

“去杠杆”政策与企业创新:来自广义双重差分的证据

王桂军¹, 张辉², 唐毓璇³

(1. 北京理工大学人文与社会科学学院, 北京 100081; 2. 北京大学经济学院, 北京 100871;
3. 上海对外经贸大学国际发展合作研究院, 上海 200336)

摘要: 为防范杠杆率过高对企业高质量发展的不良影响, 中央人民政府于2016年出台了《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》。以此为准自然实验利用广义双重差分法检验“去杠杆”政策对企业创新的影响, 研究发现: 第一, “去杠杆”政策显著地促进了以专利产出为表征的企业创新; 第二, “去杠杆”政策对企业创新的促进效应可以通过提高经营绩效和优化债务结构实现; 第三, “去杠杆”政策同时促进了国有企业和非国有企业创新, 但促进国有企业创新只能通过优化债务结构实现, 而促进非国有企业创新则可同时通过提高经营绩效和优化债务结构实现。以上研究结论不仅从创新视角支持了供给侧结构性改革的成效, 而且丰富了杠杆率影响企业创新的机制研究。

关键词: “去杠杆”政策; 企业创新; 经营绩效; 债务结构; 广义双重差分

中图分类号: F202 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)05-0043-18

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.05.004

“Deleveraging” Policy and Enterprise Innovation: Evidence from Generalized Difference in Difference Model

WANG Guijun¹, ZHANG Hui², TANG Yuxuan³

(1. School of Humanities and Social Sciences, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China;
2. School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China; 3. International Development Cooperation Academy,
Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 200336, China)

Abstract: In order to prevent the negative impact of excessive leverage on the high-quality development of enterprises, the central government issued the “Opinions of the State Council on Actively and Steadily Reducing Enterprise Leverage Ratio” in 2016. Taking this as a quasi-natural experiment, this paper uses the generalized difference in difference model to investigate the impact of the “deleveraging” policy on enterprise innovation. The research finds that, first, the “deleveraging” policy has significantly promoted enterprise innovation in terms of patents output. Second, the promoting effects of “deleveraging” policy derive from improving operational performance and optimizing enterprise debt structure. Third, the “deleveraging” policy stimulates enterprises’ innovation for both SOEs and non-SOEs. The promotion for SOEs innovation is mainly achieved by optimizing the debt structure, but promotion for non-SOEs innovation can be achieved through both improving the performance and optimizing the debt structure. The conclusion not only supports the effectiveness of supply side structural reform from the perspective of innovation, but also enriches the research

收稿日期: 2022-11-01

基金项目: 教育部哲学社会科学重大项目“建设现代化经济体系的路径与策略研究”(18JZD029); 国家社会科学基金重大项目“货币政策分配效应与缩小收入和财富差距的有效路径研究”(20&ZD105); 教育部哲学社会科学重大项目“数字化时代世界资本主义新变化新问题研究”(22JZD006)

作者简介: 王桂军, 男, 助理教授, 经济学博士, 主要从事企业创新研究; 张辉, 男, 教授, 博士生导师, 理学博士, 主要从事中国特色社会主义政治经济学研究; 唐毓璇(通讯作者), 女, 助理研究员, 经济学博士, 主要从事世界经济研究。

on the mechanism of impact of leverage ratio on enterprise innovation.

Key words: “deleveraging” policy; enterprise innovation; operational performance; debt structure; generalized difference in difference model

一、引言

受2008年国际金融危机的波及,中国杠杆率持续攀升。宏观层面,中国杠杆率在2009年出现跳跃式攀升,之后持续增长,截至2015年实体经济部门的杠杆率已高达227.3%,且未出现明显的缓和趋势(图1)。^①高企的宏观杠杆率已然影响到了中国经济的平稳发展,引发了学界和业界的普遍担忧。微观层面,通过整理计算中国上市公司的已获利息倍数发现,2010年以来已获利息倍数小于1的上市公司占比呈明显的上升趋势,2015年该比重已经超过10%,^②这意味着中国“债务—投资”的微观运行机制受阻,大量企业陷入了“资产负债表恶化”的困局。正因如此,2015年12月召开的中央经济工作会议部署了“三去一降一补”政策,随后于2016年10月出台《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》(国发〔2016〕54号,以下简称《意见》),明确把“去杠杆”作为供给侧结构性改革的重要工作任务。此次“去杠杆”政策旨在通过可控方式和可控节奏积极改善债务结构、增加权益资本比重,以降低金融深化风险,保证经济持续健康发展。那么,其成效如何?本文将从微观层面的企业创新视角展开系统考察。

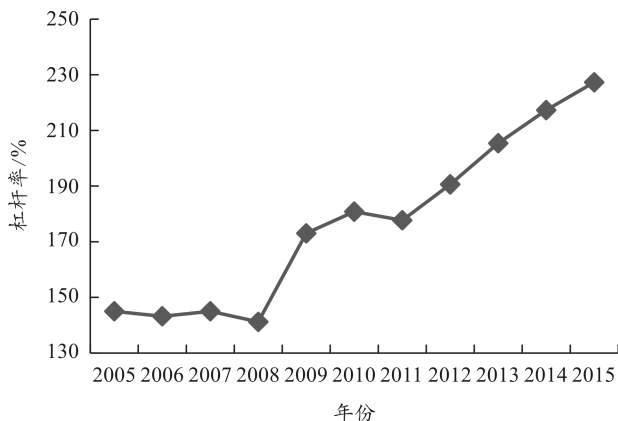


图1 实体经济部门杠杆率趋势

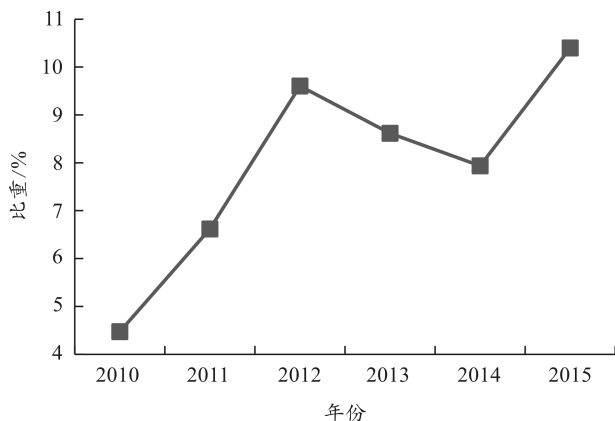


图2 已获利息倍数小于1的上市公司占比趋势

研究“去杠杆”政策,一个绕不开的话题是杠杆率对经济发展的影响。早期的金融深化理论普遍肯定了杠杆率对经济增长的积极作用,认为杠杆率可以通过改善公司治理水平促进资金的有效配置,从而有利于宏观经济增长^[1]。然而,2008年国际金融危机的爆发让学界对杠杆率产生了更深层的认识,学者们开始更加客观地评价杠杆率上升带来的经济后果。比如,Schularick 和 Taylor(2012)、Elekdag 和 Wu(2013)等学者认为,杠杆率持续攀升通常是金融危机发生的征兆^[2-3];Rousseau 和 Wachtel(2011)、Arcand 等(2015)强调适度的杠杆率才能促进经济增长,杠杆率过高会因降低金融深化的有效性而拖累经济发展^[4-5];Reinhardt 和 Rogoff(2010)则明确提出了杠杆率的合理阈值,认为杠杆率超过阈值会触发恶性循环而导致经济衰退^[6];刘晓光等(2018)更加全面地分析了杠杆率对经济增长的影响,认为杠杆率对经济增长的影响会因为发展阶段和债务类型的不同而表现出异质性^[7]。由此来看,如今学者对宏观杠杆率的经济效应已经有了较为全面的认识,充分意识到了杠杆率过高的危害和杠杆率合理区间对经济增长的重要性。

^①数据来源于中国社会科学院发布的历年《中国杠杆率报告》。

^②数据通过 WIND 数据库整理计算而得,企业已获利息倍数指企业息税前利润与利息费用的比率,用以衡量企业偿付借款利息的能力。

然而,目前从微观层面考察杠杆率影响企业表现的研究仍然有待深入探讨,既有文献多集中于对金融机构杠杆率的研究,少有学者考察非金融部门的杠杆率^[8]。至于直接研究杠杆率影响企业创新的文献则更为稀少,本文检索到的几篇研究中,Billings 和 Fried(1999)、汪晓春(2002)认为企业负债比例与 R&D 投资负相关^[9-10];Chiao(2002)发现,非高新技术企业的杠杆率可以有效促进企业的 R&D 投入^[11];王玉泽等(2019)则认为杠杆率与企业创新之间呈倒“U”型关系,杠杆率对企业创新的促进效应存在最大阈值^[12]。可见,学界关于杠杆率对企业创新的研究至今仍然没有形成较为规范的分析框架,相关学者的观点亦是各执一词。造成这一现象的原因,一方面来自不同文献之间研究样本和研究区间的差异,另一方面则主要是杠杆率作为企业的综合性指标存在较强的内生性,直接以企业杠杆率对企业行为进行回归很难得到无偏一致的估计。因此,研究杠杆率与企业创新的因果关系最有效的途径是寻找合理的外生冲击,利用准自然实验的方法进行估计。中央人民政府于2016年出台的《意见》便是一个不错的选择。以此为准自然实验进行研究,不仅可以有效避免杠杆率的强内生性问题,而且可以兼顾对“供给侧结构性改革”这一国家顶层战略的探讨与思考。可惜的是,目前关于“去杠杆”政策的自然实验研究同样“捉襟见肘”。究其原因,主要在于“去杠杆”政策于2016年在全国范围内实施,无法找到受政策影响的处理组和不受政策影响的控制组,因此不能利用传统的双重差分模型进行考察。其实,虽然无法在“去杠杆”政策中划分出处理组和控制组,但因为不同企业存在不同的杠杆率,那些杠杆率本来就在合理区间的企业自然不会受到“去杠杆”政策的影响。这一事实为广义双重差分的有效使用提供了空间。基于此,本文在理论分析的基础上,利用目前学界比较前沿的广义双重差分法(difference in difference, DID)考察“去杠杆”政策对企业创新的影响效应及其传导机制。

