

地方债增长:效应与传导

刘楠楠 曾宇 刘娟¹

【摘要】: 地方债对基建投资的强势带动效应可短期拉动经济增长,但基于增强经济韧性的考虑要求地方债规模结构持续优化。本文从资金末端使用效率切入将地方债对经济增长的影响区分为全要素生产率和基建投资效率两种渠道,量化比较地方债最优规模与资金配置结构。研究发现,经系统 GMM 方法处理内生性后地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响均呈现倒“U”型逻辑关系,前者拐点值低于后者。同时,基于中介模型和门槛模型检验地方债影响经济增长的传导路径有效性与渠道效应差异,本文综合系统性经济条件进一步量化地方债最优规模与地区举债空间,发现经济实力相对较强的地区,债务承受能力相对较高,存在更大的举债空间。据此,本文提出地方债规模政策应考虑地区差异,优化地方债支出结构及资金投放领域。

【关键词】: 地方债最优规模 全要素生产率 传导机制

【中图分类号】: F810.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1000-8306(2022)09-0123-15

一、引言

从财政分权理论视角来看,地方债是地方政府举借且负有偿还责任的债务,主要为公益资本性项目支出融资,理论本质属于一种中性的财政工具。但是,地方债更多地体现了央地关系博弈及地方政府竞争对财政金融资源配置的影响逻辑,^{[1][2]}进而影响债务治理效率,导致地方债可能成为一把“双刃剑”。现有文献研究表明,一方面,地方债缓解了我国纵向财政的失衡问题,能够弥补基础设施建设资金有效需求不足问题;^[3]另一方面,地方债规模过大会挤出私人投资,^[4]阻碍区域经济一体化。^[5]影子银行、^[6]土地财政^[7]和间接金融分权^[8]等银行信贷与地方债多重风险交织,地方债可能成为引致系统性金融风险威胁金融稳定和经济增长的重要隐患。^[9]这引出一个至关重要的问题,即如何实现地方债增长效应以及举债空间最优,回归地方债的理论本质。

习近平总书记指出,发展是解决我国一切问题的基础和关键。^[10]2021年8月17日,中央财经委第十次会议指出,要处理好稳增长和防风险的关系,以经济高质量发展化解系统性金融风险。2022年5月25日,李克强总理在全国稳住经济大盘电视电话会议上强调,把稳增长放在更加突出位置,保护中国经济韧性。一般认为,效率是高质量发展的关键。针对地方债问题,关于效率标准的理论解读包含两个层面:一是基于提升经济增长质量的全要素生产率,地方债通过技术创新^[11]和要素优化配置,^[12]将不可持续的旧动能转变为提升全要素生产率的可持续新动能;二是基于债务资金使用效果的基建投资效率,破解债务规模不断扩大与其投资回报率不确定性之间的矛盾。^[13]Krichel 和 Levine(1995)认为,基建投资需要在合适的政府债务规模下才能具有较高效率。^[14]Cochrane(2011)指出,地方债过高会导致通货膨胀和金融抑制,对基建投资回报率产生不利影响。^[15]从经济增长绩效比较视角来看,全要素生产率依托技术创新体现内涵式经济质量发展,而基建投资效率则依托资源禀赋和人口红利实现产出最大化或投入最小化。量化比较两种不同标准下的债务规模,能够进一步明晰地方最优举债空间以及债务支出结构,这对于化解地方债风险、充分发挥地方债正向效应具有重要意义。

现有文献已验证了地方债对中国经济增长所做出的巨大贡献,并由此形成以下三种观点:地方债推动经济增长、^{[16][17][18]}地方债抑制经济增长、^[19]地方债对经济增长的影响呈现倒“U”型。^[20]此外,地方债适度规模成为研究热点,量化地方债规模的切入

作者简介: 刘楠楠(1986—),西南财经大学财政税务学院,副教授。电子邮箱:liunn@swufe.edu.cn。曾宇(1996—),西南财经大学财政税务学院,博士生。电子邮箱:1014937748@qq.com。刘娟(1995—),西南财经大学财政税务学院。电子邮箱:2933223644@qq.com。

基金项目: 四川省社科重点项目“中国地方债的金融风险累积迭加效应与防控政策研究”(SC18A030)的资助

视角主要包括经济增长、^{[21][22]}金融发展水平、^[23]纵向财政失衡，^[24]例如，缪小林、赵一心（2019）测算得出实现 TFP 最优的地方债门槛值为 7%。^[22]夏诗园（2019）构建了以金融发展水平和地方债规模的门槛面板模型，最终发现金融发展水平对地方债规模存在双门槛。^[23]闫先东和廖为鼎（2019）运用内生增长机制的时代交叠模型估算中央与地方基础设施行业资本存量规模，通过数学模拟方法计算出政府在基建投资领域举债的最优区间为[25.4%，47.7%]。^[21]但此类量化标准仅考虑经济数量增长或其中单一层面，指标衡量范围相对局限，且尚未关注到经济增长绩效。地方债对基建投资效率的影响一直是学术界关注重点，但文献更多是将地方政府债务作为投入变量，基建支出作为产出变量，测算地方债支出效率，^[25]或探索地方债与基建投资效率的关系，^[13]较少将基建投资效率作为地方债最优规模的量化标准，也未有文献将经济发展效率和基建投资效率作为量化标准纳入一个框架下进行比较研究。

