

工业用地挂牌出让与企业全要素生产率

——基于中国县域层面的证据

王守坤 范文诚 万 骞*

摘要: 本文关注工业用地挂牌出让对企业全要素生产率的影响。利用 2007—2013 年中国工业企业数据库与土地出让数据,研究发现县域挂牌出让工业用地的面积比例越大,辖区内工业企业全要素生产率受到的抑制效应就越大。该结论通过了工具变量的两阶段估计等一系列稳健性检验。同时,该抑制效应在中西部企业、远离省会城市企业以及高资产企业中会被强化。机制分析表明,工业用地挂牌出让会通过预算支出缺口效应、企业利润收缩效应和劳动力平均报酬下降效应这三种途径,降低企业全要素生产率。进一步分析显示,工业用地挂牌出让还会加剧企业全要素生产率的离散程度,不利于缓解地方经济资源错配问题。基于以上结论,我国应当持续推进土地出让制度市场化改革,建立垂直化管理的土地出让效果评估机制,从而提升土地资源分配效率。

关键词: 工业用地;地方政府;挂牌出让;企业全要素生产率

中图分类号: F061.1; F301.2

一、引言

土地是企业发展过程中所需要的稀缺资源,是不可或缺的重要生产要素。在我国被称为“世界奇迹”的经济发展进程中,工业用地的出让规模一直较大。过去较长时期以来,以 GDP 规模和增长速度为导向的绩效评价体系,使得我国地方政府作为土地供应市场的组织者,可以通过调节土地出让方式和结构对地方企业产生影响(闫昊生等,2020)。在 2006 年工业用地出让制度市场化改革前较长一段时间内,我国地方政府对于工业用地出让具有较大程度的自主权,其中就包括能够选择自身所偏好的协议出让方式。此阶段以协议方式低价出让工业用地是地方政府进行招商引资的首要手段。在 2006 年《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》(国发[2006]31 号)发布之后,国家开始禁止采用协议方式出让土地,地

*王守坤,江西财经大学应用经济学院(数字经济学院),邮政编码:330013,电子信箱:cdwangshoukun@126.com;范文诚,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:fanwen117@126.com;万骞(通讯作者),江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:andrewwan98@163.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“国家环境规制政策执行过程中地方政府的策略性反应研究:理论、识别与对策”(批准号:71974084)、江西省宣传思想文化领域高层次人才联系服务专题项目“数字金融有效支持我省实体经济高质量发展研究”(批准号:22ZXRC34)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,作者文责自负。

方政府偏向于采用挂牌方式出让工业用地。不可否认的是,凭借挂牌出让过程的灵活性,地方政府实际上也可以掌握相当程度的自由裁量权。也就是说,在国家层面禁止采用协议方式出让、并全面采用“招拍挂”出让方式之后,地方政府在挂牌出让时仍然具有一定的微观调控空间,这种调控的动机是,在符合国家产业规划的基础上,按照地区禀赋和既定规划优化地方产业发展布局。

工业用地被地方政府以低价进行大规模出让,一定程度上可以扩张当地工业规模,有助于辖区内工业体量增长。依赖于工业用地出让的工业区建设,对增加城市居民就业、吸引外部人口流入都有着显著的正向影响。然而,低价出让土地会产生一些社会成本。在土地供给量受到自然条件限制以及城市建设用地年度出让面积具有相对固定额度的前提下,为了缓解因低价出让土地而带来的政府土地资金亏损,地方土地管理部门会采取不同用途土地出让之间的“横向补贴”策略,即在以较低价格出让工业用地的同时,以市场化方式出让商住用地,甚至会挤占商住用地供给,导致其出让价格的提高,从而推高房价和居民生活成本。

当然,较多文献已经证实,通过协议或挂牌方式出让工业用地,对企业生产经营行为会造成不利影响。低价粗放式的工业用地出让所产生的直接影响是用地成交价格低于其实际价值,形成价格扭曲(王媛、杨广亮,2016)。李力行等(2016)利用城市和行业层面数据,研究发现以协议出让方式为主的粗放型土地出让会产生土地资源错配,也会对工业企业间的资源配置效率产生负面影响。这样的错配效应还会干扰劳动、资本等企业其他生产要素配置效率,吸引那些高污染行业的进入(陈前利等,2019)。此外,在以低价方式获得土地时,企业还会出现过度投资行为。黄健柏等(2015)研究发现工业用地出让价格扭曲对企业过度投资具有显著推动作用,这种推动作用对不同所有制属性和行业属性企业有所差异。地方政府以挂牌方式出让工业用地,虽然不像协议出让那样具有非常强的干预成分,但是也并不意味着地方政府无法再通过土地出让方式的选择对企业运营产生影响。在工业用地挂牌出让流程中,地方政府可以设置相应门槛,使只有满足相应条件的意向企业进入现场竞价。

