

# “去杠杆”政策之于国有企业创新效率： 抑制还是促进\*



刘惠好<sup>1</sup> 陈梦洁<sup>1</sup> 焦文妞<sup>2</sup>

(1. 中南财经政法大学金融学院,湖北 武汉 430073;

2. 中国社会科学院金融研究所博士后科研流动站,北京 102445)

**内容提要:**在供给侧结构性改革和创新驱动发展战略的双重背景下,国有企业如何在“去杠杆”与“促创新”之间实现平衡,成为学界和实务界关注的重要议题。本文将“去杠杆”政策视为一项准自然实验,基于2010—2021年沪深两市A股非金融类国有上市企业数据,使用双重差分模型对“去杠杆”政策影响国有企业创新效率的实施效果与实现路径进行检验,并深入考察政府补贴与“去杠杆”政策联动对国有企业创新效率的交互影响效果。结果表明:“去杠杆”政策提升了国有企业创新效率,而融资约束机制、公司治理机制和债务期限错配机制是“去杠杆”政策倒逼企业创新效率提升的实现路径。异质性分析表明,“去杠杆”政策的创新驱动效果表现出多个维度的结构异质性,具体而言,其对地方国有企业、高新技术国有企业和劳动密集型国有企业创新效率的提振效果更为显著。拓展性分析发现,政府补贴是“去杠杆”政策下提升国有企业创新效率的有效“开源”渠道。因此,在实施“去杠杆”政策的进程中,决策部门无需过分担忧“去杠杆”对国有企业创新造成的“挤出效应”,这为深化金融供给侧结构性改革提供了一定经验支持。

**关键词:**去杠杆 国有企业 企业创新 政府补贴

**中图分类号:**F275.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)11—0068—21

## 一、引言

世界知识产权组织数据显示,我国全球创新指数排名跃升至第11名,居36个中高收入经济体首位,可见创新在经济方面的贡献与日俱增<sup>①</sup>。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中确立了“强化企业创新主体地位,促进各类创新要素向企业集聚”的发展导向,二十大报告更是提出“强化企业科技创新主体地位,推动创新链产业链资金链人才链深度融合”的建设目标。然而现实情况是,创新活动的正外部性与高风险特征往往会导致创

收稿日期:2023-03-02

\* **基金项目:**国家社会科学基金项目“健全我国多层次资本市场转板制度研究”(14BJY182);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费项目“‘去杠杆’政策之于国有企业创新:抑制还是促进”(202310567);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费项目“货币政策调控、信贷资源配置与企业杠杆分化——论“中国杠杆率悖论”的克服”(202410575)。

**作者简介:**刘惠好,女,教授,博士生导师,研究领域为国际金融与金融政策,电子邮箱:huihaoliu@sina.com;陈梦洁,女,博士研究生,研究领域为公司金融与货币政策,电子邮箱:cmjedu@163.com;焦文妞,女,博士后,研究领域为公司金融与银行管理,电子邮箱:jiaowenniu@163.com。通讯作者:陈梦洁。

①资料来源:中华人民共和国中央人民政府网《世界知识产权组织:中国创新领域全球排名稳步提升》,详见[http://www.gov.cn/xinwen/2022-09/29/content\\_5713943.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2022-09/29/content_5713943.htm)。

新投资不足(陈华东,2016)<sup>[1]</sup>,亟需持续稳定的现金流作为保障。

国有企业是国家经济体制改革的枢纽节点,也是构建国家创新体系的关键主体。近年来,我国保持稳健偏宽松的财政政策以规避2008年金融危机的经济硬着陆风险,难以避免地留下了债务杠杆高企的问题,国有企业高杠杆已经成为企业部门债务风险和系统性风险的重要隐患。国家决策部门高度重视企业杠杆问题,继2015年中央经济工作会议确立以“去杠杆”作为供给侧结构性改革的支柱政策后,陆续出台了一系列“去杠杆”举措,比如《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发〔2016〕54号)中提出压缩宏观经济杠杆的总目标,并把降低企业部门杠杆水平作为“三去一降一补”的落脚点;《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》(国务院公报2018第27号)中针对国企专设了更为严苛的杠杆考核机制。不难看出,国有企业面临既要降低债务以实现“去杠杆”任务,又要合理利用资金以完成“促创新”目标的两难抉择。

迄今学界关于是否继续推进“去杠杆”进程仍然存在一定争议<sup>①</sup>。认为“去杠杆”政策需适时调整的学者指出:伴随“去杠杆”政策的深入推进,国有企业迫于政策压力与发展需求,会愈发关注自身杠杆水平,这一定程度上抑制了企业的债务违约和破产风险,但也意味着国有企业从外部获得融资的能力在降低,其创新研发的资金链或将受制(蒋海等,2022)<sup>[3]</sup>。杠杆融资的优势在于可凭借较小的自有资金撬动较大的研发投入,如果企业采用盲目的“去杠杆”方式,可能导致企业资金短缺进而缩减创新投入,不利于“稳增长”目标的实现(江轩宇等,2021)<sup>[4]</sup>。认为应当厉行“去杠杆”政策的学者指出:企业去杠杆,尤其是国有企业去杠杆,能够降低金融脆弱性,同步提升国资投资效率,是“防风险”的必要举措,也是推动中国经济行稳致远的关键一步(张晓晶和刘磊,2020)<sup>[2]</sup>。部分国有企业通过加杠杆的方式攫取了大量资金,高企的杠杆率会导致企业对高风险、长周期项目的投资减少,可能抑制企业创新能力(刘晓光和刘元春,2019)<sup>[5]</sup>。鉴于此,“去杠杆”政策出台是否会对企业创新产生“挤出效应”,抑或最终倒逼国有企业进行技术创新,仍有待进一步检验。

综而观之,针对“去杠杆”政策实施如何影响企业创新尚未达成一致结论,一些回答国有企业“去杠杆”与“促创新”关系难题的文献有待补充:第一,已有文献对企业创新受“去杠杆”政策冲击影响的经验证据相对混杂,争议的核心在于“去杠杆”对国有企业创新的影响是“抑制”还是“促进”;第二,学界聚焦“去杠杆”政策影响国有企业创新的路径研究尚且鲜见,然而政策传导路径是否通畅也需要重点考察;第三,关于现阶段“去杠杆”政策如何延续的问题,现有文献的回应稍显薄弱;第四,现有文献衡量企业创新大多忽略了创新效率这一重要维度,而提高国资效率恰是“去杠杆”政策的重要目的之一。

“去杠杆”任务的资金紧缩与“促创新”目标的资金需求并存,对立的矛盾迫切呼唤学界对政策效果进行合理评估。本文关注的焦点在于:“去杠杆”政策对国有企业创新的影响究竟如何?其实施效果是否符合政策制定者的初衷和预期?进一步地,该政策影响国有企业创新的具体路径何在?此外,中央强调地方政府应在加快企业科技创新活动中发挥重要作用,做出必要的财政资金引导工作以促进企业创新<sup>②</sup>,若政府补贴与企业创新能够形成良性循环,那么政府补贴是否不失为企业创新资金的一条有效“开源”渠道?遵循上述思路,本文进一步厘清了“去杠杆”政策和政府补贴对企

① 有学者指出,“去杠杆”与“稳增长”目标协调难度较大,甚至已经成为了当前我国宏观经济的基本矛盾(张晓晶和刘磊,2020)<sup>[2]</sup>。尽管自2015年12月中央经济工作会议明确将“去杠杆”列为我国现阶段重要经济工作之一,但迫于GDP增速下降压力,是否继续推进微观企业“去杠杆”进程仍然存在一定争议。

② 资料来源:中华人民共和国中央人民政府网《财政部 科技部关于印发〈中央引导地方科技发展专项资金管理办法〉的通知》,详见 [https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content\\_5113021.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5113021.htm)。

业创新产生的联动影响效应,回应了流动性收窄的当下,“去杠杆”政策应当如何延续这一重要议题。本文致力于通过理论分析与实证检验,形成较为完整的“去杠杆”政策之于国有企业创新的“政策实施—路径疏通—补贴联动”分析框架,为供给侧结构性改革和创新驱动发展战略双重背景下的国有企业创新问题提供一定经验证据。

本文的增量贡献主要体现在以下三个方面:第一,国有企业的“去杠杆”进程已进入深水区,但现有文献对该政策的创新影响研究却刚刚兴起。国有企业是构建国家创新体系的关键主体,更是“去杠杆”政策的重要目标,故本研究是对国有企业“去杠杆”政策相关研究的有力补充。第二,“去杠杆”政策下,如何引导资金投向以促进国有企业创新发展的研究尚不多见。本文利用政府补贴这一支持企业创新发展的典型财政政策工具,进一步厘清政府补贴与“去杠杆”政策的叠加影响,是在深入推进供给侧结构性改革视角下,如何保证国有企业创新资金支持力度不减的道路探索。第三,本文使用企业本年度的创新产出与企业上一年度创新投入之比构建创新效率指标,即如果“去杠杆”政策冲击能在降低上一期研发投入的情况下增加本期的创新产出,则进一步说明“去杠杆”政策服务创新驱动发展战略的国资效率优化目标得到实现。

## 二、制度背景与理论分析

### 1. 制度背景

自2015年中央经济工作会议明确“去杠杆”为供给侧结构性改革的支柱政策后,中国至此开始了实实在在的去杠杆进程。中共中央及国务院要求“积极稳妥去杠杆,强化国有企业财务杠杆约束”,先后发布了《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》和《关于加强国有企业资产负债约束的指导意见》等指导性文件<sup>①</sup>,国有资产监督管理委员会建立了严格的负债率警戒线管控制度,设立多渠道企业债务削减机制,致力在推动新旧动能接续转换中完成产业转型升级和降杠杆目标<sup>②</sup>,逐步实现了从最初的强调“整体”去杠杆,到明确“谁要”去杠杆,再到“如何”去杠杆的认知变化。依据财政部和国有资产监督管理委员会官网数据,本文对“去杠杆”政策实施前后六年的非金融类国有上市企业资产负债情况进行收集整理,发现国有企业杠杆水平波动具有如下两个特征<sup>③</sup>(如图1所示):2016年前国有企业杠杆水平不断抬升;2016年后国有企业杠杆水平趋于回落。鉴于2015年12月中央经济工作会议首次提出“去杠杆”政策,该影响较可能自2016年开始显现,且2016年国务院印发《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发〔2016〕54号)意味着国有企业“去杠杆”政策迈入有章可循的新阶段,故本文将“去杠杆”政策落地时间界定为2016年,并在稳健性检验部分排除了其他时间节点的非稳健隐患。

