

盈利性导向下分类改革对商业类国有企业经营绩效的影响研究

袁晓玲,王恒旭,赵 锴

(西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710061)

[摘要]选取 2008—2020 年沪深 A 股上市公司的面板数据,采用双重差分模型剖析分类改革政策对商业类国有企业经营绩效的影响效果及作用机制,并进一步基于外部环境与企业属性的差异性进行验证。研究表明:分类改革政策显著提高了商业类国有企业的经营绩效;分类改革政策通过减轻政策性负担、降低委托代理成本、提升混合所有制程度等提升了商业类国有企业的经营绩效;从外部环境来看,相较于内陆地区,分类改革对沿海地区商业类国企经营绩效的提升作用更大;从企业属性来看,相较于特定功能类国企和地方国企,分类改革对商业竞争类国企和中央国企经营绩效的提升作用更大。

[关键词]分类改革;商业类国有企业;经营绩效;政策性负担;委托代理;混合所有制

[中图分类号]F272.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)02-0064-09

一、引言

党的二十届三中全会明确提出“深化国资国企改革,完善管理监督体制机制,增强各有关管理部门战略协同,推进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,增强核心功能,提升核心竞争力”等一系列国有企业的重点改革目标。国有企业不仅承担着包括弥补市场缺陷和服从战略安排等目标在内的公共性使命,还肩负着以国有资产保值增值为核心的盈利性使命,这使得国有企业长期陷入“扁担没扎,两头打塌”的“使命冲突”困境,严重制约了国有企业改革的成效与目标实现^[1]。在这一困境中,商业类国有企业受到的负面冲击最为明显。商业类国有企业涉及的行业主要包括工业制造、商贸流通、房屋建筑等,其核心使命在于提升国有经济活力、优化国有资本作用、确保国有资产保值增值,具有较大的盈利性与竞争性特点,但在“使命冲突”背景下难以发挥其本能,较低的经营绩效无法保证其健康稳定发展。为摆脱这一困境,国资委、财政部、发改委三部委于 2015 年 12 月印发了《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》(以下简称《指导意见》),详细提出了基于国有企业功能界定的分类改革举措,尤其以监管和考核等方式强调了商业类国有企业的盈利性使命,力求有针对性地对不同类型国有企业进行分类监管和治理,从而最大化实现国有企业改革效能。在此背景下,本文认为特别需要深入探讨和明确的是:分类改革能否有效提高商业类国有企业的经营绩效?分类改革如何影响商业类国有企业的经营绩效?分类改革对商业类国有企业经营绩效的作用效果是否存在差异?对上述问题的回答不仅可以对国有企业分类改革所释放的红利与增量空间进行直观展示,还能够为如何通过分类改革提高商业类国企经营绩效、持续推动各类国有企业高质量发展提供理论依据和政策支撑。

学者们对分类改革政策的讨论主要体现在三个方面:一是围绕国有企业分类改革政策的现实意义进行阐述,认为分类改革政策是社会主义市场经济体制在微观企业层面有机融合的创新体现^[1],是在国际贸易政策不确定性背景下国有企业主动适应竞争中性原则的适时举措^[2],是持续推进国有企业混合所有制改革、建立中国特色现代企业制度的基本原则^[3]。二是以国有企业类型划分为切入点,分析国有企业分类改革的实践路径。

[收稿日期]2024-05-15

[基金项目]教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(20JZD012);国家社会科学基金后期资助暨优秀博士论文项目(22FJYB008);国家社会科学基金青年项目(23CTJ008)

[作者简介]袁晓玲(1964—),女,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师,博士,从事宏观政策与企业治理研究;王恒旭(1998—),男,河北邯郸人,西安交通大学经济与金融学院博士研究生,从事政策评估与企业治理研究,通信作者,E-mail:wanghengxu@stu.xjtu.edu.cn;赵锴(1982—),男,陕西西安人,西安交通大学经济与金融学院副教授,博士生导师,博士,从事创新阶层研究。

常见的分类方式主要基于两个视角,根据国有企业是否具有竞争性、公益性、战略性形成的二分法、三分法、四分法等静态划分视角^[4-7]以及基于国有企业经济功能和社会功能的“公益商业比”动态变动划分视角^[8]。三是借助上市企业的大样本数据检验分类改革在企业治理、管理者薪酬、投资行为、经营绩效等方面产生的政策效应^[9-12]。另外,学者们从地区、行业和企业等不同层面出发,探讨了影响国有企业经营绩效的各种因素,包括股权配置、治理体系、市场化程度、财政压力等^[13]。综上,现有文献大多关注国有企业分类改革效应或经营绩效提升等单方面的问题,鲜有研究将两者纳入同一框架内进行识别,特别是针对盈利性使命这一本源性问题直接回答分类改革能否提升商业类国有企业经营绩效的文献更少,少量研究仅从单一视角讨论了中间机制与异质性作用,未能构建相对完备的理论分析框架。

鉴于此,本文聚焦商业类国有企业,以如何在“使命冲突”的现实困境下推动国有企业改革为题眼,深入探讨国有企业分类改革对经营绩效的提升作用。本研究的可能贡献如下:(1)围绕分类改革对商业类国有企业经营绩效的提升作用构建了“影响效果—作用机制—异质性影响”的理论分析框架,从政策性负担、委托代理成本、混合所有制程度等方面剖析分类改革如何作用于商业类国有企业的经营绩效,进一步丰富了相关理论成果。(2)基于理论分析框架,选取我国2008—2020年上市公司数据,采用双重差分模型进行准自然实验检验,为分类改革如何作用于商业类国有企业的经营绩效提供了经验证据。(3)进一步考察了分类改革政策影响商业类国有企业经营绩效在不同企业属性和外部环境中的异质性,拓展了两者关系的研究视角,有助于深化对分类改革与国有企业经营绩效内在关系的认知。

