

# 企业杠杆行为与技术创新

曾国安, 苏诗琴, 彭爽

**[摘要]** 运用杠杆获取外部资金是企业筹集技术创新投入资金的基本途径,但并非杠杆率越高,越有利于企业技术创新。如果人为降低账面杠杆率,导致企业实际杠杆率提高,可能既难以实现融资目标,又因为实际杠杆率过高而背负过重的债务负担,带来更大的债务风险,从而最终不利于其对技术创新的资金投入。本文基于2007—2019年沪深A股非金融上市公司的微观数据,实证分析企业实际杠杆率对技术创新的影响。结果显示,过高的实际杠杆率通过提高债务风险、增加债务负担抑制了企业技术创新,不仅涉及创新投入,也影响创新产出。同时发现,隐性杠杆率高的企业、大规模企业、高成长性企业、高技术行业企业、数字经济行业企业、强市场竞争行业企业的技术创新所遭受的负面影响更大。从杠杆行为看,负面影响主要来自明股实债和少提固定资产折旧。对此,应严格监管无助于技术创新的高杠杆率,一方面,采取有效措施遏制企业提升实际杠杆率的行为,有效控制企业实际杠杆率;另一方面,立足企业技术创新,坚持分类施策,科学合理地推进结构性控杠杆和结构性稳杠杆。

**[关键词]** 实际杠杆率; 隐性杠杆; 结构性稳杠杆; 债务效应; 技术创新

**[中图分类号]** F272 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)08-0155-19

## 一、问题提出

技术创新是实现中国经济发展模式由要素驱动型转变为创新驱动型的关键决定因素。企业是技术创新最重要的市场主体(刘诗源等,2020),国民经济进入高质量发展阶段,更加需要企业不断加大技术创新投入,提高技术创新效率。然而,近年来企业技术创新投入增长率呈减弱之势,大中型工业企业研究与试验发展经费支出占GDP比重在2014年达到1.14%的峰值后逐渐下降,2020年已降至1.06%。为何出现这一现象呢?从融资视角看,由于技术创新是典型的高投入、长周期、高风险活动(陈华东,2016),需要充足、稳定的现金流支撑,而内部融资具有不稳定性(鞠晓生等,2013),因此,企业技术创新活动对外部融资有着较强的依赖性。在现行融资模式下,借助资本杠杆

**[收稿日期]** 2022-10-15

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“社会主义本质与新时代共同富裕问题研究”(批准号22&ZD017);国家社会科学基金重大项目“中国共产党解决农村绝对贫困问题的路径、经验与启示研究”(批准号20&ZD018)。

**[作者简介]** 曾国安,武汉大学经济与管理学院、发展研究院、马克思主义理论与中国实践协同创新中心教授,博士生导师,经济学博士;苏诗琴,武汉大学经济与管理学院博士研究生;彭爽,武汉大学经济与管理学院副教授,经济学博士。通讯作者:苏诗琴,电子邮箱:junossq@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

获取外部现金流是增加企业创新投入的重要渠道(王玉泽等,2019),企业创新投入的增加与企业杠杆率的上升似乎相伴而生。从实际情况看,企业技术创新支出占比的变化趋势与企业杠杆率的变动特征确实保持了一致性。2007—2014年是工业企业创新投入增长期,大中型工业企业研究与试验发展经费支出占GDP比重从2007年的0.78%持续上升至2014年的1.14%,同期非金融企业部门杠杆率持续飙升。2016年开始,非金融企业杠杆率持续下降,由最高点的161.80%降至2019年末的149.30%(马惠娴和耀友福,2021),同时,企业技术创新支出在GDP中的占比也持续下降。这似乎表明,企业杠杆率越高,技术创新投入越多。如果企业技术创新投入的增减与企业杠杆率高低之间的确是这样的关系,那么要增加企业技术创新投入,就只有不断提高杠杆率,促进技术创新也就成为十分简单的事情。技术创新真的要以高杠杆率为条件吗?杠杆率越高,技术创新就越快吗?只有明辨企业杠杆率和企业技术创新之间的关系,才能回答上述问题,为制定和实施科学的杠杆调控政策提供可靠的依据。

有学者提出企业杠杆率对企业技术创新呈现非线性影响,认为在适当的杠杆率下,企业加杠杆会通过财务杠杆放大效应、税盾效应、传递积极信号以及形成负债控制来促进企业创新,而过度杠杆则会通过加大财务风险、委托代理问题以及破产风险来抑制企业创新(罗能生等,2018;王玉泽等,2019)。也有文献讨论了降杠杆对企业技术创新产生的影响,发现降杠杆会通过降低外部融资、增加经营风险显著抑制企业创新(曹平和张伟伟,2021;郑晨祺,2022)。从文献的结论看,无论是高杠杆率还是低杠杆率,似乎都不利于企业技术创新。为何会出现不一致的结论,原因可能在于,现有文献讨论的高杠杆率抑或低杠杆率大多是针对账面杠杆率,然而由于企业可能会通过隐藏债务的办法保持或降低账面杠杆率(马惠娴和耀友福,2021),企业账面杠杆率与实际杠杆率不一致就不可避免。这意味着,企业技术创新投入的减少并不一定来自账面杠杆率的下降,即使账面杠杆率不变,技术创新投入也可能会减少。这样就能理解,账面杠杆率不变但实际杠杆率上升也能导致企业技术创新投入减少。

实际杠杆率超过账面杠杆率是企业通过各种手段实施杠杆行为的结果,企业实施杠杆行为的程度越高,则实际杠杆率越高。现有文献较少将企业的杠杆行为直接与技术创新活动联系起来,但对杠杆行为的经济后果做了一些讨论。借鉴许晓芳和陆正飞(2020)的定义,可将企业的杠杆行为定义为企业利用表外负债、明股实债等财务活动安排或其他会计手段降低账面杠杆率的行为,具体包括发行永续债、债转股、签订“抽屉协议”等明股实债手段(Scott et al., 2011),将租赁业务设计为经营租赁、结构性融资设计等负债表外化手段(Mills and Newberry, 2005; Feng et al., 2009; Kraft, 2015),少提资产折旧(摊销)或减值准备、提高研发支出资本化率、采用公允价值计量等会计计量手段(Daley and Vigeland, 1983; 黄世忠, 2005),其目的是降低账面杠杆率,隐藏企业实际的高杠杆。从经济后果看,企业的杠杆行为既会带来企业违约风险和财务风险提高(吴晓晖等, 2022; 饶品贵等, 2022)、信用风险增加(李晓溪和杨国超, 2022)、实体投资效率恶化(马新啸和窦笑晨, 2022)等负面影响,也会在短期内带来银行贷款数量增加、债务筹资规模增大、债务筹资成本降低以及提高债券信用评级等正面影响(吴晓晖等, 2022; 饶品贵等, 2022; 李晓溪和杨国超, 2022)。这些文献虽然讨论了杠杆行为对企业带来的多方面影响,但并未形成一致的结论,而且较少探讨杠杆行为带来的高实际杠杆率对企业技术创新造成的影响。

企业是国民经济活动的主导力量,如何让企业在创新驱动方面发挥主导作用,如何通过企业的技术创新推动经济发展模式向创新驱动转型,是当前面临的重要现实问题。本文的边际贡献主要在于:①从企业实际杠杆率的视角发掘了杠杆调控促进企业技术创新的新路径。现有文献分析企

