

地方政府债务、行业关联与资源配置效率*

吕 鑫 付文林 周 瑞

内容提要:提高资源配置效率是助推经济高质量发展的基础和保障。本文基于 2008—2013 年我国工业企业和城市面板数据,从行业关联的视角,研究了地方政府债务扩张表征的基础设施建设需求冲击对行业资源配置效率的影响。实证结果表明,地方政府债务显著降低了与基建关联度较高的制造业行业资源配置效率,该结论在使用模拟的地方政府债务为工具变量等稳健性检验后依然成立。进一步的机制检验表明,与基建关联度较高的制造业行业资源配置效率下降,一方面是因为地方政府债务扩张带来的产品需求和投资更多地流向行业内生产率较低的企业,另一方面是因为资源错配降低了高生产率企业进入和低生产率企业退出市场的概率,且该效应在对国企依赖度高、官员晋升压力大的城市更为显著。本文的研究意味着应当进一步加强地方政府债务绩效管理,尤其是要关注地方政府债务对企业投融资挤出和资源错配的影响。

关键词:地方政府债务 基础设施建设 行业关联 资源错配

作者简介:吕 鑫,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生,200433;

付文林,浙江财经大学财政税务学院教授,310018;

周 瑞,上海财经大学经济学院博士研究生,200433。

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)12-0049-16

一、引 言

近年来,在经济增速下行、财政收支压力增大的环境下,地方政府债务在“稳增长、促民生、补短板”中发挥了较大作用。中国地方政府债券信息公开平台数据显示,2021 年全国共发行地方政府债券 7.49 万亿元,较 2018 年增长了近 80%,在“三重压力”下实现了全年 8.1% 的 GDP 增长。^① 尽管中国整体的政府负债率并不高,但是局部地区偿债压力和风险依然很大,如何在经济高质量发展中防范化解地方政府债务风险成为社会各界关注的重要议题。从目前来看,实现经济高质量

* 基金项目:国家社会科学基金重大招标项目“中国的政府间事权与支出责任划分研究”(16ZDA065);上海财经大学研究生创新基金项目“抵押资源的资源错配效应:理论模型与经验证据”(CXJJ-2019-367)。感谢匿名审稿专家的建设性意见,文责自负。吕鑫电子邮箱:ntlvxin@163.com。

① 中国地方政府债券信息公开平台,http://www.celma.org.cn/ndsj/index.jhtml。

发展的着力点在于优化资源配置以提升全要素生产率。不少学者认为地方政府债务对宏观经济增长的影响存在一定的阈值,过高的债务存量将挤出政府和私人的生产性投资,造成资源配置效率下降以及偿债风险累积(毛捷、黄春元,2018;刘蓉、李娜,2021)。近年来微观层面的研究则进一步从信贷资源配置出发,发现在分割的地区信贷市场中,地方政府融资需求的增加不仅会挤占民营企业的信贷资源,降低其投资和研发投入的积极性(Huang等,2020;刘欢等,2020),抑制企业全要素生产率的增长(吴敏等,2022),而且会强化企业杠杆操纵激励,大幅提高其债务违约的可能性(饶品贵等,2022)。然而,既有文献主要关注地方政府债务融资本身对企业投融资等行为的直接影响,较少结合政府债务资金的投向研究其基于行业关联可能产生的外溢效应。

根据审计署2010年和2013年两次对全国地方政府性债务的审计报告,地方政府债务中超过60%的资金用于市政投资和交通运输等基础设施领域。基础设施投资除了会直接增加经济产出外,还具有很强的溢出效应,能通过投入产出关系影响其他行业的发展。尤其是在国际金融危机期间,地方政府债务融资的基础设施建设形成了对上游制造业行业产品的巨大需求(如钢材、水泥、有色金属等),^①这种产业关联带来的需求外溢效应也会影响制造业行业的资源配置。具体而言,一方面,正向的外部需求冲击会提高与基建关联度较高的制造业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,造成行业资源配置效率的动态损失。另一方面,由于高生产率企业往往处于最优的生产规模区间,而低生产率企业则存在过剩的生产能力,地方政府债务扩张引致的外部需求增加更容易被低生产率企业抓住机会,使得这类企业能快速扩张产能,占据更高的市场份额,从而抑制行业资源配置效率的提高。

据此,本文利用2008—2013年中国工业企业和城市面板数据,研究地方政府债务扩张表征的基建类产品需求外溢对制造业行业资源配置效率的影响及作用机制。本文的行业资源配置效率指标采用的是城市-行业层面企业全要素生产率(TFP)离散程度,不同制造业行业与基建行业的关联度指标使用2007年中国投入产出表中的完全消耗系数进行度量。本文的实证研究发现,地方政府债务扩张显著降低了与基建关联度较高的制造业行业的资源配置效率,并且主要是从企业间资源配置、企业进入与退出两个渠道对行业资源配置效率产生影响。进一步研究发现,这种资源错配效应具有明显的地区异质性,在国企依赖度高、官员晋升压力大的城市,地方政府债务对行业资源配置效率的负面影响更为显著。

本文可能的边际贡献主要表现在以下几个方面。第一,拓展了地方政府债务微观经济效应的研究视角。现有文献主要关注地方政府债务对企业投融资等行为的直接影响(余海跃、康书隆,2020),本文从行业关联这一角度切入,分析了地方政府债务扩张可能带来的溢出效应及其影响机制,为全面评估地方政府债务的经济效应提供了参考。第二,补充了资源错配领域的相关文献。尽管关于我国资源错配成因的研究日益丰富,但较少系统分析地方政府债务在其中的作用,本文的研究弥补了这一不足,发现地方政府债务过快扩张会降低行业资源配置效率,为进一步改善资源配置以促进经济高质量发展提供了新思路。第三,本文构造的相对外生的行业关联度指标、地方政府债务的合成工具变量,能够较好地缓解实证研究中的测量误差、反向因果等内生性问题,进

^① 需要特别注意的是,从严格意义上讲,本文使用地方政府债务水平来代表基建行业对不同制造业行业的外部产品需求冲击,这么做的原因一方面是从实际来看,地方基建投资主要是以债务来进行融资和驱动的,这在2008年之后尤其常见;另一方面在于城市基建领域投资的详细统计数据难以获取,尽管地方政府债务与基建投资存在一定的互为因果的联系,但是本文研究的重点是这种外部需求冲击对不同制造业行业资源配置效率的影响,而非对二者进行因果识别。从这个意义上讲,利用地方政府债务水平来表征这一需求冲击具有一定的合理性。

