

政策性负担剥离与国有企业“脱虚向实”： 基于金融化行为的研究

林 慧¹, 王 京^{2,3}, 李志军^{2,3}

(1. 浙江工商大学会计学院, 浙江 杭州 310018; 2. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100;
3. 中国海洋大学技术经济研究中心, 山东 青岛 266100)

摘 要: 基于 2011—2019 年 A 股上市公司样本, 以瘦身健体改革为准自然实验, 运用多时点 DID 方法探究政策性负担剥离对国企金融化的影响。研究发现, 改革显著降低了国企金融资产配置比例及金融收益依赖度, 促进其回归主业。作用机制为投机动机和盈余管理动机的抑制。异质性分析显示, 改革效应在财政压力低、要素市场发达地区、规模更大以及高管无金融背景的企业中更为突出。进一步研究发现, 该改革不仅缓解了金融化对企业价值的负面冲击, 还能优化金融资产与实际需求的匹配度。研究表明, 剥离政策性负担是实现国企“脱虚向实”的重要路径, 通过制度优化、治理强化和资产配置引导, 能推动国企聚焦实业核心竞争力, 为深化国企改革和高质量发展提供了政策启示。

关键词: 国有企业; 瘦身健体改革; 政策性负担; 企业金融化

中图分类号: F276. 1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005 - 0566(2025)09 - 0178 - 11

Does the removal of policy burdens promote the real economy orientation of SOEs: a study based on financialization behavior

LIN Hui¹, WANG Jing^{2, 3}, LI Zhijun^{2, 3}

(1. School of Accounting, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;
2. School of Management, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;
3. Technical Economy Research Center, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

Abstract: Based on data from A-share enterprises from 2011 to 2019, this paper uses the Lean and Heal Reform as a quasi-natural experiment and employs a multi-period Difference-in-Differences (DID) method to investigate the impact of shedding policy burdens on the financialization of SOEs. The study finds that shedding policy burdens significantly reduces the proportion of financial asset allocation and the reliance on financial returns among SOEs, promoting their return to core business operations. The underlying mechanisms manifest through the curtailment of both speculative motives and earnings management motives. Heterogeneity analysis indicates that the reform effect is more pronounced in regions with lower fiscal pressure, more developed factor markets, larger SOEs, and SOEs whose executives lack financial backgrounds. Further research shows that this reform not only mitigates the negative impact of financialization on corporate value but also optimizes the alignment between financial assets and actual demand. The study demonstrates

收稿日期: 2025-03-27 修回日期: 2025-08-29

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(23ZDA055); 山东省自然科学基金青年项目(ZR2022QG028)。

作者简介: 林慧(1997—), 女, 安徽铜陵人, 博士, 浙江工商大学会计学院讲师, 研究方向为公司财务、公司治理。通信作者: 王京。

that shedding policy burdens is a crucial pathway for SOEs to “shift from virtual to real” economy. Through institutional optimization, governance enhancement, and guidance on asset allocation, this reform can drive SOEs to refocus on building core competencies in their primary industries. These findings provide significant policy implications for advancing SOE reform and achieving high-quality development.

Key words: state-owned enterprises; Lean and Heal Reform; policy burden; corporate financialization

自2008年国际金融危机以来,中国实体经济呈现明显金融化趋势,非金融企业日益依赖金融资产配置以获取收益^[1]。Wind及国泰安数据显示,2014—2017年多家上市公司增持金融产品,企业金融资产规模自2007年的约5000亿元激增至2020年的超过7万亿元。适度金融活动可补充现金流,但过度金融化易导致资本空转、实业投资萎缩与创新能力抑制,甚至加剧去工业化与资产泡沫风险^[2-3]。国有企业作为国民经济支柱,其金融化倾向也较为突出^[4],在产能过剩与利润率下滑背景下广泛涉足虚拟经济,部分企业更通过信贷转贷等加剧金融资源错配^[5-6]。这与国企承担过重政策性负担所衍生的治理缺位和道德风险密切相关,实体效率低下驱动管理层追逐短期金融收益。过度金融化可视为市场失灵的微观表现,而良好的公司治理有助于抑制该趋势^[7-8]。然而,西方治理模式在中国情境下存在一定局限,需结合制度背景探索治理优化与金融化调控的协同路径,以推动企业回归实体经济,响应“做实做优做强制造业”的战略目标。

鉴于此,2016年5月18日国务院审议通过《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》,首次明确提出中央国有企业要“瘦身健体、提质增效”^①:加大供给侧结构性改革力度,优化国有资本布局结构;压缩管理层级,精减机构人员;整合集中资源,做强做优主业;以创新促健体,加快转型升级;推进降本增效,提高运营效率。在此背景下,全国各省市地方国资委深入贯彻落实中央精神,陆续发布与该方针相一致的工作方案。例如,2017年厦门发布《国有资产监督管理委员会部门预算说明》,明确提出要“瘦身健体稳健经营,提升发展质量效益”,优化组织结构,压缩管理层级,严控企业

风险稳健经营。同年,新乡市在《新乡市处置国有“僵尸企业”实施方案》中强调要“充分运用市场机制、经济手段、法治办法,优化存量、引导增量、主动减量,推进国有企业瘦身健体,有效化解过剩产能,优化资源配置,提高市场竞争力”。该方案的颁布给各地方国企改革提供了明确指引,也为国企剥离政策性负担提供了重要契机。

本文聚焦剥离政策性负担对国企金融化的治理效应,选取2011—2019年A股上市企业为研究样本,探究瘦身健体改革对国企金融资产配置的影响。研究发现:随着改革实施,国企金融资产配置比例及金融收益依赖度显著降低,呈现出回归主业趋势。机制检验发现,投机动机减弱和盈余管理抑制为背后路径。异质性分析表明,改革效应在财政压力低、要素市场发达地区、规模更大以及高管无金融背景的企业中更为突出。进一步研究发现,该改革不仅缓解金融化对企业价值的负面冲击,还能优化金融资产与实际需求的匹配度。

