

【财务管理】

# 国企瘦身健体改革的成效评估： 基于企业造血功能的视角

谢德仁 史学智 刘劲松

**【摘要】**本文以2012-2018年A股非金融行业上市公司为样本,以瘦身健体改革为准自然实验构建多时点双重差分模型,系统考察了瘦身健体改革对于国有控股公司造血功能的影响及其作用机制。研究发现,瘦身健体改革显著改善了国有控股公司的造血功能,并且主要通过剥离国有控股公司的战略性政策负担,促使其聚焦主业经营、降低组织臃肿程度和减少过度投资三种机制发挥作用。异质性检验表明,瘦身健体改革的政策效果主要存在于改革意愿较高、公司内部和外部治理环境较差的国有控股公司当中。总之,本研究为国有企业瘦身健体改革的积极效果提供了实证证据,对持续推进和深化国企改革具有很好的政策含义。

**【关键词】**瘦身健体改革;国有企业;造血功能;经营活动净现金流量质量;政策性负担

**【作者简介】**谢德仁,清华大学经济管理学院会计系教授,博士生导师;史学智(通讯作者),清华大学经济管理学院会计系博士研究生;刘劲松,四川大学商学院会计与金融系助理研究员。

**【原文出处】**《南开管理评论》(津),2023.1.4~17

**【基金项目】**本文受国家自然科学基金项目(71672098)、清华大学经济管理学院研究基金项目(2020051009)、清华大学中国现代国有企业研究院专项课题(iSOEYB202102)资助。

## 引言

我国经济正在迈入高质量发展的新阶段,微观层面的国有企业高质量发展无疑是我国经济高质量发展不可或缺的重要基础。然而,国有企业长期面临的主业不突出、投资低效、产能过剩、僵尸化、层级多、链条长、冗员等问题,<sup>[1-3]</sup>导致其造血功能和自生能力存在很大问题。<sup>[4]</sup>如何扎实推动国有企业高质量发展、彻底摒弃发展规模和速度情结,成为国企改革新的考验。为此,2016年5月18日,国务院第134次常务会议审议通过了《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》,要求央企“瘦身健体、提质增效”。随后,各省、市、县地方国资委更是迅速响应并发布了地方国有企业“瘦身健体”改革有关方案或通知。正因如此,“瘦身健体”自2016年下半年开始成为中央和地方国有企业改革的重头戏。

从瘦身健体改革预期实现的目标来看,除了优化国有资本布局结构这一相对宏观层面的目标之外,都是可在微观企业层面来观察和评估的目标,如“整合集中资源、做强做优主业;压缩管理层级、精简机构人员;推进降本增效、提高运营效率”。2022年3月1日,国资委召开的“国有企业瘦身健体专题推进会”中披露,<sup>①</sup>2016-2021年,央企共压减法人户数19965户(占央企总户数的38.3%),央企和地方国有企业管理层级分别压缩至5级和4级以内,且“两非”“两资”剥离清退完成率超过85%。<sup>②</sup>然而,合并主体和管理层级的减少从形式上就可以做到,如直接由某家子公司吸收合并部分其他子公司就可减少主体,但这未必真正反映瘦身健体的改革成效。在我们看来,瘦身健体无论是体现在压缩层级、做强做优主业方面,还是体现在提高效率方面,最终都指向企

业造血功能的改善(可由经营活动现金流量的质与量来度量)。因此,改革到底是否在整体上发挥成效,尤其是能否改善国有企业的造血功能,还尚待研究。

一般而言,企业自身的造血功能是由其经营活动净现金流量来反映的。而企业的投资活动净现金流量则反映出企业为了未来的造血而在放血,如果企业自身的造血不能满足其放血之需,则只能依靠体外输血,即筹资活动净现金流量。然而,企业造血功能是否强健不能简单地看企业创造的经营净现金流量的规模,而是要看企业实际创造的经营净现金流量能否在收回投资成本(折旧摊销、经营性资产减值损失和非付现的股权激励费用等)和偿付融资性负债债权人利息的基础上,进一步满足股东期望的投资回报。<sup>[5-8]</sup>基于融资优序理论,企业融资应该优先选择内源融资,其次才是外源融资。而内源融资的基础则是企业拥有强健的造血功能,否则内源融资只是空想。换言之,如果一家企业自身有着强健的造血功能,意味着能够通过经营活动创造出丰富的净现金流入以支持企业的扩张和股东分红,内源融资能力强;反之,造血功能弱则会约束企业的内源融资选择,而当企业过度依赖债务和股权融资的输血来维持生存时,企业的流动性风险随之上升,很可能会陷入庞氏利息和庞氏分红的双庞氏状态。<sup>[5-9]</sup>风险不断积聚又会加大整个金融体系的脆弱性和不稳定性。因此,重视企业造血功能改善,对于促进中国经济健康发展,防范债券违约潮、“灰犀牛”事件发生及系统性金融风险,具有重大的现实意义。

本文利用自2016年开始的国有企业瘦身健体政策提供的准自然实验机会,以2012-2018年A股非金融行业上市公司为样本,构建多时点双重差分模型。研究发现,瘦身健体改革显著改善了国有控股公司的造血功能,表现为瘦身健体改革后国企经营活动净现金流量质量得以提高、亏损减少和盈利能力增强;从作用机制来看,造血功能得以改善主要得益于国有控股公司的非主业经营、过度投资、组织结构臃肿等问题在改革过程中得到了有效解决;进一步研究发现,瘦身健体改革的造血功能改善作用主要存在于参与改革意愿较强、内部和外部治理环境较差的国有控股公司当中。

本文的研究贡献主要体现在三个方面:第一,首次评估了国企瘦身健体改革的部分成效和作用机制。现有研究主要探讨了与国资委成立、董事会试点、业绩考核、分红权激励等公司内外部治理相关的改革,以及混合所有制改革对于国企发展质量的影响,<sup>[10-14]</sup>且大多聚焦于国企的经营绩效、企业创新和投资效率等视角,迄今为止,尚未有学术文献就瘦身健体改革的成效和作用机制进行研究。本文通过研究以剥离政策性负担为主的瘦身健体改革对国企造血功能的影响,揭示了国企瘦身健体改革产生的微观经济后果,丰富和拓展了有关国企政策性负担治理手段及国企改革政策效果的理论研究。

第二,本文从企业高质量经营活动净现金流量达成率视角出发,提供了评估企业造血功能的新方法,以及评价企业高质量发展的新思路和新视角。现有文献在度量企业造血功能时,往往只是采用去规模化的经营活动净现金流量进行比较,<sup>[15,16]</sup>而忽视了投资的成本和股东要求的回报。与之不同,本文则是在考虑企业投资成本和股东期望的投资回报的基础上,通过测算企业期望的高质量经营活动净现金流量与其实际的经营净现金流量之比,构建了一个更适于评估企业造血功能强弱且在不同企业之间具有可比性的新指标,同时丰富了企业发展质量评估的工具箱。此外,企业造血功能尽管一直以来都受到学术界和实务界的广泛关注且在相关政策中被多次提及,却始终缺乏较为合理的度量指标并以此作为考核标准,而本文围绕企业造血功能指标构建的新尝试在一定程度上弥补了这一缺陷。

第三,本文具有明确的政策意义。国有企业瘦身健体是加快推进供给侧结构性改革的重要举措,其目的是通过政策性负担的剥离来增强国企核心竞争力和提高供给侧质量。本文以瘦身健体改革作为政策冲击,采用多时点双重差分法评估政策的实施效果,可以证实并且更准确地分析各类举措对于国有企业造血功能改善的积极效果,能够对政府相关部门改进国企瘦身健体改革,以及更好地制定和实施其他国企改革政策产生一定的借鉴意义,同时对进一步深化国企改革、促其高质量发展具有较好的参考价值。此外,国资委从2022年开始把自由现金

流量纳入国企考核的核心业绩指标中,而自由现金流量的创造首先有赖于企业经营活动现金流量的高质量创造,故本研究对国企改善自由现金流量创造力也有很好的实践价值。

## 一、制度背景、理论分析与研究假说

### 1. 制度背景

自1978年改革开放以来,国有企业经历了中央政府主导的自上而下、地方政府裁量的“分灶吃饭”及企业自主决策三个不同的投资阶段。<sup>[17]</sup>但是,受政府干预影响和管理层自利行为驱动,国有企业长期存在由“投资饥渴症”引发的低效率投资问题,<sup>[12,18]</sup>同时还承担了大量与地方经济增长、就业、社会稳定相关的政策性负担。<sup>[13]</sup>因此,“抓大放小”“横向联合”“兼并重组”在党的十四届五中全会后成为解决国有企业重复投资和战略调整的主线,国企开始向多元化转型。<sup>[19]</sup>然而,低成本融资优势使得国企盲目投资于新业务领域,尤其是改制上市后,由于没有相应的现代管理制度和治理体系作为配套,最终形成了脱离主业的局面。<sup>[20]</sup>不仅如此,跨行业的大型国企集团还普遍存在多层委托代理关系,<sup>[21]</sup>且在央企尤为严重。<sup>[22]</sup>类似问题也存在于地方国有企业。例如,北京市属企业平均拥有并表法人单位97户,法人层级不低于4级的占比达23.7%。<sup>[22]</sup>