而准确地识别出潜在的因果影响机制。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分为制度背景与研究假说;第三部分为实证策略与数据说明;第四部分为实证结果分析;第五部分为机制分析与异质性检验;第六部分为结论与政策建议。

二、制度背景与研究假说

作为逆周期调节的重要政策工具,地方政府债务在应对国际金融危机中发挥了举足轻重的作用,各级政府通过大量举借债务用于基础设施建设,短期内弥补了私人部门有效需求的不足,扭转了经济增速的下滑,迅速改善了许多地方的道路、电力等基础设施条件。Wen 和 Wu(2019)研究发现,2009 年全年固定资产投资增长率高达 30.9%,贡献了当年 GDP 增长的 90%。然而,这种依赖需求扩张的刺激政策并没有随着国际金融危机的结束而及时终止。国家统计局数据显示,宏观投资率从 2008 年的 41% 增长至 2015 年的 47%,同期融资平台公司有息债务总额占 GDP 的比重也从 9.55% 跃升至 24.90%。在激烈的地区经济增长竞争博弈下,地方政府纷纷将土地、资金等资源向基建领域配置,形成了对债务投资驱动经济增长的依赖。不容忽视的是,在地方政府债务规模扩张的同时,债务投资的回报率却在逐年下滑,这意味着不仅债务投资项目本身难以实现预期的回报,而且偏向基建领域的资源配置还会从供给和价格两个方面挤出其他部门发展所需的生产要素,形成较为严重的供需错配。例如,在分割的地区信贷市场中,地方政府融资需求的增加会引发融资平台公司与民营企业对信贷资金的争夺,由于前者具有地方政府隐性担保和刚性兑付承诺等竞争优势,金融机构会优先满足其融资需求,形成对民营企业的信贷挤出。刘畅等(2020)运用 2006—2011 年县级金融机构贷款与地方融资平台公司成立时间的匹配数据,证实了这种信贷挤出效应的存在。Chen 等(2020)基于 2007—2013 年中国 17 家主要商业银行逐笔贷款数据的研究发现,大规模的基建投资使得信贷资金更多地流向该行业内的国有企业,尤其是融资平台公司,进而挤出了其他行业内民营企业的投融资需求。此外,与国际金融危机前利用低价土地吸引制造业投资不同的是,地方政府的土地配置策略在此后也发生了明显的变化,突出表现为大幅提高了基建用地供应份额以配合基础设施建设。据统计,2015 年基建用地供应份额超过 50%,较 2008 年提升了 32.1 个百分点,^①而同期商住用地份额却在持续下降,供给的减少使得商住用地价格呈现快速上涨的趋势(赵扶扬等,2021),加剧了房地产和实体经济发展的结构性失衡。

除了直接影响资源配置以外,政府债务融资的基建支出无疑会刺激与其关联度较高的制造业产品需求,加剧企业的投资和产能扩张,这在政策刺激力度减弱和市场需求饱和后容易引发严重的产能过剩。中国人民银行公布的 5000 户工业企业调查数据也印证了这一判断,在“四万亿”投资计划颁布后,调查企业的设备利用水平从 2009 年第三季度 36% 的谷底迅速回升至 2010 年第四季度的 43.8%,但此后便逐步下降至 2016 年第一季度的 35.2%。^②理论上,地方政府债务扩张可能会从集约边际和扩展边际两个方面影响行业资源配置效率。

首先,从集约边际看,伴随地方政府债务的扩张,大规模的基建投资会引发对钢铁、水泥、有色金属等与基建关联度较高的制造业产品需求的激增。在一个完全竞争的市场中,这种不对称的外部需求冲击会使行业内生产率较高的企业受益更多,使得该类企业能够借此占据更大的市场份

① 数据来自历年《中国国土资源统计年鉴》。

② 详见中国人民银行公布的各季度《企业家问卷调查报告》,http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html。

额,从而提高行业整体的资源配置效率。然而,在实际中,地方政府债务扩张带来的市场机会往往难以被高生产率企业及时捕捉到,原因在于这部分企业通常处在最优的生产规模区间,较少的闲置生产能力与扩大的市场需求之间存在错配(Wu等,2020),而且与基建关联度高的行业大多需要一定的固定投入,在中国以间接融资为主导的金融体系下,缺乏显性和隐性担保使得高生产率企业尤其是大部分民营企业受到更为严重的融资约束(Hsieh和Song,2015),这意味着在面临增长的市场需求时,这些企业难以通过外部融资来扩张产能,从而提高其市场份额。相反,生产率较低的国有企业的生产能力和融资条件普遍较为宽松,^①这使得它们能占据更多的生产资源,从而在捕捉外部产品需求中处于优势地位,借此实现生产规模的扩大。因此,本文认为地方政府债务扩张会使得资源更多地流向低生产率企业以及国有企业,造成行业TFP离散度的增大。

其次,从扩展边际看,不断增长的产品需求会提高制造业行业的预期利润水平,降低企业进入与退出市场的临界生产率,进而影响行业生产率分布。王璐等(2020)利用行政审批中心设立的准自然实验研究发现,该项改革通过便利同质性企业的进入与退出显著降低了成本加成率,进而提高了行业资源配置效率。地方政府债务扩张带来的市场机会同样会促使高生产率企业进入与基建关联度高的行业,但是正如前文所述,由于进入这部分行业往往需要一定的固定成本,而高生产率企业尤其是大部分民营企业面临较为严重的融资约束,这意味着外部需求可能会更多地吸引低生产率企业进入。与此同时,不断增长的产品需求还使得低生产率企业得以继续存活,避免被市场淘汰。在市场化退出机制不完善的背景下,地方政府干预进一步增大了其退出市场的难度(李艳、杨汝岱,2018)。因此,低生产率企业的大量存在不仅会挤压高生产率企业的生存空间,而且这部分企业的难以出清以及高生产率企业的进入壁垒无疑会破坏市场优胜劣汰机制的正常运转,造成行业资源错配和资源配置效率的动态损失。

