

国企混改深化的溢出效应*

——来自民营企业短债长用的证据

肖土盛^{1,2} 司映雪¹

(1. 中央财经大学会计学院, 北京 100081;

2. 中央财经大学中国管理会计研究与发展中心, 北京 100081)

内容提要:加快构建国民共进、协同发展的经济格局是混合所有制改革的内在需求和整体基调,如何深化国有企业混合所有制改革(以下简称“国企混改”)进而加快世界一流企业建设、助推经济高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的核心命题之一。本文利用国有企业股权转让数据构建国企混改深化的关键指标,以样本期内A股民营上市公司为研究对象,从不同所有制企业信贷资源分配视角深入探究国企混改深化对民营企业短债长用的影响及其作用机理。研究发现,国企混改深化显著缓解了当地同行业民营企业短债长用,该结论在经过一系列稳健性检验后仍成立。渠道分析表明,国企混改深化主要通过纾解民营企业融资约束、提升信贷获取,延长债务期限、放宽信贷要求,进而有效缓解民营企业短债长用。进一步地,在地区信贷歧视较严重、民营企业长期融资能力较弱时,国企混改深化对民营企业短债长用的治理效应更加明显。并且,国企混改深化对民营企业短债长用的缓解能够显著提升民营企业经营业绩,降低其经营风险。本文结论表明,深化国企混改能够向民营企业辐射改革红利,优化民营企业营商环境,这为构建不同所有制经济协同共生的营商环境、化解系统性金融风险、促进整体经济高质量发展提供了重要的政策启示。

关键词:国有企业混合所有制改革 信贷歧视 民营企业短债长用 溢出效应

中图分类号:F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2025)07—0145—21

一、引言

2013年党的十八届三中全会将发展混合所有制经济提升到基本经济制度重要实现形式的战略高度,强调“各种所有制资本取长补短、相互促进、共同发展”这一基本发展理念。党的十九大进一步提出“推动国有资本做强做优做大”“清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法,支持民营企业发展”,再次强调了构建国民共进发展格局的改革理念和实现路径。2021年发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》指出,“深化国有企业混合所有制改革”不仅要实现“做强做优做大国有资本和国有企业”这一国资国企本位目标,更加着重强调“优化民营经济发展环境”“破除制约民营企业发展的各种壁垒”等具体要求。因此,国有企业混合所有制改革的目标远非局限于提升国有资本运营效率、激发国有企业发展活力,

收稿日期:2024-05-01

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“企业数字化转型的赋能机制与赋能效果研究:基于人力资本结构调整视角”(72272167);中央财经大学中央高校基本科研业务费专项资金资助。

作者简介:肖土盛,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司治理与公司财务,电子邮箱:tsh.xiao@aliyun.com;司映雪,女,博士研究生,研究领域为公司治理与公司财务,电子邮箱:SYX_552211@163.com。通讯作者:肖土盛。

而是以国资国企本位目标为中心,构建国民共进、协调发展的经济格局,以此全面促进国民经济高质量发展、巩固提升国家经济整体实力,为推进中国式现代化提供强大动力(项安波,2018)^[1]。

现有关于国企混改的研究文献大多局限于就国有企业论国有企业,就国有企业的公司治理、公司决策、经营效率等论国企混改的经济后果(Chen等,2023^[2];Saleh等,2021^[3];Zhang等,2023^[4]),发现非国有股东通过形成股权制衡和参与高层治理,能够改善国有企业高管薪酬激励(蔡贵龙等,2018)^[5]、优化国有企业多元化经营(杨兴全等,2020)^[6]、提升国有企业并购效率(逯东等,2019)^[7]。然而,公有制经济与非公有制经济相互嵌入与交叉融合,共同构成我国经济社会发展的重要基础,鲜有研究关注国企混改可能对其他经济主体(如作为非公有制经济重要组成部分的民营经济)带来的广泛影响。国有产权一股独大引致的内部人控制、所有者虚位加剧的代理冲突以及多元目标下的政府过度干预导致国有企业杠杆率普遍偏高(刘汉民等,2018^[8];Li等,2009^[9]),呈现负债过度的非经济现象。国有企业过度负债不仅导致自身财务风险高企(Titman和Tsyplakov,2007)^[10]、创新效率降低,而且严重挤占民营企业的信贷资源获取空间(Brandt和Li,2003^[11];Allen等,2005^[12]),导致民营企业普遍面临融资困境,表现在贷款额度少、贷款期限短、贷款成本高等方面(La Porta等,2002^[13];江伟和李斌,2006^[14];李广子和刘力,2009^[15])。以2018年统计数据为例,年末银行业贷款余额中,对国民经济贡献份额超过60%的民营企业仅占贷款余额的25%左右^①。同时,民营企业信贷期限结构亦呈现明显的短期化倾向,中国财政科学研究院发布的分析报告显示,2019年样本企业中民营企业的短期信贷占比高达72%,长期信贷仅占其全部融资金额的19%^②。另一方面,作为推动中国式现代化的生力军,民营企业不断迸发创新活力,贡献了70%以上的技术创新成果。在信贷资源获取不足总量四分之一的情况下,民营企业何以贡献出高达70%的创新成果?在此背景下,民营企业通过续借更易获取的短期债务进行替代性融资,用以支持研发创新等长期投资项目,由此引发债务与资产的期限错配问题,即“短债长用”现象(白云霞等,2016^[16];钟凯等,2016^[17])。

作为应对融资约束的替代性机制,短债长用现象在民营企业中十分突出。严重的短债长用可能加剧民营企业的债务违约风险和股价崩盘风险,掣肘民营企业高质量发展(Cheng等,2020^[18];刘贯春和叶永卫,2022^[19])。治理民营企业短债长用、进而促进民营经济发展壮大、加快推进民营经济高质量发展是大势所趋。在此背景下,混合所有制改革作为国有企业改革的关键举措与重要突破口,其能否为民营企业融资纾困,有效改善民营企业的短债长用现象,最终实现构建国民共进、协调发展的经济格局这一国有企业改革的深层次战略目标是值得深入研究的科学问题。

基于此,不同于已有文献就国有企业论国企混改的经济后果,本文以2008—2018年我国A股民营上市公司为研究对象,重点探讨民营企业所在地区同行业国企混改深化对民营企业短债长用的影响及其作用机理。本文可能的边际贡献体现在:一是将国企混改经济后果的研究拓展至国有企业以外的其他经济主体。以往文献大多聚焦于国有企业自身并从公司治理、公司决策、经营效率等方面展开探索(张祥建等,2015^[20];曹越等,2020^[21];马新啸等,2021^[22];何瑛等,2023^[23]),鲜有围绕其他经济主体对国企混改的影响进行探究。本文创新性地以地区内不同所有制企业的信贷资源分配为切入点,探讨国企混改深化对民营企业短债长用的潜在影响,有助于更全面地理解混合所有制改革的制度优越性。二是从经济生态系统角度为国企混改有助于促进“国民共进”发展格局提供了经验证据。学者们主要围绕参与国企混改或引入国有资本“反向混

① 来源:中国政府网.2022年前三季度新增企业贷款超一半投向民营企业——强化民营企业金融服务[EB/OL].https://www.gov.cn/xinwen/2023-01/10/content_5735962.htm,2023-01-10。

② 中国财政科学研究院2020年“企业成本”问卷设计与分析组.2020年财科院企业成本问卷调研报告[J].北京:经济研究参考,2021,(14):89-121。

改”两种形式,探讨其对直接参与混合所有制改革的民营企业的正向效应(何德旭等,2022^[24];王彩萍等,2022^[25])。本文从经济生态系统角度,指出国企混改深化有助于缓解国有企业对民营企业的信贷挤出,从而纾解民营企业融资困境,从未直接参与混合所有制改革的民营企业视角深入揭示国企混改在构建“国民共进”发展格局中的作用机理。三是从深化国有企业改革角度为优化民营企业营商环境、促进国民共进、协同发展提供政策启示。营造各种所有制主体依法平等获取资源要素、公平参与竞争的市场环境离不开破除国有企业资源优势的隐形壁垒、完善其在市场竞争中的公平参与机制,这必然要求深化国有企业产权改革,从制度根源上消除所有制歧视及其所引发的非效率行为。

二、理论回顾与研究假设

1. 国企混改的经济后果

关于国企混改经济后果的研究主要围绕股权混合引致的监督治理效应和资源整合引致的优势互补效应两大机制展开,探讨了国企混改对其公司治理、财务决策、经营效率等方面的积极影响。一方面,基于异质股东间权力博弈、资源竞争视角,部分研究发现,非国有股东有动机制衡监督国有大股东、完善高管监督与激励机制(Pagano 和 Röell, 1998^[26]; Saleh 等, 2021^[3]; 蔡贵龙等, 2018^[5]; 曹越等, 2020^[21]), 推动国有企业公司治理结构转型; 另一方面, 基于异质股东间共享资源、优势互补视角, 部分文章发现非国有股东为实现投资收益和价值增值目标, 有动机向国有企业注入其先进管理经验、优质社会资源、灵活经营机制, 推动国有企业转型升级(Lane 和 Lubatkin, 1998^[27]; 朱磊等, 2019^[28]; 张斌等, 2022^[29])。值得注意的是, 监督治理效应和优势互补效应并不互相排斥, 更多表现为互为前提、同时存在。

尽管已有研究对国企混改的微观经济后果进行了一系列有益的探索, 但仍存在一些局限。例如, 现有文献主要围绕国有企业自身探讨国企混改的经济影响, 就国有企业论国有企业。然而, 国有资本“全民所有”的基本属性要求深化国有企业改革应超越国资国企这一本位目标, 构建国民共进、协同发展的经济格局, 以实现整体经济效率提升和社会福利最大化(项安波, 2018)^[1]。因此, 一个亟待深入探究的问题是: 国企混改能否将改革红利辐射至更多的经济主体? 特别是, 它能否优化民营企业发展环境、促进民营经济发展壮大?

