

地方政府债务对民营企业融资的非线性影响

——兼论数字普惠金融的调节效应

武靖州 罗云高

(中国财政科学研究院,北京 100142)

内容提要:在地方政府债务与民营企业融资渠道高度重叠的情况下,识别地方政府债务对民营企业信贷融资的影响对深化认识地方政府债务微观效应和更好缓解民营企业融资约束具有重要意义。本文深入分析了地方政府债务影响民营企业融资的内在机理,利用2015年—2021年沪深A股非金融上市民营企业 and 省际地方政府债务面板数据,实证检验了地方政府债务对民营企业信贷融资的影响,并进一步考察数字普惠金融的调节效应。研究表明:地方政府债务会挤出民营企业信贷融资,且存在单门槛效应。当地方政府债务规模低于门槛值时,其对民营企业信贷融资无影响;当高于门槛值时,会挤出民营企业信贷融资。地方政府债务对民营企业信贷融资的影响存在地区和行业异质性,数字普惠金融可抑制地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应。鉴于此,应提升地方政府债务支出与民营企业投资的耦合度,发展多层次资本市场;加强财政货币协调,优化地方政府债券发行节奏;制定差异化的民营企业融资支持政策和稳健推进数字普惠金融建设。

关键词:地方政府债务 民营企业融资 数字普惠金融 非线性影响

中图分类号:F812 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2024)04-0033-14

一、引言与文献综述

在投资拉动经济发展模式叠加政府职能不断扩大以及积极的财政政策连续实施的背景下,我国地方政府债务规模不断扩张。截至2022年12月末,我国地方政府债务余额为35.06万亿元,^①地方

政府债务已成为影响我国宏观经济与金融市场的重要变量。2023年7月,党中央、国务院发布《关于促进民营经济发展壮大的意见》,强调要从完善融资支持政策制度方面加大对民营经济政策支持力度。受限于所有制、资产规模和抵押品等因素,融资难、融资贵问题一直困扰民营企业发展。同时,

[收稿日期]2023-09-18

[作者简介]武靖州,研究员,博士生导师,经济学博士,研究方向为宏观经济与财政政策;罗云高,硕士研究生,研究方向为财政理论与政策。

①财政部:《2022年12月地方政府债券发行和债务余额情况》,财政部网站, http://www.mof.gov.cn/jrtts/202301/20230129_3864262.htm, 2023年1月29日。

我国民营企业融资高度依赖银行信贷渠道,与地方政府债务融资高度重叠。根据《中国区域金融运行报告 2020》,我国有 95% 的民营企业通过银行贷款融资,银行贷款余额占民营企业全部融资余额平均比重达 87%。截至 2023 年 4 月末,在地方政府债券持有者结构中,商业银行持有比例高达 82.61%。^①可见,地方政府债务与民营企业融资均高度依赖商业银行。因此,探究地方政府债务对民营企业信贷融资的效应,对深化认识政府债务微观效应和更好缓解民营企业融资约束均具有重要意义。

关于地方政府债务对企业融资的影响研究,现有文献可分为三类。第一类文献认为,地方政府债务会挤出企业融资。Spencer(1970)认为政府融资挤占了企业可贷资金数量,进而挤出企业融资。刘穷志和白云(2020)通过实证发现资金数量挤占是政府债务挤出企业债务融资的主要渠道。部分学者从融资成本切入,认为地方政府债务扩张会扩大企业债券与政府债券的利差,提高企业融资成本,进而降低企业融资意愿(范小云等,2017;余海跃和康书隆,2020;Demirci I 等,2019;Liu Q 等,2023)。Krishnamurthy 和 Vissing-Jorgensen(2012)利用美国政府债务数据,通过实证分析发现政府债务供应量的增加提高了企业的融资成本,从而挤出企业融资。

第二类文献认为,地方政府债务会挤入企业融资。这类文献认为地方政府举债进行基础设施建设可以优化企业投资环境,拓宽企业生产可能性边界,进而提高企业融资需求,产生挤入效应(胡玉梅和范剑勇,2019)。Traum 和 Yang(2015)指出政府举债增加了政府投资和政府购买,企业的商品和服务需求将会增加,对企业扩大融资规模产生了激励。

政府投资与私人投资之间存在较强的互补关系(Marianne and Robert, 1988),地方政府债务增加会带动辖区内企业投资的增长。

第三类文献认为,地方政府债务对企业融资无影响。张玉喜(2001)研究了政府发行债券对私人部门投资和消费的影响,结论是政府债务未对企业投融资决策造成影响。王立国和丛颖(2009)通过研究发现企业投融资规模并未受到政府举债投资的影响。昌忠泽等(2023)通过实证分析发现地方政府债务扩张并没有加剧上市企业的融资约束,非国有上市企业通过调整融资结构对冲了地方政府债务不良影响,而国有上市企业则不受地方政府债务影响。

通过梳理文献可以发现:第一,既有文献多从整体企业视角展开分析,对融资约束最为严重的民营企业着墨较少。我国民营企业对国内生产总值和固定资产投资的贡献均超过 60%,但数据显示,2019 年初至 2020 年第一季度末,民营企业银行授信额度约为国有企业的 1/10^②,融资难、融资贵问题主要集中在民营企业。第二,既有文献大都认为地方政府债务对企业融资具有线性影响。地方政府债务兼具财政、金融二重属性,既有可能通过挤占金融资源挤出企业融资,也有可能通过政府投资改善辖区营商环境、提高企业市场需求挤入企业融资,净效应取决于这两股力量的对比,但鲜有文献关注到这种非线性影响。第三,既有文献对于如何缓解地方政府债务对民营企业融资的不良影响的探究还不足。

