

地方债务显性化治理与企业高质量发展

洪源¹, 胡慧姣¹, 阳敏²

(1. 湖南大学经济与贸易学院, 湖南 长沙 410006;

2. 湖南财政经济学院会计学院, 湖南 长沙 410205)

摘要:以2015年《预算法》实施后的地方债务管理体制改革的自然实验,运用强度双重差分方法,实证检验了地方债务显性化治理对企业高质量发展的影响效应及作用机制。研究发现:地方债务显性化治理政策冲击能显著促进企业高质量发展。其中,地方债务显性化治理的规模效应有利于改善企业创新环境,通过增加企业创新要素投入机制来促进企业高质量发展,而地方债务显性化治理的结构效应则有利于缓解企业融资约束,通过优化企业资本配置效率机制促进企业高质量发展。此外,地方债务显性化治理对企业发展质量提升效果受到企业产权性质和地区隐性负债率影响而存在异质性。进一步拓展分析发现,地方债务显性化治理也能显著提升企业间资源配置效率。研究结论从地方债务显性化治理的微观效应视角,为建立同高质量发展相适应的地方债务管理机制,实现“促发展”与“防风险”的地方债务治理双重目标提供了政策参考。

关键词:地方债务显性化治理;企业高质量发展;企业全要素生产率;规模效应;结构效应

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2024)10-0185-14

Explicit governance of local debt and high-quality development of enterprises

HONG Yuan¹, HU Huijiao¹, YANG Min²

(1. School of Economy and Trade, Hunan University, Changsha 410006, China;

2. School of Accountancy, Hunan University of Finance and Economics, Changsha 410205, China)

Abstract: This paper empirically tests the effect and mechanism of local debt explicit governance on the high-quality development of enterprises by using the intensity difference in difference method in a quasi-natural experiment with the reform of the local debt management system after the implementation of the Budget Law in 2015. The study finds that: local debt explicit governance policy shock can significantly contribute to the high-quality development of enterprises. The scale effect of local debt explicit governance is conducive to improving the enterprise innovation environment and promoting high-quality enterprise development through the mechanism of increasing the input of enterprise innovation factors, while the structural effect of local debt explicit governance is conducive to easing the enterprise financing constraints and promoting high-quality enterprise development through the mechanism of optimizing the efficiency of enterprise capital allocation. In addition, the effect of local debt explicit governance on improving the quality of enterprise development is heterogeneous by the nature of enterprise property rights and the level of implicit debt ratio in the region. Further extension of the analysis reveals that explicit governance of local debt also significantly

收稿日期:2024-04-21 修回日期:2024-08-20

基金项目:国家社会科学基金项目“地方政府隐性债务显性化的可持续性评估与优化路径研究”(22BJY079)。

作者简介:洪源(1981—),男,湖南永州人,湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师,研究方向为财税理论与政策、政府债务管理。
通信作者:阳敏。

improves inter-firm resource allocation efficiency. From the perspective of the micro effects of local debt explicit governance, the findings of the study provide policy references for the establishment of a local debt management mechanism compatible with high-quality development and the realization of the dual objectives of local debt governance, namely, “promoting development” and “preventing risks”.

Key words: explicit governance of local debt; high-quality development of enterprises; enterprise total factor productivity; scale effect; structure effect

全面建设社会主义现代化国家的首要任务是高质量发展。习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时进一步强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展”。在此过程中,宏观政府调控和微观企业发展二者相辅相成。一方面,作为公共投资增长的重要动力源泉,地方债务在弥补财政资金缺口、推进基础设施建设和拉动地方经济增长等方面发挥了不可或缺的作用;另一方面,作为市场经济的基本单元,企业的技术创新和生产效率提升是促进经济高质量发展的微观基础。但是由于地方政府在资本市场上的天然优势,地方债务的迅速扩张也不可避免地会挤占企业信贷资源并挤出私人投资,同时地方融资平台所具备的地方政府隐性担保和刚性兑付承诺还会推高企业信贷融资成本,恶化企业投融资环境,对企业生产经营产生不可小觑的影响。因此,科学评估地方债务对于微观企业的经济效应和作用机制对于提高财政资金使用效率,防范地方债务风险,实现高质量发展与高水平安全的良性互动具有重要意义。

现有研究认为,地方债务可能对宏观经济增长产生正向或负向影响。地方债务对公共领域的投资能有效缓解公共物品供给的市场失灵,促进经济增长^[1]。但同时地方债务在资本市场上可能通过推高长期利率挤出私人投资,过高的政府债务率所带来的高税率和高通胀也会降低私人储蓄,抑制资本累积和经济增长^[2],地方债务对经济增长的影响最终取决于上述两种效应的相对大小。从微观层面看,地方债务对经济增长的影响依赖于微观企业的发展情况。现有关于地方债务对微观企业行为影响的研究,主要集中在地方债

务绝对规模扩张或地方债务治理对企业信贷融资^[3-4]、风险承担^[5]、投资效率^[6]、研发创新^[7-8]、人力资本结构^[9]等企业生产经营的某一方面的影响。事实上,企业融资能力和投资活动等行为对企业经营绩效的影响最终会反映在企业生产效率上,吴敏等^[10]、刘潘等^[11]分别研究了以融资平台有息债务为代表的地方公共债务对企业内和企业间全要素生产率的影响,但上述研究忽略了企业生产经营绩效对于当地政府举债行为可能带来反向影响,从而可能导致相关的内生性问题。因此,尽管大量文献已经证明了地方债务对微观企业行为和经营绩效有显著影响,但是从地方举债行为改变视角,将地方债务管理体制改革这一外生政策冲击与企业发展质量联系起来,深入探究地方债务显性化治理与企业高质量发展的内在因果关系的文献鲜少。

鉴于上述背景和现有文献的不足,本文将借助 2015 年《预算法》实施后的地方债务管理体制改革这一外生政策冲击,采用强度双重差分的方法,在微观企业层面系统识别地方债务显性化治理与企业高质量发展之间的因果关系及其作用机制。

一、制度背景与影响机理

(一) 制度背景

2008 年国际金融危机后,在 4 万亿元投资计划和积极财政政策的刺激下,地方政府以银行贷款为主,辅之以发行企业债券、信托、融资租赁以及中期票据等途径举债融资,地方隐性债务规模迅速扩张。为规范地方政府融资行为,提高地方政府安排建设配套资金和扩大投资的能力,从 2009 年起,我国重启地方政府债券发行。随着 2015 年 1 月 1 日《预算法》的正式实施,被限制多年的地方政府举债权放开,以显性化治理为导向

的地方债务管理体制改革的框架得以确立。这一改革所包含的“开前门”和“关后门”举措内容分别体现着地方债务显性化治理的规模效应特征和结构效应特征。

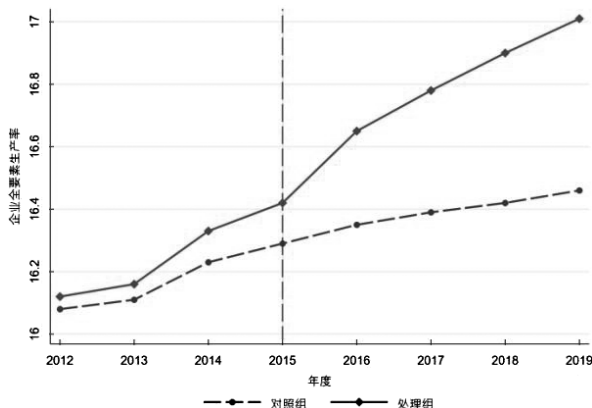
地方债务管理体制改革的“开前门”举措内容的核心是赋予地方政府举债权力,地方政府能且只能通过发行政府债券的形式合法新增地方显性债务,并将其纳入预算管理。与此同时,为避免因改革造成的在建投融资项目的资金链条断裂,财政部在2014年年底对地方存量债务进行清理甄别,自2015年起连续发行置换债券将存量债务转换为债券形式,缓解存量债务的偿债压力,至2018年存量债务置换基本完成。地方显性债务存量规模从2015年的11.6万亿元快速增长至2019年的16.9万亿,增长率也由2015年的4.8%提升到2019年的13.6%。地方债务管理体制改革的“开前门”举措允许地方政府在限额内自主发行债券,促进了地方显性债务规模显著增长,体现出地方债务显性化治理的规模效应特征。