2. 短债长用的成因及其治理

根据 Morris(1976)^[30]提出的投融资期限匹配理论, 企业应当以长期借款支持长期资本投资, 短期借款支持短期资本需求。然而, 在金融抑制程度较高的制度环境中, 我国企业往往依赖不断滚动短期债务来满足长期投资资金需求, 从而导致债务与资产的期限错配问题, 即“短债长用”现象(白云霞等, 2016)^[16]。针对这一现象, 现有文献从信贷需求和信贷供给两个维度提供了两种理论解释。一种观点认为, 短债长用是企业降低融资成本、缓解股东信息劣势以及向外界传递良好运营信号的主动策略选择(Myers, 1977^[31]; Custódio 等, 2013^[32]; Kahl 等, 2015^[33]); 另一种观点认为, 在我国利率期限结构不合理、金融市场结构不完善、投资者保护不健全以及信息环境不透明的背景下, 主导金融体系的银行倾向于通过缩短信贷期限来管理风险(Flannery, 1986^[34]; Fan 等, 2012^[35]; 白云霞等, 2016^[16])。此时, 短债长用成为企业面临融资约束下的一种被动替代性融资方案(钟凯等, 2016)^[17]。

短债长用虽然在短期内满足了企业投资需求, 但长期来看, 加剧了企业偿债压力和股价崩盘风险, 损害了企业经营业绩(Cheng 等, 2020^[18]; 赖黎等, 2019^[36]; 刘贯春和叶永卫, 2022^[19]), 而且资金链断裂引致的债务违约风险甚至可能沿着资金链蔓延至整个金融系统, 造成系统性金融风险(Acharya 等, 2011)^[37]。因此, 探索如何有效治理企业短债长用问题显得尤为重要。学者们主要从

货币政策、经济政策不确定性、金融科技等外部环境视角(钟凯等,2016^[17];李增福等,2022^[38];李逸飞等,2022^[39]),以及数字化转型、发展战略等内部特征层面展开了深入的探索(文雯和牛煜皓,2023^[40];叶志伟等,2023^[41])。

3. 国企混改深化与民营企业短债长用

一方面,混合所有制改革能够通过吸收股权融资、完善公司治理机制、优化非市场化运作机制,有效缓解国有企业过度负债。一是混合所有制改革吸收的股权融资资金可能减少国有企业的债务融资需求。当前,国有企业采取了诸如首次公开发行上市、吸收非国有资本入股、实施员工持股计划等多种混合所有制改革形式(綦好东等,2017)^[42],吸纳外部投资者资本,扩大股权融资规模。混合所有制改革后股权融资的增加降低了国有企业依赖银行信贷来满足外部融资需求的内在动机,进而有力推动了国有企业“去杠杆”(周茜等,2020)^[43]。二是混合所有制改革通过完善公司治理机制降低国有企业过度负债的需求。资本逐利动机驱使新引入的非国有股东通过股权制衡和参与高层治理,有效监督国有企业的经营管理活动(白重恩等,2006)^[44]。这不仅有利于抑制高管自利倾向,约束其利用过度负债来扩充自身可支配的自由现金流,以此谋求在职消费、帝国构建、政治晋升等非货币性福利(Shleifer和Vishny,1994)^[45],而且激励机制的完善强化了高管提升企业业绩和经营效率的意愿,有效改善了过度负债导致资本结构偏离目标资本结构的非效率现象,使得国有企业资本结构决策趋于理性(何瑛等,2023)^[23]。三是混合所有制改革通过优化非市场化运作机制削弱国有企业的过度负债能力。新引入的非国有股东为收回股权投资成本并实现资本增值,有动机通过派遣高管、争取董事会席位等多种策略制衡与监督国有大股东(La Porta等,2002^[13];郝云宏和汪茜,2015^[46];蔡贵龙等,2018^[5]),这显著提高了政府干预国有企业经营决策的成本,削弱了政府隐性担保、预算软约束等引致的国有企业在信贷市场上的超然地位,弱化其过度负债的能力。

另一方面,混合所有制改革有效缓解了国有企业过度负债对民营企业债务融资的挤出效应,为民营企业拓宽了信贷资源获取空间,从而缓解民营企业的短债长用现象。经验研究表明,国有企业过度负债一定程度上会挤占民营企业的信贷资源获取空间,加剧民营企业的短债长用现象,造成信贷资源低效利用、财务风险加剧、创新能力削弱以及过度投资等问题(Parrino和Weisbach,2016^[47];Gordon和Li,2003^[48]),尤其是对外部履约机制依赖更大、银行监督成本更高的长期信贷资源的获取影响更显著(Diamond,1991)^[49]。信贷资源分配的不均衡会限制民营企业的信贷获取空间,进而影响了民营企业投资效率和创新活动持续性(连玉君和苏治,2009^[50];鞠晓生等,2013^[51])。混合所有制改革缓解了国有企业过度负债,减轻了对民营企业债务融资的挤出效应,促进了民营企业信贷可得性的提升。混合所有制改革的深入推进有效缓解了国有企业过度负债,意味着国有企业占用的超额信贷资源将大幅释放,此时银行能够将更多信贷资源重新配置给区域内的其他信贷需求主体(陈耿等,2015)^[52]。银行在配置这部分新释放的信贷资金时,拥有更大的自主性和灵活性,能够更好地按市场化原则进行选择,其向能够高效利用资金的民营企业投放信贷资源的意愿明显增强(Keuschnigg和Kogler,2020)^[53],民营企业的信贷可得性得以提升(Bertrand等,2007)^[54]。显然,混合所有制改革将削弱银行协助国有企业过度举债的潜在动机,使得原本被国有企业占用的超额信贷资源得以释放到区域内的民营企业,这不仅使得民营企业可获取的信贷总量趋于增加,而且信贷合约期限有所延长,限制性条款也相应减少,民营企业融资环境显著改善。信贷可得性提升有效缓解了民营企业的短债长用现象。在我国以银行为主导的金融体系格局下,银行提供的信贷资源为企业经营提供主要融资支持(Allen等,2005)^[12]。然而,受我国金融市场结构不完善、投资者保护体系存在不足等现实因素制约,银行出于控制信贷风险的考量,往往对长期贷款发放设置更为严苛的条件,长期信贷投放意愿较低,更倾向于通过提供短期信贷的方式来管控风险(Fan等,

2012^[35]; Custódio 等, 2013^[32]; 白云霞等, 2016^[16])。于企业而言, 短债长用通常并非主动选择, 而是在融资约束下, 融资需求无法得到充分满足时的替代性资金管理策略(钟凯等, 2016)^[17]。相较于国有企业, 民营企业面临的融资约束及其引致的短债长用现象更为严重(陈晓辉等, 2021)^[55]。根据前述分析, 随着当地国有企业深化混合所有制改革, 民营企业的信贷可得性得以提高, 此时其短债长用现象预期将得到显著缓解。

因此, 本文提出如下假设:

H₁: 国企混改深化将显著缓解当地同行业民营企业的短债长用现象。

三、研究设计

1. 样本选取与数据来源

2007 年新会计准则实施使得部分会计科目的统计口径发生变化, 且本文后续回归分析采用滞后一期变量, 为保证变量计量口径的前后一致, 本文以 2008—2018 年我国 A 股民营上市公司作为初始样本^①, 以样本期内国有企业的股权转让事件定义国企混改深化, 以民营企业所在地区当年同行业国有企业是否进行混改深化区分实验组与控制组。原始数据的预处理程序如下: 剔除金融类企业样本; 剔除 ST、*ST 的企业样本; 剔除重要变量缺失的企业样本; 考虑到民营企业引入国有股东反向混改会导致民营企业营商环境改善、融资约束缓解, 从而可能对回归结果造成干扰(Chen 等, 2023)^[2], 本文按照对国企混改深化的定义界定民营企业反向混改, 剔除样本期内转让非公有性质股权给国有股东的比例达 5% 的样本。最终得到 11722 个公司-年份观测。其中, 股权转让数据来源于 RESET 数据库, 其余数据来源于 CSMAR 数据库。为了缓解极端值对研究结论的干扰, 本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。

2. 模型构建与变量定义

为检验国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用的影响, 本文构建以下检验模型:

$$SDLA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IndPro_SOEMOR_{i,t} + \theta \sum Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 下标 i 代表企业, t 代表年份。被解释变量 $SDLA_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年的短债长用程度, 核心解释变量 $IndPro_SOEMOR_{i,t}$ 代表 t 年公司 i 所在地区同行业国企混改程度, $Controls$ 为模型一系列控制变量。为缓解难以观测的企业固有特征及时变因素的影响, 本文控制公司固定效应(μ)和年份固定效应(δ)。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