为此,本文在已有研究的基础上,深入分析地方政府债务影响民营企业信贷融资的内在机理。

^①中国债券信息网——中债.<https://www.chinabond.com.cn/zxsj/###>。

^②《民企与国企融资“冰火两重天”》.https://www.sohu.com/a/391942366_480400。

采用双向固定效应模型和非平衡面板门槛模型,实证检验地方政府债务对民营企业信贷融资的影响。并进一步构建一个含数字普惠金融的交互项模型,深入探究数字普惠金融对地方政府债务与民营企业融资关系的调节效应。

二、地方政府债务影响民营企业信贷融资的理论分析

地方政府债券既是财政政策的一个重要工具,又是我国债券市场上第一大券种,是一种重要的金融产品。地方政府债务兼具财政、金融的双重身份,决定了其对民营企业信贷融资的双重效应——既可能通过提供公共产品优化辖区内营商环境、提高企业市场需求进而挤入民营企业融资,也有可能通过挤占银行资金、推高资金成本进而挤出民营企业融资。

(一) 地方政府债务对民营企业信贷融资的挤入效应

从信贷资金可得性方面来看,地方政府债务可通过基建渠道挤入民营企业信贷融资。第一,地方政府债务投向于城乡冷链物流、产业园区和交通基础设施等领域,可以优化地区的营商环境,改善民营企业的生产经营条件,节约企业的非生产性成本,拓宽企业的生产可能性边界,提高企业的边际收益率(胡玉梅和范剑勇,2019)。民营企业经营状况的改善可降低贷款违约风险,根据投资组合理论,银行将资金配置给民营企业的意愿会随之增加。第二,地方政府债务投向于大数据中心、5G、区块链技术等为代表的新基建为银行数字化发展提供了重要基础,投向于金融基础设施的国家重大战略项目为银行信贷市场提供了支付、结算、记录等基础性功能,保障了信贷市场高效运行。金融基础设施的不断完善可在一定程度上降低借贷市场的

信息不对称,为民营企业获取银行信贷资金提供更大的可能(李稻葵等,2016)。

从信贷融资激励方面来看,地方政府债务增加了民营企业产品需求与投资需求,对民营企业扩大信贷规模形成了激励。第一,地方政府债务扩张势必会引致政府投资和政府购买增加,产品市场需求的增加会使得作为产品供给者的民营企业扩大生产规模,进行更多的资本要素投入。第二,在有效需求不足时,地方政府举债调动了私人闲置资本,并且通过乘数效应使得居民收入水平增加,从而刺激居民消费。有学者指出,我国存在大量非“李嘉图式”消费者,持有政府债券会使得这类消费者感觉净财富和当期可支配收入增加,从而会使其消费意愿增加(尹恒和叶海云,2005)。这意味着地方政府债务扩张引致的居民消费需求增长,也为民营企业增加融资规模以提高产出水平提供了激励。第三,地方政府债务扩张带动政府投资增加还可以带动上下游关联产业的投资需求(唐东波,2015),为民营企业创造出新的投资机会。有学者指出,政府投资与私人投资之间存在较强的互补关系(Marianne and Robert, 1988),我国地方政府专项债和一般债在低于特定门槛值时可以有效拉动民间投资水平(龙小燕等,2020)。同时,地方政府债务资金在公共投资项目中往往发挥着“四两拨千斤”的作用,地方政府注资会使得民营企业对相关项目充满信心,进而增加投资规模。

(二) 地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应

1. 信贷歧视渠道。为保证地方政府债务得以顺利发行,政府赋予了地方政府债券种种特权,其可作为获取中央银行常备借贷便利(SLF)的抵(质)押品范围,利息收入可免征企业所得税和个人所得

税。历史上我国发行了多只地方政府债券,仅2022年就发行了2145只,但从未发生地方政府债券违约事件,而在1986年—2011年期间,美国市政债违约数量就高达2366例。地方政府债务的刚性兑付预期深刻改变了市场原则下民营企业和地方政府在银行资金竞争中的相对地位,改变了银行的资金配置策略,使得民营企业受到的信贷歧视进一步加深,获取信贷难度加大。

2. 资金数量渠道。银行资金是有限的,地方政府债务发行将引起地方政府与民营企业之间的资金竞争,挤占原本属于民营企业的信贷资金。地方政府债券收入属于预算内收入,2014年新预算法要求将政府的全部收入和支出都纳入预算,并实行国库集中收付管理。地方政府债券发行增加了国库存款,将流通领域的资金转变成非流通的存贮资金,货币流通市场中的货币量相应减少(李俊生等,2020)。