地方债务管理体制改革的“关后门”举措内容的核心是使得地方政府成为地方显性债务的唯一合法举借主体,剥离地方融资平台的政府融资职能,用纳入预算管理的显性债务逐步取代以融资平台为主要载体的隐性债务。在改革初期,一般债券和专项债券还很难满足地方的投融资需求,仍有不少地方政府采取诸如对融资平台举借债务违规提供担保、设立政府投资基金等方式新增隐性债务,随着2017年以来中央政府对新增隐性债务管

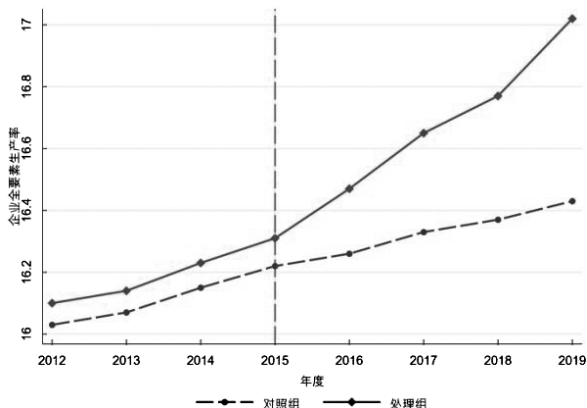
控的强化,“关后门”政策措施被进一步明确和执行。地方隐性债务规模的增长率从2015年的17.2%迅速下降至2019年的6.3%,显性债务规模与隐性债务规模之比也从最低的59.9%上升至2019年的65.5%。地方债务管理体制改革的“关后门”举措限制了地方隐性债务规模扩张,使得在地方债务结构中显性债务规模相对于隐性债务规模的比重显著提升,体现出地方债务显性化治理的结构效应特征。

(二) 影响机理

2015年《预算法》实施后的地方债务管理体制改革的改革使得地方债务的举借主体和方式、资金使用方向以及偿还来源等都发生了市场适应性转变,由此引发的地方债务显性化治理的规模效应和结构效应将通过作用于企业的外部环境和内部运作进而影响企业的生产经营活动和高质量发展。为了直观体现地方债务显性化治理这一外生政策冲击对企业高质量发展所带来的显著影响,图1展示了分别以地方债务显性化治理的规模效应冲击强度的中位数和结构冲击强度的中位数作为分组依据下企业全要素生产率的时间变化趋势。可见,在2015年《预算法》实施带来的地方债务显性化治理政策冲击之后,处理组的企业全要素生产率与对照组相比出现了明显跃升,2015年改革后处理组与对照组的变动趋势与2015年改革前两组的变动趋势发生了明显变化,这初步说明地方债务显性化治理政策冲击显著地对企业高质量发展产生了影响。



a. 以地方债务显性化治理的规模效应冲击强度中位数分组



b. 以地方债务显性化治理的结构效应冲击强度中位数分组

图1 2012—2019年企业全要素生产率变化趋势

从地方债务显性化治理对企业高质量发展的具体影响机理来看,技术创新能力和资本配置效率是影响企业高质量发展的两大关键因素。本文分别从规模效应所对应的企业创新要素投入增加机制和结构效应所对应的企业资本配置效率优化机制来分析地方债务显性化治理如何影响企业高质量发展。

1. 地方债务显性化治理的规模效应与企业高质量发展:企业创新要素投入增加的视角

地方债务显性化治理的规模效应特征具体表现为赋予地方政府自主举债权利,并将显性债务资金纳入预算管理。这将有利于地方政府提高科技创新支出和加大科技创新基础设施有效供给来改善企业创新环境,进而通过增加企业创新要素投入机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

在地方债务显性化治理之前,地方政府基建投资支出依赖于通过融资平台举借的隐性债务资金,这些债务不纳入地方政府预算管理,资金使用缺乏有效监管,使用效率较为低下,且鲜少投入科技创新方面的专项项目,不利于企业创新环境改善。而在地方债务显性化治理之后,地方政府在限额内发行的一般债券和专项债券分别纳入地方一般公共预算和政府性基金预算管理,且政府债务资金需用于公益性资本支出。其中,一般债券资金能在一定程度上减轻地方政府在科教领域的资金压力,提高科技、教育等民生性公共产品供给的有效性^[12],2015—2019 年我国地方政府一般公共预算科技和教育支出从 2.8 万亿元快速增加至 3.9 万亿元,年均增速超过 8.6%,在地方一般公共预算总支出中的占比也从 18.8% 提升至 20.1%。而专项债券资金的投向领域不断扩围,基础教育、职业教育、创新基础设施、产业园区基础设施等已成为地方专项债券资金的重要投向领域,以 2019 年为例,教育类、创新基础设施类和新技术产业园区基础设施类专项债项目投资金额合计达 6775 亿元,在专项债投资领域项目总金额中占比超过 3%。显然,这不仅能直接提升企业所需人力资本质量和创新要素的流动性,也能减少企业对地方

政府潜在非市场化干预行为的预期,提高企业经营环境的稳定性和风险承担意愿^[9],从创新要素供给和创新意愿提升两方面促进企业增加创新要素投入。最终企业创新要素投入增加所带来的创新效率提升和技术进步将提高企业全要素生产率^[13],促进企业产品结构升级,进而推动企业实现高质量发展^[14]。

2. 地方债务显性化治理的结构效应与企业高质量发展:企业资本配置效率优化的视角

地方债务显性化治理的结构效应特征具体表现为严禁地方政府新增隐性债务,地方政府以发行债券的显性直接举债融资模式来逐步来替代以融资平台举债的隐性间接举债融资模式。这有利于缓解隐性债务挤占地区金融资源所导致的企业融资约束问题,进而通过优化企业资本配置效率机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

在地方债务显性化治理之前,地方政府主要以土地使用权为抵押依靠融资平台通过银行贷款和非标准化债券类资产形成了大量隐性债务,在地区信贷资源总量一定的情况下,地方隐性债务规模的增加挤占了企业的银行贷款空间,同时使资金运行环节增多、货币乘数扩大,从而拉高企业的融资成本^[3]。而在地方债务显性化治理之后,政府及其下属部门成为地方债务的唯一合法举借主体,地方政府对融资平台的隐性担保受到限制^[15],使得银行为地方融资平台提供信贷资金或者购买城投债的意愿显著下降,地方融资平台占用的长期信贷资金减少,增加了企业的银行信贷资金可得性,缓解企业“融资难”问题。同时,地方债务置换降低了银行负债端的风险权重,使得银行信贷投放能力得到增强,贷款利率趋于下降^[16]。且无论是地方政府发行的一般债券还是专项债券,其发行利率和存量利率都明显低于地方融资平台的银行贷款利率和城投债的债券利率,且地方政府发行债券的期限也更长^[17],而金融机构向企业发放贷款时,经常将政府债券收益率作为贷款利息确定的参考^[18]。因此,地方政府融资方式从间接向直接的转变也能够降低企业银行贷款的