基于以上分析，本文可能存在的边际贡献在于：一是从资金末端使用效率切入将地方债对经济增长绩效的影响区分为全要素生产率和基建投资效率两种渠道，在测算全要素生产率和基建投资效率的基础上，采用系统 GMM 估计方法处理内生性并论证地方债与全要素生产率和基建投资效率的基础逻辑关系；二是构建中介效应模型，判断地方债影响全要素生产率与基建投资效率的传导机制与有效路径，探讨地方债影响经济增长绩效的渠道效应异质性；三是构建门槛回归模型，量化比较全要素生产率与基建投资效率不同标准下地方债的最优规模水平，并测算各省地方债的举债空间和举债规模偏离度；四是根据地方债渠道选择效应及其最优规模比较结果，得到地方债的资金支出结构优化机制与投放领域判定。

二、理论假说的提出

Solow(1957)认为，经济增长存在直接路径和间接路径：一是传统劳动力和资本要素投入量的变化对经济推动的直接效应；二是知识、技术与先进的管理经验等投入要素对经济推动的间接效应。^[26]全要素生产率是指产出增长率减去各投入要素增长率的加权平均值后的剩余，也称为索洛余项，体现了技术进步对经济增长的间接拉动作用。内生经济增长理论框架下，内生技术进步成为经济持续增长的根本动力和决定性因素，地方政府适度举债进行投融资，可以通过资本积累和资源配置影响技术创新，进而促进全要素生产率最大化，实现高质量经济增长。具体表现为地方债能够缓解地方财政收支缺口压力，增加基础设施建设支出，有利于提高地区公共服务的质量和水平，优化地区营商环境，^[27]进而通过人才聚集、技术转让、示范和模仿效应等方式实现基础外溢效应，带动各行业技术创新和产出增长。^[28]同时，地方债过度扩张可能导致其对私人资本形成挤出效应，即私人资本及其技术创新能力将受制于地方债规模的内生影响。当地方债控制在一个合理区间内，能够促进成熟企业的研发投入，推动技术创新；^[29]当地方债规模过大时，由于金融摩擦会使地方债融资支出紧缩金融信贷，^[30]挤出私人投资，进而可能会降低资源配置效率以及技术效率，不利于提高全要素生产率。由此，本文提出理论假说 1。

假说 1：地方债在不同的规模区间内可能会对全要素生产率产生不同影响，即两者呈现倒“U”型逻辑关系。

基建投资效率是指基础设施投资活动中取得的产出成果与消耗投入额之间的比率，是衡量资源配置有效性、投入向产出转化能力的总称，其核心为基础设施建设资源的配置效率和资金使用效率。^[31]根据财政分权理论，地方政府拥有基础设施建设地区需求的信息优势，通过赋予地方政府举债权可以弥补地方基础设施建设的资金短板，提高财政资源配置效率和要素流动，形成一定的经济效益。^{[32][33]}然而，地方债主要投向于能源、教育、卫生、医疗、交通等民生类基础设施建设，投资回报率具有不确定性，项目本身难以覆盖成本，即债务规模不断扩大与投资回报率不确定性。^[34]同时，“重投入轻产出，重建设轻维护”、盲目投资、重复建设、浪费资源等债务管理问题也会导致回报率不足与债务资金使用效率偏低。^[35]由此，本文提出理论假说 2：

假说 2：地方债在不同的规模区间内也可能对基建投资效率产生不同影响，呈现倒“U”型逻辑关系。

从经济增长绩效视角来看，依靠挤出私人投资以及技术创新推动全要素生产率是高质量内涵式发展的集中体现。然而，基建投资效率则倾向依赖于资源禀赋和人口红利，促使地方政府投资在短期内实现产出最大化或投入要素最小化，缺乏内生技术创新的持续推动，逻辑上体现为短期投资绩效。^[36]比较来看，地方债可能会通过对私人投资产生挤出或挤出效应影响技术创

新，进而促进或抑制全要素生产率；而地方债对基建投资效率的作用可能更多停留在靠劳动力、资本等传统要素累积阶段。因此，全要素生产率和基建投资效率需求的地方政府规模是存在差异的。同时，根据政治经济学和福利国家理论，全要素生产率更利于实现经济和福利的动态平衡，在报酬递增和可持续特征的推动下，全要素生产率下高质量经济输出的举债规模要低于基建投资效率。由此，本文提出理论假说 3 与假说 4。

假说 3：地方债通过私人投资与技术创新对全要素生产率产生间接效应，而地方债对基建投资效率的影响则更多表现为要素累积拉动的直接效应。

假说 4：对于一个经济系统而言，与基建投资效率相比，全要素生产率对地方政府举债空间的释放力较小。

三、研究设计

（一）样本选择和数据来源

为了较为客观地反映地方债规模的发展状况，本文以国家公开发布的地方债数据为基础，选取 2012—2020 年全国 30 个省（自治区、直辖市）作为研究样本。地方债数据主要来源于中国债券信息网、中国地方政府债券信息公开平台，控制变量数据主要来源于国家统计局、中国统计年鉴。为防止变量差异过大带来的误差，本文对绝对量数据进行对数变换处理，为缓解异常值对结果造成的不利影响，对主要变量在 0.5% 和 99.5% 上进行缩尾处理。