本文主要贡献表现在以下几方面。其一,拓展了关于国企剥离政策性负担改革经济后果的研究视野。既有文献多聚焦于产权结构变更和一般性公司治理机制的影响,而本文从金融资产配置这一微观行为切入,揭示了政策性负担剥离对企业“脱虚向实”转型的推动作用,为该领域提供了新的实证支持与分析视角。其二,深化了对企业金融化动机机制的理解。现有研究主要从宏观政策^[2,9]、管理层特质^[10]、社会责任^[11]及公司绩效^[12]等展开,本文则通过识别国企改革政策,尤其是负担剥离,影响企业金融化行为的具体机制,为从制度层面解读企业投资结构变迁提供了新的理论证据。其三,本文为当前国企改革深化和国有资本优化配置提供了针对性的政策启示,证实了

① 信息来源:<https://news.cctv.com/2016/05/21/ARTIACOGJkZlYJ5aAZ61KuFr160521.shtml>。

减轻政策性负担有助于促使国企回归主业,并指出政策设计应注重社会职能剥离与治理能力提升的制度协同、区域与企业异质性的实施适配,以及金融监管与企业价值创造的目标统一,从而为实现新质生产力培育和国有资本高效配置提供理论支撑与实践参考。

一、文献回顾与假说提出

(一)文献回顾

企业金融化动机可归纳为 3 类:一是预防动机,即持有金融资产以增强流动性应对未来资金需求^[9];二是投机动机,因金融投资收益高、周期短,加之实体经济收益下滑^[13]、税负较高^[14]、利率市场化改革^[15]及社会责任压力^[11]等,企业出于股东价值最大化或管理层自利目的进行金融投资;三是盈余管理动机,当主业业绩下滑时,管理层通过金融投机掩盖经营不利^[16]。对我国企业而言,金融投资与实体投资呈现负相关关系^[17],且经济政策不确定性上升显著抑制了其金融化趋势^[2],这表明预防动机并非我国企业金融化主因。对于拥有政府“扶持之手”依托的国企尤其如此,其融资成本和难度显著低于民企,危机应对能力更强,导致其预防动机更弱,因此投机与盈余管理动机成为驱动其金融化的关键。

国企高管兼具“经济人”与“政治人”双重身份,其任免权由政府或国资委掌握,晋升机制呈现官员锦标赛特征,经营行为深受政治动机影响^[18]。在晋升锦标赛和考核制度(如 2009 年《中央企业负责人考核暂行办法》)驱动下,企业绩效直接关联高管的薪酬、晋升与职业安全^[19]。尽管“准官员”属性和限薪制度使其更重视政治晋升而非经济报酬^[20],业绩仍直接影响晋升机会。当前经济环境中,金融资产因投资周期短、收益高,可快速提升业绩以满足考核,能激发高管投机性配置动机^[21]。同时,业绩波动会威胁其政治前景,加之国企内部劳动力市场限制人力资本风险分散^[22],进一步强化其风险规避倾向。相较于实体投资,金融资产风险更低、收益更显^[13],既可短期提振业绩又能满足避险需求。此外,2007 年新会计准则赋予管理层金融资产分类裁量权^[23],为其通过金融化进行

盈余管理甚至谋取私利提供机会。因此,国企高管配置金融资产主要由投机和盈余管理动机驱动,而瘦身健体改革能有效减轻国企政策性负担,抑制两大动机,从而降低金融化水平。

(二)假说提出

1. 提升主业盈利能力,抑制投机动机

瘦身健体改革强调“整合资源、做强主业”,为国企提升主业盈利能力提供了明确制度路径。基于资源基础观,改革要求企业剥离非主业、低效无效资产,并推动国有资产形态转换,将释放出的资本重新集中配置于核心业务领域。这种战略性资源聚焦不仅优化了核心资产的规模与质量,还将资金引导至技术升级、研发创新与产能提升中,有助于增强主业竞争壁垒与盈利水平。同时,改革提出“降本增效”,通过优化生产流程、全生命周期成本管理、提高资金集中度和严控债务风险,能降低管理成本、采购支出与财务费用,提升实体业务运营效率和盈利水平。基于代理理论,这有助于改变管理层的激励结构:当实体部门能提供稳定且具有竞争力的回报时,金融资产的相对吸引力(尤其是其短期“超额收益”溢价)随之减弱,促使企业重返实体部门^[13]。此外,改革对国企资产配置也提高了要求,如压减应收账款、缩减库存、处置无效资产和强化资金与债务管控,在提升实体投资管理能力的同时降低投资风险,也迎合了管理层的风险规避倾向。综合来看,瘦身健体通过推动国企聚焦主业、优化资源配置,在提升主业盈利水平的同时,降低了实体投资风险,有效抑制了金融投机动机,促进资本从金融向实体部门流动,助力企业“脱虚返实”。

2. 扭转短视观念,抑制盈余管理动机

金融资产在会计处理上的灵活性为管理层盈余操控和利润修饰提供了空间,尤其在内部治理薄弱、监督不足情况下更为突出^[24],瘦身健体改革能有效改善这一状况。首先,改革要求压缩管理层级、精减机构人员、减少法人单位。这不仅简化了人员结构,更直接增加了管理层职业压力。表现不佳者面临更高的替换可能性,而成功引领主业转型者则获得更多晋升机会,这促使管理层更

专注于完善治理并尽职履责。同时,股东与政府等利益相关者也会加强监督,使利用金融资产进行盈余操作行为更易被识别,从而限制其通过金融投资寻租或粉饰业绩^[25]。其次,改革将高管薪酬、政治晋升与企业业绩及长远发展紧密挂钩,强调“以创新促健体,加快转型升级”,引导投资决策着眼于可持续性和长期价值而非短期收益。在这一导向下,管理层认识到个人利益与企业真实绩效和长期健康发展高度一致,因而能减弱因短视主义及盈余管理动机而进行偏离主业的金融化投资倾向。