(1) 企业短债长用程度($SDLA$)。借鉴刘晓光和刘元春(2019)^[56]的研究, 本文采用短期负债占比与短期资产占比的差额衡量企业短债长用程度。该指标通过对比债务期限结构同资产结构的偏离程度表征债务期限错配风险, 取值越大, 表示企业短债长用现象越严重。

(2) 国企混改深化($IndPro_SOEMOR$)。本文分别采用民营企业所在地区当年同行业国有企业是否深化混合所有制改革(MOR_IndPro)、以总资产衡量的民营企业所在地区当年同行业深化混合所有制改革的国有企业总规模($MORasset$)、以营业收入衡量的民营企业所在地区当年同行业深化混合所有制改革的国有企业总规模($MORrev$)三个指标衡量。具体计算过程如下:

首先, 国有企业深化混合所有制改革的界定。借鉴易阳等(2021)^[57]的设计, 以样本期内累计转让国有股权给非国有性质股东达到 5% 的国有上市公司作为进行混合所有制改革深化的公司($SOEMOR$), 以截至当年累计向非国有性质股东转让股权是否达到 5% 作为划分标准来界定该年份

① 2007 年国务院国有资产监督管理委员会颁布的《国有股东转让所持上市公司股份管理暂行办法》规定, 国有股东连续三年净转让所持股份累计超过 5%, 需报国资委审核批准后实施。因此, 本文以样本期内转让国有股份给非公有性质股东累计达到 5%, 定义为国企混改深化。然而, 2018 年《国有股东转让所持上市公司股份管理暂行办法》被《上市公司国有股权监督管理办法》取代, 纳入 2018 年之后样本可能导致本文结果受到新制度变化的影响。鉴于此, 本文将研究样本截止至 2018 年。

是否为深化混合所有制改革后年份(*POST*),交乘构造国企混改深化变量(*SOEMOR_POST*)。如果国有上市公司在样本期内累计转让给非国有性质股东的股权比例达到5%且该年份为累计转让比例达到5%的当年及之后年份,*SOEMOR_POST*取值为1,否则为0。其次,在地区-行业-年份层面将国有上市公司的*SOEMOR_POST*加总,得到同地区同行业当年已经发生混改深化的国有企业数量。如果同地区同行业当年进行混改深化的国有企业数量大于0,则*MOR_IndPro*取值为1,否则为0。同时,按照地区-行业-年份将发生混改深化的国有上市公司“总资产”(或“营业收入”)加总,对加总值加1取自然对数得到民营企业所在地区同行业发生混改深化的国有企业总规模(*MORasset*或*MORrev*),整理形成“地区-行业-年份”的国企混改深化面板数据集。最后,将民营上市公司按照其所在地区、行业与年份同上述面板数据集相匹配,整理得到“民营企业-地区-行业-年份-国企混改深化”这一数据结构。

(3)控制变量。参考陈胜蓝和马慧(2018)^[58]、刘贯春等(2022)^[59]的研究,在模型中加入了一系列控制变量,如公司规模(*SIZE*)、公司业绩(*ROA*)、资产负债率(*LEV*)、成长性(*GROWTH*)、有形资产(*TANG*)、现金持有(*CASH*)、公司年龄(*AGE*)、董事持股(*DSSHARE*)、股权集中度(*TOP1*)。此外,国有企业可能将从银行获取的信贷资源沿着商业信用渠道传递给供应链上的民营企业作为其替代性融资方式助力企业发展(王彦超,2014)^[60],这使得相较于供应链上不存在国有企业的民营企业,这类民营企业通过续借短期借款来支持长期投资的动机可能较弱。鉴于供应链上是否存在国有企业可能是影响民营企业短债长用的重要因素,本文还将供应链上企业或其母公司是否存在上市国有企业(*SUPSOE*)纳入回归模型。

具体变量定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	短债长用	<i>SDLA</i>	短期负债占总负债的比重与短期资产占总资产的比重之差
解释变量	同地区同行业当年是否发生国企混改深化	<i>MOR_IndPro</i>	若公司所处地区、行业当年进行混改深化的国有企业数量大于0,则取值为1,否则为0
	同地区同行业当年发生混改深化的国有企业总规模	<i>MORasset</i>	公司所处地区、行业当年进行混改深化的国有企业资产总额加1取自然对数
		<i>MORrev</i>	公司所处地区、行业当年进行混改深化的国有企业营业收入总额加1取自然对数
控制变量	公司规模	<i>SIZE</i>	公司市值取自然对数
	公司业绩	<i>ROA</i>	公司净利润与总资产的比值
	资产负债率	<i>LEV</i>	公司总负债与总资产的比值
	成长性	<i>GROWTH</i>	公司营业收入的增长率
	有形资产	<i>TANG</i>	公司固定资产净额与存货净额之和与总资产的比值
	现金持有	<i>CASH</i>	公司货币资金与总资产的比值
	公司年龄	<i>AGE</i>	公司成立年限取自然对数
	董事持股	<i>DSSHARE</i>	公司董事持股比例
	股权集中度	<i>TOP1</i>	公司第一大股东持股比例(%)
	供应链上企业或其母公司是否存在上市国有企业	<i>SUPSOE</i>	若公司的供应链上企业或供应链上企业的母公司中存在上市国有企业,则取值为1,否则为0

四、实证结果与分析

1. 描述性统计分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计。短债长用(*SDLA*)的均值为 0.2371,中位数为 0.2417,与刘晓光和刘元春(2019)^[56]的统计结果相近。短债长用(*SDLA*)的 25%分位数为 0.1187,表明短债长用现象在民营企业中普遍存在。同地区同行业当年是否发生国企混改深化(*MOR_IndPro*)的均值为 0.2539,表示样本期内民营企业所在地区、行业发生国企混改深化的观测样本达到 25%左右,各地正积极稳妥推进国企混改深化。供应链上企业或其母公司是否存在上市国有企业(*SUPSOE*)的均值为 0.0972,表明供应链上企业或供应链上企业的母公司中存在上市国有企业的观测样本不足 10%。其余控制变量的统计结果基本符合预期,不再赘述。

表 2
 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>SDLA</i>	11722	0.2371	0.1965	-0.6132	0.1187	0.2417	0.3695	0.7977
<i>MOR_IndPro</i>	11722	0.2539	0.4352	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
<i>MORasset</i>	11722	5.7363	9.8496	0.0000	0.0000	0.0000	20.5340	24.9953
<i>MORrev</i>	11722	5.5729	9.5837	0.0000	0.0000	0.0000	19.1714	24.6320
<i>SIZE</i>	11722	22.2756	0.9756	19.8375	21.5508	22.1953	22.8867	25.5814
<i>ROA</i>	11722	0.0433	0.0702	-0.7970	0.0200	0.0462	0.0736	0.2548
<i>LEV</i>	11722	0.3697	0.1981	0.0195	0.2074	0.3521	0.5104	0.9079
<i>GROWTH</i>	11722	0.2272	0.4943	-0.6798	0.0114	0.1505	0.3242	5.8301
<i>TANG</i>	11722	0.3303	0.1696	0.0091	0.2029	0.3168	0.4409	0.8361
<i>CASH</i>	11722	0.2204	0.1617	0.0055	0.1044	0.1703	0.2891	0.8638
<i>AGE</i>	11722	2.7115	0.3935	0.6931	2.4849	2.7726	2.9957	3.4657
<i>DSSHARE</i>	11722	0.2166	0.2158	0.0000	0.0017	0.1623	0.3967	0.7155
<i>TOP1</i>	11722	32.6312	13.6853	7.8568	22.1030	30.5929	41.6164	73.6654
<i>SUPSOE</i>	11722	0.0972	0.2962	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000

2. 国企混改深化对民营企业短债长用的影响

表 3 列示了国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用影响的基准检验结果。第(1)列以同地区同行业当年是否发生国企混改深化(*MOR_IndPro*)为核心解释变量,发现 *MOR_IndPro* 的系数在 1% 水平上显著为负,表明国企混改深化对当地同行业民营企业的短债长用现象存在明显的缓解作用。从经济意义上来看,较之于国企混改深化之前,民营企业在当地同行业国企混改深化之后短债长用下降了 0.0151,这相当于样本期内民营企业短债长用均值的 6.4%(=0.0151/0.2371×100%)。第(2)和(3)列分别以总资产和营业收入衡量的民营企业同地区同行业当年深化混合所有制改革的国有企业总规模作为解释变量,发现 *MORasset* 和 *MORrev* 的系数均在 1% 水平上显著为负,意味着同地区同行业国有企业混改强度越大,对民营企业短债长用的治理效应越显著。这些结果表明,国企混改深化能够显著缓解当地同行业民营企业的短债长用程度,支持了研究假设 H_1 。

