

# “结构性”去杠杆、企业金融化与创新投资

窦 炜 张书敏

(华中农业大学经济管理学院, 武汉 430070)

〔摘要〕 本文将去杠杆政策的实施作为一个“天然的”准自然实验,以我国2012~2019年非金融类A股上市公司为样本,采用双重差分模型实证研究了“结构性”去杠杆政策的实施对企业金融资产及创新投资的影响。结果发现:“结构性”去杠杆政策会显著降低过度负债企业的金融资产配置比重,同时提升其科技创新投入水平,且这一关系在高新技术企业中表现的更为明显;进一步研究表明,“结构性”去杠杆政策在政府补助金额较低和银企关系并不是很密切的企业中,对其金融化的抑制作用更加显著;细分债务期限后,发现“结构性”去杠杆政策对企业金融化的抑制作用主要通过降低长期债务的方式实现。

〔关键词〕 “结构性”去杠杆 金融化 创新投资 实体经济 双重差分模型 高新技术企业

DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2021.09.002

〔中图分类号〕 F279.2; F832 〔文献标识码〕 A

## 引言

为了抵御2008年世界金融危机的影响,近年来我国一直保持宽松的货币和财政刺激政策,虽然暂时规避了经济硬着陆风险,但还是留下了高杠杆和债务风险的“后遗症”。Wind统计显示:自2008年开始我国进入了长达9年的快速加杠杆时期,企业部门杠杆率由95%迅速上升到2016年的峰值158%,远高于OECD(经济合作与发展组织)国家90%的阈值。尽管杠杆率的提升给企业更多的自由现金流,但在目前我国实体经济“遇冷”的背景下,出于资本的逐利性动机<sup>[1]</sup>,越来越多的传统实体经济企业将杠杆资金进行房地产及金融资产投资<sup>[2-4]</sup>。企业从银行等金融机构获得杠杆资金,但却没有投入到实体经济领域,而是进入金融市场,以获取丰厚的短期投机性收益。这虽然看起来暂时抵御了流动性风险,缓解了市场竞争<sup>[5]</sup>,但非金融企业将大量的杠杆资金投向金融领域,造成了对实业投资的挤占效应<sup>[6]</sup>,同时抑制了企业的创新活动<sup>[7-9]</sup>,宏观上还可能加剧经济波动<sup>[10,11]</sup>,严重影响我国实体经济的高质量发展和资本市场的稳定运行。

那么,如何在实体经济低迷的现实背景下,有

效地解决非金融企业的“脱实向虚”问题呢?我国宏观经济逐步深化和完善的“去杠杆”政策,试图从企业资金供给的角度寻求解决方案。2015年12月,中央政府首次将去杠杆列为国家供给侧结构性改革的五大任务之一,将其作为我国当前的重要经济工作进行部署。在我国以间接融资为主导的银行金融体系下,通过阻断过度负债企业的杠杆资金来源,可以在很大程度上有效抑制企业进行金融资产投资,但同时可能引发的另一个问题是:“一刀切”式的去杠杆改革在抑制企业滥用资金投资金融资产的同时,也会抑制企业的实体经济投资,甚至无法满足企业正常合理的资金需求,进而引发宏观经济的衰退。因此,国务院和中央财经委员会等相继提出了“结构化”去杠杆的政策目标<sup>①</sup>。那么,究竟该如何把握去杠杆政策的“结构性”?或者说,到底应该去除哪些企业的什么杠杆,才能做到平稳去杠杆,实现“去杠杆”和“稳增长”的双重政策目标呢?

从微观企业的财务报表看,“去杠杆”是从企业资金来源的视角,减少债务杠杆,而“稳增长”则是从资金使用的角度,强调资产质量和投资效果,二者并不矛盾。化解企业的债务风险,既

收稿日期:2021-06-03

基金项目:教育部人文社会科学基金项目“混合所有制改革背景下的企业集团控制权和投资结构异化问题研究”(项目编号:17YJA630012);中央高校基本科研业务费专项基金项目“混合所有制改革背景下实体经济企业集团投资结构异化问题研究”(项目编号:2662021JGPGY03)。

作者简介:窦炜,华中农业大学经济管理学院副教授,博士,硕士生导师。研究方向:公司财务与资本市场。张书敏,华中农业大学经济管理学院硕士研究生。研究方向:公司财务与资本市场。

依赖其资产的数量,更需要考虑资产的质量以及未来的盈利能力。如果将杠杆资金用于实体经济领域,提升企业的核心竞争力,而不是投资资本市场,这就不是“结构性”去杠杆的政策目标。因此,关键的问题是,以企业资金投向或资产配置的独特视角,分析杠杆率及其变动,而并非简单的强调杠杆率的高低。

已有研究表明,企业过度负债程度、产权性质、金融市场化等因素<sup>[12-14]</sup>都会影响微观企业去杠杆政策的实施效果。去杠杆政策的实施确实降低了企业的金融负债比重,但同时也增加了经营负债的比例<sup>[15]</sup>;向下动态调整资本结构会抑制企业的财务风险和破产风险,但同时挫伤了投资者的信心<sup>[16]</sup>;过度负债程度越高的企业,去杠杆的可能性和程度也越大<sup>[13]</sup>。纵观现有文献,主要从影响企业去杠杆的因素和去杠杆政策实施的现状及经济后果两个方面展开,鲜有文献深入到非金融企业的金融资产配置领域,将“结构化”去杠杆政策与“脱实向虚”的微观企业金融化现象相结合,以企业资金投向这一特殊视角,研究“结构化”去杠杆政策实施对企业资产配置结构的深入影响。这正是本文关注的问题。

本文的边际贡献在于:(1)从企业金融资产配置和创新投资的独特视角,研究了“结构性”去杠杆政策对过度负债企业资金投向的影响,并证实了“结构性”去杠杆对企业金融化及创新投资的积极作用,为政策的进一步深化实施提供经验依据;(2)由于企业的投资行为往往是多种政策实施的综合效果,本文将政府补助和银企关联引入现有研究框架中,分析财政政策和信贷政策的差异对“结构性”去杠杆政策实施效果的影响,形成了对已有研究的深化和扩展。