二、政策背景与理论分析

(一) 国有企业分类改革政策背景

历经二十世纪八十年代的放权让利与转换企业经营机制、九十年代探索建立现代企业制度与战略性重组、二十一世纪第一个十年以成立国资委为标志的监管体制改革、新时代全面深化国有企业改革等^[14],我国国有企业始终结合时代背景、围绕特定主题进行着深化改革,并取得了巨大进展。但也要看到,以往改革均限于在国有企业总体使命定位下考虑改革议程,并未进一步根据具体企业所处行业和功能定位进行差异化考量,导致国有企业面临的“使命冲突”难题在历经多轮改革后逐渐凸显。为此,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》提出要进一步深化国有企业改革,首次指出要“准确界定不同国有企业功能”;2015年8月,中共中央、国务院颁布的《关于深化国有企业改革的指导意见》进一步明确了“分类推进国有企业改革”的总体要求,并将之置于所有国有企业改革措施的首要位置;2015年12月,国资委等三部门出台了具有行动范本意义的《指导意见》,标志着国有企业分类改革进入实质性实施阶段。

《指导意见》根据国有企业在经济社会发展中的作用及发展需求,将其分为商业类和公益类两大类,并要求商业类国有企业要以增强国有经济活力、放大国有资本功能、实现国有资产保值增值为主要目标,按照市场化标准运作,依法自主开展生产经营,实现优胜劣汰、有序进退的动态调整,还详细部署了分类推进改革、促进发展、实施监管和定则考核等具体配套措施,以激励商业类国有企业更加聚焦盈利性使命。相应地,各级国有企业主管部门根据《指导意见》相继出台了细化方案,如:国资委和财政部于2016年8月印发了《关于完善中央企业功能分类考核的实施方案》,明确了符合中央企业功能定位实际的分类考核方案,旨在发挥业绩考核在分类改革中的导向和激励约束作用;各地方政府或地方国资委也陆续出台了以商业类和公益类为基本划分原则的分类监督和考核实施方案,强调商业类国有企业的盈利性使命^①。可见,分类改革已经成为新时代全面深化国有企业改革的前提和抓手,甚至有学者将步入新时代后的国有企业改革阶段定义为分类改革阶段^[15]。分类改革政策通过明确商业类国有企业的盈利性导向强化了其以经营业绩为核心的考评体系,这对商业类国有企业的经营绩效必将产生重大影响,也为研究“使命冲突”背景下商业类国有企业聚焦盈利性使命如何影响其经营绩效提供了外生冲击。

(二) 分类改革政策与商业类国有企业经营绩效

在社会主义市场经济中,国有企业被赋予缓解“市场失灵”、支撑发展战略、保障国家安全等公共性使命,但

^①本文整理了各省区市响应国有企业分类改革的政策方案发布情况,未具体列出,留存备案。

商业类国有企业在不加区分地承担上述使命时会降低自身营运效能,导致企业内部的资源配置扭曲和对外竞争力削弱。在“使命冲突”背景下,商业类国有企业锚定“双重目标”不仅容易使得企业定位不清晰,从而制约发展潜力,还会使得企业经理人在多目标选择中寻求个人利益最大化的灰色空间,加剧委托代理问题。作为国有企业功能界定与分类的顶层设计,分类改革政策通过明确商业类国有企业的盈利性定位、强调盈利性目标在监管和考核中的重要地位,强化了商业类国有企业的盈利性导向。分类改革政策的实施有助于商业类国有企业明确发展目标、压缩经理人的灰色空间,使企业发展回归到竞争性市场要求的运行轨道上,从而努力提升自身经营绩效。具体来说,分类改革政策的实施可以通过如下途径和机制作用于商业类国有企业经营绩效。

一是政策性负担机制。国有企业的控股股东或最终控制人是兼具经济增长、稳定就业等多重目标于一体的政府,掌握着国有企业经理人的任免权。在中国特色的经济分权和政治集权的纵向管理体制下,政府官员更多关注国有企业在促进经济增长、带动地方就业等方面的贡献,而较少考虑国有企业的经营效益,因此在设计国有企业经理人的晋升机制时会侧重于对其政治绩效的考察,从而激励企业经理人承担公共性使命^[16]。而企业经理人为实现个人利益最大化,当面对地方政府的干预性行为时,会倾向于作出符合地方政府要求的决策,在一定程度上忽视了国有企业的长远收益和经济效益。商业类国有企业由于承担公共性使命而肩负着与现代企业经营目标相悖的政策性负担^[17],从而降低了企业的经营业绩^[18]。在分类改革政策实施之后,商业类国有企业具有了明确的盈利性导向,且在经理人考核中经济效益目标占有更大的权重,这将显著减轻商业类国有企业承担的政策性负担,同时激励企业经理人专注于提升经营绩效。