表 3 基准回归结果

变量	SDLA		
	(1)	(2)	(3)
<i>MOR_IndPro</i>	-0.0151*** (-2.7073)		
<i>MORasset</i>		-0.0007*** (-2.7830)	
<i>MORrev</i>			-0.0007*** (-2.8926)
<i>SIZE</i>	-0.0111*** (-2.6276)	-0.0111*** (-2.6301)	-0.0111*** (-2.6323)
<i>ROA</i>	0.0002 (0.0073)	0.0003 (0.0095)	0.0003 (0.0102)
<i>LEV</i>	-0.2407*** (-13.2455)	-0.2407*** (-13.2456)	-0.2407*** (-13.2454)
<i>GROWTH</i>	0.0029 (0.7949)	0.0029 (0.7992)	0.0029 (0.7993)
<i>TANG</i>	0.0316 (1.4519)	0.0316 (1.4523)	0.0317 (1.4551)
<i>CASH</i>	-0.5327*** (-34.8183)	-0.5328*** (-34.8265)	-0.5328*** (-34.8284)
<i>AGE</i>	-0.0257 (-1.4262)	-0.0258 (-1.4311)	-0.0258 (-1.4301)
<i>DSSHARE</i>	-0.0446** (-2.4752)	-0.0448** (-2.4819)	-0.0448** (-2.4853)
<i>TOP1</i>	-0.0015*** (-5.0637)	-0.0015*** (-5.0580)	-0.0015*** (-5.0587)
<i>SUPSOE</i>	0.0040 (0.8254)	0.0040 (0.8274)	0.0040 (0.8296)
常数项	0.8328*** (8.4710)	0.8332*** (8.4754)	0.8333*** (8.4770)
公司/年份固定效应	是	是	是
调整 R ²	0.6230	0.6230	0.6230
观测值	11722	11722	11722

注:括号内为经稳健标准误调整的 *t* 统计量,*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。下同

3. 影响渠道分析

如前文理论分析所述,国企混改通过引入非国有股东,有效缓解了国有企业的过度负债问题,从而减少了其对信贷资源的低效占用,为民营企业腾出了更多的信贷资源获取空间。在此

过程中,民营企业将受益于信贷规模的扩大、信贷期限的延长以及信贷条件趋于宽松,其短债长用现象将得以显著缓解。鉴于此,本文将分别考察国企混改深化对民营企业融资约束、信贷水平以及债务期限结构和信贷结构的影响,以期更清晰地揭示国企混改深化缓解民营企业短债长用的渠道。

首先,检验国企混改深化对当地同行业民营企业融资规模的影响。民营企业短债长用往往是在面临融资约束时的一种替代性应对措施,那么国企混改深化能否缓解民营企业融资约束、提升信贷规模,进而减轻民营企业的短债长用现象有待深入考察。具体地,基于 Hadlock 和 Pierce (2010)^[61]构建的融资约束度量模型,采用 SA 指数衡量企业面临的融资约束程度(SA),该指标数值越大,表示融资约束程度越低;此外,借鉴吴秋生和独正元(2019)^[62]的做法,采用长期借款占总资产的比重衡量企业信贷融资规模(LOAN)。表 4 的 Panel A 检验结果显示,以 SA 为因变量时,第(1)~(3)列国企混改深化变量的系数均在 1% 水平上显著为正,表明国企混改深化能够有效缓解当地同行业民营企业的融资约束。以 LOAN 为因变量时,第(4)~(6)列国企混改深化变量的系数均在 5% 水平上显著为正,意味着当地同行业内发生国企混改深化后,民营企业信贷规模明显增加。以上结果表明,国企混改深化能够减轻国有企业对民营企业信贷资源的挤出效应,从而提升民营企业获取信贷资源的可能性,有效缓解其融资约束、提升信贷规模。

其次,检验国企混改深化对当地同行业民营企业融资结构的影响。一方面,参照王红建等(2018)^[63]的做法,以长期借款占借款总额的比重衡量企业债务期限结构(MATURITY),用以表征民营企业长期信贷资源的可得性;另一方面,借鉴李逸飞等(2022)^[39]的做法,以信用贷款占借款总额的比重衡量企业信用贷款(CREDIT),用以表征民营企业信贷合约中借款条件的宽松程度。表 4 的 Panel B 列示了检验结果,第(1)~(3)列以 MATURITY 为因变量时,国企混改深化变量的系数均在 1% 水平上显著为正,说明国企混改深化能够促进当地同行业民营企业债务期限的长期化,改善其投融资期限的错配。以 CREDIT 为因变量时,第(4)~(6)列国企混改深化变量的系数均在 5% 水平上显著为正,表明当地同行业国企混改深化确实促进了民营企业获得信用贷款,降低了其获取长期信贷资源的难度,有利于增加民营企业长期信贷资源可获得性。

综上分析,国企混改深化能够显著提升当地同行业民营企业的信贷资源可得性,不仅体现在改善民营企业融资约束,扩大民营企业信贷规模,而且能够延长民营企业信贷期限,提升信用贷款比例,最终有效缓解民营企业的短债长用现象。

表 4
 渠道检验

Panel A: 基于融资规模的渠道检验						
变量	SA			LOAN		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MOR_IndPro	0.0486*** (3.3617)			0.0037** (2.3945)		
MORasset		0.0023*** (3.5012)			0.0002** (2.3918)	
MORrev			0.0024*** (3.5495)			0.0002** (2.5140)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.9370	0.9370	0.9370	0.6016	0.6016	0.6016

续表 4

Panel A: 基于融资规模的渠道检验						
变量	SA			LOAN		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测值	11722	11722	11722	11722	11722	11722

Panel B: 基于融资结构的渠道检验						
变量	MATURITY			CREDIT		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MOR_IndPro	0.0284*** (2.6976)			0.0219** (2.3646)		
MORasset		0.0013*** (2.7384)			0.0009** (2.2134)	
MORrev			0.0014*** (2.8361)			0.0010** (2.2918)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.5228	0.5228	0.5229	0.4278	0.4277	0.4277
观测值	9162	9162	9162	11722	11722	11722

4. 稳健性检验

(1)平行趋势假设评估。为确保双重差分法估计的有效性,本文以企业所在地区同行业首次发生国企混改深化前一年作为基期进行平行趋势检验^①。结果如图 1 所示,国企混改深化之前,系数差异均不显著,表明实验组与控制组企业的短债长用行为未拒绝事前趋势平行的假设。国企混改深化发生当年及之后的两年回归系数均显著为负,表明所在地区同行业发生国企混改深化之后民营企业的短债长用现象得到明显改善。

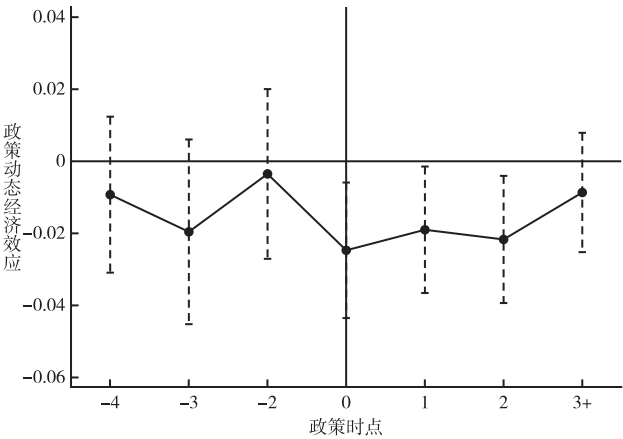


图 1 平行趋势检验

(2)内生性问题。前文研究结论可能受到内生性问题的干扰,为此,本文分别采用倾向得分匹配法以及安慰剂检验法缓解内生性的影响。

^① 本文将首次发生国企混改深化年份之前的第 4 年及以前年份归并至 $T-4$ 期,将首次发生国企混改深化年份之后的第 3 年及以后年份归并至 $T+3$ 期。

第一,倾向得分匹配法。考虑到发生国企混改深化与未发生国企混改深化的地区行业可能存在固有差异,内生性主要表现为发生国企混改深化的地区本身可能具备更高的市场化程度,对应行业可能市场竞争更为激烈,政府干预、扭曲银行信贷决策的成本较高,民营企业面临的信贷歧视不甚严重,短债长用的现象不突出。因此,本文采取倾向得分匹配法(PSM)缓解可能由样本自选择偏差导致的估计偏误。具体而言,将基准模型中的所有控制变量作为匹配变量,采用无放回 1:1 最近邻匹配选择配对样本。表 5 列示了配对样本检验结果,国企混改深化变量的系数均显著为负。这表明,所在地区同行业国有企业混改程度越高,民营企业的短债长用现象越能得到有效缓解的结论未发生实质性变化。

表 5 倾向得分匹配法

变量	SDLA		
	(1)	(2)	(3)
<i>MOR_IndPro</i>	-0.0227** (-2.4903)		
<i>MORasset</i>		-0.0010** (-2.5284)	
<i>MORrev</i>			-0.0011*** (-2.6552)
控制变量	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是
调整 R ²	0.6289	0.6290	0.6290
观测值	5952	5952	5952

