

“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”

曹平, 张伟伟

(广西大学商学院, 南宁 530004)

摘要:本文从微观层面,以中央实施“去杠杆”政策严控国有企业负债拟作自然实验,基于2013—2017年A股国有企业数据,采用双重差分法考察“去杠杆”政策对国有企业创新的影响。研究发现,该政策短期对国有企业创新具有抑制作用,长期抑制作用减弱,倒逼国有企业进行技术创新。进一步的,本文还以企业流动性为视角,研究“去杠杆”政策对国有企业创新的作用机制,“去杠杆”政策的实施会抑制企业流动性,进而抑制了国有企业创新。鉴于此,本文从政府层面提出关于后疫情时期策略和建议:短期注重对企业纾困,长期引导产业升级与激励企业创新,坚定实施“去杠杆”。

关键词:后疫情时期;去杠杆;国有企业创新;资本结构;供给侧改革

中图分类号:F276 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)12—0025—12

一、引言

自2015年12月,中央经济会议首次提出经济“三去一降一补”的政策,其中“去杠杆”是实施的重点。控制地方政府与国有企业债务规模,作为供给侧改革的重要目标,对中国经济新常态下的新旧动能转换具有重要意义。企业去杠杆,特别是国企去杠杆可降低金融脆弱性,提高国资的投资效率,对中国经济平稳发展具有必要性,为后疫情时期政府宏观调控预留较大的施政空间(张晓晶和刘磊,2020)。

当前中国正处于一个经济下行压力不断加大、不确定因素增多的复杂环境中。一方面,经济新常态下结构调整引起增速下降,经2020年疫情带来的外部冲击,下行压力给市场主体对未来经济增长的预期带来了极大的负面影响;另一方面,国外疫情形势严峻、贸易保护主义抬头等多种因素影响中国的外部需求和产业链,国际形势、地缘政治的变化都在不断增加中国面临的经济不确定因素(汤铎铎等,2020)。在预期下降和不确定性增多的境遇下,中国既要维持经济的稳定增长,又要保证顺利完成转型任务,这将变的十分困难。为应对疫情冲击,2020年中国政府将赤字率提高到3.6%以上,财政赤字规模比上年度增加1万亿美元,同时发行1万亿抗疫特别国债,地方政府专项债券发行额度较去年增加1.6万亿美元。但对比世界其他国家,中国刺激经济的政策力度并不强。中国政府这种扩张中的“克制”,恰恰体现了战略定力,更是近年来强调稳增长与防风险动态平衡政策导向的鲜明体现,既要有底线思维,又要防止出现“洪水滔天”(张晓晶和刘磊,2020)。

后疫情时期,中国产业“新旧动能转换”,特别国有企业转型升级的任务压力越来越大。但很多国有企业的发展方式仍保留传统的举债扩张、多元化经营的模式。当传统经营模式受到“去杠杆”政策的传导,导致很多地方国有企业出现债务兑付危机。企业的负债比例与企业投资规模之间呈现负相关关系(童盼和陆正飞,2005)。投资规模的下降从而导致长期利润下降,进而形成恶性循环(戴天婧等,2012)。疫情在全球的持续蔓延和反弹对企业的发展模式提出了更高要求,国有企业在后疫情时期如何有效降低负债率、如何优化资源配置、如何提高风险承受能力成了企业在面对危机事件时的重要议题。自2016年中央实施“去杠杆”政策,严控国有企业负债后,国有企业的杠杆率持续下降,这也意味国有企业从外部获得融资的能力在下降。而企业创新研发的融资会受到融资约束的影响,这种影响是一种负面影响(张杰等,2012)。也就是说,严控国有企业负债可能会因为抑制了企业的融资约束,导致企业创新研发的变化。目前对于“去杠杆”政策如何影响

收稿日期:2021—05—17

基金项目:国家自然科学基金“中国的选择性产业政策有效吗:一个技术创新绩效视角的经验研究”(1764002);广西哲学社会科学规划研究课题“新冠疫情背景下企业绿色创新能力发展研究”(20FGL032)

作者简介:曹平,博士,广西大学商学院教授,博士研究生导师,研究方向:企业创新;张伟伟,广西大学商学院博士研究生,研究方向:公司金融。

国企创新的研究存在空白。“去杠杆”政策是促进还是抑制了国有企业创新?该政策对国有企业创新影响机制如何?特别是后疫情时期供给侧改革与“去杠杆”政策的延续问题,都值得研究。

有鉴于此,本文基于2013—2017年A股上市公司数据,以“去杠杆”政策的实施模拟自然实验,通过使用双重差分法研究该政策对国有企业创新的影响。旨在探讨以下三个问题:①“去杠杆”政策对国有企业创新的影响;②该政策实施以来国有企业创新的变化趋势;③该政策对国有企业创新的影响机制。研究结果表明,自2016年“去杠杆”政策实施以来,国有企业创新受到了抑制,并随着时间的持续,国有企业创新受到抑制的趋势逐渐减弱。进一步的,通过研究企业流动性的作用机制,揭示了该政策对国有企业创新抑制作用的传导机制:政策实施→国有企业流动性下降→国有企业创新受到抑制。这有助于厘清“去杠杆”政策对企业创新的影响机制,可以增进对宏观政策影响微观企业的认识,对政府后疫情时期制定政策贡献一定的参考价值。

本文的贡献在于为后疫情时期政府如何保持政策定力、坚持供给侧改革并处理好稳增长与防风险的动态平衡,提供实证研究经验。从微观层面,运用自然实验法,通过比对政策影响的分析方法,以及作用机制的研究路径,为检验“去杠杆”政策与国企创新的关系提供了经验证据和政策建议。根据实证检验政策的动态性结果,为后疫情时期“去杠杆”政策影响国有企业创新的研究提供新的思路。

二、文献综述与研究假设

(一)新冠肺炎疫情冲击及后疫情时期

新冠肺炎疫情对世界经济造成了重大影响,研究疫情对中国宏观经济与微观经济的影响是当前学界的研究热点。部分学者从宏观层面研究了疫情的影响,并尝试提出相关宏观经济政策以缓解新冠肺炎疫情带来的消极影响。杨子晖等(2020)分析了新冠肺炎疫情影响股票市场和金融系统的传导机制,进而考察了新冠肺炎疫情背景下防范化解系统性金融风险的政策选择。刘世锦等(2020)基于投入产出框架剖析了新冠肺炎疫情对中国宏观经济产生冲击的路径,从省份、大都市角度提出应对疫情的要素市场政策机制。刘伟(2020)分析了新冠肺炎疫情对中国经济增长和全面小康社会经济目标的影响。吕冰洋和李钊(2020)分析了新冠肺炎疫情对中国财政产生的影响,在此基础上提出疫情后中国财政政策走向和财税体制改革任务。