## 1 理论分析与研究假设

### 1.1 “结构性”去杠杆政策对企业金融化及创新投入的影响

现代公司财务与公司治理理论认为合理的负债因其监督效应和相机治理机制,能够对公司治理起到正向促进作用<sup>[17]</sup>,但研究表明过度负债会弱化杠杆的这种正向影响,同时为企业从事投机性金融投资提供资金支持<sup>[18]</sup>。当企业拥有过度的杠杆资金时,出于资本的逐利性和债务还本付息的刚性压力,企业要求能够在短期内产生足够利润的投资项目。金融市场便成为了企业的最佳选

择。由于实体经济投资回报期较长,而且在我国经济体制改革的特殊时期,实体经济投资显著低于金融投资回报率也是不争的事实<sup>[1]</sup>。在两种因素共同作用下,企业将大量杠杆资金进行短期的投机性逐利也就不难理解了。可是,宏观杠杆率的上升势必会增大系统性金融风险,且微观上企业对金融投资利润的依赖和维持债务资金的持续性必然导致企业长期处于过度负债状态,以及面临较高的财务风险与破产成本。这又会进一步导致企业减少对实体经济投资的恶性循环,尤其是对高风险高投入且不确定性强的创新研发项目投资<sup>[19]</sup>。因此,政府有关部门不断强调,应积极实施有针对性的去杠杆政策并促进实体经济投资。

“一刀切”式的去杠杆是通过限制商业银行对企业的授信,这势必会误伤一部分健康发展的正常企业,对实体经济产生冲击。为缓解政策的负面效应,政府强调有针对性地降低对不同类型企业的债务供给。中央财经委员会第一次会议明确指出“以‘结构性’去杠杆为基本思路,分部门、分债务类型提出不同要求,努力实现宏观杠杆率稳定和逐步下降”。已有研究认为:“结构性”去杠杆就是降低低效配置资金企业的杠杆率,保留有效杠杆的同时去除高风险和不可持续性杠杆<sup>[20]</sup>。“结构性”去杠杆的最终目的是在有效控制宏观杠杆率稳定的同时,调整杠杆结构,减少“坏的杠杆”并增加“好的杠杆”。当然,这里杠杆的好坏区别在于债务资金的使用用途和效率。

从资金循环运转看,盈利水平不断提高并进行正常杠杆融资的企业,从外部借更多的钱是合理的。因为它将资金投入到企业的主业运营和创新研发中,且预期未来的现金流和抵押物能够偿还债务,实现杠杆资金的良性循环。现有研究称之为“蓄水池”效应<sup>[4]</sup>。此时,企业刚性配置一定数量的金融资产是出于正常的流动性预防动机。相反,过度负债企业将杠杆资金进行金融投资,表现出利润对金融渠道获利的高度敏感性和依赖性。这种没有经济基本面支持的金融投资,不仅会放大企业的财务风险,也会对企业的实体创新投资形成“挤出”效应。这才是“坏的杠杆”以及政策实施的重点目标。“结构性”去杠杆政策的实施是通过资金来源和信贷资源的配置对企业投资行为产生影响。如果是出于“蓄水池”效应而配置金融资产,那么企业配置金融资产的规模

应与其整体经营和资产规模相当,且为刚性的。只要企业经营和资产规模不变,那么企业配置金融资产的数量也不变,“结构性”去杠杆政策不会产生影响。不同的是,如果是为了追求短期投机性利润而大量配置金融资产,那么当企业的杠杆资金来源受到“结构性”去杠杆政策实施的影响时,就必然会减少金融资产投资。同时,企业的盈利能力也会大幅下降,因为盈利并非来自于经营利润,而是源自于金融渠道获利。但也正是因为如此,信贷资源的配置效率得到了提升,实体经济企业有机会获得更多的杠杆资源。钟宁桦等<sup>[21]</sup>的研究就表明,随着宏观上企业整体债务融资的下降,债务利息率也大幅下降,这有利于提高实体经济收益率。“结构性”去杠杆会逐步引导企业优化资金安排,降低金融资产配置比重,加大实体经济领域投资,聚焦回归主业。基于此,本文提出假设1。

H<sub>1</sub>:“结构性”去杠杆政策会显著抑制过度负债企业的金融资产配置,提升创新研发投入。

## 2.2 “结构性”去杠杆政策、科技创新与企业金融化

“结构性”去杠杆政策的关键在于对企业的获利渠道和能力进行有效区分,通过差异化的信贷政策实现“去杠杆”和“稳增长”的双重目标。

很难想象一个实体业务创新能力和获利能力很强的科技创新型企业,会将大量的杠杆资金投入金融市场中。因为,即使是出于逐利性动机,这些企业也会将杠杆资金投入获利能力更强的实体经济中。原因是:(1)科技创新型企业自身的研发水平就比较出色,能够凭借自身实力进行内源融资,对银行贷款的依赖性较弱;(2)这些企业自身盈利水平较好,有比金融资产配置更值得投资的实体项目。因此,高新技术企业并没有动机和意愿持有大量的金融资产。相反,在非高新技术企业中,科技创新含量不足,实体经济业务投资回报率低,内源融资能力弱,对于外部杠杆资金的依赖性较强,受去杠杆政策实施的影响也更显著。

另外,高新技术企业是知识密集、技术密集的经济实体,一般都具备了良好的企业管理制度和创新研发团队。同时,由于创新投资本身具有投入大、周期长、不确定强等特点,如果再背负巨大的债务压力和财务风险,更加威胁企业发展和运营。特别是初创阶段的高新技术企业,投资人

和债权人迫切的要求投资回报,让企业管理层和研发团队承受巨大的压力。因此,这些企业可能对于降低杠杆率和财务风险,提升创新水平的紧迫性和主动性更强。基于此,本文提出假设2:

H<sub>2a</sub>:“结构性”去杠杆政策对过度负债的高新技术企业金融化抑制作用更强。

H<sub>2b</sub>:“结构性”去杠杆政策对过度负债的非高新技术企业金融化抑制作用更强。

## 2 研究设计

### 2.1 研究模型与实验设计

为避免内生性问题的困扰,本文采用“双重差分模型”研究“结构性”去杠杆政策这一外生变量实施对企业金融资产配置及创新投资的影响。本文将过度负债企业设定为实验组,其他设定为控制组,构建双重差分模型对假设1进行验证。其中, $\beta_1$ 度量了实验组与控制组样本在金融化水平和创新投资上的差异, $\beta_2$ 度量了去杠杆政策实施前后的差异,而 $\beta_3$ 则测算了去杠杆政策实施前后对企业资金投向的净效应。

$$Fin_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treated_{i,t} + \beta_2 Time_{i,t} + \beta_3 Treated_{i,t} \times Time_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}$$

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treated_{i,t} + \beta_2 Time_{i,t} + \beta_3 Treated_{i,t} \times Time_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t}$$

同时,为进一步检验“结构性”去杠杆政策实施对高新技术企业的影 响,本文对假设2进行验证:参考杨国超和芮萌的研究<sup>[22]</sup>,根据上市公司是否通过《高新技术企业认定管理办法》的认定<sup>②</sup>,将样本进行分组,检验“结构性”去杠杆政策实施的差异性影响。

(1)被解释变量。①企业金融化程度(*Fin*)。借鉴 Barane 和 Hake<sup>[23]</sup>的研究,本文将交易性金融资产、发放贷款及垫款、衍生金融资产、持有至到期投资、可供出售金融资产和投资性房地产定义为金融资产。考虑到我国特殊的经济背景,本文将投资性房地产纳入到金融资产中核算,因为企业获取投资性房地产的主要目的是赚取租金或资本增值,具有很强的金融属性<sup>[5]</sup>。②企业的创新投入水平(*RD*)。参考王红建等<sup>[9]</sup>的研究,本文用研发投入金额占净利润的比重进行衡量。

(2)解释变量。①处理变量(*Treated*)。根据2018年1月国务院国资委制定的《中央企业“降杠杆、减负债、控风险”指导意见》:“为保证企

业稳健发展的合理资产负债率控制标准,分成三大类:工业企业为70%、非工业企业为75%、科研设计企业为65%”<sup>③</sup>。参考这一标准,本文认定上市公司分别属于工业企业、非工业企业和科研设计企业时<sup>④</sup>,各自设定最低标准资产负债率为70%、75%和65%,当企业实际资产负债率高于其最低标准时, *Treated* 取值为1作为实验组,否

则为0作为控制组;②时间变量(*Time*)。中央首次正式提出去杠杆政策是在2015年12月,故2016年以前的样本 *Time* 取值为0,2016年及以后的样本取值为1;③交互项(*Treated*×*Time*),用来检验政策对实验组样本的净效应。各主要变量及控制变量具体定义详见表1。

表1 变量定义表

变量	符号	变量定义
企业金融化程度	<i>Fin</i>	(交易性金融资产+发放贷款及垫款金额+衍生金融资产+持有至到期投资+可供出售金融资产+投资性房地产)/净资产
企业创新投入水平	<i>RD</i>	研发投入金额/净利润
处理变量	<i>Treated</i>	虚拟变量,当企业为过度负债样本时,属于实验组,赋值为1,反之则赋值为0
时间变量	<i>Time</i>	虚拟变量,如果样本在2015年之后(不包含2015年)赋值为1,否则赋值为0
去杠杆政策	<i>Treated</i> × <i>Time</i>	虚拟变量,用于检验去杠杆政策对处理组的政策净效应
高新技术企业	<i>Hightech</i>	虚拟变量,如果样本企业通过了《高新技术企业认定管理办法》,则 <i>Hightech</i> 取值为1,否则取值为0
政府补助	<i>HighSubsidy</i>	虚拟变量,用上市公司获得的政府补助总额占上期末总资产的百分数进行衡量,若其高于均值 <i>HighSubsidy</i> 取值为1,否则取值为0
银企关系	<i>BankTie</i>	虚拟变量,采用企业高管、董事是否存在银行关联表示,若该高管现在或曾在银行任职,则 <i>BankTie</i> 赋值为1,否则取值为0
债务期限	<i>nlev</i>	虚拟变量,用企业的非流动负债总额除以总资产来衡量,若其高于均值则 <i>nlev</i> 取值为1,否则 <i>nlev</i> 取值为0
公司规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
企业运营时间	<i>Age</i>	当年与企业注册成立年的差值
托宾Q值	<i>TQ</i>	资产市值与总资产(账面值)之比,其中资产市值为权益市值与总负债(账面值)之和
有形资产占总资产比重	<i>Tang</i>	固定资产与存货之和除以总资产
成长能力	<i>Growth</i>	本期营业收入与上年同期营业收入的差与上年同期营业收入的比值
第一大股东持股比例	<i>Shareholder</i>	当年第一大股东持股比例
经营性现金流	<i>CF</i>	当期经营活动产生的现金流量净额与期初总资产之比
资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产余额
年份	<i>Year</i>	年度哑变量
行业	<i>Industry</i>	行业哑变量

## 2.2 研究样本与数据来源

去杠杆政策的正式提出是2015年12月,故本文选取2016年前后4年为事件窗口,样本区间为:2012~2019年。本文对样本数据进行如下筛

选:(1)剔除金融和房地产的样本;(2)剔除ST、\*ST标识的样本;(3)剔除数据不完整的样本。为避免极端值对回归结果的干扰,对所有连续性变量在1%和99%分位上缩尾。最终有效观

测值为20120个。本文使用Stata15.0软件,研究数据来自于国泰安数据库。

### 3 实证结果分析

#### 3.1 描述性统计分析

表2和图1为企业金融化和创新投入水平的分年度描述性统计。从全样本来,金融化水平在2014~2018年趋于平稳,其他年份呈上升趋势,创新投入波动上升。本文重点关注的过度负债样本,企业金融化和创新投入表现出此消彼长的负