业杠杆率对企业技术创新的影响多从账面杠杆率出发,认为杠杆调控政策导致企业杠杆率下降,带来企业创新投入资金不足进而抑制企业技术创新。本文认为,由于直接减债的降杠杆方式会对企业经营活动产生巨大冲击,导致资产规模的减少与生产经营能力的下降(周茜等,2020),因此,企业为保障生产经营,不会选择通过减债的方式降杠杆,而是采取成本更低、对自身影响更小的杠杆行为来增加权益、隐藏负债,从而达到账面降杠杆的目的。但是杠杆行为促使企业实际杠杆率进一步提升,导致企业额外债务成本增加并掩盖企业真实杠杆率,企业债务负担和风险加大并被隐匿,会造成更严重的企业隐性债务问题,最终导致创新投入被债务吞噬从而抑制企业技术创新。因此,企业技术创新被抑制并非来源于实际杠杆率下降,而是企业杠杆行为带来的实际杠杆率上升。这意味着,以稳杠杆为原则的杠杆调控政策不仅不会抑制企业的技术创新,反而会促进企业的技术创新。②明确了企业杠杆率高低与企业技术创新之间的真实关系。尽管一些文献显示,低杠杆率抑制企业技术创新,高杠杆率促进企业技术创新,杠杆率高低与企业技术创新之间似乎存在两难选择,但这主要是从账面杠杆率出发得到的结论,这种两难选择实质上是企业账面杠杆率高低与企业技术创新之间的两难选择。本文从实际杠杆率分析,明确了过高的杠杆率并不能促进企业技术创新,低杠杆率并不必然带来低技术创新,由此避免陷入“要实现技术创新,就必须实现高杠杆率”的认识误区。③发现了实际杠杆率对企业技术创新的影响在杠杆构成不同、企业特征和行业特征不同的企业之间存在异质性。要明确如何完善杠杆调控政策,让杠杆调控政策更具针对性,首先应当明确实际杠杆率对企业技术创新的影响在特征不同的企业之间的异质性,本文对异质性的研究为坚持稳杠杆、完善结构性杠杆调控政策提供了参考依据。④确定了抑制创新的具体杠杆行为。尽管现有研究对杠杆行为的经济后果开展了有益的探索,但较少从杠杆行为的具体手段做进一步分析,然而由于企业实施杠杆行为的手段较多,可能并非所有的杠杆行为导致的实际杠杆率上升都是创新抑制的来源。本文深入探究了不同杠杆行为对创新影响的差异,进一步为促进创新提供了治理企业杠杆行为的结构性政策建议。

## 二、理论分析

企业通过杠杆行为降低账面杠杆率,导致实际杠杆率提高,可能会提高企业资金可得性,对企业技术创新产生积极影响(Benfratello et al., 2008; Amore et al., 2013)。根据优序融资理论,企业通常首先利用内部融资开展创新活动(Brown et al., 2009)。但由于内部融资具有财务不稳定性(鞠晓生等, 2013),而创新资金投入不稳定可能使得创新活动被突然中断,导致企业出现巨大损失(Hall, 2002),因此,外部融资成为企业技术创新投入的重要资金来源。企业负债率是银行及其他金融机构等债权人对企业提供融资时主要考量的指标(饶艳超和胡奕明, 2005),过高的杠杆率会向投资人、债权人传递高风险信号,使得债权人倾向于收回借款、设置严苛的债务条约,增大企业的融资难度,提高企业的融资成本,那么杠杆率的高低也成为影响外部融资的基本因素。在相同条件下,杠杆率越低,越有利于获得低成本外部资金,这会诱导企业特别是账面杠杆率高的企业通过各种杠杆行为降低账面杠杆率。这样一来,企业不需要直接减少已有债务就能够保持资金规模,不必减少用于技术创新的资金投入,同时有利于提高企业资金可得性,增加企业技术创新资金投入。

尽管企业的杠杆行为能实现低账面杠杆率目标,但是不可能改变超过账面杠杆率的高实际杠杆率,而高实际杠杆率必然会给企业带来更多的债务,扩大债务风险,本文称其为企业杠杆的债务效应。首先,实际杠杆率上升意味着企业杠杆行为加重,可能导致企业要支付额外的债务成本,由

此增加债务负担。在签订明股实债的“抽屉协议”情况下,企业仍然要支付固定利息,最终再通过赎回股份的方式对债务“还本”;而将永续债计入权益计量,企业依旧要支付固定的债务利息支出,最终导致企业增加额外的债务成本。之所以说是“额外”成本,是因为企业如果不愿意提高实际杠杆率,就不会采取导致杠杆率上升的诸多杠杆行为,如不签订“抽屉协议”,那么支付的成本就是分红,而不再是债务成本;或者企业不通过发行永续债来调控杠杆率,其权益不会增加,但也不需要支付这部分债务成本。其次,实际杠杆率上升必会增加债务风险。企业实际杠杆率超过账面杠杆率,一方面会使金融部门更加谨慎,结果要么是融资难度提高,要么是利息等融资成本提高,由此导致整体上债务负担和债务风险增加;另一方面导致资金配置与企业创新效率错配,整体上债务风险增加,创新效率下降。在企业债务负担增加的情况下,技术创新资金投入会被债务偿还挤占,企业债务风险进一步增加,对企业技术创新会产生更大的负面影响。总之,无论是“抽屉协议”,还是其他的杠杆行为,企业都要支付额外的成本,实际杠杆率越高,企业要支付的额外成本越多,企业债务负担就越重。企业债务负担越重,风险越大,信用越差,企业要支付的额外成本就会更多,这会进一步加重企业的债务负担,由此挤占研发等技术创新投入,从而不利于技术创新。基于上文分析,提出:

假说1:企业实际杠杆率上升会引起和增加债务负担和债务风险,对企业技术创新产生负面影响。

当然,杠杆构成、企业自身特征以及企业所处行业等都会存在差异,这些差异可能会引致相同水平的杠杆率对技术创新的影响有所差异,这也意味着,针对这些差异,在稳杠杆的基本原则下,杠杆调控政策需要优化结构。

从杠杆构成看,实际杠杆率由企业账面杠杆率与隐性杠杆率(即实际杠杆率减去账面杠杆率的差额)两部分构成,企业账面杠杆率的差异、隐性杠杆率的差异均会造成实际杠杆率对技术创新影响的差异。账面杠杆率高的企业的隐性杠杆率不一定高,账面杠杆率低的企业的隐性杠杆率不一定低,这就意味着,要结合企业的账面杠杆情况以及隐性杠杆的程度来分析。一方面,不论企业本身账面杠杆率高,若企业实施杠杆行为且由此导致较高的隐性杠杆率,那么实际杠杆率的上升就意味着企业债务风险也在持续上升,从而对企业技术创新产生显著的抑制作用。而如果企业本身账面杠杆率就高,其实施杠杆行为的动机更强,对技术创新的负面影响可能也更大。另一方面,若企业隐性杠杆率并不高,那么无论其账面杠杆率高,其实际杠杆率与账面杠杆率偏差不大,不会衍生多少额外的债务成本而加重企业的债务负担和债务风险,此时对技术创新的影响相对有限。

企业的规模不同、成长性不同,相同水平的杠杆率对企业技术创新的影响也会存在差别。按照企业规模,可将企业分为大规模企业和小规模企业。大规模企业的担保性更强,永续债发行的优先级更高、成功率更高,实际高杠杆更容易实现,因此,大规模企业实际杠杆率提升带来的债务负担和债务风险更大,进而对技术创新产生更大的负面影响。小规模企业资产规模较小,可抵押资产相对较少,信用等级相对较低,担保性较弱,在债券发行中没有显著的优势地位,实际高杠杆相对较难实现,带来的债务负担和债务风险要小一些,因此,对技术创新产生的负面影响较小。按照企业成长性的特征,可将企业分为两类:高成长性企业和低成长性企业。高成长性企业具有较高的估值和增长潜力,会受到资本市场更多的关注,实际高杠杆更容易实现,债务负担和债务风险就会更大,因此,高成长性企业的高杠杆对技术创新的负面影响更大;低成长性企业经营状况相对较差,通常难以获得资本市场的青睐,实际高杠杆相对较难实现,因此,债务负担和债务风险就较小,对技术创新产生的负面影响也更小。