理论研究“去杠杆”政策是否作用于企业创新,厘清企业创新的影响因素是关键。单从企业内部来看,企业规模、股权制度以及管理者才能都是影响企业创新的重要因素^[13-17],但企业创新成功的关键在于是否有足够的资金予以支持。因此,融资约束被认为是影响企业创新的核心要素^[18-19]。虽然从表面上看,强行“去杠杆”会给企业的外部融资产生负向冲击,从而加剧企业的融资约束。但事实上是,企业创新因其风险大、周期长和收益高度不确定等特殊特性,很难获得外部专项融资,研发投入通常来源于企业内部资金^[20],而企业内部资金的获得则主要来源于经营绩效。由此来看,阻断外部融资对企业创新的直接抑制效应有限,反倒是“去杠杆”政策给企业带来的其他良性冲击可能会因为提高企业经营绩效而有效促进企业创新。此外,企业创新与否实则为企业管理者的决策表现。当企业的财务风险较大时,企业管理者往往会做出保守经营的决策,不倾向于进行周期长、风险大的创新活动。已有研究指出,“短债长用”长期是中国企业债务的结构性问题,如果“去杠杆”政策能够兼顾解决企业“短债长用”的问题,则亦有可能通过提高管理者的创新意愿促进企业创新。基于上述思路,本文在考察“去杠杆”政策与企业创新关系的同时,兼顾分析和论证其中的作用机理,以厘清“去杠杆”政策影响企业创新的作用路径,丰富本文的逻辑框架。

实证考察“去杠杆”政策的经济后果,政策冲击的无偏量化是难点。现有研究一般利用当期资产负债率与前一期的差值来确定企业是否“去杠杆”^[21-22]。这种量化方法具有其科学性,但客观来讲,资产负债率的变化对企业“去杠杆”行为的解释存在局限性。一方面,资产负债率的两期差值有可能是企业到期还款和新增贷款等常规经营行为所致,从而不能对“去杠杆”做出有力解释;另一方面,直接利用资产负债率差值进行回归存在较强的内生性问题,如果不加以解决或工具变量选择不当则很有可能造成估计偏误。正如前文所述,本文独辟蹊径地以中央人民政府2016年出台的《意见》为研究对象,选择政策前后各四年(2012—2019年)的研究样本,利用基于准自然实验思想的广义 DID 对“去杠杆”政策的创新效应进行考察。相较于已有研究,本文的边际贡献主要体现在:

第一,在新发展格局下,畅通国内大循环是关键,而生产环节是国内大循环的起点和基础。本文全面系统地考察“去杠杆”政策对企业创新的影响,发现供给侧结构性改革框架下的“去杠杆”政策同时提高了国有企业和非国有企业的创新水平,这为继续以供给侧结构性改革为主线实现生产端升级,有效打通国内大循环提供了学理支持。

第二,借助“准自然实验”的思想,本文将传统 DID 模型拓展到广义 DID 模型考察“去杠杆”政策与企

业创新之间的因果关系,并进行了平行趋势检验、工具变量法、传统 DID、置换代理变量和排除其他宏观政策干扰等多种稳健性检验。这既保证了对核心解释变量内生性问题的控制,又避免了传统“去杠杆”政策指标的选择性偏误,从而为研究“去杠杆”开拓了一条新的路径。

第三,与单方面考察“去杠杆”政策的分析视角不同,本文将企业的创新融资约束和债务结构融入统一的分析框架,识别出“去杠杆”政策促进企业创新的两条路径:一方面,“去杠杆”政策通过改善经营绩效缓解了企业的创新融资约束,从而有效促进了企业创新;另一方面,以优化债务结构为目标的“去杠杆”政策如期地降低了企业的“短债长用”程度,从而充分激发了企业的创新热情。以上路径分析不仅有助于厘清“去杠杆”政策影响企业创新的作用机理,而且也可以在一定程度上补充既有文献的不足,丰富与“去杠杆”相关的学理研究。

第四,基于产权性质的异质性分析发现,“去杠杆”政策虽然同时促进了国有企业和非国有企业创新,但作用路径有所差异,对国有企业创新的促进效应主要依靠优化债务结构实现,对非国有企业创新的促进效应则可同时通过提高经营绩效和优化债务结构实现。这一作用路径的异质性意味着,一方面,相较于非国有企业,国有企业具有天然的产权优势,存在较小的创新融资约束;另一方面,相比提高经营绩效,优化债务结构表现出了更强的机制效应。这些信息为政府后续“去杠杆”政策的优化与调整提供了重要的政策启示。

二、理论分析与研究假说

杠杆率与企业表现特别是企业创新的关系并没有定论。本文重在考察2016年中央政府推出的“去杠杆”政策对企业创新的影响,认为有必要依托政策实施宗旨,结合杠杆率和企业创新的经典理论综合分析其中的作用机理。具体而言,基于“去杠杆”政策旨在增加企业权益资本比重和改善企业债务结构的政策事实,本文尝试从企业内部融资约束和债务结构入手,理论分析“去杠杆”政策影响企业创新的作用机理,并以此提出研究假说予以检验。

受2008年国际金融危机波及,中国经济增长由高速增长阶段步入了中高速增长的高质量发展阶段,过去“以量扩张”的发展弊端逐渐凸显,加之服务业贸易逆差的迅速增长,国内经济生产端与消费端逐渐出现错位和脱节。基于此背景,2015年11月10日,中央财经领导小组第十一次会议首次提出“供给侧结构性改革”战略构想,并于同年12月的中央经济工作会议上强调供给侧结构性改革的工作重点在于“去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板”五大任务。随后,国务院于2016年10月正式出台《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》。自此,“去杠杆”成为“十三五”规划期间的重要经济工作任务之一。《意见》强调,要充分利用市场手段并发挥政府作用,通过“推进兼并重组、完善现代企业制度、强化自我约束、盘活存量资产、优化债务结构”,积极增加权益资本比重,有序降低企业杠杆率,以“助推经济转型升级和优化布局,为经济长期持续健康发展夯实基础”。从政策精神来看,降低企业杠杆只是手段,强化产业才是根本目的。因此,有理由相信,“去杠杆”政策可从多方面助力企业发展,从而有效促进企业创新。有鉴于此,本文首先提出研究假说 H1,然后从学理上进行论证。

H1:“去杠杆”政策可以显著地促进企业创新。

(一) “去杠杆”政策、经营绩效与企业创新

《意见》强调坚持“市场化原则”和“统筹协调原则”,把“推进兼并重组”“建立规范现代企业制度、完善公司治理结构、强化自身约束机制”作为去杠杆的根本途径。由此而知,此次“去杠杆”政策并非“一刀切”地强制降低企业资产负债率,而是遵循市场规律,将“去杠杆”建立在企业健康发展基础之上,积极稳妥地增加企业权益资本比重。这样,“去杠杆”政策便可以在将企业杠杆率降到合理区间的同时通过多条途径提高企业的经营绩效,从而有效缓解创新融资约束,进而促进企业创新。

第一,最初的 MM 理论强调负债经营的“税盾”收益,因此认为杠杆率有益于企业经营绩效的提

高^[23]。但之后的权衡理论更加客观地评价了杠杆率与企业经营绩效的关系,认为负债经营虽然可以利用抵税效应提高企业经营绩效,但过高的杠杆率也会加大企业破产和债务违约风险,提高债权人风险补偿溢价等债务成本,从而会抵消“税盾”收益,对企业的经营绩效产生负面影响^[24-25]。因此,“去杠杆”政策可以通过降低债务成本提高企业经营绩效。第二,在中国市场环境下,企业投资虽然主要来源于债务融资,但过高的杠杆率也可能使企业丧失投资效率,从而弱化企业的经营绩效。这是因为,一方面,高杠杆率企业往往会出现过度投资现象^[26],而低效率是过度投资的基本特征;另一方面,高杠杆也会提高企业道德风险,导致企业丧失优质投资项目,从而引发更低的投资效率^[27]。因此,“去杠杆”政策亦可以通过改善投资效率提高企业的经营绩效。第三,“去杠杆”政策还可以通过引导企业兼并重组提高企业的经营绩效。一方面,企业兼并重组不仅可以降低企业的单位生产成本,而且可能增加企业的产品类别,从而通过规模效应提高企业的经营绩效^[28-29];另一方面,兼并重组能够整合双方优质资源实现“协同效应”,从而强化企业的盈利能力^[30-31];此外,企业也可以借助兼并重组扩张市场势力,通过提高行业竞争力来提高经营绩效^[32]。