二是委托代理成本机制。国有企业的所有者缺位和多层级代理问题是其经济效益始终难以达到预期的主要原因,突出表现为国有企业的委托代理成本过高。根据委托代理理论,信息不对称和利益不一致会导致产生代理人追求自身利益而非委托人利益的问题,具体到“使命冲突”背景下的国有企业,作为委托人的国家与作为代理人的企业经理人之间存在委托代理问题。国有企业同时追求“双重目标”增加了目标的复杂性和多样性,使得绩效评估标准复杂化,委托人难以全面掌握和监控经理人的行为,因此企业经理人可能会选择性地展示有利于自身的绩效指标,忽视或隐藏不利于自身的部分,从而实施机会主义行为^[19]。同时,“双重目标”模糊了代理人的责任范围,当企业经营绩效不佳时,经理人可以将责任推诿到承担的公共性使命上,从而助长道德风险的发生。机会主义行为和道德风险的增加都直接加重了国有企业的委托代理成本^[20],而分类改革政策通过界定商业类国有企业的盈利性定位,压缩了经理人利用公共性使命实施机会主义行为和增加道德风险的灰色空间,降低了所有者的委托代理成本,最终会提高企业的经营绩效。

三是混合所有制改革机制。混合所有制改革旨在增加国有企业股权的多元化,推动不同所有制资本的优势互补、协同发展,最终目的是重塑国有企业经营管理方式并提高国有资本的活力和营运效率。然而,混合所有制改革存在较大阻力,原因主要是混合所有制改革通过引入非国有资本的方式压缩了原有经营者的寻租空间,剥离了部分国有企业额外承担的地方政府职责,这损害了原有经营者和地方政府等既得利益者的权益^[21]。分类改革政策通过划清不同类别国有企业的职责并分别赋予差异化考核的方式,从源头上防止了既得利益者通过阻碍非国有资本进入商业类国有企业而获得既有权益的做法,能够减缓混合所有制改革的阻力,提高商业类国有企业的股权多元化水平,从而重塑企业经营管理方式,提高经营绩效^[22]。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H1:分类改革政策能够提高商业类国有企业经营绩效。

(三)分类改革政策提高商业类国有企业经营绩效的异质性分析

我国幅员辽阔,各类政策的实施效果受制于不同地区的经济发展水平和政策实施基础,而且国有企业具有隶属层级鲜明、所处行业广泛等特征。因此,本文进一步基于外部环境与企业属性的差异来识别分类改革政策对商业类国有企业经营绩效产生的不同作用效果。

首先,基于外部环境差异视角分析分类改革政策对商业类国有企业经营绩效的异质性影响。第一,改革开放以来的分权化改革赋予了地方政府极大的经济自主权和资源支配权,其中重要表现形式之一就是地方政府获得了大量的国有企业控制权。分权化改革和以中央任命为主的政治激励也促使地方政府间逐渐形成了以经济增长为核心的“晋升锦标赛”与“层层加码”现象^[23]。如各级政府在制定地区经济增长预期目标时存在大量“自我施压”现象,会对上级政府提出的预期目标进行不同程度的加码,大部分地区最终能够实现甚至超额完成预期

的经济增长目标。地方政府这种“层层加码”后的“兑现竞争”在很大程度上是通过国有企业进行干预实现的^[24],国有企业因此承担着源于地方政府的多重公共性目标^[25],而对于经济效益的聚焦不够。因此,在“层层加码”程度较高的地区,国有企业受到地方政府多重目标的约束仍旧较大,分类改革对于商业类国有企业经营绩效的提升作用可能不太明显。第二,我国由沿海到内陆逐步推进的改革开放塑造了特征明显的经济空间格局,集中体现在沿海地区民营经济占比更高、财政压力更小、营商环境更优、各项制度更规范等^[26-27],因此沿海地区地方政府干预国有企业的动机较弱,更容易使国有企业围绕分类改革政策聚焦经营绩效目标。与沿海地区国有企业偏向探索技术创新、制度改革等前沿的目标定位不同,内陆地区国有企业更加偏向缩小地区差距、服务社会民生等目标定位,因此相对更难聚焦经营绩效。已有关于国有企业改革的研究也发现,沿海地区国有企业改革的效果更加明显^[28]。

其次,基于企业属性差异视角分析分类改革政策对商业类国有企业经营绩效的异质性影响。第一,《指导意见》在将国有企业划分为商业类和公益类的基础上,进一步根据不同的战略定位和发展目标,将商业类国有企业细分为市场化运作的商业竞争类国有企业和兼顾经济、社会及安全效益的特定功能类国有企业,并明确了这两类企业的角色定位和主要目标,其中特别强调了特定功能类企业需要实现经济效益、社会效益与安全效益的有机统一。显然,相较于商业竞争类企业,特定功能类企业被赋予的盈利性预期较低,且相关考核措施也兼顾了部分公共性使命,因此分类改革对于特定功能类国有企业的影响可能较小。第二,企业产权性质带来的委托代理问题以及国有企业自身资源优势等可能会对分类改革提升国有企业经营绩效的影响产生异质性作用。根据国有企业所有权的不同,我国国有企业可以分为中央直接监管的国有企业(中央国企)和地方政府监管的国有企业(地方国企)。相较于地方国企,中央国企在财务审计等方面会受到更为严格的监督,中央国企的经理人更容易受到委托人目标任务的约束^[29],因此在面对分类改革政策时,中央国企经理人对于提升企业经济效益的反应可能会更加积极。此外,地方政府扮演着中央政府的代理人角色,需要承担促进经济增长、维持就业稳定等多重政治任务,干预地方国企的动机更加强烈^[30]。地方国企经理人在面对分类改革政策时,除了锚定提升企业经营绩效的经济目标外,在一定程度上还会受到地方政府的政治目标的约束,因此分类改革对于地方国企的影响可能较小。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H2a:相较于高加码地区,分类改革对低加码地区商业类国有企业的经营绩效具有更大的改善作用。