由于不同行业的技术属性、数字经济属性、市场结构特征等存在差别,因此,处在不同行业的企



业的杠杆特征不同,杠杆对其技术创新的影响也会有所差别。按照技术属性,可将企业所处行业分为两类:高技术行业和非高技术行业。高技术行业企业具有高成长、高投入、高风险的特征,对技术创新高度依赖,也更易获得金融市场的支持,实际高杠杆更容易实现,也因此带来更多的债务负担和债务风险,从而挤压技术创新资金投入。非高技术行业的企业对技术创新依赖度低,较难获得金融市场的支持,企业较难实现实际高杠杆,由此产生的债务负担和债务风险也较小,对技术创新的负面影响相对较小。按照数字经济属性,将企业所处行业分为两类:数字经济行业和非数字经济行业。数字经济行业是将物联网、人工智能、大数据、云计算等信息化手段与企业经营过程相融合的行业(涂心语和严晓玲,2022)。数字经济行业是新兴产业,投入大、风险高和不确定性强是其主要特征,但由于数字经济行业具有较高的成长性,容易获得金融市场的支持,企业更容易实现实际高杠杆,也就带来了更大的债务风险和债务负担,从而对技术创新带来更大的负面影响。而非数字经济行业的信息化程度和技术程度相对较低,较难获得金融市场青睐,企业难以实现实际高杠杆,由此产生的债务负担和债务风险较小,对技术创新的负面影响相对较小。按照市场结构的特征,将企业所处行业分为两类:弱市场竞争行业和强市场竞争行业。弱市场竞争行业和强市场竞争行业企业都具有实施杠杆行为的能力,但由于弱市场竞争行业企业拥有更大的市场支配力,能依赖其市场支配力获取稳定的经营收益,因此有更强的获取外部资金的能力,但强市场支配力使得企业缺乏进行技术创新的压力和积极性,因此实际杠杆率提升对企业技术创新产生的影响有限;而强市场竞争行业企业不具有市场支配力,激烈的市场竞争使得企业面临很大的创新压力,面临的竞争越激烈,企业创新压力越大,就越需要资金支持,相对于弱市场竞争行业企业而言,资金更多用于研发,但因经营收益具有不确定性,因此获取外部资金的能力远不能与弱市场竞争行业企业相比,会有更强的实施杠杆行为的倾向,从而导致实际杠杆率更高,而实际高杠杆率必然给企业带来更多的债务负担和债务风险,会对企业技术创新产生负面影响,并且这一负面影响会超过弱市场竞争行业企业。基于上文分析,提出:

假设2:企业实际杠杆率对技术创新的影响存在异质性,隐性杠杆率高的企业、大规模企业、高成长性企业、高技术行业企业、数字经济行业企业、强市场竞争行业企业有更高的实际杠杆率,更大程度引起和增加了债务负担和债务风险,对技术创新的负面影响更大。

### 三、研究设计

#### 1. 数据来源

财政部在2006年颁布了新的《企业会计准则》,并于2007年开始实施。2007年以后中国宏观层面杠杆率显著飙升。因此,本文样本数据为2007—2019年沪深A股上市公司数据。需要说明的是,2015年以后,在调控政策的影响下企业的杠杆行为进一步加重,因此,以2015年为研究起点,能够更充分地反映实际杠杆率上升对企业技术创新的影响。但是,囿于样本数据量的限制,2015年之前也有对杠杆率的调控,企业也存在杠杆行为,因此,即便本文主回归的样本区间在2015年以前,但研究结论仍具有一定的可靠性。由此,本文的主要回归仍旧采用2007—2019年作为研究区间。为了弥补样本区间不够精准的问题,本文在稳健性检验中以2015年为起点进行了检验,发现与原有结果基本一致。本文企业财务数据来源于Wind和CSMAR数据库。本文对原数据做了如下处理:剔除金融类企业数据;样本期内ST、\*ST、PT类企业财务状况异常,剔除当年的观测值;剔除年初及年末均有有息负债但当年没有应付利息的样本,剔除当年有应付利息但年末没有有息负债的

样本；剔除主要研究变量缺失的样本；为避免样本中异常值的影响，对连续变量进行上下1%的Winsorize缩尾处理。

## 2. 模型设定

为了研究企业实际杠杆率对企业技术创新可能存在的影响，本文设定如下行业一年份固定效应回归模型：

$$RDA_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 ALEV_{i,t} + \rho_2 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $i$ 代表企业， $t$ 代表年份。 $RDA_{i,t}$ 是企业技术创新的衡量指标， $ALEV_{i,t}$ 表示企业实际杠杆率， $X_{i,t}$ 为一系列控制变量。 $Industry$ 为行业固定效应， $Year$ 为年份固定效应， $\varepsilon$ 为随机误差项。所有回归均进行了公司年度双维Cluster处理。

本文的被解释变量为企业技术创新。参考刘诗源等(2020)的做法，采用“研发支出/资产总额”作为企业技术创新的代理变量。由于2011年以前上市公司研发支出存在大量缺失值，如果将缺失值全部剔除或全部替换成0，会导致估计结果存在偏误。因此，在2011年上市公司的研发支出披露明显跃升的情况下，参考刘诗源等(2020)的做法，2011年以前的缺失值可被认为是因披露问题造成的实际缺失值，继续按照缺失值处理；2011年以后的缺失值可被认为是因未产生研发支出导致的缺失值，统一按照0值处理。

本文的核心解释变量为企业实际杠杆率。参考许晓芳等(2020)构建的XLT-LEVM测算法，采用以下公式测算实际杠杆率：

$$ALEV_{i,t} = \frac{DEBTB\_TOTAL_{i,t} + DEBT\_OB_{i,t} + DEBT\_NSRD_{i,t}}{ASSETB\_TOTAL_{i,t} + DEBT\_OB_{i,t}} \quad (2)$$

其中， $DEBTB\_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面负债总额， $DEBT\_OB_{i,t}$ 为企业表外负债总额， $DEBT\_NSRD_{i,t}$ 为企业明股实债总额， $ASSETB\_TOTAL_{i,t}$ 为企业账面资产总额。<sup>①</sup>

本文选取的控制变量包括企业层面控制变量、行业层面控制变量和宏观层面控制变量。其中，企业层面控制变量包括：企业账面杠杆率( $LEV$ )：企业账面负债总额/资产总额；企业年龄( $\ln ESTAGE$ )：(观测年份-企业成立年份+1)取对数；企业规模( $\ln SIZE$ )：企业资产总额取对数；税收负担( $TAX$ )：企业应交税费/营业收入；政府补助( $\ln GRANT$ )：(企业获得的政府补助+1)取对数；企业成长性( $GROWTH$ )：(当年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入；企业盈利能力( $ROA$ )：营业利润/资产总额；流动比率( $CURRENT$ )：流动资产/流动负债。行业层面控制变量为行业竞争程度，即赫芬达尔—赫希曼指数( $HHI\_D$ )： $HHI\_D_{jt} = \sum_{i \in \Delta_j} (sale_{it}/sale_{jt})^2$ ，其中， $sale_{it}$ 表示企业 $i$ 在 $t$ 年的营业收入， $sale_{jt}$ 为行业 $j$ 在 $t$ 年的营业收入。宏观层面控制变量为货币政策影响( $M2$ )：取对数后的省级金融机构存款余额与全国货币和准货币供应量的同比增长率的交乘项。

## 四、实证结果分析

### 1. 描述性统计

表1反映了主要变量的描述性统计结果。可以看到，企业研发支出在企业资产总额的平均占比为1.61%。企业实际杠杆率平均为66.38%，账面杠杆率平均为47.27%，实际杠杆率与账面杠杆率的平均差异为19.11%，表明实际杠杆率与账面杠杆率的确存在显著的背离。

<sup>①</sup> 变量的具体估计过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表1 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	最小值	p25	中位数	p75	最大值	标准差
<i>RDA</i>	13199	0.0161	0.0000	0.0017	0.0131	0.0242	0.0819	0.0164
<i>ALEV</i>	14968	0.6638	0.0543	0.4071	0.6009	0.7660	4.2372	0.5420
<i>LEV</i>	14968	0.4727	0.0499	0.3156	0.4823	0.6329	0.9173	0.2092
<i>lnESTAGE</i>	14967	2.8248	1.9459	2.6391	2.8332	3.0445	3.5264	0.3234
<i>lnSIZE</i>	14968	22.2555	19.6410	21.2525	22.1125	23.0759	26.0536	1.3628
<i>TAX</i>	14967	0.0233	-0.0601	0.0047	0.0128	0.0278	0.2737	0.0426
<i>lnGRANT</i>	13296	15.0884	0.0000	14.6563	15.9183	17.0410	20.3156	4.0435
<i>GROWTH</i>	14968	0.1558	-0.5417	-0.0203	0.1105	0.2688	1.7048	0.3272
<i>ROA</i>	14968	0.0367	-0.2255	0.0120	0.0361	0.0668	0.2049	0.0613
<i>CURRENT</i>	14968	2.2275	0.2711	1.0174	1.4370	2.2523	17.8111	2.6314
<i>HHI_D</i>	14898	0.1174	0.0186	0.0485	0.0767	0.1476	0.7400	0.1169
<i>M2</i>	14968	1.4304	0.6888	1.1846	1.3984	1.5538	3.1783	0.4391