既主动又稳妥的“去杠杆”政策出台,意味着决策层将“去杠杆”问题摆在解决金融脆弱性总根源的关键位置,也为实现经济“稳增长”留下了回旋空间。根据任保平和苗新宇(2022)<sup>[7]</sup>的供给侧

① 具体参见《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发〔2016〕54号)、《国务院关于落实〈政府工作报告〉重点工作部门分工的意见》(国发〔2017〕22号)、《国务院批转国家发展改革委关于2017年深化经济体制改革重点工作意见的通知》(国发〔2017〕27号)、《关于印发〈2018年降低企业杠杆率工作要点〉的通知》(发改财金〔2018〕1135号)、《中共中央办公厅国务院办公厅印发〈关于加强国有企业资产负债约束的指导意见〉》(国务院公报2018第27号)等文件。

② 资料来源:中华人民共和国中央人民政府网《把国企降杠杆作为“去杠杆”重中之重》,详见 [https://www.gov.cn/zhengce/2017-08/23/content\\_5219943.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2017-08/23/content_5219943.htm)。

③ 陈小亮和陈彦斌(2018)<sup>[6]</sup>指出,以城投公司为代表的国有金融企业吸纳了部分政府部门的隐性杠杆,导致企业部门的杠杆水平被严重高估,但本文的研究样本为非金融上市国有企业,故在此不做深入讨论。

结构性改革绩效评价研究,2016年中国“去杠杆”系列政策取得切实成效,债务风险压力有效缓解,且“十三五”期间的专利申请与授权量总和蓬勃增长,我国在科技创新领域取得了丰硕成果。依据国家知识产权局专利局披露数据,本文对“去杠杆”政策实施前后六年中国非金融类国有上市企业的发明专利、实用新型专利及外观专利总和授予量进行整理(如图2所示),图2中也显示了国有企业的同期资产负债水平。由图2可知:2010—2015年,国有企业专利授予量和资产负债率于2015年同步攀升至阶段性高峰值;2015—2021年,国有企业资产负债率整体显著下降,但专利授予量整体增长,呈现走势相对背离的发展趋势。这些经验证据表明,“去杠杆”政策出台改善了国有企业杠杆水平攀升的状况,也为系统探讨“去杠杆”政策之于国有企业创新的影响提供了一个较为理想的准自然实验。

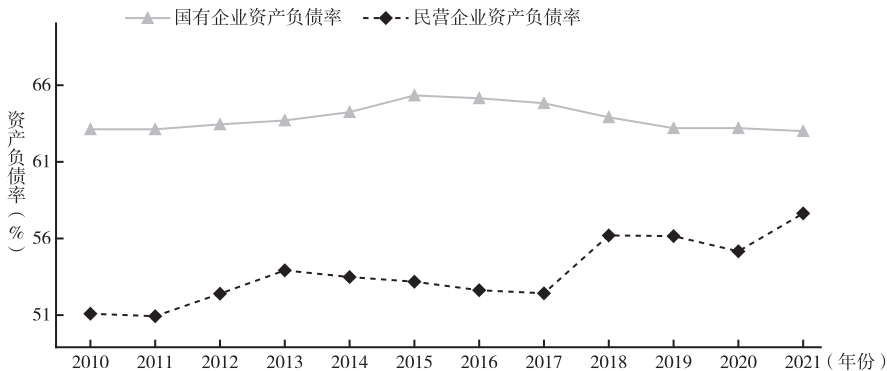


图1 国有企业资产负债率走势

资料来源:作者整理

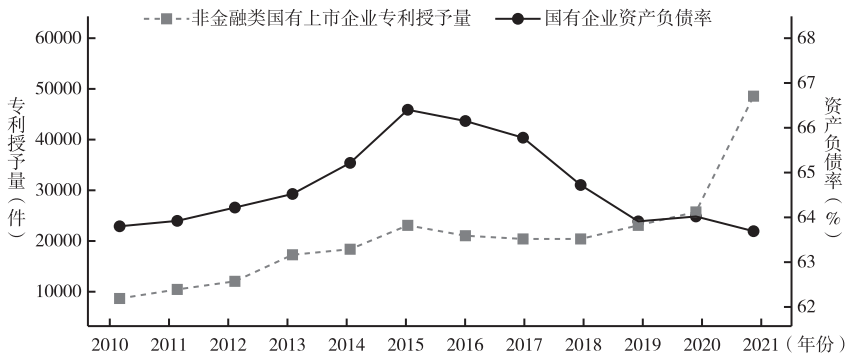


图2 非金融类国有上市企业专利授予量走势

资料来源:作者整理

## 2. 理论分析

(1)“去杠杆”政策影响国有企业创新效率的实施效果。如前文所述,“去杠杆”政策旨在严控国有企业杠杆水平,会对国有企业的资金面产生冲击进而影响企业创新决策,但部分学者对“杠杆”本身能否促进企业创新的观点并不一致:一种观点是“杠杆促进论”。啄食顺序理论<sup>①</sup>为该观点提供了理论支持,即一定的杠杆率能够促进企业创新。当企业内源资金无法满足研发需要时,选择外源融资可以在补充研发资金的同时实现企业价值最大化(Bartoloni, 2013)<sup>[8]</sup>。孙巍和董文宇(2019)<sup>[9]</sup>研究表明,“去杠杆”进程存在短期内的市场紧缩压力,但会长效激发企业技术创新投资。另一种观点可归结为“杠杆抑制论”。企业创新具有不确定性和资源专用性,这与债权人的风险厌

① 啄食顺序理论亦译优序融资理论。

恶特征形成了尖锐矛盾(Hovakimian等,2001)<sup>[10]</sup>,推崇“杠杆抑制论”的学者认为,债务风险规避与创新高风险特征之间的对立矛盾不可调和,两种风险偏好的矛盾性导致企业不倾向于通过杠杆融资的方式进行创新(Long和Malitz,1985)<sup>[11]</sup>。

问题的暴露与矛盾的深化,让众多学者转化思路,引发学界对杠杆率影响企业创新效率的思索。陈岩等(2016)<sup>[12]</sup>和许言(2016)<sup>[13]</sup>的研究嵌入中国情境,并结合创新投入与产出两个维度,得出了国有企业创新高投入、低效率的结论,这为创新维度的进一步拓展提供了有益探索。从政策制定的角度看来,合意的“去杠杆”政策结果是国资效率得到有效提升,即“花更少的钱办更大的事”。结合本文设定的创新效率衡量指标(企业本年度的创新产出/企业上一年度创新投入)来看,如果“去杠杆”政策冲击能在降低上一期研发投入的情况下增加本期的创新产出,反映在创新效率指标上为分母端的缩小和分子端的扩大,进而引起创新效率指标提升,则进一步验明“去杠杆”政策的国资效率优化目标得到实现。因此后文对创新效率实证结果的解读也将辅以对创新投入和创新产出的影响分析,因为三者并非相互独立,而是紧密相连循序渐进,而“去杠杆”政策究竟“促进”还是“抑制”了国有企业创新效率提升,取决于创新投入与创新产出哪一方受“去杠杆”政策影响的升降幅度占据主导地位。因此,本文提出如下竞争性的研究假设:

H<sub>1a</sub>:“去杠杆”政策会降低国有企业创新效率。

H<sub>1b</sub>:“去杠杆”政策会提升国有企业创新效率。

(2)“去杠杆”政策影响国有企业创新效率的实现路径。结合既有文献,本文认为“去杠杆”政策出台对国有企业创新效率的影响存在融资约束渠道、公司治理渠道以及债务期限错配渠道三条主要影响机制,以下分别对上述机制进行具体识别与分析,并构建“去杠杆”政策影响企业创新效率的路径概念模型,如图3所示。

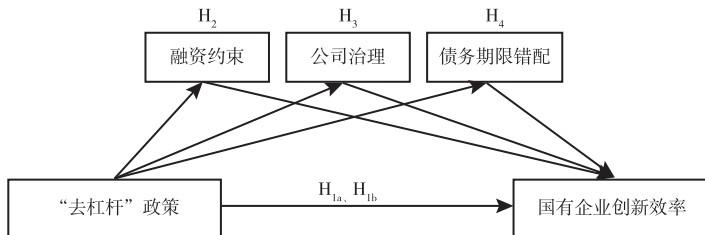


图3 “去杠杆”政策影响企业创新效率的路径概念模型

1)融资约束渠道。融资约束是企业创新活动的“绊脚石”,也是“去杠杆”政策影响国有企业创新的核心实现路径之一。根据Fazzari等(1987)<sup>[14]</sup>的界定,融资约束是指因市场不健全企业内外源融资无法完全替代,导致企业投资不足的现象。Hall(2002)<sup>[15]</sup>指出,创新投资是一个长期过程,因自身投资风险较高,通常难以获得外源融资支持。资金供给方大多要求企业提供符合资产确定性要求的抵押物,部分高杠杆公司的可用抵押品有限,不得不削减研发投入规模,从而表现出更低的创新动力(Lewis和Tan,2016)<sup>[16]</sup>。由于易于享受政府隐形担保,国有企业的融资约束通常较软(林毅夫和李志赅,2004)<sup>[17]</sup>,但国有企业大多为重资产行业且极为依赖银行贷款,因而其真实的资金流动性风险并不弱于民营企业(沈红波等,2019)<sup>[18]</sup>。“去杠杆”政策的出台,无疑会对国有企业的资金面(融资约束)造成冲击,国有企业面临的融资约束一旦恶化,具有高融资成本和高调整成本特征的企业创新活动可能会被进一步挤出。但是,推行“去杠杆”政策是否一定意味着牺牲企业创新?鉴于杠杆水平过高对企业创新产出的负面影响已被验证(王玉泽等,2019<sup>[19]</sup>;蒋海等,2022<sup>[3]</sup>),结合我国特殊的制度环境,本文认为“去杠杆”政策可能倒逼国有企业提升创新效率。“‘去杠杆’政策—融资约束收紧—国有企业创新”该逻辑链条的前置环节,即