3. 资金成本渠道。成本渠道是指地方政府债务的发行会推高民营企业的贷款成本,进而挤出民营企业信贷融资。具体通过以下两个路径实现。首先,地方政府债券的发行会挤占银行间流动性,流动性紧缩会使银行同业拆借市场利率升高,为了补偿资金成本,民营企业贷款利率会被相应抬高。其次,地方政府债务发行规模增加意味着对银行体系资金需求增加,这会引起地方政府债务利率上升。地方政府债券与国债之间存在竞争,地方政府债务利率上升也会推高国债收益率。在资产定价理论模型中,国债作为无风险资产,其收益率通常被作为无风险收益率的替代指标,商业银行在向企业发放贷款时,通常将国债收益率作为贷款利率的重要参考值(汪金祥等,2020)。所以,当地方政府债务利率上升经国债收益率传导至贷款利率时,民

营企业信贷成本会有增加的趋势。

三、实证研究设计

(一)模型设计

为了检验地方政府债务对民营企业信贷融资的整体影响,本文构建面板双向固定效应模型如下:

$$loan_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 debt_{pt} + \eta controls_{ipt} + \lambda_t + \nu_i + u_{ipt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $loan_{ipt}$ 为民营企业信贷融资水平,解释变量 $debt_{pt}$ 为地方政府债务水平, $controls_{ipt}$ 为一系列控制变量,下标 i 表示企业, p 表示省份, t 表示年份; λ_t 表示时间固定效应, ν_i 表示个体固定效应, u_{ipt} 为随机误差项。通过 α_1 的符号和显著性来判断地方政府债务对民营企业信贷融资的总体影响。

进一步地,本文构建一个非平衡面板门槛模型,以检验地方政府债务对民营企业融资的非线性效应。相较于传统的平衡面板门槛模型,非平衡面板门槛模型不需将数据处理成平衡面板数据,克服了由此产生的数据损失和样本选择偏误问题。

$$loan_{ipt} = \delta_0 + \delta_1 debt_{pt} \times I(debt_{pt} \leq q_1) + \delta_2 debt_{pt} \times I(q_1 < debt_{pt} \leq q_2) + \dots + \delta_n debt_{pt} \times I(q_{n-1} < debt_{pt} \leq q_n) + \delta controls_{ipt} + \lambda_t + \nu_i + u_{ipt} \quad (2)$$

其中, $I(\cdot)$ 为指示函数, q 为地方政府债务所对应的门槛值,当括号里条件成立时, $I(\cdot)$ 取值为1,反之 $I(\cdot)$ 取值为0,其他变量含义与模型(1)中一致。

(二)主要变量说明

1. 被解释变量——民营企业信贷水平($loan$)。借鉴陈松等(2022)的研究,使用民营企业短期借款和长期借款之和作为信贷融资近似值,再除以企业总资产,用以衡量企业信贷融资水平。

2. 解释变量——地方政府债务水平($debt$)。借鉴徐彦坤(2020)的方法,使用地方政府债务余额与GDP之比衡量。未将城市建设投资公司有息债务

纳入统计口径的原因是：近年来不断有城市建设投资公司退出融资平台，据相关机构统计，2022 年有 111 家城投退出，2010 年以来共有 3366 家城投涉及“退平台”公告^①，将城市建设投资公司有息债务笼统纳入地方政府债务统计口径已不合时宜。因此，考虑到数据严谨性、真实性和可得性，本文将地方政府债务的统计口径定为“政府负有偿还责任的债务”，即直接显性债务。

3. 控制变量。参考以往学者的研究（梁若冰和王群群，2021），本文选取的企业层面控制变量包

括：企业规模（*size*），为企业资产总额；资产收益率（*roa*），为净利润与总资产之比；流动比率（*cr*），为流动资产与流动负债之比；营业收入增长率（*growth*），为企业当年营业收入与上一年营业收入的差额比上一年营业收入。省级层面控制变量包括：经济增长速度（*dgdg*），为地区国内生产总值增长速度；融资能力（*sr*），为地区社会融资总额。以上控制变量分别控制企业的规模、盈利能力、偿债能力、发展能力等企业层面因素，以及经济发展形势、社会融资能力等省级层面因素。本文主要变量定义如表 1 所示。

表 1 主要变量说明

类型	变量名称	简记	变量定义及说明
企业层面	信贷融资	<i>loan</i>	(短期借款+长期借款)/总资产
	企业规模	<i>size</i>	企业总资产
	资产收益率	<i>roa</i>	净利润/总资产
	营业收入增长率	<i>growth</i>	(当年营业收入-上年营业收入)/上年营业收入
	流动比率	<i>cr</i>	流动资产/流动负债
省级层面	地方政府债务水平	<i>debt</i>	地方政府债务余额/地区生产总值
	经济增长速度	<i>dgdg</i>	地区国内生产总值增长速度
	社会融资能力	<i>sr</i>	地区社会融资总额

(三) 样本选择与数据来源

本文选取沪深 A 股上市民营企业作为研究样本，样本期为 2015 年—2021 年，数据来源于同花顺 iFind 数据库。参考已有文献惯例，剔除金融类上市公司、ST 公司和样本期内数据缺失公司，共得到 7677 个公司年度观测值。应该指出的是，囿于数据可得性，本文样本局限于上市民营企业，但如果证实地方政府债务对上市民营企业信贷融资产生了影响，那么可以合理推测地方政府债务对非上市民