通过选择挂牌这一特定的出让方式,地方政府仍然可以实施一定程度的显性或隐性微观调控。延续挂牌出让对企业行为所产生的影响这一分析进路,本文关注地方政府通过挂牌出让方式调控工业用地出让的行为,对工业企业全要素生产率是否产生了影响,且其中作用机制如何。基于中国土地市场网微观地块交易数据在县域层面加总得到的工业用地出让数据,在将其与工业企业数据匹配之后,本文研究发现,工业用地挂牌出让会显著抑制企业全要素生产率。通过构建合适的工具变量以尽量解决模型内生性问题,以及进行多样化的稳健性检验之后,结论保持一致。异质性分析表明,在中西部地区企业、远离省会城市企业以及高资产企业中,该结论会得到强化。进一步,中介效应检验发现工业用地挂牌出让会通过扩大地方预算支出缺口率、降低企业利润率、降低劳动力平均报酬等中介路径,抑制企业全要素生产率。

部分国外文献关注了我国土地市场与全要素生产率的关系,只是这些文献的研究对象是宏观层面的全要素生产率。例如,Xie等(2019)根据空间和集聚经济理论以及2003—2015年中国283个地级及以上城市的面板数据,研究发现土地财政可以提高本市及周边城市的城市绿色全要素生产率。与之不同,Li等(2021)基于2004—2016年中国271个城市的面板数据,研究发现无论是从土地出让价格维度还是从土地出让规模维度,土地市场都抑制

了城市绿色全要素生产率的提升。Yang等(2022)基于2003—2017年中国273个城市的面板数据研究发现,在全国层面土地供给向中西部地区倾斜会导致土地供需矛盾,该矛盾通过抑制技术进步、技术效率和规模效率阻碍了全要素生产率。

之所以选择本文研究主题还有一个原因是,目前较少文献关注工业用地挂牌出让与企业生产率的关系,本文可以拓展工业企业全要素生产率在土地出让层面的影响因素范畴,这对提升我国企业向高质量发展阶段转型具有重要意义。全要素生产率是评价企业生产状况和经营效率的综合性指标,这也意味着存在较多因素会引起企业全要素生产率的变化。从内部因素来讲,包括数字技术应用(赵宸宇等,2021)、融资约束(宋敏等,2021)、人力资本投入(李礼连等,2023)、企业规模(Yeo and Park, 2023)等。从外部因素来讲,地方政府环境规制(顾和军、严蔚然,2021)、财政补贴(胡春阳等,2023)和产业规模偏好(王海成等,2023)等行为对企业全要素生产率会产生影响。已有文献较少涉及挂牌这一工业用地出让方式对企业全要素生产率产生的影响,本文将对此展开规范的实证分析。

综合而言,与前述相关文献相比,本文边际贡献可以概括为:(1)在分析角度层面,不再聚焦已有文献所发现的工业用地协议出让方式对企业全要素生产率产生的负面影响,而是关注挂牌出让这一方式由于其自身独特的程序属性,对工业企业全要素生产率的抑制作用。同时,本文还通过扩展分析发现工业用地挂牌出让会加大县域辖区内企业间全要素生产率离散程度,从而不利于地方经济资源优化配置。(2)为了尽量剖析挂牌土地出让对工业企业全要素生产率的影响机制,本文在既定数据可得性约束下,通过中介效应检验方法,探讨了预算支出缺口效应、企业利润收缩效应和劳动力平均报酬下降效应这三种机制路径,加深了我们对基准结论的理解深度。(3)在数据使用和内生性处理方面更加微观与规范。在数据层面,本文综合使用了中国土地市场网微观地块交易数据、中国工业企业数据库,以及县区级社会经济特征数据,这使得实证研究结论具有更加坚实的可置信性。在内生性问题处理层面,利用企业所属地级市土地坡度均值与所属省份的经济增长目标交乘,构造出具有地区和时间两个维度变化的工具变量,较好地解决了内生性导致的估计偏差问题。