成本,缓解企业“融资贵”问题。上述企业融资约束问题的缓解不仅能改善企业债务期限结构,在一定程度上缓解企业投融资期限错配行为^[19],也能减少企业因现金流短缺导致的投资低效率^[20],使得企业能更好地把握投资机会,提高投资效率,还能降低企业出于流动性储备和影子银行诉求进行金融投资的动机^[21],优化企业投资结构,促进企业脱虚向实,从而优化企业资本配置效率,提升企业全要素生产率和经营绩效,促进企业高质量发展。

综合上述分析,本文进一步提出以下3个待检验的假说:

H1:地方债务管理体制改革的引致的地方债务显性化治理政策冲击能显著促进企业高质量发展。

H2:地方债务显性化治理的规模效应有利于改善企业创新环境,将通过增加企业创新要素投入机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

H3:地方债务显性化治理的结构效应有利于缓解企业融资约束,将通过优化企业资本配置效率机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

二、研究设计

(一)模型构建

考虑到2015年《预算法》实施后,全国所有地区都受到了地方债务管理体制改革的引致的地方债务显性化治理政策冲击,无法明确划分“处理组”和“对照组”。因此,参考Nunn等^[22]的实证策略,采用强度双重差分方法,用受到政策冲击的程度作为划分处理组和对照组的依据,从而识别外生政策冲击的影响。

基于上述强度双重差分模型的构建思路,本文以2015年《预算法》实施后的地方债务管理体制改革的改革作为准自然实验,利用改革所导致的各地区地方债务显性化治理在规模效应与结构效应两方面的冲击强度差异进行对比分析,从而识别地方债务显性化治理这一政策冲击对企业高质量发展的影响。具体来看,构建的强度双重差分模型如式(1)和式(2)所示:

$$Quality_{icht} = \alpha_1 + \gamma_1 Gdebt_c \times Post_t + \beta_1 X_{icht} + \lambda_i + \eta_c + \mu_{ht} + \varepsilon_{icht} \quad (1)$$

$$Quality_{icht} = \alpha_2 + \gamma_2 Jdebt_c \times Post_t + \beta_2 X_{icht} + \lambda_i + \eta_c + \mu_{ht} + \varepsilon_{icht} \quad (2)$$

式(1)、式(2)中, i, c, h, t 分别表示企业、地级市、行业 and 年份。 $Quality_{icht}$ 表示企业发展质量。核心解释变量中, $Post_t$ 代表地方债务显性化治理的年份虚拟变量,2015年之前赋值为0,2015年及之后赋值为1; $Gdebt_c$ 和 $Jdebt_c$ 分别代表地方债务显性化治理的规模效应冲击强度与结构效应冲击强度; X_{icht} 表示地级市层面和企业层面的一系列控制变量,包括地级市的经济发展水平、人口密度等及企业规模、年龄等, λ_i 为企业固定效应, η_c 为地区固定效应, μ_{ht} 为行业—年份固定效应, ε_{icht} 为随机误差项。

γ_1 和 γ_2 分别代表核心解释变量 $Gdebt_c \times Post_t$ 和 $Jdebt_c \times Post_t$ 的待估计参数,两者分别度量了地方债务显性化治理的规模效应冲击和结构效应冲击对辖区内企业发展质量的影响效应。根据研究假说,本文预计上述两项估计系数为正,即受地方债务管理体制改革的引致的地方债务显性化治理政策冲击越强的地区,企业发展质量在改革后提升幅度越大。

(二)变量设置

1. 地方债务显性化治理政策冲击强度

参考Chen^[23]、谢贞发等^[24]在度量实施所得税分享改革冲击强度的思路,本文采用式(3)和式(4)来分别度量地方债务显性化治理的规模效应冲击强度和结构效应冲击强度:

$$Gdebt_c = \frac{1}{5} \sum_{t=2015}^{t=2019} \frac{Exdebt_{ct}}{Frev_{ct}} - \frac{Exdebt_{c2014}}{Frev_{c2014}} \quad (3)$$

$$Jdebt_c = \frac{1}{5} \sum_{t=2015}^{t=2019} \frac{Exdebt_{ct}}{Imdebt_{ct}} - \frac{Exdebt_{c2014}}{Imdebt_{c2014}} \quad (4)$$

式(3)、式(4)中, $Exdebt_{ct}$ 代表地级市 c 第 t 年的显性债务余额规模; $Imdebt_{ct}$ 代表地级市 c 第 t 年的隐性债务余额规模; $Frev_{ct}$ 代表地级市 c 第 t 年的一般公共预算收入与政府性基金预算收入之和。在上述两项指标中,地方债务显性化治理的规模效应冲击强度变量($Gdebt_c$)衡量改革后(2015—2019年)地方显性债务率的均值相对于改革前

(2014 年)清理甄别出需置换的存量显性债务率的变化程度,反映了各地区在地方债务管理体制改后,由新增显性债券规模增加所导致的地方显性债务相对规模的变化情况。地方债务显性化治理的结构效应冲击强度变量($Jdebt_c$)衡量改革后显性债务与隐性债务规模之比相对于改革前清理甄别出需置换的显性债务与隐性债务规模之比的变化程度,反映了各地区在地方债务管理体制改后,由显性债券规模增加与隐性债务增量规模严控所导致的地方债务结构变化情况。

2. 企业发展质量

提高全要素生产率是促进我国经济高质量发展的主要动力,是实现新质生产力发展的重要途径^[25],而企业高质量发展又是宏观经济高质量发展的基石。目前,以企业创新投入或出口产品质量等中间变量为基础的单指标方法对于评价企业高质量发展具有片面性,构建企业高质量发展综合评价指标体系有具有缺乏客观性、操作难度大等问题,而企业全要素生产率作为企业竞争力和可持续发展潜力的体现,能综合反映企业劳动力、资本、技术创新和管理技能等要素投入的产出效率,成为评价企业发展质量的综合指标。由此,借鉴石大千等^[26]、詹新宇等^[27]的做法,本文将企业全要素生产率作为企业发展质量的代理变量。

基准回归中采用 LP 法测算企业全要素生产率来代表企业发展质量,具体回归方程设定为:

$$\ln Y_{it} = \theta_0 + \theta_l \ln L_{it} + \theta_k \ln K_{it} + \theta_m \ln M_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

式(5)中, Y_{it} 为销售收入; L_{it} 为劳动投入,用企业员工人数来表示; K_{it} 为资本投入,用固定资产账面价值来表示; M_{it} 为中间投入,使用分配法,用销售额减去增加值来表示,其中增加值为折旧、劳动者报酬、生产税净额和营业盈余 4 项之和^①。为估计投入要素对产出的真实贡献,对使用变量以 2011 年为基期进行平减处理,其中销售收入使用

工业品出厂价格指数进行调整,固定资产账面价值使用固定资产投资价格指数进行调整,并对样本进行两侧 1% 的 Winsor 缩尾处理。参考已有文献做法,本文也使用 OP 法和 ACF 法测算的企业全要素生产率来验证结果的稳健性。

3. 其他控制变量

参考江艇等^[29]和吴敏等^[10],本文控制了一系列地级市特征变量和企业特征变量来控制影响企业发展质量的因素。在地级市宏观层面,控制了地级市的人均实际 GDP ($\ln pgdp$)、人口密度 ($\ln pop$) 和第二产业占比 ($Industry2$),地级市人均 GDP 用来反映地级市的经济发展水平,人口密度用来反映地级市人口情况,第二产业占比用来反映地级市的工业化程度。在企业微观层面控制了企业规模 ($Size$)、企业年龄 (Age) 和企业股权集中度 ($Shrcr1$),企业规模用企业总资产的对数来衡量,企业年龄用当年年份减去企业上市年份来再加 1 后取对数来衡量,企业股权集中度用企业第一大股东持股比例来衡量。