营企业的影响则会更加明显。同时，与其他文献相比，本文将样本期限拓展至 2021 年，可以将新冠疫情的影响纳入到模型中。地方政府债务数据使用的是省级政府债务余额数据，主要原因是银行针对规模较大的债券投资和贷款决策至少要省级以上分行才能做出决定。数据来源于各省（自治区、直辖市）政府财政厅官网、同花顺 iFind 数据库。其余变量原始数据均来自同花顺 iFind 数据库、CEIC 数据库。相关变量描述性统计如表 2 所示。

①城投跑步退场！一年余 167 家城投公司退出政府融资平台_腾讯新闻(qq.com).<https://new.qq.com/rain/a/20230227A079S000>。

表2 变量描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
<i>loan</i>	7677	0.175	0.104	0.0002	0.807
<i>size</i>	7677	121.000	330.600	0.563	5378.000
<i>roa</i>	7677	4.592	8.226	-80.490	153.100
<i>growth</i>	7677	31.430	389.400	-94.630	26,376
<i>cr</i>	7677	1.657	1.048	0.106	22.770
<i>debt</i>	210	0.292	0.143	0.099	0.831
<i>dgdg</i>	210	6.515	2.347	-5.400	12.900
<i>sr</i>	210	7109.000	7131.000	-1024.000	40692.000

四、实证结果分析

(一)基准回归分析

模型(1)的回归结果如表3所示,(1)—(3)列分别为仅控制个体固定效应、同时控制个体和时间固定效应和同时控制个体、时间及控制变量的回归结果。地方政府债务水平对民营企业信贷融资的系数均至少在5%的显著性水平上为负数。由列(3)可知,在其他条件不变的情况下,地方政府债务每提高1个单位,民营企业信贷融资就会下降0.077个单位。因此,地方政府债务对民营企业信贷融资的影响在整体上表现为挤出效应。

(二)稳健性检验

针对反向因果等内生性问题,本文使用工具变量回归进行检验。参考余海跃和康书隆(2020)的研究思路,本文选取地方财政支出中的医疗支出(medical)作为地方政府债务的工具变量。从工具变量的相关性看,医疗支出受财政状况影响,因此

与地方政府债务相关。从工具变量的外生性看,医疗支出作为基础性民生支出,属于刚性支出,与影响企业融资的短期经济波动因素相关性较弱。检验结果显示,在排除内生性问题后,基准回归结论依然稳健。

本文还通过增加控制变量和改变样本进行稳健性检验。其中,增加控制变量方面,增加了企业层面的现金流和省级层面的价格水平,并分别以“企业经营活动中产生的现金”和“居民消费价格指数”作为代理变量。改变样本方面,由于北京、上海、天津和重庆四个直辖市的政治、经济特殊性,剔除这四个直辖市的样本。回归结果显示地方政府债务回归系数均显著为负,而且系数大小与基准回归结果差异不大,进一步验证了“地方政府债务在整体上会挤出民营企业信贷融资”的实证结论。^①

(三)异质性分析

1.地区异质性

为探究地区差异对地方政府债务与民营企业

①稳健性检验结果省略。

表 3 基准回归结果

模型	(1) loan	(2) loan	(3) loan
<i>debt</i>	-0.090*** (0.026)	-0.107*** (0.040)	-0.077** (0.038)
<i>size</i>	—	—	0.000*** (0.000)
<i>roa</i>	—	—	-0.002*** (0.000)
<i>growth</i>	—	—	0.000* (0.000)
<i>cr</i>	—	—	-0.029*** (0.000)
<i>dgdg</i>	—	—	-0.001 (0.001)
<i>sr</i>	—	—	0.000 (0.000)
常数项	0.192*** (0.005)	0.208*** (0.008)	0.266*** (0.010)
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	控制	控制
R^2	0.002	0.014	0.160
样本量	7677	7677	7677

信贷融资关系的异质性作用,将研究样本按企业注册地划分为东部和中西部两组^①,运用分组回归考察不同地区民营企业信贷融资对地方政府债务的回归系数符号及显著性。回归结果如表 4 第(1)和第(2)列所示。回归结果显示,东部地区和中西部地区的回归系数分别为-0.102 和-0.091,且均通过了显著性检验,表明中西部地区地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应是低于东部地区的。原因可能是,由于地方政府债务资金中超过一半是投向基础设施领域的,东部地区相对中西部地区发展得较早,基础设施建设已经处于相对完善的水平,因此,地方政府债务投向基建投资对民营企业发展的促进效应在边际递减。而中西部地区发展较为缓慢,基础设施还相对欠缺,地方政府债务投

向基建投资的边际效用在递增,可以较好改善中西部地区民营企业的营商环境,为当地民营企业提供更多的产品需求和投资机会,在一定程度上对冲地方政府债务的挤出效应。

2. 行业异质性

根据证监会最新的行业划分,将研究样本中属于交通运输、仓储和邮政业、房地产业和建筑业划为基建相关组,原因是这三个行业与基础设施领域相关性最大。将制造业、批发和零售业等剩余行业的民营企业划入其他组,并通过分组回归检验不同行业对地方政府债务与民营企业信贷融资关系的异质性影响。回归结果如表 4 第(3)和第(4)列所示。回归结果显示,基建相关行业和其他行业的回归系数分别为-0.133 和-0.073,但基建相关组没有

①东部地区为:北京、福建、广东、海南、河北、江苏、山东、上海、天津、浙江;中西部地区为:安徽、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江西、山西、甘肃、贵州、宁夏、青海、辽宁、陕西、四川、新疆、云南、重庆、广西、内蒙古。