二、理论假说

2006年《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》(国发[2006]31号)明确指出,工业用地出让必须采用招标、拍卖、挂牌方式(即“招拍挂”),自此开始了土地出让市场化改革之路。此后,协议出让方式受到限制,出让流程较为灵活的挂牌方式成为替代协议出让的优先选择。挂牌出让本质是一种两阶段拍卖。在第一阶段,竞价企业按照顺序进行报价,此时其仅能通过依次更新的价格获取竞价信息。当第一阶段到了截止时间,如果还有竞价企业,就转入现场竞价即第二阶段,此阶段和拍卖流程完全一致。当地方政府倾向于使土地出让服务于国家发展规划以及辖区产业布局时,会在第一阶段设置条件,使得只有符合标准的企业能够进入第二阶段。如果符合标准的企业只有一个且其报价高于底价,则不会再进入第二阶段,即挂牌在第一阶段就结束。这意味着如果在挂牌期限内只有一个竞买人报价,且报价不低于底价,挂牌即可成交。这个条款使得地方政府可以为满足其产业发展偏向的企业调整竞价条件,并导致工业用地挂牌出让的成交价格接近于底价(杨其静、吴海军,2021)。也就是说,在国家层面禁止采用协议方式出让、并全面采用“招拍挂”出让方式之后,地方政

府在挂牌出让这一方式中仍然具有一定的微观调控空间。

地方政府出让工业用地并非仅考虑土地出让收入,而是会更多地通过土地出让获得工业投资或招商引资。范子英(2015)也指出,投资冲动而非财政压力是地方政府出让工业用地的原因。如果地方政府仅为了最大化土地出让收入,就不会出现挂牌价格低于拍卖价格,以及工业用地价格低于商住用地的情形。虽然本文关注工业用地范畴中不同出让方式的比例结构,没有涉及商住用地出让,但是工业用地与商住用地在出让价格及数量方面存在的差异,可以揭示地方政府进行工业用地出让的目的。在出让价格层面,较多文献证实工业用地出让价格低于商住用地,甚至工业用地价格还出现了零地价、负地价现象(刘守英等,2020;刘元春、陈金至,2020)。当然,零地价、负地价是扣减征地成本以及配套基础设施建设后的情况。在出让数量层面,范剑勇等(2015)指出,其他国家通行的工业用地供给面积与商住用地供给面积比值大约为1:2,而我国在1999—2011年期间这一比值则大约达到2:1。这个比例情况与皮亚彬和李超(2020)所言相呼应,该文指出2006—2015年期间,商住用地出让比重处于较低水平即15%左右。本文以挂牌方式出让工业用地的面积或宗数占“招拍挂”三种出让方式总面积或宗数的比例,来刻画这种微观调控程度。我们认为,挂牌方式出让工业用地会通过预算支出缺口效应、企业利润收缩效应和劳动力平均报酬下降效应等三个机制路径,对企业全要素生产率产生负面影响,具体如下:

首先,较高的挂牌出让工业用地比例会扩大预算支出缺口,增加地方财政压力,从而抑制辖区工业企业全要素生产率的提升。挂牌出让工业用地后,地方政府需要进行征地费用补偿、水电通讯、道路交通等相关基础设施的配套建设,通常还会出台税收减免、贷款贴息和政府补助等优惠政策。为了尽量吸引工业投资,地方政府对工业用地的成本补贴逐步提高,出现了地方政府对土地配套基础设施建设从“三通一平”升级到“七通一平”,甚至“十通一平”的情况。此时,由于地方政府倾向于更多地采用具备一定微观调控空间的挂牌方式出让工业用地,就引致了其预算支出缺口的增加。虽然尚未有文献直接涉及挂牌出让工业用地比例对县域预算支出缺口的影响,但是,作为佐证,已有文献发现土地出让收入与财政支出缺口的关联。例如,曹润林和李智(2012)以1999—2008年中国省级面板数据研究表明,地方政府获得的土地出让收入越多,即对土地依赖越大,其财政收支缺口也越大。Chen和Kung(2016)发现土地出让金显著提高了城市建设支出和土地开发支出。

由上可推知,对于本文核心解释变量,即挂牌出让工业用地的面积或宗数比例而言,在其他条件不变时,其数值越高,所对应的地方政府辖区预算支出缺口也会越大。进一步,挂牌出让所引起的较大预算支出缺口,也意味着较大的财政压力。此时,地方政府会在财政支出压力下增强其征税努力行为,还可能会对非税收入的征收进行扩充。由于各种收费项目大多与特定时期的政府服务或项目有关,因而时限短且名目与价格设定较为灵活,这无形中增加了企业“用脚投票”的成本。上述情形均会加重企业税费负担和加剧企业融资约束,不利于企业全要素生产率的提升(余靖雯等,2022)。