第二,安慰剂检验法。为了排除不可观测因素对区域内同行业国企混改深化的影响,借鉴 Cantoni 等(2017)^[64],本文随机设定实施国企混改深化的“地区—行业”以及实验组民营企业,构造随机模拟的国企混改深化“地区—行业”以对政策效应进行反事实估计。具体地,在 608 个“地区—行业”组合中随机抽取 124 个作为“伪”混改国有企业所处“地区—行业”,与其“地区—行业”国企混改深化后的交互项构造虚拟变量进行回归,得到 *Pseudo_POST* 的 *t* 统计量。重复该过程进行 1000 次随机抽样,图 2 是回归 *t* 统计量的核密度函数分布。可以看出,*t* 统计量总体上呈正态分布,峰值集中于 0 点附近,且与以 *MOR_IndPro* 为解释变量的基准回归估计的 *t* 统计量(实线)相距甚远,即随机设定的国企混改深化对应的“地区—行业”组合并不能对当地同行业民营企业短债长用产生显著影响。这表明,民营企业短债长用缓解主要源于当地同行业国企混改深化而非其他不可观测因素,再次验证本文主要结论的可靠性。

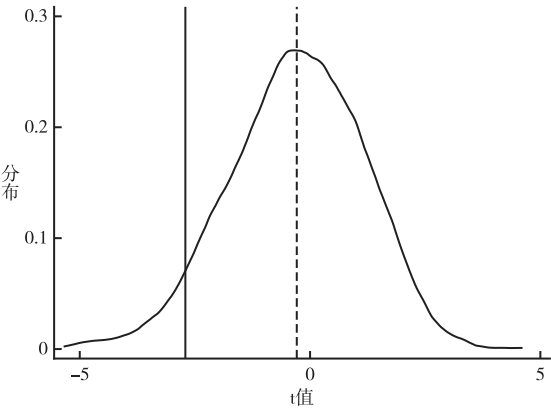


图 2 安慰剂检验

(3)排除替代性解释。第一,排除其他融资方式。前文理论分析部分强调国企混改影响以银行为主体的正规金融体系的信贷决策,进而缓解民营企业融资约束引发的短债长用问题。然而,除银行存款之外,企业还可通过增发股票或债券融资的方式为其长期投资提供资金支持。为排除这两种融资方式对研究结论的干扰,本文剔除存在股权再融资以及债券融资的样本。借鉴李常青和狄然(2023)^[65]的做法,如果企业在 t 年发布了配股说明书或增发招股意向书,即认为其在 t 年进行了股权再融资。考虑到股权融资涉及融资金额往往较大,对企业融资约束以及短债长用的影响可能持续多年,本文首先剔除相应企业 t 至 $t+2$ 年的观测值。然后,借鉴陈晓辉等(2021)^[55]的做法,剔除了应付债券大于零的样本。对余下样本重新回归。表6的Panel A第(1)~(3)列结果显示,国企混改深化变量的系数均显著为负,表明排除银行借款外的其他长期融资方式后,本文的研究结论基本不变。

第二,排除长期投资减少。考虑到给定债务期限的情况下,企业长期投资减少同样会带来短债长用现象的改善。为排除该潜在作用机制,本文直接检验当地同行业国企混改深化对民营企业长期资本支出的影响。其中,资本支出(CAPEX)采用“(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金+取得子公司及其他营业单位支付的现金净额-处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额-处置子公司及其他营业单位收到的现金净额-固定资产折旧-无形资产摊销-长期待摊费用摊销)/总资产”衡量。表6的Panel A第(4)~(6)列检验结果显示,国企混改深化变量的系数均显著为正,意味着国企混改深化后,同地区同行业民营企业的资本支出不降反升。这表明,国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用问题的缓解效果并非源于民营企业长期投资缩减。

第三,排除供应链上下游国有企业影响。前文理论强调,国企混改深化有助于缓解国有企业过度挤占信贷资源引致的对当地同行业民营企业的信贷挤出,从而纾解民营企业融资困境。然而,与国有企业的上下游关系也可能对民营企业短债长用行为产生影响。具体地,供应链上的国有企业可能将银行处获取的信贷资源沿着商业信用渠道提供给民营企业作为一种替代性融资方式(王彦超,2014)^[60],使得这类民营企业的短债长用现象并不突出。国企混改深化后,出于维持自身流动性需求、提升资金利用效率等考量,国有企业可能减少对供应链上民营企业提供商业信用,导致民营企业对银行借款的需求增加,短债长用行为加剧。为排除供应链上国有企业对研究结论的干扰,本文还分别剔除了供应链上企业或其母公司中存在深化混合所有制改革的国有企业以及上市国有企业的样本,对余下样本重新回归。表6的Panel B第(1)~(6)列回归结果显示,国企混改深化变量的系数均显著为负,表明排除供应链上下游国有企业影响并不改变本文的研究结论。

表6 排除替代性解释

Panel A:排除来自民营企业自身的替代性解释						
变量	SDLA			CAPEX		
	排除其他融资方式			排除长期投资减少		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MOR_IndPro	-0.0120** (-2.0889)			0.0045** (2.1636)		
MORasset		-0.0006** (-2.1921)			0.0002** (2.1289)	
MORrev			-0.0006** (-2.3412)			0.0002** (2.0706)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 6

Panel A: 排除来自民营企业自身的替代性解释						
变量	SDLA			CAPEX		
	排除其他融资方式			排除长期投资减少		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.6549	0.6550	0.6550	0.3227	0.3226	0.3226
观测值	10242	10242	10242	11722	11722	11722
Panel B: 排除供应链上下游国有企业影响						
变量	SDLA			SDLA		
	剔除供应链上企业或其母公司为深化混合所有制改革的国有企业样本			剔除供应链上企业或其母公司为上市国有企业样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MOR_IndPro	-0.0157*** (-2.7678)			-0.0197*** (-3.2505)		
MORasset		-0.0007*** (-2.8300)			-0.0009*** (-3.2947)	
MORrev			-0.0008*** (-2.9482)			-0.0010*** (-3.4350)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.6235	0.6236	0.6236	0.6239	0.6239	0.6240
观测值	11547	11547	11547	10583	10583	10583

(4)改变关键变量的衡量。为减轻度量偏差对研究结论的影响,本文采用不同方法衡量关键变量:一是改用深化混合所有制改革的国有企业相对规模衡量所在地区同行业国企混改深化,分别采用所在地区同行业深化混合所有制改革的国有企业总资产占该地区同行业国有企业总资产的比重(MORasset_SOE)、所在地区同行业深化混合所有制改革的国有企业总营业收入占该地区同行业国有企业总营业收入的比重(MORrev_SOE)衡量。二是将股权转让的阈值提高到10%重新定义国企混改深化^①,即将样本期内累计转让国有股权给非国有性质股东达到10%的国有上市公司视为深化混合所有制改革的公司,以截至当年累计向非国有性质股东转让股权是否达到10%来界定该年份是否为深化混合所有制改革后年份,交乘构造国企混改深化变量,并重新定义同地区同行业当年是否发生国企混改深化(MOR_IndPro10)、民营企业所在地区同行业深化混合所有制改革的国有企业总规模(MORasset10或MORrev10)。三是考虑到流动负债大于流动资产说明部分短期债务用于非流动资产,存在短债长用行为,本文分别改用流动比率的倒数(SDLA1)以及“(流动负债-流动资产)/总资产”衡量短债长用程度(SDLA2)。该指标数值越大,说明短债长用现象越突出。四是考虑到流动负债中包含的经营性负债并不属于融资性负债、一年内到期的非流动负债在其首次确认时也并不属于短期债务、一年内将到期的非流动资产还包含了流动性较强的债权投资和权益性投资等因素,改用“(流动负债-经营性负债-一年内到期的非流动负债)/总负债”与“(流动资产-一年内到期的非流动资产)/总资产”之差衡量短债长用程度(SDLA3)。表7结果显示,改变关键变量度量,本文主要研究结论未发生实质性变化。

^① 根据《公司法》和证监会的相关规定,单独或合计持有超过10%股权的股东有权提请召开股东大会,因而重新选用10%作为股权转让的阈值。

表 7 改变关键变量度量

Panel A: 更换解释变量的度量					
变量	SDLA				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MORasset_SOE	-0.0249*** (-2.7034)				
MORrev_SOE		-0.0215** (-2.3993)			
MOR_IndPro10			-0.0192*** (-3.1824)		
MORasset10				-0.0009*** (-3.2404)	
MORrev10					-0.0009*** (-3.4179)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.6229	0.6229	0.6231	0.6231	0.6232
观测值	11722	11722	11722	11722	11722

Panel B: 更换被解释变量的度量									
变量	SDLA1			SDLA2			SDLA3		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
MOR_IndPro	-0.0242*** (-3.2031)			-0.0108*** (-2.6089)			-0.0231** (-2.3267)		
MORasset		-0.0011*** (-3.2251)			-0.0005*** (-2.6693)			-0.0011** (-2.3769)	
MORrev			-0.0011*** (-3.2656)			-0.0005*** (-2.8352)			-0.0011** (-2.4836)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.8244	0.8244	0.8244	0.8796	0.8796	0.8796	0.7488	0.7488	0.7488
观测值	11722	11722	11722	11722	11722	11722	7263	7263	7263