对于企业创新而言,预留足够的资金予以支持是关键。然而,由于跨期长、失败率高和收益不确定等特殊特性,企业创新很难通过外部融资进行,主要依靠企业自身盈利资金支持^[20]。因此,企业自身的经营绩效是制约企业创新的核心因素^[18]。通过以上分析可知,“去杠杆”政策很有可能会通过降低债务成本、提高投资效率和推动兼并重组等多条路径提高企业的经营绩效,因此很有可能会由此而进一步对企业创新产生正向激励。据此,本文提出研究假说 H2:

H2:“去杠杆”政策可以通过提高企业经营绩效显著地促进企业创新。

(二) “去杠杆”政策、债务结构与企业创新

2008年金融危机之后中国微观杠杆率的问题不仅在于高企的资产负债率,而且还混合着企业债务结构不合理的问题。如图3所示,2008年以来中国规模以上工业企业的流动负债占比长期高于流动资产占比。^①这意味着,中国企业普遍存在“负债—资产”期限错配问题,相当大比例的企业长期负债不足,难以支撑企业大规模的长期投资,企业不得已选择“短债长用”模式来维持企业的发展投资需求^[8]。从银行角度来看,银行出于自身风险规避和贷款额度考核的双重目的也更倾向于向企业发放短期贷款^[33],这一问题在中国金融体系不健全的环境中表现尤为突出。因此,“短债长用”实则是企业迫不得已选择的替代机制,而非企业主观上的非理性选择。“短债长用”虽然暂时缓解了企业融资问题,但同时也会使得企业不敢尝试风险大、跨期长的研发投资项目,从而对企业的创新意愿产生抑制效应。此外,“短债长用”还可能会加大企业经营难度,提高企业财务成本,并有可能引发债务风险^[34-35],从而对企业研发投入产生严重的“挤出效应”。

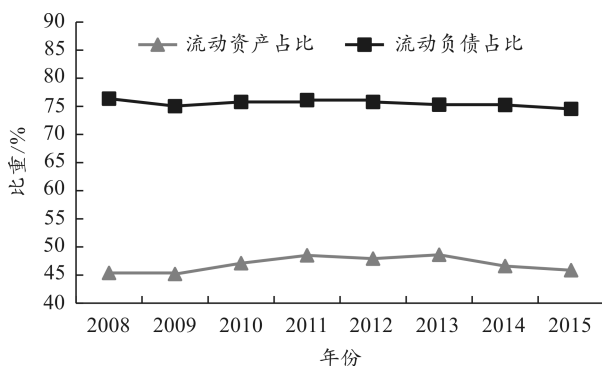


图3 中国规模以上工业企业资产负债期限错配情况

综上所述,“短债长用”问题显然是中国企业创新能力不足的重要原因之一。因此,缓解“短债长用”问题很有可能会激发企业创新热情,提高企业的创新投入。2016年的“去杠杆”政策是对金融行业和非金融行业同时发力的金融改革政策。一方面,鼓励银行机构以市场化、法制化方式积极开展债权转股权;另一方面,支持企业债券产品创新,鼓励企业在风险可控的前提下利用债券市场提高直接融资比重,优化企业债务结构。银行债转股和债券融资都属于企业长期融资范畴,因此有理由相信,“去杠杆”政策的有效实施很有可能会解决企业“短债长用”的难题,有效激发企业的创新热情,从而提高企业的创新水平。因此,本文提出研究假说 H3:

^①数据整理自 Wind 数据库,流动资产占比 = 流动资产/资产总额,流动负债占比 = 流动负债/负债总额。

H3:“去杠杆”政策可以通过缓解“短债长用”问题显著地促进企业创新。

综上,本文基本厘清了“去杠杆”政策促进企业创新的作用路径。如图4所示,一方面,“去杠杆”政策可以通过提高企业经营绩效降低企业的创新融资约束从而促进企业创新;另一方面,“去杠杆”政策还可以通过优化“短债长用”的债务结构激发企业创新意愿从而促进企业创新。

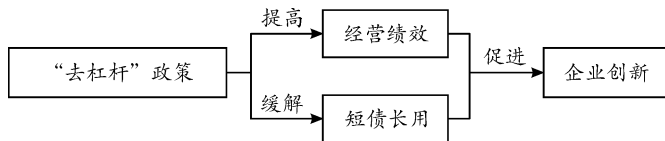


图4 “去杠杆”政策影响企业创新的传导路径

(三) “去杠杆”政策、产权优势与企业创新

现有研究指出,相较于非国有企业,国有企业拥有更高的杠杆率^[36],因此去国有企业杠杆成为此次“去杠杆”政策的重头戏。一方面,《意见》鼓励“国有企业通过出让股份、增资扩股、合资合作等方式引入民营资本”;另一方面,《意见》也特别强调要“强化国有企业降杠杆的考核机制”,“统筹运用政绩考核、人事任免、创新型试点政策倾斜等机制”积极推进国有企业降杠杆和优化债务结构工作。因此,此次“去杠杆”政策预期会有效降低国有企业的杠杆率,从而通过降低债务成本、提高投资效率等路径提高国有企业绩效。但需要指出的是,一方面,由于承担了更多的政策性任务,国有企业在出现经营亏损时往往会受到政府的隐性担保^[37-38];另一方面,与非国有企业相比,国有企业从事了更多的基础性研究,具有更强的知识溢出效应^[39],从而也更容易获得政府补贴、税收优惠等扶持政策的倾斜。由此来看,国有企业具有天然的“预算软约束”优势,不会存在严重的创新融资约束问题。因此,本文认为“去杠杆”政策虽然能够提高国有企业的经营绩效,但并不会因此促进国有企业创新。

那么,“去杠杆”政策是否会通过优化债务结构促进国有企业创新?“短债长用”意味着企业存在更高的财务成本和经营风险,虽然国有企业拥有政府的隐性担保,但出于晋升期望,国企高管们也不会置企业陷入经营困境而不顾。因此,在“短债长用”问题较为严重的情况下,国企高管更可能倾向于将因产权优势获得的“额外收益”用于按时偿还高昂的不断滚动的短期贷款利息,而非跨期长、见效慢的创新投资项目。由此而知,与非国有企业相同,“短债长用”问题同样会对国有企业的研发投入产生“挤出效应”。基于此,本文认为,“去杠杆”政策可以通过优化债务结构同时提高国有企业和非国有企业的创新水平。综上,本文提出研究假说 H4:

H4:“去杠杆”政策可以同时促进国有企业和非国有企业创新,但作用路径有所不同,促进国有企业创新主要通过优化债务结构实现,而促进非国有企业创新则可同时通过提高经营绩效和优化债务结构实现。

三、实证策略

(一) 政策识别

研究“去杠杆”问题,政策的有效识别是难点。既有文献一般基于资产负债率的变化衡量企业是否存在“去杠杆”行为^[21-22],客观来讲,资产负债率的变化对企业“去杠杆”行为和政府“去杠杆”政策的解释存在局限性。这是因为,当期资产负债率小于前期有可能是因为企业到期还款这一常规性的经营行为所致,而不是主动地响应“去杠杆”政策。此外,直接利用企业实际的资产负债率作为核心解释变量也会遇到比较严重的内生性问题,如果处理不好很容易造成有偏估计。有鉴于此,本文尝试寻找独立于企业的、涉及“去杠杆”的政策性文件并利用 DID 模型进行估计,这既可以准确地刻画“去杠杆”政策,又可以最大限度地降低内生性问题。在中央政府2015年提出“三去一补一降”政策之后,《意见》随即于2016年迅速出台。《意见》出台时间快,政策力度强,对于企业而言基本满足外生性冲击,这为本文利用 DID 模型估计“去杠

杆”政策的创新效应提供了机会。

利用 DID 模型研究“去杠杆”政策面临的另一个难题是政策冲击的辨别。传统 DID 的思想在于寻找受政策影响的处理组和不受政策影响的控制组,通过比较两组样本政策前后差异确定政策的净效应。然而,《意见》并没有规定企业是否“去杠杆”的杠杆率标准,因此很难确定哪些企业受影响或不受影响。有鉴于此,本文尝试借鉴 Bai 和 Jia(2016)在研究中国科举制度废除对政治稳定性影响时的思路^[40],将传统 DID 模型中的处理分组变量由0—1型推广为连续型,^①利用广义 DID 模型展开考察。这即可以规避主观选择处理组对实际政策效应的估计偏误,又可以充分利用 DID 模型的工作原理降低潜在的内生性问题。

