

地方政府债务扩张与资源配置效率

廖 莹^{1a}, 孟 勇^{1b}, 王亚飞²

(1. 山西财经大学 a. 财政与公共经济学院 b. 资源型经济转型发展研究院, 山西 太原 030006;

2. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

[摘要] 地方政府以土地出让收入作为担保和偿债来源能够放大其债务融资能力, 而提高市场资源配置效率是实现经济高质量发展的重要支撑。首先, 通过构建理论框架, 揭示了金融摩擦异质性导致地方政府债务扩张加剧了资源错配; 其次, 利用中国工业企业数据, 结合 2009 年中央政府放松地方政府债务融资管制这一外生事件, 采用双重差分方法, 对地方政府债务扩张的资源配置效应进行了实证检验。研究发现: 地方政府债务扩张加剧了资源配置效率的损失, 这一结论在经历了一系列稳健性检验后仍然成立; 机制分析验证了理论框架的假设, 即地方政府债务扩张相对更多的提高了民营企业融资成本和资本边际收益产品, 进而拉大了部门间价值生产率的离散程度, 造成资源错配的加剧; 进一步分析发现, 地方政府债务扩张引发的资源错配最终降低了加总的全要素生产率。上述结论丰富了现有针对中国地方政府债务经济效应分析的文献, 不仅拓展了理论支撑, 还提供了详实的经验证据, 对防范和化解地方政府债务风险、助推经济高质量发展具有一定的参考价值。

[关键词] 地方政府债务; 资源错配; 金融摩擦; 土地财政; 债务风险; 土地出让

[中图分类号] F810.5 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2024)02-0117-11

一、引言

在当前我国经济面临需求收缩、供给冲击与预期转弱的三重压力下, 地方政府债务作为逆周期调节的重要工具, 是稳定当前经济基本盘的关键支撑。与此同时, 我国现已转向进入经济高质量发展阶段, 提高资源配置效率是经济持续增长的关键点。然而, 我国信贷市场的地理分割使得地方政府发行的债务最终会被当地银行吸收, 而利率上限又阻碍了本地储蓄做出相应的反应, 导致地方政府债务扩张最终会挤占当地没有政治背景的民营企业的信贷资源^[1-4]。加之我国民营企业的生产率在整体上高于国有企业^[5], 地方政府债务扩张造成的民营企业信贷紧缩, 将可能进一步加剧资源错配^[6-7]。如果地方政府债务扩张是在牺牲资源配置效率的前提下来实现“稳增长”和“稳投资”的短期目标, 那么这势必会削弱经济在长期高质量发展的动力。因此, 理清地方政府债务与资源配置效率之间的内在逻辑机理, 将有助于更好地理解我国资源错配的成因, 也为制定精准的宏观政策促进经济高质量发展提供有效依据。

中国政府在 2009 年实施的“四万亿”经济刺激计划为我们准确识别地方政府债务扩张的资源配置效应提供了理想的环境。根据 1994 年《预算法》, 地方政府不得发行地方政府债券, 同时《贷款通则》也限制了地方政府无法直接向商业银行借款。但为应对全球经济危机, 中央政府在 2008 年 11 月推出了包括对财政、货币、土地供应等政策在内的一揽子经济刺激计划。作为“四万亿”经济刺激计划的一部分, 中国人民银行于 2009 年 3 月宣布了鼓励地方政府组建投融资平台, 以拓宽中央政府投资项目配套资金的融资渠道的决定。同时, 财政部于 2009 年 10 月规定, 地方政府配套资金可通过地方各级政府一般预算资金、土地出让收入、财政部代发的地方政府债券以及利用政府融资平台通过市场机制筹措的资金等一切地方政府可用财力。上述政策调整被认为是中央政府放松了地方政府债务融资管制^[8]。在此背景下, 本文基于 2005—2014 年中国工业企业数据, 识别了地方

[收稿日期] 2023-09-05

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目(14AJL015); 重庆市技术预见与制度创新专项(2023TFII-OIX0179); 山西省研究生科研创新项目(2021Y504)

[作者简介] 廖莹(1992—), 男, 重庆涪陵人, 山西财经大学财政与公共经济学院博士研究生, 从事宏观与发展经济学研究; 孟勇(1970—), 男, 山西忻州人, 山西财经大学资源型经济转型发展研究院教授, 博士生导师, 从事金融计量模型理论与应用研究; 王亚飞(1980—), 男, 重庆垫江人, 重庆师范大学经济与管理学院教授, 硕士生导师, 从事宏观经济与资源错配研究, 通信作者, E-mail: yafeiwang@cqnu.edu.cn.

政府债务扩张影响资源配置效率的因果效应,并揭示了其影响机制。

本文与一系列讨论地方政府债务的经济效应的文献相关。Huang 等基于中国地级市面板数据发现,地方政府债务扩张导致当地银行收紧了对本地企业的信贷供给,引发资本从私营部门到地方公共部门的再配置^[1]。余海跃和康书隆^[9]、Liu 等^[10]也都进行了类似的研究,他们均发现地方政府债务挤出了民营企业债务融资。也有文献讨论了地方公共债务对企业生产率的影响,例如吴敏等发现地方公共债务规模扩大通过提高税负、加剧融资约束,阻碍了企业创新,并最终抑制了非国有企业 TFP 的提升^[11]。其他一些研究还讨论了地方债务对企业劳动雇佣^[2]、企业杠杆操纵^[3]、企业污染排放^[12]、企业劳动生产率^[13]以及企业创新^[14]的影响。与本文联系最为紧密的是近期关于地方政府债务的资源配置效应的文献。吕鑫等发现,由于地方政府债务中大部分资金用于基建领域,基建行业需求的扩张通过投入产出关系带动了上游如钢材、水泥及有色金融在内的行业产品的需求,从而提高了相关行业的预期利润水平,使得行业内处于退出边界的低生产率企业得以继续存活,造成行业资源错配^[15]。吴敏等发现,地方公共债务使得生产要素从高效率企业向低效率企业转移,在降低高效率企业 TFP 的同时却未能提高低效率企业 TFP,最终加剧资源错配^[16]。刘潘和张子尧则基于集约边际和外延边际的视角,发现地方公共债务一方面在要素市场挤占金融资源,加剧企业间融资成本和市场势力的差异;另一方面则影响了企业动态,阻碍了行业竞争^[17]。