(5)考虑异质性处理效应。由于多时点双重差分模型存在潜在的异质性处理效应,运用传统双向固定效应双重差分模型得到的估计系数可能有偏(Chaisemartin 和 D’ Haultfoeulle, 2020^[66]; Goodman-Bacon, 2021^[67])。首先,参考赵春明等(2023)^[68]的研究,为了克服处理效应异质性带来的估计偏差,本文采用 Borusyak 等(2024)^[69]提出的插补估计量进行修正^①。其次,采用 Sun 和 Abraham(2021)^[70]发展的 IW 估计量方法来处理异质性处理效应。具体地,根据个体首次接受政策干预的时点差异划分群组,计算不同组别在特定时期的平均处理效应,再以接受政策处理时长大于等于距离政策发生时点的期数的组别占比为权重,对组别-时期平均处理效应进行加权加总得到政策的平均处理效应。检验结果如表 8 所示,平均处理效应(MOR_IndPro_ATT 的系数)均至少在

① 该方法通过以下步骤实现:首先选取样本期内始终处于对照组或者当前尚未接受政策干预的个体,拟合出每个处理组个体在每个时期的反事实结果;然后将处理组个体的真实结果与反事实结果进行差分运算,得到个体层面的处理效应;最后对个体层面的处理效应进行加权平均,从而得到该政策的平均处理效应。

5% 水平上显著为负,表明采用插补法或 IW 估计方法考虑异质性处理效应后本文主要研究结论依然稳健。

表 8
 考虑异质性处理效应

变量	SDLA	
	Borusyak 等 (2024) 的方法	Sun 和 Abraham (2021) 的方法
	(1)	(2)
<i>MOR_IndPro_ATT</i>	-0.0054*** (-2.7874)	-0.0250** (-2.0568)
控制变量	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是
观测值	9922	11600

五、进一步分析

1. 异质性分析

(1)地区信贷歧视的影响。地区信贷歧视越严重,国有企业对民营企业获取信贷资源的挤出效应越明显(陈耿等,2015)^[52],这导致民营企业依赖短期债务支持长期投资项目的现象愈发突出,此时国企混改深化预计将对当地同行业民营企业短债长用行为发挥更有效的治理效应。为检验该推测,本文采用该地区当年国有企业超额银行借款总额占该地区银行总贷款的比重(*EXC*)衡量地区信贷歧视程度,其中企业超额银行借款根据以下模型估算得到(邓路等,2016)^[71]:

$$LOAN_{i,t} = F(X_{i,t-1}) + \alpha LOAN_{i,t-1} + \delta_{i,t-1} \tag{2}$$

$$OLOAN_{i,t} = F(X_{i,t-1})/(1 - \alpha) \tag{3}$$

其中,*LOAN*表示公司实际银行借款。*X_{i,t-1}*是影响公司银行借款的一组*t*-1期向量,具体包括公司规模(*SIZE*)、固定资产比率(*PPE*)、资产流动性(*LIQUIDITY*)、营业收入增长率(*GROWTH*)、市值账面比(*MB*)、净资产收益率(*ROE*)、经营性现金流(*CFO*)、资产负债率(*LEV*)、商业信用(*TC*)、经营风险(*RISK*)、公司年龄(*AGE*)、是否发放现金股利(*DIV*)、是否发行公司债券(*BOND*)、是否股权再融资(*SEO*),同时控制行业和年份固定效应。首先对模型(2)进行回归,得到*X_{i,t-1}*和*LOAN_{i,t-1}*的估计系数,然后根据模型(3)计算得到公司目标银行借款(*OLOAN*)。公司超额银行借款(*ELOAN*)即为实际银行借款(*LOAN*)与目标银行借款(*OLOAN*)之差。以地区为单位将单个国有企业的超额银行借款加总并除以地区银行借款总额,即得到当年地区信贷歧视程度指标(*EXC*),将其与国企混改深化变量交乘纳入模型(1)重新进行检验。结果如表9第(1)~(3)列所示,交乘项系数均在5%水平上显著为负,支持了国企混改深化对信贷歧视严重地区的民营企业短债长用行为具有更强的治理效应。

(2)民营企业长期融资能力的影响。国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用的治理效应,还可能受到民营企业长期融资能力的制约。国企混改深化将影响当地信贷资源配置,减轻国有企业对民营企业债务融资的挤出效应。对于国企混改深化之前自身长期融资能力较弱的民营企业,国有企业对其获取信贷资源的挤出效应更强,国企混改深化之后其信贷资源可获得性的提升空间将更加明显。因此,国企混改深化预期将对长期融资能力更弱的民营企业短债长用行为发挥更有效的治理效应。为检验该推测,借鉴李增福等(2022)^[38]的研究,采用如下模型估计企业长期融资能力(*LF*):

$$LLEV_{i,t} = \alpha + \gamma \sum Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中,*LLEV*为长期资产负债率,以企业超过一年到期的负债除以总资产衡量。本文核心逻辑

聚焦国有企业与民营企业之间的区域性信贷资源配置,考虑到银行在区域内同行业企业间分配信贷资源,需要考察单个信贷需求主体的相对融资能力,本文以各企业经地区行业均值调整的公司特征作为模型(4)的控制变量,同时控制公司(μ)和年份(δ)固定效应。本文首先对模型(4)回归得到各个公司的目标长期资产负债率,再将其作为长期融资能力(LF)与国企混改深化变量交乘纳入模型(1)重新进行检验。表9第(4)~(6)列结果显示, LF 的系数显著为负,表明民营企业自身的长期融资能力能够显著缓解其短债长用行为;交乘项系数均至少在5%水平上显著为正,意味着当地同行业国企混改深化后,长期融资能力更弱的民营企业信贷可得性的提升幅度更大,从而对其短债长用行为具有更强的缓解作用。

表9 异质性分析

变量	SDLA			SDLA		
	地区信贷歧视的影响			民营企业长期融资能力的影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$EXC \times MOR_IndPro$	-0.0025** (-2.4086)					
$EXC \times MOR_{asset}$		-0.0001** (-2.4653)				
$EXC \times MOR_{rev}$			-0.0001** (-2.3833)			
$LF \times MOR_IndPro$				0.2317*** (2.6495)		
$LF \times MOR_{asset}$					0.0102*** (2.6097)	
$LF \times MOR_{rev}$						0.0102** (2.5472)
MOR_IndPro	0.0050 (0.5609)			-0.0305*** (-4.3516)		
MOR_{asset}		0.0002 (0.4955)			-0.0014*** (-4.3835)	
MOR_{rev}			0.0002 (0.3780)			-0.0014*** (-4.4298)
EXC	0.0014 (1.4441)	0.0014 (1.4416)	0.0014 (1.4438)			
LF				-1.6626*** (-27.0128)	-1.6620*** (-26.9917)	-1.6608*** (-26.9579)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.6304	0.6304	0.6304	0.6672	0.6672	0.6672
观测值	11286	11286	11286	11722	11722	11722

2. 经济后果检验

短债长用实质上是投资与融资的期限错配,信贷资金存在资金链断裂风险,从而导致企业风险增加(赖黎等,2019)^[36]。短债长用作为企业难以获取充足的银行信贷,尤其是长期信贷资金以支撑其长期投资需求时的次优策略,往往导致企业业绩受损。前文发现国企混改深化能

够显著缓解当地同行业民营企业的短债长用现象,然而能否进一步提升企业业绩、降低经营风险仍有待探索。为此,借鉴李增福等(2022)^[38]的研究,本文构建如下模型对经济后果进行检验:

$$EBITDA_{i,t}/StdEBITDA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IndPro_SOEMOR_{i,t} \times SDLA_{i,t} + \alpha_2 SDLA_{i,t} + \varphi \sum Controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

(5)

其中, $IndPro_SOEMOR_{i,t} \times SDLA_{i,t}$ 为国企混改深化变量与民营企业短债长用的交乘项, $EBITDA$ 和 $StdEBITDA$ 分别表示企业经营业绩和经营风险。具体地, $EBITDA$ 为经行业年份均值调整的息税折旧摊销前利润占总资产的比重, $StdEBITDA$ 为公司未来三年 $EBITDA$ 的滚动标准差。 $Controls$ 与前文模型(1)一致。同时模型还控制了公司(μ)和年份(δ)固定效应。

以 $EBITDA$ 为因变量的检验结果如表 10 第(1)~(3)列所示,国企混改深化变量与短债长用交乘项的系数均在 1% 水平上显著为正,说明国企混改深化有助于缓解当地同行业民营企业的短债长用行为对其经营业绩带来的不利影响。第(4)~(6)列是以 $StdEBITDA$ 为因变量的回归结果,发现国企混改深化变量与短债长用交乘项的系数均在 1% 水平上显著为负,表明国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用的治理效应能够有效降低民营企业的经营风险。

表 10 经济后果检验

变量	EBITDA			StdEBITDA		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
MOR_IndPro×SDLA	0.0084*** (2.7847)			-0.0372*** (-3.5650)		
MORasset×SDLA		0.0004*** (2.8040)			-0.0018*** (-3.7162)	
MORrev×SDLA			0.0004*** (2.8336)			-0.0017*** (-3.5817)
SDLA	0.0035 (1.2581)	0.0035 (1.2464)	0.0035 (1.2538)	0.0108 (1.2507)	0.0113 (1.3121)	0.0109 (1.2685)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
公司/年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.8745	0.8745	0.8745	0.3193	0.3195	0.3194
观测值	11722	11722	11722	11697	11697	11697