综上,本文提出研究假设。

H1a:国有企业瘦身健体改革能够降低企业金融化水平。

然而,改革对国企管理层改善业绩提出了要求较高,并明确了相应期限,这可能会迫使部分业绩不佳企业通过金融投资弥补绩效差距,或通过金融资产配置进行账面操纵,反而会激化其投机与盈余管理动机,最终加剧金融化。从更宽泛角度来说,改革部分举措涉及人员裁撤和安置等,这会引发社会关切和不稳定因素。一些地方政府可能出于维护社会稳定考虑,对改革采取谨慎态度,导致其实施力度有限。由于种种历史、政治和制度原因,一些国企可能无法真正实现体制机制的彻底破除,导致改革成果不尽如人意。因此,从平均水平来看,该改革对国企金融化的影响可能不显著,实际效力不如预期。基于此,本文提出对立假设。

H1b:国有企业瘦身健体改革不会改善企业金融化水平。

二、研究设计

(一)数据来源与样本构成

参考罗长远等^[26]的研究,本文选取2011—2019年A股非金融、非房地产行业上市公司为样本,为排除《国企改革三年行动方案(2020—2022年)》干扰,样本截至2019年,并进一步剔除了ST/PT、2016年后上市、产权性质变更以及关键数据缺失的观测值,最终获得22461家公司—年度观测值。笔者手工搜集了国资委官网、地方政府官网、

北大法宝网及公开信息渠道整理的国企瘦身改革实施时间数据。公司财务与治理结构等数据来自CSMAR和Wind数据库,省份要素市场发展程度来自《中国分省份市场化指数报告》,地区宏观数据来自CNRDS数据库与《中国城市统计年鉴》,地区影子银行规模数据来自中国人民银行发布的《社会融资规模统计表》;稳健性检验中企业党建数据手工整理而得。所有连续变量均上下1%缩尾处理以规避极端值干扰。

(二)变量定义与模型设定

1. 企业金融化的度量

本文参考Demir^[27]、张成思等^[17]的研究,以金融资产持有率度量企业金融化水平。广义金融资产涵盖货币资金等11项,狭义口径则扣除了货币资金和长期股权投资,能更精确反映企业在金融部门的非生产性投资及其收益。鉴于此,本文使用狭义金融资产持有率(*Finance*)作为被解释变量:(持有至到期投资+交易性金融资产+衍生金融资产+投资性房地产+买入返售金融资产+可供出售金融资产+应收股利和应收利息+其他非流动金融资产)/总资产。此外,鉴于金融化程度高的企业其盈利结构往往依赖金融渠道收益,在稳健性检验中采用金融收益比例(金融活动收益占营业利润份额)作为替代衡量。

2. 模型设定

本文利用始于2016年的国企瘦身健体改革这一准自然事件,采用多时点双重差分模型,检验改革对国企金融化的影响。处理组为实施改革城市内的国企,对照组为未实施改革城市内的国企以及所有非国企,实证模型为:

$$Finance_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Treat \times Post_{i,t-1} + \beta_2 \times Controls_{i,t-1} + FirmFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量*Finance*为企业金融化水平;关键解释变量*Treat*×*Post*为企业是否受瘦身健体改革影响:若企业*i*在*t*年开始受改革影响,则在当年及之后取值为1,否则为0;从未受改革影响的企业始终取0。具体而言,央企自2016年改革方案发布起视为实施,该变量在2016年及之后取1;地方国企则依据其注册地城市实际实施

时间确定取值。参考顾雷雷等^[11]、王新光等^[28]的研究,本文对公司财务特征、内部治理等进行控制;资产规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、营业收入增长率(*Growth*)、总资产收益率(*Roa*)、前十大股东持股比例(*Top10*)、两职合一(*Dual*)、经营年限(*Age*)、行业竞争度(*Hhi*)、资本支出占总资产比重(*Capital_expense*)和经营活动现金流占总资产比重(*Cflow*)。由于公司层面特征影响存在滞后性,解释变量与控制变量均滞后一期。同时,控制了公司以及年份固定效应,以消除公司层面不随时间变化因素以及各年度冲击的影响。回归标准误在公司层面聚类,以剔除同公司在不同年份自相关带来的估计偏误。

三、实证结果分析

(一)描述性统计

表 1 报告了主要变量描述性统计结果。金融资产持有率(*Finance*)均值为 0.040;其上 10%分位值为 0.116,下 10%分位值为 0,标准差为 0.073,说明样本企业金融化水平存在较大差异。瘦身健体改革(*Treat × Post*)均值为 0.087,表明样本内 8.7%企业受改革影响。控制变量描述性统计与已有研究一致,总的来看,样本企业在财务表现以及公司治理等方面存在明显差异。

表 1 主要变量描述性统计

变量	N	Mean	STD	10%	25%	Median	75%	90%
<i>Finance</i>	22 459	0.040	0.073	0.000	0.001	0.010	0.042	0.116
<i>Treat × Post</i>	22 459	0.087	0.282	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Size</i>	22 459	22.087	1.269	20.615	21.185	21.926	22.807	23.790
<i>Lev</i>	22 459	0.425	0.211	0.150	0.256	0.413	0.579	0.711
<i>Growth</i>	22 459	0.184	0.477	-0.167	-0.023	0.104	0.263	0.510
<i>Roa</i>	22 459	0.045	0.078	-0.009	0.014	0.040	0.078	0.124
<i>Top10</i>	22 459	0.581	0.152	0.369	0.471	0.590	0.697	0.766
<i>Dual</i>	22 459	0.276	0.447	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Age</i>	22 459	2.848	0.331	2.398	2.639	2.890	3.091	3.219
<i>Hhi</i>	22 459	0.130	0.137	0.030	0.044	0.083	0.159	0.281
<i>Capital_expense</i>	22 459	0.051	0.047	0.006	0.016	0.036	0.070	0.116
<i>Cflow</i>	22 459	0.043	0.070	-0.037	0.006	0.043	0.084	0.127