本文的贡献则主要体现在以下三个方面。第一,现有针对地方政府债务扩张通过金融摩擦渠道影响资源配置效率的研究主要采用了 DSGE 的分析方法^[6-7]。由于中国经济尚处于一个快速上升的转移路径而非稳态^[18],直接采取稳态近似的求解方法未必能够准确评估地方政府债务扩张产生的影响。本文通过使用大样本微观企业数据,采用双重差分方法及一系列稳健性检验,准确识别了地方政府债务扩张加剧资源错配的因果效应及其影响机制。第二,现有针对地方政府债务通过信贷渠道对微观企业产生影响的研究主要采用上市公司数据^[2-3,10,14,19]。然而,上市公司往往具有更大的规模、更雄厚的实力、更多的抵押物、更加稳定的内部现金流以及更为多元的融资渠道。上市公司通常比分布更为广泛的中小企业和民营企业面临更小的融资约束和金融摩擦,这使得基于上市公司数据的研究很可能低估地方政府债务扩张造成的影响。本文基于覆盖性更为广泛、代表性更为全面的中国工业企业数据,全面、真实地评估了地方政府债务扩张对资源配置效率的影响。第三,现有关于地方政府债务的实证研究中,寻找外部有效的工具变量非常困难^[16]。本文结合 2009 年中央政府放松地方政府债务融资管制这一外生事件,采用双重差分方法,识别了地方政府债务扩张影响资源配置效率的因果效应,并利用城市地势起伏度来衡量城市可开发土地的数量,作为政策冲击的工具变量进行稳健性检验,更加稳健地评估了地方政府债务扩张的资源配置效应。

本文余下的结构安排为:第二部分为理论框架与研究假设,第三部分为识别策略与数据来源,第四部分为实证结果分析,第五部分为机制分析,第六部分为进一步研究,第七部分为结论与建议。

二、理论框架与研究假设

本部分通过构建理论框架来揭示地方政府债务扩张影响资源配置效率的机制,以此为后文实证分析提供理论基础。

(一) 理论框架

1. 生产部门

生产部门分为中间品生产企业和最终品生产企业。其中,中间品生产企业存在国有和民营两个部门,分别标记为 s 和 p 。每个部门 $j \in \{s, p\}$ 中的代表性企业使用 Cobb-Douglas 技术生产同质产品:

$$Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\alpha} N_{jt}^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, K_{jt} 和 N_{jt} 分别是 j 部门企业在生产中所使用的资本投入和劳动投入, Y_{jt} 为产出, α 为资本份额。 $A_{jt} = \phi_j \cdot A_t$ 为部门 j 的生产率, A_t 为总体生产率, ϕ_j 为部门 j 的生产率参数。我们设定 $\phi_p > \phi_s$, 即民营企业的生产率高于国有企业。假定 j 部门的企业在其部门内面临完全竞争的要素市场和产品市场, j 部门企业的产品价格为 P_{jt} , 则 j 部门企业关于资本和劳动投入的利润最大化一阶条件为:

$$W_t = \frac{(1-\alpha)P_{jt}Y_{jt}}{N_{jt}} \quad (2)$$

$$R_{jt}^k = \frac{\alpha P_{jt} Y_{jt}}{K_{jt}} \quad (3)$$

其中, W_t 为工资率。在本文的研究问题及背景下, 我们假定劳动力市场不存在摩擦, 因此两部门工资率相等。 R_{jt}^k 为部门 j 的资本回报率, 金融摩擦异质性的存在使得两部门资本回报率存在差异。同时, 企业的资产收益率为:

$$R_{jt}^e = \frac{R_{jt}^k + Q_t(1 - \delta)}{Q_{t-1}} \quad (4)$$

其中, Q_t 为资产价格, δ 为折旧率。企业的资产收益率 R_{jt}^e 为企业外部融资成本。

此外, 最终品生产企业在完全竞争市场中以 CES 函数将国有企业产品 (Y_{st}) 和民营企业产品 (Y_{pt}) 加总为最终产品。最终产品的生产函数如下:

$$Y_t = [(\chi)^{1/\varepsilon} Y_{st}^{\varepsilon-1/\varepsilon} + (1 - \chi)^{1/\varepsilon} Y_{pt}^{\varepsilon-1/\varepsilon}]^{\varepsilon/(\varepsilon-1)} \quad (5)$$

其中, χ 为国有企业的权重, ε 为国有企业与民营企业之间的替代弹性。

2. 金融中介

参考 Iacoviello^[20] 的设定, 代表性金融中介求解如下跨期决策问题:

$$\begin{aligned} \max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^i \log C_{bt} \\ \text{s. t. } C_{bt} + R_{t-1} D_{t-1} + (B_{pt} + B_{st} + B_{gt}) + (B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^\eta = D_t + (1 - \xi^e) R_{pt-1}^e B_{pt-1} + [1 - (1 - b_t) \xi^e] R_{st-1}^e B_{st-1} \\ + R_{gt-1} B_{gt-1} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, D_t 代表家庭存款, R_t 为存款利率。 C_{bt} 为金融中介的私人消费, 即金融中介在偿付家庭存款本息和发放贷款后的留存收益。 B_{pt} 为民营企业贷款规模, B_{st} 为国有企业贷款规模, B_{gt} 为地方政府债务融资规模。参考 Chang 等^[21] 的研究, 金融中介运营具有凸性的业务处理成本 $(B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^\eta$ ($\eta > 1$)。

ξ^e 为企业违约风险, 我们假定企业发生违约后金融中介将遭受完全损失, 但地方政府会对发生违约的国有企业进行救助, 而不会对民营企业进行救助。在国有企业发生违约时, 地方政府会偿还国有企业的信贷缺口, 从而直接降低违约率^[22]。 b_t ($0 < b_t < 1$) 为地方政府对国有企业的担保救助力度: 当 $b_t = 1$ 时, 地方政府对国有企业进行全额担保救助; 当 $0 < b_t < 1$ 时, 地方政府对国有企业进行部分担保救助。与企业部门债务融资不同, 地方政府债务融资具有刚性兑付的特征, 即使出现违约中央政府也会出手相救^[23]。由于存在中央兜底, 我们假定地方政府债务不会发生实质性违约。由此可得到金融中介跨期决策的一阶条件为:

$$[1 + \eta(B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^{\eta-1}] = \frac{(1 - \xi^e) R_{pt}^e}{R_t} \quad (7)$$

$$[1 + \eta(B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^{\eta-1}] = \frac{[1 - (1 - b_t) \xi^e] R_{st}^e}{R_t} \quad (8)$$

3. 资源配置效率

在 Hsieh 和 Klenow^[24] 的框架下, 同时参考熊琛和金昊^[7] 以及林东杰等^[6] 的做法, 本文定义价值生产率 (revenue productivity, TFPR) 为资本边际收益产品 (MRPK) 和劳动边际收益产品 (MRPL) 的几何平均, 从而对于部门 j 有: $TFPR \propto (MRPK_{jt})^\alpha (MRPL_{jt})^{1-\alpha}$ 。定义部门 j 企业的资本边际收益产品为 $MPRK_{jt} = \alpha P_{jt} Y_{jt} / K_{jt}$, 同时定义部门 j 企业的劳动边际收益产品为 $MPRL_{jt} = (1 - \alpha) P_{jt} Y_{jt} / L_{jt}$ 。从而, 可以将加总的全要素生产率定义为:

$$TFPR_t = \frac{Y_t}{K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}} = \left[\chi \left(\frac{TFPR_{st}}{TFPR_{st}} \right)^{\varepsilon-1} + (1 - \chi) \left(\frac{TFPR_{pt}}{TFPR_{pt}} \right)^{\varepsilon-1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \quad (9)$$