以上研究均把新型冠状病毒肺炎疫情作为外部冲击,外部冲击直接对经济产生短期重大影响。从历史上看,诸如灾难、战争和一些突如其来的社会经济环境巨变往往会成为促进技术创新、制度创新和管理创新的新机遇(黄群慧,2020)。疫情带来的巨大冲击,一方面,会使人们反思经济社会中存在着相应的制度漏洞,从而进行制度创新以弥补相应漏洞;另一方面为了应对这些短期的外部经济冲击,疫情防控期间出台了一系列相关制度和政策创新措施。如一系列短期减少企业负担的政策,包括税收、金融、社会保险、物流等众多方面的“降成本”措施,在经过疫情期的试行后,也就是在后疫情时期,一些有效的措施就可以转为长期政策,从另外一个角度来看,疫情促进了供给侧结构性改革的深化(黄群慧,2020)。而中国开始于2016年的“去杠杆”政策取得了一定成效,特别是通过主动“去杠杆”,降低了宏观金融脆弱性,这客观上为疫情下的政府的扩张政策提供了条件(张晓晶和刘磊,2020)。后疫情时期,国际贸易严重萎缩,不仅大幅降低了本就低迷的世界经济潜在增速,也严重影响了全球投资者预期,金融风险与实体经济低迷叠加共振。逆全球化趋势加剧,这对中国来说,重构高质量经济发展尤为必要(韩晶等,2020)。而从微观层面研究企业,后疫情时期,政府宏观政策延续与调控显得尤为重要。

(二)“去杠杆”的政策背景

2015年12月,中央经济会议首次提出经济“去杠杆”的政策,将作为供给侧改革的重要目标。2017年7月召开的全国金融工作会议上,习近平总书记强调:“要把国有企业降杠杆作为重中之重,抓好处置‘僵尸企业’工作”。2018年5月,中央全面深化改革委员会第二次会议提出,要加强国有企业资产负债约束,推动国有企业降杠杆。根据党的十九大精神,防范国企债务风险,需要约束国企负债。中国人民银行、财政部、中国银行保险监督管理委员会、国务院国有资产监督管理委员会则于2018年8月3日印发了《2018年降低企业杠杆率工作要点》,对国有企业的举债行为进行规范与约束。本文参考国家统计局和财政部的官网数据,将近几年中国非金融类企业负债情况进行收集整理,见表1。根据数据,可以总结以下两点。

(1)国有企业资产负债率在2016年开始下降。

(2)民营企业资产负债率波动不大,2017年反而开始小幅上升。

对于国有企业资产负债率自2016年“去杠杆”政策实施以来稳步下降,证明了政策执行成果的有效性。而民营企业的资产负债率保持较稳定的水平,甚至于2017年平均负债有所上升,这在某种程度上说明政府对民营企业的重视程度有别于国有企业,即使在紧缩周期,依然在融资上给与扶持。

(三)“去杠杆”与企业创新

后疫情时期,短期冲击政策的作用和长期经济改革发展政策的作用会对经济走势产生叠加作用(黄群慧,2020)。也就是说,一方面,要通过积极的经济政策帮助企业度过难关;另一方面,要重视中国经济高质量发展、深化供给侧结构性改革的长期政策趋势。对于政府,短期应对政策更加注重采用财政和社会政策进行“纾困”以保护民生,而长期继续通过体制创新和技术创新实现新旧动能转换和经济高质量发展。但也应注意避免大规模使用金融刺激需求政策使得金融体系过度杠杆化,进而对中国经济结构调整、化解产能过剩带来巨大负面影响。

根据企业资本结构调整的权衡理论,企业能否快速调整实际资本结构以趋近于目标资本结构,不仅取决于企业自身的调整意愿,而且还依赖于企业面临的外部融资环境,尤其是金融市场摩擦(Fischer et al,1989)。疫情爆发后,中国政府为应对疫情造成的冲击,实施宽松的货币政策;后疫情时期,政府延续执行“去杠杆”的收紧政策,会导致较大的金融市场摩擦。政府在推动“去杠杆”的同时,为减少金融摩擦也会同步进行“稳杠杆”,但这会显著抑制企业短贷长投的行为,降低企业现金与现金流之间的敏感性,对企业去杠杆并不利(王红建等,2018)。企业难以根据自身实际需求选择合适的融资方式,从而快速调整至目标资本结构状态(赵兴楣和王华,2011)。当企业无法快速调整资本结构,对原有的技术创新及研发战略就会造成两难困境:是继续保持原策略还是选择转变策略。而对于企业的资本结构调整速度,受融资约束的上市公司的资本结构调整速度波动明显大于不受融资约束的上市公司,并且宏观经济波动对受融资约束的上市公司影响更为显著(闵亮和沈悦,2011)。

企业的融资顺序一般为“内部资金-债务-股权”,当企业净现金流增多时,企业会优先使用盈余资金对新项目投资,从而降低负债;当企业的净现金流减少时,企业不得不通过外部债务融资进行新技术的投产(苏冬蔚和曾海舰,2009)。另外,企业进行创新研发的收益具有不确定性,存在逆向选择问题,而外源融资渠道反而越来越成为企业R&D投入不可或缺的重要来源(Hall,2002)。而随着金融体系的互联网化与金融科技化,金融机构对企业研发活动中的风险识别、监控措施得到有效改进。缓解了企业研发活动和外部金融部门的信息不对称问题,使得金融机构外部融资逐步成为企业R&D投入的主要方式(Czarnitzki和Hottenrott,2011)。

对于企业来讲,创新研发需要有效的融资体系,才能提高创新效率(Schumpeter,1942)。技术创新有助于推动企业杠杆治理,技术创新的政策激励能够加快杠杆治理的速度(于博,2017)。相应的,提高企业创新与技术能力,可帮助企业在产能过剩的环境下改善利润,这也反过来会对企业的资产结构优化产生正向影响,从而帮助企业实现“去杠杆”。

从外部性角度来看,企业研发投入的主要渠道是外源融资。因为信息不对称、道德风险问题等使得外源负债融资很难成为企业研发投入的融资方式(Stiglitz和Weiss,1981)。但根据学者的经验研究却发现外部负债融资和企业R&D投入之间的正向关系(David et al,2008)。根据经验研究,大型公司研发投入主要依靠其内部资金;相对的,中小科技公司研发融资会较多的选择股票金融市场(Borisova和Brown,2013)。发达的金融市场能降低企业的融资约束,缓解企业的财务压力,从而提高企业研发投资的连续性(张杰等,2012)。因此,根据外部性角度的演绎,政策对金融市场等融资渠道产生影响,进而对到企业的创新研发行为产生影响。因此提出假设如下,如图1所示。

与对照组相比,“去杠杆”政策显著抑制国有企业的创新(H1);

与对照组相比,“去杠杆”政策显著促进国有企业的创新(H2)。

表1 中国非金融类企业资产负债率情况表

年份	国企(%)	央企(%)	地方国企(%)	民营企业(%)	外资企业(%)
2013	65.1	65.7	63.8	50.7	50.5
2014	65.2	65.7	64.4	52.0	55.4
2015	66.3	68.0	64.6	51.2	57.1
2016	66.1	68.6	63.3	51.1	56.6
2017	65.9	68.1	63.8	51.6	56.6