（二）变量设定及其描述性统计结果

1. 被解释变量

全要素生产率和基建投资效率为被解释变量，本文从动态和静态双重视角对全要素和基建投资进行效率测度。在基准回归部分，主要采用 DEA-Malmquist 指数模型测算地区全要素生产率（ $Tfpch_{全要素}$ ）和基建投资效率（ $Tfpch_{基建}$ ）的相对变化。稳健性部分，选用 DEA-BCC 模型测算全要素（ $Crste_{全要素}$ ）和基建投资（ $Crste_{基建}$ ）的绝对效率值替代原被解释变量。

第一，测算指标构建。本文将各省（自治区、直辖市）作为一个决策单元测算全要素生产率和基建投资效率，其中，借鉴索罗模型选取全要素生产率的投入产出指标。参考廖凯诚等（2019）选取基建投资效率的指标，将基础设施划分为基础能源、交通设施、社会民生以及环境卫生四个维度。^[37]具体指标见表 1。

表 1 全要素生产率和基建投资效率测度指标

变量类别		具体指标
全要素生产率	劳动投入	(1) 城镇单位就业人员（万人）；(2) 城镇私营和个体就业人员（万人）
	资本投入	(1) 全社会固定资产投资额（亿元） ^①
	产出投入	(1) 地区生产总值（亿元）
基建投资	劳动	(1) 城镇单位就业人员（万人）

效率			
	资本②	(1) 电力、燃气和水的生产与供应业固定资产投资 (不含农户) (亿元); (2) 交通运输、仓储和邮政固定资产投资 (不含农户) (亿元); (3) 水利、环境和公共设施管理业固定资产投资 (不含农户) (亿元); (4) 教育固定资产投资 (不含农户) (亿元); (5) 卫生、社会保障和社会福利业固定资产投资 (不含农户) (亿元)③	
	产出	基础能源	(1) 供水综合生产能力 (万立方米/日); (2) 发电量 (亿千瓦时); (3) 城市天然气供气总量 (亿立方米)
		交通设施	(1) 人均城市道路面积 (平方米); (2) 城市道路照明灯 (盏); (3) 城市桥梁 (座); (4) 每万人拥有公共交通工具 (标台)
		社会民生	(1) 学校数量 (所)④; (2) 每十万人口高等学校平均在校生数 (人); (3) 医疗卫生机构数 (个); (4) 医疗卫生机构床位数 (万张); (5) 城镇职工参加养老保险人数 (万人); (6) 城镇职工基本医疗保险年末参保人数 (万人)
		环境卫生	(1) 生活垃圾清运量 (万吨); (2) 市容环卫专用车辆设备 (台); (3) 人均公园绿地面积 (平方米/人); (4) 每万人拥有公共厕所 (座)

数据来源：国家统计局网站、《中国统计年鉴》。

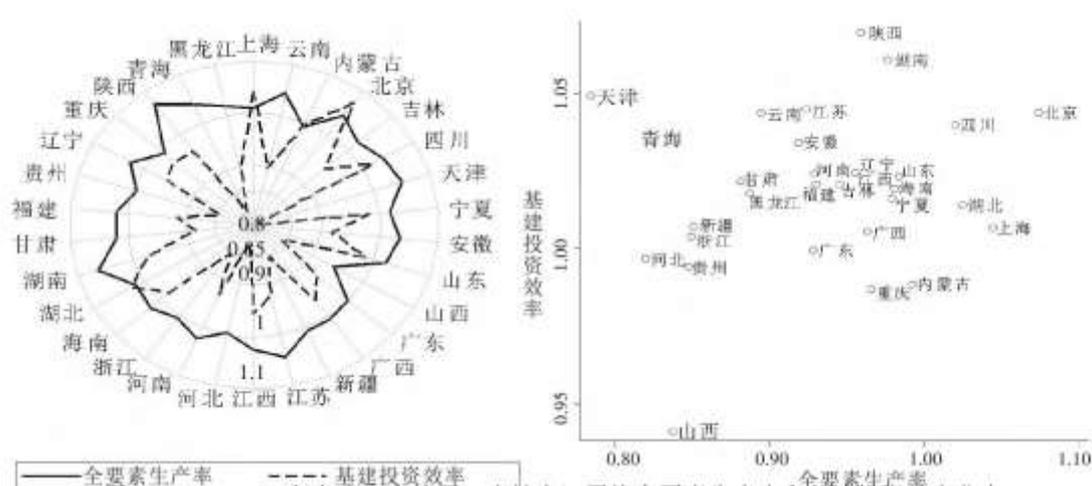


图 1 2012—2020 年各省（自治区、直辖市）平均全要素生产率和基建投资效率分布

数据来源：根据本文自行测算的各省（自治区、直辖市）全要素生产率和基建投资效率绘制而成。

第二，测算结果分析。图 1 列示了 2012—2020 年各省平均全要素生产率和基建投资效率分布情况。整体来看，图 1（左）显示各省（自治区、直辖市）全要素生产率略大于基建投资效率。这表明，近年来，我国以扭曲要素投入创造比较优势的体制机

制向以创新驱动、以人力资本、知识资本和技术资本为重心的体制机制转变效果明显。^[38]就地区分布而言，如图 1（右）所示，各省基建投资效率多集中于区间[1.0, 1.05]，陕西省和湖南省处于相对偏高位置，山西省则处于相对偏低位置，但整体来看地区差异不明显；各省（自治区、直辖市）全要素生产率则分散在区间[0.8, 1.1]，区域之间差异较大。从效率值的比较结果来看，东中部地区全要素生产率和基建投资效率的优势更明显，这极大可能是因为东中部区域地理位置优越、经济实力雄厚，技术创新能力强，进而更有利于全要素生产率和基建投资效率的攀升。