六、结论与政策建议

以国资国企本位目标为中心,构建国民共进发展格局是混合所有制改革的内在要求。然而混合所有制改革能否助力国民共进发展格局建设、助推经济高质量发展仍停留在理论探讨阶段。本文以 2008—2018 年民营上市公司为研究对象,深入考察了国有企业深化混合所有制改革对当地同行业民营企业短债长用行为的影响及其作用机制。研究发现,国企混改深化后,当地同行业民营企业的短债长用现象得到有效缓解,并且所在地区同行业国企混改力度越大,对民营企业短债长用的治理效应越强。渠道分析表明,国企混改深化主要通过纾解民营企业融资约束、提升信贷获取、延长债务期限、放宽信贷要求,有效缓解民营企业短债长用。异质性分析发现,所在地区信贷歧视越严重、民营企业长期融资能力越弱,国企混改深化对当地同行业民营企业其短债长用行为的治理效应越明显。进一步地,国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用的缓解能够显著提升民营企业的经营业绩,降低其经营风险。基于上述研究发现,本文提出

以下政策建议:

第一,政府层面。一方面,地方政府应积极放权,减少对混改国有企业的行政干预。本文发现,国企混改深化对当地同行业民营企业短债长用的缓解,部分源于政府干预成本提升使国有企业的预算软约束硬化。然而,混合所有制改革后的国有企业仍可能面临地方官员的强制干预,而非国有股东往往难以有效制衡国有控股股东。此时,国企混改深化难以有效改善国有企业过度占用信贷资源、挤占民营企业信贷资源获取空间的问题。因此,为发挥国企混改深化的积极效应,政府应结合当地资源禀赋与经济发展水平,综合纵向和横向比较,因地制宜制定官员政绩评价体系。同时,建立健全针对不合理政绩增长的监督与问责机制,防止地方官员为追求个人晋升过度干预地方国有企业,损害其长期业绩。另一方面,政府部门应深化国企混改,以产权制度改革为突破口,推动国有企业成为公平竞争的市场主体,促使银行等金融机构消除所有制偏见,营造公平信贷市场环境,解决民营企业利用短债长用策略性应对融资难题而引发的系统性金融风险。此外,优化金融机构考核激励机制,将支持民营经济发展纳入考核,鼓励其增加对民营企业的信贷资源投放;加快构建多元金融市场体系,丰富金融产品和服务,更好地满足民营企业的融资需求,推动民营经济发展壮大。

第二,银行机构层面。银行应积极推进金融产品和服务的创新,拓宽民营企业融资渠道,有效防控金融风险。针对民营企业、小微企业等高风险信贷主体,银行应建立尽职免责管理制度和具体细则,并根据主营业务分类制定差异化金融服务,特别是在先进制造业、绿色经济、科技创新、普惠金融等实体经济重点领域,探索开发特色产品,设置差异化坏账容忍度和贷后追责机制。此外,鉴于银企信息不对称导致的贷前调查与贷后风控成本高昂,银行应充分应用数字技术,如大数据、人工智能、云计算等,改造传统运营模式,提升对民营企业的信息甄别能力,精准评估信用状况,提供定制化金融服务,增加长期信贷供给。在确保信贷安全的前提下,深入挖掘优质潜在客户,提升盈利能力。

第三,企业层面。本文发现长期融资能力较弱的民营企业更可能进行短债长用,因而国企混改深化对这类民营企业短债长用的治理效应更加明显。因此,民营企业应建立健全内部治理与风险控制体系,努力提升自身债务融资能力,凭借自身雄厚的实力得到银行等金融机构认可,为抓住政策利好时机奠定坚实基础。同时,密切关注与自身发展相关的政策动态,积极捕捉其他政策带来的潜在机遇,结合自身优势和政策导向,灵活调整经营战略,不断发展壮大,为国民经济高质量发展贡献力量。此外,民营企业应保持发展定力、坚定发展信心,相信党在维护基本经济制度、解决民营企业发展难题、营造良好发展环境、激发民营企业创新活力等方面的决心,安安心心谋发展,努力成长为具有全球竞争力的世界一流企业。

参考文献

- [1] 项安波.重启新一轮实质性、有力度的国企改革——纪念国企改革40年[J].北京:管理世界,2018,(10):95-104.
- [2] Chen, L., F. Gao, T. Guo, and X. Huang. Mixed Ownership Reform and the Short-term Debt for Long-term Investment of Non-state-owned Enterprises: Evidence from China[J]. International Review of Financial Analysis, 2023, 90, 102861.
- [3] Saleh, F. M., A. C. Furqan, and A. Fontanella, et al. Effects of Privatization and Corporate Governance on Accounting Conservatism in State-owned Enterprises[J]. Journal of Public Affairs, 2021, 21, (3), e2671.
- [4] Zhang, F., F. Wang, and Q. Wang. Does the Mixed-ownership Reform Improve the Productivity of State-owned Enterprises? Evidence from Companies Listed in Chinese Stock[J]. Annals of Public and Cooperative Economics, 2023, 94, (4): 1299-1321.
- [5] 蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].北京:管理世界,2018,(5):137-149.
- [6] 杨兴全,任小毅,杨征.国企混改优化了多元化经营行为吗?[J].北京:会计研究,2020,(4):58-75.
- [7] 逯东,黄丹,杨丹.国有企业非实际控制人的董事会权力与并购效率[J].北京:管理世界,2019,(6):119-141.

- [8] 刘汉民, 齐宇, 解晓晴. 股权和控制权配置: 从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2018, (5): 175-189.
- [9] Li, K., H. Yue, and L. Zhao. Ownership, institutions, and Capital Structure: Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37, (3): 471-490.
- [10] Titman, S., and S. Tsyplakov. A Dynamic Model of Optimal Capital Structure [J]. *Review of Finance*, 2007, 11, (3): 401-451.
- [11] Brandt, L., and H. Li. Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31, (3): 387-413.
- [12] Allen, F., J. Qian, and M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, (1): 57-116.
- [13] La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer. Government Ownership of Banks [J]. *The Journal of Finance*, 2002, 57, (1): 265-301.
- [14] 江伟, 李斌. 制度环境、国有产权与银行差别贷款[J]. 北京: 金融研究, 2006, (11): 116-126.
- [15] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 北京: 金融研究, 2009, (12): 137-150.
- [16] 白云霞, 邱穆青, 李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (7): 23-39.
- [17] 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]. 北京: 管理世界, 2016, (3): 87-98.
- [18] Cheng, F., C. Chiao, and Z. Fang, et al. Raising Short-term Debt for Long-term Investment and Stock Price Crash Risk: Evidence from China [J]. *Finance Research Letters*, 2020, 33, 101200.
- [19] 刘贯春, 叶永卫. 经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J]. 北京: 统计研究, 2022, (3): 69-82.
- [20] 张祥建, 郭丽虹, 徐龙炳. 中国国有企业混合所有制改革与企业投资效率——基于留存国有股控制和高管政治关联的分析[J]. 北京: 经济管理, 2015, (9): 132-145.
- [21] 曹越, 孙丽, 郭天泉, 蒋华玲. “国企混改”与内部控制质量: 来自上市国企的经验证据[J]. 北京: 会计研究, 2020, (8): 144-158.
- [22] 马新啸, 汤泰劼, 蔡贵龙. 非国有股东治理与国有企业去僵尸化——来自国有上市公司董事会“混合”的经验证据[J]. 北京: 金融研究, 2021, (3): 95-113.
- [23] 何瑛, 杨琳, 文雯. 非国有股东参与治理能提高国有企业融资行为的“市场理性”吗——来自资本结构动态调整的证据[J]. 天津: 南开管理评论, 2023, (1): 118-133.
- [24] 何德旭, 曾敏, 张硕楠. 国有资本参股如何影响民营企业? ——基于债务融资视角的研究[J]. 北京: 管理世界, 2022, (11): 189-207.
- [25] 王彩萍, 黄建烽, 黄志宏, 姜彦君. 国有资本参股与民营企业金融风险防范——股价崩盘风险视角的实证研究[J]. 北京: 经济管理, 2022, (8): 60-75.
- [26] Pagano, M., and A. Röell. The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs, Monitoring, and the Decision to Go Public [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113, (1): 187-225.
- [27] Lane, P. J., and M. Lubatkin. Relative Absorptive Capacity and Interorganizational Learning [J]. *Strategic Management Journal*, 1998, 19, (5): 461-477.
- [28] 朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响[J]. 北京: 经济管理, 2019, (11): 72-91.
- [29] 张斌, 武常岐, 谢佩洪. 国有股东与战略投资者如何“混”与“合”? ——基于中国联通与云南白药的双案例研究[J]. 北京: 管理世界, 2022, (10): 174-195.
- [30] Morris, J. R. On Corporate Debt Maturity Strategies [J]. *The Journal of Finance*, 1976, 31, (1): 29-37.
- [31] Myers, S. C. Determinants of Corporate Borrowing [J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, (2): 147-175.
- [32] Custódio, C., M. A. Ferreira, and L. Laureano. Why are US firms Using More Short-term Debt? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108, (1): 182-212.
- [33] Kahl, M., A. Shivdasani, and Y. Wang. Short-Term Debt as Bridge Financing: Evidence from the Commercial Paper Market [J]. *The Journal of Finance*, 2015, 70, (1): 211-255.
- [34] Flannery, M. J. Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice [J]. *The Journal of Finance*, 1986, 41, (1): 19-37.
- [35] Fan, J. P. H., S. Titman, and G. Twite. An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2012, 47, (1): 23-56.
- [36] 赖黎, 唐芸茜, 夏晓兰, 马永强. 董事高管责任保险降低了企业风险吗? ——基于短贷长投和信贷获取的视角[J]. 北京:

管理世界,2019,(10):160-171.