“去杠杆”政策—融资约束收紧”已得到大量研究的分析验证(许晓芳等,2020<sup>[20]</sup>;窦炜,2021<sup>[21]</sup>;曹平和张伟伟,2021<sup>[22]</sup>),在此不做赘述。本文着重论证第二个环节,融资约束收紧对国有企业创新的影响。“去杠杆”政策会影响企业融资约束,那么企业融资约束收紧时其创新效率如何变动?微观的逻辑链条如果要发挥作用,需以特定的宏观经济政策为前提条件。庞大的体量在给国有企业带来创新规模经济的同时,亦可能受到“大企业病”的阻碍,国有企业在创新方面存在非效率的干扰<sup>①</sup>。“去杠杆”政策在中国微观企业杠杆率高企的现实背景下产生,政策要求企业强制性去除不合理负债,这对优化资源配置、促进企业创新发展起到了至关重要的作用。资金利用效率低被认为是中国杠杆率上升的主要原因(马建堂等,2016)<sup>[23]</sup>,国有企业杠杆率的变化缺少基本面的支持。稳增长压力上升所引致的非市场因素介入以及国有企业的预算软约束等原因造成了国有企业高杠杆、低效率的现象(钟宁桦等,2016<sup>[24]</sup>;蒋灵多和陆毅,2018<sup>[25]</sup>)。因此,“去杠杆”政策可以通过强化融资约束改善金融资源配置扭曲程度,促使国有企业通过在低效资金上做“减法”,减少非效率创新投资行为,进而盘活现有资金,提高国有企业的创新效率。故本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:“去杠杆”政策通过提高融资约束水平提升国有企业创新效率。

2)公司治理渠道。高企的杠杆率可能会给企业公司治理带来诸多问题,适度地“去杠杆”反而有助于提高国有企业治理水平,进而促进其创新效率的提升。传统财务理论推崇杠杆融资的公司治理效果,认为负债产生的财务危机隐患、自由现金流缩减和债权人监督权力可以降低代理成本,对公司治理产生正面的“杠杆治理”效用(Jensen和Meckling,1976)<sup>[26]</sup>。然而现实情况是,国有企业高杠杆被认为与公司治理不完善密切相关(徐忠,2018)<sup>[27]</sup>,高杠杆水平的“杠杆治理”成效不及预期,国有企业的代理成本与杠杆比率呈正相关关系(田利辉,2005)<sup>[28]</sup>。一个潜在的可能是,创新过程中“委托—代理”链条的延展会影响创新决策的精准制定,层级的增多亦会降低创新信息的有效传达,对创新效率带来负向冲击。当企业的自由现金流量较为充裕时,企业的代理成本往往上升,因此“去杠杆”政策可以起到釜底抽薪的功效,一方面,通过压缩企业资金规模降低代理成本;另一方面,对于重组破产的担忧也会促使股东更加重视公司治理(田利辉,2005)<sup>[28]</sup>。长期看来,企业创新往往有利于企业生产经营能力的提升,因此股东更希望加大创新投入,但经理人多数抱有“懒惰”和“短视”的动机(Bertrand,2003)<sup>[29]</sup>,若创新投入收不抵支,他们将可能面临毁誉甚至遭到解聘的风险,因此部分管理层对增加创新投入较为谨慎。“去杠杆”政策可以有效约束经理人的投资短视倾向,使其审慎从事高风险的投机活动,促使创新能力强的企业将杠杆资金投入到了获利能力强的项目中去(窦炜,2021)<sup>[21]</sup>。因此,本文认为“去杠杆”政策会通过公司治理渠道提升创新效率。据此本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>:“去杠杆”政策通过提高公司治理水平提升国有企业创新效率。

3)债务期限错配渠道。“去杠杆”政策的实施可以通过降低国有企业“短债长投”的债务期限错配现象间接提高其创新效率。研究国有企业的创新问题,不能忽视“短债长投”带来的创新—债务错配问题,即以短期债务支持长期创新投资构成的失衡现象(刘晓光和刘元春,2019<sup>[5]</sup>;江轩宇等,2021<sup>[4]</sup>)。债务与资产期限相匹配能降低企业代理成本和流动性风险,有利于提高企业投资效率(Myers,1977<sup>[30]</sup>;Guedes和Opler,1996<sup>[31]</sup>)。相较于其他投资,创新投资的投资周期更长(Hall,2002)<sup>[15]</sup>,这就要求企业在资金投入前筹集长期且稳定的资金,以防止由于投资波动造成的事后损失。较短的债务期限结构不利于维持创新投入的连续性和平滑性,容易使经理人在事前减少创新

① 资料来源:国务院国有资产监督管理委员会《新时代央企创新有新机遇》,详见 <http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588139/c16367699/content.html>。

投入,以应对事后创新活动中断的风险。然而,部分企业的债务期限错配现象不容乐观,长期资金的持续缺位导致部分企业被迫不断滚动短期债务才能支持长期投资(胡援成和刘明艳,2011)<sup>[32]</sup>。债务期限错配虽然暂时满足了企业的融资需求,但会造成经营风险加剧、财务成本增加、研发投入减少等负面影响(马红等,2018)<sup>[33]</sup>。因此“去杠杆”政策施行后,国有企业的短期债务将被优先偿还,将以延长整体债务期限的形式,增强国有企业创新投资周期与债务融资期限的适配程度。由此可见,“去杠杆”政策可以有效减少企业创新的债务期限错配现象,为创新提供连续、平稳的资金投入支持,而且对于企业而言,长期债务所产生的期限溢价,也往往可以通过创新产出和创新效率的提升进行弥补。因此,本文提出如下假设:

H<sub>4</sub>:“去杠杆”政策通过改善国有企业债务期限错配提升国有企业创新效率。

### 三、研究设计和数据说明

#### 1. 模型设定

为衡量“去杠杆”政策施行对国有企业创新效率的影响,本文将2016年“去杠杆”政策的出台视为一项准自然实验,构建如下双重差分模型:

$$Eff_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Post_{it} + \theta Treat_{it} \times Post_{it} + \alpha_3 X_{it} + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$In_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Post_{it} + \theta Treat_{it} \times Post_{it} + \alpha_3 X_{it} + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Out_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Post_{it} + \theta Treat_{it} \times Post_{it} + \alpha_3 X_{it} + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(1)~式(3)分别是关于被解释变量创新效率( $Eff_{it}$ )、创新投入( $In_{it}$ )和创新产出( $Out_{it}$ )的方程,下标*i*、*t*分别代表*i*公司在第*t*年的样本数据,*p*表示*i*公司所在行业。 $Treat_{it}$ 为处理变量,依据企业负债程度划分为实验组和对照组; $Post_{it}$ 为政策冲击变量; $Treat_{it} \times Post_{it}$ 是处理变量与时间变量的交互项,对其系数 $\theta$ 予以重点关注; $X_{it}$ 为企业层面的特征变量矩阵。此外,考虑到不随企业变化的时变宏观经济环境和企业所属行业的周期性特征可能会对估计结果造成干扰,模型控制了时间固定效应 $\lambda_t$ 和行业时间趋势 $\gamma_p$ , $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

#### 2. 指标选取及度量方式

借鉴学者现有做法(江轩宇等,2021<sup>[4]</sup>;权小锋和尹洪英,2017<sup>[34]</sup>;李超凡等,2021<sup>[35]</sup>),采用企业研发费用的自然对数衡量企业创新投入( $In$ );采用企业申请并获得授权的发明专利、实用新型专利和外观设计专利之和的自然对数衡量企业创新产出( $Out$ );采用企业当期创新产出( $Out$ )与上期创新投入( $In$ )的比值衡量企业的创新效率( $Eff$ )<sup>①</sup>。本文构建的创新效率指标的的优点有:其一,该指标反映了创新投入、创新产出和创新效率三者间的内在联系,衡量了每一单位创新支出的产出效率;其二,采用本期创新产出与滞后一期的创新投入之比,更契合企业的真实运营逻辑;其三,相较于与同期创新产出与创新投入之比,本指标避免了政策冲击对同一时间点创新投入和产出影响效果的相互交叉抵消。 $Treat$ 是对样本企业进行分组,划分标准为企业杠杆与行业杠杆中位值相较,赋值 $Treat = 1$ 代表负债程度较高的国有企业(实验组),赋值 $Treat = 0$ 代表负债程度较低的国有企业(对照组),设定依据为许晓芳等(2020)<sup>[20]</sup>指出“去杠杆”对高负债程度企业的影响更明显;虚拟变量 $Post$ 表示“去杠杆”政策的影响时间,提出政策当年及以后年份 $Post$ 取值为1(2016—2021年),提出之前的年份取值为0(2010—2015年)。机制变量选用SA融资约束指数(马红等,2018)<sup>[33]</sup>、管理费用率(许晓芳等,2020)<sup>[20]</sup>和短期负债比例与短期资产比例之差(刘晓光和刘元

① 在数据获取方面,考虑到部分上市公司未在年度报告中披露创新相关数据,本文从国家知识产权局检索获取发明专利申请数对企业创新缺失数据进行补充,以尽量确保相关数据具有一致性。此外,本文在稳健性检验部分使用PSM-DID和Heckman两阶段检验排除样本自选择偏差导致的非稳健隐患。