基于上述分析,本文提出如下三个待检验的假说。

假说1:地方政府债务扩张会降低与基建关联度高的制造业行业的资源配置效率。

假说2:地方政府债务扩张带来的增量产品需求使得资源更多地流向具有闲置生产能力的低生产率企业,进而降低高基建关联度行业的资源配置效率。

假说3:地方政府债务扩张带来的预期利润率上升以及资源错配会扭曲同质性企业的进入与退出,进而造成高基建关联度行业资源配置效率的动态损失。

三、实证策略与数据说明

(一)模型设定

根据前文的分析,本文从行业关联的角度来检验地方政府债务扩张对制造业行业资源配置效率的影响,实证模型设定如下:

$$y_{cst} = \alpha + \beta debt_{ct} + \gamma debt_{ct} \times link_s + \rho X + \delta_{st} + \eta_c + \varepsilon_{cst} \quad (1)$$

其中, c 、 s 、 t 分别代表城市、行业和年份。因变量 y_{cst} 代表 t 年 c 城市 s 行业内企业TFP离散度。本文的核心自变量为 $debt_{ct} \times link_s$,即城市层面地方政府债务水平 $debt_{ct}$ 与行业关联度 $link_s$ 的交乘项。估

^① 比如Shen和Chen(2017)利用2011—2013年中国工业企业数据库的研究发现,国有企业的产能利用率整体而言显著低于民营企业和外资企业。

计系数 γ 是本文所重点关注的,用来度量地方政府债务扩张对不同基建关联度行业 TFP 离散度的差异化影响; X 为其他控制变量; δ_{it} 代表行业 - 年份交互固定效应,用以控制所有行业层面随时间变化以及非时变因素的干扰; η_c 为城市固定效应,用以控制城市层面不随时间变化的影响因素; ε_{cst} 是误差项。此外,为了缓解潜在的异方差和序列相关问题,本文在城市 - 行业层面对标准误进行聚类处理。

(二) 变量选择

1. 行业资源配置效率

本文的因变量为行业内企业 TFP 离散度。参考李青原和刘习顺(2021)的做法,本文采用三位码行业内企业 TFP 的标准差来度量行业资源配置效率。该指标背后的逻辑在于如果市场不存在扭曲,市场竞争将使得同一行业内企业的 TFP 分布趋于一致,即 TFP 离散度应该为零。因此,行业资源配置效率越高,意味着 TFP 离散度越低。按照一般的做法,本文分别使用 OP 法和 LP 法来对企业 TFP 进行估计,在此基础上,对行业内企业 TFP 取标准差来度量其离散度。

2. 地方政府债务水平

本文的核心自变量之一为城市层面地方政府债务水平 $debt_{ct}$ 。如前文所述,在 2015 年之前,地方政府主要通过融资平台公司进行负债融资。鉴于数据的可得性,现有文献主要基于 Wind 终端披露的融资平台公司发债以及相关财务数据来代理地方政府债务水平,参考曹婧等(2019)、吴敏等(2022)的做法,本文使用城市层面融资平台公司有息债务总额与 GDP 的比值来衡量地方政府债务水平。

3. 行业关联度

本文的另一个核心自变量是行业关联度 $link_{it}$,由于地方政府债务资金主要投向以市政建设和交通运输建设为主的基建行业,大规模的基建投资无疑会刺激与其关联度较高的制造业产品需求,如钢材、水泥等。从投入产出关系来看,如果基建行业单位产出对某一制造业行业产品的消耗越多,则意味着二者的关联度就越高。换言之,该制造业行业受到地方政府债务扩张引致的产品需求影响也越大。基于这样的逻辑,本文使用 2007 年我国 135 个部门投入产出表中的完全消耗系数,通过构建 0-1 虚拟变量来识别行业关联度。^① 在计算该指标时,首要的是识别出哪些行业属于基建行业。刘生龙和胡鞍钢(2010)根据世界银行关于基础设施的定义,认为基础设施包含经济性基础设施和社会性基础设施两大类。结合《中国统计年鉴》以及《中国固定资产投资统计年鉴》中对固定资产投资的行业分类,经济性基础设施投资的统计范畴包括四个行业大类:(1)电力、热力、燃气及水生产和供应业;(2)交通运输、仓储和邮政业;(3)信息传输、软件和信息技术服务业;(4)水利、环境和公共设施管理业。^② Huang 等(2020)认为,受地方政府债务资金直接影响较大的基建行业主要是(1)、(2)、(4)以及建筑业。参考他们的做法,本文将 2007 年投入产出表中这四个行业进行合并,重新计算合并后的完全消耗系数,然后依据该系数值中位数的大小,将行业系数值大于中位数的行业定义为高基建关联度行业, $link_{it} = 1$; 否则为低基建关联度行业, $link_{it} = 0$ 。

4. 其他控制变量

本文选取城市层面以及城市 - 行业层面的控制变量来缓解遗漏变量偏误的影响,具体包括:城市经济发展水平 $\ln pgdp_{ct}$,用城市人均实际 GDP 的对数值来表示;城市化水平 $\ln urban_{ct}$,用建成区

① 相比直接消耗系数,完全消耗系数更为全面地识别了某一行业所使用的其他行业直接投入和间接投入的消耗情况。因此,完全消耗系数值越大,则意味着行业间的关联度越高。

② 本文没有考虑社会性基础设施投资,因为这部分基建投资在地方政府债务中占比较小,而且 Wu 等(2021)指出这部分投资不太可能直接影响制造业企业的生产力。

人口密度的对数值来表示;城市土地出让收入 $landre_{ct}$,用土地出让收入与 GDP 的比值来表示;城市房价水平 $lnhp_{ct}$,用城市商品房销售额与商品房销售面积比值的对数值来表示;城市行业平均就业人数 $lnemp_{ct}$,用城市行业内企业平均就业人数的对数值来衡量;城市行业固定资产比重 $asset_{ct}$,用城市行业固定资产占总资产的比重来衡量;城市行业市场集中度 hhi_{ct} ,用赫芬达尔-赫希曼指数来衡量;城市行业外资企业比重 $foreign_{ct}$,用城市行业内外资企业数量占比来衡量。

(三)数据来源与说明

考虑到地方政府债务规模的攀升主要发生在 2008 年以后,并且可获取的工业企业数据截至 2013 年,本文将实证研究的样本区间限定在 2008—2013 年。根据本文的研究需要,实证分析部分主要使用了三个层面的数据集。