### 2. 基准回归

表2是基准回归的结果。第(1)列是未加入控制变量,且未控制行业固定效应和年份固定效应的结果。第(2)–(4)列是依次加入控制变量、年份固定效应和行业固定效应的结果。从第(4)列的回归结果看,实际杠杆率的变动对企业技术创新的影响在1%的显著性水平下为负,且实际杠杆率每提高1个单位,企业研发投入占比就会下降0.11个百分点,说明整体上企业实际杠杆率上升不利于企业技术创新,实际杠杆率越高,对企业技术创新的负面影响越大。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>
<i>ALEV</i>	-0.0049*** (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0002)
控制变量	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
行业固定效应	否	否	否	是
观测值	13199	12045	12045	12045
R <sup>2</sup>	0.0249	0.1519	0.1953	0.3345

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为经公司一年份层面聚类调整后的标准误。以下各表同。

### 3. 内生性检验

(1)考虑遗漏变量和样本选择的内生性问题。企业的技术创新活动除受到自身特征的影响,也会受到地区层面的经济发展、产业结构调整等宏观因素的影响,同时还会受到行业随时间趋势变化的影响。因此,本文进一步控制了地区层面的经济增长水平(GDP取对数)、产业结构(第二产业产值占GDP的比值),并加入行业 and 年份固定效应的交乘项,来减少遗漏变量带来的内生性问题。此外,通过倾向得分匹配PSM的方法可进一步减少可能存在的样本选择问题。因此,本文利用企业是否存在杠杆行为(*dum\_RLEV*),将样本划分为处理组和控制组,杠杆行为以实际杠杆率与账面杠杆率的差值即企业隐性杠杆率来衡量,若实际杠杆率与账面杠杆率的差值为正,则表明存在杠杆行

为, *dum\_RLEV* 取 1, 否则取 0。在采用 1:2 近邻匹配法进行样本匹配后重新估计。表 3 第(1)—(3)列结果显示, 在考虑遗漏变量和样本选择问题后, 本文的结果依旧稳健。

表 3 内生性问题的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>ALEV</i>	<i>RDA</i>
<i>AVE_RLEV</i>				0.9919*** (0.0331)	
<i>ALEV</i>	-0.0011*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0002)		-0.0010** (0.0004)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
地区层面控制变量	是	是	否	否	否
行业和年份固定效应交乘项	否	是	否	否	否
Cragg-Donald Wald F statistic				3844.48	
观测值	12045	12045	8463	12045	12045
R <sup>2</sup>	0.3355	0.3434	0.3390		0.1121

(2)工具变量法。由于影响企业技术创新的潜在因素较多, 依旧存在可能造成内生性的其他问题。因此, 本文进一步采用两阶段最小二乘工具变量法(2SLS-IV)重新估计。在工具变量的选取上, 参考王玉泽等(2019)、林炜(2013)的研究, 行业层面或地区层面的平均值可作为合适的工具变量, 而由于企业杠杆行为与其实际高杠杆率显著相关, 因此本文以分年度城市层面的企业隐性杠杆率的均值(*AVE\_RLEV*)作为工具变量。表 3 第(4)、(5)列结果显示, *AVE\_RLEV* 的回归系数在 1% 的显著性水平下为正, 表明城市层面隐性杠杆率均值与企业的实际杠杆率具有正的相关性。同时, 弱工具变量检验的 F 统计值大于 16.38 的临界值, 表明显著拒绝“弱工具变量”的原假设, 说明选取的工具变量有效。*ALEV* 的回归系数在 5% 的显著性水平下为负, 与基准回归结果基本一致。因此, 利用工具变量法控制潜在的内生性问题后, 本文的回归结果依旧稳健。

#### 4. 稳健性检验<sup>①</sup>

(1)替换核心解释变量。①采用行业中位数法重新计算实际杠杆率。本文进一步采用行业中位数法来估计表外负债总额和明股实债总额, 重新计算得到新的实际杠杆率变量(*MED\_ALEV*)。②扩展利用会计手段重新计算企业实际杠杆率。除表外负债和明股实债等低估负债的方法外, 企业仍有可能通过固定资产折旧和研发支出资本化等会计手段来高估资产, 从而达到账面杠杆率低于实际杠杆率的目的, 由此本文扩展相应的会计手段, 重新计算企业的实际杠杆率(*ExpALEV*)。稳健性结果显示, 重新计算核心解释变量后, 实际杠杆率对企业技术创新的负面影响依旧存在, 本文的核心结论依然成立。

(2)更改样本时间区间。本文进一步修改样本区间来进行重新估计, 包括 2015—2019 年和 2015—2021 年, 其中, 2015—2021 年这一区间不包括宏观层面控制变量。结果显示, 本文的核心结论依然成立。

① 稳健性检验的具体方法和结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。



### 五、机制检验和异质性分析

#### 1. 机制检验

从前文的分析看,企业实际杠杆率上升主要通过加大企业债务负担、提高企业债务风险来抑制技术创新。因此,本文需要对可能存在的债务效应机制进行检验。由于三段式的中介机制检验存在明显的因果推断缺陷(江艇,2022),这里参考牛志伟等(2023)的做法,采用增加中介变量单独对被解释变量进行回归的四段式中介机制模型进行检验,并通过 Sobel 检验和 Bootstrap 检验对回归结果做进一步判断,以增强机制检验的完备性和可信度。由此,本文建立如下中介机制模型:

$$M_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 ALEV_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$RDA_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 M_{i,t} + \theta_2 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (4)$$

$$RDA_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 M_{i,t} + \theta_2 ALEV_{i,t} + \theta_3 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (5)$$

其中, $M_{i,t}$ 代表中介变量,包括企业偿债能力和企业债务成本两个方面,其他变量定义与模型(1)保持一致。

(1)企业偿债能力。企业实际杠杆率上升会通过降低企业偿债能力、加大企业债务负担和债务风险来抑制企业技术创新。本文采用息税折旧摊销前收入与应付利息的比值( $RISK$ )反映的利息覆盖率,作为企业偿债能力的衡量。利息覆盖率越大,则表明企业的偿债能力越强,债务风险越小;反之,偿债能力越弱,债务风险越大。表4第(1)—(3)列反映了企业实际杠杆率影响企业偿债能力的中介机制回归结果。可以看到,表4第(1)列中 $RISK$ 下的实际杠杆率回归系数在1%的显著性水平下为负,表明企业实际杠杆率上升降低了企业利息覆盖率,进而降低了企业的偿债能力,提高了企业债务风险。在第(2)、(3)列的回归结果中, $RISK$ 的回归系数均显著为正,表明企业债务风险降低能显著促进企业技术创新。进一步地,从Sobel Z值的结果看,其统计量为-3.99且在1%的水平下显著,同时Bootstrap中介效应的置信区间并不包含0,表明中介机制检验的结果有效,即企业实际杠杆率上升会通过降低企业偿债能力,提高企业债务风险而不利于企业技术创新。

表4 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$RISK$	$RDA$	$RDA$	$\ln CASH\_PAY$	$RDA$	$RDA$
$ALEV$	-217.5407*** (16.8514)		-0.0011*** (0.0002)	0.0915*** (0.0239)		-0.0010*** (0.0002)
$RISK$		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)			
$\ln CASH\_PAY$					-0.0010*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
Sobel Z	-3.99***			-4.43***		
Bootstrap(1000次)置信区间	[-0.0001, -0.0000]			[-0.0002, -0.0001]		
观测值	11282	10198	10198	11865	10750	10750
R <sup>2</sup>	0.1128	0.3240	0.3251	0.7103	0.3283	0.3291

(2)企业债务成本。企业实际杠杆率上升会显著提高企业的债务成本、加大企业债务负担和债务风险,从而抑制企业技术创新。若企业因实际杠杆率上升导致债务成本提高,则企业偿还债务支付的现金应当会增加。因此,本文采用取对数后的企业偿还债务支付的现金( $\ln CASH\_PAY$ )作为债务成本的衡量。表4第(4)一(6)列反映了实际杠杆率上升影响企业债务成本的中介机制回归结果。从第(4)列的回归结果可以看到,企业实际杠杆率上升对债务成本的影响在1%的显著性水平下为正,表明杠杆率提高导致偿还债务支付的现金流显著增加,债务成本显著提高。在第(5)、(6)列的回归结果中, $\ln CASH\_PAY$ 的回归结果均显著为负,表明债务成本的增加会显著抑制企业技术创新。进一步地,Sobel Z值在1%的水平下显著且Bootstrap中介效应的置信区间不包含0,表明检验结果有效。这说明企业实际杠杆率上升会通过提高企业债务成本、增加企业债务负担而抑制技术创新。