注:数据来源于国家统计局和财政部官网。

从内部性角度来研究创新与融资。在企业财务状况趋向负面时,负债高的企业会根据融资成本的高低对投资进行相应调整(Fazzari et al, 1993)。对于企业的创新研发投入,存在不确定性和长周期性,进而导致企业创新投入的融资成本高(Hall和Mairesse, 2010)。具体分析,创新研发的第一个重要特征:创新投入产出是高度不确定的。同时,由于知识的非排他性,企业为防止泄密,会对企业内部的创新研发进行保密,这样就会导致外部投资者很了解创新研发的信息(鞠晓生等, 2013)。对于企业创新的第二个重要特征——长周期性,研发过程形成的知识从产生到能够为企业带来利润,这一周期较长。企业创新研发的长周期内,研发人员的行为可为企业创造具有未来收益的“新知识”(鞠晓生等, 2013)。研发人员的人力资本上涵盖了这种“新知识”,由于“新知识”是无形的,无法进行精确储存与度量。如果研发人员流失,企业就会损失无形的“新知识”,这对企业的投资人来说属于一种亏损行为。企业研发创造的“新知识”,距离商业化产业利润的过程较长,所以创新研发是一项长期投资。该特征要求企业的研发投资需制定长期计划,这期间出现任何影响长期研发投资的企业行为,都会造成损失。而企业的长期投资行为与企业的负债比例呈现负相关关系(童盼和陆正飞, 2005)。因此,从企业内部行为的角度可以推理出政策会对企业创新研发的长期行为在短期内产生一定影响。根据资本结构理论,高流动性资产具有较强的变现能力,提高企业资产的流动性能有效增强技术创新资金的投入(Myers和Rajan, 1998)。根据已有研究,出现不受自身控制的外部冲击后,不同资本结构的公司应对外部冲击的能力是不同的(Campello, 2000)。政策对企业的冲击后,资本结构的企业的承受能力也就不同。当企业具备良好的资产流动性,其抵押融资价值较高,可缓解企业研发项目信息不对称的问题,增强企业融资能力,有助于企业技术创新(Myers和Rajan, 1998)。根据已有研究,从企业负债角度:当高负债率的企业进行创新投入,其对资产流动性的敏感度高于低负债率的企业(田存志和容宇恩, 2018)。而从企业流动性角度:企业盘活现有资产,改善企业的现金流,对企业创新具有正向影响(Borisova和Brown, 2013)。基于以上,“去杠杆”政策对国有企业资本结构产生了怎样的冲击?企业资本结构受到冲击后,是否会影响到企业的流动性?对此,借鉴已有的研究方法(钱雪松等, 2018),提出如下假设:

“去杠杆”政策会显著抑制国有企业的流动性(H3);

“去杠杆”政策会显著抑制国有企业的流动性,从而抑制国有企业创新(H4);

“去杠杆”政策会显著抑制国有企业的流动性,从而促进国有企业创新(H5)。

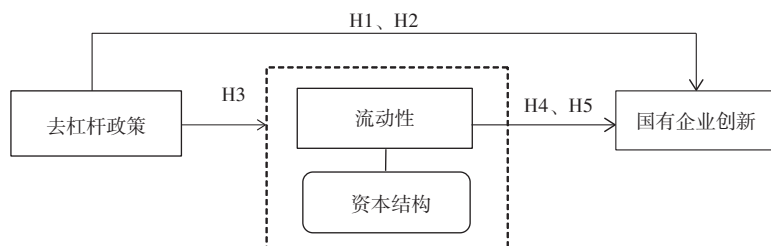


图1 研究假设示意图

三、研究设计

(一)模型设定

1. 双重差分模型

本文运用双重差分模型的原理是把某政策视为一次模拟实验,通过比较实验组和对照组的差异来判断政策是否有效。首先,使用双重差分模型(DID)模型估计“去杠杆”政策对国有企业创新的影响效应,需要设置实验组和对照组(曹平和王桂军, 2018),将国有企业设为实验组。其次,根据双重差分模型,对照组的选取需要遵循实验不影响的原则。由于中央推行该政策的主要目的是控制政府国有部门的杠杆率。民营企业融资难历来是政府重点关注的问题,在中央控制国企负债政策推行期间,政府强调着力解决中小企业融资难问题,健全完善金融体系,为中小企业融资提供可靠、高效、便捷的服务。在中央对国企实施控制负债政策期间,国家对民营企业融资持鼓励态度。另外根据前文表1与陈述事实2:民营企业资产负债率波动不大,2017年反而开始小幅上升。在该政策实施期间,民营企业并没有收到该政策的融资约束影响,反而还有扩大融资的趋势。因此可认为民营企业不是该政策的实验对象,从而将民营企业作为对照组。根据DID模型的计量

经济学表达式,构建模型 1:

$$Innovation_{it} = \alpha + \beta_1 delever_{it} + \beta_2 time_{it} + \beta_3 delever_{it} \times time_{it} + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $Innovation_{it}$ 表示第*i*个企业,第*t*年的企业创新水平。现有文献通用做法是采用专利数量、研发人员学历水平、研发投入费用测度企业创新。由于本文选取公司样本数量较多,存在样本中部分上市公司未公开披露专利数据的情况。鉴于该原因,选择采用研发支出和研发人员数量衡量企业的创新水平。以研发支出作为企业创新的代理变量进行双重差分回归分析,研发人员数量用于稳健性检验。

虚拟变量 *delever* 是对样本企业的分组, *delever* = 1 代表受“去杠杆”政策影响的国有企业(实验组), *delever* = 0 代表未受“去杠杆”政策影响的民营企业(对照组);虚拟变量 *time* 表示“去杠杆”政策的影响时间,提出政策当年及以后年份 *time* 取值为 1(2016—2017 年),提出之前的年份取值为 0(2013—2015 年)。*delever*×*time* 是企业分组与时间分组的交互项,将其设置为变量 *did*,其系数 β_3 是予以重点关注的。如果假设 H1 成立, β_3 应该显著为负,如果假设 2 成立, β_3 应该显著为正。 X_{it} 为控制的特征变量组,研究参考已有研究(周艳菊等, 2014; 余明桂等, 2016a; 陆国庆, 2011; 蒋灵多和陆毅, 2018)。控制企业层面的企业规模、企业杠杆率、盈利能力、收入能力、营运周转能力和资产变现能力等变量,可以有效缓解可能存在的内生性问题对本文结果的干扰。同时控制企业的年度固定效应及行业固定效应。具体变量的定义见表 2。

表 2 主要变量定义表

变量名	变量简写	变量含义
企业创新意愿	lnExpand	研发费用支出,取自然对数
企业规模能力	TA	当年期末总资产
企业杠杆率	C_ratio	当年资本负债率,即总负债/总资产
企业盈利能力	ROA	资产报酬率,即息税前利润/平均资产总额×100%
企业收入水平	Sale	营业收入
运营周转能力	TA_turnover	总资产周转率,即主营业务收入/平均资产总额
资产变现能力	CA	流动资产
年度哑变量	Year	控制年度固定效应
企业哑变量	Firm	控制行业固定效应