国有企业的制度变迁和行为演变表明,国有企业改革是一个“政府为了主动适应市场竞争或者被市场竞争倒逼”及“在国有企业控制权和国有企业效率间不断权衡和调整”的过程,<sup>[20]</sup>但却始终未能解决国有企业主业不聚焦、投资低效、组织结构复杂和冗员程度未缓解等问题。在此背景下,国务院常务会议在2016年5月18日审议通过了《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》。随后,李克强总理2016年7月4日在包括地方国企在内的全国国有企业改革座谈会上,就“推动国有企业改革,瘦身健体提质增效”问题进一步做出了重要批示。国务院国资委紧接着在2016年7月15-16日举办的中央企业和地方国资委负责人培训班上,将“瘦身健体”部署为下半年国企改革重点任务,要求中央和地方国有企业“突出精干主业,加快调整步伐,坚决瘦身健体”,迅速响应了李克强总理关于国企瘦身健体改革的重要批示精

神。国务院于2016年10月就此配套下发《关于中央企业开展压缩管理层级减少法人户数工作的通知》。前述两份文件和相关会议针对央企和地方国企所存在的各类问题,重点提出了“加大供给侧结构性改革力度、优化国有资本布局结构;整合集中资源、做强做优主业;压缩管理层级、精简机构人员;推进降本增效、提高运营效率;以创新促健体、发展新经济”五大方面的改革举措。<sup>③</sup>各地省、市、县地方国资委也在此期间相继发布了一系列地方国有企业瘦身健体改革工作方案,积极推动地方国有企业瘦身健体改革全面发力、多点突破,以充分贯彻中央自上而下的指导精神。<sup>④</sup>其中,比较有代表性的是河北省地方国有企业的改革实践。与央企瘦身健体工作方案一致,河北省国资委在2016年8月发布《省国资委监管企业深化改革瘦身健体工作意见》,也分别就国企主业不突出、层级过多、机构臃肿等问题提出了改革思路,同时提出要在两年内压减被监管企业管理层级至4层以内、减少其法人单位20%左右、实现降本增效100亿元等目标。与之类似,陕西省国资委在《关于开展监管企业压缩管理层级减少企业户数工作的通知》中提出,要将突出主业、压缩层级、减少法人户数等作为地方国有企业瘦身健体改革的工作目标。由此可见,瘦身健体改革恰恰是以解决国有企业存在的“症结”为出发点,提出了有针对性的改革举措,成为国企改革新的突破口。

### 2. 理论分析与研究假说

瘦身健体改革是国有企业发展战略的重大转变,要厘清瘦身健体改革与企业造血功能间的因果关系,我们首先要从改革的根源和功能作用出发进行分析。目前,围绕传统国企低效和国企改革方向问题的研究,大致可以划分两个理论派别。其一是以吴敬琏、张维迎<sup>[23,24]</sup>为代表的“产权论”,其二是以林毅夫等为代表的“政策性负担论”。<sup>[25]</sup>前者主张产权改革是国企改革的根本出路,认为产权不明晰、所有者缺位、法人治理结构不合理是导致国有企业陷入绩差局面的首要原因;<sup>[23,24]</sup>后者则强调要把剥离政策性负担作为国企改革的先决条件,在消除政策性负担的前提下才能谈论产权改革,<sup>[26]</sup>主张创造公平竞争的市场环境来提升国有企业的自生能力。<sup>[14,25,27]</sup>

就2016年开始实施的国企瘦身健体改革具体内容来看,瘦身健体改革不涉及产权改革(如混合所有制改革的内容),本质上是我国在国有企业政策性负担剥离方面的新尝试,因此我们重点围绕政策性负担相关的理论文献展开分析,但在后续实证检验中会对混合所有制等国企产权改革因素进行控制。需指出的是,混合所有制改革虽然会在产权层面引入非国有股东,但改革后的国企还是国有控股企业,其经理人的激励机制并无重要改变,<sup>[28]</sup>混合所有制改革并不必然会带来国企瘦身健体方面的改革;相反,在政策性负担未解决的前提下,贸然引入非国有股东,还可能因利益诉求的差异而加剧国有股东与非国有股东间的冲突,增加国企改革阻力。<sup>[28]</sup>不仅如此,以往文献所指出的混合所有制改革过程中存在“靓女先嫁”现象,即业绩表现较优的国企更有可能被政府和非国有资本相中率先实施混合所有制改革,也会导致混合所有制改革的效果评估存在严重的“政策内生性”问题。<sup>[29]</sup>基于此,本文将注意力集中到瘦身健体改革后国有企业政策性负担剥离后造血功能改善有效性的研究上。

从政策性负担的具体表现和形成动因来看,政府与企业效用目标函数上的不一致,<sup>[30]</sup>导致我国国有企业在传统的“赶超型”战略实施后普遍遗留下了战略性政策负担和社会性政策负担。<sup>[4,25,27]</sup>由于政府的目标是多元化的,包括经济增长目标和社会民生目标,在财政分权和官员晋升依赖GDP增长的背景下,<sup>[31]</sup>国有企业受政府政策影响被迫进入不具备比较优势的产业形成了战略性政策负担,而为提升社会稳定所承担的冗员和工人福利的社会性职能形成了社会性政策负担。<sup>[4,25,27]</sup>此外,政府通过掌握国有企业经理人的任免权,<sup>[32]</sup>以及在其经营绩效考核中加入与政策性负担有关的非财务业绩指标,<sup>[33]</sup>促使经理人为获得政治和经济上的回报有强烈动机与政府官员结成同盟,<sup>[34]</sup>自愿承担了政策性负担。这导致在政府干预这一显性动因之外,经理人激励机制成为诱发国有企业政策性负担的隐性动因。<sup>[33]</sup>因此,政策性负担既是政府的多元化目标内化于国有企业经营决策的产物,也是经理人自利行为的结果。

从政策性负担的经济后果来看,林毅夫等指出,<sup>[25]</sup>由于信息不对称的存在,政府很难明确区分究竟是政策性负担还是国有企业自身经营失败导致的亏损或低效,只能通过事后的补贴和保护来减轻国有企业的经营负担,但这只会加重经理人的道德风险问题,因为经理人能够利用自身信息优势,将经营失败导致的亏损或低效也归咎于政策性负担,以政策性负担为借口来寻租和获取更多补贴优惠,滋生出预算软约束。换言之,在国有企业多层级的委托—代理治理结构下,政策性负担的存在加剧了信息不对称导致的国企代理问题,<sup>[35]</sup>使国有企业公司治理机制失效。不仅如此,一些以资源整合为名义的资产注入、并购重组行为,实则是政府“拉郎配”式的“甩包袱”和利益攫取,<sup>[36]</sup>限制了企业对经济效率的追求,反而推动了国有企业过度投资和偏离主业,<sup>[1,18]</sup>引发组织庞大、层级过多、<sup>[22]</sup>产能过剩、<sup>[2]</sup>投资行为偏离最优策略等问题。因此,无论何种政策性负担都会严重扭曲企业的微观行为,加重其经营负担的同时影响主业发展,对企业的经营效率产生实质性损害,最终破坏企业的自我造血功能,<sup>[4,25,27]</sup>有损国企持续履行社会责任的能力。

瘦身健体改革可以算是新赋能型政府经济介入行为模式的中立转变,<sup>[37]</sup>以及对过去有偏介入行为模式下效率扭曲的事后“纠错”机制,有效减轻了国有企业的战略性和社会性负担,自然能作用于国有企业造血功能的改善。正如Lin等所指出的,<sup>[26]</sup>剥离政策性负担、创造公平竞争的市场环境是国有企业改革成功的关键。我们将基于这一逻辑来阐释瘦身健体改革对国有企业造血功能的积极影响。

首先,瘦身健体改革能够通过促使国有企业聚焦主业、压缩层级和过剩产能等剥离其战略性政策负担的方式,提升国有企业的造血功能。如前所述,国有企业身份的特殊性意味着其多元化经营、组织庞大、层级过多很有可能是政府政策性负担转移压力下国有企业盲目扩张的结果,而这类企业的经营业务和组织结构相对复杂,更有可能因信息不对称和内部人控制的存在诱发严重的管理层短视和过度投资行为,<sup>[38,39]</sup>进而加剧政策性负担下国企代理问题的不利影响。与此同时,产能过剩所造成的产品积