[37] Acharya, V. V., D. Gale, and T. Yorulmazer. Rollover Risk and Market Freezes[J]. *The Journal of Finance*, 2011, 66, (4): 1177-1209.

[38] 李增福,陈俊杰,连玉君,李铭杰.经济政策不确定性与企业短债长用[J].北京:管理世界,2022,(1):77-89.

[39] 李逸飞,李茂林,李静.银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J].北京:中国工业经济,2022,(10):137-154.

[40] 文雯,牛煜皓.数字化转型会加剧企业投融资期限错配吗?[J].武汉:中南财经政法大学学报,2023,(5):18-30.

[41] 叶志伟,张新民,胡聪慧.企业为何短贷长投——基于企业战略视角的解释[J].天津:南开管理评论,2023,(1):29-44.

[42] 綦好东,郭骏超,朱炜.国有企业混合所有制改革:动力、阻力与实现路径[J].北京:管理世界,2017,(10):8-19.

[43] 周茜,许晓芳,陆正飞.去杠杆,究竟谁更积极与稳妥?[J].北京:管理世界,2020,(8):127-148.

[44] 白重恩,路江涌,陶志刚.国有企业改制效果的实证研究[J].北京:经济研究,2006,(8):4-13.

[45] Shleifer, A., and R. W. Vishny. Politicians and Firms[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109, (4): 995-1025.

[46] 郝云宏,汪茜.混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J].北京:中国工业经济,2015,(3):148-160.

[47] Parrino, R., and M. S. Weisbach. Measuring Investment Distortions Arising from Stockholder-Bondholder Conflicts[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 53, (1): 3-42.

[48] Gordon, R. H., and W. Li. Government as a Discriminating Monopolist in the Financial Market: The Case of China[J]. *Journal of Public Economics*, 2003, 87, (2): 283-312.

[49] Diamond, D. W. Debt Maturity Structure and Liquidity Risk[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106, (3): 709-737.

[50] 连玉君,苏治.融资约束、不确定性与上市公司投资效率[J].北京:管理评论,2009,(1):19-26.

[51] 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].北京:经济研究,2013,(1):4-16.

[52] 陈耿,刘星,辛清泉.信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构[J].北京:会计研究,2015,(4):40-46.

[53] Keuschnigg C., and M. Kogler. The Schumpeterian Role of Banks: Credit Reallocation and Capital Structure[J]. *European Economic Review*, 2020, 121, 103349.

[54] Bertrand, M., A. Schoar, and D. Thesmar. Banking Deregulation and Industry Structure: Evidence from the French Banking Reforms of 1985[J]. *The Journal of Finance*, 2007, 62, (2): 597-628.

[55] 陈晓辉,刘志远,隋敏,官小燕.最低工资与企业投融资期限错配[J].北京:经济管理,2021,(6):100-116.

[56] 刘晓光,刘元春.杠杆率、短债长用与企业表现[J].北京:经济研究,2019,(7):127-141.

[57] 易阳,蒋肱,刘庄,辛清泉.政府放权意愿、混合所有制改革与企业雇员效率[J].北京:世界经济,2021,(5):130-153.

[58] 陈胜蓝,马慧.贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据[J].北京:管理世界,2018,(11):108-120.

[59] 刘贯春,程飞阳,姚守宇,张军.地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J].北京:管理世界,2022,(11):71-89.

[60] 王彦超.金融抑制与商业信用二次配置功能[J].北京:经济研究,2014,(6):86-99.

[61] Hadlock, C., and J. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23, (5): 1909-1940.

[62] 吴秋生,独正元.混合所有制改革程度、政府隐性担保与国企过度负债[J].北京:经济管理,2019,(8):162-177.

[63] 王红建,杨肇,阮刚铭,曹瑜强.放松利率管制、过度负债与债务期限结构[J].北京:金融研究,2018,(2):100-117.

[64] Cantoni, D., Y. Chen, and D. Y. Yang, et al. Curriculum and Ideology[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125, (2): 338-392.

[65] 李常青,狄然.ESG表现能缓解企业投融资期限错配吗[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2023,(5):30-42.

[66] Chaisemartin, C. D., and X. D' Haultfoeuille. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110, (9): 2964-2996.

[67] Goodman-Bacon, A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225, (2): 254-277.

[68] 赵春明,班元浩,刘烨,李宏兵.供应链金融与中小企业“走出去”[J].北京:国际贸易问题,2023,(10):19-35.

[69] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess. Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation[J]. *Review of Economic Studies*, 2024, 91, (6): 3253-3285.

[70] Sun, L., and S. Abraham. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225, (2): 175-199.

[71] 邓路,刘瑞琪,廖明情.宏观环境、所有制与公司超额银行借款[J].北京:管理世界,2016,(9):149-160.

The Spillover Effect of Deepening Mixed Ownership Reform of State-Owned Enterprises on Short-Term Debt for Long-Term Use of Private Enterprises

XIAO Tu-sheng^{1,2}, SI Ying-xue¹

(1.School of Accountancy, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China;

2.China's Management Accounting Research and Development Center, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: The mixed ownership reform of state-owned enterprises (SOEs) is often perceived as a means to enhance the operational efficiency of state-owned capital and invigorate SOEs' business activities. However, a series of government documents pointed out that the reform should transcend these immediate objectives and align with the foundational goals centered on state-owned capital and enterprises. The ultimate aim is to foster an economic environment where SOEs and private enterprises coexist and thrive side by side, promoting coordinated development and thereby bolstering overall economic growth and strengthening China's economic resilience, thereby providing a robust impetus for Chinese Modernization.

Existing literature on the economic consequences of SOE's mixed-ownership reform predominantly focus on its direct effects on SOEs, extensively discussing its effects on corporate governance, decision-making processes, and operational efficiency. These studies demonstrate that the involvement of non-state-owned shareholders can refine executive compensation incentives within SOEs, optimize diversification strategies, and improve merge and acquisition efficiency by facilitating a balanced power structure among shareholders. Despite the acknowledge significance of both the public and non-public sectors as cornerstones of China's economic development, there remains a conspicuous gap in research exploring the broader economic repercussions of SOEs' mixed ownership reform, particularly on private enterprises, which constitute a significant component of the non-public sector.

The pivotal role of the private economy has been underscored at various private enterprise forums. As a key driver of high-quality development and the modernization of the economy, private enterprises often face credit discrimination, which manifests in reduced credit availability, shorter credit maturities, and elevated borrowing costs. Statistics from 2018 reveal that private enterprises, despite contributing over 60% to the national economy, secured only 25% of the total credit. Moreover, the maturity structure of private enterprise's credit tends to be shorter due to the challenges in obtaining long-term credit. According to a 2019 analysis report by the Chinese Academy of Fiscal Sciences, short-term credit accounted for 72% of private enterprises' total financing, while long-term credit constituted a mere 19%. Given this severe shortage of long-term credit, how can private enterprises account for over 70% of innovation achievements? In this context, private enterprises are compelled to rely on short-term debt, which is more readily accessible, to finance long-term investments, resulting in a glaring maturity mismatch between financing and investment. The prolonged reliance on short-term debt may heighten the risk of corporate debt default, exacerbate the risk of stock price collapses, and ultimately undermine corporate performance. Given that mixed ownership reform is currently a cornerstone and pivotal breakthrough in SOE reform, whether mixed ownership reform can alleviate the financing constraints faced by private enterprises and thereby mitigate the phenomenon of using short-term debt for long-term investments is a scientific question worthy of in-depth research.

Drawing on data from private listed companies in China from 2008 to 2018, this paper focuses on examining the impact and underlying mechanisms of deepening the mixed ownership reform of SOEs on the use of short-term debt for long-term investments by private enterprises located in cities where at least one SOE has undergone mixed ownership reform. This study makes three contributes. Firstly, it extends the research on the economic consequences of SOEs' mixed ownership reform beyond SOEs to other economic entities. Secondly, it provides empirical evidence from an economic ecosystem perspective, demonstrating that the mixed ownership reform of SOEs can foster coordinated development between SOEs and private enterprises. Thirdly, it offers policy insights for optimizing the business environment of private enterprises and promoting coordinated development through the lens of deepening SOE reform.

Key Words: mixed ownership reform of state-owned enterprise; credit discrimination; short-term debt for long-term use in private enterprise; spillover effect

JEL Classification: G30, M21, P10

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2025.07.008

(责任编辑:张任之)