2. 解释变量

地方债指标为主要解释变量。为缓解区域间经济差异化问题，本文采用地方债占地区生产总值的比重衡量地方债规模（debt）。在稳健性检验部分，采用债务率（debt_ratio）予以替代。同时，本文也将引入地方债相关指标的二次项（debt2 和 debt_ratio2）用以分析地方债对全要素生产率、基建投资效率影响的非线性关系。

3. 中介变量

本文选取两个中介变量：一是技术创新水平，采用人均规模以上工业企业 R&D 经费的对数（lnper_R_D）衡量；二是人均私人固定资产投资的对数（lnpriv_inv），采用人均全社会固定资产投资扣除人均国有固定资产投资和人均集体固定资产投资的余额衡量。

4. 控制变量

回顾相关文献发现，经济发展水平、产业结构、对外贸易水平、知识资本等因素会影响地区全要素生产率以及基建投资效率。^{[39][40][41]}本文筛选后主要选取如下控制变量：一是经济发展状况，选择人均地区生产总值的对数（lnpgdp）表示；二是产业结构，采用第三产业增加值占地区生产总值的比重（stru_ter）表示；三是市场开放程度，由地区进出口总额占地区生产总值的比重（trade）表示；四是人力资本，采用人均受教育年限（edu）表示；五是财政分权，采用地方财政一般预算收入占地方财政一般预算支出比重（fenquan）表示。

5. 描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	N	Mean	SD	Min	Max
Tfpch 全要素	270	1.015	0.074	0.841	1.542
Tfpch 基建	270	0.970	0.128	0.708	1.793
Crste 全要素	270	0.641	0.126	0.375	1.000
Crste 基建	270	0.212	0.210	0.039	1.000

debt	270	0.270	0.147	0.095	0.956
debt2	270	0.094	0.125	0.009	0.915
debratio	270	0.849	0.314	0.372	2.636
debratio2	270	0.819	0.735	0.138	6.948
lnperRD	270	6.169	0.898	4.343	7.941
lnppvinv	270	1.058	0.419	-0.028	2.076
lnpgdp	270	10.832	0.423	9.959	11.994
struter	270	0.498	0.087	0.347	0.837
trade	270	0.006	0.007	0.000	0.033
edu	270	2.152	0.106	1.936	2.491
fenquan	270	0.495	0.188	0.154	0.926
med_gdp	270	0.020	0.009	0.008	0.057

(三) 实证模型构建

首先，为判定地方债分别对全要素生产率和基建投资效率的影响是否存在倒“U”型逻辑关系，本文构建动态面板模型，采用 SYS-GMM 检验研究地方债与全要素生产率和基建投资效率的基础关系。其模型如下：

$$Tfpch_{it} = \alpha_0 + \phi Tfpch_{it-p} + \beta_1 debt_{it} + \theta_1 debt_{it}^2 + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Tfpch_{it}$ 为全要素生产率或基建投资效率， $Tfpch_{it-p}$ 为滞后 p 期全要素生产率或基建投资效率； $debt_{it}$ 、 $debt_{it}^2$ 分别为地方债和地方债的平方项； X_{it}^k 为控制变量； μ_i 、 λ_t 分别为省份固定效应和年份固定效应； α_0 、 ϕ 、 β_1 、 θ_1 、 γ_k 为待估参数； ε_{it} 为随机扰动项。

其次，根据理论机制分析，基建投资效率与全要素生产率可能存在渠道效应差异。鉴于此，路径机制检验包括两个层次：

第一层次，采用逐步回归系数法构建中介效应模型验证地方债是否能够通过技术创新显著影响全要素生产率或基建投资效率。其模型如下：

$$\text{Tfpch}_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 \text{Tfpch}_{it-p} + \beta_1 \text{debt}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln \text{per_R_D}_{it} = \alpha_1 + \varphi_2 \ln \text{per_R_D}_{it-p} + \beta_2 \text{debt}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\text{Tfpch}_{it} = \alpha_3 + \varphi_3 \text{Tfpch}_{it-p} + \beta_3 \text{debt}_{it} + \delta_1 \ln \text{per_R_D}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $\ln \text{per_R_D}_{it}$ 为中介变量，以衡量技术创新水平，其余变量与模型（1）一致。

第二层次，在第一层次判断的基础上，进一步验证地方债是否通过私人资本实现技术创新。其模型如下：

$$\ln \text{per_R_D}_{it} = \alpha_4 + \varphi_4 \ln \text{per_R_D}_{it-p} + \beta_4 \text{debt}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln \text{ppriv_inv}_{it} = \alpha_5 + \varphi_5 \ln \text{ppriv_inv}_{it-p} + \beta_5 \text{debt}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\ln \text{per_R_D}_{it} = \alpha_6 + \varphi_6 \ln \text{per_R_D}_{it-p} + \beta_6 \text{debt}_{it} + \delta_2 \ln \text{ppriv_inv}_{it} + \sum \gamma_k X_{it}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中， $\ln \text{ppriv_inv}_{it}$ 为中介变量，采用人均私人固定资产投资的对数，其余变量与模型（1）的含义一致。