压、生产效率低下和企业间恶性竞争,以及与之伴随的价格下跌、利润下降、亏损等问题,无疑让政策性负担较重的国有企业雪上加霜。因此,瘦身健体改革的实施,一方面是对国有企业复杂控制链条的“清理”,能够确保国有控股上市公司母公司充分获取全部子公司的经营财务信息,有效监控子公司投资活动的同时减少其向上传递经营信息的损耗和扭曲,<sup>[11]</sup>约束子公司管理层寻租和权力斗争的空间,从整体上提升公司的投资效率,进而增强现金流量创造水平;另一方面也是对国有企业资源的有效整合,能够倒逼经理人将注意力集中于核心业务和更谨慎地参与投资决策,促使国有企业真正以产品服务盈利能力和营运资本管理能力而非所有制性质在上下游供应链中保持优势地位,而主业竞争力的提升也必然表现为项目投产后的经营活动净现金流量质量提高和造血功能的改善。此外,随着政策性负担的剥离,国有企业经理人很难再为自己的经营失败寻找合理的借口,难以借此来实现国企的预算软约束,从而能够更有效地调和经理人和企业股东间的利益,实现激励相容目标。

其次,瘦身健体改革也可能通过降低国有企业超额雇员等社会性政策负担的方式,提升国有企业的造血功能。超额雇员对国有企业造血功能的破坏更为直接。因为超额雇员下劳动力成本的上升直接增加了国有企业的经营活动现金流出,同时还有损于经营效率和公司价值;<sup>[13]</sup>反之,员工规模精简则有利于改善企业的经营绩效,也自然节约企业经营活动现金流出。

综合上述分析,瘦身健体改革后国有企业经营若能够回归主业、压缩层级及过剩产能、减轻冗员,则能够在一定程度上缓解战略性和社会性政策负担引发的国企低效问题,最终提升国有企业的造血功能。为此,在控制其他因素的影响之后,我们相信,受到瘦身健体改革直接影响的国有企业在改革实施后的造血功能得到明显改善,故提出以下研究假说:

H:瘦身健体改革能够改善国有企业的造血功能

## 二、研究设计

### 1. 样本选取与数据来源

本文选取2012-2018年我国A股非金融行业上市公司数据作为初始研究样本,<sup>⑤</sup>对样本做如下处

理:(1)剔除关键数据缺失;(2)剔除ST、PT企业;(3)剔除2016年及以后上市的公司;(4)剔除样本期间产权性质变动的样本,最终得到14455个公司一年度观测值。值得注意的是,中央国有企业自2016年5月18日《中央企业深化改革瘦身健体工作方案》发布后开始执行瘦身健体改革,而地方国有企业并非都在2016年立即执行改革。因此,在本文研究范围内,各省地方国有企业瘦身健体改革实施年份的数据系手工搜集自国资委官网、政府官网、国资数据中心(SADC)、北大法宝及百度等网站所得。其余财务数据来源于CSMAR和Wind数据库。为消除异常值影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位数进行了Winsorize处理。

### 2. 企业造血功能指标的度量方式

正常情形下,企业的造血功能是由其经营活动净现金流量和投资者要求的回报同时决定的,后者包含了投资者的机会成本。从股东视角来看,企业实际的税后营业利润率和同行业企业税后营业利润率分别反映了股东将其有限的资金投资于该企业而放弃同行业其他企业、或投资于同行业其他企业而放弃该企业所付出的代价,因此我们选取两者中的较大值来反映投资者机会成本,即股东对于投资回报的预期水平。倘若企业的经营活动净现金流量能够在满足收回投资成本、偿付利息的需求之余进一步满足股东期望的投资回报,并有所剩余以实现企业的持续发展,至少能够在一定程度上认为该企业造血功能强健。我们称这类企业的经营活动净现金流量为高质量的经营净现金流量。基于上述逻辑,我们定义企业造血功能指标为“期望的高质量经营活动净现金流量达成率”(简称CFO达成率),具体计算方式如式(a)-式(e)所示,表示企业能否及在多大程度上可以达到期望的高质量经营活动净现金流量,CFO达成率数值越大,则企业造血能力越强。然而,除谢德仁外,<sup>[15-9]</sup>现有文献都只是简单地将经营活动净现金流量作为度量造血功能的指标,<sup>[15,16]</sup>并未对企业现金流量的质量加以考虑。

CFO达成率(CFOC<sub>i,t</sub>)=(经营活动净现金流量-期望的高质量经营活动净现金流量)/期望的高质量经营活动净现金流量 (a)

期望的高质量经营活动净现金流量=期望的税后营业利润+利息支出+折旧与摊销+经营性资产减值损失+非付现股权激励成本 (b)

期望的税后营业利润=期望的税后营业利润率×年初年末经营性资产的均值 (c)

期望的税后营业利润率=Max(实际的税后营业利润率,行业年度的税后营业利润率中位数) (d)

实际的税后营业利润率=(净利润-投资收益-公允价值变动收益-资产处置收益)/年初年末经营性资产的均值 (e)

需要特别说明的是,本文所定义期望的税后营业利润率蕴含着两个前提假设:<sup>⑥</sup>第一,我们假定股东期望的投资回报不低于其真实获取的投资回报和投资同行业其他企业可获取的中位数回报中的较高者,表示其投资的机会成本。换言之,当企业实际的税后营业利润率高于“行业一年度”所有企业实际税后营业利润率的中位数水平时,期望的税后营业利润率就是企业实际的税后营业利润率;反之,期望的税后营业利润率等于“行业一年度”所有企业实际的税后营业利润率的中位数。第二,我们假定股东期望的投资回报不低于0。换言之,当“行业一年度”所有企业实际的税后营业利润率的中位数小于0时,我们将选取“行业一年度”所有企业实际的税后营业利润率的75分位数,作为企业实际的税后营业利润率的比较基准,并重复上述步骤。<sup>⑦</sup>

### 3. 模型设定

本文利用始于2016年的国有企业瘦身健体改革这一准外生事件,通过构造多时点双重差分模型(Staggered DID)来检验本文的研究假说,以识别瘦身

健体改革对国企造血功能的影响,从造血功能视角对国企改革的成效做出评估。具体模型设定为:

$$CFOC_{i,t} = \alpha + \beta \times Treatpost_{i,t} + \gamma \times Controls_{i,t-1} + \sigma_i + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,CFO达成率(CFOC<sub>i,t</sub>)为模型(1)的被解释变量,表征企业造血功能的强弱;Treatpost<sub>i,t</sub>为模型(1)的解释变量,表示企业i在t年是否受到瘦身健体改革影响。当企业i在t年开始受到瘦身健体改革影响,则在当年及该年之后,Treatpost<sub>i,t</sub>取值为1,否则为0,其他未受瘦身健体改革影响的企业Treatpost<sub>i,t</sub>始终取值为0。具体地,中央国有企业在2016年及之后,Treatpost<sub>i,t</sub>取值为1,否则为0;地方国有企业在其所在省国资委出台有关国企瘦身健体改革文件的当年及之后,<sup>⑧</sup>Treatpost<sub>i,t</sub>取值为1,否则为0;非国有企业在整个样本期间,Treatpost<sub>i,t</sub>均取值为0。在同时控制公司个体固定效应和年份固定效应的前提下,渐进实施(Staggered Adoption)使得Treatpost<sub>i,t</sub>本身可以实现双重差分的效果。因此,估计系数β反映了企业造血功能在瘦身健体改革实施前后的加权平均差异,当β显著为正时,本文的研究假说通过检验。

Controls<sub>i,t-1</sub>为滞后一期的其他控制变量,包括公司规模、资产负债率、固定资产占比、销售增长率、账面市值比、股权集中度、董事会规模、独董比例和企业风险水平,定义详参表1。此外,为避免不随时间变化的公司特征、行业特征和宏观经济等因素的干扰,以及考虑到部分公司可能存在行业变更,模型(1)还同时控制了公司个体固定效应(σ<sub>i</sub>)、行业固定效应(δ<sub>t</sub>)和年份固定效应(γ<sub>t</sub>)。文中标准误的估计在公司层面进行聚类调整。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
期望的高质量经营活动净现金流量达成率	CFOC	(t年经营活动净现金流量-t年期望的高质量经营活动净现金流量)/t年期望的高质量经营活动净现金流量
瘦身健体改革	Treatpost	瘦身健体改革开始实施的当年及该年之后,取值为1,否则为0
公司规模	Size	t-1年末总资产的自然对数
销售增长率	Growth	(t-1年营业收入-t-2年营业收入)/t-2年营业收入
固定资产占比	Fata	t-1年末固定资产/t-1年末总资产
资产负债率	Lev	t-1年末总负债/t-1年末总资产
账面市值比	BM	t-1年末账面价值/t-1年末市场价值
股权集中度	Sharesfirst	t-1年末第一大股东持股比例
董事会规模	Board	t-1年的董事会人数
独董比例	Indep	t-1年独董人数/t-1年董事会人数
企业风险水平	Risk	t-1年股票月收益率的年度标准差

#### 4. 描述性统计

表2列出了主要变量的描述性统计结果。CFOC<sub>i,t</sub>的均值为-0.587,说明平均而言企业的实际经营活动净现金流量仅达到了期望的高质量经营活动净现金流的41.3%(即1-0.587),同时,CFOC<sub>i,t</sub>在样本间的分布差异也较大,即不同企业间的CFO达成率存在较大差别,其中,期望的高质量经营活动净现金流量达成率的最大值为1.951,25分位数为-0.946,最