有研究指出,企业是否“去杠杆”与其是否存在过度负债高度相关^[36]。大量实践经验和公司理论证明,企业存在目标负债率或最优负债率^[41-43]。甚至在不同的企业之间以及同一企业的不同时期,目标负债率均可能不同^[36]。企业偏离目标负债率运行则会导致企业过度负债或负债不足。其中,过度负债是指企业实际负债率高于目标负债率。企业过度负债经营会造成一系列的不良后果^[44],以《意见》为标准的“去杠杆”政策并不是一味地降低企业负债,而是引导企业降低过度负债,以在目标负债率范围内经营。如此来看,“去杠杆”政策对那些过度负债程度大的企业冲击将更强,而对实际负债率在目标负债率范围内的企业冲击将较小。因此,企业过度负债程度是刻画“去杠杆”政策冲击强度的合理代理变量。

本文首先参考 Harford 等(2009)、陆正飞等(2015)的做法^[45,36],通过模型(1)分行业、分年度地估算企业的目标负债率,然后利用企业实际负债率与目标负债率的差值刻画企业的过度负债程度。

$$\begin{aligned} lev_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 nature_{i,t-1} + \alpha_2 roa_{i,t-1} + \alpha_3 indlev_{i,t-1} + \alpha_4 growth_{i,t-1} + \\ & \alpha_5 fa_{i,t-1} + \alpha_6 size_{i,t-1} + \alpha_7 shareholder_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示企业和年份; lev 表示企业资产负债率; $nature$ 表示企业产权性质,国有企业取1,非国有企业取0; roa 表示企业总资产报酬率; $indlev$ 表示企业资产负债率的行业中位数; $growth$ 表示企业总资产增长率; fa 表示企业固定资产占比; $size$ 表示企业规模,等于企业资产总额的自然对数; $shareholder$ 表示第一大股东持股比例; ε 表示随机扰动项。

(二) 计量模型与变量定义

1. 基准模型。为了考察“去杠杆”政策对企业创新的影响,本文具体设计如下广义 DID 模型:

$$innov_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (treat_{i,t} \times post_{i,t}) + \beta_2 x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (2)$$

其中, $innov$ 表示企业创新。目前关于企业创新的衡量缺乏一致性,较为主流的指标有企业专利数量、新产品产值以及研发支出等。其中,研发支出作为创新投入变量并不能反映企业的创新产出能力,而新产品产值又不被上市公司所披露。因此,本文具体采用专利申请数量刻画企业创新,并在之后置换为专利授权数量和研发投入进行稳健性检验。中国知识产权局统计的三类专利中,发明专利的研发和申请难度最大,技术复杂程度也最高,因此可视为企业的创新质量,实用新型和外观设计专利的申请则表示了企业对创新数量的追求^[46]。因此,本文主要以发明专利刻画企业创新,并利用实用新型和外观设计两类专利加以辅助检验。

$treat$ 表示处理分组,代表企业所受“去杠杆”政策冲击强度,具体以企业过度负债程度衡量,计算过程如前文所述。 $post$ 表示时间分组,代表政策冲击时间。虽然《意见》于2016年底出台,但自“三去一补一降”政策推出之后,中央政府和地方政府便逐步开始实施“去杠杆”政策,因此本文将2016年作为政策冲击时间,2016年之前 $post$ 取0,2016年及以后 $post$ 取1。 x 表示控制变量组,具体包括企业规模($size$)、企业年龄(age)、政府补贴(sub)、企业价值($value$)、成长能力($growth$)、现金流量($cashflow$)和股东结构($shareholder$)等企业层面的特征变量; μ_i 表示企业个体固定效应,用以控制不随时间变化的企业固有特征; δ_t 表示时间固定效应,用以控制随时间变化的全国性外部冲击; ξ 表示随机干扰项。所有变量及其定义参见表1。

^①1906年全国范围内废除科举,所以找不到不受影响的省份,但根据每个省份科举名额的配比即可获得废除科举对不同省份的不同影响,此时将科举名额配比作为处理分组便是连续型变量。

2. 中介效应模型。在理论分析部分,本文认为经营绩效和“短债长用”程度是“去杠杆”政策影响企业创新的中介变量。参考周京奎等(2020)的做法^[47],本文具体利用“三步法”进行中介效应检验,模型设计如下:

$$innov_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (treat_{i,t} \times post_{i,t}) + \beta_2 x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (3)$$

$$medvar_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 (treat_{i,t} \times post_{i,t}) + \lambda_2 x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (4)$$

$$innov_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 (treat_{i,t} \times post_{i,t}) + \chi_2 medvar_{i,t} + \chi_3 x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (5)$$

其中, *medvar* 表示中介变量,具体包括企业的经营绩效和“短债长用”程度。盈利能力的高低是企业经营绩效的直观体现,因此本文具体以企业的总资产报酬率(*roa*)刻画经营绩效。“短债长用”程度(*sdlu*)则参考刘晓光和刘元春(2019)的做法^[8],利用企业短期负债占比与短期资产占比之差表示,差值越大表示“短债长用”程度越强。^①模型(3)~(5)中的其他变量与模型(2)定义相同,中介效应由系数 λ_1 和 χ_2 决定。根据理论预期,当 *medvar* 表示以企业盈利能力为代理变量的经营绩效时, λ_1 和 χ_2 应该显著为正;当 *medvar* 表示以企业短期负债占比与短期资产占比差值为代理变量的“短债长用”程度时, λ_1 和 χ_2 应该显著为负。主要变量定义参见表1。

表1 主要变量定义

变量	符号	定义
发明专利申请数量	<i>patent_invia</i>	发明专利申请数量+1的自然对数
实用新型专利申请数量	<i>patent_umia</i>	实用新型专利申请数量+1的自然对数
外观设计专利申请数量	<i>patent_desia</i>	外观设计专利申请数量+1的自然对数
企业规模	<i>size</i>	企业总资产的自然对数
企业年龄	<i>age</i>	企业经营年限的自然对数
政府补贴	<i>sub</i>	企业所得政府补贴的自然对数
企业价值	<i>value</i>	企业托宾 <i>Q</i> 值
成长能力	<i>growth</i>	企业总资产增长率
现金流量	<i>cashflow</i>	企业经营活动产生的现金流量净额与营业收入的比值
股东结构	<i>shareholder</i>	企业第一大股东持股比例
经营绩效	<i>roa</i>	企业盈利能力,具体以总资产报酬率表示
短债长用	<i>sdlu</i>	企业短期负债占比与短期资产占比的差值,差值越大,“短债长用”程度越高

(三) 数据来源与描述性统计

本文选择2012—2019年的A股上市公司数据作为研究样本。企业专利数据通过中国知识产权局网站整理而得;计算过度负债程度的企业特征数据以及其他财务数据均整理自国泰安数据库。根据研究企业创新相关文献的普遍做法,本文剔除了金融类以及样本期内专利申请数量始终为0的上市公司样本,并对所有连续型变量进行1%的Winsor缩尾处理。最终,本文得到2012—2019年间2377家企业14807条观测值。

表2汇报了主要变量的描述性统计特征。不难发现,发明(*patent_invia*)、实用新型(*patent_umia*)和外观设计(*patent_desia*)三类专利申请数量的均值依次降低,这说明样本期间企业的专利产出以创新性最强的发明专利为主,基础创新能力较强。此外,发明专利申请数量(*patent_invia*)的均值为1.356,标准差为1.327,最小值为0,中位数为1.099,最大值为8.612,这说明样本期内创新水平在企业之间存在较大差异,其他中介变量和控制变量也表现出了这一特征,这为本文利用广义DID模型估计“去杠杆”政策的创新效应提供了很好的实证素材。

^①“短债长用”是企业债务与资产的期限结构错配问题。在企业中,短期负债占负债总额的比重大于短期资产占资产总额的比重意味着,企业长期负债较少,需要不断滚动短期债务以支持长期投资,这不仅会引发企业的流动性风险,而且会阻碍企业长期发展。因此,“短期负债占比—短期资产占比”的差越大,表示企业“短债长用”程度越高。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>patent_invia</i>	14807	1.356	1.327	0.000	1.099	8.612
<i>patent_umia</i>	14807	1.195	1.374	0.000	0.693	8.192
<i>patent_desia</i>	14807	0.449	1.009	0.000	0.000	6.568
<i>size</i>	14807	21.867	1.190	19.842	21.686	26.358
<i>age</i>	14807	2.649	0.646	0.000	2.773	3.434
<i>sub</i>	14807	16.142	2.240	0.000	16.252	22.736
<i>value</i>	14807	1.991	1.223	0.000	1.630	7.755
<i>growth</i>	14807	0.187	0.343	-0.277	0.088	2.012
<i>cashflow</i>	14807	0.000	0.013	-0.096	0.001	0.049
<i>shareholder</i>	14807	0.340	0.144	0.084	0.321	0.738
<i>roa</i>	14807	0.050	0.067	-0.237	0.043	0.256
<i>sdlu</i>	14807	0.357	0.226	-0.245	0.356	0.893

四、实证结果与稳健性检验

(一) 基准结果与分析

表3汇报了“去杠杆”政策是否影响企业创新的基础回归结果。其中,被解释变量依次为发明、实用新型和外观设计三类专利的申请数量,所有回归均同时控制了企业个体固定效应和年度固定效应,第(1)一(3)列与第(4)一(6)列的区别在于是否纳入企业层面的特征变量。可以看出,在不纳入特征变量的回归结果中,交乘项的系数均在1%的水平上显著为正;当加入可能影响企业创新的特征变量之后,交乘项的系数值和显著性水平均无较大变化。这些信息说明,“去杠杆”政策实施之后,企业三类专利的申请数量均得到了显著提升。换言之,“去杠杆”政策显著地促进了企业创新,这种促进效应不仅表现在创新数量(实用新型和外观设计专利)上,而且表现在创新质量(发明专利)上。因此,研究假说 H1得证。