相关关系,初步证实了企业金融资产投资对创新投资的“挤出”效应。在“结构性”去杠杆政策实施的第2年,过度负债企业的金融资产配置明显下降,同时创新投资显著上升。表3为其他变量的描述性统计结果。从表中可以看出, *Treated* 均值为0.07843,表明样本中过度负债企业约占8%。*Time* 均值为0.58683,表明政策实施前后的样本分布较均衡。

表2 主要变量分年度描述性统计

年度	N	Fin		RD	
		全样本	实验组	全样本	实验组
2012	2015	0.036363	0.060247	0.597341	0.467687
2013	1999	0.039329	0.071779	0.707905	0.878952
2014	2064	0.058300	0.095715	0.661526	0.544014
2015	2235	0.059670	0.095992	0.668091	0.534883
2016	2498	0.063299	0.099867	0.670936	0.670404
2017	2909	0.060322	0.115910	0.616134	0.616960
2018	3105	0.062971	0.114642	0.698099	0.892433
2019	3295	0.084275	0.066495	0.775713	1.121081
Total	20120	0.060258	0.088351	0.679385	0.728873

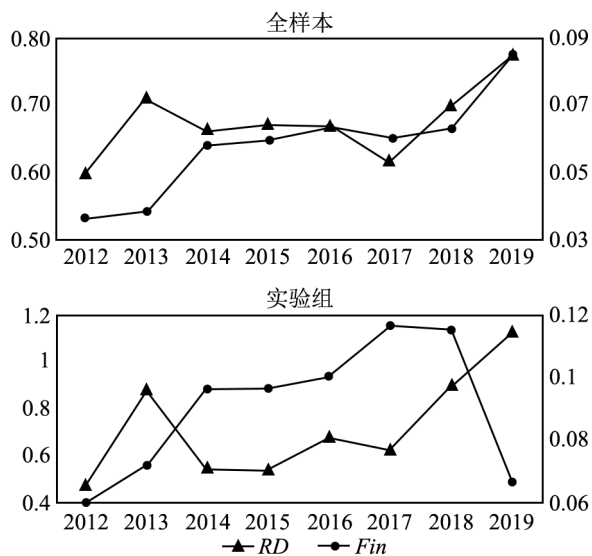


图1 2012~2019年企业资产配置走势图

#### 3.2 回归结果分析

表4列示了DID模型的回归结果。结果显示,变量 *Treated* 在1%水平上显著为正,交互项也在10%显著性水平上通过了检验,表明过度负债企业确实配置了更多的金融资产,而“结构性”去杠杆政策的实施则有针对性地显著降低了这些企

业的金融化水平。列(2)中,交互项系数在1%水平上显著为正,说明“结构性”去杠杆政策显著促进了过度负债企业的创新投入。由此,本文的假设1得到验证。

为研究科技创新要素在“结构性”去杠杆政策对企业金融资产配置中的影响机制,本文按样本是否为高新技术企业进行分组回归。如果样本企业通过了《高新技术企业认定管理办法》,则 *Hightech* 取值为1,否则为0。表5的分组回归检验结果显示,高新技术企业样本的交互项系数在1%水平上显著负相关,而当 *Hightech* = 0时,交互项系数没有通过显著性测试。这说明“结构性”去杠杆政策对过度负债高新技术企业金融化抑制作用更强。

### 4 基于资金来源的差异性研究

在主假设中本文已经验证了“结构性”去杠杆政策对我国非金融企业金融资产配置起到了显著的抑制作用。考虑到政府补助和银企关联在企业资金来源中同样起到了十分重要的作用,本文分别从政企和银企关系的角度进行了拓展研究。此

表3 其他变量总体描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	均值	中位数	标准差	变异系数
<i>Treated</i>	20120	0.00000	1.00000	0.07843	0.00000	0.26885	3.42796
<i>Time</i>	20120	0.00000	1.00000	0.58683	1.00000	0.49242	0.83911
<i>Size</i>	20120	10.69233	16.82948	12.89901	12.72477	1.25610	0.09738
<i>Age</i>	20120	7.00000	35.00000	17.96367	18.00000	5.43015	0.30229
<i>TQ</i>	20120	0.87671	8.35721	2.04668	1.63875	1.26719	0.61914
<i>Tang</i>	20120	0.01536	0.77119	0.34846	0.33599	0.17134	0.49172
<i>Growth</i>	20120	-0.48780	2.53749	0.16241	0.08789	0.39105	2.40779
<i>Shareholder</i>	20120	0.08790	0.74180	0.34715	0.32840	0.14705	0.42358
<i>CF</i>	20120	-0.13730	0.23245	0.04914	0.04794	0.06531	1.32915
<i>ROA</i>	20120	-0.22447	0.19299	0.04096	0.03923	0.05644	1.37770

表4 “结构性”去杠杆政策对企业金融化和创新投资的影响

变量	(1)	(2)
	<i>Fin</i>	<i>RD</i>
<i>Treated</i>	0.02316*** (5.37)	-0.12073** (-2.23)
<i>Time</i>	0.02915*** (8.80)	0.13032*** (3.14)
<i>Treated×Time</i>	-0.01025* (-1.76)	0.21756*** (2.99)
<i>Age</i>	0.00261*** (16.72)	-0.00266 (-1.35)
<i>Size</i>	0.00519*** (6.80)	0.04945*** (5.16)
<i>TQ</i>	0.00346*** (4.61)	-0.00560 (-0.60)
<i>ROA</i>	-0.10344*** (-6.31)	-1.92340*** (-9.35)
<i>Growth</i>	-0.00958*** (-4.67)	-0.09447*** (-3.67)
<i>Shareholder</i>	0.00704 (1.25)	-0.20569*** (-2.91)
<i>Tang</i>	-0.10698*** (-20.44)	0.18171*** (2.77)
<i>CF</i>	0.02172 (1.61)	-1.52996*** (-9.01)
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制