其中, Y_t 为由式 (5) 确定的总产出, $K_t = \sum_j K_{jt}$ 和 $L_t = \sum_j L_{jt}$ 分别为加总的资本和劳动供给, $TFPR \propto (MRPK_t)^\alpha (MRPL_t)^{1-\alpha}$ 为劳动边际收益产品的加权平均 ($MRPL_t$) 与资本边际收益产品 ($MRPK_t$) 的加权平均之积的几何平均。由于我们假定不存在劳动力市场摩擦, 部门间工资率相等, 即部门间劳动边际收益产品相等: $MRRL_{st} = MPRL_{pt} = W_t$ 。因此:

$$\frac{TFPR_t}{TFPR_{jt}} = \frac{(MRPK_t)^\alpha (MRPL_t)^{1-\alpha}}{(MRPK_{jt})^\alpha (MRPL_{jt})^{1-\alpha}} = \frac{(MRPK_t)^\alpha}{(MRPK_{jt})^\alpha} \quad (10)$$

式 (10) 意味着在仅存在金融摩擦的情况下, 经济中价值生产率 (TFPR) 的离散程度仅取决于资本边际收益产品 (MRPK) 的离散程度。进一步, 可以将加总的全要素生产率表示为:

$$\begin{aligned}
 TFP_t &= \frac{Y_t}{K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}} = \left[\chi \left(A_{st} \frac{TFPR_t}{TFPR_{st}} \right)^{\varepsilon-1} + (1-\chi) \left(A_{pt} \frac{TFPR_t}{TFPR_{pt}} \right)^{\varepsilon-1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \\
 &= A_t \left[\chi \left(\phi_s \frac{TFPR_t}{TFPR_{st}} \right)^{\varepsilon-1} + (1-\chi) \left(\phi_p \frac{TFPR_t}{TFPR_{pt}} \right)^{\varepsilon-1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \\
 &= A_t \times TFPAllocation_t
 \end{aligned} \tag{11}$$

其中, $TFPAllocation_t$ 表示经济的资源配置效率。

(二) 研究假设

我们进一步将由式(7) - 式(8)表示的金融中介跨期决策的一阶条件改写为:

$$R_{pt}^e = R_t \frac{1 + \eta(B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^{\eta-1}}{1 - \xi^e} = R_t f_{pt}(\cdot) \tag{12}$$

$$R_{st}^e = R_t \frac{1 + \eta(B_{pt} + B_{st} + B_{gt})^{\eta-1}}{1 - (1 - b_t)\xi^e} = R_t f_{st}(\cdot) \tag{13}$$

式(12) - 式(13)为企业部门的融资成本决定方程。从中可以看出,金融中介对企业贷款的定价由两部分组成:吸收存款的成本 R_t 和对企业的风险溢价 $f(\cdot)$ 。其中,对企业的风险溢价 $f(\cdot)$ 正比于企业违约风险 ξ^e 。地方政府债务 B_{gt} 上升,使得金融中介对民营企业的风险溢价 $f_{pt}(\cdot)$ 和对国有企业的风险溢价 $f_{st}(\cdot)$ 会相应增加。由于政府对国有企业的隐性担保 b_t ,导致 $f_{pt}(\cdot)$ 会比 $f_{st}(\cdot)$ 上升得更多,最终造成民营企业融资成本 R_{pt}^e 相对于国有企业融资成本 R_{st}^e 上升得更多。因此,本文提出假设 1。

假设 1: 地方政府债务扩张相对更多的提高了民营企业信贷融资成本。

由式(3) - 式(4)可分别得到民营企业和国有企业的资本边际收益产品 $MPRK$ (即 R^k) 与融资成本 R^e 的关系式:

$$R_{pt}^k = R_{pt}^e Q_{t-1} - Q_t(1 - \delta) \tag{14}$$

$$R_{st}^k = R_{st}^e Q_{t-1} - Q_t(1 - \delta) \tag{15}$$

由式(14) - 式(15)可知,由于地方政府债务 B_{gt} 上升造成的民营企业融资成本 R_{pt}^e 相对于国有企业融资成本 R_{st}^e 有更大程度的上升(假设 1),将导致民营企业资本边际收益产品 R_{pt}^k (即 $MRPK_{pt}$) 相对于国有企业资本边际收益产品 R_{st}^k (即 $MRPK_{st}$) 有更大程度的上升。因此,本文提出假设 2。

假设 2: 地方政府债务扩张相对更多的提高了民营企业资本边际收益产品。

根据式(10)的推论,在假定只存在金融摩擦而不存在劳动力摩擦的情况下,经济中价值生产率($TFPR$)的离散程度仅取决于资本边际收益产品($MRPK$)的离散程度。我们将式(11)进一步简写为:

$$\begin{aligned}
 TFP_t &= A_t \left[\chi \left(\phi_s \frac{TFPR_t}{TFPR_{st}} \right)^{\varepsilon-1} + (1-\chi) \left(\phi_p \frac{TFPR_t}{TFPR_{pt}} \right)^{\varepsilon-1} \right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \\
 &= A_t \times TFPAllocation_t
 \end{aligned} \tag{16}$$

由于我国的民营企业部门份额 $1 - \chi$ 和生产率 ϕ_p 均高于国有企业部门,地方政府债务 B_{gt} 上升造成的 $MRPK_{pt}$ 相对于 $MRPK_{st}$ 更大程度的上升(假设 2)将导致式(16)中 $TFPR_t/TFPR_{pt}$ 相对于 $TFPR_t/TFPR_{st}$ 更大程度的下降。这意味着地方政府债务扩张将引发资源配置效率 $TFPAllocation_t$ 的下降,并最终造成加总全要素生产率(TFP_t)的损失。因此,本文提出假设 3。

假设 3: 地方政府债务扩张加剧了资源错配。

三、识别策略与数据来源

(一) 识别策略

在中国独特的城市土地国有制度下,地方政府作为土地供给的实际垄断者,不仅能够通过直接出让土地获得出让金收入,还能够通过继续持有土地,并以未来土地出让收入作为抵押进行融资^①。由于土地出让收入更加灵活,且相比税收收入更少地被上级政府分享,因而银行将其视为高质量的抵押品。与抵押品定价的研究相