春,2019)<sup>[5]</sup>,作为融资约束渠道(*SA*)、公司治理渠道(*Manage*)和债务期限错配渠道(*Short*)的代理变量。 $X$ 为企业层面的特征变量矩阵,参考江轩宇等(2021)<sup>[4]</sup>以及刘晓光和刘元春(2019)<sup>[5]</sup>的做法,一系列控制变量依次为:杠杆中值(*Medlev*)、企业规模(*Size*)、收入水平(*Sale*)、运营能力(*Turn*)、变现能力(*Ca*)、盈利能力(*Roa*)、托宾  $Q$  值(*Tobit*)、股权集中度(*Shareholder*)。变量的具体含义如表 1 所示。后文的拓展性分析部分引入了政府补贴这一重要变量,采用取自然对数的上市公司利润表中政府补贴总额表示(余明桂等,2010)<sup>[36]</sup>。

表 1 相关变量说明

变量性质	符号	变量度量
被解释变量	创新效率( <i>Eff</i> )	当期创新产出( <i>Out</i> )与上期创新投入( <i>In</i> )的比值
	创新投入( <i>In</i> )	Ln(研发费用 + 1)
	创新产出( <i>Out</i> )	Ln(发明专利 + 实用新型专利 + 外观设计专利 + 1)
核心解释变量	处理变量( <i>Treat</i> )	高负债国有企业 <i>Treat</i> = 1,低负债国有企业 <i>Treat</i> = 0
	时间变量( <i>Post</i> )	2016—2021 年 <i>Post</i> = 1,2010—2015 年 <i>Post</i> = 0
机制变量	融资约束( <i>SA</i> )	$SA_{it} = -0.737 \times Size_{it} + 0.043 \times Size_{it}^2 - 0.04 \times Age_{it}$
	管理费用( <i>Manage</i> )	管理费用/营业收入(%)
	债务期限错配( <i>Short</i> )	(短期负债/总负债) - (短期资产/总资产)
控制变量	杠杆中值( <i>Medlev</i> )	分行业计算的企业杠杆中位数(%)
	企业规模( <i>Size</i> )	Ln(资产总计 + 1)
	收入水平( <i>Sale</i> )	Ln(营业收入 + 1)
	运营能力( <i>Turn</i> )	国有企业总资产周转率(%)
	变现能力( <i>Ca</i> )	Ln(流动资产 + 1)
	盈利能力( <i>Roa</i> )	国有企业资产报酬率(%)
	托宾 $Q$ 值( <i>Tobit</i> )	(股票账面价值 + 债务账面价值)/资产总计(%)
	股权集中( <i>Shareholder</i> )	第一大股东持股比例(%)
拓展分析变量	政府补贴( <i>Zfbz</i> )	Ln(上市公司利润表中的政府补贴总额 + 1)

### 3. 变量描述性统计结果

本文选取 2010—2021 年沪深两市 A 股非金融类国有上市公司作为样本,初始数据来源于 Wind 数据库和 CSMAR 数据库。之所以选择该样本期间作为时间窗口,主要原因在于:《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发[2016]54 号)发布于 2016 年,选用政策实施前后六年观测窗口,既能保证样本充裕性,也可规避时间跨度过长而混淆其他政策冲击。根据如下原则对初始数据进行预处理,以提高参数估计有效性:剔除金融类(银行、证券、保险和房地产)和 ST 类的国有上市公司;剔除 12 年间控制变量数据非连续的样本;剔除财务状况异常样本:总资产小于 0、总资产小于固定资产、总资产小于无形资产、总资产小于流动资产、总负债小于 0、长期负债大于总负债、流动负债大于总负债以及总资产小于总负债的企业;为避免离群异常值对估计结果可能造成的干扰,对所有连续变量进行前后各 1% 水平的缩尾(Winsorize)处理。表 2 列示了各变量的描述性统计。主要变量中,创新效率(*Eff*)的均值为 0.18;创新投入(*In*)的均值为 18.20;创新产出(*Out*)的均值为 2.92。在样本期内,位居样本国企研发投入额榜首的是被称作全球最大投资建设集团的中国建筑(证券代码 601668);取得研发产出榜首的是全球 PCT 国际专利申请人排行榜第七位的京东方(证券代码 000725);创新效率值最高的样本观测值为 2013 年的京东方(证券代码 000725)。



表 2 总样本描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Eff</i>	2760	0.18	0.10	0.00	0.43
<i>In</i>	5352	18.20	1.97	12.82	22.58
<i>Out</i>	3800	2.92	1.90	0.00	8.65
<i>Treat</i>	7260	0.56	0.50	0.00	1.00
<i>Post</i>	7260	0.50	0.50	0.00	1.00
<i>Treat × Post</i>	7260	0.28	0.45	0.00	1.00
<i>SA</i>	7260	-3.93	0.24	-5.24	-2.69
<i>Manage</i>	7260	0.07	0.06	0.00	0.36
<i>Short</i>	7260	0.27	0.18	-0.47	0.98
<i>Medlev</i>	7260	0.53	0.18	0.01	1.00
<i>Size</i>	7260	9.26	1.44	2.46	14.82
<i>Sale</i>	7260	22.42	1.68	0.00	28.72
<i>Turn</i>	7260	0.68	0.56	0.00	7.72
<i>Ca</i>	7260	22.02	1.61	12.92	27.87
<i>Roa</i>	7260	0.03	0.05	-0.68	0.38
<i>Tobit</i>	7260	1.76	2.14	1.00	19.81
<i>Shareholder</i>	7260	38.71	15.22	5.02	89.09
<i>Zfbz</i>	5916	17.15	1.80	11.79	21.42

表 3 列示了区分实验组和对照组样本的分样本描述性统计结果。区分实验组和对照组后,发现实验组样本的创新投入更高,创新产出也比对照组更高,但就创新效率而言,与李义超和徐婷(2020)<sup>[37]</sup>的研究结论相印证,低负债企业(对照组)的创新效率反而更高,说明降低杠杆可能更利于提升创新效率。进一步对自变量进行分样本描述性统计,可以发现,相对于低杠杆(对照组)国有企业,高杠杆(实验组)国有企业具有更强的融资约束、更高的管理费用、更普遍的短债长用现象,以及更充裕的政府补贴等差异。这些统计结果说明,实验组企业和对照组企业的各类变量存在异质性,在计量模型中纳入这些变量加以控制是必要的。

表 3 分样本描述性统计

变量	实验组			对照组			均值差异
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	
<i>Eff</i>	1586	0.18	0.10	1174	0.19	0.10	0.01***
<i>In</i>	3032	18.39	2.10	2323	17.96	1.76	-0.42***
<i>Out</i>	2203	2.95	2.10	1597	2.90	2.05	-0.05***
<i>SA</i>	4093	-3.94	0.27	3167	-3.93	0.21	0.01***
<i>Manage</i>	4093	0.09	0.09	3167	0.06	0.17	-0.03***
<i>Short</i>	4093	0.28	0.18	3167	0.27	0.19	-0.01**
<i>Medlev</i>	4093	0.66	0.10	3167	0.36	0.11	-0.30***
<i>Size</i>	4093	9.64	1.40	3167	8.76	1.34	-0.88***
<i>Sale</i>	4093	22.87	1.65	3167	21.84	1.53	-1.03***
<i>Turn</i>	4093	0.74	0.64	3167	0.60	0.42	-0.14***

续表 3

变量	实验组			对照组			均值差异
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	
<i>Ca</i>	4093	22.69	1.40	3167	21.16	1.45	-1.53***
<i>Roa</i>	4093	0.02	0.05	3167	0.05	0.05	0.03***
<i>Tobit</i>	4093	1.52	1.67	3167	2.07	2.60	0.55***
<i>Shareholder</i>	4093	38.97	15.06	3167	38.38	15.41	-0.59***
<i>Zfzb</i>	3362	17.40	1.77	2554	16.82	1.78	-0.58***

注：\*\*\* 表示在 1% 的显著性水平上显著

## 四、实证结果与分析

### 1. 基准回归结果

表 4 列示了基准回归的结果,并在纳入行业—年份双固定效应的基础上进一步加入了相关控制变量。重点关注交互项  $Treat \times Post$ ,该项回归系数均在 1% 或 5% 水平上显著,说明“去杠杆”政策实施对国有企业创新效率产生了影响。具体而言,列(2)交互项系数为 0.0194,在 1% 水平上为正,表明“去杠杆”政策实施后国有企业的创新效率提升。就“去杠杆”政策影响国有企业创新效率的经济显著性而言,考虑到实验组企业的创新效率均值为 0.18,故该政策使国有企业创新效率平均提高了 10.50% (0.0194/0.18)。侧面来看,列(4)交互项系数为 -0.3440,在 5% 的水平上为负,即“去杠杆”政策实施后,国有企业的创新投入减少;第(6)列回归数据表明,交互项系数为 0.5344,在 1% 的水平上为正,意味着“去杠杆”政策实施后,国有企业的创新产出增加。根据双重差分实验设定及基准回归结果,“去杠杆”政策冲击能在降低上一期研发投入的情况下增加本期的创新产出,反映在创新效率指标上为分母端(投入)的缩小和分子端(产出)的扩大,即通过降本增效的方式最终提升创新效率指标。如前所述,“去杠杆”政策的国资效率优化目标得到实现,假设  $H_{1b}$  成立。上述结论为“去杠杆”政策影响对国有企业创新的“促进论”或“抑制论”之辩提供全新思路,即其影响并非单一维度,与前文的理论分析相呼应。

表 4 基准回归结果

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	0.0190*** (0.0062)	0.0194*** (0.0063)	-0.3825*** (0.1443)	-0.3440** (0.1403)	0.5420*** (0.1445)	0.5344*** (0.1448)
$Treat$	-0.0048 (0.0054)	-0.0040 (0.0062)	0.1844* (0.1049)	0.0554 (0.1221)	0.0036 (0.0890)	-0.0166 (0.1089)
$Post$	-0.0006 (0.0042)	-0.0064 (0.0077)	1.9404*** (0.0988)	1.4829*** (0.1369)	0.3767*** (0.0918)	0.1504 (0.1304)
$Medlev$		-0.0173 (0.0223)		-0.0418 (0.5334)		-0.3118 (0.4059)
$Size$		0.0046 (0.0071)		0.2258 (0.1791)		0.2062 (0.1351)
$Sale$		-0.0009 (0.0021)		0.0806 (0.1282)		-0.0565 (0.0540)