第一,企业层面的数据来源于规模以上中国工业企业数据库。参考 Brandt 等(2012)的做法,本文根据法人代码等识别信息将数据跨年合并,对行业代码和地区代码进行了统一,保留了二位码为 13~42 的制造业企业,并删除了不符合会计准则以及 2010 年的样本等。需要注意的是,由于 2008—2013 年的工业企业数据存在增加值、中间投入等指标缺失问题,本文无法对企业 TFP 进行估算。按照一般的做法,本文对此进行了处理,将样本期内规模以上工业企业数据与 2008—2013 年全国企业税收调查数据以及 2008 年中国经济普查数据相匹配,补齐法人代码、增加值、就业人数以及应付职工薪酬等关键变量缺失的信息。对于仍然存在缺失的指标,按照寇宗来和刘学悦(2020)提出的方法进行推算和补齐,并构建分行业的产出品价格指数以及中间品价格指数,对总产值、增加值和中间投入进行平减。

第二,行业关联度的原始数据来源于国家统计局编制的 2007 年我国 135 个部门的投入产出表。相比 2002 年的投入产出表,2007 年投入产出表中的行业划分更细致,与中国工业企业数据库中三位码行业分类基本一致。考虑到细分部门的投入产出表每 5 年才公布一次,因此使用 2007 年的投入产出表对指标进行测算,能在保证变量前定的基础上,较好地度量研究区间内各制造业行业与基建行业之间的关联度。^①

第三,城市政府债务的原始数据来源于曹婧等(2019)构建的 2006—2018 年新口径融资平台债务数据库,其他城市层面的经济社会变量来自 EPS 数据库。根据统一的行业和地区代码,本文对上述三个层面的数据进行了合并,最终获取了 287 个城市的 46883 个城市-行业-年份观测值。此外,本文还删除了城市-行业内企业数量小于 5 的样本,并对连续变量进行上下 1% 的缩尾以缓解异常值的干扰。

表 1 报告了数据集匹配前主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$tfpsd_{op}$	城市行业内企业 TFP 标准差(OP 法)	46883	0.955	0.273	0.012	7.227
$tfpsd_{lp}$	城市行业内企业 TFP 标准差(LP 法)	46883	0.969	0.274	0.000	2.729

^① 需要注意的是,由于投入产出表中的行业分类和制造业行业代码不完全一致,我们手工将制造业三位码行业对应到投入产出表中的相应行业。另外,行业关联度在很大程度上是由生产技术所决定的,因而在短期内基本保持稳定。我们还绘制了二位码制造业行业完全消耗系数值的直方图,其中金属冶炼及压延加工、化工以及非金属矿物制品制造等行业的系数值较高,表明基建行业对这些行业产品的需求较大,这与我们的直觉基本一致。限于篇幅,此处没有汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

续表 1

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>link</i>	行业关联度(0-1 虚拟变量)	167	0.495	0.501	0.000	1.000
<i>debt</i>	地方政府债务水平	1435	0.088	0.141	0.000	0.816
<i>debt_pre</i>	地方政府债务水平模拟值	1435	0.093	0.148	0.000	1.071
<i>lnpgdp</i>	城市经济发展水平	1435	10.285	0.654	4.595	12.189
<i>lnurban</i>	城市化水平	1435	5.753	0.897	1.597	7.869
<i>landre</i>	城市土地出让收入	1435	0.045	0.036	0.000	0.315
<i>lnhp</i>	城市房价水平	1435	8.158	0.472	6.804	10.102
<i>lnemp</i>	城市行业平均就业人数	46883	4.172	0.818	1.731	7.943
<i>asset</i>	城市行业固定资产比重	46883	0.262	1.108	0.001	0.650
<i>hhi</i>	城市行业市场集中度	46883	0.267	0.181	0.005	0.998
<i>foreign</i>	城市行业外资企业比重	46883	0.189	0.221	0.000	0.896

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了模型(1)的回归结果, *tfpsd_op* 和 *tfpsd_lp* 分别是以 OP 法和 LP 法计算的城市行业内企业 TFP 标准差, 交乘项 *debt*(*link* 的估计系数是本文所重点关注的)。其中, 第(1)列和第(4)列仅控制了城市固定效应和行业-年份交互固定效应, 第(2)列和第(5)列加入了城市层面的控制变量, 第(3)列和第(6)列进一步加入了城市-行业层面的控制变量。可以看到, *debt × link* 的估计系数在 1% 的水平下显著为正, 这表明如果一个城市的政府债务水平越高, 与基建关联度较高的制造业行业的资源配置效率就越低。相反, *debt* 的估计系数在所有模型中均为负, 但是并不显著, 这在一定程度上意味着本文的发现并非由低基建关联度制造业行业资源配置效率降低造成的。综合来看, 假说 1 得到了初步证实, 即与低基建关联度制造业行业相比, 地方政府债务扩张显著降低了高基建关联度制造业行业的资源配置效率。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfpsd_op</i>			<i>tfpsd_lp</i>		
<i>debt</i>	-0.096 (0.186)	-0.091 (0.189)	-0.088 (0.188)	-0.086 (0.065)	-0.077 (0.066)	-0.095 (0.065)
<i>debt × link</i>	0.124 *** (0.027)	0.125 *** (0.024)	0.122 *** (0.028)	0.130 *** (0.034)	0.132 *** (0.035)	0.118 *** (0.035)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfpsd_op</i>			<i>tfpsd_lp</i>		
<i>lnpgdp</i>		-0.044 ** (0.022)	-0.042 * (0.023)		-0.016 (0.011)	-0.012 ** (0.006)
<i>lnurban</i>		-0.031 *** (0.011)	-0.032 *** (0.011)		-0.008 ** (0.004)	-0.011 *** (0.003)
<i>landre</i>		0.179 (0.342)	0.174 (0.345)		0.152 * (0.089)	0.146 (0.094)
<i>lnhp</i>		0.091 (0.102)	0.093 (0.102)		0.003 (0.024)	0.001 (0.022)
<i>lnemp</i>			0.028 * (0.016)			0.022 * (0.012)
<i>asset</i>			0.045 * (0.026)			0.053 *** (0.015)
<i>hhi</i>			0.014 ** (0.007)			0.018 *** (0.005)
<i>foreign</i>			-0.047 ** (0.021)			-0.095 *** (0.015)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	45860	45860	45860	45860	45860	45860
R ²	0.402	0.414	0.458	0.281	0.287	0.375

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著，括号内为城市-行业层面的聚类稳健标准误。下同。

其他控制变量的估计结果与已有研究基本一致。城市经济发展水平、城市化水平以及城市行业外资企业比重的提高能够加剧市场竞争,从而提高行业资源配置效率。相反,城市行业平均就业人数、城市行业固定资产比重以及城市行业市场集中度的提高会显著提升行业生产率分布的离散度。另外,城市土地出让收入和城市房价水平的估计系数为正,但总体上并不显著。