最后，测算全要素生产率效率和基建投资效率标准下的地方债最优规模的模型如下：

$$\begin{aligned} \text{Tfpch}_{it} = & \alpha_7 + \sum \gamma_k X_{it}^k + \theta_1 \text{de}_{it} \cdot I(\text{debt}_{it} \leq \gamma_1) + \theta_2 \text{de}_{it} \cdot I(\gamma_1 < \text{debt}_{it} \leq \gamma_2) + \\ & \theta_3 \text{de}_{it} \cdot I(\gamma_2 < \text{debt}_{it} \leq \gamma_3) + \theta_4 \text{de}_{it} \cdot I(\text{debt}_{it} > \gamma_3) + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

其中， de_{it} 为核心路径变量，采用地方债衡量； debt_{it} 为门槛变量，表示不同的门槛值，采用地方债的滞后期表示以缓解内生性； $I(\cdot)$ 为指示函数；其余变量与模型（1）的含义一致。

四、实证分析

（一）地方债与经济增长绩效的基础关系分析

1. 地方债对经济增长绩效的影响关系判定

表 3 列示了基于方程（1）估计得到的地方债对全要素生产率和基建投资效率影响的实证结果。其中，（1）（3）两列为无控制变量时地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响关系，（2）（4）两列为引入控制变量后地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响关系。Arellano-Bond 自相关检验显示，AR(1) 小于 0.1、AR(2) 大于 0.1，说明残差不存在一阶自相关，但不拒绝二阶自相关，Hansen 检验的 P 值分别为 0.308、0.468、0.281、0.293（不拒绝原假设），不存在工具变量过度识别问题，上述检验表明系统 GMM 模型的设置是合理的。表 3 的结果发现，加入控制变量后，地方债一次项分别在 1% 和 5% 的显著水平上为正，二次项均在 1% 上显著为负，即地方债与全要素生产率和基建投资效率呈现显著的倒“U”型关系，存在拐点。这表明，在合理的地方债规模下，地方政府举债有利于促进全要素生产率以及基建投资效率的提升；一旦债务规模超过拐点，地方政府举债将对全要素生产率和基建投资效率产生负向效应，这与理论假说 1 和理论假说 2 的结论一致。

表 3 地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响的估计结果：基准回归

	(1) Tfpch 全要素	(2) Tfpch 全要素	(3) Tfpch 基建	(4) Tfpch 基建
debt	0.176*** (0.046)	0.566*** (0.094)	0.243** (0.112)	0.396** (0.188)
debt2	-0.172*** (0.044)	-0.525*** (0.090)	-0.464*** (0.097)	-0.647*** (0.188)
lnpgdp	Tfpch 全要素	0.079*** (0.015)		0.042* (0.024)
stru_ter		-0.066 (0.043)		-0.001 (0.094)
trade		-2.279*** (0.701)		1.449 (1.254)
edu		0.018 (0.042)		-0.049 (0.084)
fenquan		0.011 (0.028)		-0.086 (0.059)
Constant	0.987*** (0.045)	0.000 (0.000)	0.854*** (0.100)	0.000 (0.000)
Observations	240	240	240	240
Province-FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)	0.048	0.086	0.014	0.027
AR(2)	0.599	0.316	0.148	0.128
Hansen	0.308	0.468	0.281	0.293

注：括号内的数值为标准误，***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，下表同。

2. 稳健性检验

第一，工具变量法。尽管采用 SYS-GMM 估计能够一定程度缓解内生性，但地方债负担与全要素生产率和基建投资效率仍可能存在双向因果关系，本文进一步采用工具变量法予以修正。借鉴余海跃和康书隆（2020）的研究方法，采用医疗卫生财政支出占地区生产总值的比重（med_gdp）作为地方债的工具变量，^[4]其原因为政府医疗卫生支出与公共财政收支状况相关，进而与地方债相关；从外生性来看，医疗卫生支出为基础民生支出，属于政府支出中相对外生的项目，受宏观经济环境的影响较小，不与基建投资效率和全要素生产率直接相关。此外，本文选择地方债的滞后一期作为另一工具变量。表 4 中的第一阶段结果显示，两个

工具变量均与地方债呈现显著正相关，且 F 值均大于 10，符合经验法则，Cragg-Donald F 值大于 15% 对应的临界值 11.59，说明不存在弱工具变量问题。Sargan 检验为 0.288 和 0.352，均不拒绝原假设，说明工具变量是外生的。第二阶段结果表明，地方债一次项仍显著为正，二次项显著为负，结果与基准回归一致。

表 4 工具变量法：稳健性分析

	(1) debt	(2) Tfpch 全要素	(3) debt	(4) tfpch 基建
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
L. debt	0.114*** (0.023)		0.114*** (0.023)	
med_gdp	1.364* (0.736)		1.364* (0.736)	
debt		2.022* (1.135)		4.147** (1.794)
debt2		-2.452* (1.390)		-5.027** (2.197)
Observations	240	240	240	240
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes
F 值	255.19	-	255.19	-
Cragg-Donald	-	14.313 (11.59)	-	14.313 (11.59)
Sargan	-	0.288	-	0.352