注：括号内为t值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表5 “结构性”去杠杆政策、科技创新与企业金融化

变量	<i>Fin</i>	
	<i>Hightech</i> = 1	<i>Hightech</i> = 0
<i>Treated</i>	0.03769*** (8.33)	-0.01268 (-1.20)
<i>Time</i>	0.02925*** (8.98)	0.01497 (1.54)
<i>Treated×Time</i>	-0.02342*** (-3.88)	0.01749 (1.20)
<i>Age</i>	0.00178*** (11.73)	0.00487*** (10.05)
<i>Size</i>	0.00718*** (9.65)	-0.00039 (-0.17)
<i>TQ</i>	0.00528*** (7.18)	-0.00465** (-2.09)
<i>ROA</i>	-0.10088*** (-6.35)	-0.14180*** (-2.81)
<i>Growth</i>	-0.00700*** (-3.45)	-0.00937 (-1.60)
<i>Shareholder</i>	-0.00170 (-0.31)	0.01918 (1.20)
<i>Tang</i>	-0.08412*** (-15.77)	-0.19322*** (-13.69)
<i>CF</i>	0.02938** (2.21)	-0.01529 (-0.39)
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制

注：括号内为t值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

外, 本文还分析了杠杆期限特征对“结构性”去杠杆政策实施存在的差异性影响。

#### 4.1 “结构性”去杠杆政策、政府补助和企业金融化

政府补贴能直接给企业注入大量资金以缓解融资约束, 从而使企业受到降杠杆的影响。并且, 政府补助通常出于政治晋升和经济改革的考虑而采用“扶优扶强”的模式, 更青睐那些高盈利水平的企业<sup>[24]</sup>。这会让盈利能力强的企业进一步发挥自身优势, 不断做大做强主业。相反, 受到较少政府补助的企业本身资产配置并不合理, 且更加依赖外部债务融资, 去杠杆会迫使管理者优化投资结构, 较大程度降低金融资产配置。参考余明桂等的做法<sup>[24]</sup>, 本文将上市公司获得的政府补助总额占上期末总资产的比例作为衡量指标, 若样本高于均值, 则 *HighSubsidy* 取值为 1, 认定为高政府补助样本, 否则 *HighSubsidy* 取值为 0。表 6 分组检验回归结果显示: 当 *HighSubsidy* = 1 时, 交互项系数并不显著。这说明受到较多政府补助的企业一般盈利能力较强且投资结构合理, 对去杠杆政策并不敏感; 而当 *HighSubsidy* = 0 时, 交互项前的回归系数显著为负。这表明, 低政府补助企业由于本身主业经营较差, 更倾向于用大量债务资金从事金融资产投资, 因此受“结构性”去杠杆政策影响更大。

表 6 “结构性”去杠杆政策、政府补助和企业金融化

变量	Fin	
	<i>HighSubsidy</i> = 1	<i>HighSubsidy</i> = 0
<i>Treated</i>	-0.00909* (-1.80)	-0.00743*** (-2.76)
<i>Time</i>	0.04400*** (2.77)	-0.00056 (0.06)
<i>Treated</i> × <i>Time</i>	-0.00753 (-0.94)	-0.00687* (-1.84)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制

注: 括号内为 t 值, \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

#### 4.2 “结构性”去杠杆政策、银企关系和企业金融化

已有研究表明, 密切的银企关系有助于降低

企业融资成本、提高融资质量、让企业更便利地进行长期金融负债融资, 通过减少企业对经营负债和短期负债的依赖, 降低财务风险<sup>[25]</sup>。因此, 上市公司可能通过良好的银企关系回避“结构性”去杠杆政策对其产生的负面影响。参考 Booth 和 Deli<sup>[26]</sup>的研究, 本文采用企业高管、董事是否存在银行关联表示 (*BankTie*)。若确认高管现在或曾经在银行任职, 则 *BankTie* 赋值为 1, 否则为 0。表 7 为银企关系分组检验回归结果: 当 *BankTie* = 1 时, 交互项系数并不显著, 表明良好的银企关系会让企业更容易取得银行贷款, 受到“结构性”去杠杆政策的影响不大; 而当 *BankTie* = 0 时, 交互项系数显著为负, 说明没有银企关联的企业对“结构性”去杠杆政策的实施更加敏感。

表 7 “结构性”去杠杆政策、银企关系与企业金融化

变量	Fin	
	<i>BankTie</i> = 1	<i>BankTie</i> = 0
<i>Treated</i>	-0.00190 (-0.48)	-0.00988*** (-3.38)
<i>Time</i>	-0.00279 (-0.56)	0.00067 (0.15)
<i>Treated</i> × <i>Time</i>	-0.00698 (-1.31)	-0.00742* (-1.70)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制

注: 括号内为 t 值, \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

#### 4.3 基于杠杆期限的进一步研究

本文采用非流动负债占总负债的比重表示长期杠杆 (*Long*), 表 8 的 Panel A 为长期杠杆对企业金融资产配置的回归结果。变量 *Long* 的回归系数在 1% 水平上显著为正, 表明长期杠杆比重高的企业会配置更多的金融资产。Panel B 中进一步的债务期限分组检验回归结果显示: 当样本长期杠杆高于均值时, 交互项回归系数显著为负; 而当长期杠杆低于样本均值时, 交互项回归系数没有通过显著性测试。这说明“结构性”去杠杆政策主要是通过作用于降低长期债务来达到抑制企业金融资产配置的效果。

表8 基于杠杆期限的进一步研究

Panel A 长期杠杆与企业金融化		
	<i>Fin</i>	
<i>Long</i>	0.03660*** (7.00)	
<i>Controls</i>	YES	
Panel B“结构性”去杠杆政策、杠杆期限与企业金融化		
变量	<i>Fin</i>	
	<i>nlev</i> = 1	<i>nlev</i> = 0
<i>Treated</i>	-0.00570* (-1.65)	-0.00953*** (-2.87)
<i>Time</i>	0.03030** (2.24)	0.00488 (0.52)
<i>Treated</i> × <i>Time</i>	-0.00815* (-1.66)	-0.00552 (-1.12)
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Year</i>	控制	控制
<i>Industry</i>	控制	控制