(二)主回归结果分析

表 2 展示了主回归结果,其中,第(1)列仅控制公司和年份固定效应,第(2)列进一步纳入企业财务特征、公司治理等控制变量。可以看出,*Treat × Post*的回归系数均为负,且在 1%水平上显著,说明改革实施后,企业金融资产持有率显著下降,金融化水平有所降低。同时,该结果具有较好经济显著性。具体而言,随着改革实施,相比未受影响的

的对照组,处理组金融资产持有率平均降低 11.3%(第(2)列;回归系数 × 自变量标准差/因变量均值)。这支持了本文研究假说 H1A,即瘦身健体改革的实施有助于国企聚焦实体经济,降低其金融化水平。

表 2 瘦身健体改革与国有企业金融化

变量	(1)	(2)
	<i>Finance</i>	<i>Finance</i>
<i>Treat × Post</i>	-0.017*** (-7.73)	-0.016*** (-6.98)
<i>Size</i>	—	-0.002 (-1.51)
<i>Lev</i>	—	-0.025*** (-4.07)
<i>Growth</i>	—	0.000 (0.09)
<i>Roa</i>	—	-0.004 (-0.46)
<i>Top10</i>	—	-0.040*** (-4.83)
<i>Dual</i>	—	0.001 (0.51)
<i>Age</i>	—	0.030** (2.42)
<i>Hhi</i>	—	0.008 (0.78)
<i>Capital_expense</i>	—	-0.034*** (-2.80)
<i>Cflow</i>	—	-0.006 (-0.80)
<i>Constant</i>	0.041*** (214.99)	0.043 (0.89)
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是
<i>Observations</i>	22 459	22 459
<i>Adjusted R²</i>	0.631	0.635

注:括号内数字是经过公司聚类的 t 统计量;*、**和***分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。下同。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验

为验证双重差分法的适用性,本文进行了平行趋势检验。图 1 的趋势图显示,在改革正式实施前各年份,处理组与对照组金融化水平均无显著差异,表明满足平行趋势假设。

2. 安慰剂检验

为排除公司层面等随时间变化不可观测因素对结果的干扰,本文采用安慰剂检验,随机设置改革发生城市与时间,重复抽样 1 000 次,进行再检验,结果如图 2 所示。从图 2 可以看出,回归系数显著不异于 0,证实随机设置处理地区与事件时间不会带来显著结果,表明本文的发现是瘦身健体改革带来的。

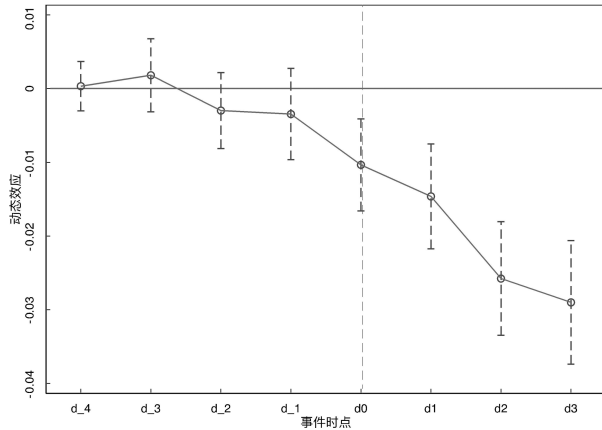


图1 平行趋势检验图示

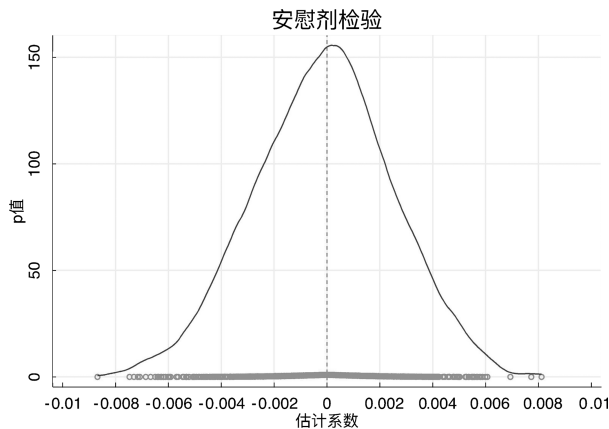


图2 安慰剂检验

3. 堆叠 DID 回归

针对交错 DID 中双向固定效应可能因处理时间异质性导致偏误的问题^[29],本文采用堆叠 DID 方法(stacked regression approach)重新估计改革的平均处理效应:通过逐年定义首次受改革影响的企业为处理组,并以从未受改革影响的企业为对照组构建队列数据集,随后将所有年份的此类队列数据集堆叠合并,并在回归中控制队列企业联合固定效应与队列年份联合固定效应。表3结果显示,堆叠 DID 估计系数与主回归结果一致,进一步验证了本文的稳健性。

表3 堆叠 DID 回归

变量	(1)
	Finance
<i>Treat × Post</i>	-0.016 *** (-7.98)
<i>Controls</i>	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是
<i>Observations</i>	73 451
<i>Adjusted R²</i>	0.632

4. 替换样本

本文构建了五种替代样本进行再检验:样本1——对处理组和对照组根据公司特征进行1:1最近邻PSM匹配,以缓解组系统性差异的影响;样本2——将对照组限定为与处理组同城的非国企,以控制地区宏观环境差异的干扰;样本3——在样本2基础上,对匹配变量进行1:1最近邻PSM匹配,以控制地区差异和同城不同产权企业间固有差异;样本4——保留改革实施前后3年观测值,以减轻长期时间趋势及其他政策事件干扰;样本5——使用2013年及之后的样本,以增强样本期的时效性。表4结果显示,在5种替换样本设定下,*Treat × Post* 的估计系数均显著为负,证实核心结论不受样本选择偏差影响。

表4 替换样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	主回归样本 PSM	改革城市内样本	改革城市内样本 PSM	事件前后三年样本	仅保留2013年及之后样本
	Finance	Finance	Finance	Finance	Finance
<i>Treat × Post</i>	-0.012 *** (-4.27)	-0.017 *** (-6.40)	-0.013 *** (-4.47)	-0.014 *** (-6.18)	-0.014 *** (-6.11)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	9 412	15 908	9 686	17 860	18 574
<i>Adjusted R²</i>	0.660	0.664	0.698	0.675	0.665