H2b:相较于内陆地区,分类改革对沿海地区商业类国有企业的经营绩效具有更大的改善作用。

H2c:相较于特定功能类国有企业,分类改革对商业竞争类国有企业的经营绩效具有更大的改善作用。

H2d:相较于地方国企,分类改革对中央国企的经营绩效具有更大的改善作用。

三、研究设计

(一)模型构建

根据研究思路与所提研究假设,本文首先构建如下双重差分模型来检验 H1:

$$ROE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \sum FIRM + \sum YEAR + \sum PROVINCE + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中, ROE_{it} 为被解释变量; DID_{it} 为核心解释变量; $Control_{it}$ 为一组企业和地区层面的控制变量; $\sum FIRM$ 为企业个体固定效应; $\sum YEAR$ 为时间固定效应; $\sum PROVINCE$ 为省份层面地区固定效应,用以控制其他不可观察的地区特征; ε_{it} 为随机扰动项。

为进一步考察分类改革影响商业类国有企业经营绩效的作用机制,在模型(1)的基础上,本文进一步构造如下模型:

$$M_{it} = \eta_0 + \eta_1 DID_{it} + \eta_2 Control_{it} + \sum FIRM + \sum YEAR + \sum PROVINCE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$ROE_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 Control_{it} + \sum FIRM + \sum YEAR + \sum PROVINCE + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为机制变量,包括政策性负担、委托代理成本和混合所有制程度。机制检验步骤如下:首先对模型(2)进行回归,如果 DID_{it} 的回归系数显著为负,则表明分类改革能够弱化政策性负担、降低委托代理成本、提升

混合所有制程度;然后对模型(3)进行回归,如果 M_{it} 的回归系数仍显著为负,则表明分类改革能通过上述机制提高商业类国有企业的经营绩效。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为经营绩效(ROE)。借鉴已有研究^[31-32],本文使用净资产收益率(ROE)衡量企业的经营绩效,并选取总资产收益率(ROA)和成本费用利润率(CPR)作为稳健性检验指标。

2. 解释变量

本文的核心解释变量为国有企业分类改革冲击(DID)。该指标为虚拟变量,当样本为受改革影响的国有企业且在 2016 年及之后时,赋值为 1,其余情况赋值为 0。由于《指导意见》在 2015 年 12 月发布,且多数省区市已于 2016 年及之前发布了具体政策措施,故本文将 2016 年作为政策实施起点年份^[11]。

3. 机制变量

第一,政策性负担(Bur)。国有企业承担政策性负担的重要表现之一就是增加雇员来缓解地区就业压力。借鉴已有研究,本文采用能够反映冗余雇员规模的期望雇员模型残差来表征政策性负担水平^[33-34]。第二,委托代理成本(Man)。本文使用企业的管理费用率来衡量委托代理成本,由企业管理费用除以主营业务收入计算得到^[35]。第三,混合所有制程度(Mix)。本文以各企业前十大股东中国有股东持股比例与非国有股东持股比例的比值来衡量混合所有制程度^[36]。该值越大,表明企业前十大股东中国有股东所占份额越大,混合所有制程度越低。

4. 控制变量

为控制其他可能产生干扰的因素,本文加入了企业层面控制变量,具体包括:企业规模(Size),总资产的对数值;资产负债率(Lev),总负债与总资产的比值;固定资产比例(Fixed),固定资产与总资产的比值;营业收入增长率(Grow),当年营业收入减去上一年度营业收入的差除以上一年度营业收入;两职合一(Post),董事长和总经理是否合二为一,为虚拟变量;独董比例(Inde),独董人数与董事会人数的比值;第一大股东持股比例(Top1),第一大股东持股数与公司总股数的比值。另外,为避免企业受到所在地区经济发展水平的影响,本文还控制了企业所在省份的人均地区生产总值(Rgdp)。主要变量的描述性统计结果见表 1。

(三) 数据说明

本文选取 2008—2020 年沪深 A 股非金融上市公司作为基准研究样本,以受到分类改革政策冲击的国有上市企业为实验组,以未受到政策冲击的非国有上市企业为对照组。根据已有研究,国有上市企业作为政府推动国有企业深化改革的重要抓手,一般都以盈利为目的,因而不符合公益类国有企业的功能定位,故认为国有上市企业均为商业类国有企业^[9]。同时,基于我国 2007 年实施的新会计准则对财务数据口径影响的考虑,本文以 2008 年为样本起始年份。企业数据均来源于 Wind 数据库,并依据研究惯例剔除了初始数据中具有以下特征的样本:金融行业上市企业,ST、PT 类上市企业,关键变量数据缺失的上市企业,非连续存在的上市企业以及相关数据有明显错误的上市企业。最终,本文获得 22427 个企业-年份观测值。地区层面数据主要来源于《中国统计年鉴》和各省区市政府工作报告。为缓解极端异常值的影响,本文在前后 1% 分位数水平上进行了缩尾处理。

表 1 主要变量的描述性统计结果

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 25 分位数 | 中位数 | 75 分位数 | 最大值 |
|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| ROE | 22427 | 0.064 | 0.159 | -0.966 | 0.028 | 0.073 | 0.127 | 0.422 |
| ROA | 22427 | 0.040 | 0.062 | -0.212 | 0.013 | 0.036 | 0.069 | 0.228 |
| CPR | 22427 | 0.115 | 0.202 | -0.578 | 0.027 | 0.077 | 0.168 | 1.006 |
| DID | 22427 | 0.194 | 0.396 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Size | 22427 | 22.316 | 1.339 | 19.575 | 21.382 | 22.161 | 23.094 | 26.330 |
| Lev | 22427 | 0.465 | 0.208 | 0.062 | 0.304 | 0.463 | 0.621 | 0.955 |
| Fixed | 22427 | 0.240 | 0.173 | 0.002 | 0.103 | 0.206 | 0.347 | 0.733 |
| Grow | 22427 | 0.158 | 0.416 | -0.577 | -0.033 | 0.095 | 0.247 | 2.727 |
| Post | 22427 | 0.214 | 0.410 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| Inde | 22427 | 0.371 | 0.053 | 0.300 | 0.333 | 0.333 | 0.400 | 0.571 |
| Top1 | 22427 | 35.845 | 15.280 | 9.050 | 23.640 | 33.960 | 46.770 | 75.460 |
| Rgdp | 22427 | 0.678 | 0.333 | 0.154 | 0.422 | 0.634 | 0.875 | 1.642 |