表3 基准回归结果

	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat × post</i>	0.018 *** (0.003)	0.018 *** (0.003)	0.007 *** (0.002)	0.018 *** (0.003)	0.018 *** (0.003)	0.008 *** (0.003)
<i>size</i>				0.068 *** (0.023)	0.034 (0.024)	0.001 (0.017)
<i>age</i>				-0.412 *** (0.123)	-0.190 (0.124)	0.201 ** (0.089)
<i>sub</i>				0.021 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)	0.009 ** (0.004)
<i>value</i>				-0.013 (0.008)	0.001 (0.008)	0.002 (0.006)
<i>growth</i>				-0.027 (0.023)	-0.010 (0.023)	0.019 (0.016)
<i>cashflow</i>				0.654 (0.568)	0.756 (0.573)	-0.030 (0.413)
<i>shareholder</i>				-0.040 (0.140)	0.004 (0.141)	0.424 *** (0.101)
企业固定效应	√	√	√	√	√	√
年度固定效应	√	√	√	√	√	√
<i>Cons</i>	1.289 *** (0.021)	1.293 *** (0.021)	0.451 *** (0.015)	0.538 (0.567)	0.740 (0.572)	-0.353 (0.412)
<i>N</i>	14807	14807	14807	14807	14807	14807
<i>Adj-R²</i>	0.036	0.146	0.021	0.040	0.147	0.023

注: *、**和 *** 分别表示在10%、5%和1%上的统计显著性水平下显著,括号内为标准误,下表同。

(二) 平行趋势检验

利用 DID 模型进行政策效应估计,需要对处理组和控制组在政策前是否满足平行趋势进行检验。检验平行趋势的方法一般分为两种:一种是通过绘制处理组和控制组企业被解释变量年均值的变化趋势图,直观地对比两组企业是否满足平行变化趋势^[48];另一种是通过考察政策前处理变量与各年份虚拟变量的交乘项是否显著判断两组企业是否满足平行变化趋势^[49-50]。目前来看,第二种方法更为流行,它同时可以用于传统 DID、渐进式 DID 和广义 DID 的平行趋势检验。本文利用广义 DID 进行估计,并未明确划分处理组和控制组,因此只能利用第二种方法进行检验。参照此方法的工作原理,本文具体设计模型(6)进行考察。

$$innov_{i,t} = \kappa_0 + \sum_{t=2012}^{t=2019} \kappa_t (treat_{i,t} \times year_t) + \kappa_2 x_{i,t-1} + \mu_i + \delta_t + \xi_{i,t} \quad (6)$$

其中, $year_t$ 表示2012—2019年各年度的虚拟变量,当年取值为1,其他年份取值为0;其他各变量与模型(2)定义相同。图5(a)、(b)和(c)分别呈现了以发明、实用新型和外观设计三类专利申请数量作为被解释变量的平行趋势图。其中,横轴表示年份,纵轴表示处理分组与年度虚拟变量交乘项 $treat \times year_t$ 的系数。不难发现,在“去杠杆”政策实施之前(2012—2015年)交乘项 $treat \times year_{2012}$ 、 $treat \times year_{2013}$ 、 $treat \times year_{2014}$ 和 $treat \times year_{2015}$ 的系数均不显著异于0。这说明,样本企业创新水平在“去杠杆”政策实施之前满足平行变化趋势。因此,从平行趋势这一前提条件来看,本文广义 DID 的估计结果是有效的。进一步来看,以发明专利作为被解释变量时,“去杠杆”政策之后各交乘项的系数均为正且均显著异于0,而在以实用新型和外观设计作为被解释变量的回归中,政策之后均出现了交乘项系数不显著异于0的年份。结合表3的基准回归结果不难得出以下结论:“去杠杆”政策确实促进了企业创新,而且更能促进企业的创新质量。

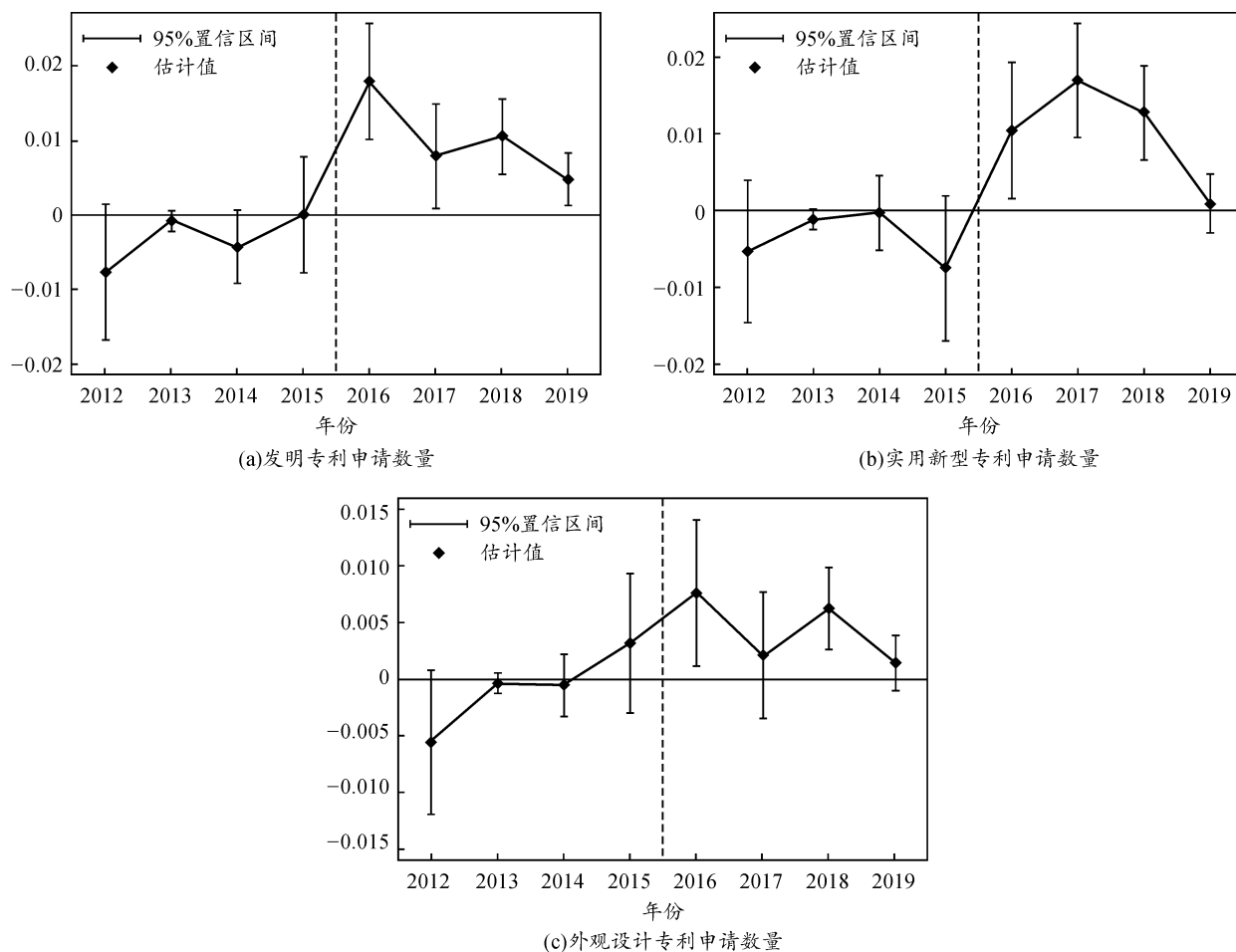


图5 平行趋势检验

(三) 内生性问题:工具变量法

除了需满足平行变化趋势外,利用 DID 模型进行估计还需要政策保持外生性,也即政策实施应满足“准自然实验”要求。“去杠杆”政策在短时间内出台,理论上讲企业无法迅速降低杠杆率以规避政策冲击。因此对于微观企业而言,“去杠杆”政策基本满足外生性要求。然而,“去杠杆”政策同时在全国范围内实施且没有明确规定是否“去杠杆”的企业杠杆率标准。因此,本文利用企业过度负债程度刻画政策冲击强度并利用广义 DID 法展开研究,这便使得处理分组变量(*treat*)与企业创新(*innov*)之间可能存在“逆向因果”关系,从而导致模型(2)出现内生性问题,本文具体利用工具变量法对此进行解决。模型(2)中的内生变量为政策冲击强度 *treat*,以企业过度负债程度衡量。因此,最合适的工具变量应满足能够影响企业过度负债程度但无法直接影响企业创新的前提条件。首先,参考一般文献的做法^[51-52],本文利用过度负债程度行业层面的均值作为 *treat* 的工具变量。一方面,行业层面的过度负债程度由行业内所有企业过度负债程度加总而得,其均值必然与企业层面的过度负债程度相关;另一方面,作为中观层面的行业指标,又不会对微观层面的企业创新产生系统性影响。因此,行业层面的过度负债程度均值满足工具变量的选取要求。其次,Wooldridge(2010)指出,大样本回归中增加工具变量个数可以提高估计结果的准确性^[53]。因此本文进一步引入了第二个工具变量,具体参考 Lewbel(1997)、杨洋等(2015)的做法^[54-55],利用 $(\overline{innov} - \overline{innov}) \times (\overline{treat} - \overline{treat})$ 作为 *treat* 的第二个工具变量。^①