^①实际上,地方政府是通过向融资平台注入储备土地,融资平台再承诺以预期土地出让收入为抵押向银行借款。

一致^[25-26]，较高的土地出让收入份额^①是一个重要的信号，意味着地方政府能够以更低的利率获得融资^[27]。此外，中央政府放松地方政府债务融资管制，为地方政府将未来土地出让收入用于抵押贷款为基建项目融资提供了强有力的激励。也就是说，那些在政策冲击前具有较高土地出让收入份额的城市，将在政策冲击之后迎来更多的债务扩张。据此，可以通过采用双重差分方法 (Difference-in-Differences, DID) 来识别地方政府债务扩张对不同城市的行业资源错配程度的影响，从而较好地解决内生性问题。为此，本文的研究立足城市 - 行业层面，构建如下计量模型：

$$TFPQD_{jct} = \alpha + \beta \times LandRev_share07_c \times Post09_t + \sum \gamma \times X + \mu_c + \lambda_{jt} + \varepsilon_{jct} \quad (17)$$

其中， c, j 和 t 分别表示城市、行业 and 年份。 $TFPQD_{jct}$ 表示 t 年 c 城市 j 行业内的企业全要素生产率离散程度。 $LandRev_share07_c$ 为城市 c 在 2007 年的土地出让收入份额。 $Post09_t$ 为时间虚拟变量，在 2009 年及以后年份取值为 1，其余年份取值为 0。 X 为一系列其他控制变量； μ_c 为城市固定效应； λ_{jt} 为行业 - 年份交互固定效应； ε_{jct} 为随机扰动项。标准误在城市 - 行业层面进行聚类。 $LandRev_share07_c$ 与 $Post09_t$ 的交互项系数 β 是我们关注的重点。

对于基准模型中的变量，我们进行了如下选择：

1. 资源配置效率

$TFPQD_{jct}$ 为城市 - 行业内企业全要素生产率的离散度。我们参考李青原和章尹赛楠^[28]的做法，选择制造业企业全要素生产率在城市 - 行业层面 90% 和 10% 分位数上的差异作为离散度的代理变量。 $TFPQD_{jct}$ 越大，意味着资源错配程度越严重。我们还将使用全要素生产率在城市 - 行业层面的标准差 ($TFPSD_{jct}$) 来进行稳健性检验。

2. 地方土地出让收入份额

土地出让收入份额 $LandRev_share_c$ 为土地出让收入与财政总收入之比，其计算公式为：

$$LandRev_share_c = \frac{LandRevenue_c}{LandRevenue_c + FiscalRevenue_c} \quad (18)$$

其中， $LandRevenue_c$ 表示城市 c 国有土地出让金收入， $FiscalRevenue_c$ 表示城市 c 一般公共预算收入。由于在 2008 年《土地登记办法》出台之前土地交易不完整，我们所能获得最早且完整的数据年份是 2007 年，因此参考 Mo^[27] 的做法，选择 2007 年土地出让收入份额作为各城市初始土地出让收入份额。此外，我们还使用 2008 年和 2009 年的土地出让收入份额进行稳健性检验。

3. 其他控制变量

参考李青原和章尹赛楠^[28]的研究，本文选择的控制变量包括：①出口企业份额 ($EXPORT_{jct}$)，用城市 - 行业层面的出口企业占比表示；②市场集中度 (HHI_{jct})，用城市 - 行业层面的赫芬达尔 - 赫希曼指数进行测度；③外资企业比重 ($FCFRM_{jct}$)，用城市 - 行业层面的外资企业占比表示；④管理费用率 (ADM_{jct})，用城市 - 行业层面管理费用与营业收入之比表示；⑤固定资产比重 (PPE_{jct})，用城市 - 行业层面固定资产总计与总资产之比表示；⑥营业成本率 ($MARGIN_{jct}$)，用城市 - 行业层面营业成本与营业收入之比表示；⑦企业进入率 ($ENTRTR_{jct}$)，用城市 - 行业层面进入的企业数量份额表示；⑧企业退出率 ($EXITR_{jct}$)，用城市 - 行业层面退出的企业数量份额表示。城市层面的控制变量包括：①城市经济发展水平 ($CITYCON_{ct}$)，用城市夜间灯光数据表示；②城市人口 (POP_{ct})，用城市人口密度表示；③财政赤字率 (GB_{ct})，用城市财政一般公共预算支出和一般公共预算收入的差额与城市 GDP 之比表示；④金融机构贷款余额占比 ($LOAN_{ct}$)，用城市金融机构贷款余额与城市 GDP 之比表示。

(二) 数据来源

本文使用 2005—2014 年中国工业企业数据库的制造业企业作为研究样本，并参考聂辉华等^[29]的方法对数据进行了清洗。此外，我们对关键变量缺失的观测值进行剔除，最终获得 1885786 个企业 - 年度层面观测值。我们还将各年度的国民经济行业代码统一为 2002 年版的国民经济行业 3 位数代码，并对行业层面的连续变量

①与 Mo^[27] 的定义相一致，本文将土地出让收入份额定义为土地出让收入占总财政收入的比重，其中总财政收入为土地出让收入与一般公共预算收入之和。

进行双侧 1% 缩尾,最终得到 146159 个城市 - 行业 - 年度层面观测值。本文涉及的城市层面数据来自各年度的《中国城市统计年鉴》,各城市相应的融资平台有息债务数据来自 Choice 数据库。主要变量描述性统计见表 1。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

对基准模型(式(17))的回归结果报告于表 2。可以看到,列(1)至列(4)的结果一致的显示交互项 $LandRev_share07_c \times Post09_t$ 的估计系数显著为正,说明 2009 年中央政府放松地方政府债务融资管制的政策冲击加剧了资源错配。我们进一步以列(4)为基准展开讨论,可以看到交互项 $LandRev_share07_c \times Post09_t$ 的估计系数为 0.074,且在 1% 的水平上具有统计显著性。就其经济意义而言,2007 年土地出让收入占总财政收入份额为 26% (样本均值为 0.26) 的城市,在 2009 年中央政府放松债务融资管制后,其行业资源错配程度比土地出让收入为 0 的城市高出 1.9 个百分点 ($0.074 \times 0.26 = 0.01924$)。对于 2007 年土地出让收入份额占总财政收入份额超过 50% 的城市,在 2009 年的政策冲击之后其行业资源错配程度比土地出让收入为 0 的城市高出 3.7 个百分点 ($0.074 \times 0.5 = 0.037$)。上述结果意味着,2009 年中央政府放松地方政府债务融资管制的政策冲击显著加剧了城市 - 行业内的资源错配。

(二) 识别策略合理性的讨论

1. 政策冲击前的趋势

双重差分方法有效性的前提在于政策冲击前的处理组和对照组的变化趋势应该一致。为此,我们比较了处理组和对照组城市在政策冲击前资源错配的变化趋势。由于我们没有一个自然实验来明确区分哪些城市属于处理组,哪些城市属于对照组,我们以 2007 年全国各城市土地出让收入份额的中位数为分界线,将样本城市分为高土地出让收入份额组和低土地出让收入份额组,进而检验两组城市在政策冲击前资源错配的变化趋势是否相似,如图 1(左)所示。此外,我们还比较了两组城市的土地出让收入份额在各年度的变化趋势,如图 1(右)所示。