注：括号内为t值，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

## 5 稳健性检验

### 5.1 共同趋势检验

为验证过度负债的处理组和控制组在政策实施之前是否具有共同的变化趋势，本文进行了以下工作：(1) 图2列示了金融资产占比和金融资产绝对值取对数的年度趋势图，实线代表过度负债的实验组，虚线代表控制组。图中显示，在“结构性”去杠杆政策实施前，两组样本企业的金融化水平变动趋势整体上是—致的；(2) 通过验证年度效应的方法来检验两组样本是否具有共同趋势。回归结果如表9所示，在政策实施的前4年里，交互项系数都没有通过显著性测试，说明政策实施前实验组和对照组不存在明显差别，共同趋势假设得以验证。

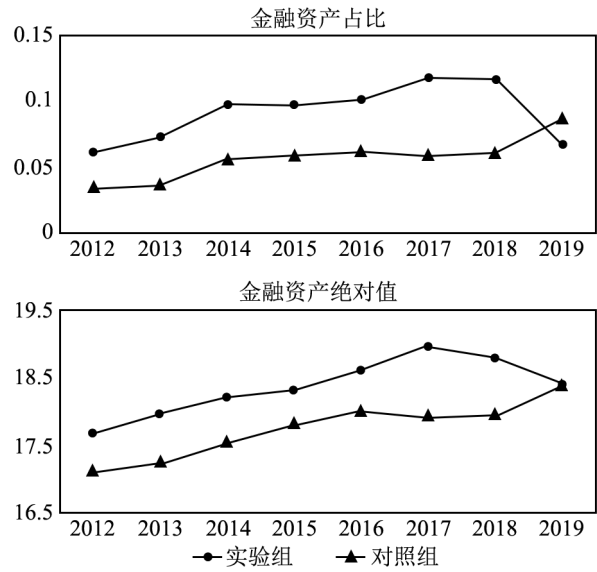


图2 共同趋势

表9 共同趋势检验

<i>Time</i>	$\beta_3$
2012	-0.01103 (-1.29)
2013	0.00173 (0.20)
2014	0.00652 (0.75)
2015	0.00330 (0.36)

### 5.2 替换被解释变量的度量方式

本文替换了金融资产配置和企业创新投入水平的度量方式。(1) 在金融资产变量 *Fin* 的度量上，剔除投资性房地产项目；(2) 以金融资产获利衡量企业的金融化水平，用企业当前的投资收益与公允价值变动损益之和，除以营业收入计算；(3) 无形资产净额占总资产的比重，用企业历年创新投入的累积产出净额衡量企业实际的创新水平；(4) 采用当期研发投入支出资本化金额占净资产的比重来衡量企业当前的创新投资水平。替换变量度量方式后，回归结果与前述研究保持一致。

表10 变换衡量方式的回归结果

变量	<i>Fin</i>		<i>RD</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treated</i>	-0.29502*** (-2.84)	-0.00315 (-1.51)	-0.01424*** (-5.96)	0.00005 (0.13)
<i>Time</i>	1.36041*** (13.51)	-0.00458*** (-2.83)	-0.00710*** (-3.84)	0.00055** (2.19)
<i>Treated</i> × <i>Time</i>	-0.36969*** (-2.75)	-0.00583** (-2.05)	0.00572* (1.75)	0.00128*** (2.72)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES

### 5.3 子样本检验

(1) 去除政策实施前后两年样本。去杠杆政策的提出是在2015年的12月, 本文将2016年及

以后年份作为政策实施年份。在此, 将2015年和2016年企业的样本值删除, 排除滞后效应和预期效应的干扰后, 回归结果与前文研究一致。

表 11 去除政策实施前后两年样本的回归结果

变量	Fin		
	All	Hightech = 1	Hightech = 0
Treated	0.02573*** (5.27)	0.04240*** (8.17)	-0.01615 (-1.38)
Time	0.03139*** (9.32)	0.03153*** (9.43)	0.01457 (1.49)
Treated×Time	-0.01414** (-2.14)	-0.03159*** (-4.56)	0.02447 (1.50)
Controls	YES	YES	YES

(2) “结构性”去杠杆正式提出时间前后研究。国务院在2018年明确了“结构性”去杠杆的政策含义, 并对过度负债企业进行分类指导和区别施政。为保证研究结论的稳健性, 本文重新

设定“结构性”去杠杆政策实施时间为2018年, 分别取政策实施前后各1年的数据进行回归。表12中的回归结果显示与本文前述研究结论相同。

表 12 “结构性”去杠杆正式提出时间前后回归结果

变量	Fin		
	All	Hightech = 1	Hightech = 0
Treated	0.06167*** (6.01)	0.07084*** (6.28)	0.02128 (0.92)
Time	0.02520*** (7.54)	0.02671*** (8.05)	0.00415 (0.41)
Treated×Time	-0.08158*** (-6.32)	-0.08611*** (-6.32)	-0.04996 (-1.55)
Controls	YES	YES	YES

### 5.4 变换回归方法

为保证研究结论的稳健性, 本文采取Tobit回

归模型进行检验, 得到的回归结果同样与前述相同。

表 13 Tobit 回归结果

变量	Fin		
	All	Hightech = 1	Hightech = 0
Treated	0.02316*** (5.38)	0.03769*** (8.34)	-0.01268 (-1.20)
Time	0.02915*** (8.81)	0.02925*** (8.99)	0.01497 (1.55)
Treated×Time	-0.01025* (-1.77)	-0.02342*** (-3.89)	0.01749 (1.21)
Controls	YES	YES	YES

## 6 内生性检验

考虑到去杠杆政策本身是内生于经济的现状, 由于过度负债企业过高的杠杆率水平和财务风险, 政府才会有针对性的实施“结构性”去杠杆政策, 故该政策不完全是外生的。或者说, 受“结构性”