(二) 稳健性检验

1. 地方政府债务的重新度量

考虑到融资平台公司有息债务总额可能涵盖了部分市场化业务的负债,在表3第(1)列和第(2)列中,分别以融资平台公司城投债余额/GDP和债务依存度^①来代理地方政府债务水平。估计结果表明,基准结论是稳健的。

^① 债务依存度 = 当年新增地方政府债务 / (当年一般公共预算支出 + 当年新增地方政府债务)。

表 3 稳健性检验结果

Panel A						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城投债 余额/GDP	债务依 存度	三分位数 行业关联	四分位数 行业关联	剔除建筑业	狭义基建 口径
<i>debt</i>	-0.095 (0.147)	-0.018 (0.069)	-0.128 (0.153)	-0.094 (0.125)	-0.084 (0.171)	-0.096 (0.175)
<i>debt × link</i>	0.128 *** (0.031)	0.147 ** (0.072)	0.227 *** (0.033)	0.167 *** (0.045)	0.115 *** (0.030)	0.143 *** (0.035)
观测值	45006	46082	30287	22037	45860	45860
R ²	0.459	0.415	0.467	0.449	0.452	0.455
Panel B						
变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>tfp90_op</i>	二位码 行业测算	交互固定 效应	控制僵尸 企业比例	剔除 大城市	城市 - 年份 聚类标准误
<i>debt</i>	-0.059 (0.082)	-0.033 (0.061)		-0.067 (0.113)	-0.092 (0.141)	-0.088 (0.247)
<i>debt × link</i>	0.106 *** (0.037)	0.145 *** (0.036)	0.116 ** (0.055)	0.126 *** (0.041)	0.169 *** (0.056)	0.122 *** (0.043)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份 交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	45860	20679	43936	45860	31848	45860
R ²	0.384	0.426	0.745	0.412	0.473	0.458

注:除第(7)列外,所有列中的因变量均为 *tfpsd_op*;第(9)列中还额外控制了城市 - 年份交互固定效应以及城市 - 行业交互固定效应。

2. 行业关联度的重新度量

第一,为了区分行业关联度的强度,表3第(3)列和第(4)列分别报告了基于三分位数和四分位数来重新划分高基建关联度和低基建关联度行业后的估计结果。第二,一个可能的担忧是本文结论对建筑行业统计口径的敏感性。为此,在表3第(5)列中将建筑业剔除,即将基建行业的统计口径限制在(1)、(2)和(4)三类行业,重新计算行业关联度指标,并在第(6)列中进一步将基建行业的统计口径限制在(1)和(2)两类行业,即狭义上的基础设施(Wu等,2021)。可以看出,在使用不同的行业关联度指标进行估计后,基准结论依然成立。

3. 行业资源配置效率的重新度量

第一,在表3第(7)列中用行业内企业TFP 90%分位数与10%分位数的差(*tfp90_op*)来衡量行业内企业TFP离散度。第二,考虑到部分城市三位码行业内的企业相对较少,在表3第(8)列中计算了城市 - 二位码行业的基建关联度和资源配置效率。使用前述两种不同的行业资源配置效

率指标对模型(1)重新进行估计后可以发现,本文所关注的 $debt \times link$ 的估计系数依然显著为正。

4. 遗漏变量的检验

第一,在表3第(9)列中进一步纳入更为严格的城市-年份以及城市-行业两组交互固定效应。第二,参考肖兴志等(2019)的做法,在表3第(10)列中计算了城市-行业僵尸企业的比例,进而控制僵尸企业对本文结论的可能影响。可以看到,无论是纳入交互固定效应,还是控制僵尸企业比例,基准结论依然具有良好的稳健性。

5. 剔除大城市样本

考虑到大城市与小城市在债务用途上的不可比性,在表3第(11)列中剔除直辖市、副省级城市以及省会城市等大城市样本,对模型(1)重新进行回归。不难发现,本文的结论依旧显著成立。

6. 使用不同聚类标准误

本文从城市-年份层面对标准误进行聚类处理,回归结果如表3第(12)列所示。可以发现,尽管 $debt \times link$ 估计系数的标准误有所增加,但是依然在1%的水平下显著为正。

(三)工具变量估计

为了缓解内生性问题,根据刘勇政等(2019)的做法,本文构建了地方政府债务水平模拟值 $debt_pre$ 来识别因果关系。具体而言,本文使用各个城市基期负债率 $debt_{ct_0}$ 与省份层面地方政府债务绝对规模年度增长率 $debtgr_{pt}$ 的交乘项来构建地方政府债务的合成工具变量。其中,本文主要使用样本开始前两年(即2006年和2007年)作为估算的基期,对于在此期间债务数据为0的城市,以首期不为0的年份作为基期。

合格的工具变量需要满足相关性和外生性两个标准。首先,从相关性来看,该工具变量无疑与 $debt$ 本身具有较高的相关性,进一步的检验还需要通过第一阶段的回归来判定。其次,从外生性来看,由于省级层面的债务增长率(剔除该地级市本身)并不受城市个体层面经济和社会变量的影响,并且基期的城市政府债务水平作为前定变量,与城市-行业层面的资源配置效率也不直接相关,因此该工具变量实际上通过地方政府债务水平模拟值的外生变化来避免真实地方政府债务水平可能与城市-行业层面的资源错配程度以及其他遗漏因素相关而导致的内生性问题。

工具变量的估计结果如表4中的第(1)至第(6)列所示,其中第(1)列和第(2)列为第一阶段的估计结果。可以看到,工具变量对内生变量的影响在统计意义上十分显著,并且第一阶段弱识别的F统计量均大于10,意味着本文所选取的工具变量不存在弱工具变量问题。第(3)至第(6)列报告的是第二阶段的估计结果。可以看到,无论是以行业内企业TFP标准差还是90%分位数与10%分位数的差为因变量, $debt \times link$ 的估计系数至少在5%的水平下显著为正,这再一次证明地方政府债务扩张加剧行业资源错配的结论是稳健的。

表4 工具变量估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$debt$	$debt \times link$	$tfpsd_op$	$tfpsd_lp$	$tfp90_op$	$tfp90_lp$
$debt_pre$	0.799*** (0.061)	0.101*** (0.035)				
$debt_pre \times link$	0.005 (0.007)	0.824*** (0.059)				
$debt \times link$			0.174** (0.081)	0.181*** (0.047)	0.132** (0.061)	0.137** (0.063)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>debt</i>	<i>debt × link</i>	<i>tfpsd_op</i>	<i>tfpsd_lp</i>	<i>tfp90_op</i>	<i>tfp90_lp</i>
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份 交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 F 值	137.515	210.386				
观测值	45860	45860	45860	45860	45860	45860