小值仅为-3.904。Treatpost<sub>i,t</sub>的均值为0.135,表明约有13.5%的观测在样本期间接受了处理(Treated),也说明我们的研究样本涵盖了一定比例的从未接受处理的观测(Never-Treated)。正如Baker等所指出的,<sup>[40]</sup>在平行趋势满足的情形下,样本中从未接受处理的观测占比越高,越能减轻多时点DID模型潜在的估计偏误。表2其余控制变量的统计结果与现有文献结果基本一致。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测	均值	中位数	最小值	25分位数	75分位数	最大值	标准差
CFOC	14455	-0.587	-0.490	-3.904	-0.946	-0.111	1.951	0.853
Treatpost	14455	0.135	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.341
Size	14455	22.175	22.006	19.692	21.257	22.919	26.062	1.288
Growth	14455	0.193	0.110	-0.542	-0.023	0.277	3.066	0.467
Fata	14455	0.223	0.188	0.002	0.093	0.321	0.711	0.167
Lev	14455	0.435	0.430	0.048	0.263	0.599	0.892	0.213
BM	14455	0.597	0.600	0.112	0.410	0.784	1.086	0.240
Sharesfirst	14455	0.352	0.333	0.088	0.232	0.454	0.751	0.151
Board	14455	8.712	9.000	5.000	7.000	9.000	15.000	1.720
Indep	14455	0.374	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571	0.053
Risk	14455	0.131	0.118	0.043	0.090	0.156	0.381	0.062

### 三、实证结果与分析

#### 1. 基准回归结果

表3报告了本文研究假说的检验结果。列(1)是控制了公司固定效应和年份固定效应的回归结果;列(2)在列(1)基础上加入了控制变量;考虑到行业层面不随时间变化的不可观测因素也可能影响企业经营活动进而影响其CFO达成率,<sup>⑨</sup>列(3)在列(2)基础上进一步控制了行业固定效应。表3结果显示,Treatpost<sub>i,t</sub>的系数显著为正,说明与未受瘦身健体改革冲击的企业相比,受瘦身健体改革冲击企业的CFO达成率显著上升。从经济意义来看,在控制相关因素后,列(3)中受改革冲击的企业相对于未受改革冲击企业的CFOC上升了0.076,而由表2可知样本企业的平均CFO达成率为-0.587,因此实施瘦身健体改革使国有控股公司的CFO达成率相较于平均水平提升了12.95%。以上结果表明,瘦身健体改革实施后已经初见成效,对于改善国有控股公司的造血功能有较为显著的作用,本文研究假说通过了检验。

#### 2. 稳健性检验

##### (1)多时点DID设计的有效性检验

第一,平行趋势检验。双重差分模型的无偏估

表3 瘦身健体改革与国有企业造血功能改善

	CFOC <sub>i,t</sub> (1)	CFOC <sub>i,t</sub> (2)	CFOC <sub>i,t</sub> (3)
Treatpost <sub>i,t</sub>	0.082*** (2.62)	0.078** (2.36)	0.076** (2.31)
Size <sub>i,t-1</sub>		-0.033 (-1.13)	-0.041 (-1.44)
Growth <sub>i,t-1</sub>		0.008 (0.35)	0.004 (0.18)
Fata <sub>i,t-1</sub>		0.438*** (4.21)	0.457*** (4.50)
Lev <sub>i,t-1</sub>		0.210** (2.28)	0.242*** (2.63)
BM <sub>i,t-1</sub>		0.130* (1.94)	0.150** (2.25)
Sharesfirst <sub>i,t-1</sub>		-0.047 (-0.29)	-0.069 (-0.44)
Board <sub>i,t-1</sub>		-0.002 (-0.15)	0.000 (0.02)
Indep <sub>i,t-1</sub>		-0.160 (-0.57)	-0.171 (-0.61)
Risk <sub>i,t-1</sub>		0.171 (1.06)	0.163 (1.01)
Constant	-0.598*** (-142.14)	-0.071 (-0.11)	0.088 (0.14)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Industry FE	No	No	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Observations	14455	14455	14455
R-squared	0.335	0.337	0.342

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示统计检验在1%、5%和10%的水平上显著,括号中为t值;对所有回归系数的标准误在企业层面进行聚类调整,下同。

计依赖于平行趋势假设,由于中央国有企业、不同省份的地方国有企业接受政策冲击的时间有所差异,故我们根据政策冲击时间设置了相对时间虚拟变量。其中,变量 Before $3_{i,t}$ 、Before $2_{i,t}$ 和 Before $1_{i,t}$ 分别表示各企业受到瘦身健体改革影响之前的第3年(-3期)、第2年(-2期)和第1年(-1期),After $1_{i,t}$ 、After $2_{i,t}$ 和 After $3_{i,t}$ 分别表示各企业开始受瘦身健体改革影响之后的第1年(1期)、第2年(2期)和第3年(3期)。未受到瘦身健体改革影响的企业则相应虚拟变量均取值为0。为避免多重共线性,我们将各企业-4期及之前的时间归并至-4期,并将这一时间虚拟变量剔除。表4列(1)结果显示,在改革实施前,各相对时间虚拟变量的系数均不显著,而在改革实施后的第2、3年里显著为正。因此,我们不能拒绝平行趋势假设成立的可能性。同时,上述结果也意味着,瘦身健体改革对国有企业造血功能的改善作用具有一定的滞后性和持续性。

第二,考虑多时点 DID 的异质性处理效应(Heterogeneous Treatment Effects)。最新的理论文献表明,多时点 DID 的估计系数实际上是多个单时点 DID 系数的加权平均,而非受处理个体的平均处理效应。由于不同时点的处理组和控制组是变化的,有着不同甚至相反的处理效应,一旦负权重和异质性

处理效应存在,那么多时点 DID 模型就可能致估计偏误。<sup>[40-42]</sup>为解决这一问题,我们首先按照 Baker 等建议采用“培根分解”(Bacon Decomposition)<sup>[42]</sup>观察多时点 DID 估计结果的偏误大小,<sup>[40]</sup>并据此诊断该偏误在多大程度上影响最终的估计结果。我们发现,总的 DID 估计量(Overall DID Estimate)主要由“处理组 vs. 从未处理组”的处理效应所驱动,其权重高达 95.4%,说明本文的多时点 DID 估计结果的偏误较小。借鉴已有研究,我们采用堆叠型 DID(Stacked DID)来重新评估瘦身健体改革的实施效果。<sup>[43]</sup>堆叠型 DID 的基本做法是,为受处理时点相同的处理组寻找未接受处理“干净”的控制组并形成数据集,再将受处理时点不同的 K 个数据集堆叠,构建基于相对事件时间的新样本,同时在回归中控制公司数据集(Firm-Cohort FE)、行业数据集(Industry-Cohort FE)和年份数据集(Year-Cohort FE)固定效应。表4列(2)列示了堆叠型 DID 的结果,Treatpost $_{i,t}$ 的系数显著为正,说明本文的估计结果总体稳健。

第三,改变研究样本。①剔除瘦身健体改革实施年份观测,以排除部分企业在政策实施当年无法及时做出反应的可能;②剔除瘦身健体改革年份与央企不同步的地方国有企业,以避免地方国资委在

表 4

DID 设计的有效性和样本选择性偏误检验

	CFOC $_{i,t}$	CFOC $_{i,t}$	CFOC $_{i,t}$	CFOC $_{i,t}$	CFOC $_{i,t}$
	平行趋势检验	堆叠型 DID	剔除改革实施当年的观测	剔除改革实施年份晚于 2016 年的观测	PSM+DID
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Before $3_{i,t}$	0.026 (0.64)				
Before $2_{i,t}$	-0.024 (-0.51)				
Before $1_{i,t}$	0.052 (1.07)				
After $1_{i,t}$	0.059 (1.11)				
After $2_{i,t}$	0.100* (1.95)				
After $3_{i,t}$	0.130** (2.36)				
Treatpost $_{i,t}$		0.069** (2.23)	0.096** (2.53)	0.080** (2.13)	0.109** (2.38)
Controls $_{i,t-1}$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	No	Yes	Yes	Yes
Firm-Cohort/Industry-Cohort/Year-Cohort FE	No	Yes	No	No	No
Observations	14455	33567	13767	12845	5542
R-squared	0.342	0.346	0.350	0.342	0.348

披露瘦身健体相关文件或进行相关报道之前,就已经按照2016年的央企改革方案逐步在地方国有企业中开展了改革活动。表4列(3)和列(4)的结果显示,研究结论保持不变。

第四,安慰剂检验(Placebo Test)。我们采用同时随机生成伪处理组和伪政策冲击的方法进行安慰剂检验,并重复1000次,得到1000组虚拟变量 $Treatpost_{i,t}^{random}$ ,对应的估计系数绘制于图1。可以发现, $Treatpost_{i,t}^{random}$ 的系数集中分布在0附近,远小于估计的真实值0.076(见表3列(3),且p值大多高于0.10,验证了我们结果的稳健性。