(三) 数据说明

本文将实证研究的样本区间限定在 2012—2019 年^②,在后续的稳健性检验中将样本区间进一步延长到了 2022 年,使用了地级市宏观层面和企业微观层面两大数据集。在地级市层面,对于显性债务数据,2014 年年底的各地级市通过清理甄别存量债务形成的一般债务和专项债务数据来自于刁伟涛^[30]的整理统计,2015 年及以后地级市显性债务数据来自 Wind 数据库和本文手工整理各地级市财政决算报告中的一般债务和专项债务余额。对于隐性债务数据,考虑到地方融资平台贷款和发行的城投债是隐性债务的主体,本文使用毛捷团队重构的地方融资平台名单中地方融资平台有息债务余额汇总到地级市层面来代表地级市隐性债务规模,近年来,该数据得到了学者的广泛使用^[10,31-32]。本文剔除了直辖市、西藏、新疆、

① 由于增加值等于总产出减去中间投入,因此中间投入可以用总产出减去增加值来度量。参考刘莉亚等^[28]的做法,本文分别使用上市公司固定资产折旧、支付给职工以及为职工支付的现金、营业税金及附加和营业盈余四个科目核算。

② 2020 年新冠疫情的全球蔓延以及中国采取的疫情常态化防控措施可能会干扰实证结果,使得所得到的结果受到较强的内生性偏误的影响。故本文将基准回归的样本时间跨度设定为 2012—2019 年。

港澳台地区以及地方债务数据缺失严重的城市层面数据,除地方债务规模数据外,本文其他宏观经济变量的数据均来自于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、EPS 数据库等。

在企业微观层面,本文使用了国泰安数据库获取 A 股上市公司的财务数据,并以上市公司的注册地作为其所在地级市的识别标准。参考既有研究的做法,对原始数据进行以下预处理:第一,按照 2012 年证监会行业分类标注剔除金融类上市公司样本;第二,剔除样本期间被特别处理,即 ST、*ST 或 PT 的上市公司样本;第三,剔除上市年份晚于当年年份的样本数据;第四,剔除关键变量缺失严重或者存在异常的上市公司样本。通过上述筛选步骤,本文使用的样本覆盖全国 225 个地级市的 2 486 家上市企业,共 14 913 个企业一年份观测值。表 1 列示了主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
Quality	14 913	16.471 6	0.913 7	12.387 5	21.046 0
Quality _{op}	14 913	16.162 1	1.030 5	10.909 3	20.719 6
Quality _{acf}	14 913	11.640 3	0.816 5	8.137 9	16.872 1
Gdebt	1 517	0.185 9	0.528 1	-1.438 7	2.603 2
Jdebt	1 577	-0.117 2	1.151 9	-3.102 0	2.237 1
Post	1 678	0.633 8	0.481 9	0.000 0	1.000 0
lnpgdp	1 678	1.599 8	0.575 8	0.047 9	3.906 0
lnpop	1 678	5.899 0	0.875 4	1.739 3	8.783 1
Industry2	1 678	0.465 3	0.102 9	0.177 2	0.811 2
Size	14 913	22.133 6	1.219 9	17.813 2	28.179 1
Age	14 913	2.128 2	0.755 3	3.401 2	0.693 1
Shrcr1	14 913	34.112 0	12.531 0	2.196 9	89.985 8

三、实证结果分析

(一)基准回归结果

为检验地方债务显性化治理政策冲击对企业发展质量的影响,本文根据式(1)和式(2)所示的强度双重差分模型进行了回归估计,均控制了企业、地区以及行业一年份的固定效应以控制遗漏因素,基准回归结果如表 2 所示。从第(1)列和第(2)列的回归结果来看,核心解释变量 $Gdebt \times post$ 的估计系数均在 5% 的水平上显著为正,这表明地方债务显性化治理的规模效应冲击显著提升了企业全要素生产率。从第(3)列和第(4)列的回归结果来看,核心解释变量 $Jdebt \times post$ 的估计系数至少在 10% 的水平上显著为正,这表明地方债务显

性化治理的结构效应冲击显著也显著提升了企业全要素生产率。控制变量的系数符号也基本符合预期,经济发展水平、人口规模、工业化水平对企业全要素生产率具有正向影响,企业规模和企业股权集中度对企业全要素生产率具有显著的促进作用,企业年龄则对企业全要素生产率具有负向影响。表 2 中的结果有力支撑了假说 1,即地方债务管理体制变革所引致的地方债务显性化治理政策冲击能促进企业高质量发展。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quality	Quality	Quality	Quality
$Gdebt \times post$	0.023 2 ** (0.009 5)	0.019 4 ** (0.008 8)	—	—
$Jdebt \times post$	—	—	0.003 8 * (0.002 1)	0.004 6 ** (0.001 8)
lnpgdp	—	0.023 0 (0.038 3)	—	0.022 4 (0.037 6)
lnpop	—	0.039 5 (0.044 4)	—	0.035 8 (0.043 6)
Industry2	—	0.046 8 (0.047 6)	—	0.016 1 (0.046 4)
Size	—	0.382 6 *** (0.018 8)	—	0.363 6 *** (0.017 5)
Age	—	-0.136 6 *** (0.020 5)	—	-0.132 8 *** (0.018 4)
Shrcr1	—	0.002 1 ** (0.001 0)	—	0.002 0 ** (0.000 9)
常数项	8.084 4 *** (0.002 9)	7.877 3 *** (0.356 6)	8.100 6 *** (0.002 9)	7.862 1 *** (0.353 6)
观测值	12 621	12 621	14 501	14 501
调整 R ²	0.909	0.917	0.909	0.917
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份固定效应	控制	控制	控制	控制

注:括号内为聚类调整的标准误,***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 有统计学意义,下同。

(二)平行趋势检验

平行趋势检验是双重差分模型应用的重要前提假设,即要求实验组和对照组不存在系统性的事前差异。同时,该检验可以反映出地方债务显性化治理政策冲击对企业全要素生产率在不同时期内的影响。因此,本文进一步构建如下模型来开展平行趋势检验:

$$Quality_{icht} = \alpha_1 + \sum_{n=2012}^{n=2019} \rho_n Gdebt_c \times year_t^n + \beta_1 X_{icht} + \lambda_i + \eta_c + \mu_{ht} + \varepsilon_{icht} \quad (6)$$

$$Quality_{icht} = \alpha_2 + \sum_{n=2012}^{n=2019} \rho_n Jdebt_c \times year_t^n + \beta_2 X_{icht} + \lambda_i + \eta_c + \mu_{ht} + \varepsilon_{icht} \quad (7)$$

在式(6)和式(7)中,以改革前一期(2014 年)为基准期,因此政策时期虚拟变量 $year_t^n$ 的 n 取值不包含改革前一期。分别用地方债务显性化治理的规模效应与结构效应的冲击强度变量与政策时期虚拟变量交乘,估计出政策冲击对企业全要素生产率在不同时期内的影响。图 2 报告了平行趋势检验结果,在改革前三期(2012 年)和改革前二期(2013 年),无论是对于规模效应冲击还是结构

效应冲击,企业全要素生产率在受到政策冲击强度不同的地区都没有明显差异,满足事前平行趋势。而在改革之后,规模效应冲击强度变量与政策时期虚拟变量交互项的估计系数呈现逐年加大的趋势,结构效应冲击强度变量与政策时期虚拟变量交互项的估计系数都显著为正,表明地方债务显性化治理的规模效应冲击和结构效应冲击对企业全要素生产率的显著提升作用持续存在。