2. 倾向匹配模型

DID 模型首要应用条件是符合平衡趋势检验,即实验组与对照组在实验处理之前需保持相近的变化趋势。根据 Heckman 的双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID),可以有效缓解平行趋势(Heckman et al, 1997)。本文选取的实验组与对照组均为 A 股上市公司,但由于 A 股上市公司股权性质的复杂性,如民营企业在政策执行后被收购变为国有企业的情况,可能会导致非平行趋势的存在。为了缓解非平行趋势的影响,运用 PSM-DID 法检验。首先以 DID 模型中所采用的控制变量进行临近匹配,对实验组和对照组进行 logit 模型估计,估计值作为得分。若两个企业得分相同或相近,则说明这两个企业的个体特征相近。其次,本文根据得分匹配的方法对实验组与对照组进行优化匹配,根据模型 2 做处理效应估计。

$$ATT = \frac{1}{N^*} \sum_{i: i \in I_1 \cap S_p} [(Y_{T_{it_0}} - Y_{T_{it_1}}) - \sum_{j: j \in I_0 \cap S_p} \omega(i, j)(Y_{C_{it_0}} - Y_{C_{it_1}})] \quad (2)$$

其中: ATT 代表平均干预效应的标准估计量; Y 代表被解释变量,即创新投入; T 代表实验组; C 代表对照组; t_0 代表政策前; t_1 代表政策后; i 代表实验组中第*i*个企业; j 代表对照组中第*j*个企业; $\omega(i, j)$ 代表经过倾向得分处理后得到的权重; I_1 代表原实验组样本; I_0 代表原对照组样本; N^* 代表集合; $I_1 \cap S_p$ 所包含的实验组个体数。

(二)样本选择与数据处理

本文的研究样本选取 2013—2017 年的沪深 A 股上市公司。根据上文对“去杠杆”政策的阐述,2015 年底中央经济工作会议提出该政策。因此将 2016 年初视为政策的实施时间起点,选取 2016—2017 作为政策实施之后的时期。作为对照,本文选取 2013—2015 年作为政策实施之前的时期。

在本文前期的数据处理过程中,剔除了金融类上市公司、ST 类上市公司、数据不完整的上市公司,构建了均衡面板数据。上市公司的相关数据均来自 WIND 数据库和 CSMAR 数据库。最终本文样本公司数量为 1301 家,共得到公司年度样本 6506 条。其中实验组国有上市公司 434 家,样本数量 2170 个;对照组民营上市公司 867 家,样本数量 4336 个。

(三)主要变量描述性统计

表 3 为主要连续型变量的描述性统计。数据显示,以研发支出作为创新变量的均值为-0.547,样本标准差为 1.346,最小值为-7.512,最大值为 3.811。说明不同样本公司的研发费用支出有较大的差别。

表 3 主要连续型变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnExpand</i>	6506	-0.547	1.346	-7.512	3.811
<i>TA</i>	6506	81.941	147.711	2.177	1954.487
<i>C_ratio</i>	6506	0.4061	0.191	0.011	1.081
<i>ROA</i>	6506	5.723	6.010	-76.863	41.753
<i>Sale</i>	6506	3.223	9.441	-174.085	169.593
<i>TA_turnover</i>	6506	0.646	0.496	0.021	12.373
<i>CA</i>	6506	44.717	89.137	0.924	1421.416

四、实证结果与稳健性检验

(一)单变量分析

首先使用单变量检验进行分析。“去杠杆”政策实施之前的阶段为 2013—2015 年,用 Before 来表示;对应的,政策实施后的时间段为 2016—2017 年,用 After 表示。首先计算实验组和对照组在 Before 和 After 两个时间阶段的平均值,再通过 *t* 检验方法来观察政策实施前后,实验组与对照组的创新能力的差别。结果见表 4。

表 4 显示,实验组企业的研发支出在“去杠杆”政策实施之前的均值为-0.484,而去杠杆之后,其均值为-0.159。而对照组企业的研发支出从政策实施之前的-0.821 增加到-0.360。实验组的研发投入增加的比例显著低于对照组。在政策实施前后,实验组和控制组企业的创新变量存在着显著差异(显著性水平为 1%)。至于对实验组与控制组的变化趋势不能只看单变量 *t* 值,还需要通过后续的双重差分模型来验证。另外,实验组企业的资产负债率均值在政策实施之前为 0.490,在政策实施之后减少为 0.478,而对照组企业的资产负债率从 0.359 增加到 0.377,这说明政策对国有企业降低负债水平显著成效,而政策对民营企业的负债水平并未造成抑制作用,验证实验选取民营企业作为对照组符合双重差分实验的设定。

(二)实证结果及分析

单变量检验部分结果出显示,“去杠杆”政策实施之后,实验组研发投入的增加的幅度显著小于对照组。该结果并没有考虑到其他可能造成企业研发投入的因素,在此基础上,为确保更全面的分析政策对企业创新投入影响的因果效应,本文采用流动资产(*CA*)、营业收入(*Sale*)、总资产(*TA*)等能代表企业特征的变量,并对企业的个体固定效应与时间固定效应进行了分析,结果见表 5 和表 6。

表 5 是对政策影响国有企业创新平均效应的估计。本文引入交互项 $did=time \times delever$ 。其中,第(1)列是不加入控制变量的普通最小二乘法(OLS)回归系数,第(2)列为不加入控制变量的固定效应模型(FE),第(3)列为加入控制变量的 OLS 回归系数,第(4)列为加入控制变量的固定效应模型。双重差分模型重点关注 *did* 交互项的系数。通过第(1)列的数据,发现交互项 *did* 在 10% 的水平上显著为负,第(2)列交互项系数在 1% 水平显著为负。再引入控制变量后,第(3)OLS 回归与第(4)列 FE 回归,都显示交互项系数在 1% 水平显著为

表 4 政策对创新的影响:单变量检验

变量	时间	实验组	对照组	<i>Diff</i>	<i>t</i> 检验
<i>lnExpand</i>	Before	-0.484	-0.821	0.337	-7.547***
	After	-0.159	-0.360	0.201	-3.448***
<i>CA</i>	Before	67.802	24.022	43.78	
	After	91.192	40.603	50.589	
<i>Sale</i>	Before	3.430	2.076	1.354	
	After	6.037	3.574	2.463	
<i>TA</i>	Before	126.593	42.851	83.742	
	After	163.798	73.865	89.933	
<i>TA_turnover</i>	Before	0.719	0.634	0.085	
	After	0.679	0.593	0.086	
<i>ROA</i>	Before	4.570	6.569	-1.999	
	After	4.946	6.024	-1.078	
<i>C_ratio</i>	Before	0.490	0.359	0.131	
	After	0.478	0.377	0.101	

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表 5 政策对国有企业创新的影响:双重差分法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnExpand</i>	<i>lnExpand</i>	<i>lnExpand</i>	<i>lnExpand</i>
$did=time \times delever$	-0.1362*	-0.1362***	-0.1753***	-0.1443***
<i>time</i>	0.4616***	0.6867***	0.4193***	0.1229
<i>delever</i>	0.3370***	0.0000	0.0793*	0.0000
<i>CA</i>			0.0023***	-0.0004
<i>Sale</i>			-0.0016	0.0025**
<i>TA</i>			0.0021***	0.0023***
<i>TA_turnover</i>			0.2882***	0.2198***
<i>ROA</i>			0.0317***	0.0049***
<i>C_ratio</i>			0.5802***	0.3517***
<i>_cons</i>	-0.8214***	-0.8475***	-1.3526***	-2.8899***
<i>Year</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Firm</i>	No	Yes	No	Yes
<i>N</i>	6565	6565	6565	6565
调整后 R^2	0.0300	0.2425	0.2500	0.3041