图 1(左)显示,在 2009 年政策冲击前,两组城市的资源错配变化趋势十分接近。在 2009 年冲击发生后,高土地出让收入份额组的资源错配明显高于低土地出让收入组,且两组之间差距逐渐拉大。上述结果表明,在 2009 年政策冲击之前,两组城市的资源错配没有明显的系统性差异,而在 2009 年之后,政策冲击前拥有更高土地出让收入份额的城市其资源错配上升的幅度明显高于政策冲击前低土地出让收入份额的城市,意味着政策

表 1 主要变量描述统计

| 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|--------|-------|------|-------|------|
| TFPR | 146159 | 1.30 | 1.08 | 0.00 | 4.27 |
| EXPORT | 146159 | 0.19 | 0.29 | 0.00 | 1.00 |
| HHI | 146159 | 0.21 | 0.02 | 0.20 | 0.40 |
| FCFRM | 146159 | 0.16 | 0.25 | 0.00 | 1.00 |
| ADM | 146159 | 0.05 | 0.04 | 0.00 | 0.32 |
| PPE | 146159 | 0.38 | 0.18 | 0.04 | 0.88 |
| MARGIN | 146159 | 0.84 | 0.10 | 0.43 | 1.40 |
| ENTRTR | 146159 | 0.85 | 0.23 | 0.00 | 1.00 |
| EXITR | 146159 | 0.52 | 0.35 | 0.00 | 1.00 |
| LandRev_share07 | 273 | 0.26 | 0.22 | 0 | 0.86 |
| CITYCON | 2263 | 6.04 | 0.98 | 2.82 | 8.59 |
| POP | 2263 | 6.53 | 0.93 | 2.56 | 9.55 |
| LOAN | 2263 | 1.06 | 0.58 | -1.25 | 8.89 |
| GB | 2263 | -0.07 | 0.07 | -0.99 | 0.16 |

表 2 基准回归结果

| | (1) TFPQD | (2) TFPQD | (3) TFPQD | (4) TFPQD |
|-----------------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| $LandRev_share07_c \times$ | 0.0601 ** | 0.0771 *** | 0.0760 *** | 0.0740 *** |
| $Post09_t$ | (0.0258) | (0.0248) | (0.0246) | (0.0247) |
| $EXPORT_{jct}$ | | | 0.1808 *** | 0.1819 *** |
| | | | (0.0166) | (0.0166) |
| HHI_{jct} | | | -0.9929 *** | -0.9051 *** |
| | | | (0.1851) | (0.1896) |
| $FCFRM_{jct}$ | | | 0.0381 * | 0.0363 * |
| | | | (0.0197) | (0.0198) |
| ADM_{jct} | | | -3.7636 *** | -3.7664 *** |
| | | | (0.1001) | (0.1005) |
| PPE_{jct} | | | -0.1792 *** | -0.1787 *** |
| | | | (0.0219) | (0.0220) |
| $MARGIN_{jct}$ | | | -0.6610 *** | -0.6619 *** |
| | | | (0.0415) | (0.0417) |
| $ENTRTR_{jct}$ | | | 0.0629 *** | 0.0617 *** |
| | | | (0.0179) | (0.0180) |
| $EXITR_{jct}$ | | | -0.0370 *** | -0.0380 *** |
| | | | (0.0133) | (0.0134) |
| $CITYCON_{ct}$ | | | | 0.0548 |
| | | | | (0.0367) |
| POP_{ct} | | | | -0.0442 *** |
| | | | | (0.0153) |
| $LOAN_{ct}$ | | | | -0.0129 * |
| | | | | (0.0078) |
| GB_{ct} | | | | -0.4193 *** |
| | | | | (0.1042) |
| 城市 - 行业控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 否 | 否 | 否 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业 - 年份固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| N | 147185 | 147176 | 147166 | 146159 |
| adj. R ² | 0.117 | 0.234 | 0.249 | 0.248 |

注:括号中为城市 - 行业层面的聚类标准误;所有回归均包含常数项;*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上的显著性。

冲击加剧了资源错配。图1(右)显示,2007年土地出让收入占总财政收入份额较高的城市在2008—2014年间份额仍然较高,且2009年的政策冲击发生后,两组城市的资源错配程度仍然保持了与政策冲击前较为一致的 trends,说明样本期间各城市土地出让收入份额的分布相当稳定。

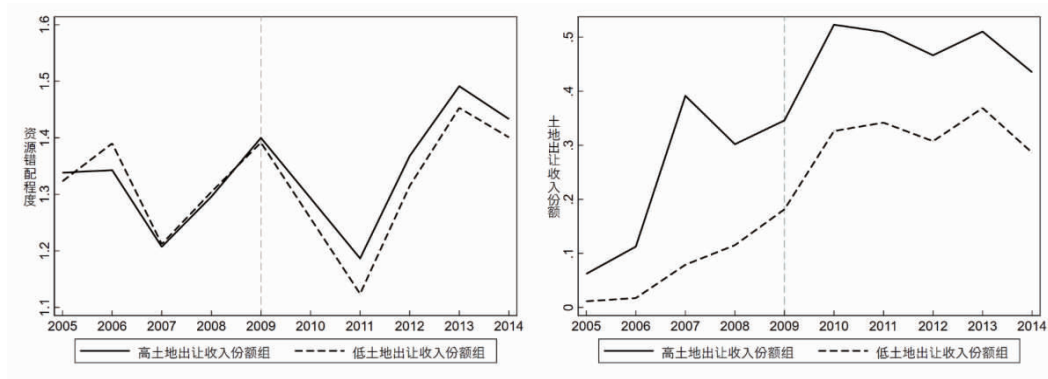


图1 政策冲击前处理组和对照组趋势

2. 政策冲击对地方政府债务的影响

本文的目的在于识别地方政府政府债务扩张对资源配置效率的影响,基准模型的回归结果仅表明2009年中央政府放松地方政府债务融资管制的政策冲击加剧了资源错配。只有明确了2009年的政策冲击确实导致了地方政府债务扩张,并且高土地出让收入份额组的债务扩张程度明显高于低土地出让收入份额组,此时基准模型的回归结果才能够被解释为地方政府债务扩张加剧了资源错配。为此,我们估计了如下模型:

$$DETB_{ct} = \alpha + \beta \times LandRev_share07_c \times Post09_t + \sum \gamma \times X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (19)$$

其中, $DETB_{ct}$ 表示 t 年 c 城市的地方政府债务相对规模,用城市层面的地方融资平台有息债务与城市 GDP 之比表示; X_{ct} 为城市层面控制变量; λ_t 为年份固定效应;其他变量含义与基准模型(式(17))一致。标准误在城市层面聚类。估计结果如表3所示。