其次,较高的挂牌出让工业用地比例会使得企业利润收缩,增加其融资约束,从而抑制辖区工业企业全要素生产率的提升。土地出让市场化改革后,国家层面禁止采用协议方式出让、并全面采用“招拍挂”出让方式,但需要明确的是,以土地为媒介,为了实现倾向性的产业布局,地方政府仍然会在一定程度上维持自身的土地出让偏好,实现以较低交易成本或谈

判成本对企业进行微观调控的预期目的。具体而言,地方政府往往在挂牌出让过程中附加约束条款,如促使企业增加相应的就业规模、公共治理、社会责任等配套行为,这相当于对企业市场决策施加了外在约束。即使一些企业投资的长期回报并不乐观,但如果可以在短期内增加辖区经济规模,地方政府也有激励同意企业扩大投资。由上,企业发展就容易偏离预期目标,最终导致无法进行基于市场竞争规则的成本收益核算,造成利润损失。进一步,决定企业全要素生产率的重要因素是企业技术水平,而企业利润是企业进行技术创新和研发的重要资金来源,利润损失会影响其技术进步速度。如果企业利润收缩,企业就会面临较紧的融资约束,发生研发投入不足和技术进步缓慢而造成的全要素生产率下降。

最后,较高的挂牌出让工业用地比例会使得企业进行粗放式劳动力规模扩张,造成劳动力平均报酬随之降低,从而抑制辖区工业企业全要素生产率的提升。地方政府对劳动力资源配置实行调控、促进劳动力就业,是其重要社会公共职能之一。在本文考察的时间段内,地方政府有激励通过挂牌土地出让合同中的相关条款,倾向性地推动企业增加生产线,并在劳动力市场中推动工业企业扩大劳动力需求,形成粗放式劳动力规模扩张效应。同时,对于企业而言,相对于就业质量,就业规模可以精确地引起地方政府重视,是其向地方政府发送发展绩效信号的理性选择。地方政府辖区范围内的工业用地挂牌出让占比越高,企业需要承担的就业规模就越大,劳动力市场竞争会加剧,从而劳动力平均报酬会被维持在较低水平上(谢冬水,2020)。可以预期,较低的劳动力平均报酬会使得企业缺乏对外部优秀员工的吸引力,也会在企业内部形成劳动力无法在最合适岗位上工作的局面,从而约束企业全要素生产率的提升。

基于上述分析,本文提出的研究假说是:

假说1:地方政府采用挂牌出让工业用地的程度越高,越不利于辖区工业企业的全要素生产率提升。

假说2:上述影响产生的逻辑路径是预算支出缺口效应、企业利润收缩效应以及劳动力平均报酬下降效应。

三、计量模型和数据说明

(一) 计量模型

为了估计工业用地挂牌出让对工业企业全要素生产率的影响,本文构建如下实证模型:

$$\ln tfp_{ijt} = \alpha + \beta Land_{jt} + \lambda X_{ijt} + \mu_j + \nu_t + r_c + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中:因变量 $\ln tfp_{ijt}$ 是 j 县区内工业企业 i 在 t 年全要素生产率的自然对数; $Land_{jt}$ 是核心自变量; X_{ijt} 表示控制变量集,其中包括县区和企业层面的控制变量; μ_j 、 ν_t 、 r_c 分别表示县区、年份和行业固定效应; ε_{ijt} 表示随机干扰项。相关变量具体说明如下:

1. 因变量

全要素生产率(TFP)是企业生产中扣除资本和劳动投入之外的因素所引起的产量增长率。通常认为,计算全要素生产率时使用C-D函数,并进行最小二乘(OLS)估计会存在选择性偏差问题。此时,半参法即OP法和LP法能够削弱采用OLS法引起的计算误差,其中,OP法和LP法分别是以投资和中间投入代替企业生产率,并以其变化作为生产率受到的冲击。本文采用OP法计算的工业企业TFP作为主要因变量,并将OLS法和LP法计算