表4汇报了工具变量法的回归结果。首先,在工具变量有效性的检验中,*Anderson canon. corr. LM* 统计量的 *p* 值远小于0.1,*Cragg-Donald Wald F* 统计量均大于对应的 Stock-Yogo 临近值19.93,这说明本文选择的工具变量不存在识别不足和弱工具变量的问题。其次,从回归结果来看,在对以发明、实用新型和外观设计三类专利申请数量为被解释变量的回归中,交乘项的系数至少在5%的水平上显著为正。这表明,即使利用工具变量法缓解了处理分组 *treat* 的内生性问题,“去杠杆”政策依然显著地促进了企业创新,本文结论不变。

表4 内生性问题:工具变量法

	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.060** (0.025)	0.100** (0.048)	0.303*** (0.092)
控制变量	√	√	√
企业固定效应	√	√	√
年度固定效应	√	√	√
<i>Anderson canon. corr. LM</i> 统计量 <i>p</i> 值	0.000	0.000	0.000
<i>Cragg-Donald Wald F</i> 统计量	123.222 [19.93]	115.638 [19.93]	107.592 [19.93]
<i>N</i>	14733	14733	14733

(四) 稳健性检验

1. 传统 DID 估计。基于“准自然实验”的传统 DID 可以通过处理组和控制组的两次差分有效解决内生性问题^[56-57]。因此,本文尝试构建合理的0—1型处理分组变量进一步利用传统 DID 进行回归,以进一步排除广义 DID 模型可能存在的政策强度变量的内生性问题。“去杠杆”政策虽然没有明确界定实施范围,但可以尝试根据既有研究成果较为客观地自行界定处理组和控制组。陆正飞等(2015)的研究表明,存在过度负债的企业更倾向于“去杠杆”^[36],因此本文将在“去杠杆”期间(2016—2019年)存在过度负债的企业列为处理组(*treat* = 1),其他企业列为控制组(*treat* = 0)。表5汇报了传统 DID 估计结果,可以看出,在以三

①具体思路和该方法的有效性说明可参见 Lewbel(1997)原文。

类专利申请数量作为被解释变量的估计中,交乘项的系数同时在1%的水平上显著为正。这说明,与控制组企业相比,处理组企业的创新水平在“去杠杆”政策之后得到了显著提升,也即“去杠杆”政策显著地提高了存在过度负债企业的创新水平,因此本文结论仍然成立。

表5 稳健性检验:传统 DID 估计结果

	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.140 *** (0.021)	0.170 *** (0.022)	0.068 *** (0.015)
控制变量	√	√	√
企业固定效应	√	√	√
年度固定效应	√	√	√
<i>Cons</i>	0.848 ** (0.427)	3.583 *** (0.451)	0.886 *** (0.308)
<i>N</i>	14807	14807	14807
<i>Adj-R</i> ²	0.010	0.038	0.006

2. 置换企业创新代理变量。本部分将企业创新的代理变量置换为发明、实用新型、外观设计三类专利的授权数量和企业研发投入进行稳健性检验。其中,专利授权数量均加1并取自然对数,研发投入指标利用企业研发支出与营业收入的比值表示。表6第(1)–(3)列对三类专利授权数量(*patent_invig*、*patent_umig*和*patent_desig*)的估计结果中,交乘项 *treat* × *post* 的系数均在1%的水平上显著为正,这与表3的基准回归结果高度吻合;第(4)列对企业研发投入(*R&D*)的估计结果中,交乘项的系数在5%的水平上显著为正,这说明“去杠杆”政策显著地提高了企业的研发投入水平。这些信息充分说明,即使改变企业创新的代理变量,本文结论依旧不变。

表6 稳健性检验:置换企业创新代理变量

	<i>patent_invig</i>	<i>patent_umig</i>	<i>patent_desig</i>	<i>R&D</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.012 *** (0.003)	0.017 *** (0.003)	0.008 *** (0.003)	0.013 ** (0.006)
控制变量	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√
年度固定效应	√	√	√	√
<i>Cons</i>	0.455 (0.466)	-0.140 (0.575)	-0.622 (0.413)	11.441 *** (0.927)
<i>N</i>	14807	14807	14807	14306
<i>Adj-R</i> ²	0.025	0.013	0.004	0.092

3. 排除其他政策干扰。利用 DID 进行政策效应估计最理想的情形是在样本期间内只有目标政策作用于研究样本,但可惜的是这种情况在现实中很难满足。对于本文研究样本而言,样本期间除了“去杠杆”政策的出台,还有同期实施的“去产能”政策和“一带一路”倡议。有研究指出,同样作为供给侧结构性改革重要任务的“去产能”政策可以有效地促进企业创新^[58],而“一带一路”倡议也可以提高对外直接投资企业的创新水平^[48]。由此来看,本文在估计“去杠杆”政策的创新效应时有可能同时受到“去产能”政策和“一带一路”倡议的干扰。因此,本文对可能受这两大宏观政策影响的企业进行剔除处理,利用一个更加“干净”的样本进行回归,以排除其他政策对本文估计结果的干扰。具体地,参考以上学者的研究,首先对涉及钢铁、水泥、电解铝、平板玻璃和船舶制造等产能严重过剩行业的企业进行剔除;然后对2015年之后存在对

外直接投资行为的企业进行剔除。最终原样本剩余10590条观测值,样本数量依然充足,符合大样本估计要求。表7第(1)—(3)列汇报了新样本的估计结果,可以发现,在对三类专利申请数量的回归结果中,交乘项的系数均为正,且均在1%的水平上高度显著。这说明,即使排除其他同期宏观政策的干扰,本文结论依然稳健。

4. 宏观层面的遗漏变量问题。除了企业自身特征外,企业所在地区的经济环境、产业结构以及地区其他随时间变化的不可观测因素都有可能对企业创新产生影响。因此,为了规避这些宏观遗漏变量可能对估计结果造成的影响,本文进一步控制了省份个体时间趋势(Individual-specific Time Trend)进行回归,结果如表7第(4)—(6)列所示。不难看出,交乘项的系数依然在1%的水平上显著为正,这再次证明了本文结论是非常稳健的。

表7 稳健性检验:排除其他政策干扰和宏观层面遗漏变量问题

	排除其他政策干扰			控制省份个体时间趋势		
	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.015*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.010*** (0.004)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.004)	0.007*** (0.003)
控制变量	√	√	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√	√	√
年度固定效应	√	√	√	√	√	√
省份个体时间趋势	×	×	×	√	√	√
<i>Cons</i>	0.162 (0.667)	1.235* (0.665)	0.445 (0.480)	0.541 (0.582)	0.513 (0.587)	-0.369 (0.423)
<i>N</i>	10590	10590	10590	14807	14807	14807
<i>Adj-R</i> ²	0.038	0.139	0.024	0.059	0.165	0.041

5. 筛选研究样本。制造业去杠杆是实体经济部门“去杠杆”政策的重头戏,同时,制造业也是技术创新的主战场。因此,十分有必要单独考察“去杠杆”政策对制造业企业创新的影响,以强化本文的因果关系和凸显“去杠杆”政策的现实意义。基于此,本文只选择制造业企业进行检验,结果如表8所示。从交乘项的系数均在1%的水平上显著为正可知,“去杠杆”政策同时提高了制造业企业的发明、实用新型和外观设计专利的申请数量。这说明,即使只选择制造业企业为研究样本,“去杠杆”政策促进企业创新的结论依然稳健。这同时也意味着,“去杠杆”政策具有比较强的现实意义,可以提高以制造业为主体的实体经济部门的创新产出。

表8 稳健性检验:筛选研究样本

	<i>patent_invia</i>	<i>patent_umia</i>	<i>patent_desia</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.008*** (0.003)
控制变量	√	√	√
企业固定效应	√	√	√
年度固定效应	√	√	√
<i>Cons</i>	0.221 (0.684)	0.338 (0.697)	-0.630 (0.517)
<i>N</i>	11574	11574	11574
<i>Adj-R</i> ²	0.045	0.163	0.027

五、作用机制检验与异质性分析^①

(一) 作用机制检验

由上文的实证结果可知,“去杠杆”政策非常稳健地促进了企业创新。本部分将尝试从经营绩效和债务结构视角解析“去杠杆”政策促进企业创新的作用机制。之所以选择这两个视角进行分析,是因为通过降杠杆实现企业持续健康发展和积极优化企业债务结构是《意见》出台的两个主要目的。以此为路径进一步探究“去杠杆”政策促进企业创新的作用机制不仅具有理论上的可行性,而且具备现实上的政策支撑。