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

负,且显著性强于未引入控制变量的情况。根据双重差分实验的设定,说明“去杠杆”政策的实施对国有企业创新有显著的抑制作用。因此,研究假设H1被证明是成立的,而研究假设H2被证明是不成立的。

表6是政策对国有企业创新影响的动态效应的估计。动态效应检验动态效应的目的是观察政策冲击后,因变量的变化趋势走向。本文引入交互项 $treated4$ 、 $treated5$ 变量,其中, $treated4=delever \times year2016$, $treated5=delever \times year2017$ 。检验动态效应需要重点观察交互项系数。其中,第(1)列结果展示的是不加入控制变量的OLS回归系数,第(2)列为不加入控制变量的固定效应模型,第(3)列为加入控制变量的固定效应模型。对于第(1)列,没有加入控制变量,同时也没有对企业个体与时间进行固定效应控制,观察交互项系数发现,随年份递增,国有企业创新是增加的。第(2)列显示固定效应模型的估计结果,在政策实施后,交互项系数随着年份递增,呈负数并逐渐减少。第(3)列显示在引入控制变量下的固定效应模型估计系数。可以发现,在2016年政策实施后,交互项系数随着年份的递增呈负数并逐渐减少,且非常显著。这说明“去杠杆”政策实施后,国有企业创新受政策的抑制作用,且这种抑制作用是逐年减少的,并不存在滞后效应。

(三)稳健性检验

为保证实验结果的严谨,本文从以下几方面进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验

双重差分实验的重要前提是实验组与对照组在政策冲击之前具有共同的变化趋势。本文的实验数据收集起止期限为2013—2017年,而政策冲击的时间为2016年(含2016年)。本文设置虚拟变量 $delever^*$,表示政策实施各年度之前的各年度虚拟变量的交叉项。然后对政策实施前的实验组与对照组进行两次FE回归,其中一次回归不引入控制变量,另外一次回归引入控制变量,回归结果入表7所示。可以发现,无论是否加入控制变量, $delever1$ 与 $delever2$ 均不显著,这表明政策实施之前,实验组的创新投入与对照组的创新投入变化趋势整体是平行稳定的,符合双重差分实验的标准。 did 交互项系数依旧在1%水平显著为负,这也验证了“去杠杆”政策对国有企业创新的抑制性影响。

2. 政策干预时间的随机性检验

为了排除政策实施之前,存在因素引发实证研究结果的可能,本文选取政策实施之前的时期作为研究时间,也就是假设政策于2014年、2015年实施,进行政策干预时间的反事实检验。检验结果见表8,其中, $did1$ 为2014年的双重差分的交互项系数, $did2$ 为2015年的双重差分交互项系数。结果显示,假设政策发生在2014年的 $did1$ 不显著,但在假定2015年的 $did2$ 在1%的水平下是显著的,这是一个值得探讨的问题。

由于政策的制定与实施在时间上具有连续性,并没有办法准确确定的将政策确定为某一天作为冲击时间节点,只能尽量的模仿自然实验的方法,将一段时间周期确定为政策实施的冲击时间节点。前文详细的阐述了政策的背景,政策的首次提出实在2015年年底的中央经济会议。中国宏观经济政策的制定一般会经过摸底、试点等过程,可认为政策实施更早于政府出台明确文件的日期。由于2015年中国出现了股

表6 政策对国有企业创新的影响:双重差分检验——动态效应

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln Expand$	$\ln Expand$	$\ln Expand$
$treated4$	0.3681***	-0.1540***	-0.1731***
$treated5$	0.5169***	-0.1185***	-0.1174***
$_{cons}$	-0.6015***	0.8475***	1.3026***
$Year$	No	Yes	Yes
$Firm$	No	Yes	Yes
N	6565	6565	6565
调整后 R^2	0.0419	0.2426	0.3040

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表7 平行趋势检验

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	$\ln Expand$	$\ln Expand$		$\ln Expand$	$\ln Expand$
did	-0.1121***	-0.1399***	CA		-0.0002
$delever1$	0.0587	0.0401	$Sale$		0.0024*
$delever2$	0.0701*	0.0565	TA		0.0022***
$delever3$	0	0	$TA_turnover$		0.2183***
2013.year	0	0	ROA		0.0053***
2014.year	0.1320***	0.1134***	C_ratio		0.3327***
2015.year	0.3019***	0.2699***	$_{cons}$	-0.8673***	-1.3122***
2016.year	0.5138***	0.4516***	N	6557	6557
2017.year	0.6983***	0.6001***	调整后 R^2	0.2429	0.3041

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表8 政策干预时间的随机性检验

变量	(1)	(2)
	$\ln Expand$	$\ln Expand$
$did1$	0.0353	
$did2$		-0.1231***
CA	0.0024***	-0.0003
$Sale$	-0.0009	0.0021*
TA	0.0021***	0.0023***
$TA_turnover$	0.2712***	0.2165***
ROA	0.0317***	0.0052***
C_ratio	0.4861***	0.3411***
$_{cons}$	-1.3903***	-1.2999***
N	6557	6557
调整后 R^2	0.2360	0.3021

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

市泡沫与大规模股灾,政府加强对资产价格泡沫的调控,货币政策局部的开始调整为紧缩。受此影响,中央政府在2015年下半年已经开始对国有企业进行工作指导,要求国有企业降低资产负债率。至2015年底中央政府出台了严格的宏观政策。另外,A股上市公司的年报数据披露一般在次年的4月份,2015年的企业行为已经受到当年年底实施的政策的影响,这也说明政策在2015年这时间段具有滞后性,并且政策对实验组产生了抑制作用。因此认为2015年的 did 结果显著是并不影响整个实证研究的结果。在政策实施之前,实验组国有企业的研发投入并没有发生显著变化,可以排除政策实施之前,其他因素对因变量产生影响的可能。

3. 更换代理变量检验

此部分检验通过更换企业创新的代理变量,来验证“去杠杆”政策是否对国有企业创新产生了影响。前文采用企业研发支出费用作为创新的代理变量。稳健性检验采用企业的研发人员数量作为创新变量的代理变量,取对数处理进行双重差分回归验证。回归结果见表9。其中,第(1)列为没有引入控制变量的OLS回归结果,交互项 did 估计并不显著。第(2)列为没有引入控制变量的FE回归结果,交互项 did 在5%水平上时显著为负。第(3)列为引入控制变量的OLS回归结果,交互项 did 在1%水平上显著为负。第(4)列为引入控制变量的FE回归结果,交互项 did 在1%水平上显著为负。结果表明,政策对国有企业创新会产生显著的抑制作用。

同时,本文对 $\ln RDstaff$ 的双重差分检验进行了动态效用估计,结果见表10。结果显示, $treated4$ 、 $treated5$ 显著为负,且 $treated5$ 的系数要小于 $treated4$ 。从动态上看,无论是否引入控制变量,政策对国有企业创新的抑制作用会随着年份的增加,而越来越弱。更换创新的代理变量后,实证结果与前文结果基本保持一致,证明了双重差分实验结果的稳健性。