5. 替换被解释变量

为排除变量测度误差干扰,参考闫海洲等^[8]及黄贤环等^[30]的研究,本文采用风险金融资产持有率($Finance2 = (\text{广义金融资产} - \text{货币资金}) / \text{总资产}$)和长期金融资产持有率($Finance3 = (\text{持有至到期投资} + \text{衍生金融资产} + \text{投资性房地产} + \text{买入返售金融资产} + \text{可供出售金融资产} + \text{长期股权投资} + \text{其他非流动金融资产}) / \text{总资产}$)作为金融资产持有率替代指标。此外,鉴于金融收益占比能反映企业对金融活动的盈利依赖,参考罗长远等^[26]的研究,本文使用标准化广义口径金融渠道收益率($Finance4 = (\text{投资收益} + \text{其他综合收益} + \text{净汇兑收益} + \text{公允价值变动损益}) / |\text{营业利润}|$)和狭义口径金融渠道收益率($Finance5 = (\text{投资收益} + \text{其他综合收益} + \text{净汇兑收益} + \text{公允价值变动损益} - \text{投资收益中对联营和合营企业的部分营业利润}) / |\text{营业利润}|$)作为金融收益依赖度替代测度。表5结果显示,*Treat × Post* 回归系数均在5%及以上水平显著为负,表明本文结论不受变量衡

量误差影响。

表 5 替换被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Finance2	Finance3	Finance4	Finance5
<i>Treat × Post</i>	-0.018*** (-5.93)	-0.011*** (-4.07)	-0.124** (-2.56)	-0.097** (-2.26)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是	是
<i>Observations</i>	22 459	22 459	22 459	22 459
<i>Adjusted R²</i>	0.721	0.749	0.355	0.355

6. 排除同期其他政策干扰

为排除样本期内其他国企改革干扰,参考谢德仁等^[31]的研究,本文对同期重要政策进行排除检验。一方面,针对以“1+N”体系为顶层设计的国企改革可能对资产配置产生的影响,在基准模型中额外控制了——混改程度:非国有股东委派董事人数 (*Dir_non_state*)、非国有股东委派高管人数 (*Execu_non_state*)、非国有股股数占比 (*Shares_non_state*) 以及股权制衡度 (*Power_balance*); 国企薪酬激励水平:高管持股数占比 (*Shares_executive*)、管理层前三名薪酬水平 (*Top3_salary*) 与高管股权激励 (*Equity_incentive*); 监督管理水平:企业党组织设立 (*Party_dummy*)、两职合一中是否兼任党组织成员 (*Party_dual*)、董监高中党组织成员人数 (*Party_CEO*) 以及企业党组织设立年龄 (*Party_age*)。另一方面,为排除 2015 年供给侧结构性改革提出的“三去”政策对企业绩效与投资的影响,对企业是否去产能 (*Deleveraging_dummy*)、是否去库存 (*Destocking_dummy*) 和是否去杠杆 (*Decapacity_dummy*), 以及去产能水平 (*Deleveraging_level*)、去库存水平 (*Destocking_level*) 和去杠杆水平 (*Decapacity_level*)^② 加以控制。表 6 结果表明,额外控制同期政策实施后,本文结论仍未发生显著变化。此外,为排除同期地区与行业政策及结构性因素干扰,借鉴田彬彬等^[32]的研究,本文额外加入省份、行业与时间趋势的交互项。在控制额外固定效应后,主要结论依然成立且稳健,不受区域或行业政策变化的主导影响。

表 6 排除其他解释

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Finance	Finance	Finance	Finance	Finance	Finance
<i>Treat × Post</i>	-0.016*** (-6.95)	-0.015*** (-6.75)	-0.016*** (-6.91)	-0.015*** (-6.68)	-0.016*** (-6.98)	-0.016*** (-6.94)
<i>Dir_non_state</i>	0.002 (0.69)	—	—	0.002 (0.76)	—	—
<i>Execu_non_state</i>	-0.001 (-0.40)	—	—	-0.001 (-0.20)	—	—
<i>Shares_non_state</i>	-0.006 (-1.18)	—	—	-0.005 (-1.06)	—	—
<i>Power_balance</i>	-0.004* (-1.81)	—	—	-0.004* (-1.75)	—	—
<i>Shares_executive</i>	—	-0.020*** (-3.41)	—	-0.019*** (-3.25)	—	—
<i>Top3_salary</i>	—	-0.002 (-1.41)	—	-0.002 (-1.38)	—	—
<i>Equity_incentive</i>	—	-0.003** (-2.42)	—	-0.003** (-2.43)	—	—
<i>Party_dummy</i>	—	—	0.000 (0.17)	0.000 (0.12)	—	—
<i>Party_dual</i>	—	—	-0.007*** (-2.99)	-0.007*** (-3.00)	—	—
<i>Party_CEO</i>	—	—	0.000 (0.05)	0.000 (0.08)	—	—
<i>Party_age</i>	—	—	0.002 (0.73)	0.002 (0.79)	—	—
<i>Deleveraging_dummy</i>	—	—	—	—	0.000 (0.10)	—
<i>Destocking_dummy</i>	—	—	—	—	0.001 (0.66)	—
<i>Decapacity_dummy</i>	—	—	—	—	0.002** (2.48)	—
<i>Deleveraging_level</i>	—	—	—	—	—	0.009* (1.68)
<i>Destocking_level</i>	—	—	—	—	—	-0.003** (-2.52)
<i>Decapacity_level</i>	—	—	—	—	—	-0.002* (-1.84)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	22 459	22 426	22 459	22 426	22 459	22 448
<i>Adjusted R²</i>	0.635	0.636	0.635	0.636	0.635	0.635