四、回归结果分析

(一) 基准回归分析

本文首先对模型(1)进行回归,以评估分类改革政策效果,基准回归结果如表 2 所示。其中,列(1)和列(2)

为被解释变量是净资产收益率的回归结果。列(3)和列(4)汇报了采用倾向得分匹配双重差分模型(PSM-DID)的回归结果,具体地,本文将所有控制变量作为匹配的协变量,采用1:1最近邻匹配法对处理组与对照组企业进行倾向得分匹配,获得了22102个企业-年份观测值。列(5)和列(6)分别为被解释变量是总资产收益率和成本费用利润率的回归结果。可以看出,*DID*的估计系数均在1%水平上显著为正,表明分类改革政策的实施确实能够提高商业类国有企业的经营绩效,H1得证。从经济意义来讲,以列(2)为例,*DID*的估计系数为0.014,样本范围内企业ROE的均值为0.064,表明分类改革政策使商业竞争类国有企业经营绩效平均提高了21.88%。

(二)平行趋势检验

适用双重差分模型的一个基本前提是满足平行趋势假定,即在政策冲击发生前,国有企业和非国有企业的经营绩效具有相同的发展趋势。为此,本文借助事件研究法进行平行趋势检验,以考察随时间变化的政策动态效应,检验结果如图1所示。可以看到,在实施国有企业分类改革政策前的年份中,回归得到的估计系数均不显著,说明处理组与对照组企业在分类改革前的经营绩效发展趋势并无显著差异,满足平行趋势假设。此外,分类改革后估计系数从政策实施的第三年(2018年)开始显著,表明这一政策对商业类国有企业经营绩效的正向影响具有一定滞后性,原因可能是从政策出台到具体执行存在一定的时间差,且政策执行过程中还涉及企业内部资产和人员等的结构性调整、市场机制的引入、管理理念的转变等。

(三)安慰剂检验

本文在双重差分模型中,尽管控制了关键变量,但仍可能存在无法观测的因素会对政策评估产生潜在影响,从而导致识别假设不完全成立。鉴于此,本文借助安慰剂检验进行稳健性分析。具体地,本文随机生成分类改革政策对企业的虚拟冲击并重复500次,并计算随机处理后系数估计值的均值,结果如图2所示。可以看出,构造随机冲击后回归系数估计值集中分布在零值附近,且明显远离受到真实政策冲击下基准回归结果中的系数估计值(0.014),表明本文的结论不太可能是由非观测因素驱动导致的。

(四)作用机制检验

表3报告了分类改革政策作用于商业类国有企业经营绩效的机制。列(1)和列(2)为分类改革政策通过政策性负担机制作用于商业类国有企业经营绩效的结果。可以看出,分类改革政策能够显著减轻商业类国有企业的政策性负担,并通过这一机制显著提高了商业类国有企业的经营绩效,这表明分类改革政策确实减轻了商业类国有企业中以冗余雇员为代表的政策性负担,使其专注于盈利性目标,从而有效提升了经营绩效。列(3)

表2 基准回归结果

| 变量 | (1) ROE | (2) ROE | (3) ROE | (4) ROE | (5) ROA | (6) CPR |
|-------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>DID</i> | 0.025 *** (6.295) | 0.014 *** (3.774) | 0.026 *** (6.456) | 0.015 *** (4.006) | 0.008 *** (6.056) | 0.013 *** (3.189) |
| <i>Size</i> | | 0.035 *** (9.379) | | 0.035 *** (9.429) | 0.008 *** (7.059) | 0.041 *** (11.951) |
| <i>Lev</i> | | -0.360 *** (-21.835) | | -0.362 *** (-21.825) | -0.148 *** (-31.707) | -0.418 *** (-29.979) |
| <i>Fixed</i> | | -0.155 *** (-10.217) | | -0.154 *** (-10.018) | -0.070 *** (-14.055) | -0.224 *** (-13.818) |
| <i>Grow</i> | | 0.080 *** (25.274) | | 0.079 *** (25.487) | 0.032 *** (29.465) | 0.053 *** (14.567) |
| <i>Post</i> | | -0.004 (-1.050) | | -0.004 (-1.008) | 0.000 (0.139) | 0.000 (0.076) |
| <i>Inde</i> | | -0.061 ** (-2.081) | | -0.068 ** (-2.274) | -0.013 (-1.268) | 0.003 (0.087) |
| <i>Top1</i> | | 0.002 *** (9.833) | | 0.002 *** (9.762) | 0.001 *** (11.266) | 0.002 *** (8.334) |
| <i>Rgdp</i> | | -0.035 *** (-3.217) | | -0.035 *** (-3.172) | -0.010 *** (-2.802) | -0.018 (-1.445) |
| <i>Constant</i> | 0.060 *** (46.241) | -0.544 *** (-6.610) | 0.059 *** (45.426) | -0.552 *** (-6.662) | -0.075 *** (-2.912) | -0.598 *** (-7.848) |
| <i>FirmFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>YearFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>ProvinceFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| R ² | 0.303 | 0.418 | 0.309 | 0.422 | 0.542 | 0.589 |
| N | 22427 | 22427 | 22102 | 22102 | 22427 | 22427 |