可以发现,列(1)至列(3)中 $LandRev_share07_c \times Post09_t$ 的估计系数均显著为正,说明2009年中央政府放松地方政府债务融资管制的政策冲击的确导致了地方政府债务扩张。此外,我们还计算了各城市在2009年之后发行的城投债的平均利率^① (AVG_RATE_c),并将其对2007年的城市土地出让收入份额进行回归,结果报告于表3列(4)。可以发现,列(4) $LandRev_share07_c$ 的回归系数显著为负,说明在2009年政策冲击前土地出让收入份额越高的城市,在政策冲击之后发行的城投债利率更低。这一结论与 Mo^[27] 的研究一致,说明土地出让收入份额越高,地方政府面临的债务融资约束越小,债务扩张能力越强。上述结论综合表明,2009年中央政府放松地方政府债务管制的政策冲击造成了地方政府债务扩张。结合基准模型的估计结果,我们认为,地方政府债务扩张加剧了资源错配。至此,我们验证了假设3。^②

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

我们在表4列(1)中报告了以LP方法测度的全要素生产率在90%和10%分位数上的差异;在列(2)中报告了以OP方法测度的全要素生产率在行业内的标准差。可以看出,即使采用不同的指标衡量资源错配,列(1)

表3 放松地方政府债务管制与地方政府债务扩张

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | DEBT | DEBT | DEBT | AVG_RATE |
| $LandRev_share07_c \times Post09_t$ | 0.4504*** (0.0498) | 0.1844*** (0.0548) | 0.1835*** (0.0545) | |
| $LandRev_share07_c$ | | | | -0.4556* (0.2585) |
| 城市控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 否 | 是 | 是 | 否 |
| 年份固定效应 | 否 | 是 | 是 | 否 |
| N | 2276 | 2275 | 2262 | 230 |
| adj. R ² | 0.149 | 0.754 | 0.750 | 0.320 |

注:括号中为城市层面的聚类标准误;所有回归均包含常数项;*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上的显著性。

①严格来讲,公开发行的城投债仅为地方政府债务的一部分,然而对于非公开的隐性债务,我们无法获得相关的融资利率信息,因而使用公开发行的城投债来代理。

②我们还采用事件分析法考察了政策冲击对资源配置效率和地方政府债务规模的动态效应,限于篇幅,结果备索。

和列(2)中交互项 $LandRev_share07_c \times Post09_t$ 的系数依然显著为正,基准结论仍然成立。

2. 使用不同聚类层级的标准误

我们还将标准误分别聚类到城市-年份层面以及城市-行业-年份层面,所得结果报告于表4列(3)和列(4)。可以发现,交互项 $LandRev_share07_c \times Post09_t$ 的系数依然在1%的水平上显著,说明基准模型的结论依然成立。

3. 遗漏变量问题

我们还同时控制了城市-行业及行业-年份固定效应,结果报告于表4列(5),可以发现基准模型结论并未改变。此外,基准模型还可能面临一个重要的遗漏变量问题,即中央政府放松地方政府债务融资管制的政策冲击与2009年全球经济危机有关,而全球经济危机又可能会对资源配置效率产生影响。为此,我们在基准模型的基础上,加入了代表2009年全球经济危机冲击的变量 $lnExport_share07_c \times Post09_t$ 。其中, $lnExport_share07_c$ 为城市出口依赖度,用城市 c 在2007年的出口企业比重表示。回归结果报告于表4列(6):在控制了2009年全球经济危机冲击后,交互项 ($LandRev_share07_c \times Post09_t$) 的系数依然显著为正,说明结果仍然是稳健的。

4. 替换解释变量

我们还分别使用了2008年城市土地出让收入份额和2009年城市土地出让收入份额来构造政策冲击,分别报告于表4列(7)和列(8)。可以发现,交互项系数仍然显著为正,基准模型结论仍然成立。

(四) 两阶段最小二乘估计

为进一步缓解内生性问题,我们还使用工具变量方法对基准模型进行两阶段最小二乘估计。具体而言,我们使用地势起伏度的自然对数的相反数来衡量城市地形的平原程度 ($Plain_c$),城市平原程度越大,可开发土地数量越多,土地出让收入越多。我们将其与时间虚拟变量 ($Post09_t$) 相乘构造时变变量 ($Plain_c \times Post09_t$) 作为政策冲击 ($LandRev_share07_c \times Post09_t$) 的工具变量。两阶段最小二乘的估计结果报告于表5。

如表5所示,列(1)和列(2)的结果与列(3)和列(4)的结果是一致的。同时,不可识别检验的统计量在1%的水平上显著,能够拒绝不可识别的原假设。此外,针对弱工具变量的检验统计量至少超过了10%水平的临界值,说明不存在弱工具变量问题。就列(3)和列(4)的结果而言,第一阶段的回归结果表明工具变量 ($Plain_c \times Post09_t$) 的回归系数在1%的水平上显著为正,说明我们构造的工具变量 ($Plain_c \times Post09_t$) 与城市

表4 稳健性检验:替换关键变量、固定效应和标准误

| Panel A | | | | |
|---------------------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | $TFPQD_LP$ | $TFPSD$ | $TFPQD$ | $TFPQD$ |
| $LandRev_share07_c \times Post09_t$ | 0.0727 *** (0.0265) | 0.0322 *** (0.0115) | 0.0740 ** (0.0335) | 0.0740 *** (0.0230) |
| 城市-行业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 否 | 否 | 否 |
| N | 146159 | 109710 | 146159 | 146159 |
| adj. R ² | 0.267 | 0.126 | 0.248 | 0.248 |
| Panel B | | | | |
| | (5) | (6) | (7) | (8) |
| | $TFPQD$ | $TFPQD$ | $TFPQD$ | $TFPQD$ |
| $LandRev_share07_c \times Post09_t$ | 0.0640 *** (0.0248) | 0.0663 *** (0.0246) | | |
| $lnExport_share07_c \times Post09_t$ | | -0.1350 *** (0.0170) | | |
| $LandRev_share08_c \times Post09_t$ | | | 0.0907 *** (0.0290) | |
| $LandRev_share09_c \times Post09_t$ | | | | 0.0651 ** (0.0272) |
| 城市-行业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 城市-行业固定效应 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 143083 | 146159 | 146159 | 146159 |
| adj. R ² | 0.513 | 0.249 | 0.248 | 0.248 |

注:第(3)列括号中为城市-年份层面的聚类标准误,第(4)列括号中为城市-行业-年份层面的聚类标准误,其余括号中均为城市-行业层面的聚类标准误;所有回归均包含常数项;*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上的显著性。

表5 稳健性检验:两阶段最小二乘估计

| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
|--------------------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $Plain_c \times Post09_t$ | 0.0192 *** (0.0011) | | 0.0194 *** (0.0011) | |
| $LandRev_share07_c \times Post09_t$ | | 0.4334 ** (0.2026) | | 0.8420 *** (0.2065) |
| 城市-行业控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 不可识别检验 | | 283.419 *** | | 281.177 *** |
| 弱工具检验 | | 311.261 (10%) | | 307.430 (10%) |
| N | 147176 | 147176 | 146159 | 146159 |

