

土地金融化、资源错配与企业全要素生产率*

曹 婧

[摘 要]随着地方政府土地融资模式从土地财政转向土地金融,土地的金融属性成为评估“以地谋发展”经济贡献的关键变量。本文使用2007~2015年全国税收调查微观数据和地级市土地融资数据,基于土地和金融资源双重错配的视角,考察土地金融化对企业全要素生产率的影响及其作用机制。研究发现,融资平台债务扩张引致的土地金融化显著抑制企业全要素生产率的提升,这一效应在土地价格扭曲严重和非标债务占比较高的地区,以及非国有企业样本中表现得更为明显。机制分析表明,土地金融化一方面通过强化土地引资竞争,造成低生产率企业以低成本购置大量工业用地;另一方面使金融资源更多流向具有信贷优势的国有企业和以低成本占用土地的低生产率企业,由此产生的土地和金融资源配置扭曲不利于企业全要素生产率提高。本文不仅拓展了已有文献关于土地出让影响资源错配与生产率损失的研究,也为深化要素市场化配置改革和推动经济高质量发展提供了决策参考。

关键词:土地财政 土地金融 资源错配 全要素生产率

JEL分类号:D24 H63 R52

一、引 言

我国改革开放以来,得益于劳动力、资本、土地等要素投入支撑,中国经济创造了长期高速增长奇迹。但受制于人口红利衰减、资本回报率下降和土地资源约束加大,单纯依赖要素积累的发展模式难以为继。党的二十大报告指出,加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。全要素生产率(Total Factor Productivity,以下简称TFP)会影响经济潜在增长率和创新发展水平,主要取决于技术进步和资源配置效率。因此,厘清全要素生产率的变化趋势和影响机理,对于推动实现经济高质量发展具有重要现实意义。

2008年国际金融危机之后,我国TFP年均增速降幅超过1%,引起学界对于中国经济能否跨越“中等收入陷阱”的担忧(刘世锦等,2015)。导致TFP增速放缓的原因是多方面的,既有经济增长的周期性因素,也有技术发展受阻和要素配置扭曲等结构性因素。大量研究证明,要素市场扭曲引致的资源错配是制约TFP增长的重要因素(Hsieh and Klenow, 2009; Brandt et al., 2012; 杨汝岱, 2015),可分解为劳动力错配(袁志刚和解栋栋, 2011)、资本错配(王林辉和袁礼, 2014)或金融错配

* 曹婧,中国社会科学院金融研究所,副研究员,经济学博士。本文得到国家自然科学基金青年项目《地方政府土地融资模式转变:形成机理与经济效应》(项目批准号:72203228),中国社会科学院“青启计划”《地方政府“以地谋发展”的风险分析与转型路径》(项目批准号:2024QQJH118),中国社会科学院重大创新项目《提高人民生活品质,完善全社会基本公共服务体系研究》(项目批准号:2023YZD024)的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改意见,文责自负。

(邵挺,2010)、土地资源错配(李力行等,2016;张少辉和余泳泽,2019)。资源错配不仅通过影响存续企业间资源配置效率,直接造成生产率损失,还会扭曲企业的进入和退出行为,从而间接降低企业TFP(盖庆恩等,2015)。

我国市场化改革的发展实践充分说明,促进生产要素有序流动和合理配置是畅通国内大循环、推动高质量发展的内在要求,应充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,最大限度减少政府对市场资源的直接配置和对微观经济活动的直接干预。在要素市场化改革的诸多关键领域中,土地是地方政府主导经济发展和干预资源配置的重要工具,其市场化程度相对滞后。土地要素市场化改革事关劳动力流动和企业生产经营,牵一发而动全身。有鉴于此,2022年3月25日《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》发布,将统一土地市场置于要素市场化改革的首位。制约土地要素市场化配置的体制机制障碍之一,是地方政府长期依赖以土地引资、土地财政和土地金融为核心的土地融资模式。

在我国独特的土地制度安排下,土地兼具商品属性和金融属性,地方政府依托土地进行筹资的方式主要有两种。一是土地财政。随着1998年住房商品化改革的推行、城乡二元土地制度的建立以及2002年经营性用地招拍挂出让制度的确立,地方政府热衷于出让土地使用权从而招商引资并获取高额增值收益。二是土地金融。土地储备制度以及金融机构对土地抵押的天然偏好使得土地的金融属性凸显,地方政府将储备土地注入融资平台公司,并以预期土地出让收入为融资平台举债提供担保和偿债资金。土地供给结构调整和土地出让成本提高导致土地财政净收益减少,地方政府更加依赖土地金融。高效的土地融资模式成为我国实现经济高速增长和资本快速积累的重要支撑,不仅为地方政府推进工业化和城市化提供用地保障和资金来源,也为市场主体的生产经营和资本扩张提供融资渠道。在土地资本化过程中,土地要素本身及其撬动的金融资源配置扭曲问题不容忽视。已有研究主要关注农业用地分配和流转如何影响农业部门TFP(盖庆恩等,2017;Chen et al.,2022),以及土地出让的资源错配效应及其对城市或企业TFP的影响(李力行等,2016;张少辉和余泳泽,2019;张莉等,2019)。随着土地融资模式的核心内涵由土地财政转向土地金融(即土地金融化),地方政府干预土地利用的方式从直接配置土地要素拓展至以土地为杠杆撬动金融资源,但鲜有文献关注土地融资引致的金融资源错配。

本文基于地方政府土地融资对土地和金融资源进行双重配置的视角,使用2007~2015年地级市层面土地融资数据匹配企业层面全国税收调查数据,考察土地金融化对企业TFP的影响及其作用机制。研究发现,土地金融化对企业TFP增长具有抑制作用,这一效应主要体现在地区土地价格扭曲较大、非标债务占比较高和非国有企业样本中。机制分析表明,土地金融化既会通过强化土地引资竞争扭曲土地资源配置,也会借助融资平台举债和企业土地抵押干预金融资源配置,土地和金融资源双重错配阻碍企业TFP的提升。