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

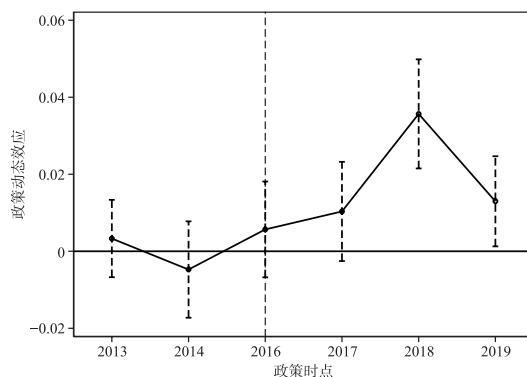


图1 平行趋势检验

和列(4)为分类改革政策通过委托代理成本机制作用于商业类国有企业经营绩效的结果。可以看出,分类改革政策能够显著降低商业类国有企业的委托代理成本,并通过这一机制显著提高了商业类国有企业的经营绩效,这表明分类改革政策压缩了商业类国有企业经理人利用公共性使命实施机会主义行为和增加道德风险的灰色空间,降低了所有者的委托代理成本,最终提高了企业的经营绩效。列(5)和列(6)为分类改革政策通过混合所有制程度机制作用于商业类国有企业经营绩效的结果。可以看出,分类改革政策能够显著减少商业类国有企业中国有股东的相对份额,即增加了非国有股东的相对份额,并通过提高混合所有制程度这一机制显著提高了商业类国有企业的经营绩效,这表明分类改革政策通过提高商业类国有企业的股权多元化水平重塑了企业的经营管理方式,最终提高了经营绩效。

此外,为确保机制变量之间不存在相互影响,借鉴胡春阳等、范云朋的做法^[37-38],本文借助链式多重中介效应模型和交叉控制方法进一步进行了稳健性检验,检验结果(未列示,备索)排除了机制变量之间存在相互影响的可能性。

五、进一步分析

(一)基于外部环境的异质性分析

第一,本文根据手动整理的样本期内中央和各省区市两级政府工作报告中的经济增长目标数据,测算省级层面各地区的经济增长目标加码程度,并以年份-地区均值为界,以企业所在地区加码程度是否大于相应均值为标准将样本划分成高加码地区和低加码地区,然后进行分组回归,以观察不同的地区加码程度下 *DID* 的估计系数是否存在显著性差异,回归结果见表 4 列(1)和列(2)。两组样本中 *DID* 的估计系数均显著为正,且自抽样 1000 次的费舍尔组合检验结果显示两组系数也没有显著性差别,这表明分类改革政策提升商业类国有企业经营绩效的作用不会因地区加码程度高低而呈现系统性差异,H2a 未得到实证支持。第二,本文根据企业所在省份的地理区位将样本分为沿海地区和内陆地区,然后进行分组回归,以观察不同的地理区位下 *DID* 的估计系数是否存在显著性差异,回归结果见表 4 列(3)和列(4)。两组样本中 *DID* 的估计系数均显著为正,但在沿海地区样本中 *DID* 的估计系数更大,且两组样本间差异在 10% 水平上显著,这表明相较于内陆地区,分类改革政策对于沿海地区商业类国有企业经营绩效的提升作用更加明显,H2b 得证。也就是说,沿海地区的经济发展水平相对更高,地方政府干预国有企业的动机更弱,更容易使商业类国有企业围绕分类改革政策聚焦于经营绩效目标。

表 3 分类改革提升商业类国有企业经营绩效的机制检验结果

| 变量 | 政策性负担 | | 委托代理成本 | | 混合所有制程度 | |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | <i>Bur</i> | <i>ROE</i> | <i>Man</i> | <i>ROE</i> | <i>Mix</i> | <i>ROE</i> |
| <i>DID</i> | -0.094 * | 0.013 *** | -0.017 *** | 0.014 *** | -0.017 *** | 0.014 *** |
| | (-1.832) | (3.571) | (-6.339) | (3.642) | (-6.339) | (3.704) |
| <i>Bur</i> | | -0.010 *** | | | | |
| | | (-8.931) | | | | |
| <i>Man</i> | | | | -0.028 *** | | |
| | | | | (-2.983) | | |
| <i>Mix</i> | | | | | | -0.018 *** |
| | | | | | | (-5.669) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>FirmFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>YearFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>ProvinceFE</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| R ² | 0.985 | 0.430 | 0.561 | 0.418 | 0.561 | 0.422 |
| N | 22427 | 22427 | 22427 | 22427 | 22427 | 22427 |