4. 排除其他政策影响的检验

根据上文结果,“去杠杆”政策对国有企业创新在2016年后是存在显著抑制作用的,但还需检验的是,国有企业创新被抑制是否收到其他宏观经济政策的影响。中国的企业创新除了受宏观货币政策的影响,还会收到税收政策、政府产业引导政策的影响。本文参考已有研究,选择采用政府补贴额(G_{sub})、所得税税负率(Tax)分别作为产业政策、税收政策的代理变量(余明桂等,2016b;曹平和王桂军,2018;黎文靖和郑曼妮,2016)。其中 G_{sub1} =政府补贴/营业收入, $Tax1$ =所得税应交额/营业收入。对此不加入、加入控制变量分别进行两次FE回归。结果见表11。根据结果显示,无论是否引入控制变量,对于因变量 G_{sub1} 与 $Tax1$ 的 did 系数均不显著,表明实验组与对照组在2016年后,受到政府补贴与税收政策的影响并不显著。因此,国有企业创新受到政策的抑制影响,结果是稳健的。

(四)基于PSM-DID方法的检验

为了降低双重差分法估计偏误,本文进一步使用倾向匹配得分法进行双重差分的稳健性检验。运用PSM-DID方法时,通过国有企业的虚拟变量对控制变量进行logit回归,得到倾向得分值。倾向得分值最接近

表9 更换 $\ln RDstaff$ 为因变量的验证

变量	(1) $\ln RDstaff$	(2) $\ln RDstaff$	(3) $\ln RDstaff$	(4) $\ln RDstaff$
did	-0.0701	-0.0551**	-0.0701***	-0.0660***
$time$	0.1975***	0.1509	0.1457***	-0.0049
$delever$	0.2713***	0	0.0219	0
$Conrtol$	No	No	Yes	Yes
$_{cons}$	5.4395***	5.6204***	5.0782***	5.3346***
$Year$	No	Yes	No	Yes
$Firm$	No	Yes	No	Yes
N	3930	3930	3930	3930
调整后 R^2	0.0132	0.1077	0.1788	0.1868

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表10 更换 $\ln RDstaff$ 为因变量的动态效应

变量	(1) $\ln RDstaff$	(2) $\ln RDstaff$
$treated4$	-0.0598**	-0.0761***
$treated5$	-0.0504*	-0.0565**
$_{cons}$	5.6204***	5.3369***
$Year$	Yes	Yes
$Firm$	Yes	Yes
N	3930	3930
调整后 R^2	0.1077	0.187

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表11 排除其他政策影响的检验

变量	(1) G_{sub1}	(2) G_{sub1}	(3) $Tax1$	(4) $Tax1$
did	0.0000001	0.0000086	-0.00000022	-0.00000028
$time$	-0.0000003	-0.00000021	0.0000007	-0.00000023
$delever$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$_{cons}$	0.00000022**	-0.0000011	0.00000012	0.000011
控制变量	No	Yes	No	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	6513	6513	6381	6381
调整后 R^2	0.0004	0.0049	0.0013	0.011

注:*表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

的企业即为实验组的配对企业,通过这种方法可以最大程度减少不同企业存在的系统性差异问题,从而减少 DID 估计偏误。

在进行 PSM-DID 估计前,还需进行模型平衡性检验。其中首先需要检验匹配后各变量实验组和控制组是否变得平衡,即控制变量的均值在匹配后是否具有显著差异。如果不存在显著差异,则支持使用 PSM-DID 方法。平衡性检验结果见表 12。其中,U(unmatched)代表未匹配之前状态,而 M(matched)代表匹配之后状态。倾向匹配的平衡检验需要重点关注 t 检验的参数估计。结果表明,从各协变量的检验结果看,匹配后所有变量在 5% 水平上不存在显著性差异。初步证明本文使用 PSM-DID 方法是合理的。

平衡性检验之后,对匹配好的变量进行双重差分回归,见表 13。其中第(1)和(2)列是对创新变量 $\ln Expand$ 分别进行 OLS 回归和 FE 回归,第(3)列和第(4)列是对另一个创新代理变量 $\ln RDstaff$ 分别进行 OLS 回归和 FE 回归。各个回归结果均在 1% 水平上显著。这表明,进行倾向匹配后的双重差分实验,政策依然对国有企业创新产生显著的抑制作用。PSM-DID 估计的结果与前文双重差分结果并无显著差异,从而进一步支撑了本文的实证结论:政策对国有企业创新产生显著抑制作用,假设 1 成立,假设 2 不成立。

五、进一步的机制分析

根据上述实证结果,“去杠杆”政策会显著的抑制国有企业创新。但政策对国有企业创新抑制作用的机制是如何的,需要进一步探讨。正如前文第二部分文献综述与研究假设部分所演绎的理论,政策的实施目的是推动国有企业降低企业资产负债率。政策对国有企业资产的流动性产生了怎样的冲击?根据研究假设,本文借鉴已有的研究方法(钱雪松等,2018),通过研究企业流动性的作用机制来分析以上问题。

首先引入企业流动性构建双重差分模型。验证流动性水平不同的企业其受“去杠杆”影响的效果是否有不同?在这之后,国有企业在政策冲击下调整研发投入,其创新水平会如何变化?本文采用企业流动负债净额作为流动性的代理变量,在受政策冲击的基础上,流动性变化如模型 3 如下:

$$C_liability_{it} = \beta_0 + \beta_1 delever_{it} + \beta_2 time_{it} + \beta_3 delever_{it} \times time_{it} + \beta_4 control_{it} + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: $C_liability_{it}$ 代表企业流动负债净额。其他变量与前文保持一致。需要重点关注交互项 $\beta_3 delever_{it} \times time_{it}$ 的系数 β_3 ,用变量 did 表示,该变量反映了政策冲击后,企业流动性变化情况; $control_{it}$ 代表前文各控制变量。当 β_1 的系数显著为负时,说明政策会恶化企业的流动性。实证结果见表 14。其中,第(1)列为未引入控制变量的 FE 回归结果,第(2)列为引入控制变量的回归结果。根据结果,发现不引入控制变量时, β_1 在 5% 水平显著为负。继续引入控制变量,第(2)的结果表明, β_1 在 1% 水平上均显著为负。这在一定程度上说明政策冲击下,国有企业的流动性会受到显著负向影响。研究假设 3 得证。

第二步对政策影响企业流动性、企业创新进行机制模型构建,构建模型 4 如下:

表 12 PSM 平衡性检验

变量	Unmatched	Mean		%bias	%reduct bias	t 检验	
	Matched	Treated	Control			t	$p > t$
CA	U	76.898	30.421	42.2		18.53	0.000
	M	73.123	70.445	2.4	94.2	0.70	0.482
Sale	U	4.4848	2.6675	16.8		7.18	0.000
	M	4.3575	5.0951	-6.8	59.4	-1.63	0.102
TA	U	141.32	54.806	49.5		21.53	0.000
	M	135.85	125.13	6.1	87.6	1.73	0.083
TA_turnover	U	0.70327	0.61764	17.7		6.61	0.000
	M	0.70393	0.74476	-8.5	52.3	-1.92	0.055
ROA	U	4.7129	6.3196	-26.7		-10.09	0.000
	M	4.7158	4.7886	-1.2	95.5	-0.35	0.724
C_ratio	U	0.48354	0.36657	62.5		24.22	0.000
	M	0.48291	0.49562	-6.8	89.1	-2.18	0.030