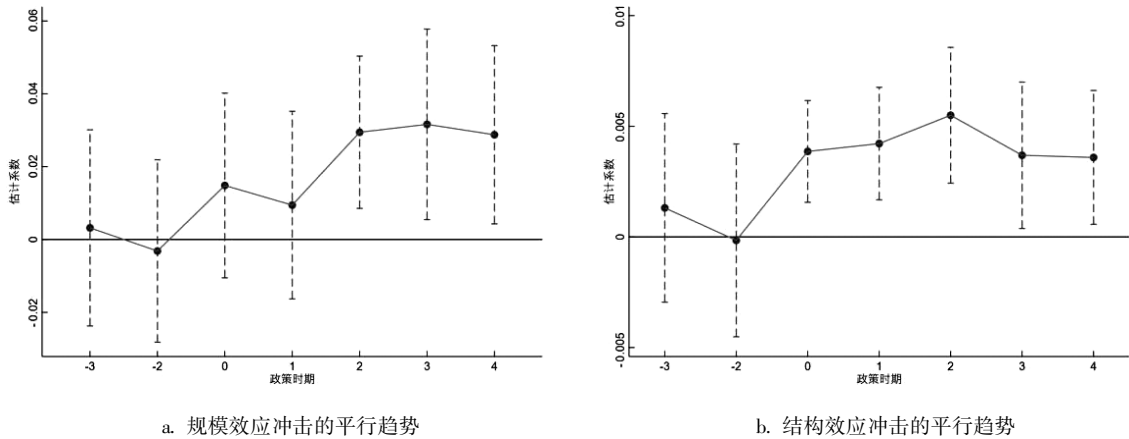


图 2 地方债务显性化治理对企业高质量发展的平行趋势检验

(三)稳健性检验

1. 变换企业发展质量的测算方式

采用 OP 法和 ACF 法重新对企业全要素生产率进行测算,替换式(1)与式(2)中的 $Quality$ 指标进行基准回归检验,其中 OP 法测算需要控制企业进入退出变量,并将企业简称和所属行业同时发生变化的企业视为退出市场,ACF 方法则将劳动投入引入中间投入函数。变换企业全要素生产率的计算方式后,核心解释变量系数均显著为正,基准结果稳健。

2. 重新设计解释变量来构建多期双重差分模型

地方债务管理体制“开前门”与“关后门”的政策内容分别反映出了地方债务显性化治理的规模效应冲击特征与结构效应冲击特征。借鉴洪源等^[33]的做法,本文重新设置了地方债务显性化治理的规模效应冲击虚拟变量 ($Gtime$),即若某地级市当年公布显性债券余额则取值为 1,否则取值为 0,替换式(1)中的 $Gdebt \times Post$;设置地方债务显性化治理的结构效应冲击虚拟变量 ($Jtime$),即若

地级市政府当年决算报告中出现“隐性债务控制”字眼则取值为 1,否则取值为 0,替换式(2)中的 $Jdebt \times Post$ 。相关数据来自手工整理的各地级市 2015—2019 年《政府年度总决算》和《举借政府债务情况说明》以及向地市政府申请公开地方显性债券等债务数据结合 Wind 数据库。结果显示,地方债务显性化治理的规模效应冲击 ($Scaledid$) 和结构效应冲击 ($Structuredid$) 的回归系数仍然显著为正,与基准回归结果保持较好一致性。

3. 调整回归样本

一方面,考虑到 2014 年 5 月财政部曾颁布《2014 年地方政府债券自发自还试点办法》,规定再浙江、广东、深圳、江苏、山东、上海、北京、江西、宁夏、青岛试点地方政府债券自发自还。为了消除这些试点地区可能的改革预期效应对回归结果的干扰,本文剔除了 2014 年改革试点所在省(市)的样本,对改革试点地区以外的其他样本重新进行回归。另一方面,考虑到企业注册地与经营地分属不同城市,可能导致地方债务显性化治理政策冲击对这些企业全要素生产率影响有噪声干

扰,因此剔除注册地和经营地不一致的企业样本重新回归。调整样本后, $Gdebt \times Post$ 和 $Jdebt \times Post$ 的估计系数都为显著正,与基准结果一致。

4. 排除同期政策影响

首先,我国从2014年1月1日起实施固定资产加速折旧政策,该项政策对企业固定资产投资和研发创新投入具有正向激励作用,因此本文在基准回归中加入2014年后企业所在行业是否享受固定资产加速折旧政策这一改革虚拟变量(*Depreciation*)进行回归。其次,研发费用加计扣除政策通过减少企业应纳税额,激励企业加大研发投入,从而鼓励科技创新,对推动企业发展意义重大。本文将不适用于税前加计扣除政策烟草制造业、住宿和餐饮业、批发和零售业、房地产业、租赁和商务服务业以及娱乐业剔除,再测算出企业研发费用加计扣除强度变量(*RDdeduct*),将其纳入基准回归模型进行控制。最后,“营改增”改革自2012年起逐步试点,到2016年全国推行,其对减少企业重复征税,降低企业税负,增强市场活力的积极影响已被学者证明。为排除其对基准结果的影响,本文设置了“营改增”改革虚拟变量(*Vatreform*),若某一企业所在行业或省份在该年及之后实施了“营改增”取值为1,否则为0。回归结果表明,在控制同期政策的基础上解释变量估计系数仍然与基准回归结果保持良好一致,说明在排除同时期的固定资产加速折旧政策、研发费用加计扣除政策和“营改增”改革的影响后,基准回归结果仍然得到支持。

5. 安慰剂检验

为进一步控制可能的遗漏变量对基准回归结果产生影响,导致出现伪因果关系。本文对地方债务显性化治理的规模效应冲击强度变量(*Gdebt*)和结构效应冲击强度变量(*Jdebt*)在所有地级市间进行500次随机分配,并依据随机分配结果对企业全要素生产率重新回归。 $Gdebt \times Post$ 和 $Jdebt \times Post$ 随机抽样500次的回归系数近似服从以0为中心的正态分布,且实际的回归系数落在在模拟中属于极小概率事件,表明潜在遗漏变量对本文的基准结果估计并未产生显著影响。

6. 延长样本时间

为了考察债务显性化治理效果的延续性,本文将基准回归中的样本期限由2012—2019年延长至2012—2022年,同时进一步控制省份—年份固定效应,以控制随省份—年份变化的部分宏观因素的影响。估计结果与基准回归保持一致,说明本文观测到的政策效应并不是短期的,而是具有时间延续性。需要说明的是,在2019年之后,受到新冠疫情全球蔓延冲击的影响,疫情防控开支和积极财政政策等因素刺激了地方债务的扩张,使得政策冲击变量的构造面临更多疫情带来的不确定性。同时,企业受制于宏观环境也出现了较大面积的亏损,企业全要素生产率的衡量在2019年后可能会出现较大的偏差,并不能很好反映企业真实的发展质量的变化,因此该结果仅能作为一个补充说明^[34]。

四、进一步分析

(一) 作用机制检验

1. 地方债务显性化治理的规模效应作用机制检验

首先,为了直接检验地方债务显性化治理下地方政府债券自主发行带来的规模效应冲击是否促进了企业创新要素投入增加,本文选择了企业风险承担水平(*Riskbear*)、企业人力资本结构(*Hcapital*)、企业研发投入强度(*Rdtrate*)和企业创新产出(*Patent*)4个指标,其中风险承担水平则参考何瑛等^[35]的做法,以每三年作为一个观测时段,滚动计算经行业调整的资产利润率的标准差来衡量,企业风险承担水平越高,则企业对于研发创新此类高风险经营活动的投资意愿会相应增强^[36];人力资本结构以企业技术员工占员工总数的比重来衡量,企业人力资本结构越高级,则企业为进行研发创新投入的高水平劳动力要素越丰富;研发投入强度以企业研发投入金额占营业收入比例来衡量,创新产出则以企业当期专利申请授权数的对数值来衡量。表3汇报了回归结果,可以发现 $Gdebt \times Post$ 的系数均至少在5%的水平上显著为正,说明地方债务显性化治理的规模效应能提升企业创新意愿,增加企业对人力资本和研发创新