续表 4

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Turn</i>		0.0012 (0.0068)		0.1255 (0.1706)		0.1107 (0.1070)
<i>Ca</i>		0.0011 (0.0053)		0.0733 (0.1289)		0.0368 (0.1029)
<i>Roa</i>		-0.0198 (0.0225)		0.0272 (0.5095)		-0.2911 (0.4405)
<i>Tobit</i>		0.0001 (0.0006)		-0.0047 (0.0085)		-0.0013 (0.0104)
<i>Shareholder</i>		0.0003 (0.0002)		0.0075 * (0.0046)		0.0067 * (0.0040)
常数项	0.1081 *** (0.0038)	0.0623 (0.0661)	16.8023 *** (0.0902)	11.2280 *** (2.3696)	0.3266 *** (0.0913)	-1.1088 (1.3017)
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2760	2760	5352	5352	3800	3800
R <sup>2</sup>	0.1735	0.1769	0.1564	0.1738	0.2129	0.2189

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;括号中为企业层面的聚类稳健标准误,下同

## 2. 稳健性检验

为保证实验结果的严谨,本文从平行趋势检验、更换代理变量检验、PSM-DID 方法检验、安慰剂检验等多方面进行稳健性检验。

(1) 平行趋势检验。为排除本文结果由“去杠杆”政策出台之前其他事件导致的可能,本文参考钱雪松和方胜(2021)<sup>[38]</sup>的做法,基于 2010—2015 年样本考察在“去杠杆”政策出台之前,实验组国有企业创新行为与对照组相比的变化情况。具体地,构造时间虚拟变量 *Before\_5*、*Before\_4*、*Before\_3*、*Before\_2* 和 *Before\_1*,分别在 2011 年、2012 年、2013 年、2014 年和 2015 年取 1,其他年份取 0(2010 年为基准组)。加入上述时间虚拟变量与 *Treat* 虚拟变量的交乘项,并再次进行回归。表 5 的实证结果表明,任一创新维度的交乘项均不显著,这意味着政策实施前实验组与对照组的变化趋势基本稳定,符合双重差分实验前提条件。

表 5 平行趋势检验

变量	创新效率	创新投入	创新产出
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × Before_5</i>	-0.0127 (0.0119)	-0.0366 (0.1979)	-0.1389 (0.1925)
<i>Treat × Before_4</i>	-0.0025 (0.0132)	-0.0434 (0.1785)	0.1586 (0.2246)
<i>Treat × Before_3</i>	0.0134 (0.0092)	0.0684 (0.1064)	0.107 (0.1095)
<i>Treat × Before_2</i>	-0.0113 (0.0097)	-0.0718 (0.0933)	-0.1176 (0.0932)

续表 5

变量	创新效率	创新投入	创新产出
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × Before_1</i>	0.0025 (0.0102)	0.1959 (0.1214)	-0.0683 (0.1015)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是
观测值	2760	5352	3800
R <sup>2</sup>	0.2624	0.1746	0.2325

为更直观显示“去杠杆”政策发挥作用的时点,本文以 2015 年为基期构建了年度虚拟变量与处理变量交互项进行平行趋势检验,并绘制该政策影响国有企业创新效率的动态效应分析图,图 4 中为逐年交互项的估计系数及 95% 置信区间。同时,“去杠杆”政策于 2016 年开始真正发挥作用,并且对创新效率的增进作用具有持续性。

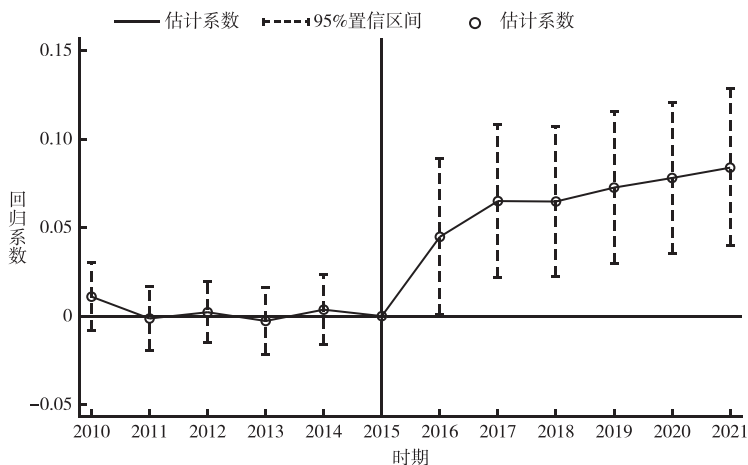


图 4 动态效应分析

(2) 更换代理变量检验。首先,借鉴潘越等(2016)<sup>[39]</sup>的做法,以研发支出金额与销售收入之比作为创新投入的替换指标,消除企业规模对创新投入指标的影响;其次,黎文靖和郑曼妮(2016)<sup>[40]</sup>认为,发明专利和实用新型专利的市场认可度和实际价值可能高于外观设计专利,故采用发明专利与实用新型专利总和的自然对数重新度量企业创新产出情况;最后,企业的创新效率替换为更换代理变量后的公司 *i* 第 *t* + 1 年的创新产出与公司 *i* 第 *t* 年的创新投入之比衡量,回归结果如表 6 所示。易于得知,第(2)列估计系数为正,表明“去杠杆”政策提升了国有企业创新效率,且对第(4)列创新投入的影响为负,对第(6)列创新产出的影响为正,与基准回归部分相比,估计系数未发生反转性变化,说明本文的结论基本稳健。

表 6 更换代理变量检验

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat × Post</i>	3.6064 *** (0.5835)	3.6590 *** (0.5919)	-3.5186 *** (1.1489)	-3.5931 *** (1.1989)	0.5352 *** (0.1365)	0.5279 *** (0.1367)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是

续表 6

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测值	2760	2760	5352	5352	3800	3800
R <sup>2</sup>	0.257	0.2616	0.019	0.0213	0.2247	0.231

(3) PSM-DID 方法检验。为缓解选择性偏误导致的内生性隐患,本部分使用双重差分倾向得分匹配(PSM-DID)进行检验,采用 Logit 回归方法构建“反事实”样本。具体地,将  $treat = 1$  的观测值作为实验组, $treat = 0$  的观测值作为对照组,匹配变量为控制变量;匹配方法为 1:1 近邻匹配。倾向得分匹配平衡性检验结果表明匹配后实验组与对照组各主要变量的标准偏差值均小于 10%,即匹配后的两组样本在匹配变量上基本无差异<sup>①</sup>,匹配后样本的双重差分回归结果如表 7 所示。各列交互项的回归系数表明,“去杠杆”政策削减了企业创新投入,但提升了国有企业创新产出及创新效率。基于 PSM-DID 模型估计的结果与前文双重差分结果无显著不同,前述结论依旧稳健。

表 7 PSM-DID 方法检验

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	0.0197 ** (0.009)	0.0185 ** (0.0091)	-0.3823 *** (0.1444)	-0.3432 ** (0.1404)	0.2789 * (0.1676)	0.2810 * (0.1679)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2760	2760	5352	5352	3800	3800
R <sup>2</sup>	0.3583	0.3627	0.1564	0.1738	0.0056	0.0126

(4) 安慰剂检验。为进一步论证国有企业创新效率提升是由“去杠杆”政策带来的而非来源于不可观测因素,本文随机选取实验组进行安慰剂检验。首先,根据样本期间的实验组数量随机选择年份,并匹配相应数量的企业样本对作为实验组,其余作为对照组。其次,利用随机生成的关键解释变量,重新估计表 4 第(2)列,得到“去杠杆”政策影响创新效率的估计系数。最后,利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 500 次,并将所得系数的分布情况如图 5 所示。图 5 表明,500 次蒙特卡洛模拟所得的估计系数以 0 为中心呈正态分布,且 P 值绝大多数大于 0.1,由此可以认为,基准回归结论并非某些偶然因素引起。

(5) 其他稳健性检验。本文还进行了其他稳健性检验:第一,Heckman 两阶段检验。由于部分国有上市公司未在年度报告中披露创新情况,而那些自身创新能力强的企业更倾向于主动披露相关信息,因此实证结果可能存在样本自选择偏差问题。为避免由于信息缺漏而造成估计的偏误,本文参照郭玥(2018)<sup>[41]</sup>的方法,采用 Heckman 两阶段检验进行稳健性检验,具体回归模型如下:

$$\Pr(Eff_{it}, In_{it}, Out_{it} = 1) = \phi(\lambda_{it}, y_{it-1}, X_{it}) \quad (4)$$

其中,以客户是否进行披露创新效率、创新投入和创新产出作为被解释变量,并加入滞后一期的创新变量以及可能影响企业创新的控制变量进行 Probit 第一阶段回归;在第二阶段中,将第一阶段估计的逆米尔斯比率作为解释变量分别代入式(1)、式(2)以及式(3)中进行回归来验证先前的假设。Heckman 第二阶段的回归结果表明,在修正样本自选择偏差问题后,研究结论不变<sup>②</sup>。

① 其他检验指标中,PSM 检验 B 值等于 18.4%,小于 25%;R 值为 1.10,落于[0.5,2]之间,总体上说明匹配变量选取较为合理,匹配后的估计结果有效可靠。限于篇幅,倾向得分匹配平衡性检验结果未列示,备索。

② 限于篇幅,Heckman 两阶段检验结果备索。

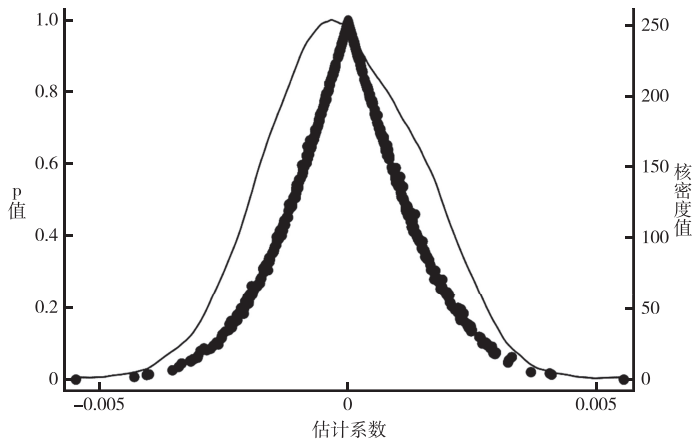


图5 安慰剂检验

第二,创新滞后性检验。采用国有企业发明专利、实用新型专利和外观设计专利的申请量而非授权量之和的自然对数衡量企业创新产出。此外,考虑到创新是一项长期的投入活动,当期的投入可能会于当期后产生效果,文章对创新投入指标进行滞后两期处理。最后,将企业的创新效率替换为更换代理变量后的公司*i*第*t*年的创新产出(专利申请量)与公司*i*第*t*-2年的创新投入之比衡量,回归结果与基准回归相符,本文结论依旧稳健<sup>①</sup>。