第二，剔除特殊省份和特殊年份。首先，考虑到北京、天津、上海和重庆作为直辖市的特殊性，本文借鉴毛捷和黄春元（2018）剔除样本中直辖市的方式检验前文结果的稳健性。^[42]表 5 中的第（1）（2）列为剔除样本后的估计结果。其次，2015 年前，地方政府几乎无自主发债权，新《预算法》实施后，地方政府债券进入“自发自还”阶段且纳入地方政府预算。考虑到此次重大改革对结果可能造成不利影响，本文进一步剔除新《预算法》实施前的样本，将样本范围缩小为 2015—2020 年，所得结果如表 5 中的第（3）（4）列所示。此外，2020 年新冠肺炎疫情的暴发，为应对此次突发公共卫生事件，中央和地方多次调整地方债发行计划，也可能扰乱最终结果，本文将 2020 年剔除后再次回归，结果如表 5 中的第（5）列至第（6）列所示。表 5 中的第（1）列至第（6）列结果显示，地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响均呈现显著的倒“U”型关系，即地方债均存在着最优规模，基准回归结果是稳健的。

表 5 剔除特殊省份和特殊年份：稳健性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tfpch	Tfpch	Tfpch	Tfpch	Tfpch	Tfpch
debt	0.253*** (0.070)	0.843*** (0.129)	0.502*** (0.126)	0.418* (0.229)	0.241*** (0.079)	0.189* (0.108)
debt2	-0.182*** (0.061)	-0.955*** (0.128)	-0.323*** (0.102)	-0.598** (0.247)	-0.223*** (0.080)	-0.427*** (0.086)
Observations	208	208	180	180	210	210
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR (1)	0.114	0.077	0.093	0.023	0.060	0.036
AR (2)	0.320	0.225	0.306	0.454	0.802	0.694
Hansen	0.751	0.821	0.694	0.960	0.541	0.196

第三，更换被解释变量和解释变量。基准回归中采用 DEA-malmquist 指数法计算全要素生产率和基建投资效率。该方法测算出的效率值属于相对变化指标，可观测决策单位效率值的时间变化趋势。本文进一步选用 DEA-BCC 模型测算全要素生产率和基建投资效率的绝对效率值替换被解释变量，结果如第 (1) (2) 列所示。此外，采用债务率口径替换原有解释变量用以进行稳健性检验，结果如第 (3) (4) 列所示。上述结果显示，地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响中一次项系数显著为正、二次项系数显著为负，与基准回归结果一致。这说明，地方债与全要素生产率和基建投资效率的关系不受被解释变量与解释变量形式影响，两者的关系均是稳健的。

(二) 地方债影响经济增长绩效的渠道异质性效应估计结果

鉴于地方债对全要素生产率和基建投资效率可能存在不同影响路径，根据方程 (2) (3) (4) 的模型设计，“地方债—技术创新—全要素生产率和基建投资效率”传导路径机制的检验结果。结果显示，第 (1) 列为全要素生产率对地方债回归，第 (2) 列为技术创新对地方债回归，结果显示地方债在 10% 的显著水平上抑制技术创新；(3) 列为全要素生产率对地方债和技术创新回归，技术创新系数显著为正，即技术创新会促进全要素生产率的提升，地方债系数显著为正，说明技术创新体现为部分中介效应。综合来看，地方债对全要素生产率的总效应为正、间接效应为负，体现为遮掩效应，即地方债过高可能会抑制企业创新、削弱地方

债对全要素生产率的正向促进作用。基建投资效率的估计结果显示，技术创新未通过中介效应检验。这表明，地方债对基建投资效率的影响路径为政府直接利用地方债资金进行公共投资，更多依赖劳动力、资本等传统要素的累积推动经济发展，这与理论假说 3 一致。

根据方程 (5) (6) (7) 的模型设计，“地方债—私人投资—技术创新”传导路径机制的检验结果。第 (1) 列技术创新对地方债的回归结果表明，地方债将抑制企业创新；第 (2) 列私人投资对地方债的回归结果表明，地方债在 5% 的显著水平上为负，说明我国地方债对私人投资存在一定的挤出效应，这可能与 2015 年以前地方债的发行主体多为地方国有企业这一模式有关；第 (3) 列技术创新对地方债和私人投资的回归结果表明，私人投资系数显著为正，地方债系数不显著，完全中介效应成立。“地方债—私人投资—技术创新”的传导路径为：地方债过高将会挤出私人投资，进而不利于技术创新。

综合以上结果分析，本文发现，地方债对全要素生产率和基建投资效率的传导机制为：地方政府举债对全要素生产率的影响主要通过挤入或挤出私人投资，影响企业技术进步和科技创新推动；而基建投资效率更多以短期产出最大化为目标，缺乏内生技术进步，地方债对其的拉动作用多依赖于劳动、资本等传统要素投入的累积。

(三) 地方债最优规模和举债空间分析

1. 全要素生产率和基建投资效率最大化目标下地方债最优规模测算

根据方程 (8) 的模型设计，本文通过自抽样法将样本反复抽样 300 次以检验数据是否具有门槛效应。门槛个数检验结果，全要素生产率和基建投资效率的单一门槛分别在 10% 和 5% 的水平上显著，说明全要素生产率和基建投资效率至少存在单一门槛。在此基础上，本文进一步验证两者是否存在双重门槛与三重门槛，结果均未通过检验，即全要素生产率和基建投资效率仅存在单一门槛。

全要素生产率和基建投资效率下地方债的最优规模测算结果，分别为地方债余额占地区生产总值比例的 0.2932 和 0.3298。这表明，全要素生产率最优举债规模低于基建投资效率，该结论与理论假说 4 一致。