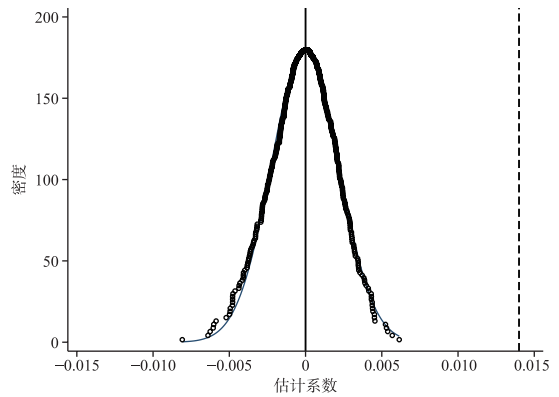


图 2 安慰剂检验

表 4 基于外部环境异质性的回归结果

| 变量 | 高加码地区 | 低加码地区 | 沿海地区 | 内陆地区 |
|-------------------|------------|------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> |
| <i>DID</i> | 0.021 ** | 0.020 *** | 0.018 *** | 0.010 ** |
| | (2.104) | (4.346) | (2.835) | (2.064) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>FirmFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>YearFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>ProvinceFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| R ² | 0.514 | 0.477 | 0.435 | 0.438 |
| N | 4701 | 15861 | 13446 | 8981 |
| 费舍尔组合 检验 P 值 | | 0.340 | | 0.067 * |

(二) 基于企业属性的异质性分析

第一,本文借鉴魏明海等^[9]的分类标准,根据两位数行业代码将国有上市企业划分为特定功能类国有企业和商业竞争类国有企业,然后进行分组回归,以观察不同功能定位下 *DID* 的估计系数是否存在显著性差异,回归结果见表 5 列(1)和列(2)。两组样本中 *DID* 的估计系数均显著为正,但在商业竞争类国有企业样本中这一估计系数更大,且两组样本间差异在 1% 水平上显著, *H2c* 得证。也就是说,相较于商业竞争类国有企业,特定功能类国有企业被赋予的盈利性预期较低,且相关考核措施也兼顾了部分公共性使命,故分类改革政策对其的影响较小。第二,本文将处理组的国有上市企业根据产权性质划分为地方国企和中央国企

两类,并进行分组回归,以观察不同产权性质下 *DID* 的估计系数是否存在显著性差异,回归结果见表 5 列(3)和列(4)。两组样本中 *DID* 的估计系数均显著为正,但在中央国企样本中这一估计系数更大,且两组样本间差异在 1% 水平上显著, *H2d* 得证。也就是说,相较于中央国企,地方国企经理人即使专注于盈利性使命,但仍然可能受到来自地方政府的干预,因此分类改革政策对地方国企的正向影响相对较小。

表 5 基于企业属性异质性的回归结果

| 变量 | 特定功能类 | 商业竞争类 | 地方国企 | 中央国企 |
|------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> | <i>ROE</i> |
| <i>DID</i> | 0.010 ** (2.271) | 0.027 *** (5.386) | 0.012 *** (3.025) | 0.024 *** (2.919) |
| <i>Controls</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>FirmFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>YearFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>ProvinceFE</i> | YES | YES | YES | YES |
| <i>R</i> ² | 0.435 | 0.432 | 0.427 | 0.452 |
| <i>N</i> | 15004 | 18709 | 21078 | 12635 |
| 费舍尔组合 检验 <i>P</i> 值 | 0.000 *** | | 0.000 *** | |

六、结论与建议

本文基于 2008—2020 年中国沪深 A 股上市公司的微观数据,借助 2016 年实施的国有企业分类改革政策这一准自然实验构造双重差分模型,分析了分类改革对商业类国有企业经营绩效的影响效果及作用机制,并基于外部环境与企业属性的差异进行了异质性检验。研究发现:(1)分类改革政策显著提升了商业类国有企业的经营绩效,且这一效果在多重稳健性检验后依然显著。(2)分类改革政策通过减轻政策性负担、降低委托代理成本、提高混合所有制程度等提升了商业类国有企业的经营绩效。(3)异质性检验发现,从外部环境来看,相较于内陆地区,分类改革对沿海地区商业类国企经营绩效的提升作用更大;从企业属性来看,相较于特定功能类国企和地方国企,分类改革对商业竞争类国企和中央国企经营绩效的提升作用更大。

结合所得研究结论,本文提出以下政策建议:(1)推进以分类改革引领国有企业全面深化改革的工作。分类改革精准回应了国有企业应该如何破解“使命冲突”这一历史性难题,为新时代全面深化国有企业改革提供了关键抓手。要坚持分类改革思想,以分类改革政策作为深化国有企业各项改革的前提条件与制度框架,通过清晰界定各类国有企业的功能定位与使命任务,来制定差异化的改革方案。(2)坚持商业类国有企业的盈利性导向。商业类国有企业承担着提升国有经济活力、优化国有资本作用、确保国有资产保值增值的使命,需要以盈利性为导向不断优化资源配置效率、提升管理运营能力、完善现代企业制度,最终提高自身可持续竞争力,以服务国家发展大局。因此,要持续通过监管和考核等方式激励商业类国有企业聚焦盈利性使命,压缩经理人借助“使命冲突”谋求个人利益的灰色空间。(3)完善分类改革政策方案。分类改革政策在不同的外部环境和企业属性下对商业类国有企业经营绩效的提升效果有所不同,因此需要进一步完善分类改革的政策方案。以考察地方商业类国有企业分类改革效果为关键,不断提高地方政府和地方国企经理人对于分类改革政策的认同感与积极性,避免地方政府干预商业类国有企业的经营决策,使商业类国有企业能够按照市场化原则独立自主地开展生产经营活动。

参考文献:

- [1] 黄群慧,余菁. 新时期的新思路:国有企业分类改革与治理[J]. 中国工业经济,2013(11):5-17.
- [2] 黄速建,肖红军,王欣. 竞争中性视域下的国有企业改革[J]. 中国工业经济,2019(6):22-40.
- [3] 黄群慧. 国有企业分类改革论[J]. 经济研究,2022(4):4-12.
- [4] 杨瑞龙. 国有企业分类改革的战略选择[J]. 中国工业经济,1999(8):9-11.
- [5] 张淑敏. 国有企业分类改革的目标模式探讨[J]. 财经问题研究,2000(8):40-43.
- [6] 石玉军. 论国际规范视角下的国有企业分类改革[J]. 经济学家,2017(3):11-17.
- [7] 胡锋. 国有企业分类改革:动因、理论指导与当前实践[J]. 湖湘论坛,2017(2):88-94.