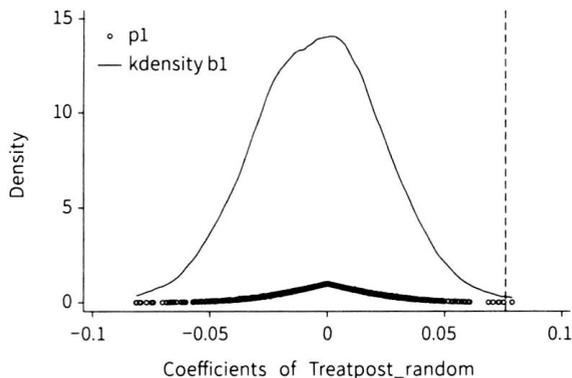


图1 安慰剂检验

### (2)样本选择性偏误

由于受到瘦身健体改革冲击的均为国有控股上市公司,而未受改革冲击的则以非国有控股上市公司为主,两者间存在的特征差异还可能导致样本选择性偏误问题,为此,研究使用倾向得分匹配(PSM)的方法来解决上述问题。在匹配变量的选取上,除了模型(1)中所有控制变量外,考虑到两类公司在盈利能力方面也可能存在较大差异,且CFO达成率大

于0和小于0的企业在造血功能上也有着实质性差异,本文还将税后营业利润率、CFO达成率虚拟变量加入匹配变量中,为受改革冲击的国有控股公司配对同年度、同行业具有相似特征的未受改革冲击的公司。匹配年份为受改革冲击前一年。在获取倾向得分后,按照最近邻匹配原则(卡尺为0.01)和1:2的配对比例进行匹配,并以配对后的样本进行回归。<sup>⑩</sup>上述匹配使得两类公司成为处理组的概率相近,以减少模型函数设定偏误的问题而导致的估计有偏。表4列(5)结果显示, $Treatpost_{i,t}$ 依然显著为正,研究结论保持不变。

### (3)排除替代性解释

本文排除由同期其他重要改革或政策的实施所带来的替代性解释。<sup>⑪</sup>

首先,以“1+N”政策体系为顶层设计的国企改革实施可能干扰本文的研究结论。改革内容中有较大可能混淆本文处理效应的政策可以大致分为三类:产权改革(混合所有制)、薪酬激励机制改革、监督管理体制改革。为此,本文在模型中进一步控制了国企混改程度(包含非国有股东持股比例、股权制衡度、非国有股东委派董事人数占比、非国有股东委派高管人数占比)、企业薪酬激励水平(前三大高管薪酬总额、高管持股比例、是否实施股权激励)、企业监督管理水平(党组织参与治理、央企董事会试点)等相关变量,以捕捉更为干净的瘦身健体改革政策效应。检验结果如表5列(1)所示,在控制前述变量后,核心解释变量的系数仍显著为正,且系数大小与主检验结果接近。

本文借鉴刘星等的做法,<sup>[44]</sup>根据瘦身健体改革

表5 排除其他国企改革政策的影响

	控制国企改革相关的变量		重新确立处理组和控制组	
	(1)	(2)	(3)	
$Treatpost_{i,t}$	0.068** (2.02)			
$Degreehigh_t \times Post_{i,t}$		0.111** (1.97)		
$Degree_t \times Post_{i,t}$				0.039* (1.84)
国企改革相关变量	Yes	No	No	No
$Controls_{i,t-1}$	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14455	4896	4896	4896
R-squared	0.342	0.337		0.337

产生的影响大小,在受改革冲击国企内部重新确立处理组和控制组。这一做法可以较大程度上避免原模型中的处理组和控制组企业间因随时间变化的不可观测因素的影响。具体做法如下:先根据改革实施前一年企业的多元化程度、子公司数量、冗员程度是否大于等于行业年度中位数生成三个虚拟变量,加总是否过度投资虚拟变量后,得到单一综合指标 Degree<sub>it</sub>(取值介于0-4)。<sup>⑩</sup>然后,定义新的处理组变量 Degreehigh<sub>it</sub>, Degree<sub>it</sub>等于3、4的企业取值为1, Degree<sub>it</sub>等于0、1、2的企业取值为0。同时定义时间虚拟变量 Post<sub>it</sub>,中央国有企业在2016年及之后取值为1,地方国有企业在其所在省国资委出台瘦身健体改革文件当年及之后取值为1,否则为0。最后,将 Degreehigh<sub>it</sub>与 Post<sub>it</sub>交互,替换模型(1)中的解释变量进行回归。我们也借鉴李青原等的做法,<sup>⑪</sup>直接将变量 Degree<sub>it</sub>与 Post<sub>it</sub>交互,构建广义 DID 模型进行检验。相应的结果如表5列(2)和列(3)所示,交互项 Degreehigh<sub>it</sub>×Post<sub>it</sub>和 Degree<sub>it</sub>×Post<sub>it</sub>均显著为正。以上结果表明,本文结论并非完全被同期其他国企改革政策所解释。

其次,2015年中央经济工作会议提出的去产能、去库存和去杠杆的供给侧结构性改革要求(简称“三去”)也可能干扰本文主要结论。然而,不同的是,“三去”政策不仅影响处理组企业,也影响控制组企业,而双重差分设计已经能够缓解“三去”政策的影响。现有研究还发现,无论是去产能、去库存还是去杠杆,非国有企业的积极性都显著高于国有企业。<sup>⑫</sup>这意味着即使“三去”政策影响企业的造血功能,也无助于(Bias Against)研究结果的发现,反而使本文的实证结果更稳健。不过,为了尽可能地排除替代性解释,我们采用如下三种研究设计:<sup>⑬</sup>第一,检验企业的产能处置、库存周期及过度负债在受到瘦身健体改革冲击前后的变化。研究发现, Treatpost<sub>it</sub>的系数不显著,说明瘦身健体改革实施后企业造血功能的改善不能直接归因于“三去”政策。第二,我们将企业是否去产能、是否去库存和是否去杠杆变量同时加入本文的基准模型中,以控制企业“三去”行为的影响。研究发现, Treatpost<sub>it</sub>的系数仍显著且系数大小与正文的主检验结果相近。第三,将研究样本分别限制在受“三去”政策影响较小的非产能过剩行业

企业、<sup>⑭</sup>非房地产行业企业和过度负债程度较低的企业。研究发现, Treatpost<sub>it</sub>的系数仍显著为正。上述检验结果均表明(限于篇幅未列示),尽管去产能、去库存和去杠杆政策与瘦身健体改革的时间接近,但并非本文结论成立的替代性解释,本文的研究结论稳健。

#### (4)替换被解释变量

我们还针对企业造血功能的度量进行三方面的稳健性检验:第一,使用经行业年度均值或中位数调整后的 CFO 达成率指标,以控制行业整体风险因素引起的变化;第二,使用“(t年经营活动产生的现金流量净额-t年折旧与摊销-t年经营性资产减值损失-t年利息支出)/t-1年末总资产”重新度量企业造血功能,该指标反映t年实现了真实经营活动现金流入的税后营业利润率,其数值越大,也在一定程度上反映企业经营活动净现金流量质量越高;第三,使用基于权责发生制视角的利润指标(总资产收益率、净资产收益率和是否亏损)。上述检验结果均稳健,限于篇幅,检验结果未列示。

#### 四、作用机制检验

通过前面的研究,本文的研究假说通过了检验。但是,国企瘦身健体改革是通过何种机制来实现了国企造血功能改善的呢?我们对此做进一步探索。

##### 1. 瘦身效应检验

瘦身健体改革通过要求国有企业聚焦主业经营、压减层级、精简人员及提高投资效率,来帮助国有企业实现瘦身这一直接目标,进而增强国企盈利能力和营运资本管理能力,改善其 CFOC,达成健体目标。为了检验改革的瘦身效果,我们构建了模型(2):

$$\text{Leaner}_{i,t} = \alpha + \beta \times \text{Treatpost}_{i,t} + \gamma \times \text{Controls}_{i,t-1} + \sigma_i + \delta_t + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, Leaner<sub>i,t</sub>为模型的被解释变量,分别采用多元化程度(Divnum<sub>i,t</sub>)、子公司数量(Subnum<sub>i,t</sub>)、冗员程度(Exemp<sub>i,t</sub>)、过度投资(Overinvest<sub>i,t</sub>)来衡量。参考现有文献做法,我们使用企业实际跨行业经营个数来度量 Divnum<sub>i,t</sub>,<sup>⑮</sup>使用企业年报披露的子公司数量来度量 Subnum<sub>i,t</sub>(加1后取对数),<sup>⑯</sup>使用企业实际雇员规模与模型估计的期望雇员规模间的差额来度量 Exemp<sub>i,t</sub>,<sup>⑰</sup>使用企业实际资本性支出与 Richardson