## 2. 异质性分析

(1)杠杆构成的异质性。根据本文的分析,实际杠杆率由账面杠杆率与隐性杠杆率构成,而企业账面杠杆率的高低、隐性杠杆率的高低均会引致实际杠杆率对技术创新的不同影响,企业可能出现账面杠杆率低但隐性杠杆率高、账面杠杆率低与隐性杠杆率都低、账面杠杆率高但隐性杠杆率低以及账面杠杆率与隐性杠杆率都高四种情况,因此,需要对这些不同的情况做进一步分析。基于此,本文利用账面杠杆率、隐性杠杆率的差异进行相应的子样本回归。当企业账面杠杆率小于等于同年度同行业账面杠杆率中位数时,若企业隐性杠杆率大于同年度同行业隐性杠杆率中位数,可认为账面杠杆率低但隐性杠杆率高,若企业隐性杠杆率小于等于同年度同行业隐性杠杆率中位数,可认为账面杠杆率低且隐性杠杆率也低;当企业账面杠杆率大于同年度同行业账面杠杆率中位数时,若企业隐性杠杆率大于同年度同行业隐性杠杆率中位数,可认为企业账面杠杆率高且隐性杠杆率也高,若企业隐性杠杆率小于等于同年度同行业隐性杠杆率中位数,可认为账面杠杆率高但隐性杠杆率低。

根据表5的回归结果可以看到,不论账面杠杆率是高或低,企业实际杠杆率对技术创新的影响均只在隐性杠杆率较高时体现出了显著的负面影响,而在隐性杠杆率较低时,则对企业技术创新没有产生显著影响。这表明,企业的杠杆行为导致企业实际杠杆率的持续上升显著抑制了企业技术创新。企业杠杆行为之所以会抑制技术创新,是因为企业杠杆行为虽然可能改变账面杠杆率,但只会提高实际杠杆率,企业实际杠杆率越高,债务负担越重,债务风险越大,若加大杠杆行为,只会给

表5 基于杠杆构成的异质性回归结果

	账面杠杆率低		账面杠杆率高	
	隐性杠杆率高	隐性杠杆率低	隐性杠杆率高	隐性杠杆率低
<i>ALEV</i>	-0.0024*** (0.0004)	-0.0025 (0.0044)	-0.0027*** (0.0003)	-0.0035 (0.0038)
<i>LEV</i>	0.0156*** (0.0037)	0.0029 (0.0051)	-0.0004 (0.0029)	-0.0094** (0.0043)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	2769	3471	2869	2936
R <sup>2</sup>	0.3579	0.3603	0.3523	0.3369

企业带来更重的债务负担、更大的债务风险,这必然会在更大的程度上抑制技术创新。与此同时,比较账面杠杆率(LEV)的回归结果发现,在账面杠杆率低时,账面杠杆率对企业技术创新的影响均为正,而账面杠杆率高时对技术创新的影响则由正转负,进一步证明尽管从账面杠杆率看其对技术创新的影响具有先正后负的非线性特征,但在考虑企业的杠杆行为后,实际杠杆率对技术创新的影响则显著为负。从这一角度看,判断杠杆率对技术创新的影响必须要考虑企业实施杠杆行为后的实际杠杆率情况。

(2)企业规模、成长性影响的异质性。企业规模不同、成长性不同,实际杠杆率对技术创新的影响会不同。为分析企业规模差异对技术创新影响的差异,本文采用取对数后的企业员工人数来构建企业规模指标。当企业员工人数大于等于同年度同行业企业员工人数的中位数时,则为大规模企业,反之则为小规模企业。表6显示了基于企业规模的异质性回归结果。可以看到,大规模企业的实际杠杆率系数在1%的显著性水平下为负,而小规模企业的实际杠杆率系数则不显著,说明大规模企业的实际杠杆率提升会对企业技术创新产生更大的负面影响,进一步证明杠杆行为更易实现的企业实际杠杆率提升会对技术创新产生更显著的负面影响。

为分析企业成长性差异对技术创新影响的差异,本文采用企业市账比来构建企业的成长性指标。当企业市账比大于等于同年度同行业企业市账比中位数时,则为高成长性企业,反之则为低成长性企业。表6显示了基于企业成长性的异质性回归结果,可以看到,不论是高成长性企业还是低成长性企业,实际杠杆率上升均对企业技术创新产生了显著的负面影响,且高成长性企业的实际杠杆率系数小于低成长性企业,说明高成长性企业实际杠杆率上升对技术创新产生了更大程度的负面影响。此外,由于在系数均显著的情况下,仅比较系数的大小不能完全说明分组回归的差异是显著的,本文进一步采用费舍尔组合检验(Fisher's Permutation Test)来验证组间系数差异是否显著。具体地,本文采用Bdiff命令来分析,若实际杠杆率系数的经验p值在10%的显著性水平以下,则可认为不同组别之间的差异是显著的。从系数差异的显著性检验看,按照企业规模和企业成长性划分的不同组别的实际杠杆率系数经验p值均在10%的显著性水平以下,说明不同组别之间的差异是显著的。这进一步验证了本文的假说。

表6 基于企业规模和企业成长性的异质性回归结果

	企业规模		企业成长性	
	大规模	小规模	高成长性	低成长性
LEV	-0.0016*** (0.0003)	-0.0004 (0.0003)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0008*** (0.0003)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	6205	5840	6630	5415
R <sup>2</sup>	0.3456	0.3592	0.3491	0.3319
Empirical p-value	0.000		0.036	

(3)所处行业技术属性、数字经济属性、市场结构特征的异质性。企业所处行业的技术属性、数字经济属性、市场结构特征的差异会导致实际杠杆率上升对企业技术创新影响的异质性。首先分

析企业所处行业技术属性不同的影响。<sup>①</sup>表7显示了基于企业所处行业是否为高技术行业的异质性回归结果。可以看到,高技术行业企业与非高技术行业企业实际杠杆率的上升均对企业技术创新产生了显著的负面影响,且对高技术行业企业的负面影响显著大于非高技术行业企业。

接着来分析企业所处行业数字经济属性不同的影响。<sup>②</sup>表7反映了基于企业所处行业是否为数字经济行业的异质性回归结果。可以看到,数字经济行业企业的实际杠杆率提升对企业技术创新产生了显著的负面影响,而非数字经济行业企业的实际杠杆率提升则没有对企业技术创新产生显著的影响,这验证了数字经济行业企业的杠杆行为更易实现,从而更大程度抑制了企业技术创新。

最后分析企业所处行业市场结构特征不同影响的异质性。赫芬达尔—赫希曼指数是反映行业竞争程度的重要指标,该指数越大,表明行业市场集中度越高,市场竞争程度越低。本文利用该指数来衡量行业市场竞争程度。具体地,为进一步区分出弱市场竞争行业和强市场竞争行业,这里将企业所处行业的市场集中度按三分位数水平划分,将市场集中度最高的行业归为弱市场竞争行业,将市场集中度最低的行业归为强市场竞争行业。表7反映了基于企业所处行业竞争程度的异质性回归结果。可以看到,强市场竞争行业企业的实际杠杆率提升对企业技术创新产生了显著的负面影响,而弱市场竞争行业企业的实际杠杆率提升对企业技术创新则没有产生显著的影响,这验证了强市场竞争行业企业的实际杠杆率提升更大程度损害了技术创新。从不同组别实际杠杆率系数差异的显著性检验看,其经验p值均在10%的显著性水平以下,说明这些差异是显著的。综上,本文的假说得到验证。

表7 基于行业特征的异质性回归结果

	是否高技术行业		是否数字经济行业		行业竞争程度	
	高技术	非高技术	数字经济	非数字经济	弱市场竞争	强市场竞争
<i>ALEV</i>	-0.0016*** (0.0004)	-0.0004* (0.0002)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0003 (0.0002)	-0.0005 (0.0003)	-0.0016*** (0.0004)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5748	6297	6689	5356	3939	4281
R <sup>2</sup>	0.1771	0.3115	0.2786	0.3310	0.2668	0.3173
Empirical p-value	0.000		0.000		0.000	