的投入,进而增加创新产出,促进企业全要素生产率提高,推动企业高质量发展。

表 3 地方债务显性化治理的规模效应对企业创新要素投入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Riskbear</i>	<i>Hcapital</i>	<i>Rdrate</i>	<i>Patent</i>
<i>Gdebt</i> × <i>post</i>	0.003 3 *** (0.000 9)	0.003 1 ** (0.001 6)	0.021 9 ** (0.011 0)	0.054 9 ** (0.024 8)
常数项	0.065 8 * (0.036 0)	0.560 3 * (0.321 2)	5.564 0 ** (2.624 7)	3.321 8 ** (1.597 6)
观测值	12 373	12 621	10 484	12 621
调整 <i>R</i> ²	0.566	0.717	0.770	0.970
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业—年份 固定效应	控制	控制	控制	控制

进一步地,本文检验了地方债务显性化治理的规模效应对企业所面临的创新环境的影响,从而验证假说 2 的合理性。采用地级市一般公共预算收支缺口的对数值来衡量地方财政压力(*Pressure*),使用地级市层面政府科技支出和教育支出在一般公共预算支出中的占比来衡量地区财政科教投入力度(*Prefer*),借鉴赵永辉等^[37]的做法,采用时变函数的面板随机边界分析来估算各地级市的潜在最优税收收入规模,并将各地级市实际税收收入规模与潜在税收收入规模之比来衡量地方政府税收竞争程度(*Taxcom*),该指标越小,则说明地方政府通过主动降低税收执法程度或通过先征后返等方式来开展地区间税收竞争的程度越高。同时,本文还选取了政府创新补助(*Subsidy*)的对数来衡量地区企业获得政府创新补助的多少。

表 4 报告了相关回归结果,第(1)列中地方债务显性化治理的规模效应冲击变量(*Gdebt* × *Post*)的系数在 1% 的水平上显著为负,而在第(2)列中显著为正,说明地方债务显性化治理规模效应在降低地方财政压力的同时能够增加地方政府对地区科技教育发展的财政支持力度。第(3)列中 *Gdebt* × *Post* 的系数在 5% 的水平上显著为负,而第(4)列中 *Gdebt* × *Post* 的系数均在 1% 的水平上显著为正,表明地方债务显性化治理后,纳入预算管理的显性债务规模增加能对税收收入产生替代效应,显著增加地方政府的税收竞争程度,提升对企

业研发创新的税收支持作用,有效增加企业获得的政府创新补助。综合表 3 和表 4 的实证结果来看,地方债务显性化治理的规模效应能显著改善企业面临的创新环境,通过增加企业创新要素投入机制来促进企业高质量发展。

表 4 地方债务显性化治理的规模效应对企业创新环境的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Pressure</i>	<i>Prefer</i>	<i>Taxcom</i>	<i>Subsidy</i>
<i>Gdebt</i> × <i>post</i>	-0.048 5 *** (0.014 1)	0.017 4 * (0.009 3)	-0.019 1 ** (0.009 3)	0.394 7 *** (0.140 0)
常数项	5.513 *** (0.522)	0.439 *** (0.097)	0.363 *** (0.091)	4.277 (4.282)
观测值	1 517	1 517	1 214	12 070
调整 <i>R</i> ²	0.753	0.945	0.857	0.646
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	不控制
企业固定效应	不控制	不控制	不控制	控制
行业—年份 固定效应	不控制	不控制	不控制	控制

2. 地方债务显性化治理的结构效应作用机制检验

首先,为了直接检验地方债务显性化治理下显性债务快速增加和隐性债务规模严控带来的结构效应冲击是否优化了企业资本配置效率,本文以 KZ 指数作为企业融资约束水平(*KZ*)的代理变量,该指数越小,则企业面临的融资约束水平越高;在企业投资行为方面,本文参考钟凯等^[38]的做法,以企业短贷长投水平来衡量企业投融资期限错配水平(*SFLI*);以企业持有的金融资产在总资产中的占比来衡量企业金融化程度(*Financial*);参考 Richardson^[39]的做法,以企业实际投资额对最优投资水平的残差绝对值来衡量企业非效率投资水平(*Neffinvest*),上述三个指标指越小,则企业的投资结构越合理,资金利用水平也越高。表 5 汇报了回归结果,由第(1)列中地方债务显性化治理的结构效应冲击变量(*Jdebt* × *Post*)的系数显著为负,表明地方债务显性化治理的结构效应显著缓解了企业的融资约束困境,再由第(2)~第(4)列 *Jdebt* × *Post* 的系数可知,地方债务显性化治理的结构效应能够直接改善企业的投融资期限结构、降低企业金融化投资倾向,提高企业投资效率。因此,地方债务显性化治理的结构效应有效缓解了企业融资约束,降低了融资约

束下企业的资本配置扭曲^[40],从而有利于提升企业生产效率,促进企业高质量发展。

表 5 地方债务显性化治理的结构效应对企业资本配置效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>KZ</i>	<i>SFLI</i>	<i>Financial</i>	<i>Neffinvest</i>
<i>Jdebt</i> × <i>post</i>	-0.006 9 ** (0.003 3)	-0.000 7 *** (0.000 2)	-0.000 1 * (0.000 0)	-0.000 3 ** (0.000 1)
常数项	-4.595 4 *** (1.775 1)	-0.223 6 (0.257 4)	-0.060 1 * (0.032 9)	-0.068 7 (0.055 4)
观测值	14 128	14 324	14 084	14 501
调整 <i>R</i> ²	0.707	0.698	0.536	0.660
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业—年份 固定效应	控制	控制	控制	控制

进一步地,本文检验了地方债务显性化治理的结构效应对企业融资约束的具体影响,从而验证假说3的合理性。对于企业融资难问题的衡量,选择地级市城商行资本充足率指标(*Car*)和企业资产负债率(*Lev*)两个指标。其中,城商行资本充足率是其总资本对风险加权资产的比率,是央行对商业银行进行监管的重要指标,资本充足率高的银行,更有余力发放信贷;企业资产负债率能够衡量企业获得信贷融资的能力,该指标越大,说明企业在商业信贷市场上的融资能力越强、融资难度越小。对于企业融资贵问题的衡量,选择地方债务的平均利息率(*Gdebrate*)和企业债务的平均利息率(*Cinrate*)两个指标。其中,地方债务的平均利息率是地方存量显性债务和隐性债务的加权平均利息率,该指标从信贷价格竞争的角度反映了企业融资成本,该值越大,说明政府融资对企业融资的价格竞争越强;企业债务的平均利息率是企业总利息支出对企业有息负债(长短期借款和应付债券)的比率,该值越大,说明企业的融资价格越高。

表6报告了相关回归结果,第(1)列、第(2)列中地方债务显性化治理的结构效应冲击变量(*Jdebt* × *Post*)的系数至少在5%的水平上显著为正,说明地方债务显性化治理的结构效应显著提升了地级市城商行的资本充足率 and 企业的资产负债率,从融资难角度缓解了企业融资约束。第(3)列、第(4)列中*Jdebt* × *Post*的系数在1%的水平上显著为负,说

明地方债务显性化治理的结构效应显著降低了地方债务平均利息率和企业债务平均利息率,从融资贵角度缓解了企业融资约束。综合表5和表6的实证结果来看,地方债务显性化治理的结构效应能显著缓解企业融资约束,通过优化企业资本配置效率机制来促进企业高质量发展。