7. 工具变量回归

为缓解改革试点城市选择可能存在的内生性偏差(如试点与非试点城市间的系统性差异), 本文选取“同省其他城市改革比例”作为工具变量(*IV*)进行检验。其反映了省份内政策扩散中的模仿效应与省级统筹逻辑——省级政府通常以“由点及面”方式推进改革,使非试点城市改革进度通过省级协调机制影响目标城市的试点决策,满足与内生变量的相关性要求;同时,其源于省级层面策略安排,不直接作用于企业金融投资行为,符合外生性约束。表 7 的结果表明,在控制内生性后主结论仍成立,支持了本文的稳健性。

② 去杠杆:杠杆率下降;去库存:库存净额减少;去产能:固定资产净额减少。“三去”水平则为企业杠杆率、库存净额以及固定资产净额减少幅度。

表7 工具变量回归

变量	(1)	(2)
	<i>IV</i>	<i>Finance</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.394 *** (8.21)	—
$\widehat{Treat} \times Post$	—	-0.040 *** (-6.98)
<i>Controls</i>	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	否
<i>Observations</i>	22 459	22 459
<i>Adjusted R</i> ²	0.202	0.635

四、机制检验、异质性分析与进一步研究

(一) 机制检验

1. 投机动机抑制

瘦身健体改革通过推动国企聚焦主业经营、整合低效资源,并强化主业绩效在高管考核中权重,增强了管理层发展主业的动力与压力,提升主业盈利水平,进而降低其通过金融投资进行套利的投机动机。为检验该机制,本文从3个维度展开分析。其一,主业业绩是否提升。参考杜勇等^[4]的研究,主业业绩 $Coreperf = (\text{营业利润} - \text{投资收益} - \text{公允价值变动收益} + \text{对联营企业和合营企业的投资收益}) / \text{总资产}$ 。其二,金融与实体投资回报溢价是否下降。参考罗长远等^[26]的研究,金融回报投资溢价 ($Fin_premium$)^③ = 金融投资回报率 - 实体投资回报率。其三,影子银行规模是否缩小。参考李建军等^[33]的研究,影子银行活动规模 ($Shadow_banking$) = (其他流动资产 + 其他应收款 + 委托理财 + 委托贷款) / 总资产。表8的第(1)列~第(3)列展示了相应结果,证实改革显著提升了主业盈利水平、缩小金融与实体回报差距、抑制影子银行规模,验证了其通过增强主业绩效抑制投机动机,进而推动国企“脱虚向实”的作用渠道。

2. 盈余管理动机抑制

瘦身健体改革要求国企壮大主业和产业转型,给管理层带来职业压力的同时,也为其政治晋升提供新机遇,促使管理层个人利益与股东价值趋同,并强化了股东及政府等利益相关者参与监督,强化内部治理并抑制管理层短视主义,进

而能减少基于盈余管理动机的金融投资。借鉴 Roychowdhury^[34]与 Cohen 等^[35]的研究,本文检验了改革后国企应计盈余管理(*DACC*)与真实盈余管理水平(*REM*)是否降低。表8的第(4)列~第(5)列展示了相应结果,证实改革后企业财务数据操纵行为以及隐蔽性强、危害度大、持续时间长的真实盈余管理均能得到遏制,印证了改革通过抑制管理层短视行为缓解盈余管理动机,促进了国企金融化水平降低。

表8 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Coreperf</i>	<i>Fin_premium</i>	<i>Shadow_banking</i>	<i>DACC</i>	<i>REM</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.020 *** (3.18)	-0.010 ** (-2.18)	-0.013 ** (-2.02)	-0.011 *** (-4.84)	-0.009 * (-1.84)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	21 852	21 852	22 146	20 237	17 938
<i>Adjusted R</i> ²	0.251	0.375	0.598	0.287	0.651

(二) 异质性分析

1. 地区层面特征

企业所在地区的财政环境与要素市场扭曲程度是影响其金融化决策的重要制度环境因素。在财政压力较大的地区,地方政府倾向于通过加大税收征缴、提高行政成本甚至引导企业金融投资来缓解收支缺口,这不仅抬升了企业尤其是国企的经营成本与绩效压力,也强化其通过金融投资进行投机和盈余管理的动机。类似地,在要素市场扭曲程度较高的地区,政府出于“政治锦标赛”和经济增长目标干预要素配置,导致价格信号失真和资源配置效率下降^[36],实体经营边际收益降低^[37],同时扭曲了不同企业间的公平竞争环境,进一步激发企业金融套利行为。因此,瘦身健体改革在这两类地区更能发挥对实体生产率的提升作用,更有力地推动企业“脱虚向实”。

本文以地方财政收支差额占GDP比重衡量财政压力,并构建虚拟变量 $Fiscal_pressure$,其大于年度上四分位数时取值为1,否则为0。同时借鉴林伯强和杜克锐^[38],以各省要素市场化水平与全国最高

③ 金融投资回报率 = (广义金融渠道收益 - 对联营和合营企业的投资收益) / (广义金融资产 - 长期股权投资); 实体投资回报率 = (营业收入 - 营业成本 - 税金及附加 - 期间费用 - 资产减值损失) / (固定资产 + 营运资本 + 无形资产等长期资产净值)。

值相对差距 ($Distort = [\max(Factor) - Factor] / \max(Factor)$) 衡量要素市场扭曲程度,并构建虚拟变量 $Element_distort$,该指数大于年度上四分位数值时取值为 1,否则为 0。表 9 的第(1)列~第(2)列展示了基于地区特征的异质性检验, $Treat \times Post$ 与 $Fiscal_stress$ 、 $Element_distort$ 交乘项的系数均显著为负,表明改革对金融化的抑制效果在财政压力大、要素市场扭曲严重的地区更突出。