本文的贡献主要体现在以下三方面。第一,土地财政与土地金融相结合的“以地谋发展”模式对中国经济增长的贡献一直是学界关注的热点,既有文献主要侧重于从地区层面分析土地融资对经济增长、工业化、城市化等宏观经济变量的影响(刘元春和陈金至,2020;刘守英等,2020),而缺乏对微观机制的探讨。经济增长质量和可持续性取决于微观企业TFP能否提高,本文基于大样本微观调查数据考察地方政府土地融资对企业TFP的影响,从微观层面解释土地融资对长期经济增长的影响机理,进一步丰富了有关土地融资经济效应的研究。

第二,关于土地财政与企业生产率的既有研究集中于考察低价协议出让土地如何通过土地资源错配影响工业企业TFP(李力行等,2016;张少辉和余泳泽,2019;张莉等,2019),但对土地融资模式演进引起的资源配置效率变化缺乏思考。随着土地财政净收益下降,地方政府对土地金融更加

依赖,土地的金融属性逐渐凸显。土地融资对企业TFP的影响机制不再是土地资源错配这一单一渠道,还可能通过土地杠杆的金融资源配置作用影响企业TFP。本文充分考虑了地方政府土地融资模式趋于金融化这一典型事实,基于土地和金融资源双重错配的综合视角,研究土地金融化对企业TFP的影响及其传导渠道,为深入理解“以地谋发展”模式的资源配置效应提供了新的经验证据。

第三,本文构建土地金融化率(即融资平台新增有息债务与土地出让收入之比)这一指标,能够较为准确地反映地方政府土地融资模式从土地财政向土地金融的转变程度,并为其寻找外部工具变量以有效解决内生性问题。现有研究单独使用土地抵押贷款或城投债发行额衡量土地金融规模,并以土地金融的滞后期作为工具变量(刘元春和陈金至,2020;陈金至和宋鹭,2021),对土地金融的统计口径和内生性处理有待改进。鉴于融资平台有息债务涵盖了土地抵押、城投债等土地金融模式,本文使用融资平台新增有息债务能较为全面地衡量土地金融规模。此外,本文利用不同地级市融资平台公司首次发行城投债的时间差异和融资平台公司的数量差异构建强度双重差分模型,为解决土地金融测量误差带来的内生性问题提供了新的思路。

二、制度背景和研究假设

对土地融资模式发展历程的重新梳理,有助于加深理解地方政府对土地和金融市场的资源配置功能,从而厘清“以地谋发展”模式对企业全要素生产率的影响机制。

(一)地方政府土地融资演进历程

20世纪90年代以来,中国城乡二元土地制度与财税金融体制、“政治锦标赛”机制形成激励相容,共同催生出以“土地引资、土地财政和土地金融”为核心的高效土地融资模式,成为推动经济快速增长的重要动能(刘元春和陈金至,2020)。地方政府通过垄断和控制土地供应,一方面低价出让工业用地、大量创办工业园区开展招商引资,推动工业化并培育税源(即土地引资);另一方面高价出让商业和住宅用地(以下简称“商住用地”)获取规模可观的土地出让收入(即土地财政)。同时,地方政府向融资平台公司注入土地资产支持其举债融资,包括以土地使用权作抵押向银行贷款和以土地出让收入为担保发行城投债(即土地金融),从而筹集资金支持城市化建设。因此,土地融资成为地方政府推动经济发展和参与资源配置的重要途径。在这种“以地谋发展”的融资模式中,土地引资、土地财政和土地金融三者相辅相成。首先,土地引资吸引制造业企业落地生产有助于培育新税源并带动商住用地需求增加,为地方政府创造更多的税收收入和土地出让收入,产生推动地区工业和服务业共同发展的“溢出效应”(陶然等,2009)。其次,地区经济发展有助于提升土地价值,土地财政和土地金融的融资能力随土地价格上涨而提高,为城市基础设施建设提供资金支持。最后,土地财政和土地金融既能通过改善基础设施条件提高土地引资效力,也能通过缓解地方政府面临的资金约束,放大其向企业提供工业地价补贴的力度,为开展新一轮融资创造有利条件。

随着土地供给结构调整和土地出让成本增加,地方政府对土地财政的依赖度逐渐下降,更加偏好通过土地金融为城市建设融资,即土地金融化^①。其一,2008年国际金融危机之后,我国经济发展模式发生了显著变化,外部冲击导致以招商引资为基础的土地财政模式难以持续,地方政府

^① 2015年以来,地方政府隐性债务监管趋严,但受制于各种客观原因,融资平台债务规模仍持续增长,财政部多次通报融资平台公司违规新增隐性债务问责典型案例,表明土地金融化趋势尚未得到有效遏制。

逐步转向以房地产和基建投资为依托的土地金融模式(赵扶扬等,2021)。在外需回落和工业增加值减速的背景下,地方政府难以利用廉价工业用地招商引资,产业发展的土地财政增收效应随之减弱。“四万亿”经济刺激计划推出后,房地产和基建投资成为经济增长的主要动力,地方政府通过土地财政和融资平台举债筹集基建资金。由于地方政府采取增加基础设施用地、严控商住用地供应的土地配置策略,土地金融相对于土地财政的融资依赖度有所增强。一方面,2008年以后,土地供应总量大幅增加,地方政府无偿划拨更多的土地用于基础设施建设,而没有按照相应比例增加商住用地供应,造成土地出让收入增速放缓。另一方面,随着商住用地供给减少,土地价格上涨通过抵押品价值渠道提高融资平台举债能力,相比于土地财政带来的一次性土地出让收入,地方政府通过土地抵押或担保的杠杆效应能够撬动更多金融资源。因此,土地价格上涨激励地方政府将更多的土地用于抵押而非出让,土地供应减少又会进一步推高土地价格,形成土地价格和土地金融相互加强的放大机制(高然等,2022)。其二,自2011年起,土地出让成本(包括征地拆迁补偿、土地前期开发整理等费用)的规模及其占土地出让收入的比重均呈上升趋势,土地财政净收益下降促使地方政府更加依赖土地金融筹集城市建设资金(陈金至和宋鹭,2021)。土地出让成本上升有两方面原因。一是为了保障被征地农民的合法权益,农民征地补偿标准逐步提高;二是出于对基本农田的保护,地方政府征地范围从农村集体土地逐渐转向存量国有土地,而收回存量国有土地的拆迁安置成本远高于农民征地补偿。