2. 全要素生产率与基建投资效率下地方债举债空间比较分析

基于门槛效应模型测算得到的最优门槛值，本文以 2020 年为例，进一步测算了在全要素生产率和基建投资效率不同标准下各省（自治区、直辖市）地方债的举债空间和举债规模偏离度。²

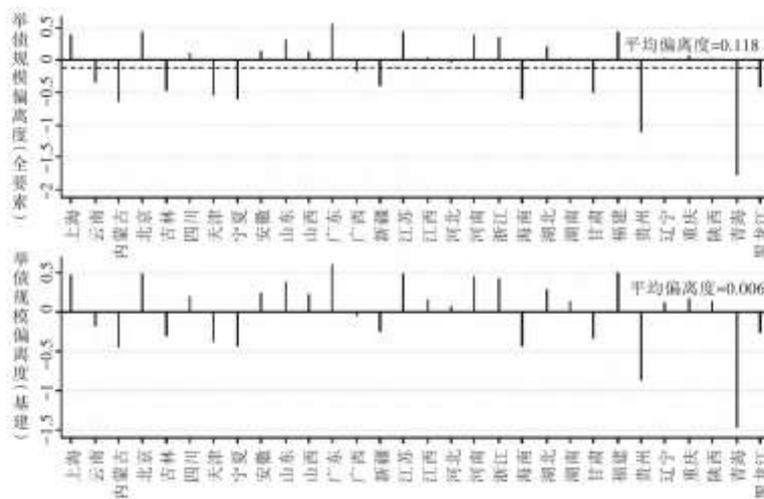


图 2 2020 年各省（自治区、直辖市）以全要素生产率为标准（图上）和基建效率为标准（图下）的举债规模偏离度

数据来源：根据本文自行测算的各省（自治区、直辖市）举债空间和举债规模偏离度绘制而成。

图 2 的结果显示，在全要素生产率的标准下，尚有 17 个省份存在举债空间、13 个省份不存在举债空间。在基建投资效率的标准下，尚有 18 个省份存在举债空间、12 个省份不存在举债空间。分区域来看，无论是基于全要素生产率还是基于基建投资效率，以上海市、北京市、广东省、江苏省为代表的东部沿海地区由于经济实力相对较强，财政承受能力相对较高，存在更大的举债空间；而青海省、贵州省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区等地则存在不同程度的过度负债，中央政府应注重控制经济基础较为薄弱地区的债务规模。

五、研究结论

本文利用我国 2012—2020 年 30 个省（自治区、直辖市）的面板数据，实证检验了地方债对全要素生产率以及基建投资效率的基础关系与传导机制路径，并进一步量化了我国地方债省级最优规模与举债空间。研究发现：一是采用系统 GMM 估计方法处理内生性问题后，地方债对全要素生产率和基建投资效率的影响均呈现倒“U”型关系。这表明，不论以全要素生产率为目标还是以基建投资效率为经济增长绩效目标，地方债均存在一个最优规模。二是从传导机制与路径来看，本文采用中介效应模型验证了地方债可以通过技术进步提高全要素生产率，但是当地方债规模过高时，可能会挤出私人投资，不利于技术创新；而地方债对基建投资效率的影响路径为地方政府直接利用债务资金进行公共投资进而推动经济发展，技术创新的中介作用不显著。三是在传导机制的有效性得以验证的条件下，本文进一步采用门槛回归模型从经济系统综合考虑地方债经济效应与风险效应的角度量化地方债最优规模。结果表明，全要素生产率和基建投资效率标准下地方债均存在 1 个有效门槛，地方债余额占 GDP 的最优比例值分别为 29.32%和 32.98%，全要素生产率对地方政府举债的释放空间相较于基建投资效率而言更小。四是本文测算了 2020 年各省（自治区、直辖市）举债空间和举债规模偏离度，结果显示，在全要素生产率标准下，全国有 17 个省份存在举债空间；在基建投资效率标准下，全国有 18 个省份存在举债空间。具体来看，东部地区由于经济实力相对较强，财政承受能力也相对较强，存在更大的举债空间；西部地区经济条件相对落后，债务承受能力相对较弱，青海、贵州、内蒙古、宁夏等地区存在过度举债现象。

参考文献：

- [1]张庆君, 闵晓莹. 财政分权、地方政府债务与企业杠杆: 刺激还是抑制[J]. 财政研究, 2019(11): 51-63.
- [2]钟军伟. 地方政府债务对资源空间配置优化的影响研究[J]. 财政研究, 2021(1): 74-85.
- [3]杜彤伟, 张屹山, 杨成荣. 财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性[J]. 财贸经济, 2019(11): 5-19.
- [4]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.
- [5]王韧, 刘柳巧, 刘于萍. 地方政府债务负担会阻碍区域经济一体化吗?——城市群视角的异质性诊断[J]. 财政研究, 2021(5): 70-84.
- [6]Sano J. Local Government Debt Structures in China and the Central Government's Response[J]. Pacific Business and Industries, 2014, 14(52): 2-20.
- [7]张莉, 年永威, 刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例[J]. 经济学(季刊), 2018(3): 1103-1126.