五、机制分析与异质性检验

(一) 机制分析

为了验证假说 2 和假说 3, 本部分利用企业层面数据, 首先探讨地方政府债务对不同初始生产率企业要素使用和市场份额的影响, 以此来考察地方政府债务是否抑制了资本以及劳动力等生产资源向高生产率企业流动的趋势; 其次检验地方政府债务对不同行业内异质性企业进入与退出的影响, 进而考察地方政府债务是否造成了行业资源配置效率的动态损失。

1. 企业间资源配置

本文计算了 2005—2007 年城市 - 行业层面企业三年平均 TFP, 将 TFP 小于中位数的企业定义为低生产率企业, $tfp_l = 1$; 否则为高生产率企业, $tfp_l = 0$ 。然后将 tfp_l 与 $debt \times link$ 交乘, 以考察地方政府债务扩张对制造业行业内不同生产率企业的差异化影响。估计结果如表 5 所示, 其中第 (1) 列和第 (2) 列的因变量为资本变动, 第 (3) 列和第 (4) 列的因变量为劳动变动, 分别用资本增量和劳动增量的对数值表示。不难发现, $debt \times link \times tfp_l$ 的估计系数在第 (1) 列中显著为正, 但是在第 (3) 列中并没有通过 10% 的显著性检验。这表明, 相对而言, 低生产率企业进行了更多的投资, 但并没有显著增加劳动力的雇佣, 这与 Cong 等 (2019) 的发现一致, 其中可能的原因在于行业内的低生产率企业尤其是国有企业本身存在冗员的现象, 对额外劳动力的需求并不明显。因此, 上述分析表明地方政府债务带来的外部需求冲击主要造成了高基建关联度制造业行业内的资源错配。

表 5 地方政府债务对企业间资源配置的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资本变动		劳动变动		市场份额变动	
<i>debt × link</i>	-0.667*** (0.123)	-0.338** (0.165)	0.031 (0.047)	0.028 (0.021)	-0.019** (0.009)	-0.011* (0.006)
<i>debt × link</i> <i>× tfp_l</i>	0.836** (0.378)		0.442 (0.379)		0.044*** (0.016)	
<i>debt × link × soe</i>		0.647*** (0.216)		0.283 (0.204)		0.063** (0.030)

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	资本变动		劳动变动		市场份额变动	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份 交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1188735	1188735	326165	326165	1188735	1188735
R ²	0.372	0.368	0.351	0.355	0.320	0.324

接下来,本文进一步考察这种行业资源错配是否造成了低生产率企业市场份额的提高,如果资源错配并没有明显造成低生产率企业市场份额的提高,那么就意味着行业层面的资源错配程度并不高。因此,表5中第(5)列和第(6)列报告了以市场份额变动为因变量的机制检验结果,市场份额 *marks* 用企业销售收入与行业销售收入的比值来衡量。从第(5)列的估计结果可以看到, $debt \times link \times tfp_l$ 的估计系数通过了1%的显著性检验。这表明,相对而言,低生产率企业的市场份额得到了显著的提高,这与本文的预期基本一致,即在基建关联度较高的制造业行业内,地方政府债务扩张会刺激低生产率企业增加投资,使其能通过扩大产能来满足增长的外部需求,进而占据更高的市场份额,这也意味着高生产率企业的市场份额会受到挤压, $debt \times link$ 的估计系数也证实了这一点。此外,基于所有制的检验也证实了上述论断,表5中第(2)、第(4)、第(6)列汇报了以所有制虚拟变量 *soe* 与 $debt \times link$ 交乘项为核心自变量的回归结果。其中,企业为国有企业时, *soe* 取值为1;企业为民营企业时, *soe* 取值为0。估计结果表明,高基建关联度行业内的国有企业获得了更多的资本流入,并且在面临正向外部需求时,国有企业市场份额出现了明显的提高。

前文的分析表明,初始生产率低的企业以及国有企业能够更多地抓住地方政府债务扩张带来的市场机会。结合既有文献(杨国超等,2020),本文推测造成这种现象的原因在于政府的隐性担保使得低生产率企业以及国有企业能够获得更多的信贷资源。当然也可能是与基建关联度更高的制造业行业本身对地方财政收入的贡献更大,因而能获得地方政府更多的财政补贴或者税收征管上的照顾。因此,表6进一步从企业面临的融资约束、税负水平和财政补贴三个方面来验证企业间资源错配形成的中间原因。其中,融资约束 *fincons* 用企业利息支出与总负债的比值来表示,该比值越大,意味着企业融资成本越高,面临的外部融资约束越强;税负水平 *taxbur* 用应缴税收与主营业务收入的比值来表示;财政补贴 *subsidy* 用补贴收入的对数值进行代理。估计结果表明,无论是对于低生产率企业还是国有企业而言,政府债务扩张显著降低了这部分企业的融资成本,表明在高基建关联度的行业内,低生产率企业和国有企业能够在面临外部需求时获得更多的信贷资金,从而实现投资和产能的扩张,这意味着假说2是成立的。而从税负水平和财政补贴来看,不同类别的企业并没有受到明显的区别对待。这与Chen等(2020)的研究结论基本一致,除了信贷供给增加的影响外,本文的发现进一步表明行业产品需求的增加也在资源配置中发挥着重要作用。

表 6 地方政府债务对企业进入与退出的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	融资约束		税负水平		财政补贴		企业进入		企业退出	
<i>debt × link</i>	0.082 ** (0.038)	0.047 ** (0.021)	0.027 (0.040)	0.041 (0.065)	0.212 (0.281)	0.008 (0.009)	-0.008 ** (0.004)	-0.011 * (0.006)	0.019 (0.013)	0.015 * (0.008)
<i>debt × link</i> <i>× tfp_l</i>	-0.108 ** (0.053)		-0.014 (0.076)		0.621 (0.533)		0.009 (0.020)		-0.142 *** (0.036)	
<i>debt × link</i> <i>× soe</i>		-0.089 *** (0.029)		-0.020 (0.037)		1.086 (0.721)		0.013 (0.017)		-0.154 *** (0.051)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1172233	1172233	1188735	1188735	1188722	1188722	1188735	1188735	1188735	1188735
R ²	0.229	0.228	0.230	0.231	0.276	0.279	0.314	0.320	0.436	0.435