土地金融通过杠杆效应加速资本积累,可在短期内缓解地方经济发展面临的资金约束。但是,过度依赖土地金融导致地方政府隐性债务规模膨胀,会对地区经济长期发展产生负面影响,土地融资对经济增长的贡献呈现“倒U型”的门槛特征(刘守英等,2020)。鉴于TFP是影响经济增长的关键因素,为了从微观层面科学评估土地融资的经济效应,有必要对土地金融化如何作用于企业TFP给出严谨的理论解释和机制分析。

(二)研究假设

在以分权为核心的财政体制和以经济指标为核心的增长竞争体制下,干预土地要素配置成为地方政府招商引资、推行产业政策和引导企业发展的主要抓手。土地金融使土地的商品属性和金融属性得以显化,从而产生对土地和金融资源的双重配置作用。通过土地金融化形成的巨额资本不仅为地方政府基础设施建设提供了充足资金来源,而且为微观企业的生产经营和资本扩张提供融资渠道。当土地金融化过程中存在政府压低地价和信贷干预等现象时,企业面临的土地和资本要素价格被扭曲,其选址、投资等决策偏离最优水平,并反映在企业绩效表现上(通常用企业TFP来度量)。为此,下文分别从土地资源错配和金融资源错配的视角,分析土地金融化作用于企业TFP的传导机制(如图1所示)。

从土地资源错配的角度看,土地金融化通过放松地方政府提供工业地价补贴的财力约束,提高其土地引资能力并加剧土地资源错配,从而抑制企业TFP提升。地方政府通常采取差异化的土地出让策略,倾向于抬高商住用地价格以获取出让收入,增加工业用地供给和压低工业用地价格来吸引资本流入。随着土地出让净收益下降,以商住用地价格“横向补贴”工业用地的模式难以持续,土地金融成为地方政府建设工业园区和补贴工业地价的重要资金来源。土地金融化缓解了地方政府面临的资金约束,以土地宽供应和低成本为表征的土地引资竞争得以强化,便于低生产率企业以低成本购置大量工业用地,不利于土地资源优化配置和企业TFP增长。一方面,工业用地价格扭曲导致原本难以承担较高用地成本的低生产率企业有机会占用更多土地,土地资源难以有效地从低生产率企业流向高生产率企业,从而对企业TFP产生抑制作用(张少辉和余泳泽,2019;张莉等,2019)。另一方面,由于技术创新活动需要稳定充裕的资金投入,企业将有限的资金用于大量购置土地,导致研发创新投入不足,进而制约企业TFP增长(李波等,2020)。由此,本文提出

假设1。

H1:土地金融化导致低生产率企业以低成本购置大量工业用地,由此形成的土地资源错配抑制企业TFP提升。

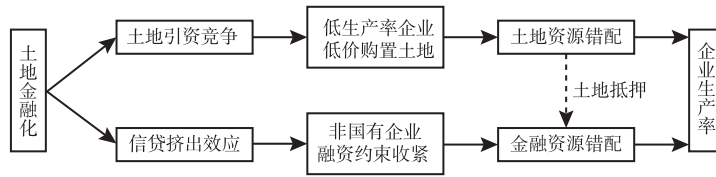


图1 土地金融化影响企业TFP的微观机理

就金融资源配置而言,土地金融化提高了地方政府调动金融资源的能力以及企业土地抵押融资能力,政府信贷干预会加剧企业间金融资源错配,从而带来TFP损失。其一,在隐性金融分权和信贷所有制偏好的双重作用下,融资平台公司借助土地等国有资产以及政府信用举债会影响金融资源初次配置和再配置,从而加剧国有企业与民营企业之间的金融资源错配。融资平台债务对金融资源的初次配置作用体现在,在隐性金融分权体制下,地方政府通过控股城市商业银行、农村商业银行、村镇银行等地方性金融机构来干预金融资源分配,并借助融资平台公司间接争夺金融资源。由于金融资源配置存在所有制偏好,融资平台公司具备地方政府的隐性担保和近似刚性兑付的信用承诺,导致金融资源配置向融资平台公司倾斜,加剧其他企业,尤其是民营企业和中小企业的融资约束(Liang et al., 2017;刘畅等,2020)。融资平台债务对金融资源的再配置作用表现为,融资平台公司利用其占用的金融资源,设立小额贷款公司、融资担保公司、金融租赁公司等“类金融机构”,并以此为通道,将举债资金以各种方式贷给与地方政府关系紧密的企业(毛捷和徐军伟,2019)。国有企业因预算软约束和政治关联占据大量金融资源,这会挤出非国有企业的金融资源,企业技术创新缺少资金支持不利于提高生产率。其二,由于存在土地引资竞争,低生产率企业先以较低的出让价格占用高价值的土地,再通过土地抵押获得金融资源。这不仅对高生产率企业形成金融资源挤出效应,还会削弱低生产率企业提高自身生产效率的积极性,金融资源配置效率下降不利于企业TFP增长。由此,本文提出假设2。

H2:由于存在信贷所有制偏好和抵押担保偏好,土地金融化造成金融资源向国有企业和以低成本占用土地的低生产率企业倾斜,由此引致的金融资源错配阻碍企业TFP增长。

三、实证策略和数据

本文使用2007~2015年全国税收调查微观数据匹配地级市土地融资数据,实证检验土地金融化对企业全要素生产率的影响及其作用机制。

(一)实证模型

本文构建式(1)的双向固定效应模型,检验土地金融化对企业TFP的影响:

$$tfp_{ict} = \alpha + \beta landfinance_{ct} + X'_{ict}\theta + E'_{ct}\delta + \lambda_i + \rho_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*c*、*t*分别表示企业、地级市和年份。被解释变量为企业全要素生产率,核心解释变量 $landfinance_{ct}$ 为土地金融化率,表示土地融资模式从土地财政向土地金融的转变程度; X_{ict} 和 E_{ct} 分别表示企业和地级市层面控制变量。 λ_i 为企业固定效应,用以控制企业异质性特征; ρ_t 为年份固定效