表 4 异质性回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中西部	基建相关行业	其他行业
<i>Loan</i>	-0.102* (0.062)	-0.091* (0.049)	-0.133 (0.123)	-0.073* (0.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.257*** (0.019)	0.255*** (0.017)	0.227*** (0.041)	0.267*** (0.011)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.165	0.156	0.100	0.167
样本量	5576	2101	432	7245

通过显著性检验,而其他行业组通过了显著性检验。表明地方政府债务对基建相关行业的民营企业信贷融资没有产生明显影响,而对其他行业民营企业信贷融资产生了显著的挤出效应。原因可能是,地方政府债务投资于基建领域拓宽了上下游关联产业的投资机会,带动了交通运输、仓储和邮政业、房地产业和建筑业的投资需求,增加了这几个行业的民营企业信贷融资需求,从而使得地方政府债务产生的挤出效应和挤入效应可以刚好相互对冲,最终表现出无明显影响。而其他行业由于与基础设施建设相关性不大,受到的投资拉动不够明显,民营企业信贷融资受到的挤出效应相对而言就更加明显。

(四) 门槛回归结果分析

1. 门槛效应存在性检验

使用面板门槛回归模型的前提条件是解释变量与被解释变量之间存在门槛效应。因此,本文运用 Bootstrap 方法进行门槛效应存在性检验,以判断是否存在门槛效应以及门槛个数,具体检验结果如表 5 所示。从全国层面的样本看,在原假设为不存

在单门槛的条件下,得到 F 值统计量为 399.93,Bootstrap 计算的 *p* 值为 0.093,并且 10%、5% 与 1% 的自抽样临界值分别为 389.414、503.353 和 683.28,可以拒绝原假设,即存在一个门槛值。而在原假设为不存在两个门槛值的条件下,Bootstrap 计算的 *p* 值为 0.2,无法拒绝原假设,此时已不再需要继续进行三重门槛效应存在性检验。因此,全国层面样本下,地方政府债务对民营企业信贷融资存在单门槛效应。为探究地区间的差异性,同时也为与全国层面样本下的门槛效应形成对照,以验证回归结果的稳健性,本文检验了东部地区和中西部地区的门槛效应存在性。从表 5 可以看出,东部地区也存在单门槛效应,而中西部地区并没有存在门槛效应。

2. 门槛估计值

单门槛效应模型的门槛值及其在 95% 水平下的置信区间估计结果如表 6 所示。从表 6 可以看出,全国层面的东部地区层面样本下地方政府债务的单门槛值均为 0.1096。

3. 门槛回归结果

经过上述检验后,最终决定将模型(2)设定为

表5 门槛效应检验结果

地区	变量	检验		自抽样临界值		
	门槛效应	F值	P值	10%	5%	1%
全国	单门槛	399.93	0.093	389.414	503.353	683.280
	双重门槛	333.14	0.200	473.546	614.014	993.996
东部	单门槛	594.75	0.037	418.664	539.182	956.717
	双重门槛	299.62	0.533	1196.204	1427.257	1977.052
中西部	单门槛	125.92	0.373	209.821	278.438	444.277

注:Bootstrap=300

单门槛面板模型。回归结果如表7所示。从全国层面看,地方政府债务在低于门槛值即0.1096时,其对民营企业信贷融资的回归系数为-0.022,但却未通过显著性检验,表明此情形下地方政府债务并不会对民营企业信贷融资产生显著性影响,主要原因可能是此条件下地方政府债务对民营企业信贷融

资产生的挤出效应和挤入效应相抵消。当地方政府债务大于门槛值时,其对民营企业信贷融资的回归系数为-0.079,且通过了5%水平下的显著性检验,表明此情形下地方政府债务会显著地挤出民营企业信贷融资。综上可知,地方政府债务对民营企业信贷融资存在非线性影响,在较低水平时表现为无显著影

表6 单门槛估计值

地区	Model	Threshold	Lower	Upper
全国	Th-1	0.1096	0.1038	0.1107
东部	Th-1	0.1096	0.1038	0.1107
中西部	无门槛效应			

注:Th-1代表单一门槛估计值,置信区间为95%。

响,超过一定阈值时则表现为挤出效应。

进一步考察地区间的异质性,通过上文检验可知东部地区存在单门槛效应,而中西部地区并不存在门槛效应。从表7第(2)列可以看出,在东部地区,当地方政府债务低于门槛值(0.1096)时,其对民营企业信贷融资的回归系数为-0.048,但并未通过显著性检验。当地方政府债务超过门槛值时,其对民营企业信贷融资的回归系数为-0.111,且通过了显著性检验,表明此条件下地方政府债务对民营企

业信贷融资的净效应表现为挤出效应。

五、进一步分析:数字普惠金融的调节效应

数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式(黄益平和黄卓,2018)。普惠金融是指能有效和全方位地为社会所有阶层和群体提供服务的金融体系,中国普惠金融的实践与数字金融的超强关联性形成了数字普惠金融模式(郭峰等,

表 7 门槛回归结果

模 型	(1)	(2)
	全国	东部
$debt(debt \leq q)$	-0.022 (0.053)	-0.048 (0.071)
$debt(debt > q)$	-0.079** (0.038)	-0.111* (0.059)
控制变量	控制	控制
常数项	0.241*** (0.013)	0.224*** (0.021)
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
R^2	0.160	0.166
样本量	7677	5673