注:括号中为城市-行业层面的聚类标准误;所有回归均包含常数项;*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上的显著性。

土地出让收入具有高度的正相关关系,符合理论预期。第二阶段的回归结果表明,交互项($LandRev_share07_c \times Post09_i$)的系数显著为正,意味着政策冲击加剧了资源错配,再一次说明基准模型的结论是稳健的。

五、机制分析

我们在理论框架中揭示了地方政府债务扩张通过相对更多地提高民营企业融资成本,在更大程度上提高了民营企业资本边际收益产品,进而拉大了民营企业和国有企业之间的价值生产率离散程度,最终加剧资源错配的机制路径。为此,我们将在本部分实证检验上述机制路径,即验证假设 1 和假设 2。为了尽量与在理论框架中的分析相一致,我们将分别从企业融资成本、企业资本边际产品两个方面进行论证。为此,本文设定如下计量模型:

$$Y_{ijct} = \alpha + \beta_1 \times LandRev_share07_c \times Post09_i + \beta_2 \times LandRev_share07_c \times Post09_i \times POE_i + POE_i + \sum \gamma \times X + \mu_i + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ijct} \quad (20)$$

其中, Y_{ijct} 在具体的应用场景中,分别表示企业融资成本($COST_{ijct}$)和企业资本边际产品(MPK_{ijct})。具体而言,参考 Bai et al. [30] 的做法:企业融资成本($COST_{ijct}$)用企业利息支出总额与负债总额之比表示,用以作为融资利率的代理变量;资本边际产品(MPK_{ijct})用工业增加值与固定资产之比表示,用以作为资本边际收益产品的代理变量^①。 POE_i 为民营企业虚拟变量,当企业为民营企业时取值为 1,否则为 0,民营企业包括民营独资企业、民营合伙企业、民营有限责任公司以及民营股份企业。 POE_i 与政策冲击的交互项的估计系数 β_2 反映了地方政府债务扩张对不同所有制企业的异质性影响。 X 中除了包括与基准模型中相一致的城市层面的控制变量和全球经济危机冲击变量外,还包括了企业资产规模、企业成立年限、实际税率、利润率等企业层面控制变量。 μ_i 为企业固定效应, λ_{jt} 为行业-年份固定效应, ε_{ijct} 为随机扰动项。标准误在企业层面聚类。针对企业融资成本和资本边际产品的检验结果报告于表 6。

表 6 企业融资成本与资本边际产品

| | (1) <i>COST</i> | (2) <i>COST</i> | (3) <i>MPK</i> | (4) <i>MPK</i> |
|---|------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|
| $LandRev_share07_c \times Post09_i$ | 0.0132 *** (0.0017) | 0.0046 * (0.0026) | -0.4355 (0.4796) | -1.3632 ** (0.6116) |
| $LandRev_share07_c \times Post09_i \times POE_i$ | | 0.0077 *** (0.0023) | | 1.5178 *** (0.5865) |
| POE_i | | -0.0013 (0.0009) | | -0.8496 ** (0.3812) |
| 企业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业-年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 927908 | 927908 | 968659 | 968659 |
| adj. R ² | 0.570 | 0.570 | 0.666 | 0.666 |

注:括号中为企业层面的聚类标准误;所有回归均包含常数项;*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上的显著性。

如表 6 所示。由列(1)可知,政策冲击的系数显著为正,说明政策冲击显著提高了整体企业部门的债务融资成本;由列(2)可知,政策冲击与民营企业虚拟变量的交互项系数显著为正,说明政策冲击对民营企业债务融资成本的提高幅度更大。尽管列(3)中政策冲击的系数不显著,但列(4)中政策冲击与民营企业虚拟变量的交互项系数显著为正,说明政策冲击在更大程度上提高了民营企业资本边际产品。自此,假说 1 和 2 得以验证。

六、进一步研究

由于民营企业在整体上的生产率要高于国有企业,地方政府债务扩张对民营企业更为显著的挤出效应可能导致行业整体生产率的下降,对实体经济部门高质量发展产生不利影响。为此,我们回到城市-行业层面,检验地方政府债务扩张对行业全要素生产率的影响,结果报告于表 7。

列(1)至列(4)的结果均显示,交互项 $LandRev_share07_c \times Post09_i$ 的回归系数均在 1% 的显著性水平上为负,说明地方政府债务扩张显著降低了城市-行业的全要素生产率。综上所述,地方政府债务扩张通过金融摩擦异质性扭曲了资源配置效率,降低了加总全要素生产率,削弱了经济在长期高质量发展的动力。

^①资本边际收益产品为资本边际产品与资本边际收益之积,资本边际收益产品正比于资本边际产品。由于中国工业企业数据库缺乏企业资本边际收益的信息,我们用资本边际产品来代理资本边际收益产品。

七、结论与建议

本文首先通过构建理论框架,揭示了金融摩擦异质性导致地方政府债务扩张加剧了资源错配;其次利用中国工业企业数据,结合2009年中央政府放松地方政府债务融资管制这一外生事件,采用双重差分方法,对地方政府债务扩张的资源配置效应进行了实证检验。实证结果发现:①地方政府债务扩张加剧了资源错配;②地方政府债务扩张加剧资源错配的机制是通过相对更多的提高民营企业融资成本和资本边际收益产品,进而拉大了部门间价值生产率的离散程度;③地方政府债务扩张引发的资源错配最终导致了加总的全要素生产率的下降。本文的政策启示在于:

第一,积极推动“新一轮”财税体制改革。分税制改革以来地方财权与支出责任的不匹配是导致地方债务扩张的结构性原因。地方政府在承担了大量本地基础设施建设等公共品供给的同时,却依靠短期市场化举债融资,由此导致的期限错配和成本收益错配加剧了地方政府的债务负担。本文的研究表明,地方政府债务扩张存在通过挤压民营企业信贷资源导致资源错配的风险。因此,应当积极推动“新一轮”财税体制改革,调整央、地之间的财权和支出责任的分配,适度提高地方政府税收分享比例,合理减轻地方政府的基建投资等宏观调控责任。同时,还应深化改革省以下财政体制,理顺省以下政府间财政关系^[31],减轻低层级政府的财政压力。特别是对于区域性、全国性的重大基础设施建设,可以直接通过长期限、低利率的国债或省级政府一般债来融资,坚决遏制新增地方隐性债务。此外,对于地方存量隐性债务,可以通过置换、展期等方式优化期限结构、降低偿债负担,逐步化解风险。