应,用以控制随时间变化的不可观测因素对企业TFP的影响; ε_{ict} 为随机扰动项。主要关注的系数是 β ,若土地金融化抑制了企业TFP提高,则预期 β 显著为负。

被解释变量是企业TFP,本文使用OP、LP和ACF三种方法计算企业TFP。为克服生产要素与生产率之间的内生性问题,OP法使用企业投资作为不可观测的生产率冲击的代理变量(Olley and Pakes, 1996)。考虑到企业存在调整成本导致投资额部分缺失,LP法改用中间投入作为生产率冲击的代理变量(Levinsohn and Petrin, 2003)。ACF法指出OP法和LP法的生产函数估计在第一阶段存在共线性问题,在中间投入函数纳入劳动投入,避免前两种估计方法的不可识别性干扰估算结果准确度(Ackerberg et al., 2015)。由于企业层面微观数据在抽样过程中存在企业进入和退出现象,OP法能较好地解决非平衡面板数据以及企业进入和退出带来的样本选择性偏差问题,本文在基准回归结果中使用OP法,而将LP法和ACF法作为稳健性检验。OP法估算模型如下:

$$\ln Y_{it} = \rho_0 + \rho_k \ln K_{it} + \rho_l \ln L_{it} + \rho_a \text{age}_{it} + \rho_s \text{state}_{it} + \sum_m \rho_m \text{year}_m + \sum_n \rho_n \text{prov}_n + \sum_k \rho_k \text{ind}_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 为企业总产出, K_{it} 表示资本投入,用企业真实资本存量衡量,根据永续盘存法计算得到; L_{it} 表示劳动投入,用企业职工人数衡量; age_{it} 表示企业年龄, state_{it} 、 year_m 、 prov_n 、 ind_k 分别为企业所有制类型、年份、省份和行业的虚拟变量。使用企业投资作为TFP的代理变量,对式(2)进行估计,取残差得到TFP的对数值作为被解释变量。

核心解释变量为土地金融化率,借鉴毛捷和曹婧(2021)的思路,由“地级市融资平台新增有息债务与土地出让收入之比”计算得到,反映土地财政向土地金融的转变程度。土地金融化率越高,说明相比于土地财政,地方政府融资更加依赖土地金融^①。融资平台有息债务涵盖了融资平台公司通过城投债、银行贷款、信托贷款、融资租赁等方式形成的债务(徐军伟等, 2020),能较为全面地衡量土地金融规模。参考Huang et al. (2020),融资平台有息债务余额为短期借款、应付票据、应付短期债券、一年内到期的非流动负债、其他流动负债、长期借款、应付债券之和,使用融资平台有息债务余额的一阶差分衡量新增债务。

参考已有文献(刘冲等, 2020; 吴敏等, 2022),企业层面控制变量包括:(1)企业年龄,为当年年份减去企业开业年份;(2)企业规模,用企业总资产表示;(3)资产负债率,即企业总负债与总资产之比;(4)资产收益率,即企业净利润与总资产之比;(5)国有企业虚拟变量,国有企业取值为1,否则为0;(6)出口企业虚拟变量,出口额大于0取值为1,否则为0。地级市层面控制变量包括人均实际GDP、人口密度和第二产业占比,以控制地区经济发展水平、人口规模和工业化程度等因素影响。为减轻异方差对估计结果的影响,本文对非比值型变量(包括企业年龄、企业规模、人均GDP、人口密度)作对数化处理。

(二)数据说明

本文使用的企业层面数据来自2007~2015年全国税收调查数据,该数据由财政部和国家税务总局按照重点调查和分层随机抽样方法选取企业填报,填报内容包括企业基本信息、财务指标、税费缴纳等,为研究微观企业行为提供了丰富的数据资料。土地出让收入来自《中国国土资源统计年鉴》,融资平台有息债务来自毛捷教授团队搜集并公开的地方政府债务数据库,其余地级市层面

^① 土地金融化率提高既可能源于土地金融增加而土地财政减少,还可能是因为土地财政和土地金融同时增加(或减少),但土地金融增幅更大(或降幅更小)。在本文研究的样本期间内(2007~2015年),相比于土地财政和土地金融反向变动,二者同向变动在样本中占有更大比重。这意味着尽管土地出让收入规模仍在增长,但土地财政相较于土地金融的重要性却在减弱。

数据来自《中国城市统计年鉴》。为避免异常值对实证结果的干扰,本文对连续变量在1%和99%分位数上进行缩尾处理。表1报告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	均值	标准差	最小值	最大值
ln(TFP_OP)	1967580	3.1010	1.3665	-0.1948	7.4585
ln(TFP_LP)	1967580	4.3481	1.4958	0.6664	9.1509
ln(TFP_ACF)	1967580	0.9129	0.8820	-2.0535	3.4369
土地金融化率	1967580	0.6724	0.7481	-0.0226	2.6878
ln(企业年龄)	1967580	2.2032	0.5556	0.6931	3.3673
ln(总资产)	1967580	9.8863	2.1109	4.8675	15.4225
资产负债率	1967580	0.6328	0.3490	0.0000	2.0422
资产收益率	1967580	0.0254	0.1019	-0.3791	0.5354
国有企业虚拟变量	1967580	0.0450	0.2073	0.0000	1.0000
出口企业虚拟变量	1967580	0.1784	0.3828	0.0000	1.0000
ln(人均GDP)	1967580	10.5706	0.6374	8.6152	12.0618
ln(人口密度)	1967580	6.1521	0.7313	1.5728	7.8816
第二产业占比	1967580	0.5040	0.0798	0.1517	0.9097