的 TFP 用于后续稳健性检验。在 OP 法中,所需要的企业投资变量使用永续盘存法计算,即企业当期投资=当期固定资产净值-(1-折旧率)×上期固定资产净值,折旧率定为 10%。基于数据可得性,LP 法计算过程中的中间投入计算参考余淼杰等(2018),即中间投入=总产值×(主营业务成本/主营业务收入)-应付工资总额-当年折旧。计算过程中,其他所涉及变量均来自中国工业企业数据库,包括使用销售额作为企业产出,以及员工人数作为企业劳动投入。

2. 核心自变量

核心自变量 $Land_j$ 是县区工业用地挂牌出让指标,采用挂牌出让工业用地的面积占“招拍挂”三种方式出让工业用地总面积的比例表示。正如前文所言,与招标和拍卖相比,挂牌出让具有更加灵活的操作程序,可以为地方政府提供调控工业用地出让的空间。该比值越高,说明地方政府的微观调控强度越大。在后文的稳健性检验中,本文还以挂牌出让的工业用地交易宗数占“招拍挂”工业用地总交易宗数的比例作为替代性指标。

3. 控制变量

本文控制变量集可分为县域层面和企业层面两个部分。县域层面控制变量包括:当地第一产业和第二产业增加值对数、地方一般预算收入对数。其中,第一产业和第二产业增加值代表地区产业结构,二者影响地方土地出让的结构;一般预算收入代表地区经济活动的发达程度以及地方政府可以为土地出让进行配套的程度,会影响地方土地出让的数量。加入上述县域控制变量的原因是这些变量作为重要的县域经济特征,其与核心自变量所表示的县域土地出让行为紧密相关。如果不对这些变量加以控制,它们会被动地被归结为回归模型干扰项之中,从而引致核心自变量系数估计的偏差。进一步,为了尽量多地包含影响企业全要素生产率的相关因素,从而更加精准地获得核心自变量系数,回归模型中还添加了企业层面控制变量,包括:(1) 劳均资产,采用固定资产净值除以企业员工数并取对数表示;(2) 企业年龄,使用样本统计年份减去企业成立年份表示;(3) 资产总额对数,该变量可以控制企业规模的影响;(4) 投资水平对数,计算方法为在企业当期固定资产净值减去上期固定资产净值扣除折旧后的余值之后,再取自然对数;(5) 是否出口虚拟变量。该变量赋值规则为:如果企业存在出口行为,则赋值为 1,否则为 0。对出口变量采用虚拟变量形式加以控制的缘由是,不同工业企业出口交货值的方差非常大,这意味着企业出口额会受到一系列因素的差异化影响。为了在新增出口控制变量的同时不引入新的内生性问题,我们将企业出口额的差异尽量弱化,即采用出口虚拟变量处理。

(二) 数据说明

本文县域层面变量数据来自相关年份《中国县域统计年鉴》,企业层面变量数据来自 2007—2013 年中国工业企业数据库。核心自变量即工业用地挂牌出让指标来自 2007—2013 年中国土地市场网公布的地块交易数据,并采用爬虫方式获取后汇总到县区级层面。后文机制分析中还涉及预算支出缺口率、企业利润率和劳动力平均报酬等中介变量。预算支出缺口率数据来自《中国县域统计年鉴》,以(县域政府当年一般预算支出-一般预算收入)/辖区 GDP 得到。企业层面的中介变量来自中国工业企业数据库,其中企业利润率是使用利润总额除以主营业务产品销售收入表示,企业劳动力平均报酬使用应付职工薪酬除以企业员工人数后再取对数来表示。本文重要变量的描述性统计见表 1。

表 1 关键变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率	232 517	1.254	0.641	-5.877	5.623
挂牌出让面积比例	232 517	0.937	0.203	0	1
挂牌出让宗数比例	232 517	0.932	0.206	0	1
第一产业增加值对数	232 402	12.560	0.551	8.518	13.996
第二产业增加值对数	232 402	14.447	0.925	9.384	16.643
地方一般预算收入对数	232 394	12.230	1.046	7.438	14.706
企业劳均资产	232 517	4.333	1.283	-5.507	13.957
企业年龄	232 517	10.591	7.589	1	72
企业资产总额对数	232 517	9.657	1.472	0.693	17.822
企业投资水平对数	232 517	7.863	1.903	0.049	16.593
企业是否出口	232 517	0.222	0.416	0	1
预算支出缺口百分比	136 889	3.732	5.057	-14.380	188.097
企业劳动力平均报酬	140 400	2.994	0.975	-6.526	10.877
企业利润率	191 850	0.059	0.075	-3.142	1.716