第二,进一步深化金融供给侧结构性改革。在以国有银行为主导的金融体制中,信贷资源的配置影响着整个实体经济的效率。但信贷市场“所有制歧视”和“规模歧视”的现象一直存在,中小企业和民营企业“融资难”和“融资贵”的问题并未得到根本解决,金融服务实体经济的能力仍存不足^[32]。本文的研究表明,政府对国有企业的隐性担保加剧了金融摩擦,不公平地提升了民营企业的债务融资成本是导致加总全要素生产率损失的制度性成因。对此,应当全面推进金融体系市场化改革,健全市场化利率形成、调控和传导机制,理清政府和市场的关系,推动市场在金融资源的配置过程中发挥决定性作用。此外,还应进一步深化金融供给侧结构性改革,优化融资结构,加力推动提高直接融资占比,拓宽企业多元化的融资渠道。其中,应该重点解决中小企业和民营企业的融资问题,减少政府干预,有序打破预算软约束,为中小企业和民营企业创造更加公平的融资环境,充分激活市场各类主体的经营活力,全面提高金融服务实体经济的能力。

参考文献:

[1] Huang Y I, Pagano M, Panizza U. Local crowding-out in China[J]. The Journal of Finance, 2020, 75(6): 2855 - 2898.
 [2] 余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. 经济研究, 2022(1): 58 - 72.
 [3] 饶品贵, 汤晟, 李晓溪. 地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据[J]. 中国工业经济, 2022(1): 151 - 169.
 [4] Zhang M, Brookins O T, Huang X. The crowding out effect of central versus local government debt: Evidence from China[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 2022, 72: 101707.
 [5] Song Z, Storesletten K, Zilibotti F. Growing like China[J]. American Economic Review, 2011, 101(1): 196 - 233.
 [6] 林东杰, 崔小勇, 龚六堂. 金融摩擦异质性、资源错配与全要素生产率损失[J]. 经济研究, 2022(1): 89 - 106.
 [7] 熊琛, 金昊. 地方政府债务的宏观经济效应——基于信贷错配视角的研究[J]. 经济学(季刊), 2021(5): 1545 - 1570.
 [8] Chen Z, He Z, Liu C. The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 137(1): 42 - 71.
 [9] 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(7): 49 - 72.
 [10] 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.

表 7 地方政府债务扩张与行业全要素生产率

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | TFPOP_mean | TFPOP_med | TFPLP_mean | TFPLP_med |
| LandRev_share07 _c × Post09 _t | -0.0689 *** | -0.0596 *** | -0.1043 *** | -0.0959 *** |
| | (0.0172) | (0.0183) | (0.0162) | (0.0173) |
| 城市 - 行业控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 行业 - 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| N | 146159 | 146159 | 146159 | 146159 |
| adj. R ² | 0.692 | 0.666 | 0.709 | 0.684 |

注: 括号中为城市 - 行业层面的聚类标准误; 所有回归均包含常数项; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上的显著性。

- [11] 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(1):107-121.
- [12] 郭月梅,薛景文. 地方政府债务的非线性环境效应研究[J]. 统计研究,2021(12):105-117.
- [13] 王艺明,赵焱. 地方公共债务、企业投资结构与劳动生产率[J]. 财贸经济,2022(12):32-48.
- [14] 刘喜和,叶静,楼倩. 地方政府债务、银行信贷配置与制造业创新[J]. 审计与经济研究,2022(4):101-109.
- [15] 吕鑫,付文林,周瑞. 地方政府债务、行业关联与资源配置效率[J]. 财贸经济,2022(12):49-64.
- [16] 吴敏,曹婧,毛捷. 地方公共债务与中国制造业资源误置[J]. 南开经济研究,2023(3):113-130.
- [17] 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(10):114-133.
- [18] 李戎,刘岩,彭俞超,等. 动态随机一般均衡模型在中国的研究进展与展望[J]. 经济学(季刊),2022(6):1829-1846.
- [19] Zhu J, Xu H, Zhang Y. Local government debt and firm productivity: Evidence from China[J]. Research in International Business and Finance, 2022, 63: 101798.
- [20] Iacoviello M. Financial business cycles[J]. Review of Economic Dynamics, 2015, 18(1): 140-163.
- [21] Chang C, Chen K, Waggoner D F, et al. Trends and cycles in China's macroeconomy[J]. NBER macroeconomics annual, 2016, 30(1): 1-84.
- [22] 陆磊,刘学. 违约与杠杆周期——一个带有救助的金融加速器模型[J]. 金融研究,2020(5):1-20.
- [23] 王永钦,陈映辉,杜巨澜. 软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据[J]. 经济研究,2016(11):96-109.
- [24] Hsieh C, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [25] Benmelech E, Bergman N K. Collateral pricing[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 91(3): 339-360.
- [26] Jiménez G, Salas V, Saurina J. Determinants of collateral[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(2): 255-281.
- [27] Mo J. Land financing and economic growth: Evidence from Chinese counties[J]. China Economic Review, 2018, 50: 218-239.
- [28] 李青原,章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 中国工业经济,2021(5):95-113.
- [29] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济,2012(5):142-158.
- [30] Bai Y, Lu D, Tian X. Do financial frictions explain Chinese firms' saving and misallocation? [R]. NBER Working Papers, 2018, 24436.
- [31] 宋美喆. 财政分权、垂直财政不平衡与经济高质量发展[J]. 西安财经大学学报,2021(3):53-61.
- [32] 廖蓁. 银行资产证券化、金融地理结构与企业创新[J]. 产业经济评论,2023(4):128-147.

[责任编辑:杨志辉]

Local Government Debt Expansion and Resource Allocation Efficiency

LIAO Meng^{1a}, MENG Yong^{1b}, WANG Yafei²

(1a. School of Public Finance & Economics; 1b. Research Institute of Resource-based Economy Transformation and Development, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China; 2. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: Local governments can expand their debt financing capacity by using land conveyance revenue as a source of guarantee and debt repayment, while improving the efficiency of market resource allocation is an important support for realizing high-quality economic development. This paper first establishes a theoretical framework to show that local government debt expansion exacerbates resource misallocation due to financial friction heterogeneity. Second, using the data of Chinese industrial enterprises combined with the exogenous event of the central government's deregulation of local government debt financing in 2009, it empirically tests the resource allocation effect of local government debt expansion by using the difference-in-differences method. The study finds that: 1) Local government debt expansion exacerbates the loss of resource allocation efficiency, and this conclusion still holds after a series of robustness tests. 2) The mechanism analysis verifies the hypothesis of the theoretical framework that local government debt expansion relatively raises the financing cost and the marginal return to capital product of private enterprises, which in turn widens the degree of dispersion of inter-sectoral value productivity and exacerbates resource mismatch. 3) Further analysis shows that the resource mismatch induced by local government debt expansion ultimately reduces total factor productivity. The above findings enrich the existing literature on the analysis of the economic effects of local government debt in China, not only expanding the theoretical support, but also providing detailed empirical evidence, which is of certain reference value for preventing and resolving the risks of local government debt and promoting the high-quality development of the economy.

Key Words: local government debt; resource misallocation; financial friction; land finance; debt risks; land conveyance