注:考虑到融资平台债务存在还本付息,新增有息债务可能为负,由此计算的土地金融化率存在负值。亏损企业的净利润为负,因此资产收益率存在负值。

四、实证结果及分析

为了全面分析土地金融化对企业全要素生产率的影响,本文较好地处理内生性问题并开展一系列稳健性检验,从土地价格扭曲程度、企业所有制类型、融资平台举债方式等维度进行异质性分析,并基于土地和金融资源双重错配的视角进行机制检验。

(一)基准回归结果

使用OP方法计算的企业TFP(取对数)为被解释变量,考察土地金融化对企业全要素生产率的影响,实证结果见表2。其中列(1)的估计结果显示,土地金融化率与企业TFP显著负相关,土地金融化率每提高1%,企业TFP平均下降0.0115%。土地金融化率的变化来自土地出让收入或融资平台债务规模变动,为进一步区分土地金融化对企业TFP的抑制作用主要源于土地财政下滑或是土地金融扩张,本文分别考察土地财政和土地金融对企业TFP的影响。列(2)以地级市土地出让收入占GDP的比重(以下简称“土地出让收入占比”)作为核心解释变量,土地出让收入占比的系数为-0.0616,但不显著。一种可能的解释是在样本期间内(2007~2015年),土地出让净收益占土地出让收入的比重呈下降趋势,土地财政“横向补贴”工业用地导致的土地资源错配有所改善,对企业TFP的负向影响不再显著。列(3)以地级市融资平台有息债务余额占GDP的比重(以下简称“负债率”)作为核心解释变量,负债率与企业TFP显著负相关,表明土地金融化对企业TFP的抑制效应主要来自融资平台债务规模扩张。控制变量的估计结果基本符合预期,企业规模、资产负债率、资产收益率、地区经济发展水平、人口规模、工业化水平对企业TFP均具有显著

的促进作用,企业年龄和是否出口对企业 TFP 的影响不显著,国有企业 TFP 显著低于非国有企业。

表2 土地金融化对企业 TFP 的影响

	(1)	(2)	(3)
	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)
土地金融化率	-0.0115*** (0.0007)		
土地出让收入占比		-0.0616 (0.1245)	
负债率			-0.2720*** (0.0294)
ln(企业年龄)	0.0045 (0.0083)	0.0046 (0.0083)	0.0047 (0.0083)
ln(总资产)	0.1683*** (0.0022)	0.1683*** (0.0022)	0.1684*** (0.0022)
资产负债率	0.0751*** (0.0046)	0.0754*** (0.0046)	0.0755*** (0.0046)
资产收益率	2.2322*** (0.0126)	2.2323*** (0.0126)	2.2324*** (0.0126)
国有企业虚拟变量	-0.0109*** (0.0041)	-0.0110*** (0.0041)	-0.0113*** (0.0041)
出口企业虚拟变量	-0.0057 (0.0052)	-0.0056 (0.0052)	-0.0059 (0.0052)
ln(人均 GDP)	0.0569*** (0.0105)	0.0611*** (0.0105)	0.0688*** (0.0105)
ln(人口密度)	0.1199*** (0.0227)	0.1348*** (0.0228)	0.1321*** (0.0227)
第二产业占比	0.5642*** (0.0396)	0.5562*** (0.0396)	0.5382*** (0.0396)
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1967580	1967580	1967580
R ²	0.6881	0.6880	0.6880

注: *、**和***分别为 10%、5%和 1% 的显著性水平,括号中报告的是聚类至企业的标准误。

(二)稳健性检验

1. 内生性问题

虽然对于特定企业而言,所在地区土地金融化程度是相对外生的,但式(1)中可能存在同

时影响土地金融化和企业TFP的遗漏变量,从而导致估计结果产生偏误。为克服由此产生的内生性问题,本文分别使用双重差分法和工具变量法进行估计。首先,由于企业TFP不会直接影响地方政府设立融资平台的决策和首次发行城投债的时间,参考刘畅等(2020)的做法,本文利用地级市融资平台公司的数量差异及其首次发行城投债的时间差异构建强度双重差分模型,检验城投债发行这一典型的土地金融模式对企业TFP的影响。强度双重差分模型设定如下:

$$tfp_{ict} = \alpha + \beta issue_{ct} \times LGFV_c + X'_{ict} \theta + E'_{ct} \delta + \lambda_i + \rho_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

其中,城投债发行变量是一个交互项, $issue_{ct}$ 表示融资平台公司是否发行过城投债,地级市首次发行城投债的当年及以后年度取值为1,否则为0; $LGFV_c$ 表示地级市首次发行城投债当年已成立的融资平台数量,作为强度变量。其他变量的含义与式(1)相同,不作赘述。表3中列(1)报告了强度双重差分模型的回归结果^①,城投债发行与融资平台数量的交互项系数显著为负,说明地方政府以土地出让收入为担保发行城投债显著抑制企业TFP增长。

其次,本文使用同省其他地级市土地金融化率的平均值,作为某一地级市土地金融化率的工具变量。一方面,我国实行省以下土地垂直管理体制,同省各地级市之间土地管理制度具有统一性,工具变量满足相关性要求。另一方面,遗漏变量与其他地级市土地金融化率的关联性较弱,工具变量符合外生性要求。表3中列(2)报告了两阶段最小二乘法的估计结果。工具变量有效性检验结果显示,本文使用的工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题^②。在第二阶段回归中,土地金融化率的估计系数仍显著为负。综上所述,使用双重差分法和工具变量法控制潜在的内生性问题后,基准回归结果依然稳健。

表3 稳健性检验(内生性问题)

	(1)	(2)
	双重差分法	工具变量法
	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)
城投债发行×融资平台数量	-0.0017*** (0.0002)	
土地金融化率		-0.0253*** (0.0010)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	1967580	1967580
R ² 值	0.6880	/

① 使用双重差分模型的前提条件是处理组和对照组满足平行趋势假设,即处理组和对照组在政策发生前并不存在显著性差异。本文使用事件研究法进行平行趋势检验,发现在地级市首次发行城投债之前,处理组和对照组企业TFP变动趋势并未表现出显著差别,满足平行趋势假设。限于篇幅,未报告平行趋势检验回归结果,如有需要,可向作者索要。