表 6 地方债务显性化治理的结构效应对企业融资约束的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Car</i>	<i>Lev</i>	<i>Gdebrate</i>	<i>Cinrate</i>
<i>Jdebt</i> × <i>post</i>	0.000 2 ** (0.000 1)	0.082 5 *** (0.022 1)	-0.046 0 *** (0.007 2)	-0.000 8 *** (0.000 4)
常数项	-0.008 (0.066)	-1.576 *** (0.118)	-0.417 (4.713)	0.233 ** (0.110)
观测值	328	14 501	1 486	13 965
调整 <i>R</i> ²	0.514	0.848	0.760	0.891
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	不控制	控制	不控制
企业固定效应	不控制	控制	不控制	控制
行业—年份 固定效应	不控制	控制	不控制	控制

(二)异质性分析

1. 基于企业产权性质的异质性分析

由于政府的对国有企业的“父爱保护主义”和信贷资源配置过程中存在的“所有权歧视”,非国有企业往往经营预期更差且面临的融资环境也更严峻。而地方债务显性化治理的重点内容和作用机制就是规范政府融资行为,改善企业经营预期和信贷融资环境从而提高企业生产效率,这意味着地方债务显性化治理效应对企业高质量发展的促进效果可能在经营预期较差、融资约束较高的非国有企业中表现得更为明显。因此,本文根据企业产权性质将全部样本分为国有企业和非国有企业两组,进一步检验改革在不同产权性质下的效果差异表7汇报了按产权性质分组回归的结果,可以发现,从系数显著性和系数大小来看,地方债务显性化治理的规模效应冲击和结构效应冲击对企业全要素生产率的提升作用主要体现在非国有企业样本中,而对国有企业的影响并不显著。这在一定程度上也验证了地方债务显性化治理改善了企业的经营预期、缓解了企业融资约束,进一步验证了地方债务显性化治理促进企业高质量发展的创新要素投入增加机制和资本配置效率优化机制。

表 7 基于企业产权性质的异质性分析

变量	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quality	Quality	Quality	Quality
$Gdebt \times post$	0.018 0 (0.013 0)	0.023 2 ** (0.009 8)	—	—
$Jdebt \times post$	—	—	0.004 6 (0.002 9)	0.006 3 ** (0.003 1)
常数项	8.162 *** (0.565)	7.353 *** (0.410)	7.546 *** (0.392)	8.683 *** (1.359)
观测值	4 269	8 352	4 698	9 803
调整 R^2	0.946	0.918	0.919	0.967
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份 固定效应	控制	控制	控制	控制

2. 基于地区隐性负债率的异质性分析

以改革前 3 年(2012—2014 年)地级市隐性债务规模与 GDP 比值的均值来衡量地级市隐性负债率水平,并根据样本中位数将全样本划分为隐性负债率高和隐性负债率低两组进行分组回归,结果如表 8。可以看出,地方债务显性化治理的规模效应冲击与结构效应冲击对企业全要素生产率的提升作用均在改革前隐性负债率高的地区更为显著。原因在于,从地方债务显性化治理的规模效应来看,改革前隐性负债水平越高的地区往往面临的财政压力更大,对于科教的支持力度不够,因此规模效应带来的政府支出结构调整和对企业经营干预的减少更能通过创新要素投入增加机制促进企业高质量发展;从地方债务显性化治理的结构效应来看,改革前隐性负债水平越高的地区政

表 8 基于隐性负债水平的异质性分析

变量	隐性 负债率高	隐性 负债率低	隐性 负债率高	隐性 负债率低
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Quality	Quality	Quality	Quality
$Gdebt \times post$	0.025 2 *** (0.008 9)	0.018 3 (0.042 0)	—	—
$Jdebt \times post$	—	—	0.004 2 ** (0.001 9)	0.000 2 (0.008 9)
常数项	7.288 *** (0.422)	9.195 *** (0.693)	8.661 *** (0.649)	7.489 *** (0.419)
观测值	9 355	3 184	10 869	3 548
调整 R^2	0.921	0.913	0.921	0.914
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
行业-年份 固定效应	控制	控制	控制	控制

府融资对企业融资的挤出作用越强,因此结构效应带来政府对企业信贷挤出的缓解更能通过资本配置效率优化机制推动企业高质量发展。

(三)拓展性分析

从宏观层面看,我国经济能否实现高质量发展不仅取决于以全要素生产率衡量的企业内部发展质量能否提升,也在很大程度上取决于生产要素在企业间的配置效率。前文已经证明地方债务显性化治理能通过企业创新要素挤入机制和资本配置优化机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展,那么地方债务显性化治理是否会对企业间资源配置产生影响呢?

本文参考刘潘等^[11]的做法,使用由基准数据计算得出的地级市—行业内企业间的全要素生产率分布的标准差($Quality_sd$)以及 90% 分位企业与 10% 分位企业的全要素生产率之比($Quality_p90/10$)来衡量企业间资源配置效率,上述两个指标数值越小,则资源配置效率越高。用上述指标替代式(1)和式(2)中被解释变量进行回归,回归结果如表 9 所示,第(1)列和第(3)列中 $Gdebt \times post$ 的估计值均至少在 10% 的水平上显著为负,而第(2)列和第(4)列中 $Jdebt \times post$ 的估计值也至少在 10% 的水平上显著为负,这表明地方债务显性化治理的规模效应冲击和结构效应冲击都能显著降低企业间全要素生产率的离散程度,即提升企业间的资源配置效率。

表 9 地方债务显性化治理与企业间资源配置效率

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Quality_sd$	$Quality_sd$	$Quality_p90/10$	$Quality_p90/10$
$Gdebt \times post$	-0.169 2 ** (0.080 9)	—	-0.009 2 * (0.005 0)	—
$Jdebt \times post$	—	-0.041 6 * (0.023 1)	—	-0.000 3 ** (0.000 1)
常数项	-0.180 (0.284)	-0.235 (0.256)	1.118 *** (0.004 1)	1.120 *** (0.003 8)
观测值	136	158	136	158
调整 R^2	0.865	0.833	0.803	0.822
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制

产生这一效应的原因在于,一方面地方债务显性化治理带来的科教支持增加和信贷挤出减少,使得高效率非国有企业在更充分的市场竞争更可能胜出,得到更多的市场份额和生产要素,实

现生产要素更多地配置给高效率企业;另一方面,地方债务显性化治理带来的企业经营预期改善和风险承担上升,在一定程度上鼓励高效率企业进入,倒逼低效率企业退出,实现广义上的资源配置效率改善。因此,从静态和动态双重视角来看,地方债务显性化治理都能够提升以企业全要素生产率离散度衡量的企业间资源配置效率。

五、结论与政策建议

(一) 结论

第一,基准回归结果表明,地方债务显性化治理的规模效应冲击和结构效应冲击均能促进企业高质量发展,在经过一系列稳健性检验后,结论依旧成立。

第二,机制检验结果表明,地方债务显性化治理的规模效应有利于改善企业创新环境,将通过增加企业创新要素投入机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展,而结构效应有利于缓解企业融资约束,将通过优化企业资本配置效率机制来提升企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

第三,异质性分析结果表明,地方债务显性化治理的政策冲击对企业高质量发展的促进效果会受企业产权性质的企业内部特征以及地区隐性负债水平的外部环境因素的影响。此外,本文还发现地方债务显性化治理的政策冲击会显著提升企业间的资源配置效率。

(二) 建议

一是由于地方债务显性化治理能推动企业高质量发展,因此要坚持堵疏并举、标本兼治的原则,从债务规模和债务结构两方面加快推进地方债务显性化治理进程。一方面,要开好“前门”,合理安排新增地方政府债券,管好用好新增债券资金,充分发挥地方政府债券与中央超长期特别国债在发展新质生产力和推动经济社会高质量发展中的合力。另一方面,要严堵“后门”,硬化预算约束,管控新增项目融资的金融“闸门”,严禁违规为地方政府变相举债,加强地方融资平台公司治理,整改PPP、政府投资基金、政府购买服务等中长期支出事项中的不规范融资行为,遏制新增隐性债务;同时,统筹推进再融资债务置换、金融机构降息展期、出让国有资产权益、盘活财政存量资金等一揽子隐性债务化解措施,将存量隐性债务置换为显