表 9 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Finance</i>	<i>Finance</i>	<i>Finance</i>	<i>Finance</i>
$Treat \times Post$	-0.014 *** (-5.53)	-0.013 *** (-5.05)	-0.007 (-1.57)	-0.017 *** (-7.32)
$Treat \times Post \times Fiscal_pressure$	-0.007* (-1.86)	—	—	—
$Fiscal_pressure$	0.003 (1.51)	—	—	—
$Treat \times Post \times Element_distort$	—	-0.010 *** (-2.80)	—	—
$Element_distort$	—	-0.003 ** (-2.03)	—	—
$Treat \times Post \times Large_size$	—	—	-0.011 ** (-2.55)	—
$Large_size$	—	—	-0.001 (-0.62)	—
$Treat \times Post \times Chair_finance$	—	—	—	0.015* (1.83)
$Chair_finance$	—	—	—	-0.003 (-1.06)
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是	是
<i>Observations</i>	22 418	22 459	22 459	22 459
<i>Adjusted R²</i>	0.635	0.635	0.635	0.635

2. 企业个体特征

基于企业个体特征,其规模与高管背景的差异深刻影响了改革的执行效果与金融化抑制强度。大规模企业凭借更丰富的冗余资产和多元业务结构,能够更高效地剥离非主业资产并推动资源向核心业务集中,从而显著提升主业盈利、缩小金融与实体回报差距。同时,其面临的多元监督压力更强,进一步强化了改革执行力。相比之下,小规模企业资源重组能力有限、抗风险能力较弱,更倾向于依赖金融投机维持短期业绩,导致改革对其金融化行为的抑制效果较弱。另外,高管的

金融背景亦会影响改革效果:具备该背景的高管通常拥有更专业的金融风险认知、信息处理能力及人脉资源^[10],使其更有能力在改革压力下平衡实体与金融收益。相反,缺乏金融背景的高管缺乏相应缓冲能力,因而更直接聚焦主业经营以响应政策要求,导致改革对其“脱虚向实”的引导效应更为明显。

本文根据企业资产规模年度中位数进行高低分组,并构建虚拟变量 $Large_size$,其大于年度中位数时取值为 1,否则为 0。同时依据杜勇等^[10]的研究,构建董事长金融背景虚拟变量 $Chair_finance$ ^④。表 9 的第(3)列~第(4)列为基于企业特征的异质性检验结果, $Treat \times Post \times Large_size$ 的系数显著为负,表明改革对大规模企业金融化的抑制效应更强;而 $Treat \times Post \times Chair_finance$ 的回归系数显著为正,说明改革对无金融背景高管的企业影响更突出,印证了企业个体特征在改革效应中的关键作用。

(三) 进一步研究

为考察瘦身健体改革对企业金融化影响带来的经济后果,本文进一步检验了改革是否影响企业价值及过度金融化水平。表 10 的第(1)列显示, $Finance$ 与企业市值 MV 显著负相关,表明金融化会损害国企长期价值;但第(2)列加入改革与金融化的交乘项后, $Finance$ 与 MV 的系数不再显著,说明改革缓解了金融化对企业价值的负面影响,反映出“脱虚向实”有助于国有资本壮大与高质量发展。另外,适度金融化可增强流动性与经营灵活性,但过度配置则会导致资源错配。参考梁思源等^[39]的研究,本文构建模型(2)拟合企业最优金融化水平 ($Finance_x$),并以实际与最优水平之差衡量过度金融化 ($Over_finance$)。

$$Finance1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times Finance1_{i,t-1} + \beta_2 \times Lev_{i,t-1} + \beta_3 \times ROA_{i,t-1} + \beta_4 \times TobinQ_{i,t-1} + \beta_5 \times Cflow_{i,t-1} + \beta_6 \times Age_{i,t-1} + IndustryFE + YearFE + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

④ 若董事长曾在政策性银行、商业银行、投资银行、金融监管部门、基金管理公司、保险公司、交易所、证券公司、证券登记结算公司、期货公司、信托公司、投资管理公司或其他金融机构担任职位取值为 1,否则为 0。

表10第(3)列展示了相应结果, $Treat \times Post$ 与 $Over_finance$ 的系数显著为负,表明改革有效抑制了过度金融化行为,推动金融资产配置更契合企业实际需求,印证了减轻政策性负担对平衡投资结构的重要性。

表10 进一步研究

变量	(1)	(2)	(3)
	MV	MV	$Over_finance$
<i>Finance</i>	-0.143 ** (-2.01)	-0.116 (-1.64)	—
$Treat \times Post \times Finance$	—	0.068 *** (4.07)	—
$Treat \times Post$	—	-0.061 (-0.23)	-0.003 ** (-2.03)
<i>Controls</i>	是	是	是
<i>Firm Fixed Effects</i>	是	是	是
<i>Year Fixed Effects</i>	是	是	是
<i>Observations</i>	21 284	21 284	21 064
<i>Adjusted R²</i>	0.920	0.921	0.193

五、结论与启示

深化国企改革、做强国有资本是实现经济高质量发展的核心举措。在当前复杂多变的国内外环境下,部分国有企业出于盈利压力过度转向金融投资,导致资源错配与主业空心化风险加剧,不仅会削弱实体根基,也偏离了“增强实体经济韧性”的战略方向。本文基于政策性负担视角,发现瘦身健体改革通过减轻社会性负担和优化治理结构,显著抑制了企业的金融化倾向,其机制主要体现在对投机动机和盈余管理行为的约束。这一效应在财政压力较大、要素市场发育滞后的地区尤为明显,并更突出体现在规模较大和高管缺乏金融背景的企业中。研究还表明,改革不仅缓解了金融化对企业价值的侵蚀,也提升了金融资产配置与实际经营需求的匹配度,有助于国企回归主业、聚焦核心竞争力。

本文进一步拓展了剥离政策性负担改革对国企金融资产配置的经济后果研究,也在一定程度上丰富了国企金融化影响因素的相关研究。同时,本文的研究发现也为深化国企改革、防范实体企业过度金融化提供了多层次的政策启示。在制度设计层面,应持续推进瘦身健体改革举措,结合地区财政承载能力和要素市场发育程度实施差异化政策:对财政压力大、市场扭曲程度高的地区,政府可设立国企转型引导基金,配套