② 对工具变量进行识别不足检验(Anderson LM统计量)和弱工具变量检验(Cragg-Donald Wald F统计量),识别不足检验在1%显著性水平上拒绝工具变量识别不足的原假设,Cragg-Donald Wald F统计量远大于Stock-Yogo弱工具变量检验的临界值,拒绝存在弱工具变量的原假设。

续表

	(1)	(2)
	双重差分法	工具变量法
	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)
第一阶段回归系数	/	0.6975***
	/	(0.1656)
识别不足检验(p值)	/	71.05 (0.0000)
弱工具变量检验	/	50.77
Stock-Yogo 临界值	/	[16.38]

注: *、**和***分别为 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号中报告的是聚类至企业的标准误。表内所有回归均控制了企业年龄、企业规模、资产负债率、资产收益率、国有企业虚拟变量、出口企业虚拟变量, 以及地级市人均 GDP、人口密度、第二产业占比; 限于篇幅, 未报告这些控制变量的回归结果, 如有需要, 可向作者索要。

2. 变换 TFP 的计算方法

考虑到 OP 方法的固有缺陷, 改用 LP 方法和 ACF 方法计算企业 TFP, 回归结果见表 4 中列(1)和列(2)。土地金融化率的系数依然显著为负, 证实了估计结果的稳健性。

表 4 稳健性检验(变量替换)

	(1)	(2)	(3)
	ln(TFP_LP)	ln(TFP_ACF)	ln(TFP_OP)
土地金融化率	-0.0114*** (0.0007)	-0.0050*** (0.0004)	
土地金融化率 [#]			-0.0051*** (0.0012)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1967580	1967580	1967580
R ²	0.7383	0.7521	0.6880

注: *、**和***分别为 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号中报告的是聚类至企业的标准误。表内所有回归均控制了企业年龄、企业规模、资产负债率、资产收益率、国有企业虚拟变量、出口企业虚拟变量, 以及地级市人均 GDP、人口密度、第二产业占比; 限于篇幅, 未报告这些控制变量的回归结果, 如有需要, 可向作者索要。土地金融化率[#]由“地级市土地抵押贷款与城投债发行额之和占土地出让收入的比重”计算得到。

3. 变换土地金融化的计算方法

鉴于土地抵押和发行城投债是土地金融的主要途径, 改用“地级市土地抵押贷款与城投债发行额之和占土地出让收入的比重”重新计算土地金融化率。其中, 土地抵押贷款通过整理中国土地市场网上每宗土地的抵押金额, 并将其加总到地级市层面而得; 城投债发行额来自新口径城投债数据库(曹婧等, 2019)。表 4 中列(3)的估计结果显示, 土地抵押和发行城投债引致的土地金融

化对企业TFP具有显著抑制作用,前文结论依然稳健。

(三)异质性分析

1. 土地价格扭曲

考虑到土地价格扭曲会影响土地金融化对企业TFP的抑制效应,本文将样本企业按地级市土地价格扭曲程度的中位数两等分后进行分组回归,其中,土地价格扭曲程度使用“地级市商住用地与工业用地平均出让价格之比”计算得到(张少辉和余泳泽,2019)。表5中列(1)和列(2)报告的估计结果表明,在土地价格扭曲较大的地区,土地金融化对企业TFP的负向影响更大。这说明土地金融化为地方政府压低工业用地价格提供了更大的财力空间,土地价格扭曲引致的土地资源错配抑制企业TFP提升。

2. 企业所有制类型

为进一步探究土地金融化对企业TFP影响的所有制差异,本文将样本企业按登记注册类型和隶属关系划分为国有企业和非国有企业,然后进行分组回归。表5中列(3)和列(4)报告的估计结果表明,土地金融化对企业TFP的抑制作用在非国有企业样本中尤为突出。由于存在信贷所有制偏好,土地金融化会更多挤出非国有企业的金融资源,导致企业现金流和创新投入减少,进而制约非国有企业TFP增长。

3. 融资平台债务类型

融资平台债务可分为城投债和非标债务(非标准化债务的简称)两大类。非标债务主要是以银行、信托、基金、资管和租赁等为通道的债务融资,因其举借和使用过程不规范、信息披露不透明、债务结构不清晰,地方政府倾向于借助融资平台非标债务跨区域调动金融资源,提高金融资源配置能力。考虑到非标债务通过引导金融资源跨区域流动进而增强土地金融化对企业TFP的抑制作用,本文将样本企业按地级市非标债务占融资平台有息债务比重的中位数两等分后进行分组回归,其中,非标债务通过“融资平台有息债务减去城投债”计算得到。表5中列(5)和列(6)报告的估计结果表明,在非标债务占比较高的地区,土地金融化对企业TFP的负向影响更大,原因在于地方政府通过融资平台非标债务跨区域整合金融资源,有助于提高土地金融化对金融资源的集聚作用和配置能力,从而放大对企业TFP的抑制效应。

表5 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	土地价格扭曲大	土地价格扭曲小	国有企业	非国有企业	非标债务占比高	非标债务占比低
	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)	ln(TFP_OP)
土地金融化率	-0.0184*** (0.0010)	-0.0026** (0.0011)	-0.0035 (0.0028)	-0.0121*** (0.0007)	-0.0131*** (0.0008)	-0.0052*** (0.0014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	809729	818822	78935	1871959	827899	783593
R ²	0.7098	0.7063	0.7415	0.6854	0.6873	0.7133

注:*、**和***分别为10%、5%和1%的显著性水平,括号中报告的是聚类至企业的标准误。表内所有回归均控制了企业年龄、企业规模、资产负债率、资产收益率、国有企业虚拟变量、出口企业虚拟变量,以及地级市人均GDP、人口密度、第二产业占比;限于篇幅,未报告这些控制变量的回归结果,如有需要,可向作者索要。