-
- [8]毛捷,刘潘,吕冰洋.地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角[J].中国社会科学,2019(9):45-67+205.
- [9]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(4):18-32.
- [10]中共中央文献研究室.习近平关于社会主义经济建设论述摘编[M].北京:中央文献出版社,2017:1-17.
- [11]Grossman G M, Helpman E. Innovation and Growth in the Global Economy[J]. MIT Press Books, 1993, 1(2):23-324.
- [12]龚关,胡关亮.中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J].经济研究,2013(04):4-15,29.
- [13]朱德云,王素芬.地方政府债务规模与市政设施投资:效率和影响[J].经济与管理评论,2020(1):87-98.
- [14]Krichel T, Levine P. Growth, Debt and Public Infrastructure[J]. Economics of Planning, 1995, 28(2-3):119-146.
- [15]Cochrane J H. Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic[J]. European Economic Review, 2011, 55(1):2-30.
- [16]黄春元,毛捷.财政状况与地方债务规模——基于转移支付视角的新发现[J].财贸经济,2015(6):18-31.
- [17]邱栋桦,伏润民,李帆.经济增长视角下的政府债务适度规模研究——基于中国西部D省的县级面板数据分析[J].南开经济研究,2015(1):13-31.
- [18]程宇丹,龚六堂.财政分权下的政府债务与经济增长[J].世界经济,2015(11):3-28.
- [19]Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is Free Trade Good for the Environment?[J]. American Economic Review, 2001, (4):877-908.
- [20]韩健,程宇丹.地方政府债务规模对经济增长的阈值效应及其区域差异[J].中国软科学,2018(9):104-112.
- [21]闫先东,廖为鼎.基础设施投资、财政支出分权与最优地方政府债务规模[J].财政研究,2019(2):44-58.
- [22]缪小林,赵一心.地方债对地区全要素生产率增长的影响——基于不同财政独立性的分组考察[J].财贸经济,2019(12):50-64.
- [23]夏诗园.中国金融市场发展对地方政府债务适度规模的影响研究——基于省级面板数据门槛模型的实证检验[J].宏观经济研究,2019(5):74-88.
- [24]冀云阳,付文林,束磊.地区竞争、支出责任下移与地方政府债务扩张[J].金融研究,2019(1):128-147.
- [25]郭月梅,胡智煜.中国地方政府性债务支出效率评估[J].经济管理,2016(1):10-19.
- [26]Solow R M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3):312-320.

-
- [27]范剑勇,莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长[J]. 经济研究, 2014(01):41-55.
- [28]司海平,李群. 地方发债、债务投向与产业结构升级[J]. 工业技术经济, 2020(01):136-143.
- [29]刘诗源,林志帆,冷志鹏. 税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J]. 经济研究, 2020(6):105-121.
- [30]毛锐,刘楠楠,刘蓉. 地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制[J]. 中国工业经济, 2018(4):19-38.
- [31]刘春霞. 地方政府城市基础设施投资效率研究[D]. 长沙:湖南大学, 2013.
- [32]刘秉镰,武鹏,刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010(3):54-64.
- [33]欧阳艳艳,张光南. 基础设施供给与效率对“中国制造”的影响研究[J]. 管理世界, 2016(8):97-109.
- [34]吴粤,王涛,竹志奇. 政府投资效率与债务风险关系探究[J]. 财政研究, 2017(8):29-42, 55.
- [35]赵桂芝,冯海欣. 新预算法下我国地方政府债务使用绩效的区域差异与对策启示[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 2019(2):38-46.
- [36]中国经济增长前沿课题组,张平,刘霞辉,袁富华,王宏淼,陆明涛,张磊. 中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J]. 经济研究, 2014, 49(12):4-17, 32.
- [37]廖凯诚,李晓晔,谢慧敏. 地方政府经济与社会投资效率的区域差异分解及动态效应评价[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(12):42-63.
- [38]王君,周振. 从供给侧改革看我国产业政策转型[J]. 宏观经济研究, 2016(11):114-121.
- [39]程惠芳,陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 经济研究, 2014(5):174-187.
- [40]唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014(7):31-43.
- [41]简泽,张涛,伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入 WTO 的一个自然实验[J]. 经济研究, 2014(8):120-132.
- [42]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[J]. 金融研究, 2018(5):1-19.

注释:

1 由于 2017 年后国家统计局尚未披露该指标,因此 2018-2020 年数据根据《中国统计年鉴》中披露的增长率乘以上年资本投入估算求得。

2 由于 2017 年后国家统计局尚未披露该指标,因此 2018-2020 年数据根据《中国统计年鉴》中披露的增长率乘以上年资本投入估算求得。

3 2018-2020 年《中国统计年鉴》尚未披露“卫生、社会保障和社会福利业固定资产投资”增长率,因此在计算时用“卫生和社会工作”的增长率近似替代。

4 学校数量包括普通小学学校数(所)、初中学校数(所)、普通高中学校数(所)、普通高等学校数(所)、特殊教育学校数(所)。

5 债务率=地方政府债务余额/(地方政府一般预算收入+转移支付+税收返还+政府性基金预算收入)

6 举债偏离度=(最优举债规模-现存地方政府债务规模)/最优举债规模;当举债规模偏离度 >0 时,表明地方政府存在举债空间,且举债规模偏离度值越大,举债空间越大;当举债规模偏离度 <0 时,说明地方政府已超额举债,且举债规模偏离度值越小,超额举债越严重;当举债规模偏离度 $=0$ 时,说明地方政府正处于最优举债规模,不存在举债空间和超额举债。