## 六、进一步分析

### 1. 因果识别检验

由于企业技术创新的减弱可能使得企业采取更为严重的杠杆行为,造成更高的实际杠杆率,从

① 国家统计局颁布的《高技术产业(制造业)分类(2017)》以及《高技术产业(服务业)分类(2018)》标准中共涉及21个大类产业,其中高技术制造业大类编号为C26、C27、C34、C35、C37—C40、C43,共9大类;高技术服务业大类编号为I63—I65、J69、L72、M73—M75、N77、R86—R88,共12大类。本文主要选取其中C26、C27、C34、C35、C37—C40、C43、I63—I65共12个大类产业作为高技术产业,其余则归为非高技术产业。

② 《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》包括:01数字产品制造业、02数字产品服务业、03数字技术应用业、04数字要素驱动业、05数字化效率提升业共5个大类。本文选取了对应国民经济行业的C23、C24、C26、C34—C40、E47—E49、F51、F52、I63—I65、L71、L72、M74、M75、O81、R86、R87共25个大类产业,作为数字经济产业,其余则归为非数字经济产业。



而导致双向因果问题的存在。为进一步识别企业实际杠杆率与企业技术创新之间的因果联系,本文利用杠杆调控政策冲击来进行因果识别检验。本文采用扩展的三重差分DDD模型(Difference-in-Difference-in-Difference)来检验。本文建立的DDD模型中进一步加入是否账面高杠杆率这一虚拟变量,由于低账面杠杆率企业较少会受到杠杆调控政策的影响,因此,通过排除低账面杠杆率企业中实验组和对照组之间由其他因素造成的差异,就能够获得仅由杠杆调控政策冲击带来的影响,从而更好地解决差异趋势等导致的潜在偏差,更准确地进行因果识别。本文设定以下模型:

$$RDA_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 LEVPOLICY_i \times TIME_t \times HLEV_i + \gamma_2 LEVPOLICY_i \times TIME_t + \gamma_3 LEVPOLICY_i \times HLEV_i + \gamma_4 TIME_t \times HLEV_i + \gamma_5 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,  $LEVPOLICY_i$  表示杠杆调控政策冲击变量,当企业为国有企业时,  $LEVPOLICY_i$  取1,否则取0;  $TIME_t$  表示政策冲击时点的虚拟变量,当观测年份在2016—2019年时,  $TIME_t$  取1,否则取0;  $HLEV_i$  表示是否高账面杠杆率企业,杠杆率高于70%的企业可被认定为高账面杠杆率企业,  $HLEV_i$  取1,否则取0。这里主要关注的是三者交乘项的系数  $\gamma_1$ ,当  $\gamma_1$  显著时,则表示政策冲击对企业技术创新产生了显著影响。

表8是采用三重差分法进行因果识别的检验结果。其中,第(1)列是未加入控制变量和固定效应的回归结果,第(2)列是加入控制变量但未控制固定效应的结果,第(3)列是进一步控制固定效应的回归结果。可以看到,第(1)—(3)列中三者的交乘项系数 ( $LEVPOLICY \times TIME \times HLEV$ ) 均显著为负,进一步证明了在进行因果识别后,企业实际杠杆率的提升会对企业技术创新产生显著负面影响。

表8 因果识别的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>
<i>LEVPOLICY</i> × <i>TIME</i> × <i>HLEV</i>	-0.0064*** (0.0014)	-0.0050*** (0.0014)	-0.0019** (0.0008)
<i>LEVPOLICY</i> × <i>TIME</i>	0.0014** (0.0007)	0.0007 (0.0007)	0.0005 (0.0004)
<i>TIME</i> × <i>HLEV</i>	0.0054*** (0.0010)	0.0042*** (0.0011)	0.0009 (0.0006)
<i>LEVPOLICY</i> × <i>HLEV</i>	0.0090*** (0.0008)	0.0052*** (0.0008)	0.0008 (0.0005)
控制变量	否	是	是
年份固定效应	否	否	是
公司固定效应	否	否	是
观测值	13199	12045	11679
R <sup>2</sup>	0.0844	0.1686	0.8515

## 2. 从创新产出角度的分析

本文主要回归以“研发支出/资产总额”作为企业技术创新的代理变量。但是,研发支出仅能反映对创新投入的影响,同时以研发支出作为企业技术创新的衡量也存在一定的问题。一方面,研发支出容易被企业当作获取税收优惠或政策资源支持的工具,导致研发支出越多常常并不意味着研发创新能力越强(杨国超等,2017; Bloom et al., 2020; Boeing and Hünermund, 2020);

另一方面,上市公司在2012年以前研发支出缺报情况较为严重,可能导致一定的测算误差。相对而言,企业专利由国家专利局审查,数据真实且较为完整。同时,企业专利能够从产出角度反映企业的技术创新能力,弥补了仅从创新投入角度衡量技术创新的偏差。因此,本文采用取对数后的专利申请总数(*APP\_TOTAL*)作为企业技术创新产出的变量,并进一步分高质量的发明专利(*APP\_INVENT*)与“短平快”的实用新型和外观设计专利(*APP\_NON\_INVENT*)进行回归。由于创新产出属于左侧受限的截断变量,这里采用Tobit回归来分析。表9反映了从创新产出角度进行分析的结果,其中,第(1)一(3)列是以原实际杠杆率变量对创新产出进行回归的结果,第(4)一(6)列是以扩展的实际杠杆率变量(*ExpALEV*)对创新产出进行回归的结果。可以看到,不论是原实际杠杆率变量,还是扩展的实际杠杆率变量,企业实际杠杆率的提升对企业创新总产出、发明创新产出和非发明创新产出均产生了显著的负面影响。其中,实际杠杆率的提升对非发明创新产出的负面影响最大,对发明创新产出的负面影响最小。企业实际杠杆率的提升可能不仅仅会影响企业创新产出数量,最终也会影响企业的创新质量,这对于企业整体的创新发展是不利的。这一分析从创新产出的角度确认了防范企业实际杠杆率高企对于促进创新长效发展的重要性。

表9 从创新产出角度分析的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>APP_TOTAL</i>	<i>APP_INVENT</i>	<i>APP_NON_INVENT</i>	<i>APP_TOTAL</i>	<i>APP_INVENT</i>	<i>APP_NON_INVENT</i>
<i>ALEV</i>	-0.1978*** (0.0323)	-0.1830*** (0.0309)	-0.2244*** (0.0357)			
<i>ExpALEV</i>				-0.2269*** (0.0385)	-0.1922*** (0.0370)	-0.2543*** (0.0419)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	13126	13126	13126	8203	8203	8203
R <sup>2</sup>	0.1509	0.1553	0.1297	0.1487	0.1501	0.1271

### 3. 创新抑制的来源分析

(1)是否来源于企业的杠杆行为。根据本文的分析,企业技术创新被抑制主要来源于企业杠杆行为导致的实际杠杆率上升,而并非实际杠杆率下降,因此本文需要对创新抑制的源头做进一步验证。具体地,本文通过构建模型(7)、(8)来验证。通过加入降杠杆变量及其与隐性杠杆变量的交乘项,在仅考虑2015年及以后样本区间的情况下,本文分析在杠杆调控政策实行后,实施杠杆行为企业的创新是否比那些没有实施杠杆行为但真实(实际)杠杆率下降的企业创新下降得更多,以此验证创新下降的主要来源是否是杠杆行为。这里采用两种方法来构建降杠杆变量,一种是以企业账面杠杆率是否低于其2015年的账面杠杆率作为降杠杆变量的衡量(*DELEV1*),若企业当年账面杠杆率低于其2015年的账面杠杆率,则*DELEV1*取1,否则取0;另一种是以企业账面杠杆率是否低于上一年的账面杠杆率作为降杠杆变量的衡量(*DELEV2*),若企业当年账面杠杆率低于上一年的账面杠杆率,*DELEV2*取1,否则取0。相关模型设定如下:

$$RDA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DELEV1_{i,t} + \alpha_2 DELEV1_{i,t} \times RLEV_{i,t} + \alpha_3 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (7)$$

$$RDA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DELEV2_{i,t} + \beta_2 DELEV2_{i,t} \times RLEV_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + Industry + Year + \varepsilon \quad (8)$$