模型估计的期望资本性支出间的正向差额来度量  $Overinvest_{i,t}$ 。<sup>[51,52]</sup>其他设定与模型(1)保持一致。

表6给出了瘦身效应的检验结果。除列(3)外,其余各列  $Treatpost_{i,t}$  的系数均显著为负,说明受改革冲击国有控股公司的多元化经营程度、直接或间接控股的子公司数量及过度投资行为在瘦身健体后显著下降,而冗员程度未明显下降的背后原因可能在于承担大量社会责任的国企很难在短期内就实现裁员并妥善安置的目标。但也不排除本文研究样本为国有控股上市公司,其冗员程度在改革前就比较低。

## 2. 瘦身效应与造血功能改善

表7对上述作用机理加以验证,即如果前述作用机理逻辑成立,那么,瘦身健体改革对企业造血功能的影响效果应当主要存在于受改革冲击前多元化程度较高、子公司数量较多及过度投资较严重而非冗员程度较为严重的国有控股公司中。为此,我们计算了每家企业在改革冲击前的多元化程度、子公司数量、冗员程度、是否过度投资的均值,并与对应的行业中位数进行比较,划分不同子样本进行回归。<sup>⑥</sup>

表7结果显示,  $Treatpost_{i,t}$  的系数主要在改革前多元化程度高、机构臃肿程度高及过度投资程度高的子样本中显著为正,而在改革前冗员程度较高的

子样本中不显著,表明瘦身健体改革通过促使国有控股公司回归主业、减少机构臃肿度和抑制过度投资的剥离战略性政策负担的方式提升了CFO达成率,却并未通过缓解超额雇员的社会性政策负担的方式提升CFO达成率。综上,表6和表7不仅为本文理论分析提供了直接经验证据,更重要的是揭示了瘦身健体改革影响国有企业造血功能的背后作用机制,验证了改革“先瘦身后健体”的政策逻辑。

## 五、异质性检验

瘦身健体改革产生的国有企业造血功能改善功效在不同情境下可能存在一定差异。

### 1. 参与改革意愿

首先,企业功能定位可能影响国有企业参与瘦身健体改革的压力,导致政策实施效果的异质性。借鉴魏明海等的分类方法,<sup>[53]</sup>我们将国有企业分类为竞争性国企(商业一类)和非竞争性国企(商业二类和公益类)进行分组回归。由于公益类国企侧重于保障民生、服务社会和提供公共产品服务,商业二类国企侧重于承担重大专项任务和保障国家安全,因此这两类国企的瘦身健体改革压力较弱且改革难度较大;而商业一类国企,主业处于充分竞争行业和领域,其造血功能强弱更可能引起国资委等相关部门

表6 瘦身效应检验

	Divnum <sub>i,t</sub>	Subnum <sub>i,t</sub>	Exemp <sub>i,t</sub>	Overinvest <sub>i,t</sub>
	(1)	(2)	(3)	(4)
Treatpost <sub>i,t</sub>	-0.165*** (-3.99)	-0.113*** (-6.09)	-0.005 (-0.45)	-0.012** (-2.44)
Controls <sub>i,t-1</sub>	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14436	14455	14338	3770
R-squared	0.835	0.888	0.805	0.507

表7 瘦身效应对国企造血功能改善的影响

	CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>	
	多元化程度		机构臃肿程度		冗员程度		过度投资程度	
	高	低	高	低	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treatpost <sub>i,t</sub>	0.101** (2.30)	0.038 (0.75)	0.146*** (3.50)	0.002 (0.05)	0.047 (1.11)	0.120** (2.24)	0.093** (2.06)	0.066 (1.35)
Controls <sub>i,t-1</sub>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7591	6864	7383	7072	7304	7151	7649	6806
R-squared	0.337	0.354	0.358	0.336	0.371	0.320	0.360	0.331
Test(p-value): Coef(Treatpost <sub>i,t</sub> )	0.080		0.000		0.022		0.272	

关注,从而也更有压力和意愿进行瘦身健体改革。表8列(1)和列(2)的分组回归结果显示,  $Treatpost_{i,t}$  的系数仅在国有控股公司属于竞争性国企时显著为正,说明瘦身健体改革的国企造血功能改善作用主要出现在改革压力较强的竞争性国企中。<sup>[15]</sup>此外,由于商业一类国企的市场化程度、经营环境等与非国有企业总体更为接近,因此上述结果也在一定程度缓解了本文的内生性问题。

高管晋升预期也可能影响国有企业参与改革的意愿。国有企业高管薪酬管制要求的存在,使政治晋升相较于货币薪酬对国企高管有着更大的吸引力,<sup>[54]</sup>而晋升动机又不可避免地会影响国企的经营投资行为。<sup>[55]</sup>瘦身健体改革政策的实施意味着国有企业发展战略的重大转变:一方面会带动国有企业高管激励目标和行为方式发生变化,瘦身健体目标被纳入其业绩评价和晋升考核;另一方面通过改革及时“止血”与增强“造血”,其实能够提升国有企业可持续履行社会责任的经济能力,帮助国有企业在实现经济目标的同时更好地服务于社会目标,从而也有利于国有企业高管实现晋升需求。<sup>[32]</sup>尤其是对于上市的国企经理人来说,显性的社会责任承担(如社会捐赠和扶贫)和优秀的经营业绩,比起隐性的政策性负担更能提升其职业声誉,有助于其晋升。基于此,我们假设晋升预期越高时国企高管将越有动力参与到瘦身健体改革中,改革的效果更为明显。我们使用董事长年龄作为高管晋升预期的代理变量,<sup>[32]</sup>根据董事长年龄的行业年度中位数划分晋升预期高和晋升预期低两组子样本,分别进行回归。表8列(3)和列(4)结果显示,  $Treatpost_{i,t}$  的交互项系数

仅在高管晋升预期较高的子样本中显著,说明瘦身健体改革的成效主要存在于高管晋升预期高进而参与改革意愿较强的国有控股公司当中。<sup>[16]</sup>

## 2. 内外部治理环境

我们从企业面临的内外部治理环境两方面进行异质性分析。在内部治理环境方面,分别从董事长领薪安排、独董网络中心度和内部控制质量三个角度进行检验。其主要逻辑是,相较于董事长在上市公司领薪,董事长在控股股东处领薪时企业的内部治理环境可能更佳,因为董事长不太可能出于薪酬考虑而与CEO合谋来共享高薪;<sup>[56]</sup>处在网络中心位置的独立董事出于声誉等考虑更有动机监督管理层的投资决策行为,并及时提供更准确的投资决策建议,有利于改善企业内部治理环境;<sup>[57]</sup>而较好的内部控制对于抑制管理层腐败、净化企业内部治理环境也具有积极影响。<sup>[57]</sup>在外部治理环境方面,分别从机构投资者持股、企业法律环境和地区营商环境三个角度进行检验。根据现有文献,当企业机构投资者持股比例较低、法律环境较差或位于营商环境欠佳地区时,企业的外部治理环境较差,企业越有可能进行多元化扩张或低效投资,从而对造血功能产生不利影响,反之亦然。<sup>[58-60]</sup>

基于上述分析,我们分别按照董事长是否上市公司领薪、独董网络中心度和DIB内控指数的行业年度中位数划分内部治理环境好和内部治理环境差两组子样本,按照企业是否发行H股或B股、机构投资者持股比例和“经营环境总指数”的行业年度中位数划分外部治理环境好和外部治理环境差两组子样本。变量的定义借鉴已有文献。<sup>[52,56-60]</sup>我们预期,当

表8 异质性检验:参与改革意愿

	CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>	
	竞争性国企	非竞争性国企	高管晋升预期高	高管晋升预期低
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treatpost_{i,t}$	0.102**	0.025	0.136**	-0.027
	(2.36)	(0.66)	(2.02)	(-0.54)
$Controls_{i,t-1}$	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	12328	10896	5051	6340
R-squared	0.338	0.357	0.443	0.408
Test(p-value): Coef( $Treatpost_{i,t}$ )	0.012		0.000	

企业的内外部治理环境较差时,瘦身健体改革对国企造血功能的改善作用更为明显。表9 Panel A 和 Panel B 的分组回归结果显示,  $Treatpost_{i,t}$  的系数仅在内部治理环境较差或外部治理环境较差的子样本中显著为正,说明瘦身健体改革显著改善了内外部治理环境相对较薄弱的国有控股公司的造血功能。以上发现与本文的预期相符,进一步强化了瘦身健体改革与国企造血功能改善间的因果关系。

### 六、研究结论

自2016年下半年开始针对国有企业专门实施的瘦身健体改革是我国供给侧结构性改革的一项重大举措,其关键就在于通过减负(瘦身)和提效(健体)两条路径,激发国有企业的内生动力和活力,进而增强其核心竞争力。本文基于瘦身健体改革这一特殊制度背景,以2012-2018年A股非金融行业上市公司为研究样本,采用多时点双重差分实证检验了国有企业瘦身健体改革对于其造血功能的影响、作用机理及经济后果。本文研究发现,受瘦身健体改革冲击的国有控股公司的造血功能在改革后显著改善,表现为期望的高质量CFO达成率显著上升。本文在进行了包括平行趋势检验和控制该项改革时期其他国