注：与表 5 一致，所有列中均控制了企业固定效应、城市固定效应以及行业 - 年份交互固定效应。

2. 企业进入与退出

除了扭曲行业内企业间的资源配置外，表 6 还考察了地方政府债务对企业进入与退出的影响。根据王璐等(2020)的做法，如果企业第一次出现在样本中或者出现年份等于成立年份，则定义企业进入 *entry* = 1，否则为 0。类似地，如果企业下一年退出样本，则定义企业退出 *exit* = 1，否则为 0。表 6 第(7)列和第(8)列报告了对初始生产率较高企业和国有企业进入的回归结果，可以看到，*debt × link* 的估计系数至少在 10% 的水平下显著为负，而三重交乘项的估计系数没有通过显著性检验，这表明地方政府债务扩张抑制了高生产率企业和民营企业的进入。表 6 第(9)列和第(10)列以企业退出为因变量的估计结果进一步显示，政府债务扩张带来的需求冲击显著降低了低生产率企业和国有企业退出市场的概率，这意味着假说 3 得到了证实。结合表 5 对市场份额变化的分析，可以看到外部需求冲击使得低生产率的国有企业获得了更高的市场份额，因而降低了其退出市场的临界生产率，使其得以继续存活，而潜在在高生产率的民营企业因融资约束和其他可能的制度壁垒限制而难以进入该行业中。

(二) 异质性检验

本文发现地方政府债务扩张会显著降低与基建关联度较高的制造业行业的资源配置效率，然而这一效应可能在不同的城市和官员特征下具有显著的异质性表现。

首先，机制分析表明，低生产率的国有企业由于隐性担保在面临外部需求冲击时能占据更多的资源，进而加剧资源错配。这意味着地区对国有企业的依赖度越高，地方政府越有可能通过干预资源配置来保护国有经济发展，从而加剧行业资源错配(李艳、杨汝岱,2018)。为了验证这一猜想，借鉴 Yang 和 He(2014)的方法，本文使用 2005—2007 年城市层面国有企业产值占工业总产值比重的均值来衡量地方国企依赖度，并根据中位数的大小划分为国企依赖度高和国企依赖度低两组，分组检验结果如表 7 第(1)列至第(4)列所示。可以看到，无论是以 *tfpsd_op* 还是以 *tfpsd_lp* 为因变量，*debt × link* 的估计系数在国企依赖度高的城市样本中均通过 1% 的显著性检验，且显著为正，而这种资源错配效应在国企依赖度低的城市中仅能通过 10% 的显著性检验，并且前者系数要大于后者，这表明地方政府债务的行业资源错配效应确实在国企依赖度高的城市更大。

表 7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	国企依赖度高		国企依赖度低		官员晋升压力大		官员晋升压力小	
	<i>tfpsd_op</i>	<i>tfpsd_lp</i>	<i>tfpsd_op</i>	<i>tfpsd_lp</i>	<i>tfpsd_op</i>	<i>tfpsd_lp</i>	<i>tfpsd_op</i>	<i>tfpsd_lp</i>
<i>debt</i>	0.071 (0.049)	0.053* (0.031)	-0.084 (0.152)	-0.091 (0.160)	0.055 (0.053)	0.087 (0.071)	-0.045 (0.039)	-0.021* (0.011)
<i>debt × link</i>	0.127*** (0.043)	0.165*** (0.037)	0.021* (0.012)	0.016* (0.009)	0.098** (0.042)	0.103*** (0.035)	0.018 (0.062)	0.012 (0.057)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份 交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	22672	22672	23145	23145	28168	28168	17642	17642
R ²	0.379	0.355	0.463	0.461	0.455	0.467	0.471	0.464

其次,考虑到地方举债行为在很大程度上会受到主政官员晋升激励的影响,在以经济增长为核心的政绩考核体制下,通过举债来进行基础设施建设已经成为地方主政官员推动城市经济增长和谋求政治晋升的重要途径,尤其是对于晋升压力大的官员而言,这种效应可能会更加明显。在我国现行的行政体制下,市委书记对城市经济发展战略的制定具有较大的影响力,而地级市市委书记的法定退休年龄为 60 岁。吴敏和周黎安(2018)发现,在 55 岁之后,地级市市委书记的晋升概率会出现断崖式下降,这意味着此时市委书记发展经济的激励会变弱。因此,本文保留地级市样本,根据市委书记年龄是否达到 55 岁进行分组回归,以考察在不同晋升压力下地方政府债务对行业资源配置效率的异质性影响,回归结果如表 7 第(5)列至第(8)列所示。不难发现,*debt × link* 的估计系数在市委书记年龄小于 55 岁的城市子样本中显著为正。相比之下,这种效应在官员晋升压力小的城市子样本中并不显著,这与本文的预期是相符的。

六、结论与建议

地方政府通过举债方式推进公共基础设施投资,对快速改善地区基础设施和民生事业起到了重要作用,但国际金融危机以来,许多地方政府债务规模的过快增长形成了较大的风险隐患。随着我国经济由高速增长转向高质量发展阶段,在牢牢守住不发生系统性金融风险底线的要求下,如何在地方政府债务的治理中实现“稳增长”和“防风险”的有机统一,成为时下各级政府需要面对的一大现实难题。考虑到经济高质量发展的核心任务在于不断优化资源配置以提升全要素生产率,本文基于 2008—2013 年我国工业企业与城市层面相关变量的匹配数据,从行业关联的视角,对地方政府债务能否促进资源配置效率提升这一问题进行了回答。研究发现:第一,相比与基建关联度较低的制造业行业,地方政府债务扩张显著降低了与基建关联度较高的制造业行业的资源配置效率,该结论在替换核心指标测量方式、控制不同层面的固定效应、使用工具变量法等稳健性检验之后始终成立;第二,地方政府债务扩张带来的基建上游产品需求增加、预期回报率提高,一方面使更多的资本流入低效率的国有企业,另一方面降低了低生产率企业退出市场的生产率临