性的法定债务,并纳入地方债务合并监管框架。

二是企业创新要素投入增加是地方债务显性化推动企业高质量发展的重要抓手,因此要转变地方债务形成机制,强化地方政府服务实体创新能力。既要优化地方政府绩效考核方式,促进债务形成机制转变,结合各地发展定位,将财政可持续性、财政透明度、地区市场化程度等因素等纳入绩效考核范围中,消除地方政府对房地产金融等非实体行业的过度投资冲动,促进更多公共资金投向科技创新等领域,缓解政府投资结构偏好对企业创新要素的挤出,激发社会创新动能。从中长期看,也要持续推进财税体制改革,推动中央与地方政府权责利匹配,通过事权上收和财力下放增强地方政府可支配财力,从而引导地方政府加大对科技和教育等民生性公共物品的支出意愿和投入强度,加强对企业创新相关要素流动的吸引力,从外部环境供给端促进企业创新。

三是企业资本配置效率优化是地方债务显性化推动企业高质量发展的关键落点,因此要提升债券市场化水平,加快构建多层次资本市场,更好发挥市场机制的资源配置作用。在发行市场,要严把政府债券发行入口关,做好项目评估和信用评级工作,优化债券期限结构和项目品种,引入更多机构投资者,降低债券发行成本和票面利率。在流通市场,要打通银行间市场、交易所市场及商业银行柜台市场的资金和产品流通渠道,支持符合条件的存量地方政府债券跨市场交易,鼓励个人投资者和非银金融机构持有地方政府债券,助理商业银行盘活存量资产拓展信贷空间。此外,要加快构建股票、债券等多层次资本市场,逐步提高直接融资比重,引导资本要素向创新型、优质型行业领域涌进,改善资本配置效率,蓄势增能推动地区微观主体高质量发展。

参考文献:

- [1] 林毅夫,文永恒,顾艳伟. 地方政府债务与经济增长: 基于地方投资平台债务的分析[J]. 财政研究, 2023(2): 3-15.
- [2] 白积洋,刘成奎. 中国地方政府债务可持续、财政空间与经济增长[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(8): 61-72.
- [3] 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(4): 60-76.
- [4] 陈舒悦,刘悦,张际. 基于上市企业微观杠杆率的货币

- 政策传导效率的研究:地方政府隐性债务视角[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(1): 237-253.
- [5] 高梦捷, 彭晓洁, 陈铭. 地方政府债务与企业风险承担[J]. 中国软科学, 2023(1): 215-224.
- [6] 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(7): 49-72.
- [7] 陈旭东, 杨硕, 周煜皓. 地方政府债务对区域企业创新的影响: 基于“隐性债务显性化”视角的探讨[J]. 南开经济研究, 2021(4): 76-96.
- [8] 黄志基, 许琪, 贺灿飞. 地方债务水平如何影响企业区位选择?: 基于企业创新与政府信用双重视角分析[J]. 中央财经大学学报, 2024(4): 18-30, 65.
- [9] 胡玥, 张涵萌, 马文杰. 地方政府债务治理改革与企业人力资本升级[J]. 经济管理, 2022, 44(8): 152-169.
- [10] 吴敏, 曹婧, 毛捷. 地方公共债务与企业全要素生产率: 效应与机制[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 107-121.
- [11] 刘潘, 张子尧. 地方公共债务与资源配置效率: 企业间全要素生产率分布差异的视角[J]. 经济研究, 2023, 58(10): 114-133.
- [12] 洪源, 胡慧姣. 地方政府自主发债是否有利于提升地区经济发展质量?: 基于地方债全面“自发自还”改革的准自然实验分析[J]. 金融研究, 2023(5): 77-95.
- [13] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 金融科技与企业创新: 新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020(1): 81-98.
- [14] 王思文, 文熙安. 出口和创新行为共同提升了企业绩效吗? [J]. 中国软科学, 2022(10): 180-192.
- [15] 邱志刚, 王子悦, 王卓. 地方政府债务置换与新增隐性债务: 基于城投债发行规模与定价的分析[J]. 中国工业经济, 2022(4): 42-60.
- [16] 李志生, 汪颖栋, 金陵. 地方政府债务置换与企业杠杆率分化: 兼论优化地方债务结构[J]. 经济研究, 2024, 59(2): 23-41.
- [17] 梁琪, 郝毅. 地方政府债务置换与宏观经济风险缓释研究[J]. 经济研究, 2019, 54(4): 18-32.
- [18] 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.
- [19] 刘贯春, 程飞阳, 姚守宇, 等. 地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 71-89.
- [20] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. 经济研究, 2012, 47(7): 113-126.
- [21] 黄昊, 段康, 蔡春. 地方债管理体制改革的与实体经济发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(2): 48-68.
- [22] NUNN N, N QIAN. The Potato's contribution to population and urbanization: evidence from a historical experiment[J]. The quarterly journal of economics, 2011, 126(2): 593-650.
- [23] CHEN S X. The effect of a fiscal squeeze on tax enforcement: evidence from a natural experiment in China[J]. Journal of public economics, 2017(147): 62-76.
- [24] 谢贞发, 杨健鹏, 梅思雨. 从隶属走向共享: 财政利益、统一大市场与企业高质量发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(2): 26-46.
- [25] 王勇. 深刻把握新质生产力的内涵、特征及理论意蕴[J]. 人民论坛, 2024(6): 8-10.
- [26] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展?: 基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究, 2019(6): 27-38.
- [27] 詹新宇, 刘琳琳, 王一次. 地方政府债务扩张与企业高质量发展[J]. 宏观质量研究, 2021, 9(5): 52-67.
- [28] 刘莉亚, 金正轩, 何彦林, 等. 生产效率驱动的并购: 基于中国上市公司微观层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1329-1360.
- [29] 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 38-50, 77, 183.
- [30] 刁伟涛. 中国地方政府债务风险(2014—2017)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018: 135-150.
- [31] 吕伟, 周佳音, 陆毅. 理解央地财政博弈的新视角: 来自地方债发还方式改革的证据[J]. 中国社会科学, 2019(10): 134-159, 206-207.
- [32] 徐军伟, 毛捷, 管星华. 地方政府隐性债务再认识: 基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角[J]. 管理世界, 2020, 36(9): 37-59.
- [33] 洪源, 万里, 秦玉奇, 单昱. 政府债务预算硬约束与地方财政可持续性提升[J]. 中国软科学, 2024(1): 201-213.
- [34] 毛捷, 韩瑞雪, 刘冲. 融资平台债务增长的新机理研究: 担保网络的视角[J]. 经济研究, 2024, 59(1): 72-92.
- [35] 何瑛, 于文蕾, 杨棉之. CEO 复合型职业经历、企业风险承担与企业价值[J]. 中国工业经济, 2019(9): 155-173.
- [36] 刘欢, 周会洋, 侯粲然. 地方政府债务与企业创新[J]. 会计研究, 2020(9): 163-177.
- [37] 赵永辉, 付文林, 冀云阳. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为[J]. 北京: 经济学(季刊), 2020(1): 1-32.
- [38] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016(3): 87-98, 114, 188.
- [39] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies, 2006(11): 159-189.
- [40] 李小林, 董礼媛, 司登奎. 地方政府债务治理与实体企业系统性风险[J]. 财经研究, 2023, 49(8): 49-63.

(本文责编: 希 文)