## 五、作用机制分析与异质性研究

### 1. 作用机制分析

由前文理论分析可知,“去杠杆”政策对国有企业创新效率的影响机制主要包括融资约束渠道、公司治理渠道和债务期限错配渠道。本文参考刘海建等(2023)<sup>[42]</sup>和吴海军等(2023)<sup>[43]</sup>的研究方法,通过两阶段回归的方式对上述路径机制进行检验,表8列示了估计结果。

首先,考察“去杠杆”政策对国有企业融资约束是否具有显著影响,列(1)结果说明,“去杠杆”政策对融资约束指标产生了负向冲击,即政策出台后国有企业融资约束在1%的显著性水平上显著增强。出现该结果的原因可能在于,尽管书面文件中信贷政策面向所有符合条件的企业,落地过程中由于“父爱主义”偏爱,政府部门和金融机构给予国有企业资金支持力度更强,“去杠杆”政策出台后,国有企业的加杠杆行为有了实质性的政策准绳,这无疑压缩了国有企业的资金丰裕度,导致其融资约束程度的增强。其次,重点关注融资约束对国有企业创新效率的影响,列(2)中的SA系数显著为负,说明融资约束与国有企业创新效率呈负相关关系。列(1)和列(2)印证了作用机制:“去杠杆”政策通过提高融资约束水平提升国有企业创新效率,结果支持假设H<sub>2</sub>。

由表8列(3)回归结果可知,政策出台后管理费用率在1%的显著性水平上显著降低,这意味着国有企业公司治理能力有所增强。究其原因,是“去杠杆”政策出台促使企业主动或被动降低其杠杆水平,管理层因“去杠杆”政策会着力排除公司资金流断裂的隐患,一方面会审慎从事高风险投机项目,另一方面会将杠杆资金投入到了获利能力更强的生产经营当中,最终国有企业的公司治理能力得到提升。列(4)回归结果表明,管理费用率与“去杠杆”政策的相关系数显著为负,说明公司治理能力越强的企业其创新效率也越高,而“去杠杆”政策出台促使企业主动或被动降低杠杆水平,进而降低代理成本,从源头上提升企业创新能力。列(3)和列(4)印证了作用机制:“去杠杆”政策通过提高国有企业公司治理水平提升国有企业创新效率,结果支持假设H<sub>3</sub>。

① 限于篇幅,创新滞后性检验结果备索。

由表 8 列(5)回归结果可知,国有企业短期杠杆率在 1% 的显著性水平上有所减少,即国有企业债务期限错配的情况得到改善。出现此结果的背后逻辑是,国有企业因“去杠杆”政策驱动而降低自身杠杆水平,短期债务由于富有弹性且易于结清的特点被优先偿还,因此政策出台后公司的整体债务期限将被延长。列(6)回归结果表明,债务期限错配与国有企业创新效率的相关系数显著为负,表明债务期限错配与企业创新呈反向变动。因此“去杠杆”政策实施可以增强国有企业创新投资周期与债务融资期限的适配程度,为创新提供连续、平稳的资金支持。列(5)和列(6)印证了作用机制:“去杠杆”政策通过改善国有企业债务期限错配提升国有企业创新效率,结果支持假设 H<sub>4</sub>。

表 8 作用机制检验

变量	融资约束		公司治理		债务期限错配	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SA	Eff	Manag	Eff	Short	Eff
<i>Treat × Post</i>	-0.5362*** (0.1831)	0.2717*** (0.0262)	-0.7364*** (0.0518)	0.0893*** (0.0249)	-0.7248*** (0.0603)	0.1011*** (0.0234)
SA		-0.0713*** (0.0082)				
<i>Manag</i>				-0.0214* (0.0111)		
<i>Short</i>						-0.0994*** (0.0051)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2760	2760	2760	2760	2760	2760
R <sup>2</sup>	0.2634	0.3152	0.5735	0.2682	0.5299	0.5650

## 2. 异质性研究

前文分析聚焦于整体层面,可能忽视不同类型企业自身差异导致的结果偏误,本部分对所选研究样本进行细分,并做异质性分析,以期前文结论提供更有针对性的经验证据。

(1) 区分中央国有企业和地方国有企业。国有企业可以细分为中央国有企业和地方国有企业。对中央国有企业和地方国有企业进行分组研究的学理支持在于,学界认为二者受政府扶持力度不同(张洪辉和章琳一,2016)<sup>[44]</sup>,中央国有企业更可能在创新方面具有政府资源优势。鉴于此,本文参照余明桂等(2016)<sup>[45]</sup>的研究,当样本国有企业最终控制人是国资委、财政部等中央机构以及中央直属国有企业时,将其划分为中央国有企业<sup>①</sup>,分中央国有企业和地方国有企业两组探讨“去杠杆”政策与创新之间的关系。表 9 列示了中央国有企业和地方国有企业的分组回归结果,可以发现,创新效率、创新产出与交互项的估计系数在中央国有企业和地方国有企业中均显著为正,且“去杠杆”政策交互项对地方国有企业创新产出和创新效率的正向促进作用强于中央国有企业;创新投入与交互项这一维度在地方国有企业中显著为负,在中央国有企业中为正但并不显著。这些结果说明,就国有企业的创新活动而言,“去杠杆”政策的出台对中央国有企业的创新投入影响

① 中央直属国有企业指国资委监管的 98 家央企集团。

有限,但充裕的创新投入并未大幅提升其创新产出和创新效率,因此提高中央国有企业资金效率,提高其创新水平仍值得关注。

表 9 区分中央国有企业和地方国有企业

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	中央国有企业	地方国有企业	中央国有企业	地方国有企业	中央国有企业	地方国有企业
<i>Treat × Post</i>	0.0203* (0.0109)	0.1346*** (0.0153)	0.3813 (0.2699)	-0.4041** (0.1666)	0.3624* (0.1998)	0.6918** (0.2658)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	725	2035	1407	3945	999	2801
R <sup>2</sup>	0.3624	0.5653	0.1905	0.1682	0.2831	0.4195

(2)区分高新技术国有企业和非高新技术国有企业。2016年《科技部 财政部 国家税务总局关于修订印发〈高新技术企业认定管理办法〉的通知》(国科发火〔2016〕32号)规定了高新技术企业的认定标准及相关程序,辅以包括减按15%税率征收所得税和对研发费用采用加计扣除等惠企政策<sup>①</sup>。因此,考虑企业被界定为高新企业后,“去杠杆”政策的实施效果可能得到强化,故本部分根据科学技术部官网披露的高新技术企业名单手工整理,分类标准为企业是否通过《高新技术企业认定管理办法》,对“去杠杆”政策的创新效率进行差异性探讨。由表10的回归结果可知,“去杠杆”政策交互项对高新技术企业国有企业创新效率和创新产出的正向促进作用强于非高新技术企业国有企业;高新技术企业国有企业的交互项与创新投入之间呈现正相关关系,说明政策施行后高新技术企业国有企业的创新资金支持力度不减反增,非高新技术企业国有企业的资金投入则有所减少。这是因为,对高新技术企业而言,创新是其核心特点,创新成果的转化也是企业获利的不竭源泉,所以“去杠杆”政策虽压缩了企业的资金充裕度,但高新技术企业国有企业仍愿意将资金投入创新活动之中,“去杠杆”政策对其创新效率和创新产出的提振效应强于非高新技术企业国有企业。

表 10 区分高新技术国有企业和非高新技术国有企业

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高新技术国有企业	非高新技术企业国有企业	高新技术国有企业	非高新技术企业国有企业	高新技术国有企业	非高新技术企业国有企业
<i>Treat × Post</i>	0.1200*** (0.0108)	0.0788*** (0.0202)	2.5181*** (0.1770)	-3.2119*** (0.4900)	0.5287*** (0.1905)	0.5001* (0.2869)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	709	2051	1375	3977	977	2823
R <sup>2</sup>	0.4400	0.3866	0.7446	0.1396	0.2999	0.3829

① 资料来源:中华人民共和国中央人民政府网《科技部 财政部 税务总局关于修订印发〈高新技术企业认定管理办法〉的通知》,详见 [https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content\\_5076985.htm?eqid=f48aacc0001b315000000026465e05f](https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5076985.htm?eqid=f48aacc0001b315000000026465e05f);国家税务总局《关于实施高新技术企业所得税优惠政策有关问题的公告》,详见 <https://www.chinatax.gov.cn/n810341/n810755/c2684881/content.html>;中华人民共和国中央人民政府网《国家税务总局关于企业研究开发费用税前加计扣除政策有关问题的公告》,详见 [https://www.gov.cn/zhengce/2016-05/24/content\\_5076369.htm](https://www.gov.cn/zhengce/2016-05/24/content_5076369.htm)。