界值,生产资源错配和优胜劣汰机制失效都加剧了行业资源配置效率的动态损失。

2015年新《预算法》实施以来,中央政府建立了一整套地方政府债务管理体制,使得地方政府债务的规模和风险均得到了有效控制。但在国内外宏观经济环境变化带来的经济下行压力下,债务投资依然是地方政府缓解财政压力、稳定经济增长的主要抓手,因此提高地方政府债务资金的使用绩效,在高质量发展中化解地方政府债务尤其是隐性债务风险,成为当下地方政府债务治理工作的重中之重。本文的研究结论对上述工作的推进具有如下政策含义。第一,科学分配地方政府债券额度,严控隐性债务扩张。本文发现地方政府债务过快扩张会降低行业资源配置效率,在坚持地方政府债务总量限额管理的前提下,需要根据地区的经济财政实力、存量债务风险等因素继续优化新增举债额度在地区间的配置,并引导地区主政官员树立正确的政绩观,加大对违规举债行为的查处力度。第二,优化政府债务资金的投向,加强债务投资的绩效管理。在传统基建投资边际增长效应逐年下降的背景下,有必要根据各地区经济社会的禀赋条件和发展阶段,逐步将债务资金更多地投向地区民生事业、营商环境等“软”基础设施建设上来,积极扩大有效投资,培育地区经济增长的新动能。第三,加快要素配置市场化改革,发挥市场在资源配置中的决定性作用。本文研究表明,地方政府过度介入资源配置中会放大地方政府债务扩张对微观部门生产率增长的负面影响,因此应当加快推进统一开放的要素市场体系建设,形成价格引导资源配置的长效机制,不断提高资源配置效率。

参考文献:

1. 曹婧、毛捷、薛熠:《城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析》,《财贸经济》2019年第5期。
2. 寇宗来、刘学悦:《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》2020年第3期。
3. 李青原、刘习顺:《会计信息质量与资源配置——来自我国规模以上工业企业的经验证据》,《会计研究》2021年第8期。
4. 李艳、杨汝岱:《地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革》,《经济研究》2018年第2期。
5. 刘畅、曹光宇、马光荣:《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?》,《经济研究》2020年第3期。
6. 刘欢、周会洋、侯繁荣:《地方政府债务与企业创新》,《会计研究》2020年第9期。
7. 刘蓉、李娜:《地方债务密集度攀升的乘数和双重挤出效应研究》,《管理世界》2021年第3期。
8. 刘生龙、胡鞍钢:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》2010年第3期。
9. 刘勇政、贾俊雪、丁思莹:《地方财政治理:授人以鱼还是授人以渔——基于省直管县财政体制改革的研究》,《中国社会科学》2019年第7期。
10. 毛捷、黄春元:《地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证》,《金融研究》2018年第5期。
11. 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》,《中国工业经济》2022年第1期。
12. 王璐、吴群锋、罗岷:《市场壁垒、行政审批与企业价格加成》,《中国工业经济》2020年第6期。
13. 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》,《经济研究》2022年第1期。
14. 吴敏、周黎安:《晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角》,《经济研究》2018年第12期。
15. 肖兴志、张伟广、朝楠:《僵尸企业与就业增长:保护还是排挤?》,《管理世界》2019年第8期。
16. 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》,《世界经济》2020年第7期。
17. 赵扶扬、陈斌开、刘守英:《宏观调控、地方政府与中国经济发展模式转型:土地供给的视角》,《经济研究》2021年第7期。
18. 杨国超、李晓溪、龚强:《长痛还是短痛?——金融危机期间经济刺激政策的长短期效应研究》,《经济学(季刊)》2020年第3期。
19. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., & Zhang, Y., Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, pp. 339 – 351.
20. Chen, K., Gao, H., Higgins, P. C., Waggoner, D. F., & Zha, T., Monetary Stimulus Amidst the Infrastructure Investment Spree: Evidence from China's Loan-level Data. NBER Working Paper, No. 27763, 2020.
21. Cong, L. W., Gao, H., Ponticelli, J., & Yang, X., Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China. *The*

Review of Financial Studies, Vol. 32, No. 9, 2019, pp. 3412 – 3460.

22. Hsieh, C. , & Song, Z. , Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China. NBER Working Paper, No. 21006, 2015.

23. Huang, Y. , Pagano, M. , & Panizza, U. , Local Crowding-out in China. *The Journal of Finance*, Vol. 75, No. 6, 2020, pp. 2855 – 2898.

24. Shen, G. , & Chen, B. , Zombie Firms and Over-capacity in Chinese Manufacturing. *China Economic Review*, Vol. 44, 2017, pp. 327 – 342.

25. Wen, Y. , & Wu, J. , Withstanding the Great Recession Like China. *The Manchester School*, Vol. 87, No. 2, 2019, pp. 138 – 182.

26. Wu, G. L. , Feng, Q. , & Wang, Z. , A Structural Estimation of the Return to Infrastructure Investment in China. *Journal of Development Economics*, Vol. 152, 2021, 102672.

27. Wu, Y. , Heerink, N. , & Yu, L. , Real Estate Boom and Resource Misallocation in Manufacturing Industries: Evidence from China. *China Economic Review*, Vol. 60, 2020, 101400.

28. Yang, R. , & He, C. , The Productivity Puzzle of Highness Exporters: Perspectives of Local Protection and Spillover Effects. *Papers in Regional Science*, Vol. 93, No. 2, 2014, pp. 367 – 384.

Local Government Debt, Sectoral Linkage and Efficiency of Resource Allocation

LYU Xin, ZHOU Rui (Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

FU Wenlin (Zhejiang University of Finance and Economics, 310018)

Abstract: Increasing resource allocation efficiency is the basic premise of high-quality economic development. Based on the matched panel data of Chinese industrial firms and cities from 2008 to 2013, this paper studies the impact of infrastructure-linked demand represented by local government debt expansion on the efficiency of sectoral resource allocation. The empirical results show that local government debt significantly reduced the resource allocation efficiency of manufacturing firms in infrastructure-linked industries. This conclusion is robust after using the simulated local government debt as an instrument variable. Further mechanism tests indicate that the expansion of local government debt generated large and positive demand spillovers to infrastructure-linked industries, which disproportionately benefits the less efficient firms. On the other hand, the demand windfalls inhibit the entry of firms with high productivity and lower the exit probability of less efficient firms. And these effects are more pronounced in cities which depend heavily on state-owned enterprises and whose officials face higher promotion pressure. The implication is that we should further strengthen the performance management of local government debt, and pay special attention to the crowding-out effect of local government debt on firm financing, investment and its impact on resource allocation efficiency.

Keywords: Local Government Debt, Infrastructure Construction, Sectoral Linkage, Resource Misallocation

JEL: H63, H74

责任编辑: 非同