以贴息贷款、税收优惠等激励工具,鼓励地方国企剥离非主业资产、压缩管理层级;将主业投资占比、研发投入强度等纳入国企改革绩效考核体系,强化政策落实的刚性约束。在企业治理层面,国企应建立健全以主业为核心的投融资决策机制,设立金融投资负面清单和规模上限,完善内部控制与风险管理流程,并将中长期主业盈利能力作为高管薪酬与晋升的重要指标。对于金融背景薄弱的管理团队,应引入金融副总或首席风控官,联合高校与金融机构开展“金融+实业”复合型培训,提升资本配置与金融风险识别能力。在监管协同层面,国资委、财政部与金融监管部门应共同构建企业金融化动态监测平台,明确分类监管标准,对金融资产持有超过阈值的企业进行窗口指导或风险提示;出台国有企业金融工具使用指引,规范金融投资收益的信息披露,遏制利用金融投资进行盈余管理的行为,推动企业实现金融资产配置与实体主业发展的动态适配,最终协同提升国有资本运营效率与企业价值创造能力。

参考文献:

- [1]王红建,李茫茫,汤泰劼. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J]. 中国工业经济,2016(11): 73-89.
- [2]彭俞超,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.
- [3]吴斌,沃鹏飞,楼雯倩. 风险投资参与是否影响企业“脱实向虚”?基于中国资本市场的经验证据[J]. 管理评论,2023,35(6):15-32.
- [4]杜勇,张欢,陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J]. 中国工业经济,2017(12): 113-131.
- [5]王永钦,刘紫寒,李嫦,等. 识别中国非金融企业的影子银行活动:来自合并资产负债表的证据[J]. 管理世界,2015(12):24-40.
- [6]ALLEN F, QIAN Y, TU G, et al. Entrusted loans: a close look at China's shadow banking system [J]. Journal of financial economics, 2019, 133(1): 18-41.
- [7]张成思,郑宁. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济,2018,41(12):3-24.
- [8]闫海洲,陈百助. 产业上市公司的金融资产:市场效应与持有动机[J]. 经济研究,2018,53(7):152-166.

- [9]胡奕明,王雪婷,张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2017,52(1):181-194.
- [10]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.
- [11]顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究,2020(2):109-127.
- [12]宋军,陆旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系:来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究,2015(6):111-127.
- [13]张成思,郑宇. 中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避?[J]. 金融研究,2020(9):1-19.
- [14]徐超,庞保庆,张充. 降低实体税负能否遏制制造业企业“脱实向虚”[J]. 统计研究,2019,36(6):42-53.
- [15]杨肇,王红建,戴静,等. 放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”[J]. 金融研究,2019(6):20-38.
- [16]司登奎,李小林,赵仲匡. 非金融企业影子银行化与股价崩盘风险[J]. 中国工业经济,2021(6):174-192.
- [17]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,2016,51(12):32-46.
- [18]杨瑞龙,王元,聂辉华. “准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据[J]. 管理世界,2013(3):23-33.
- [19]刘青松,肖星. 败也业绩,成也业绩?:国企高管变更的实证研究[J]. 管理世界,2015(3):151-163.
- [20]张宏亮,王靖宇. 薪酬管制、激励溢出与国企社会成本:一项准自然实验[J]. 中国软科学,2018(8):117-124.
- [21]王靖宇,张宏亮. 纪委治理嵌入与企业金融化:来自国有企业的证据[J]. 经济社会体制比较,2022(6):96-107.
- [22]陆铭,陈钊. 就业体制转轨中的渐进改革措施:国有企业二层次内部劳动力市场的效率改进[J]. 经济研究,1998(11):43-48,64.
- [23]叶建芳,周兰,李丹蒙,等. 管理层动机、会计政策选择与盈余管理:基于新会计准则下上市公司金融资产分类的实证研究[J]. 会计研究,2009(3):25-30,94.
- [24]马建威,杨亚军,黄文. 以公允价值计量的金融资产分类与审计收费的相关性研究:来自 2007-2010 年沪市 A 股的经验证据[J]. 中央财经大学学报,2012(11):85-90.
- [25]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,2021,43(1):54-71.
- [26]罗长远,李铮,智艳. “走出去”是否有助于抑制企业的“脱实向虚”行为?:基于“一带一路”倡议准自然实验的证据[J]. 经济学(季刊),2023,23(6):2369-2386.
- [27]DEMIR F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice:financialization of real sectors in emerging markets[J]. Journal of development economics,2009,88(2):314-324.
- [28]王新光,盛宇华. 高管团队人力资本对实体企业“脱实向虚”的影响分析:基于职业经历异质性的视角[J]. 管理评论,2023,35(9):194-204,221.
- [29]BAKER A C, LARCKER D F, WANG C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?[J]. Journal of financial economics,2022,144(2):370-395.
- [30]黄贤环,吴秋生,王瑶. 金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J]. 财经研究,2018,44(12):100-112,125.
- [31]谢德仁,史学智,刘劲松. 国企瘦身健体改革的成效评估:基于企业造血功能的视角[J]. 南开管理评论,2023,26(1):4-19.
- [32]田彬彬,范子英. 征纳合谋、寻租与企业逃税[J]. 经济研究,2018,53(5):118-131.
- [33]李建军,韩珣. 非金融企业影子银行化与经营风险[J]. 经济研究,2019,54(8):21-35.
- [34]ROYCHOWDHURY S. Earnings management through real activities manipulation[J]. Journal of accounting and economics,2006,42(3):335-370.
- [35]COHEN D A, ZAROWIN P. Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings[J]. Journal of accounting and economics,2010,5:2-19.
- [36]吕岩威,李禹陶. 资本要素市场扭曲对经济高质量发展的影响及其机制研究[J]. 统计研究,2023,40(5):51-63.
- [37]盖庆恩,朱喜,程名望,等. 要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J]. 经济研究,2015,50(5):61-75.
- [38]林伯强,杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响[J]. 经济研究,2013,48(9):125-136.
- [39]梁思源,郑田丹. 政府审计能抑制国有企业“脱实向虚”吗?:基于审计署审计结果公告的实证分析[J]. 上海财经大学学报,2022,24(4):108-122.

(本文责编:默 黎)