去杠杆政策影响的过度负债企业与未受政策影响的企业, 在政策事件发生节点之前也可能存在系统性差异, 本文前述采用的DID模型无法完全消除内生性问题的困扰。为解决可能存在的内生性问题, 本文分别通过工具变量法、倾向得分匹配

和控制公司固定效应3种方法进行内生性测试。

### 6.1 工具变量法

本文设定工具变量为同时期同行业其他上市公司的杠杆率均值,以解决可能存在的内生性问题。之所以选择该变量作为工具变量,是考虑到我国上市公司的投融资行为往往会受到同时期同行业其他企业的做法进行效仿,同时期同行业其他上市的杠杆率水平很可能对样本企业的杠杆率选择产生显著正向影响,但其他上市公司的行为一般不会对本企业金融资产配置和研发投入产生显著的直接影响。

表14报告了使用工具变量法进行回归分析的结果,Panel A为第一阶段回归结果,Panel B为第二阶段回归结果。在第二阶段回归中,被解释变量为上市公司的实际杠杆率水平,解释变量为

工具变量  $IV$ 。表14中的Panel A显示,工具变量  $IV$  在1%显著性水平下通过了检验,表明本文选择的这个工具变量满足相关性要求。同时,第一阶段回归方程的  $F$  统计量也在1%显著性水平下通过了测试,基本上可以拒绝弱工具变量的假设。在第二阶段回归中,按照工具变量法的要求,本文将第一阶段样本公司杠杆率水平的拟合值作为设定变量  $Treated$  的赋值基础,分别进入 DID 模型中进行回归分析。Panel B 中的模型回归结果显示,变量  $Treated$  与  $Fin$  在1%水平上显著正相关,交互项则在1%水平上显著负相关,与本文前述研究结论相同。同样,以  $RD$  为被解释变量的回归结果也与本文前述研究结论相似。本文的研究结论在经过内生性检验后依然是稳健的。

表14 工具变量回归结果

	Panel A: 工具变量第一阶段回归	Panel B: 工具变量第二阶段回归	
	$Lev\_mean$	$Fin$	$RD$
$IV$	0.51719*** (33.00)		
$Treated$		0.02670*** (3.49)	-0.06667 (-0.52)
$Time$		0.00473*** (2.71)	0.03810* (1.77)
$Treated \times Time$		-0.06537*** (-4.56)	0.29990* (1.72)
Controls	YES	YES	YES

### 6.2 倾向得分匹配(PSM)

考虑到过度负债样本和其他样本之间可能存在的系统性差异,本文通过倾向得分匹配法构造配对样本。具体做法是:(1)以过度负债样本为实验组,采用Logit模型对实验组进行匹配评分,并加入控制变量作为协变量;(2)然后,按照1:1的标准进行最近邻匹配,利用匹配后的样本重新进行双重差分模型估计。同样显示回归结果与前述保持一致。

### 6.3 控制公司固定效应检验

为了有效控制模型存在的潜在内生性问题,消除公司之间的差异性,进一步控制公司固定效应重新回归,结果同样与本文前述相同。

## 7 结论性评述

本文将2012~2019年沪深A股非金融类上市公司作为样本,采用双重差分法研究了“结构性”

表15 PSM-DID模型估计结果

变量	$Fin$	$RD$
$Treated$	0.02307*** (5.35)	-0.11695** (-2.16)
$Time$	0.02859*** (8.62)	0.13139*** (3.15)
$Treated \times Time$	-0.01006* (-1.73)	0.21641*** (2.96)
Controls	YES	YES

去杠杆政策对企业投资结构的影响。研究表明:(1)“结构性”去杠杆政策会降低过度负债企业的金融资产配置比例,同时提升其创新投入水平,且这一关系在高新技术企业中更加显著;(2)进一步引入了政府补助和银行贷款两大重要融资渠道,实证研究表明“结构性”去杠杆政策在政府

表 16 控制公司固定效应检验

变量	Fin		
	All	Hightech = 1	Hightech = 0
Treated	0.02601*** (6.69)	0.03508*** (7.94)	0.00774 (0.93)
Time	0.06631*** (3.75)	0.06500*** (3.50)	0.10457** (2.16)
Treated×Time	-0.01223*** (-2.77)	-0.02239*** (-4.50)	0.00856 (0.87)
Controls	YES	YES	YES

补助金额较低和银企关系不是很密切的企业中,对其金融化的抑制作用更加明显;(3)“结构性”去杠杆政策对企业金融化的抑制作用主要通过降低长期债务的方式实现。

本文研究结论的政策启示在于:(1)“结构性”去杠杆政策能够显著降低企业的金融化程度,并提升其创新投入,应该更加明确的坚持对过度负债的去杠杆政策,特别是有针对性的在高新技术企业中实施相关政策影响效果会更好;(2)非金融企业的大量资金进入金融市场,不仅有损于企业的正常生产和经营能力,而且会造成金融系统的风险积聚,产生显著的负面影响。国家金融有关监管部门应该积极稳妥推进股票发行制度注册制改革,以扩展企业在“结构性”去杠杆政策实施后的股权融资渠道,促使资金流入长期生产性资产领域;(3)企业的实际行为是多种措施的综合实施效果,在“结构性”去杠杆政策的实施过程中,应该尤其注意其他相关政策或措施对其可能产生的影响,对具备银企关联的企业应采取更为强硬的措施,才能有效保证“结构性”去杠杆政策的有效性。

注释:

- ①2016年10月国务院颁布了《国务院关于积极稳妥降低企业杠杆率的意见》指出“降杠杆要把握好稳增长、调结构、防风险的关系,注意防范和化解降杠杆过程中可能出现的各类风险,要充分考虑不同类型行业和企业杠杆特征,分类施策”;2017年7月,全国金融工作会议进一步明确,要把国有企业降杠杆作为重中之重;2018年4月,中央财经委员会第一次会议明确,要“以结构性去杠杆为基本思路,地方政府和企业特别是国有企业要尽快把杠杆降下来”。
- ②2008年,科技部、财政部、国家税务总局联合发布了《高新技术企业认定管理办法》,对高新技术企业的认定标准和程序进行了详细的规定,具体认定标准包括对在中国境内注册企业的经营领域是否属于国家重点支持的高新技术领域,是否持续进行研究开发与技术成果转化,是否形成企业核心自主知识产权,