2020)。随着数字技术与数字经济的快速发展以及政府的重视,我国数字普惠金融发展进程日益加快。数字普惠金融借力数字信息技术,极大提升了资金在金融体系中的流转效率,对缓解企业融资约束、降低企业融资成本有着积极影响。数字技术变

革促进了商业银行的创新发 展,推动商业银行从改善内部管理、强化风险控制、优化信贷配置等方面提升资金配置效率。理论上,数字普惠金融可能会通过以下方式缓解地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出(见图 1)。

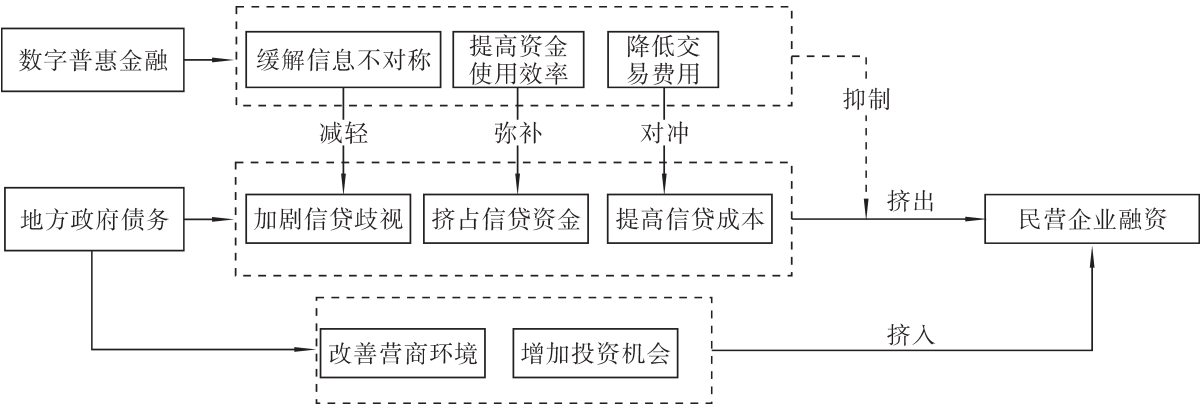


图 1 数字普惠金融调节效应机理图

可贷资金数量方面,首先,金融市场中存在大量分散的小规模投资者,传统金融市场由于成本、技术等问题,难以高效地吸纳这部分长尾群体,而数字金融能够借助大数据等新兴技术多维搜集市

场中沉淀的闲散资金信息,拓宽商业银行资金来源,补充流动性(万佳或 等,2020)。其次,数字技术有助于商业银行更精细化地配置资金,减少资金在各个配置环节的闲置,提高银行统筹使用资金的能力。最后,借助数字技术还可以减轻信息不对称

导致的信贷错配,降低商业银行的坏账率,提高可用资金数量。数字普惠金融的快速发展可有效降低信贷歧视、资源错配等问题,大幅提升金融服务的渗透度和普及性(赵绍阳 等,2022)。

融资成本方面,数字普惠金融能够降低信贷交易成本。数字普惠金融可以借助大数据、云计算等数字技术快速挖掘民营企业的历史交易、经营数据、信用评估等方面的信息,为商业银行提供民营企业的精准画像,减少商业银行的尽调成本。同时,借助数字平台,商业银行可以实现线上审批和线上监管等业务,减少不必要的人工审核及监管环节,提高监管效率,降低履约成本(李曜和胡涛,2023)。另一方面,数字普惠金融的发展也可为民营企业展现多维度的商业银行贷款产品信息,为民营企业 and 商业银行提供精准匹配,降低逆向选择,减少信息搜寻成本。汤萱和高星(2022)指出,数字金融的发展使得借贷过程中的搜寻成本、议价成本等骤减,商业银行愿意为更多的中小企业提供资金支持,并在放贷时提供更低的贷款利率。

可见,数字普惠金融可以在一定程度上对冲地方政府债券发行引致的流动性紧缺和资金成本上升,可能会缓解地方政府债务对民营企业信贷的挤出效应。基于此,本文构建一个含数字普惠金融和地方政府债务交互项的模型,实证检验数字普惠金融对地方政府债务与民营企业信贷融资关系的调节效应。使用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融指数作为数字普惠金融(df)的代理变量,并除以100。由于数字技术具备复杂性和信息化特征,其与实际业务的融合往往需要一定的时间,所以,数字普惠金融作用的发挥存在一定时滞性,当期的数字普惠金融发展往往在下期才能显现。基于这种考虑,在模型中对数字普惠金融发展

指数作滞后一期处理,以更加符合数字普惠金融的内在逻辑。

$$\ln loan_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 debt_{pt} + \beta_2 L.df_{pt} + \beta_3 debt_{pt} \times L.df_{pt} + \beta controls_{ipt} + \lambda_t + \nu_i + u_{ipt} \quad (3)$$