表 13 PSM-DID 检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Expand$	$\ln Expand$	$\ln RDstaff$	$\ln RDstaff$
did	-0.1605**	-0.1436***	-0.0687***	-0.0644***
time	0.3734***	0.5831***	0.1442***	-0.0096
delever	0.0284	0	0.0129	0
_cons	-1.5424***	-1.3059***	5.0787***	5.3363***
Year	No	Yes	No	Yes
Firm	No	Yes	No	Yes
N	6506	6506	3902	3902
调整后 R^2	0.2512	0.305	0.18	0.1887

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

表 14 流动性双重差分模型

变量	(1)	(2)
	C_ratio	C_ratio
did	-0.0447**	-0.0605***
Control	No	Yes
_cons	0.5641***	0.5498***
Year	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes
N	2170	2170
调整后 R^2	0.0202	0.0911

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

$$\ln Expand_{it} = \beta_0 + \beta_1 delever_{it} \times time_{it} \times C_liability_{it} + \beta_2 delever_{it} \times time_{it} + \beta_3 delever_{it} \times C_liability_{it} + \beta_4 time_{it} \times C_liability_{it} + \beta_5 C_liability_{it} + \beta_6 control_{it} + X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

表 15 流动性-企业创新模型

变量	(1)	(2)
	<i>C_liability</i>	<i>C_liability</i>
<i>dtTA</i>	-2.0952**	-2.2059**
<i>did</i>	2.7266***	3.0984***
<i>dTA</i>	7.2297***	6.7396***
<i>tTA</i>	0	0
<i>Control</i>	No	Yes
<i>_cons</i>	74.9563***	76.5072***
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	2170	2170
调整后 <i>R</i> ²	0.0202	0.0268

注: *表示 $p < 0.1$; **表示 $p < 0.05$; ***表示 $p < 0.01$ 。

在模型 4 中, $C_liability_{it}$ 表示企业的流动性, 用流动负债来进入测度。控制变量 $control_{it}$ 分别控制企业的流动资产 (CA)、营业收入 ($Sale$)、企业规模 (TA)、资产收益率 (ROA)。 $delever$ 和 $time$ 等变量依旧采用前文设定。该模型需要重点关注交互项 $\beta_1 delever_{it} \times time_{it} \times C_liability_{it}$ 的系数 β_1 , 设置变量为 $dtTA$, 这反映了政策对企业流动性、企业创新的影响。实证结果见表 15。其中, 第 (1) 列为未引入控制变量的 FE 回归结果, 第 (2) 列为引入控制变量的回归结果。根据结果, 发现无论是否加入控制变量, $\beta_1 delever_{it} \times time_{it} \times C_liability_{it}$ 交互项系数 β_1 在 5% 水平上均显著为负。这说明, 政策对企业的流动性会产生负面冲击影响, 此时, 国有企业的创新受到抑制作用。

综合前文所述可以分析出, “去杠杆”政策的作用机制是: 政策实施后国有企业流动性降低, 也就是企业的资本结构发生恶化。此时, 企业会选择削减研发费用支出, 国有企业创新因此受到抑制。因此, 研究假设 4 成立, 研究假设 5 不成立。

六、研究结论与后疫情时期的建议

(一) 研究结论

新冠肺炎疫情冲击下, 政府进行宽松政策无可避免, 由此可能带来短期内的资源配置扭曲也是抗疫所要付出的代价。中国政府自 2015 年底开始严控负债, 地方政府与国有企业负债在过去几年得到一定控制, 为后疫情时期政府宏观调控经济预留较大的施政空间。后疫情时期, 政府是延续供给侧改革下的“去杠杆”政策还是转变政策?

本文以 2016 年后“去杠杆”政策拟作自然实验, 运用双重差分法考察政策对国有企业创新的影响。得出以下研究结论: ①“去杠杆”政策显著抑制了国有企业的创新; ②该政策对国有企业创新的抑制作用随时间发展有降低的趋势; ③该政策对国有企业创新的抑制影响应在 2015—2016 年内, 国有企业在政策全面实施之前受政府工作指导, 就已经开始控制负债水平, 降低研发支出; ④通过进一步分析企业流动性, 清晰的揭示了该政策对国有企业创新抑制作用的机制: “去杠杆”政策实施 → 国有企业流动性下降 → 国有企业创新受到抑制。

短期来看, “去杠杆”政策会降低国有企业的创新, 这是受到流动性限制。根据研究结论“去杠杆”政策对国有企业创新的影响具有动态性, 短期抑制但长期的抑制性不断减弱, 企业为提高效益, 会倒逼技术创新, 所以长期来看企业的创新意愿是增加的。因此对“去杠杆”政策应坚持长期性。后疫情时期, 政府应充分保持政策定力, 在处理好稳增长与防风险的动态平衡。继续通过制度创新和技术创新实现新旧动能转换和中国经济高质量发展, 特别注意避免过度使用金融刺激需求政策使得金融体系过度杠杆化, 进而对中国经济结构调整。短期企业纾困与长期激励创新, 应该是当前一揽子政策的平衡点和着力点。

本文为后疫情时期, 供给侧改革下“去杠杆”政策的研究提供了新的视角。从微观层面, 提供了政策对企业部门的政策影响分析方法, 以及作用机制的研究路径。填补了“去杠杆”政策影响国有企业创新的实证研究空白, 为研究该政策与企业创新的关系提供了经验证据。

(二) 后疫情时期的建议

根据本文研究结论, 应对疫情的政策有很多只是救急, 是权宜之计, 应考虑退出之策。宽松政策虽然促进短期经济增长, 但会抑制长期增长潜力; 相应的, 供给侧改革、“去杠杆”政策虽然会短期抑制经济迅速增长, 但对长期发展有利。根据本文对“去杠杆”政策抑制国有企业创新的机制分析, 国有企业降负债会导致流动性减弱从而短期削减研发创新投入。针对这些, 本文提出以下建议:

一是政府制定政策时应该避免“一刀切”的问题, 而是应该对“去杠杆”政策实施的后果进行充分考量, 根据企业自身特征采取差异化、分步骤的政策实施方案。政策“一刀切”实施易造成了国有企业流动性出现危

机,从而使得国有企业削减研发支出,抑制企业创新。所以在出台政策前需要进行充分的政策试点,并配套相关的补救措施。

二是后疫情时期要坚定不移的持续供给侧改革。后疫情时期继续通过制度创新和技术创新实现新旧动能转换和经济高质量发展。充分利用疫情冲击能激发技术创新供给增加,进而促进新产业、新业态和新模式发展的机会,尤其是重视数字化、智能化技术在公共治理、商务场景、生产制造、生活消费等各个领域进一步深入应用,从而促进中国经济实现新旧动能转换、加速中国经济高质量发展。

三是政府需要加强对“僵尸”企业清除。企业杠杆率上升与企业净利润的下滑有关系。僵尸企业是去杠杆的难点。大量存在的国有“僵尸企业”,严重制约了产业升级和结构调整,挤占了具有创新潜力企业的资源,影响了国有企业整体的杠杆率。因此,对国有“僵尸”企业的清除工作不可松懈,中国目前正在推动“去杠杆”的最终目的地是“腾笼换鸟”,将低效无效的产能淘汰,控制国有企业的负债水平,为有潜力的国有企业提供更强劲的支持。