(四)机制分析

如前所述,土地金融化既通过强化土地引资竞争,便于低生产率企业以低成本购置大量工业用地,又使金融资源更多流向具有信贷优势的国有企业和以低成本占用土地的低生产率企业。由此可见,土地和金融资源的配置不当会降低企业TFP。为了验证土地金融化的资源配置效应,本文从企业初始生产率水平和所有制类型两个维度,讨论土地金融化对土地和金融资源错配的异质性影响。

1. 土地资源错配

土地引资竞争激励地方政府通过增加工业用地供给和降低用地成本吸引工业资本,使得原本难以承担较高用地成本的低生产率企业以低成本购置大量工业用地,土地资源错配体现为低生产率企业的用地面积增加和用地成本下降。本文使用企业的初始生产率水平作为分组标准,探究土地金融化对企业实际占用土地面积(取对数)和企业土地有效税负的影响在不同初始生产率的企业之间是否存在异质性^①。考虑到基于单一年份数据计算企业初始生产率可能存在统计偏误,参考刘冲等(2020)的做法,采用2007~2009年企业生产率的平均值作为初始生产率,在地级市一行业层面将企业初始生产率三等分为高、中、低三个档次,选取高和低两个档次进行分组回归。表6的估计结果显示,对于低生产率企业而言,土地金融化率显著提高其用地面积并减轻土地相关税负;对于高生产率企业而言,土地金融化率显著降低其用地面积,对土地有效税负的影响为正但不显著。这表明土地金融化会加剧土地引资竞争造成的土地资源分配扭曲,低生产率企业以低成本挤占过多土地资源,导致土地要素难以有效配置到高生产率企业,土地资源错配带来生产效率损失。

表6 土地金融化影响企业TFP的机制分析(土地资源错配)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低初始TFP	高初始TFP	低初始TFP	高初始TFP
	ln(企业用地面积)	ln(企业用地面积)	企业土地有效税负	企业土地有效税负
土地金融化率	0.0145*** (0.0031)	-0.0147*** (0.0025)	-0.0012** (0.0005)	0.0003 (0.0005)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	802294	858634	802294	858634
R ²	0.7821	0.7848	0.6933	0.6758

注: *、**和***分别为10%、5%和1%的显著性水平,括号中报告的是聚类至企业的标准误。表内所有回归均控制了企业年龄、企业规模、资产负债率、资产收益率、国有企业虚拟变量、出口企业虚拟变量,以及地级市人均GDP、人口密度、第二产业占比;限于篇幅,未报告这些控制变量的回归结果,如有需要,可向作者索要。

2. 金融资源错配

本文从企业所有制类型和初始生产率水平两个维度,考察土地金融化对金融资源的配置作

^① 地方政府往往以低价甚至零地价供应工业用地,企业用地成本主要来自企业使用或占用土地缴纳的税款。因此,本文使用企业土地有效税负近似衡量土地使用成本,计算公式为企业已缴纳土地相关税收(包括房产税、城镇土地使用税、土地增值税、耕地占用税、契税)占销售收入的比重。

用。在土地金融模式下,融资平台公司借助土地杠杆撬动金融资源,并将金融资源配置给与地方政府关系紧密的国有企业,从而挤出非国有企业金融资源并产生金融资源错配。参考邵挺(2010),本文采用企业信贷资金成本相对于行业平均信贷资金成本的偏离程度(取绝对值),衡量企业金融资源错配,其中企业信贷资金成本的计算公式为“企业利息支出÷(企业负债总额-企业应付账款)”。表7中列(1)和列(2)分别报告了国有企业和非国有企业样本下土地金融化率对金融资源错配程度的影响,结果显示,土地金融化显著提高了非国有企业的金融资源错配程度,而对国有企业的金融资源错配程度无显著影响。以上表明,由于金融机构对国有企业存在信贷偏好,土地金融化加剧了金融资源在不同所有制企业之间的错配程度,非国有企业金融资源被挤占会阻碍其生产率提升。

此外,考虑到以低成本购置土地的低生产率企业通过土地抵押贷款占用更多金融资源,本文进一步检验金融资源在不同初始生产率的企业之间如何配置。首先,将中国土地市场网的分笔土地抵押数据与全国税收调查数据进行匹配,得到企业土地抵押贷款金额(取对数)作为被解释变量;然后采用与表6相同的分组设定,根据2007~2009年三年的企业平均生产率,将企业初始生产率三等分后进行分组回归。表7中列(3)和列(4)的估计结果显示,土地金融化率显著提高了低生产率企业的土地抵押贷款规模,而对高生产率企业的土地抵押贷款规模无显著影响。以上说明,土地金融化引起金融资源更多流向以低成本占用土地的低生产率企业,金融资源配置扭曲不利于企业TFP增长。

表7 土地金融化影响企业TFP的机制分析(金融资源错配)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	低初始TFP	高初始TFP
	金融资源错配程度	金融资源错配程度	ln(企业土地抵押贷款金额)	ln(企业土地抵押贷款金额)
土地金融化率	0.0049 (0.0033)	0.0019** (0.0008)	0.0549*** (0.0180)	0.0102 (0.0131)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	77262	1823271	4558	4094
R ²	0.6544	0.6467	0.4509	0.5435

注: *、**和***分别为10%、5%和1%的显著性水平,括号中报告的是聚类至企业的标准误。表内所有回归均控制了企业年龄、企业规模、资产负债率、资产收益率、国有企业虚拟变量、出口企业虚拟变量,以及地级市人均GDP、人口密度、第二产业占比;限于篇幅,未报告这些控制变量的回归结果,如有需要,可向作者索要。

五、结论与政策建议

当前,地方政府土地融资模式的核心内涵已从土地财政演变为土地金融,其过度依赖土地金融不仅会拉低土地引资质量,还会造成金融资源低效供给,阻碍要素市场化配置并制约经济高质量发展。本文利用2007~2015年全国税收调查数据和地级市层面土地融资数据,实证检验土地金融化对企业TFP的影响及其异质性,并从土地和金融资源双重错配的视角,揭示上述影响的传导机制。研究发现,地方政府借助融资平台举债引致的土地金融化显著抑制