需要注意的是,以上机制成立隐含着—个前置假说,即“去杠杆”政策确实降低了企业的杠杆率。因此,在进行机制检验之前,需要先对“去杠杆”政策前后企业实际负债率的变化进行考察。本文具体将模型(2)中的被解释变量置换为企业实际负债率(*lev*)进行估计,结果如表9所示。可以看出,在同时控制企业个体固定效应和年度固定效应之后,不管是否纳入控制变量,交乘项的系数均在1%的水平上显著为负。这说明,“去杠杆”政策确实显著地降低了企业的实际杠杆率,本文理论机制的前置假说成立。

表9 作用机制检验:前置假说检验

	<i>lev</i>	
	(1)	(2)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.250 *** (0.046)	-0.230 *** (0.046)
控制变量	×	√
企业固定效应	√	√
年度固定效应	√	√
<i>Cons</i>	-0.232 *** (0.062)	15.644 *** (5.380)
<i>N</i>	14807	14807
<i>Adj-R</i> ²	0.027	0.011

进一步地,表10汇报了中介效应模型(3)—(5)的回归结果。第(1)列的回归结果与表3第(4)列的结果完全相同,表示“去杠杆”政策可以显著地促进企业创新。第(2)—(3)列汇报了“去杠杆”政策是否可以通过提高经营绩效促进企业创新的估计结果。从第(2)列对企业经营绩效(*roa*)的回归结果显示,交乘项的系数在1%的水平上显著为正,这意味着“去杠杆”政策显著地提高了企业的经营绩效。第(3)列在第(1)列的基础上加入了企业经营绩效进行回归,可以发现,经营绩效的系数在1%的水平上显著为正,这说明,提高经营绩效可以有效促进企业创新。结合第(2)列的结果可以得出,“去杠杆”政策可以通过提高经营绩效显著地促进企业创新,研究假说 H2得证。

表10第(4)—(5)列继续汇报了“去杠杆”政策是否可以通过优化债务结构促进企业创新的估计结果。从第(4)列的回归结果来看,“去杠杆”政策显著地降低了企业的“短债长用”程度,这说明“去杠杆”政策可以有效地优化企业债务结构。从第(5)列的回归结果来看,“短债长用”程度的系数为负且在1%的水平上显著,这说明“短债长用”对企业创新具有明显的抑制效应,换言之,减少“短债长用”程度可以显著地促进企业创新。因此,综合上述结果可以得出,“去杠杆”政策可以通过优化以“短债长用”问题为表征的企业债务结构有效促进企业创新,研究假说 H3得证。

综上,本文清晰揭示了“‘去杠杆’政策→提高经营绩效、优化债务结构→促进企业创新”的传导机制,

^①鉴于发明专利最能体现企业创新的实力和水平,因此在第五章的作用机制检验和异质性分析中只采用企业发明专利申请数量进行回归。

基本厘清了“去杠杆”政策促进企业创新的两条作用路径。但需要指出的是,从第(3)列和第(5)列的回归结果来看,当分别加入企业经营绩效和“短债长用”程度进行回归时,交乘项的系数依然在1%的水平上显著为正。这说明,提高经营绩效和优化债务结构并不是“去杠杆”政策促进企业创新的唯一路径。这同时也意味着,“去杠杆”政策对企业的经济效应远不止于此,这从侧面凸显了“去杠杆”政策的有效性。囿于篇幅和主题,至于其他作用路径本文不再探讨。

表10 作用机制检验:经营绩效与债务结构机制

	<i>patent_invia</i>	<i>roa</i>	<i>patent_invia</i>	<i>sdlu</i>	<i>patent_invia</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.018 *** (0.003)	0.007 *** (0.000)	0.015 *** (0.004)	-0.004 *** (0.001)	0.017 *** (0.003)
<i>roa</i>			0.407 *** (0.148)		
<i>sdlu</i>					-0.260 *** (0.045)
控制变量	√	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√	√
年度固定效应	√	√	√	√	√
<i>Cons</i>	0.538 (0.567)	0.167 *** (0.034)	0.470 (0.568)	-0.293 ** (0.114)	0.462 (0.567)
<i>N</i>	14807	14807	14807	14807	14807
<i>Adj-R</i> ²	0.040	0.199	0.041	0.069	0.043

(二) 异质性分析:产权优势视角

源于与政府的天然联系和承担的政策性任务,国有企业具有明显的产权优势,宏观政策的经济效应也因此国有企业和非国有企业之间表现出了显著差异。由此来看,十分有必要进一步考察“去杠杆”政策对国有企业和非国有企业创新的异质性影响,以更加全面系统地厘清“去杠杆”政策的经济效应和作用机理。

表11汇报了“去杠杆”政策、产权优势和企业创新的实证回归结果。从第(1)列和第(6)列的回归结果来看,“去杠杆”政策对国有企业和非国有企业创新的影响分别在5%和1%的水平上显著为正,这说明,“去杠杆”政策同时促进了国有企业和非国有企业创新。这一结果加强了对研究假说 H1 的验证。从第(2)列和第(7)列的回归结果来看,在对企业经营绩效的回归中,国有企业组和非国有企业组的交乘项系数均在1%的水平上显著为正,这说明,“去杠杆”政策同时提高了国有企业和非国有企业的经营绩效,符合理论预期。从第(3)列和第(8)列的回归结果来看,经营绩效可以在1%的水平上显著促进非国有企业创新,但对国有企业创新的影响并没有达到常规的显著性水平(10%)。由此可以推出,提高经营绩效可以显著促进非国有企业创新,但无法对国有企业创新产生影响。综上结果不难得出,“去杠杆”政策通过提高经营绩效只能促进非国有企业创新,而无法对国有企业创新产生影响。

进一步地,从第(4)—(5)列的回归结果来看,“去杠杆”政策显著地降低了国有企业的“短债长用”程度,并且“短债长用”程度的下降可以有效促进国有企业创新,在第(9)—(10)列的非国有企业样本中情况类似。这些信息说明,降低“短债长用”程度同时是“去杠杆”政策促进国有企业和非国有企业创新的机制路径。换言之,“去杠杆”政策可以通过优化以“短债长用”问题为表征的债务结构同时促进国有企业和非国有企业创新。

综上信息,研究假说 H4得证。

表11 异质性分析结果

	国有企业					非国有企业				
	<i>patent_invia</i>	<i>roa</i>	<i>patent_invia</i>	<i>sdlu</i>	<i>patent_invia</i>	<i>patent_invia</i>	<i>roa</i>	<i>patent_invia</i>	<i>sdlu</i>	<i>patent_invia</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>treat × post</i>	0.015** (0.007)	0.007*** (0.000)	0.013* (0.007)	-0.004*** (0.001)	0.014** (0.007)	0.021*** (0.004)	0.008*** (0.000)	0.017*** (0.004)	-0.004*** (0.001)	0.020*** (0.004)
<i>roa</i>			0.341 (0.293)					0.447*** (0.173)		
<i>sdlu</i>					-0.248*** (0.089)					-0.260*** (0.052)
控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√	√	√
企业固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√	√	√
年度固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>Cons</i>	3.169** (1.278)	0.140* (0.075)	3.122** (1.279)	0.275 (0.246)	3.238** (1.277)	-0.502 (0.667)	0.061 (0.041)	-0.529 (0.667)	-0.243* (0.136)	-0.565 (0.666)
<i>N</i>	4002	4002	4002	4002	4002	10805	10805	10805	10805	10805
<i>Adj-R²</i>	0.039	0.131	0.040	0.041	0.041	0.044	0.230	0.044	0.087	0.046

六、结论与政策启示

合理区间的杠杆率可以通过增加企业周转资金提高企业绩效,但过高的杠杆率又会通过提高债务成本、增加经营风险等途径抑制企业发展。2008年国际金融危机之后,中国实体经济部门杠杆率居高不下,为了防止高企的杠杆率对经济高质量发展的不良影响。中央公司于2015年底提出“三去一降一补”政策,并于次年出台《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》,将“去杠杆”作为供给侧结构性改革的重头戏。近年来,“去杠杆”政策的经济后果持续受到关注。本文将《意见》出台作为一次“准自然实验”,基于2012—2019年的中国上市公司数据并利用广义 DID 考察了此次“去杠杆”政策对企业创新的影响及其作用机理。研究发现,“去杠杆”政策可以显著促进企业创新,而且可以同时提高企业的创新数量和质量,该结果通过了平行趋势检验、工具变量法、传统 DID、置换代理变量和排除其他宏观因素干扰等多种稳健性测试。进一步地,机制检验结果表明,“去杠杆”政策可以通过提高经营绩效和优化债务结构促进企业的创新产出。此外,本文还基于产权性质进行了异质性分析,结果显示,“去杠杆”政策虽然同时促进了国有企业和非国有企业创新,但作用路径存在差异。一方面,“去杠杆”政策只能通过优化债务结构促进国有企业创新,经营绩效的中介效应并不显著;另一方面,“去杠杆”政策可以同时通过提高经营绩效和优化债务结构促进非国有企业创新。