企改革政策的影响等在内的一系列稳健性测试后,结论依然成立。本文的机制检验发现,瘦身健体改革主要通过促使国有企业聚焦主业经营、降低组织臃肿程度和减少过度投资的战略性政策负担剥离来改善国有企业的期望高质量CFO达成率,达到先瘦身后健体的目标。进一步研究发现,瘦身健体改革对于企业造血功能的改善作用在参与改革的压力和意愿较高、内外部治理环境较差的国有控股公司中更明显。

本文首次从造血功能是否得以改善的视角评估了国企瘦身健体改革政策的成效,丰富了国企改革政策经济后果方面的研究,为以往文献提出的剥离国有企业政策性负担是国企改革成功的先决条件的观点提供了经验证据,<sup>[26]</sup>同时也为企业造血功能的度量提供了一种较为合适的创新方法。此外,本研究对于全面深化国有企业改革具有一定的政策意义:一方面瘦身健体相关改革政策确实提升了国企高质量发展的水平,需要坚持;另一方面不同类型的国有企业由于功能定位不同,组织结构、行业领域、考核标准及责任使命等均有所差异,有必要对其进行分类监管与治理,不断增强各类国有企业实现其功能

表9 异质性检验:内外部治理环境

Panel A: 内部治理环境						
	CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>	
	董事长非上市公司领薪	董事长上市公司领薪	独董网络中心度高	独董网络中心度低	内控质量好	内控质量差
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treatpost <sub>i,t</sub>	0.001 (0.01)	0.096** (2.32)	0.064 (1.32)	0.128** (2.33)	0.076 (1.54)	0.116** (2.49)
Controls <sub>i,t-1</sub>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2014	10347	6986	6900	6918	6962
R-squared	0.436	0.379	0.398	0.406	0.428	0.440
Test(p-value): Coef(Treatpost <sub>i,t</sub> )	0.000		0.020		0.146	
Panel B: 外部治理环境						
	CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>		CFOC <sub>i,t</sub>	
	机构投资者持股比例高	机构投资者持股比例低	法律环境好	法律环境差	营商环境好	营商环境差
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treatpost <sub>i,t</sub>	0.077* (1.76)	0.115** (2.21)	-0.095 (-0.83)	0.077** (2.20)	0.054 (0.99)	0.078* (1.84)
Controls <sub>i,t-1</sub>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm/Industry/Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6930	6937	872	13572	6440	7981
R-squared	0.446	0.381	0.508	0.333	0.353	0.356
Test(p-value): Coef(Treatpost <sub>i,t</sub> )	0.134		0.000		0.166	

目标的能力,提高供给侧质量。当然,新时代国有企业的高质量发展需要兼顾经济效益和社会效益,通过瘦身健体改革提升国有企业造血功能本质上是为了更好地服务于国有企业的社会目标,在找准战略定位的同时承担特殊使命,真正践行“国之大者”。

#### 注释:

①参见证券日报,《国资委:严禁超越财务承受能力举债投资》, <http://www.zqrb.cn/finance/hongguan/jingji/2022-03-01/A1646149016422.html>, 2022年3月2日。

②例如,一重股份精简管理部门6个(占32%)、压缩在岗职工2355人(占21%);地方国有企业包钢集团通过优化组织结构,精简总部和下属两家上市公司(包钢股份、北方稀土)约23%的职能部门和41%的管理人员,在2017年扭转了连续三年亏损的局面。参见国务院国资委改革办,《国企改革探索与实践——中央企业子企业150例(下)》,北京:中国经济出版社,2018年,第763-770页;国务院国资委改革办,《国企改革探索与实践——地方国有企业100例(上)》,北京:中国经济出版社,2018年,第80-85页。

③详见《中央企业深化改革瘦身健体有关政策解读》, <http://www.scio.gov.cn/34473/34515/Document/1478472/1478472.htm>, 2016年5月23日。

④例如,河北省国资委2016年发布《省国资委监管企业深化改革瘦身健体工作意见》, <https://sadc.net.cn:903/data/integrateddata/index.php?modules=show&id=71666>;北京市国资委在《2016年主要工作》和《2017年工作重点》中都强调了压缩管理层级、减少法人户数或聚焦主业等国企瘦身健体改革内容, [http://gzw.beijing.gov.cn/ztl/bjsgzw2017ngzhy/201812/t20181225\\_10430.html](http://gzw.beijing.gov.cn/ztl/bjsgzw2017ngzhy/201812/t20181225_10430.html), [http://gzw.beijing.gov.cn/xxfb/ghjh/202001/t20200107\\_1565235.html](http://gzw.beijing.gov.cn/xxfb/ghjh/202001/t20200107_1565235.html)。

⑤我们样本结束于2018年的原因在于:2018年底国务院开始推行“民营企业 and 中小企业账款清欠专项活动”,该专项活动在短期内会对国有企业的经营活动现金流量和造血功能产生较为负面的影响,选择2018年及之前的年份能够更好地避免账款清欠专项活动的干扰。我们也将样本拓展到2019年,研究结论保持不变。

⑥谢德仁等为避免主观和争议,<sup>[8]</sup>基于公司年报披露的实际税后营业利润测算了各年度模拟的高质量经营活动净现金流量及高质量经营活动净现金流量达成率,以观察公司创造的利润是否有对应的经营活动净现金流入。但本文将采用企业某个年度的期望税后营业利润来测算,除了考虑到投资者机会成本外,还因为当企业的税后营业利润本身为低质量、

甚至亏损时,使用上述方法可能高估企业的经营活动净现金流量质量。

⑦本文之所以假定股东不太可能要求为负的投资回报,除了该做法更符合经济直觉外,还有一点原因是,当期望的税后营业利润率为负值时,据此计算的期望的税后营业利润也可能为负值,此时,使用公式(a)计算 $CFO_{i,t}$ (CFO达成率)会使得 $CFO_{i,t} > 0$ 的公司被错误地归入“造血功能”差的那一类( $CFO_{i,t} < 0$ ),而 $CFO_{i,t} > 0$ 的公司被错误地归入“造血功能”好的那一类( $CFO_{i,t} > 0$ )。根据税后营业利润率的分年度、分行业统计结果,我们发现的确存在部分“行业—年度”税后营业利润的中位数小于0,而到75分位数则基本大于0(未满足该条件的2个观测在样本中已被剔除),因此,在“行业—年度”税后营业利润率的中位数为负值的情况下,我们选取75分位数作为替代。除此以外,我们也剔除了“行业—年度”税后营业利润率的中位数小于0的观测,从而可以避免使用“行业—年度”税后营业利润率的75分位数替换中位数的主观选择问题,但我们的研究结论保持不变。篇幅所限未能列示,结果留存备案。

⑧根据我们的整理结果,地方国有企业瘦身健体改革实施年份为2016年的省份(直辖市、自治区)包含安徽、北京、重庆、河北、河南、广东、江苏、山东、四川、天津、新疆、云南、浙江;实施年份为2017年的省份包含福建、湖北、湖南、辽宁、内蒙古、陕西、陕西;实施年份为2018年的省份包含黑龙江。其余省份由于在样本期间内未发布与国企瘦身健体改革相关的文件或新闻报道,故无实施年份与之对应。

⑨由于部分公司可能存在行业变更,因此在控制公司固定效应基础上仍需进一步控制行业固定效应。

⑩我们也对PSM匹配变量进行了平衡性检验。结果显示,PSM配对前,受改革冲击企业和未受改革企业在各配对变量间均存在显著差异,而PSM配对后,受改革冲击企业和未受改革企业在各配对变量间则不存在显著差异。

⑪我们承认,完全排除2016年前后其他政策或因素的影响是很难的。但需要指出的是,瘦身健体改革过程中不同企业接受政策冲击的时点与其他具有干扰性质的政策发生的时点并不一致,因此多时点DID的模型设计已经能够在一定程度上帮助我们规避同期其他国企改革政策的混淆处理效应。

⑫由于瘦身健体改革同时致力于解决企业主业不聚焦、委托链条长、冗员严重、投资低效等多方面问题,因此不能简单从单个方面来判断企业受政策影响的大小,否则有失偏颇。变量定义可参见机制检验一节内容。

⑬检验一中产能处置以“ $t$ 年处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额/ $t$ 年末总资产”来度量,库存周期借鉴刘斌等<sup>[47]</sup>以“ $t$ 年末调整后存货/ $(t-1)$ 年末调整后营业成本+ $t$ 年末调整后营业成本 $\times 2$ ”来度量,过度负债可能性基于许

晓芳等<sup>[48]</sup>的模型进行测度。检验二中去产能虚拟变量在企业 $t$ 年处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额大于零时取值为1,去库存虚拟变量在企业 $t$ 年末调整后存货低于 $t-1$ 年末时取值为1,去杠杆虚拟变量在企业 $t$ 年末资产负债率低于 $t-1$ 年末时取值为1,否则均取值为0。检验三中非产能过剩样本基于韩国高等<sup>[49]</sup>和“去产能”政策定义,非房地产行业样本基于证监会行业分类代码(2012)定义,过度负债程度较低样本通过比较企业2016年及之前的过度负债程度均值与行业中位数来定义。