企业TFP提升,在土地价格扭曲严重和非标债务占比较高的地区以及非国有企业样本中,土地金融化的TFP抑制效应更为明显。机制分析结果显示,土地金融化不仅通过强化土地引资竞争,造成低生产率企业以低成本购置大量工业用地,也会使金融资源向具有信贷优势的国有企业和以低成本占用土地的低生产率企业倾斜,土地和金融资源配置失衡对企业TFP产生抑制作用。

本文研究结论对于完善要素市场化配置和提升全要素生产率,进而促进经济高质量发展具有重要的政策含义。遵循地方政府隐性债务“坚决遏制增量、稳妥化解存量”的治理思路,一方面,严禁将储备土地作为资产注入国有企业并以政府储备土地违规融资,妥善处置存量土地储备债务,加快推进存量抵押储备土地依法解押或置换,扩大建设用地有效供给。另一方面,提高融资平台公司市场化融资能力,严禁与地方政府信用挂钩,管控新增项目融资的金融“闸门”,不得提供以预期土地出让收入作为企业偿债资金来源的融资。

第二,推进土地要素市场化配置改革,提升土地综合利用质效。强化“亩均论英雄”的用地导向,建立以亩均产出和资源占用为核心的工业企业效益综合评价机制,探索推广工业用地“标准地”出让,加快推动土地资源要素向高端产业、优质企业集聚。疏通低生产率企业退出市场的通道,推动低效闲置工业用地腾退出清,鼓励市场主体通过建设用地整理等方式促进低效用地再开发。支持不同产业用地类型合理转换,完善土地市场化定价机制,纠正工业用地价格扭曲。

第三,深化金融供给侧结构性改革,减少政府对金融资源的间接配置。引导和鼓励金融机构在风险可控和商业可持续的前提下,创新以知识产权、应收账款、股权、动产等为质押物的信贷产品,减轻对土地、房产等传统抵押品的过度依赖。金融资源配置应遵循竞争中性原则,矫正前期的授信歧视性要求和差别化信贷政策,实现各类所有制企业在融资方面得到平等待遇。构建金融支持民营企业发展的长效机制,在投放规模和资金成本上加大对民营企业的信贷倾斜力度,大力发展多层次资本市场,拓宽民营企业融资渠道。

需要说明,受数据可得性限制,本文基于2007~2015年地级市土地融资和企业微观调查数据进行实证分析,只能反映土地金融化对企业TFP的阶段性影响。2015年以来,受房地产调控政策动态调整、地方政府隐性债务监管趋严、房地产税开征在即等因素影响,土地金融化趋势放缓,但尚未得到有效遏制。随着房地产业向新发展模式转型和防范化解隐性债务风险长效机制逐步建立,地方政府土地融资模式如何影响企业TFP,有待未来进一步研究。

参考文献

- 曹婧、毛捷、薛熠(2019):《城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析》,《财贸经济》,第5期。
- 陈金至、宋鹭(2021):《从土地财政到土地金融——论以地融资模式的转变》,《财政研究》,第1期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华(2017):《土地资源错配与劳动生产率》,《经济研究》,第5期。
- 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华(2015):《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》,第5期。
- 高然、祝梓翔、陈忱(2022):《地方债与中国经济波动:金融加速器机制的分析》,《经济研究》,第6期。
- 李波、杨先明、杨孟禹(2020):《土地购置行为影响企业创新吗?——来自中国工业企业的证据》,《经济管理》,第5期。
- 李力行、黄佩媛、马光荣(2016):《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》,《管理世界》,第8期。
- 刘畅、曹光宇、马光荣(2020):《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?》,《经济研究》,第3期。
- 刘冲、吴群锋、刘青(2020):《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》,第7期。
- 刘世锦、刘培林、何建武(2015):《我国未来生产率提升潜力与经济增长前景》,《管理世界》,第3期。
- 刘守英、王志锋、张维凡、熊雪锋(2020):《“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究》,《管理世界》,第6期。

- 刘元春、陈金至(2020):《土地制度、融资模式与中国特色工业化》,《中国工业经济》,第3期。
- 毛捷、曹婧(2021):《农村税费改革与地方政府筹资模式的转变》,《经济研究》,第3期。
- 毛捷、徐军伟(2019):《中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实》,《财政研究》,第1期。
- 邵挺(2010):《金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999~2007年我国工业企业研究》,《金融研究》,第9期。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖(2009):《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》,第7期。
- 王林辉、袁礼(2014):《资本错配会诱发全要素生产率损失吗》,《统计研究》,第8期。
- 吴敏、曹婧、毛捷(2022):《地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制》,《经济研究》,第1期。
- 徐军伟、毛捷、管星华(2020):《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》,《管理世界》,第9期。
- 杨汝岱(2015):《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》,第2期。
- 袁志刚、解栋栋(2011):《中国劳动力错配对TFP的影响分析》,《经济研究》,第7期。
- 张莉、程可为、赵敬陶(2019):《土地资源配臵和经济发展质量——工业用地成本与全要素生产率》,《财贸经济》,第10期。
- 张少辉、余泳泽(2019):《土地出让、资源错配与全要素生产率》,《财经研究》,第2期。
- 赵扶扬、陈斌开、刘守英(2021):《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》,第7期。
- Akerberg, D., K. Caves and G. Frazer (2015): “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83, 2411–2451.
- Brandt, L., J. Biesebroeck and Y. Zhang (2012): “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97, 339–351.
- Chen, C., D. Restuccia and R. Santaella-Llopis (2022): “The effects of land markets on resource allocation and agricultural productivity”, *Review of Economic Dynamics*, 45, 41–54.
- Hsieh, C. and P. Klenow (2009): “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124, 1403–1448.
- Huang, Y., M. Pagano and U. Panizza (2020): “Local Crowding-Out in China”, *Journal of Finance*, 75, 2855–2898.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003): “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70, 317–341.
- Liang, Y., K. Shi, L. Wang and J. Xu (2017): “Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China”, *Asian Economic Policy Review*, 12, 210–232.
- Olley, G. and A. Pakes (1996): “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64, 1263–1297.

(责任编辑:霍冉冉)