(3) 区分资本密集型国有企业和劳动密集型国有企业。林毅夫和李志赞(2004)<sup>[17]</sup>指出,现代国民经济中占据主导地位的是资本密集型企业和创新型企业。一般而言,资本密集型企业生产经营活动更侧重技术和设备,因而其创新效率更高(黄山松和谭清美,2011)<sup>[46]</sup>,故理论上,资本密集型企业的创新活动对“去杠杆”政策的冲击反应会更加敏感。为验证这一理论推断,本文参照李磊和盛斌(2019)<sup>[47]</sup>的方法测算企业资本密集度,采用固定资产净值与就业人数自然对数之比这一指标,并将中位数以上国有企业界定为资本密集型国有企业组,反之界定为劳动密集型国有企业组。表11列示了基于资本和劳动密集型国有企业的分组回归结果,可知“去杠杆”政策交互项与创新效率的估计系数均显著为正,与创新投入的估计系数在两组中均显著为负,说明“去杠杆”政策减少了两组企业的创新投入,但提升了其创新效率。然而就创新产出这一维度,交互项估计系数在两组中出现了明显分化:劳动密集型国有企业的创新产出与交互项相关系数显著为正,即劳动密集型国有企业的创新产出得到有效提升;资本密集型国有企业创新产出与交互项的相关系数显著为负,这意味着资本密集型国有企业的创新产出受到了“去杠杆”政策的消极影响,这也与聂辉华等(2008)<sup>[48]</sup>关于资本密集型企业创新产出的高资金敏感性特征研究结论相印证。

表 11 区分资本密集型国有企业和劳动密集型国有企业

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资本密集型 国有企业	劳动密集型 国有企业	资本密集型 国有企业	劳动密集型 国有企业	资本密集型 国有企业	劳动密集型 国有企业
<i>Treat × Post</i>	0.0626 *** (0.0164)	0.2410 *** (0.0126)	-0.3394 *** (0.0893)	-0.4494 ** (0.2217)	-1.6919 *** (0.1871)	0.5688 *** (0.2153)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1350	1410	2617	2735	1858	1942
R <sup>2</sup>	0.3108	0.7715	0.4263	0.1312	0.6519	0.4034

## 六、拓展性分析:政府补贴与“去杠杆”政策的叠加效应

杠杆资金要“节流”,企业资金更要“开源”,如何让资金引导企业进行创新投资,财政补贴不失为一个有效的“开源”途径。从新古典经济学的观点出发,企业创新活动的外部性和高风险导致了“市场失灵”问题,需要政府的干预和介入。政府补贴作为财政政策中较为典型的一项扶持企业发展的政策工具,会通过影响企业融资方式和融资成本的方式影响其创新偏好:首先,政府补贴可以有效弥补短视投资与创新投资之间的利差,引导资金更多地投入到创新领域,降低企业对杠杆资金的过度需求;其次,获得政府补贴这一行为本身相当于为企业提供隐性担保,有利于降低企业的融资成本,使企业受“去杠杆”政策的影响相对较小。因此,政府补贴这一典型的财政政策扶持工具,理论上可以与“去杠杆”政策产生叠加效应。

根据基准回归部分的研究结论可以知晓,受“去杠杆”政策影响,国有企业的研发投入存在一定降幅,如果国有企业创新效率提升是其在研发资金短缺背景下差强人意的结果,那么政府补贴的助益是否会增加企业研发投入,强化其创新产出和创新效率的增益效果?换言之,政府补贴是否是“去杠杆”政策下既缓解创新投入资金压力,又增强创新效率的有效举措?本部分参照式(1)~式(3),将创新效率、创新投入和创新产出作为被解释变量,以对数化处理的政府补贴  $Zfbz$  和去杠杆政策  $Treat \times Post$  为核心解释变量,在此基础上进一步引入政府补贴与去杠杆政策的交乘项  $Zfbz \times$

$Treat \times Post$  以考察其交互效应,回归结果如表 12 所示。由表 12 第(1)~(6)列回归结果可以看出,政府补贴这一解释变量的相关系数均显著为正,说明政府补贴在助力国有企业创新方面发挥了“扶持之手”的积极作用,提高了企业创新投入的资金丰裕度并促进了企业创新效率与创新产出的双重提升。表 12 的列(1)、列(3)、列(5)列示了引入政府补贴与“去杠杆”政策变量后的回归结果,可以看出,“去杠杆”政策  $Treat \times Post$  的估计系数与前文基本保持一致,即在降低创新投入和增加创新产出的基础上提高创新效率。引入政府补贴与去杠杆政策交乘项  $Zfbz \times Treat \times Post$  的列(2)、列(4)、列(6)需要重点关注,由回归结果可知,三重交乘项对国有企业创新效率、创新投入和创新产出的影响系数显著为正,说明政府补贴与去杠杆政策之间的确产生了交互效应:其中,列(2)和列(6)表明,纳入交乘项后,“去杠杆”政策项  $Treat \times Post$  与创新效率和创新产出的估计系数有所增加,验证了政府补贴能够强化与“去杠杆”政策对企业创新效率及产出的正向影响;列(3)和列(4)显示,创新投入与“去杠杆”政策  $Treat \times Post$  的估计系数由负转正,表明随着政府补贴的增加,“去杠杆”政策对企业创新投入的削减效应得到有效改善,原本归属于“去杠杆”政策的对企业创新投入的负向冲击,也很大程度上被政府补贴与去杠杆政策的交乘项所捕获,与理论预期相符,说明政府补贴确为提升创新效率的有效“开源”渠道。

表 12 政府补贴与“去杠杆”政策的叠加效应

变量	创新效率		创新投入		创新产出	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Zfbz$	0.0104 *** (0.0028)	0.0143 *** (0.0031)	0.1378 *** (0.0189)	0.1565 *** (0.0201)	0.1518 *** (0.0417)	0.1941 *** (0.0473)
$Treat \times Post$	0.0134 * (0.008)	0.2525 *** (0.0612)	-0.1488 *** (0.0514)	0.6162 ** (0.3040)	2.0844 *** (0.1493)	5.3433 *** (0.9947)
$Zfbz \times Treat \times Post$		0.0163 *** (0.0042)		0.0531 ** (0.0211)		0.2208 *** (0.0690)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1502	1502	4788	4788	1666	1666
$R^2$	0.1414	0.1473	0.4835	0.485	0.5173	0.5282

## 七、研究结论与政策启示

本文在供给侧结构性改革中的“去杠杆”政策视角下,聚焦我国国有企业当前发展的创新“堵点”,围绕“去杠杆”是否影响国有企业创新这一核心现实问题展开研究,分析“去杠杆”政策影响国有企业创新的实施效果和实现路径,并考察政府补贴与“去杠杆”政策的叠加影响效应,最后基于理论和实证分析结果,为有序推进“去杠杆”政策进程提供相关建议。文章核心研究结论如下:一是“去杠杆”政策实现了国有企业创新的降本增效,该结论在经过多种稳健性检验后依然成立;二是路径研究部分表明,融资约束机制、公司治理机制和债务期限错配机制是“去杠杆”政策倒逼企业创新效率提升的具体实现路径;三是该政策的创新驱动效果表现出多个维度的结构异质性,其对地方国有企业、高新技术国有企业和劳动密集型国有企业创新效率的提振效果更为显著;四是拓展性分析发现,政府补贴是“去杠杆”政策下国有企业创新的有效“开源”渠道,能够强化与“去杠杆”政策对企业创新效率及产出的正向影响。本研究结论为国有企业“去杠杆”政策的接续推进和创新传导路径的持续优化提供全新政策启示,并为 2018 年中央提出的“结构性去杠杆”思路提供学

理支持。结合理论分析与实证结果,本文提出以下政策启示:

一是适度控制“去杠杆”节奏。本文结论表明,“去杠杆”政策实施提高了国有企业创新产出和创新效率,但也难以避免地削减了国有企业的创新投入。要处理好“去杠杆”和“促创新”的关系,既要坚定推进“去杠杆”以防止风险持续累积,也要注意避免企业创新资金投入无法满足。因此“去杠杆”需要坚持稳中求进总基调,当下更是应当辅以其他“促创新”政策,打好政策“组合拳”。

二是畅通企业创新路径。本文发现,“去杠杆”政策对国有企业创新的影响会通过融资约束渠道、公司治理渠道及债务期限错配渠道得以放大。因此,在财务管理不健全、公司治理不规范和负债信息披露不充分等情况下,企业的创新效能就会在较大程度上被制约。基于此,在推进“去杠杆”进程中,首先应同步健全企业的财务管理制度并及时向银行等贷款机构披露信息,以获得研发创新资金支持。其次,应增设激励企业创新产出的长期奖惩考核机制。此外,应加强对企业配置流动负债的监督管理,改善“债务期限错配”情况为创新驱动发展赋能。

三是根据企业异质性因企施策。本文的异质性分析结果显示,“去杠杆”政策对国有企业创新的影响表现出多个维度的结构异质性。为此,在制定“去杠杆”系列政策时,应该根据企业所属性质、研发水平、要素密集类型等特征采取针对性的实施方案。例如,在进行充分的政策试点的同时,给予《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2021—2035年)》中的重点领域企业更多优待政策。

四是发挥政府补贴的创新引导作用。本文的进一步讨论证实,政府补贴是“去杠杆”政策下国有企业创新的有效“开源”渠道。鉴于此,“去杠杆”政策的接续推进不仅需要企业的低效资金上做“减法”,还应当在助力企业创新发展方面做好“加法”,即通过精准化的政府补贴政策协调“去杠杆”与“促创新”间的关系。例如,对高新技术企业的补助资金创新转化情况进行追踪,当企业创新产出质效俱佳时,为企业追加提供更多创新融资便利等。从长远来看,“去杠杆”政策依旧是防范化解金融风险攻坚战的根本之策,仍需立足金融供给侧结构性改革,建立优化创新资金供给效率的长效机制。

## 参考文献

- [1]陈华东.管理者任期、股权激励与企业创新研究[J].北京:中国软科学,2016,(8):112-126.
- [2]张晓晶,刘磊.新冠肺炎疫情冲击下稳增长与稳杠杆的艰难平衡[J].北京:国际经济评论,2020,(2):81-100,6.
- [3]蒋海,吴文洋,唐绅峰.杠杆率之于企业升级:垫脚石抑或绊脚石?——兼论去杠杆压力[J].广州:暨南学报(哲学社会科学版),2022,(7):44-63.
- [4]江轩宇,贾婧,刘琪.债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J].北京:金融研究,2021,(4):131-149.
- [5]刘晓光,刘元春.杠杆率、短债长用与企业表现[J].北京:经济研究,2019,(7):127-141.
- [6]陈小亮,陈彦斌.结构性去杠杆的推进重点与趋势观察[J].重庆:改革,2018,(7):14.
- [7]任保平,苗新宇.中国供给侧结构性改革的绩效评价研究[J].北京:中国软科学,2022,(8):19-30.
- [8]Bartoloni,E. Capital Structure and Innovation:Causality and Determinants[J]. Empirica,2013,40,(1):111-151.
- [9]孙巍,董文宇.市场冲击与企业投资的创新效应研究——兼论去杠杆和贸易战对“中国创造”进程的潜在影响[J].北京:中央财经大学学报,2019,(8):83-93.
- [10]Hovakimian,A.,T.,Opler,S. Titman. The debt-equity choice[J]. Journal of Financial and Quantitative analysis,2001,36,(1):1-24.
- [11]Long,M.,and I. Malitz. The Investment-financing Nexus:Some Empirical Evidence[J]. Midland Corporate Finance Journal,1985,3,(3):53-59.
- [12]陈岩,张斌,翟瑞瑞.国有企业债务结构对创新的影响——是否存在债务融资滥用的经验检验[J].北京:科研管理,2016,(4):16-26.
- [13]许言.国有企业债务结构与创新产出效率——基于我国A股上市公司的实证研究[J].南京:现代管理科学,2016,(12):61-63.