⑭由于我们无法获取国有控股公司代理链条的实际长度,故只能使用控股子公司数量来间接度量其组织结构的复杂程度。

⑮陈运森等指出,<sup>[52]</sup>Richardson模型忽略了公司的适度投资问题,即当模型回归残差在0附近时,可能只是模型偏误导致,而非企业真的过度投资或投资不足。因此借鉴他们做法,我们将回归残差大于0的过度投资观测分为10组,剔除残差距离0最近的2个组。

⑯为进一步检验各子样本之间系数差异是否具有统计显著性,本文进行了费舍尔组合检验,组间系数差异检验的经验 $p$ 值列于表格的最后一行(下表同)。

⑰表8列(1)和列(2)样本量加总大于本文实际样本量14445,其主要原因在于非国有控股上市公司观测被重复使用了一次,即列(1)对应的样本是“竞争性国企+非国有企业”,列(2)对应的样本是“非竞争性国企+非国有企业”。

⑱表8列(3)和列(4)样本量加总小于本文实际样本量14445,其主要原因在于部分样本的董事长年龄数据缺失。除该结果外,类似情况还存在于表9的分组检验结果中。

#### 参考文献:

[1]陈信元,黄俊.政府干预、多元化经营与公司业绩.管理世界,2007,(1):92-97.

[2]王文甫,明娟,岳超云.企业规模、地方政府干预与产能过剩.管理世界,2014,(10):17-36,46.

[3]曾庆生,陈信元.国家控股、超额雇员与劳动力成本.经济研究,2006,(5):74-86.

[4]林毅夫,刘培林.自生能力和国企改革.经济研究,2001,(9):60-70.

[5]谢德仁.推动结构性去杠杆防范化解系统性金融风险.中国证券报,2018-06-16.

[6]谢德仁.培育现金增加值创造力实现企业高质量发展.中国证券报,2018-08-11.

[7]谢德仁.自由现金流量创造力十问.财会月刊,2021,(21):22-27.

[8]谢德仁,刘劲松,廖珂.A股公司资本回报支付能力总体分析(1998-2018)——基于自由现金流量创造力视角.财会月刊,2020,(19):9-31.

[9]谢德仁.企业分红能力之理论研究.会计研究,2013,(2):22-32,94.

[10]盛丹,刘灿雷.外部监管能够改善国企经营绩效与改制成效吗?经济研究,2016,51(10):97-111.

[11]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.管理世界,2017,(8):123-135,153.

[12]何威风,陈莉萍,刘巍.业绩考核制度会影响企业盈余管理行为吗.南开管理评论,2019,22(1):17-30.

[13]杨兴全,任小毅,杨征.国企混改优化了多元化经营行为吗?会计研究,2020,(4):58-75.

[14]曹春方,张超.产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据.管理世界,2020,36(9):155-168.

[15]陈志斌,周志颖.现金断流葬送企业扩张——中国普马现金流断裂案例剖析.财务与会计,2005,(9):13-14.

[16]武晓玲,乔楠楠.企业经营活动现金流量与财务危机的关系研究——基于我国制造业上市公司的经验数据.山西财经大学学报,2013,35(12):113-124.

[17]Oi, J. C.. Fiscal Reform and the Economic Foundations of Local State Corporatism in China. World Politics, 1992, 45(1): 99-126.

[18]白俊,连立帅.国企过度投资潮因:政府干预抑或管理层自利?会计研究,2014,(2):41-48,95.

[19]Keister, L. A.. Engineering Growth: Business Group Structure and Firm Performance in China's Transition Economy. American Journal of Sociology, 1998, 104(2): 404-440.

[20]黄速建,贺俊.中国国有企业40年制度变迁与行为演化.经济管理出版社,2019.

[21]杨瑞龙.论国有经济中的多级委托代理关系.管理世界,1997,(1):107-116.

[22]戚聿东,张任之.新时代国有企业改革如何再出发——基于整体设计与路径协调的视角.管理世界,2019,35(3):17-30.

[23]吴敬琏.建立有效的公司治理结构.天津社会科学,1996,(1):16-18.

[24]张维迎.控制权损失的不可补偿性与国有企业兼并中的产权障碍.经济研究,1998,(7):4-15.

[25]林毅夫,李志赞.政策性负担、道德风险与预算软约束.经济研究,2004,(2):17-27.

[26]Bai, C., Lu, J., Tao, Z.. The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence from China. American Economic Review, 2006, 96(2): 353-357.

- [27]Lin, J. Y., Cai, F., Li, Z.. Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprise Reform. *American Economic Review*, 1998, 88(2): 422-427.
- [28]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. *管理世界*, 2017, (10): 8-19.
- [29]陈林,万攀兵,许莹盈.混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验. *管理世界*, 2019, 35(10): 186-205.
- [30]Shleifer, A., Vishny, R. W.. Politicians and Firms. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995-1025.
- [31]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. *经济研究*, 2004, (6): 33-40.
- [32]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. *管理世界*, 2013, (3): 23-33.
- [33]廖冠民,沈红波.国有企业的政策性负担:动因、后果及治理. *中国工业经济*, 2014, (6): 96-108.
- [34]Shleifer, A., Vishny, R. W.. *The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures*. Harvard University Press, 1998.
- [35]Jian, J., Li, H., Meng, L., Zhao, C.. Do Policy Burdens Induce Excessive Managerial Perks? Evidence from China's State-owned Enterprises. *Economic Modelling*, 2020, (90): 54-65.
- [36]章卫东,张江凯,成志策,徐翔.政府干预下的资产注入、金字塔股权结构与公司绩效——来自我国地方国有控股上市公司资产注入的经验证据. *会计研究*, 2015, (3): 42-49, 94.
- [37]黄先海,宋学印.赋能型政府——新一代政府和市场的理论建构. *管理世界*, 2021, 37(11): 41-55, 4.
- [38]Denis, D. J., Denis, D. K., Sarin, A.. Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification. *Journal of Finance*, 1997, 52(1): 135-160.
- [39]Best, R. W., Hodges, C. W., Lin, B. X.. Does Information Asymmetry Explain the Diversification Discount? *Journal of Financial Research*, 2004, 27(2): 235-249.
- [40]Baker, A. C., Larcker, D. F., Wang, C. C. Y.. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates? *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370-395.
- [41]De Chaisemartin, C., D' Haultfoeuille, X.. Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [42]Goodman-Bacon, A.. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [43]Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., Zipperer, B.. The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs. *Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [44]刘星,台文志.薪酬管制影响央企投资效率吗——基于《薪酬制度改革方案》的经验证据. *会计研究*, 2020, (10): 112-126.
- [45]李青原,陈世来,陈昊.金融强监管的实体经济效应——来自资管新规的经验证据. *经济研究*, 2022, 57(1): 137-154.
- [46]刘斌,张列柯.去产能粘性粘住了谁:国有企业还是非国有企业. *南开管理评论*, 2018, 21(4): 109-121, 147.
- [47]刘斌,黄坤,王雷.谁更愿意去库存:国有还是非国有房地产企业? *经济研究*, 2018, 53(6): 112-126.
- [48]许晓芳,周茜,陆正飞.过度负债企业去杠杆:程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据. *经济研究*, 2020, 55(8): 89-104.
- [49]韩国高,高铁梅,王立国,齐鹰飞,王晓妹.中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究. *经济研究*, 2011, 46(12): 18-31.
- [50]薛奎奎,白云霞.国家所有权、冗余雇员与公司业绩. *管理世界*, 2008, (10): 96-105.
- [51]Richardson, S.. Over-investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2-3): 159-189.
- [52]陈运森,谢德仁.网络位置、独立董事治理与投资效率. *管理世界*, 2011, (7): 113-127.
- [53]魏明海,蔡贵龙,柳建华.中国国有上市公司分类治理研究. *中山大学学报(社会科学版)*, 2014, 57(4): 175-192.
- [54]Cao, X., Lemmon, M., Pan, X., Qian, M., Tian, G.. Political Promotion, CEO Incentives, and the Relationship between Pay and Performance. *Management Science*, 2019, 65(7): 2947-2965.
- [55]金宇超,靳庆鲁,宣扬.“不作为”或“急于表现”:企业投资中的政治动机. *经济研究*, 2016, 51(10): 126-139.
- [56]朱滔.国有企业董事长领薪安排与管理层薪酬激励——基于“委托—监督—代理”三层代理框架的研究. *当代财经*, 2020, (7): 124-137.
- [57]周美华,林斌,林东杰.管理层权力、内部控制与腐败治理. *会计研究*, 2016, (3): 56-63, 96.
- [58]Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., Matos, P.. Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(1): 154-181.
- [59]Bai, C., Liu, Q., Lu, J., Song, M., Zhang, J.. Corporate Governance and Market Valuation in China. *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(4): 599-616.
- [60]夏立军,方轶强.政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据. *经济研究*, 2005, (5): 40-51.