并以此为基础开展经营活动等。凡通过该认定的高新技术企业可以享受所得税、人才引进、IPO上市等诸多优惠政策。

- ③详见国务院国资委网站,2018年1月18日国务院新闻办新闻发布会讲话,全文转载于《经济参考报》,http://www.sasac.gov.cn/n2588025/n2588139/c8496320/content.html。
- ④参考中国证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》,本文认定的工业企业包括采矿业、电力、热力、燃气及水生产和供应业、建筑业、制造业水利、环境和公共设施管理业、修理和其他服务业;非工业企业包括农、林、牧、渔业、批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、租赁和商务服务业、居民服务、教育、卫生和社会工作、文化、体育和娱乐业;科研设计企业包括信息传输、软件和信息技术服务业、科学研究和技术服务业。

参 考 文 献

- [1] 张成思. 金融化的逻辑与反思 [J]. 经济研究, 2019, (11): 4~20.
- [2] Maliszewski W, Arslanalps, Caparuso J C. Resolving China's corporate Debt Problem [R]. IMF Working Paper, 2016.
- [3] Lazonick W. Profits Without Prosperity [J]. Harvard Business Review, 2014, (92): 46~55.
- [4] 胡奕明, 王雪婷, 张瑾. 金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据 [J]. 经济研究, 2017, (1): 181~194.
- [5] 李顺彬. 产品市场竞争、竞争地位与企业金融资产配置 [J]. 经济体制改革, 2020, (1): 119~127.
- [6] Seo H J, Kim H S, Kim J. Does Shareholder Value Orientation or Financial Market Liberalization Slow Down Korean Real Investment? [J]. Review of Radical Political Economics, 2016, (48): 633~660.
- [7] Ben Hmiden O, Ben Cheikh N. Debt-threshold Effect in Sovereign Credit Ratings: New Evidence from Nonlinear Panel Smooth Transition Models [J]. Finance Research Letters, 2016, 19 (9): 273~278.
- [8] Benigno P, Eggertsson G B, Romei F. Dynamic Debt Deleveraging and Optimal Monetary Policy [R]. CEPR Discussion Paper, 2016.
- [9] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等. 实体经济金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究 [J]. 南开管理评论, 2017, (1): 155~166.

- [10] Ueda K. Deleveraging and Monetary Policy: Japan Since the 1990 and the United States Since 2007 [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2012, 26 (3): 177~202.
- [11] 彭俞超, 倪骁然, 沈吉. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角 [J]. *经济研究*, 2018, (10): 50~66.
- [12] Oeztekin O. Capital Structure Decisions Around the World: Which Factors are Reliably Important? [J]. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 2015, (3): 301~323.
- [13] 许晓芳, 周茜, 陆正飞. 过度负债企业去杠杆: 程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据 [J]. *经济研究*, 2020, (8): 89~104.
- [14] 李娟, 杨晶晶, 赖明勇. 金融市场化促进了企业部门结构性去杠杆吗?——来自中国制造业企业的证据 [J]. *财经研究*, 2020, (10): 33~47.
- [15] 杨玉龙, 汪峰. 去杠杆政策是否与产业政策相冲突?——基于企业债务融资视角的实证考察 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2020, (2): 3~13, 158.
- [16] 尹中立. 金融去杠杆对股市的影响及应对之策 [J]. *清华金融评论*, 2018, (3): 81~83.
- [17] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. *The American Economic Review*, 1986, (2): 323~329.
- [18] Caskey J, Hughes J, Jing L. Leverage, Excess Leverage, and Future Returns [J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, (2): 443~471.
- [19] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新 [J]. *中国工业经济*, 2019, (3): 138~155.
- [20] 梁安琪, 武晓芬. 企业去杠杆、投资效率和企业绩效 [J]. *经济与管理*, 2021, 35 (1): 62~69.
- [21] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 等. 我国企业债务的结构性问题 [J]. *经济研究*, 2016, (7): 102~117.
- [22] 杨国超, 芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应 [J]. *经济研究*, 2020, (9): 174~191.
- [23] Barane A I, Hake E R. The Institutional Theory of Capital in the Modern Business Enterprise: Appropriation and Financialization [J]. *Journal of Economic Issues*, 2018, (2): 430~437.
- [24] 余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性 [J]. *经济研究*, 2010, (3): 65~77.
- [25] Bonini S, Dell'Acqua A, Fungo M, et al. Credit Market Concentration, Relationship Lending and the Cost of Debt [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2016, 45 (5): 172~179.
- [26] Booth J R, Deli D N. On Executives of Financial Institutions as Outside Directors [J]. *Journal of Corporate Finance*, 1999, (5): 227~250.

## “Structural” Deleveraging, Enterprise Financialization and Innovation Investment

Dou Wei Zhang Shumin

(School of Economic and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China)

[Abstract] This paper uses the DID method to empirically test the impact of “structural” deleveraging policy on corporate financial assets and innovative investment by using the data of non-financial A-share listed companies from 2009 to 2019. It is found that “structural” deleveraging policy can significantly reduce the financial asset allocation of over-indebted companies and increase their level of innovation input, and this relationship is more obvious in high-tech companies. Further research shows that “structural” deleveraging policy has a more significant inhibitory effect on its financialization in companies with low government subsidies and not close banking-enterprise relationships. After subdividing the debt maturity period, it is found that the inhibitory effect of “structural” deleveraging policy on the financialization of enterprises is mainly achieved by reducing long-term debt.

[Key words] “structural” deleveraging; financialization; innovation investment; real economy; DID model; high-tech enterprises

[Jel classification] G38; O16

(责任编辑: 张舒逸)