其中,  $RLEV_{i,t}$  表示企业隐性杠杆率, 为企业实际杠杆率与账面杠杆率的差值, 若差值小于 0, 则可认为企业不存在杠杆行为, 此时统一令  $RLEV_{i,t}$  取 0。此外, 除降杠杆变量 ( $DELEV1$  和  $DELEV2$ ) 外, 其余变量定义与模型(1)保持一致。

表 10 反映了创新抑制来源的回归结果。可以看到,  $DELEV1$  系数显著为负, 其与企业隐性杠杆率变量的交乘项也显著为负;  $DELEV2$  系数显著为负, 同时其与隐性杠杆率变量的交乘项依旧显著为负。表面看, 降账面杠杆带来了企业技术创新的下降, 但从源头看, 实施杠杆行为的企业比那些没有实施杠杆行为、但真实杠杆率下降的企业的创新下降得更多, 这说明, 创新抑制更多来源于企业的杠杆行为带来的实际杠杆率上升, 意味着防范企业杠杆行为的调控政策有利于促进企业技术创新, 本文的分析得到进一步验证。

表 10 创新抑制来源的回归结果

	(1)	(2)
	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>
<i>DELEV1</i>	-0.0017*** (0.0004)	
<i>DELEV1</i> × <i>RLEV</i>	-0.0014*** (0.0004)	
<i>DELEV2</i>		-0.0011*** (0.0004)
<i>DELEV2</i> × <i>RLEV</i>		-0.0011*** (0.0003)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
观测值	5719	5719
R <sup>2</sup>	0.3710	0.3700

(2) 杠杆行为的结构。本文需要从结构上进一步确认抑制创新的来源。从企业实施杠杆行为的手段看, 企业主要可通过表外负债、明股实债等方式低估负债, 也可能通过固定资产折旧和研发支出资本化等方式高估资产。因此, 本文需要进一步明确到底是怎样的杠杆行为带来了企业实际杠杆率上升对技术创新的负面影响。具体地, 本文通过对低估的表外负债 ( $\ln DEBT\_OB$ )、明股实债 ( $\ln DEBT\_NSRD$ ), 以及通过固定资产折旧 ( $\ln DM\_ASSET$ ) 和研发支出资本化 ( $\ln RDM\_ASSET$ ) 高估的资产分别加 1 后取对数, 作为模型(1)中的被解释变量分别回归, 回归结果如表 11 第(1)–(4)列所示。可以看到, 明股实债和少提固定资产折旧的杠杆行为对技术创新的影响依旧显著为负, 而表外负债和研发支出资本化的杠杆行为对企业技术创新则表现为显著的正面影响。这表明, 总体看, 主要是明股实债和少提固定资产折旧的杠杆行为导致企业实际杠杆率上升, 抑制企业技术创新, 而表外负债和高估研发支出资本化的杠杆行为相对却有利于创新。

为了确认表外负债和明股实债的杠杆行为对技术创新影响的差异, 这里不再采用估计值作为衡量杠杆行为的变量, 而是进一步采用企业财务报告中的经营租赁额作为表外负债的直接衡量, 以及企业少数股东权益占比与少数股东损益占比的差异作为明股实债的直接衡量。一方面, 将租赁业务

设计为经营租赁而非融资租赁是常用的表外负债手段,以此反映企业实际的表外负债情况是合理的。这里采用管理费用( $\ln RENTM$ )和销售费用( $\ln RENTS$ )明细项目中的租赁费并加1取对数来反映。另一方面,企业少数股东权益占比与少数股东损益占比的差异( $LEP$ )能够在一定程度上反映企业的明股实债情况,如果企业少数股东损益在归母净利润中的占比显著低于企业少数股东权益在归母所有者权益中的占比,表明企业并没有按照相应股东权益来进行实际利润的分配,而更多地将利润用于偿还债务,因此,占比差异越大,表明企业实际的明股实债程度越高。这里采用少数股东权益占比与少数股东损益占比的差异来表示,其中,若差异为负数,则统一按照0值处理,即少数股东权益占比低于少数股东损益占比时可认为不存在明股实债。本文替换模型(1)中的被解释变量进行回归,表11中第(5)—(7)列反映了实际的表外负债和明股实债的杠杆行为对技术创新的影响。可以看到,实际情况与按照估计值回归的结果基本一致。一方面,企业管理费用下的租赁费对技术创新的影响显著为正,而销售费用下的租赁费对技术创新的影响尽管不显著,但系数依旧为正,表明表外负债对技术创新的影响总体看确实是正面的;另一方面,企业少数股东权益占比与少数股东损益占比的差异对技术创新的影响显著为负,表明明股实债对技术创新的影响总体上依旧为负。

表 11 创新抑制来源结构的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>	<i>RDA</i>
$\ln DEBT\_OB$	0.0002*** (0.0000)						
$\ln DEBT\_NSRD$		-0.0001*** (0.0000)					
$\ln DM\_ASSET$			-0.0001*** (0.0000)				
$\ln RDM\_ASSET$				0.0005*** (0.0000)			
$\ln RENTM$					0.0013*** (0.0002)		
$\ln RENTS$						0.0002 (0.0001)	
$LEP$							-0.0019*** (0.0006)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	12045	12045	12045	7158	3867	2529	11670
$R^2$	0.3522	0.3351	0.3353	0.3575	0.3607	0.3361	0.3358

从原因看,一方面,表外负债通常不是企业的核心债务,相对而言,明股实债的隐蔽性更强,且通常构成了企业的核心负债,往往会给企业造成更严重的隐性债务风险,导致其实际杠杆率上升,从而抑制企业技术创新;另一方面,通过少提固定资产折旧来高估资产是企业较易实现的杠杆行为,对技术创新的负面影响较大,而将费用化的研发支出进行资本化通常主要发生在高技术行业企业中,某种程度上可能是高技术行业企业在金融机构融资政策或调控政策下不得已的选择,根本不会抑制高技术行业企业进行创新的动力,反而通过账面杠杆率的下降提高其资金可得性而有利于



创新。因此,从结构看,抑制创新的杠杆行为主要是明股实债和少提固定资产折旧,但这意味着并非所有的表外负债和研发支出资本化都完全有利于创新,在不同企业、不同行业间应会存在差异。

## 七、结论与政策建议

研究企业实际杠杆率对企业技术创新的影响有利于更好地认识和完善杠杆调控政策,从而促进稳杠杆与促创新协同共进以及技术创新又快又好发展。本文利用2007—2019年沪深A股非金融上市企业的数据,实证分析了企业实际杠杆率对企业技术创新的影响,得到如下结论:①总体看,实际杠杆率上升会对企业技术创新产生负面影响,杠杆率越高对技术创新的负面影响越大;②实际杠杆率上升会通过降低企业偿债能力提高企业债务成本,加重企业债务负担,扩大企业债务风险,从而抑制企业技术创新;③隐性杠杆率高的企业、大规模企业、高成长性企业、高技术行业企业、数字经济行业企业以及强市场竞争行业企业的实际杠杆率上升对企业技术创新带来的负面影响更大;④实际杠杆率上升对创新产出也会产生显著的负面影响,且对非发明创新产出的负面影响更大;⑤明股实债、少提固定资产折旧的杠杆行为带来的实际杠杆率上升是企业技术创新被抑制的主要来源。基于以上结论,本文提出如下政策建议:

(1)优化杠杆调控政策,坚持防范企业的杠杆行为。优化杠杆调控政策,进一步加强对企业杠杆行为的监管,能够避免企业实际杠杆率的持续上升,真正促进企业技术创新。一方面,监管部门应当进行更为严格的财务审查,要求企业采用符合相关法规要求的会计计量手段,且变更计量手段时必须提出合理有力的证据,保障企业相关会计计量手段的合理性,促使企业真实披露自身的财务状况;另一方面,监管部门更应关注企业永续债等计入的合理性,严防企业通过明股实债等手段隐藏债务、虚增资产。

(2)完善稳杠杆政策,做出更合理的结构性安排。要依据行业特性、企业特性等,科学确定不同类型企业所应遵循的不同的杠杆红线,使得真正需要降杠杆的企业必须切实降杠杆,不需降杠杆的企业则要稳杠杆;同时,监管部门要给予企业充分的空间、时间,避免企业为应付短期监管要求而采取隐藏负债、虚增资产的方式达到形式上降杠杆。对高成长性企业、高技术行业企业、数字经济行业企业、强市场竞争行业企业,应确定各自相应的合理的杠杆率,要为其获得更多外部融资提供条件,从而有力地支持其技术创新;对其他企业则应控制其负债率,特别要严格监管,防止其实施杠杆行为。

(3)平衡企业融资与债务风险之间的关系,持续推进企业技术创新。融资的增加会带来风险的扩大,风险的扩大会反过来不利于企业融资,因此,必须平衡债务风险和企业融资之间的关系。要继续解决信贷资源流动的结构性问题、体制性问题,提高企业融资的便利性,扩大企业融资规模;同时进一步控制企业债务风险,严格标准和程序,保证资金真正配置到具有高创新效率、确需资金的企业,实现扩大融资和降低风险之间的平衡,促进企业持续推进技术创新。

### 〔参考文献〕

- [1]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].技术经济,2021,(12):25-36.
- [2]陈华东.管理者任期、股权激励与企业创新研究[J].中国软科学,2016,(8):112-126.
- [3]黄世忠.资产减值准则差异比较及政策建议[J].会计研究,2005,(1):38-45.