- [14] Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. Financing Constraints and Corporate Investment [R]. NBER Working Papers, 1987.
- [15] Hall, B. H. The Financing of Research and Development [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18, (1): 35 - 51.
- [16] Lewis, C. M., and Y. Tan. Debt-equity Choices, R&D Investment and Market Timing [J]. Journal of Financial Economics, 2016, 119, (3): 599 - 610.
- [17] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束 [J]. 北京: 经济研究, 2004, (2): 17 - 27.
- [18] 沈红波, 华凌昊, 郎宁. 地方国有企业的投融资期限错配: 成因与治理 [J]. 北京: 财贸经济, 2019, (1): 70 - 82.
- [19] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (3): 138 - 155.
- [20] 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 [J]. 北京: 经济研究, 2020, (8): 89 - 104.
- [21] 窦炜. “结构性”去杠杆与企业资产配置: “脱实向虚”还是“脱虚向实” [J]. 南昌: 当代财经, 2021, (11): 125 - 137.
- [22] 曹平, 张伟伟. “去杠杆”政策抑制国有企业创新了吗? ——兼议后疫情时期“去杠杆” [J]. 北京: 技术经济, 2021, (12): 25 - 36.
- [23] 马建堂, 董小君, 时红秀, 等. 中国的杠杆率与系统性金融风险防范 [J]. 北京: 财贸经济, 2016, (1): 5 - 21.
- [24] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 苏楚林. 我国企业债务的结构性问题 [J]. 北京: 经济研究, 2016, (7): 102 - 117.
- [25] 蒋灵多, 陆毅. 市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆 [J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (11): 155 - 173.
- [26] Jensen, M. C., and W. H. Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure-ScienceDirect [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3, (4): 305 - 360.
- [27] 徐忠. 新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化 [J]. 北京: 经济研究, 2018, (7): 4 - 20.
- [28] 田利辉. 国有产权、预算软约束和中国上市公司杠杆治理 [J]. 北京: 管理世界, 2005, (7): 123 - 128, 147.
- [29] Bertrand, M. Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa [J]. The World Bank Economic Review, 2003, 17, (1): 27 - 50.
- [30] Myers, S. C. Determinants of Corporate Borrowing [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5, (2): 147 - 175.
- [31] Guedes, J., and T. Opler. The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues [J]. Journal of Finance, 1996, 51, (5): 1809 - 1833.
- [32] 胡援成, 刘明艳. 中国上市公司债务期限结构影响因素: 面板数据分析 [J]. 北京: 管理世界, 2011, (2): 175 - 177.
- [33] 马红, 侯贵生, 王元月. 产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究 [J]. 天津: 南开管理评论, 2018, (3): 46 - 53.
- [34] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验 [J]. 北京: 管理世界, 2017, (1): 128 - 144, 187, 188.
- [35] 李超凡, 孟庆玺, 王生年. 金融资产投资对创新投入的挤出效应研究 [J]. 北京: 中国管理科学, 2021, (10): 12 - 22.
- [36] 余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性 [J]. 北京: 经济研究, 2010, (3): 65 - 77.
- [37] 李义超, 徐婷. 企业创新与杠杆率动态调整关系实证研究——创新效率视角 [J]. 武汉: 科技进步与对策, 2020, (7): 87 - 94.
- [38] 钱雪松, 方胜. 《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2021, (2): 713 - 732.
- [39] 潘越, 潘健平, 戴亦一. 专利侵权诉讼与企业创新 [J]. 北京: 金融研究, 2016, (8): 191 - 206.
- [40] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响 [J]. 北京: 经济研究, 2016, (4): 60 - 73.
- [41] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (9): 98 - 116.
- [42] 刘海建, 胡化广, 张树山, 孙磊. 供应链数字化与企业绩效——机制与经验证据 [J]. 北京: 经济管理, 2023, (5): 78 - 98.
- [43] 吴海军, 杨其静, 阳镇. 生产性政府债务与城市创新力——基于中国城市面板数据的经验研究 [J]. 北京: 中国工业经济, 2023, (10): 42 - 60.
- [44] 张洪辉, 章琳一. 产权差异、晋升激励与企业风险承担 [J]. 北京: 经济管理, 2016, (5): 110 - 121.
- [45] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 业绩考核制度可以促进央企创新吗? [J]. 北京: 经济研究, 2016, (12): 104 - 117.
- [46] 黄山松, 谭清美. 不同要素密集型制造业创新效率变动的实证分析——基于 DEA-Malmquist 指数方法 [J]. 武汉理工大学学报 (社会科学版), 2011, (1): 27 - 33.
- [47] 李磊, 盛斌. 性别雇佣偏见与企业生产率 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2019, (4): 1267 - 1288.
- [48] 聂辉华, 谭松涛, 王宇锋. 创新、企业规模和市场竞争: 基于中国企业层面的面板数据分析 [J]. 北京: 世界经济, 2008, (7): 57 - 66.

# The Impact of Deleveraging Policies on SOE Innovation Efficiency: Inhibiting or Facilitating

LIU Hui-hao<sup>1</sup>, CHEN Meng-jie<sup>1</sup>, JIAO Wen-niu<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China;

2. Post-doctoral Research Station of the Institute of Finance, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102445, China)

**Abstract:** In recent years, China has maintained a prudent and accommodative macroeconomic policy to avoid the risk of recession from the 2008 financial crisis, leaving behind the problem of high debt leverage, and the high leverage of State-owned enterprises (SOEs) has become an important part of the debt risk and systemic risk of the corporate sector. The Chinese government has attached great importance to the issue of corporate leverage and has implemented a series of deleveraging initiatives after the 2015 Central Economic Work Conference introduced supply-side structural reforms that included “deleveraging” policies. However, the contradiction in front of us is that the positive externalities and high-risk characteristics of innovation activities tend to lead to insufficient investment in innovation, which requires continuous and stable cash flow. It is easy to see that SOEs not only need to reduce debt to complete the task of “deleveraging”, but also need to use funds to achieve the goal of “promoting innovation”. Therefore, it is of great practical significance to study how the policy of “deleveraging” affects enterprise innovation.

This paper focuses on the following questions: What is the impact of the “deleveraging” policy on innovation in SOEs? Has the policy been implemented in a way that meets the intentions and expectations of the policymakers? Further, what are the specific paths through which the policy affects innovation in SOEs? In addition, the Chinese government has emphasized that it should play an important role in accelerating firm innovation by providing the necessary financial subsidies to promote firm innovation. If government subsidies and firm innovation can form a virtuous circle, are government subsidies an effective source of innovation funding for SOEs? To answer these questions, the article further examines the interactive effects of “deleveraging” policies and government subsidies on SOEs’ innovations and answers the important question of how “deleveraging” policies should be sustained in the face of tightening liquidity. In this paper, the implementation of the “deleveraging” policy by the central government is proposed to be a quasi-natural experiment, based on the data of non-financial SOEs in A-shares of Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2021, and a double difference model is used to investigate the impact of the “deleveraging” policy on the innovation efficiency of SOEs. The results show that the “deleveraging” policy realizes the innovation cost reduction and efficiency increase of SOEs, while the financing constraint mechanism, corporate governance mechanism, and debt maturity mismatch mechanism are the specific realization paths for the “deleveraging” policy to force enterprises to improve their innovation efficiency. Heterogeneity analysis shows that the innovation-driven effect of the “deleveraging” policy exhibits multiple dimensions of structural heterogeneity. Expansion analysis finds that government subsidies are an effective “open source” channel to enhance SOEs’ innovation efficiency under the “deleveraging” policy.

This paper provides some empirical evidence for deepening financial supply-side structural reform. First, the implementation of the “deleveraging” policy has increased the innovation output and efficiency of SOEs but cut their innovation input. The relationship between “deleveraging” policies and the goal of “promoting innovation” needs to be addressed, both in terms of advancing “deleveraging” and preventing the exacerbation of risks, as well as in terms of avoiding insufficient demand for capital for business innovation. Therefore, deleveraging policies need to be pursued smoothly, especially at a time when liquidity has narrowed in the post-epidemic period and should be complemented by other “pro-innovation” policies. Second, in the process of “deleveraging”, the financial management system of enterprises should be strengthened, corporate governance should be improved, and the management of current liabilities of enterprises should be strengthened. Third, in formulating a series of “deleveraging” policies, targeted implementation programs should be adopted according to the nature of the enterprise, the level of research and development, the type of production factors, and other characteristics. Fourthly, the subsequent implementation of the “deleveraging” policy should not only reduce the inefficient capital of enterprises but also achieve “deleveraging” and “promote innovation” through precise government subsidy policies.

**Key Words:** deleveraging; state-owned enterprises; enterprise innovation; government subsidies

**JEL Classification:** G31, G32, M21

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2023.11.004

(责任编辑:吴海军)