参考文献

- [1] 曹平,王桂军,2018.选择性产业政策、企业创新与创新生存时间——来自中国工业企业数据的经验证据[J].产业经济研究(4): 26-39.
- [2] 戴天婧,张茹,汤谷良,2012.财务战略驱动企业盈利模式——美国苹果公司轻资产模式案例研究[J].会计研究(11): 23-32.
- [3] 韩晶,孙雅雯,陈曦,2020.后疫情时代中国数字经济发展的路径解析[J].经济社会体制比较,2020(5): 16-24.
- [4] 黄群慧,2020.新冠肺炎疫情对供给侧的影响与应对:短期和长期视角[J].经济纵横(5): 46-57.
- [5] 蒋灵多,陆毅,2018.市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆[J].中国工业经济(11): 155-173.
- [6] 鞠晓生,卢荻,虞义华,2013.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,48(1): 4-16.
- [7] 黎文靖,郑曼妮,2016.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].经济研究,51(4): 60-73.
- [8] 刘波,李志生,王泓力,等,2017.现金流不确定性与企业创新[J].经济研究,52(3): 166-180.
- [9] 刘世锦,韩阳,王大伟,2020.基于投入产出架构的新冠肺炎疫情冲击路径分析与应对政策[J].管理世界,36(5): 1-12.
- [10] 刘伟,2020.疫情冲击下的经济增长与全面小康经济社会目标[J].管理世界,36(8): 1-8.
- [11] 陆国庆,2011.中国中小板上市公司产业创新的绩效研究[J].经济研究,46(2): 138-148.
- [12] 吕冰洋,李钊,2020.疫情冲击下财政可持续性与财政应对研究[J].财贸经济,41(6): 5-18.
- [13] 闵亮,沈悦,2011.宏观冲击下的资本结构动态调整——基于融资约束的差异性分析[J].中国工业经济(5): 109-118.
- [14] 钱雪松,康瑾,唐英伦等,2018.产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J].中国工业经济(8): 42-59.
- [15] 苏冬蔚,曾海舰,2009.宏观经济因素与公司资本结构变动[J].经济研究,44(12): 52-65.
- [16] 汤铎铎,刘学良,倪红福,等,2020.全球经济大变局、中国潜在增长率与后疫情时期高质量发展[J].经济研究,55(8): 4-23.
- [17] 田存志,容宇恩,2018.基于A股上市公司数据的资产流动性与企业创新研究[J].商业研究(10): 65-70.
- [18] 童盼,陆正飞,2005.负债融资、负债来源与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J].经济研究(5): 75-84.
- [19] 王红建,杨笋,阮刚铭,等,2018.放松利率管制、过度负债与债务期限结构[J].金融研究(2): 100-117.
- [20] 杨子晖,陈雨恬,张平森,2020.重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对[J].管理世界,36(5): 13-35.
- [21] 于博,2017.技术创新推动企业去杠杆了吗?——影响机理与加速机制[J].财经研究,43(11): 113-127.
- [22] 余明桂,范蕊,钟慧洁,2016a.中国产业政策与企业技术创新[J].中国工业经济(12): 5-22.
- [23] 余明桂,钟慧洁,范蕊,2016b.业绩考核制度可以促进央企创新吗?[J].经济研究,51(12): 104-117.
- [24] 张杰,芦哲,郑文平,等,2012.融资约束、融资渠道与企业R&D投入[J].世界经济,35(10): 66-90.
- [25] 张晓晶,刘磊,2020.宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J].经济研究,55(6): 4-21.
- [26] 赵兴楣,王华,2011.政府控制、制度背景与资本结构动态调整[J].会计研究(3): 34-40.
- [27] 周艳菊,邹飞,王宗润,2014.盈利能力、技术创新能力与资本结构-基于高新技术企业的实证分析[J].科研管理,35(1): 48-57.

- [28] BORISOVA G, BROWN J R, 2013. R&D sensitivity to asset sale proceeds: New evidence on financing constraints and intangible investment[J]. *Journal of Banking & Finance*, 37(1), 159-173.
- [29] CAMPELLO M, 2000. Capital structure and product markets interactions: Evidence from business cycles [J]. *Journal of Financial Economics*, 68(3), 353-378.
- [30] CZARNITZKI D, HOTTENROTT H, 2011. Financial constraints: Routine versus cutting edge R&D investment[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(1), 121-157.
- [31] DAVID P, JONATHAN O, YOSHIKAWA T, 2008. The implications of debt heterogeneity for R&D investment and firm performance[J]. *Academy of Management Journal*, 51(1), 165-181.
- [32] FAZZARI M S, GLENN R, PETERSEN B C, 1988. Financing constraints and corporate investment[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 141-195.
- [33] FISCHER E O, HEINKEL R, ZECHNER J, 1989. Dynamic capital structure choice: Theory and tests [J]. *Journal of Finance*, 44(1): 19-40.
- [34] BORISOVA G, BROWN J R, 2013. R&D sensitivity to asset sale proceeds: New evidence on financing constraints and intangible investment[J]. *Journal of Banking & Finance*, 37(1), 159-173.
- [35] HALL B H, 2002. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 18(1): 35-51.
- [36] HALL B H, MAIRESSE J, MOHNEN P, 2010. Measuring the returns to R&D [J]. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2(79-80), 1033-1082.
- [37] HECKMAN J J, HIDEHIKO I, TODD P E, 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. *Review of Economic Studies*, 64(4): 5-6.
- [38] MOSER P, VOENA A, 2009. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. *American Economic Review*, 102(1), 396-427.
- [39] MYERS S C, RAJAN R G, 1998. The paradox of liquidity[J]. *Quarterly Journal of Economics*, (3), 3.
- [40] SCHUMPETER J A, 1942. *Capitalism, socialism and democracy*[M]. New York, America: Harper and Brothers.
- [41] STIGLITZ J E, WEISS A, 1981. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *American Economic Review*, 71(3): 393-410.

Does the Policy of “Deleveraging” Restrain the Innovation of State Owned Enterprises? Discussing “Deleveraging” in the Post-epidemic Period

Cao Ping, Zhang Weiwei

(School of Business, Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: From the micro level, to take the central government's “deleveraging” policy to strictly control the debt of state-owned enterprises(SOES)as a natural experiment, based on the data of A-share SOES from 2013 to 2017, the impact of "deleveraging" policy on the innovation of state-owned enterprises was investigated by using the difference of differences method. It is found that the policy has a short-term inhibitory effect on SOES' innovation, and will force SOES to carry out technological innovation in the long run. Further, from the perspective of enterprise liquidity, this paper also studies the mechanism of "deleveraging" policy on the innovation of SOES. The implementation of “deleveraging” policy will inhibit the liquidity of enterprises, and then inhibit the innovation of SOES. In view of this, this paper puts forward strategies and suggestions for the post-epidemic period from the government level: short-term focus on enterprise rescue, long-term guidance of industrial upgrading and incentive for enterprise innovation, and firm implementation of “deleveraging”.

Keywords: post-epidemic period; deleveraging; innovation of state-owned enterprises; capital structure; supply side reform