本文从企业创新视角充分肯定了供给侧结构性改革框架下“去杠杆”政策的有效性,并深入探讨了“去杠杆”政策影响企业创新的作用机理及其在国有企业和非国有企业之间的差别。这不仅丰富了“去杠杆”政策与企业创新的相关研究,而且具有重要的现实意义,可以为新发展格局下继续深化供给侧结构性改革提供重要的政策启示:第一,“去杠杆”政策之所以显著促进创新,其潜在原因在于样本期间大量企业的杠杆率超过了有效性区间。因此,本文结论从学理上肯定了企业杠杆率存在合理阈值的事实。基于此,建议政府部门要宏观、微观降杠杆两手抓,时刻关注实体经济部门杠杆率变化,进一步出台配套政策,强化并巩固此次“去杠杆”政策的成效,形成保持实体经济部门杠杆率处于有效性区间的长效机制。第二,本文机制检验显示,优化债务结构要优于提高经营绩效,此次“去杠杆”政策可以通过优化债务结构同时促进国有企业和非国有企业创新。因此,建议政府在直接去杠杆的同时,要特别注重“结构性去杠杆”,强调企业债务结构与资产结构的合理匹配,积极减少企业负债与资产的结构错配问题。第三,本文作用机制检验的结果还体现了国有企业的产权优势,从侧面表明了国有企业并不存在创新融资约束的问题。因此,建议政

府利用这一天然优势,充分激发国有企业的创新积极性,特别是要积极引导国有企业对基础性、颠覆式原始创新的投入和研发,强化国有企业在国家创新体系中的领衔地位。

参考文献:

- [1] ANG J B. A survey of recent development in the literature of finance and growth[J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(3): 536-576.
- [2] SCHULARICK M, TAYLOR A M. Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870—2008[J]. *Cepr Discussion Papers*, 2012, 102(2): 1029-1061.
- [3] ELEKDAG S, WU Y. Rapid credit growth in emerging markets: boon or boom-bust? [J]. *Emerging Markets Finance & Trade*, 2013, 49(5): 45-62.
- [4] ROUSSEAU P L, WACHTEL P. What is happening to the impact of financial deepening on economic growth? [J]. *Economic Inquiry*, 2011, 49(1): 276-288.
- [5] ARCAND J L, BERKES E, PANIZZA U. Too much finance? [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015, 20(2): 105-148.
- [6] REINHART C M, ROGOFF K S. Growth in a time of debt[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(2): 573-578.
- [7] 刘晓光, 刘元春, 王健. 杠杆率、经济增长与衰退[J]. *中国社会科学*, 2018(6): 50-70, 205.
- [8] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. *经济研究*, 2019(7): 127-141.
- [9] BILLINGS B A, FRIED Y. The effects of taxes and organizational variables on research and development intensity[J]. *R&D Management*, 1999, 29(3): 289-301.
- [10] 汪晓春. 企业创新投资决策的资本结构条件[J]. *中国工业经济*, 2002(10): 89-95.
- [11] CHIAO C. Relationship between debt, R&D and physical investment, evidence from U. S. firm-level data[J]. *Applied Financial Economics*, 2002, 12(2): 105-121.
- [12] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. *中国工业经济*, 2019(3): 138-155.
- [13] 吴延兵. 企业规模、市场力量与创新: 一个文献综述[J]. *经济研究*, 2007(5): 125-138.
- [14] 唐跃军, 左晶晶. 所有权性质、大股东治理与公司创新[J]. *金融研究*, 2014(6): 177-192.
- [15] ZAHRA S, NEUBAUM D, HUSE M. Entrepreneurship in medium-size companies: exploring the effects of ownership and governance systems[J]. *Journal of Management*, 2000, 26(5): 947-976.
- [16] 石晓军, 王鹜然. 独特公司治理机制对企业创新的影响——来自互联网公司双层股权制的全球证据[J]. *经济研究*, 2017(1): 149-164.
- [17] 虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(3): 136-154.
- [18] HALL B H. The financing of research and development[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18: 35-51.
- [19] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1): 4-16.
- [20] HALL B H, LERNER J. The financing of R&D and innovation[J]. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 1: 609-639.
- [21] 綦好东, 刘浩, 朱炜. 过度负债企业“去杠杆”绩效研究[J]. *会计研究*, 2018(12): 3-11.
- [22] 马草原, 朱玉飞. 去杠杆、最优资本结构与实体企业生产率[J]. *财贸经济*, 2020(7): 99-113.
- [23] MODIGLIANI F, MILLER M H. The cost of capital corporation finance and the theory of investment[J]. *American Economic Review*, 1959, 48(4): 443-453.
- [24] LITZENBERGER K R H. A state-preference model of optimal financial leverage[J]. *The Journal of Finance*, 1973, 28(4): 911-922.
- [25] BERK J B, STANTON R, ZECHNER J. Human capital, bankruptcy and capital structure[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(3): 891-926.
- [26] 陆正飞, 韩霞, 常琦. 公司长期负债与投资行为关系研究——基于中国上市公司的实证分析[J]. *管理世界*, 2006(1): 120-128.
- [27] TSURUTA D. Variance of firm performance and leverage of small businesses[J]. *Journal of Small Business Management*, 2017, 55(3): 404-429.
- [28] 冯根福, 吴林江. 我国上市公司并购绩效的实证研究[J]. *经济研究*, 2001(1): 54-61, 68.
- [29] CONN R L, COSH A, GUEST P M, et al. The Impact on UK acquirers of domestic, cross-border, public and private acquisitions[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 2005, 32(5/6): 815-870.

- [30] MOELLER B S, SCHLINGEMANN P E. Global diversification and bidder gains : a comparison between cross-border and domestic acquisitions[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2005, 29(3) : 533-564.
- [31] JAP S, GOULD A N, LIU A H. Managing mergers : why people first can improve brand and IT consolidations[J]. *Business Horizons*, 2017, 60 : 123-134.
- [32] SINGAL V, KIM E H. Mergers and market power : evidence from the airline industry[J]. *American Economic Review*, 1993, 83(3) : 549-569.
- [33] CUSTÓDIO C, FERREIRA M A, LAUREANO L. Why are us firms using more short-term debt [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108(1) : 182-212.
- [34] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. *管理世界*, 2016(3) : 87-98, 114, 188.
- [35] 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]. *南开管理评论*, 2018(3) : 46-53.
- [36] 陆正飞, 何捷, 窦欢. 谁更过度负债: 国有还是非国有企业? [J]. *经济研究*, 2015(12) : 54-67.
- [37] LIN J Y, TAN G. Policy burdens, accountability, and the soft budget constraint [J]. *American Economic Review*, 1999, 89(2) : 426-431.
- [38] 林毅夫, 李志赉. 政策性负担、道德风险与预算软约束[J]. *经济研究*, 2004(2) : 17-27.
- [39] 叶静怡, 林佳, 张鹏飞, 等. 中国国有企业的独特作用: 基于知识溢出的视角[J]. *经济研究*, 2019(6) : 40-54.
- [40] BAI Y, JIA R. Elite recruitment and political stability : the impact of the abolition of China's civil service exam [J]. *Econometrica*, 2016, 84(2) : 677-733.
- [41] GRAHAM J R. How big are the tax benefits of debt? [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 55(5) : 1901-1941.
- [42] 陆正飞, 高强. 中国上市公司融资行为研究——基于问卷调查的分析[J]. *会计研究*, 2003(10) : 16-24, 65.
- [43] DROBETZ W, WANZENRIED G. What determines the speed of adjustment to the target capital structure? [J]. *Applied Financial Economics*, 2006, 16(13) : 941-958.
- [44] CASKEY J, HUGHES J, LIU J. Leverage, excess leverage, and future returns [J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, 17(2) : 443-471.
- [45] HARFORD J, KLASA S, WALCOTT N. Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 93(1) : 1-14.
- [46] 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]. *经济研究*, 2016(4) : 60-73.
- [47] 周京奎, 王文波, 龚明远, 等. 农地流转、职业分层与减贫效应[J]. *经济研究*, 2020(6) : 155-171.
- [48] 王桂军, 张辉. “一带一路”与中国 OFDI 企业 TFP: 对发达国家投资视角[J]. *世界经济*, 2020(5) : 49-72.
- [49] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. *经济研究*, 2019(9) : 187-202.
- [50] LIU Q, QIU L D. Intermediate input imports and innovations : evidence from chinese firms' patent filings [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103(11) : 166-183.
- [51] HEUTEL G. Crowding out and crowding in of private donations and government grants [J]. *Public Finance Review*, 2014, 42(2) : 143-175.
- [52] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. *经济研究*, 2017(5) : 161-174.
- [53] WOOLDRIDGE J M. *Econometric analysis of cross section and panel data* [M]. Massachusetts: The MIT Press, 2010: 111-112.
- [54] LEWBEL A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D [J]. *Econometrica*, 1997, 65(5) : 1201-1213.
- [55] 杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. *管理世界*, 2015(1) : 75-86, 98, 188.
- [56] 李志生, 李好, 马伟力, 等. 融资融券交易的信息治理效应[J]. *经济研究*, 2017(11) : 150-164.
- [57] 刘诗源, 林志帆, 冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗? ——基于企业生命周期理论的检验[J]. *经济研究*, 2020(6) : 105-121.
- [58] 王桂军. “抑制型”产业政策促进企业创新了吗? ——基于中国去产能视角的经验研究[J]. *南方经济*, 2019(11) : 1-15.

