。研究发现, 国有资本授权经营体制改革能够显著提升国有企业发展质量。进一步地考察影响路径和对企业异质性特征进行分析发现, 国有资本授权经营可以缓解政府干预和管理层的代理问题, 刺激企业创新和优化资源配置效率, 提升国有企业全要素生产率, 助力国有企业高质量发展; 而国有资本授权经营对国有企业高质量发展的促进作用在地方国有企业、竞争类国有企业、管理层权力较小以及外部制度环境较好的国有企业中更加显著。

本文研究可能的政策启示在于: (1) 应当继续深入推进以“管资本”为主的国有资本授权经营体制改革, 这是提升国有企业发展质量的重要路径。(2) 鉴于国有企业所处层级、行业性质、外部制度环境等能够影响国有资本授权经营对国有企业发展治理的作用效果, 在推进国有资本授权经营体制改革过程中, 应当一企一策地实施授权放权, 以实现更好的改革效果。(3) 国有资本授权经营体制良性治理作用的发挥与外部制度环境密切相关。在推进国有资本授权经营体制改革的同时, 要注重外部制度环境的完善, 发挥市场机制的作用, 为国有资本授权经营体制发挥良性治理作用提供有效保障, 助力国有企业高质量发展。(4) 为保证国有资本授权经营体制切实发挥作用, 国有资本投资、运营公司应明确自身功能定位。一方面, 国有资本投资、运营公司应切实承担起去行政化的责任, 防范政府干预; 另一方面, 国有资本投资、运营公司需切实履行出资人职能, 促进国有企业内部治理和外部监管水平的提升, 有效约束管理层代理问题。(5) 为确保授权接得住、行得稳, 应加强国有企业行权能力建设, 同时要进一步完善国有企业绩效考核机制和激励约束机制, 以便更好地促进国有企业技术创新和资源配置效率的提升, 实现全要素生产率的提升, 助力国有企业高质量发展。

参考文献

- [1] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. 中国工业经济, 2018(4).
- [2] 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).
- [3] 蔡昉. 中国改革成功经验的逻辑[J]. 中国社会科学, 2018(1).
- [4] 肖曙光, 彭文浩, 黄晓凤. 当前制造业企业的融资约束是过度抑或不足——基于高质量发展要求的审视与评判[J]. 南开管理评论, 2020(2).
- [5] Hsieh, C. T., P. Klenow. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009(4).

- [6] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012(3).
- [7] 蔡晓慧, 茹玉骢. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗? ——基于中国制造业企业数据的经验研究[J]. 管理世界, 2016(11).
- [8] 池国华, 朱俊卿. 业绩考核制度可以抑制中央企业高管隐性腐败吗? ——基于薪酬契约激励效率的中介效应检验[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(5).
- [9] 欧佩玉, 孙俊勤. EVA 考核对中央企业非效率投资的影响[J]. 经济管理, 2018(5).
- [10] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015(2).
- [11] 李端生, 宋璐. 国有资本投资运营公司成立提高企业价值了吗? ——来自中央企业和省级改革试点的经验数据[J]. 经济与管理研究, 2020(10).
- [12] 卜君, 孙光国. 国资监管职能转变与央企高管薪酬业绩敏感性[J]. 经济管理, 2021(6).
- [13] 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).
- [14] 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).
- [15] 戚聿东, 肖旭. 新中国 70 年国有企业制度建设的历史进程、基本经验与未竟使命[J]. 经济与管理研究, 2019(10).
- [16] 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).
- [17] 廖红伟, 李凌杰. 完善国资监管体制与深化国有企业改革协同发展路径研究[J]. 内蒙古社会科学, 2021(4).
- [18] 柳学信. 国有资本的公司化运营及其监管体系催生[J]. 改革, 2015(2).
- [19] 麦磊, 王广亮, 顾琴. 国有资本投资运营公司与国企改革[J]. 现代经济探讨, 2016(8).
- [20] 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).
- [21] 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).
- [22] 李炳堃. 国企改革与混合所有制——基于委托代理理论视角[J]. 经济问题, 2017(12).
- [23] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010(5).
- [24] 王贞洁, 王惠. 低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双维视角的检验[J]. 经济管理, 2022(6).
- [25] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012(2).
- [26] 杨宝臣, 李晶晶. 基于 Bootstrap 的变结构面板协整检验方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(9).
- [27] 李文贵, 余明桂, 钟慧洁. 央企董事会试点、国有上市公司代理成本与企业绩效[J]. 管理世界, 2017(8).
- [28] 盛明泉, 陈一玲, 鲍群. 国企混合所有制改革对全要素生产率的影响、作用机制与异质性研究[J]. 经济纵横, 2021(7).
- [29] 廖冠民, 沈红波. 国有企业的政策性负担: 动因、后果及治理[J]. 中国工业经济, 2014(6).
- [30] 倪志良, 高正斌, 张开志. 政策性负担与国有企业杠杆率: 预算软约束的中介效应[J]. 产经评论, 2019(3).
- [31] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角[J]. 金融研究, 2012(10).
- [32] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5).
- [33] 陈克兢, 康艳玲, 万清清, 等. 外部大股东能促进企业创新吗——基于退出威胁视角的实证分析[J]. 南开管理评论, 2021(3).
- [34] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8).
- [35] 杜传忠, 金华旺. 制造业产融结合、资本配置效率与企业全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2021(2).
- [36] 岳希明, 李实, 史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学, 2010(3).
- [37] 郭宏, 李婉丽, 高伟伟. 政治治理、管理层权力与国有企业过度投资[J]. 管理工程学报, 2020(2).
- [38] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.

Does Authorized Operation of State-owned Capital Help the High-Quality Development of State-owned Enterprises

— Evidences from A-Share State-owned Listed Companies

CHEN Yan-li, QIAN Huai-an

Abstract: The reform of state-owned capital authorized operation system, which has been gradually piloted since 2014, is a major measure of the current reform of state-owned assets and state-owned enterprises. Based on this quasi natural experiment, this paper empirically examines the impact of state-owned capital authorized operation on the high-quality development of state-owned enterprises by using the staggered DID method with the data of A-share state-owned listed companies from 2009 to 2019. It is found that the authorized operation of state-owned capital can significantly promote the high-quality development of state-owned enterprises. Further analysis shows that the authorized operation of state-owned capital can alleviate the problems of government intervention and management agency, stimulate enterprise technological innovation and optimize the efficiency of resource allocation, and consequently improve the high-quality development of state-owned enterprises. The heterogeneity analysis shows that the promotion effect is more significant in local state-owned enterprises, competitive state-owned enterprises, state-owned enterprises with less management power and better external institutional environment.

Key words: authorized operation of state-owned capital; state-owned enterprises; high-quality development; total factor productivity

(责任编辑 周振新)