- [8] 徐丹丹,董莹,孔晓旭,等. 国有企业分类改革的操作性困境能破解吗? ——基于功能变动视角的衡量分析[J]. 经济社会体制比较,2018(4):9-15+23.
- [9] 魏明海,蔡贵龙,柳建华. 中国国有上市公司分类治理研究[J]. 中山大学学报(社会科学版),2017(4):175-192.
- [10] 李禹桥,陈林. 国有企业分类改革与高管薪酬[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),2020(4):14-25.
- [11] 朱滔,占梦婷. 分类改革提升了竞争类国企的投资效率吗? [J]. 财务研究,2021(1):45-57.
- [12] 吕淳瑜. 分类改革提升了商业类国企的企业绩效吗? [J]. 特区经济,2021(5):115-120.
- [13] 李焯,黄速建. 我国国有企业的综合绩效影响因素研究——以 2006—2014 年沪深国有 A 股公司为样本[J]. 经济管理,2016(11):60-71.
- [14] 国企改革历程编写组. 国企改革历程(1978—2018)[M]. 北京:中国经济出版社,2019.
- [15] 黄群慧. “新国企”是怎样炼成的——中国国有企业改革 40 年回顾[J]. 中国经济学人,2018(1):58-83.
- [16] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究,2004(6):33-40.
- [17] Liao G M, Chen X, Jing X, et al. Policy burdens, firm performance, and management turnover[J]. China Economic Review, 2009, 20(1):15-28.
- [18] 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):96-108.
- [19] 祝志勇. 国有企业的市场目标和社会目标相融性探析[J]. 财经问题研究,2007(1):13-18.
- [20] Xin Q, Bao A, Hu F. West meets east: Understanding managerial incentives in Chinese SOEs[J]. China Journal of Accounting Research, 2019, 12(2):177-189.
- [21] 綦好东,郭骏超,朱炜. 国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径[J]. 管理世界,2017(10):8-19.
- [22] 杨萱. 混合所有制改革提升了国有企业绩效吗? [J]. 经济体制改革,2019(6):179-184.
- [23] 周黎安,刘冲,厉行,等. “层层加码”与官员激励[J]. 世界经济文汇,2015(1):1-15.
- [24] 余泳泽,张少辉,杜运苏. 地方经济增长目标约束与制造业出口技术复杂度[J]. 世界经济,2019(10):120-142.
- [25] 曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. 经济学(季刊),2014(4):1415-1436.
- [26] 涂正革,程焱,张沐. 中国营商环境地区差异及时空演变特征研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022(7):3-25.
- [27] 孙国锋,薛姣. 营商环境对城乡收入差距的影响——劳动力就业的调节效应[J]. 审计与经济研究,2023(4):84-93.
- [28] 申广军,陈斌开,杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究,2016(11):70-82.
- [29] 辛清泉,林斌,王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资[J]. 经济研究,2007(8):110-122.
- [30] 张纯,高吟. 多元化经营与企业经营业绩——基于代理问题的分析[J]. 会计研究,2010(9):73-77.
- [31] 郝健,张明玉,王继承. 国有企业党委书记和董事长“二职合一”能否实现“双责并履”? ——基于倾向得分匹配的双重差分模型[J]. 管理世界,2021(12):195-208.
- [32] 沈菊琴,李淑琴,孙付华. 年报语调与企业财务绩效:心口如一还是心口不一? [J]. 审计与经济研究,2022(1):69-80.
- [33] 薛云奎,白云霞. 国家所有权、冗余雇员与公司业绩[J]. 管理世界,2008(10):96-105.
- [34] 黄灿,李善民. 股东关系网络、信息优势与企业绩效[J]. 南开管理评论,2019(2):75-88+127.
- [35] Chae J, Kim S, Lee E J. How corporate governance affects payout policy under agency problems and external financing constraints[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(11):2093-2101.
- [36] 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.
- [37] 胡春阳,张进铭,余泳泽. 财政补贴能否对企业全要素生产率形成溢出效应? [J]. 经济评论,2023(1):19-36.
- [38] 范云朋. 企业社会责任履行与超额商誉抑制[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2024(2):132-144.

[责任编辑:王丽爱]

Research on the Impact of Classification Reform on Business Performance of Commercial State-owned Enterprises under Profitability Orientation

YUAN Xiaoling, WANG Hengxu, ZHAO Kai

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: Taking the relevant data of listed companies from 2008 to 2020 as a sample, the article examines the impact of classification reform on the business performance of commercial state-owned enterprises by means of a double-difference model. The study found that the classification reform significantly improved the business performance of commercial state-owned enterprises. It contributes to the business performance of commercial state-owned enterprises by weakening policy burdens, reducing principal-agent costs and enhancing the degree of mixed ownership. In terms of the external environment, the classification reform has a stronger effect on the business performance of commercial state-owned enterprises in coastal areas than that in inland areas. And in terms of enterprise attributes, the classification reform has a stronger effect on the business performance of commercially competitive state-owned enterprises and central state-owned enterprises than that of function-specific state-owned enterprises and local state-owned enterprises.

Key Words: classification reform; commercial state-owned enterprises; business performance; policy burdens; principal-agent; mixed ownership