表8第(1)列显示的是交互项模型(3)的回归结果。地方政府债务与数字普惠金融交乘项的回归系数在5%的水平上显著为正,说明地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应会受到数字普惠金融的调节,数字普惠金融发展水平每提高1个单位,地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应会降低0.06个单位。为验证回归结论的稳健性,本文进一步检验数字普惠金融的二级指标“数字化程度(di)”的调节效应,回归结果见表8第(2)列。回归结果显示,地方政府债务与数字化程度的交乘项的回归系数为0.073,且通过1%水平的显著性检验,意味着数字化程度每提高1个单位,地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应会降低0.073个单位。综上可知,数字普惠金融的发展确实能够缓解地方政府债务对民营企业信贷融资的不良冲击,与上述理论逻辑相符合。

六、主要结论与政策建议

民营经济是推进中国式现代化的生力军,是高质量发展的重要基础,营造良好的融资环境是促进民营经济发展壮大的一个基本路径。随着我国地方政府债务规模的快速膨胀,其对企业融资的影响开始受到学者们的关注。本文通过理论分析阐述了地方政府债务对民营企业信贷融资的双重效应,利用2015年—2021年沪深A股非金融上市民营企业和省级地方政府债务面板数据,分别采用双向固定效应模型和非平衡面板门槛模型实证检验了地方政府债务对民营企业信贷融资的影响,并对地区

表 8 数字普惠金融回归结果

模 型	(1) loan	(2) loan
<i>debt</i>	-0.063 (0.057)	-0.131** (0.055)
<i>L.df</i>	0.046** (0.022)	—
<i>L.df</i> × <i>debt</i>	0.060** (0.029)	—
<i>L.di</i>	—	0.007 (0.007)
<i>L. di</i> × <i>debt</i>	—	0.073*** (0.028)
控制变量	控制	控制
常数项	0.510*** (0.118)	0.249*** (0.026)
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
<i>R</i> ²	0.158	0.159
样本量	5185	5185

和行业的异质性影响进行分析。进一步地,本文构建了一个含地方政府债务和数字普惠金融的交互项模型,考察数字普惠金融对地方政府债务与民营企业信贷融资关系的调节效应。本文研究有利于深化对地方政府债务与民营企业信贷融资关系的认识,也有助于更全面地理解我国民营企业融资困境。

(一)主要结论

- 1.双向固定效应模型回归结果显示,地方政府债务对民营企业信贷融资的影响整体上表现为挤出效应。总体而言,地方政府债务通过挤占资金数量、拉高资金成本对民营企业信贷融资产生的挤出效应大于地方政府债务通过基建投资优化营商环境、降低非生产性成本产生的挤入效应。
- 2.异质性分析结果表明:第一,东部地区的民营企业信贷融资受到地方政府债务的挤出效应要大于中西部地区,原因可能是东部地区相对中西部地区而言基础设施建设已经处于相对完善的水平,

地方政府债务投向传统基建投资对民营企业发展的促进效应在边际递减。第二,非基建相关行业的民营企业信贷融资受到地方政府债务的挤出效应强于基建相关行业。原因可能是地方政府债务投资在基建领域拓宽了上下游关联行业的投资机会,带动了交通运输、仓储和邮政业、房地产业和建筑业的投融资需求,而其他行业受到的投资拉动效应不够明显。

- 3.门槛回归模型回归结果显示,地方政府债务对民营企业信贷融资存在单门槛效应,门槛值为0.1096,当地方政府债务规模小于该门槛值时,其对民营企业信贷融资无明显影响,而当地方政府债务规模大于该门槛值时,其对民营企业信贷融资的影响表现为挤出效应。表明当地方政府债务处于较低规模时,其对民营企业信贷融资的挤入效应和挤出效应刚好抵消,当地方政府债务处于较高规模时,其对民营企业信贷融资的挤出效应是大于挤入

效应的,反映出我国地方政府债务使用效率是在边际递减的。分地区来看,门槛效应存在性检验显示中西部地区不存在门槛效应,东部地区存在单门槛效应,而且门槛值为0.1096,门槛效应表现为先是无影响,然后是挤出效应。

4.交互项模型回归结果显示,数字普惠金融可以抑制地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应,这表明数字普惠金融可以通过缓解信息不对称、提高资金使用效率和降低信贷交易成本等路径对冲地方政府债务对民营企业信贷融资的挤出效应。

(二)政策建议

1.提高地方政府债务支出与民营企业投资的耦合度,发展多层次资本市场,降低地方政府债务与民营企业的融资路径重叠。应合理区分政府投资和民营企业投资的分工定位,提高地方政府债务支出与民营企业投融资的良性互动,提升两者的耦合性,弱化摩擦与冲突,增强挤入效应。同时,应积极发展多层次资本市场,拓宽民营企业融资渠道,减轻民营企业对银行的依赖。应加快股票市场和债券市场建设,适当放宽民营企业在债市和股市融资的准入条件,提高民营企业直接融资比重。

2.加强财政货币协调,优化地方政府债券发行节奏。加强财政货币协调配合以平滑地方政府债券发行引致的银行流动性波动。在地方政府债券发行高峰期,银行体系的流通资金会转化成央行国库中的非流通资金,银行体系流动性会趋紧,此时央行可适当加大逆回购等操作以向商业银行释放更多的流动性,从而减轻地方政府债券发行引起的扰动。同时,各地政府在编制举债计划时应强化跨周期调节思维,提高政策制定、实施等环节的透明度和可预测性,财政部门应合理统筹各地发债节奏,减轻