- [4]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5):100-120.
- [5]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.
- [6]林炜.企业创新激励:来自中国劳动力成本上升的解释[J].管理世界,2013,(10):95-105.
- [7]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.
- [8]罗能生,刘文彬,王玉泽.杠杆率、企业规模与企业创新[J].财经理论与实践,2018,(6):112-118.
- [9]李晓溪,杨国超.为发新债而降杠杆:一个杠杆操纵现象的新证据[J].世界经济,2022,(10):212-236.
- [10]马惠娟,耀友福.“去杠杆”政策压力下企业偿还债务还是隐藏债务[J].经济评论,2021,(4):145-162.
- [11]马新啸,窦笑晨.非国有股东治理与国有企业杠杆操纵[J].中南财经政法大学学报,2022,(3):45-59.
- [12]牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].管理世界,2023,(2):83-100.
- [13]饶品贵,汤晟,李晓溪.地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据[J].中国工业经济,2022,(1):151-169.
- [14]饶艳超,胡奕明.银行信贷中会计信息的使用情况调查与分析[J].会计研究,2005,(4):36-41.
- [15]涂心语,严晓玲.数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据[J].产业经济研究,2022,(2):43-56.
- [16]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.
- [17]吴晓晖,王攀,郭晓冬.机构投资者“分心”与公司杠杆操纵[J].经济管理,2022,(1):159-175.
- [18]许晓芳,陆正飞.我国企业杠杆操纵的动机、手段及潜在影响[J].会计研究,2020,(1):92-99.
- [19]许晓芳,陆正飞,汤泰劫.我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J].管理科学学报,2020,(7):1-26.
- [20]杨国超,刘静,廉鹏,芮萌.减税激励、研发操纵与研发绩效[J].经济研究,2017,(8):110-124.
- [21]郑晟祺.去杠杆、经营风险与企业创新[J].统计与决策,2022,(1):174-178.
- [22]周茜,许晓芳,陆正飞.去杠杆,究竟谁更积极与稳妥[J].管理世界,2020,(8):127-148.
- [23]Amore, M. D., C. Schneider, and A. Žaldokas. Credit Supply and Corporate Innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3):835-855.
- [24]Benfratello, L., F. Schiantarelli, and A. Sembenelli. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90(2):197-217.
- [25]Bloom, N., C. I. Jones, J. Van Reenen, and M. Webb. Are Ideas Getting Harder to Find [J]. *American Economic Review*, 2020, 110(4):1104-1144.
- [26]Boeing, P., and P. Hünermund. A Global Decline in Research Productivity? Evidence from China and Germany [J]. *Economics Letters*, 2020, 197:109646.
- [27]Brown, J. R., S. M. Fazzari, and B. C. Petersen. Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom [J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(1):151-185.
- [28]Daley, L. A., and R. L. Vigeland. The Effects of Debt Covenants and Political Costs on the Choice of Accounting Methods: The Case of Accounting for R&D Costs [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1983, 5:195-211.
- [29]Feng, M., J. D. Gramlich, and S. Gupta. Special Purpose Vehicles: Empirical Evidence on Determinants and Earnings Management [J]. *Accounting Review*, 2009, 84(6):1833-1876.
- [30]Hall, B. H. The Financing of Research and Development [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18(1):35-51.
- [31]Kraft, P. Rating Agency Adjustments to GAAP Financial Statements and Their Effect on Ratings and Credit Spreads [J]. *Accounting Review*, 2015, 90(2):641-674.
- [32]Mills, L. F., and K. J. Newberry. Firms' Off-Balance Sheet and Hybrid Debt Financing: Evidence from Their Book-Tax Reporting Differences [J]. *Journal of Accounting Research*, 2005, 43(2):251-282.
- [33]Scott, T. W., C. I. Wiedman, and H. A. Wier. Transaction Structuring and Canadian Convertible Debt [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(3):1046-1071.

## Corporate Leverage and Technological Innovation

ZENG Guo-an<sup>1,2,3</sup>, SU Shi-qin<sup>1</sup>, PENG Shuang<sup>1</sup>

(1. Economics and Management School, Wuhan University;

2. Academy of Development, Wuhan University;

3. Collaborative Innovation Center of Marxist Theory and Chinese Practice, Wuhan University)

**Abstract:** Technological innovation is the key factor for realizing the transformation of China's economic development from factor-driven model to innovation-driven model. Enterprises are the most important subjects of technological innovation. How to give full play to the leading role of innovation in enterprises is crucial to realizing the transformation of China's economic development to innovation-driven model. To leverage external funds is the basic way for enterprises to raise investment funds for technological innovation. However, it does not mean that the higher the leverage ratio, the more conducive it is to the technological innovation of enterprises. If an enterprise lowers its nominal leverage ratio through various means, leading to an increase in the actual leverage ratio, it may be difficult to achieve financing goals. This will also lead to greater debt risk and debt burden because the actual leverage ratio is too high, which is ultimately not conducive to funding investment in technological innovation. Therefore, this paper uses the micro-data of A-share non-financial listed firms from 2007 to 2019 to conduct an empirical analysis of the impact of corporate actual leverage ratio on technological innovation. The results show that the increase in corporate actual leverage ratio significantly inhibits corporate technological innovation, not only inhibiting innovation input but also inhibiting innovation output. From the perspective of the internal mechanism, the increase in corporate actual leverage ratio inhibits technological innovation of enterprises by increasing the debt risk and debt burden. Heterogeneity analysis shows that the increase in corporate actual leverage of enterprises with high implicit leverage, large scale and high growth, and those in high-tech industries, digital economy industries, and strong market competition industries have a greater negative impact on technological innovation. From the perspective of leverage behavior, the negative impact of corporate technological innovation mainly comes from the fact that the enterprise has fake equity and real debt and less depreciation of fixed assets. Since high-quality economic development requires funds to be tilted towards technological innovation, strict supervision should be carried out on high leverage ratio that does not promote technological innovation. Firstly, leverage control policies should be optimized to prevent corporate leverage behavior, and control corporate leverage ratio. Secondly, it is necessary to improve leverage stabilization policies, and make more reasonable structural arrangements. Based on technological innovation, we should adopt classified policies to carry out structural leverage control and structural leverage stabilization scientifically. Thirdly, we should balance the relations between corporate financing and debt risk, and continue to promote corporate technological innovation. The main contributions of this study lie in four aspects. Firstly, from the perspective of the actual leverage of enterprises, a new path of leverage regulation to promote technological innovation of enterprises has been discovered. Secondly, it is clarified that "stabilizing leverage" and "promoting innovation" can coexist. Thirdly, the impact of leverage behavior on corporate technological innovation is heterogeneous among enterprises with different leverage compositions, corporate characteristics, and industry characteristics, which provides a more specific reference for how to improve the leverage structure and optimize the means of stabilizing leverage. Fourthly, the specific leverage behaviors that inhibit innovation are discovered, and structural suggestions for the governance of corporate leverage behaviors are provided to promote innovation.

**Keywords:** actual leverage ratio; implicit leverage; structural leverage stabilization; debt effect; technological innovation

**JEL Classification:** G32 M41 O31

[责任编辑:覃毅]