地方政府债券集中发行对流动性的过度挤占。

3.制定差异化的民营企业融资支持政策。本文研究表明,民营企业信贷融资受到地方政府债务的挤出效应存在地区和行业异质性,因此,需要采取更具针对性的政策扶持才能对症下药。地方政府应引导金融机构为不同行业的民营企业提供差异化的、更具靶向性的融资服务,提高服务质量,具备条件的地区争取做到“一行一策”。

4.稳健推进数字普惠金融建设。适当提高地方政府债务用于数字基础设施建设的比例,以支撑数字普惠金融发展,推进商业银行数字化转型。可通过加大对5G、区块链等数字技术的投入,构建民营企业的数字金融生态链,政府部门联合金融科技企业、商业银行等建立以民营企业信息流、资金流为链条的数字金融数据库,以“数字多跑路”减轻民营企业在融资过程中的信息不对称,提高民营企业融资的便利性和可得性。

参考文献:

- [1] Graham J R, Leary M T, Roberts M R. A century of capital structure: The leveraging of corporate America[J]. Journal of financial economics, 2015, 118(3): 658-683.
- [2] Spencer R W, Yohe W P. The "crowding out" of private expenditures by fiscal policy actions[J]. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1970.
- [3] 刘穷志,白云.政府债务增加降低了企业杠杆吗?[J].财政研究,2020(3):71-84.
- [4] 范小云,方才,何青.谁在推高企业债务融资成本——兼对政府融资的“资产组合效应”的检验[J].财贸经济, 2017,38(01):51-65.
- [5] 余海跃,康书隆.地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应[J].世界经济,2020,43(07):49-72.

- [6] Demirci I, Huang J, Sialm C. Government debt and corporate leverage: International evidence[J]. Journal of financial economics, 2019, 133(2): 337-356.
- [7] Liu Q, Bai Y, Song H. The crowding out effect of government debt on corporate financing: Firm-level evidence from China[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2023, 65: 264-272.
- [8] Krishnamurthy Arvind and Annette Vissing-Jorgensen. The aggregated demand and for Treasury debt[J]. Journal of Political Economy. 2012,120(2): 233-267.
- [9] 胡玉梅,范剑勇.地方政府债务对企业融资的影响:基于“基建挤入效应”和“信贷挤出效应”的视角[J].江海学刊,2019(05):86-92.
- [10] Traum N, Yang S C S. When Does Government Debt Crowd Out Investment?[J]. Journal of Applied Econometrics, 2015, 30(1): 24-25
- [11] Marianne Baxter, Robert G King. Fiscal policy in general equilibrium[J]. The American Economic Review, 1988, 83(3): 315-334.
- [12] 张玉喜.我国国债的挤出效应分析[J].学术交流, 2001(01): 73-75.
- [13] 王立国,丛颖.地方政府投资对私人投资的挤出效应分析——基于时间序列数据的实证研究[J].生产力研究, 2009(10): 61-64.
- [14] 昌忠泽,李汉雄,毛培.地方政府债务对企业融资结构的影响——来自A股上市公司的证据[J/OL].改革: 1-21 [2023-05-16].
- [15] 李稻葵,刘淳,庞家任.金融基础设施对经济发展的推动作用研究——以我国征信系统为例[J].金融研究, 2016(02): 180-188.
- [16] 尹恒,叶海云.中国政府债务对居民消费影响的实证研究[J].北京大学学报(哲学社会科学版), 2005(04): 79-87.
- [17] 唐东波.挤入还是挤出:中国基础设施投资对私人投资的影响研究[J].金融研究, 2015(08): 31-45.
- [18] 龙小燕,赵全厚,梁城城.地方政府专项债券对民间投资的影响研究[J].广东财经大学学报, 2020, 35(05): 22-34+68.
- [19] 李俊生,姚东旻,李浩阳.财政的货币效应——新市场财政学框架下的财政-央行“双主体”货币调控机制[J].管理世界, 2020, 36(06): 1-25+241.
- [20] 汪金祥,吴世农,吴育辉.地方政府债务对企业负债的影响——基于地市级的经验分析[J].财经研究, 2020, 46(01): 111-125.
- [21] 陈松,曹瑜强,王红建.市场化改革、政府融资的挤出效应与资源错配——基于各省份城投债发行的经验证据[J].南开经济研究, 2022, No. 225(03): 81-97.
- [22] 徐彦坤.地方政府债务如何影响企业投融资行为?[J].中南财经政法大学学报, 2020, No. 239(02): 90-99+159-160.
- [23] 梁若冰,王群群.地方债管理体制改革的与企业融资困境缓解[J].经济研究, 2021, 56(04): 60-76.
- [23] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊), 2018, 17(04): 1489-1502.
- [25] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊), 2020, 19(04): 1401-1418.
- [26] 万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论, 2020(01): 71-83.
- [27] 赵绍阳,李梦雪,余楷文.数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J].经济学动态, 2022, No. 738(08): 98-116.
- [28] 李曜,胡涛.地方政府数字金融服务平台促进了银行贷款投放吗[J].广东财经大学学报, 2023, 38(02): 4-18.
- [29] 汤莹,高星.数字金融如何促进民营企业成长——基于金融监管与管理者能力的调节效应[J].求是学刊, 2022, 49(05): 71-84.

【责任编辑 郭艳娇】