四、实证分析

(一) 基准回归及稳健性检验

以县域挂牌出让面积比例为核心自变量,辖区内以 OP 法计算的工业企业全要素生产率为因变量,表 2 报告了基于估计模型(1)的回归结果。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	ln tfp_{op}	ln tfp_{op}	ln tfp_{op}
挂牌出让面积比例	-0.060*** (0.012)	-0.059*** (0.012)	-0.048*** (0.012)
第一产业增加值对数			-0.071*** (0.020)
第二产业增加值对数			-0.089*** (0.013)
地方一般预算收入对数			0.014 (0.011)
企业劳均资产		0.019*** (0.002)	0.019*** (0.002)
企业年龄		0.008*** (0.000)	0.008*** (0.000)
企业资产总额对数		0.020*** (0.002)	0.020*** (0.002)
企业投资水平对数		-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
企业是否出口		0.106*** (0.003)	0.105*** (0.003)
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
样本数	232 491	232 491	232 358
组内 R ²	0.000	0.022	0.022

注:括号中展示的数值是回归系数的标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。下同。

表2(1)一(3)列估计结果显示,核心自变量估计系数均为负数,且在1%的水平上显著。可知,工业用地挂牌出让面积比例对工业企业全要素生产率具有显著的负向影响关系。上述基准结果意味着,地方政府以挂牌方式出让工业用地,虽然并不像协议出让那样具有非常强的干预成分,但是也并不意味着地方政府无法再通过土地出让方式的选择对企业运营产生影响。在微观层面,这种通过偏向于挂牌方式实施的微观调控确实抑制了工业企业全要素生产率的提升。

为了增强基准回归的结果稳健程度,本文采取以下方法进行补充验证:(1)排除极端值的影响。对所有变量采取上下1%的缩尾处理,回归结果见表3第(1)列。(2)替换因变量。正如前文所言,生产率的计算还可以使用OLS法和LP法计算得出。这里以这两种方法计算生产率分别替换OP法计算的全要素生产率,替换后的回归结果见表3第(2)和(3)列。(3)替换自变量。将挂牌成交面积比例替换为宗数比例,也即县域辖区内以挂牌方式成交的工业用地出让宗数占“招拍挂”三种方式的工业用地总出让宗数之比,回归结果见表3第(4)列。总体来看,通过一系列稳健性分析之后,本文基准回归结果具有较高的稳健性,均在1%显著性水平上为负值,基准结论维持不变。

表 3 稳健性检验回归结果

	1%缩尾	替换因变量		替换自变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnfp_op</i>	<i>lnfp_ols</i>	<i>lnfp_lp</i>	<i>lnfp_op</i>
挂牌出让面积比例	-0.079*** (0.013)	-0.077*** (0.014)	-0.065*** (0.014)	
挂牌出让宗数比例				-0.052*** (0.012)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
样本数	232 358	232 358	232 358	232 358
组内 R^2	0.006	0.008	0.116	0.022

为了排除本文基准结论只是受到不可观测的偶然因素干扰而呈现的估计结果,这里进行安慰剂测试(Placebo Test)。该方法操作过程是随机打乱自变量与因变量的对应关系,从而在构造出“虚假”核心自变量之后进行多次回归,然后考察多个“虚假”核心自变量估计系数的密度分布特征。为增加有效性,我们进行1000次安慰剂测试。如果本文基准结论确实是偶然产生的,那么,通过随机方法产生的1000个“虚假”核心自变量估计系数,应该会有很大概率重现基准估计结果,从而使得在“虚假”核心自变量估计系数的密度分布图中,会以一个较大概率包含真实核心自变量系数;反之,如果发现真实核心自变量系数独立于1000次“虚假”核心自变量系数密度分布之外,则可以排除基准结论只是偶然产生的可能性。安慰剂测试结果如图1所示。图1中黑色样本点部分是“虚假”核心自变量系数值的概率密度分布,可以看出1000个“虚假”核心自变量系数基本服从均值为0的正态分布,这是因为“虚假”核心自变量是基于随机化过程打乱其与因变量的对应关系而产生的,其并不会真实地对因变量发挥作用。图1左侧黑色竖线标注的是表2第(3)列真实核心自变量系数即-0.048的位置。由图1可知,真实核心自变量系数远离“虚假”核心自变量系数分布之外,这

意味着真实核心自变量系数不会来自偶然因素的作用。

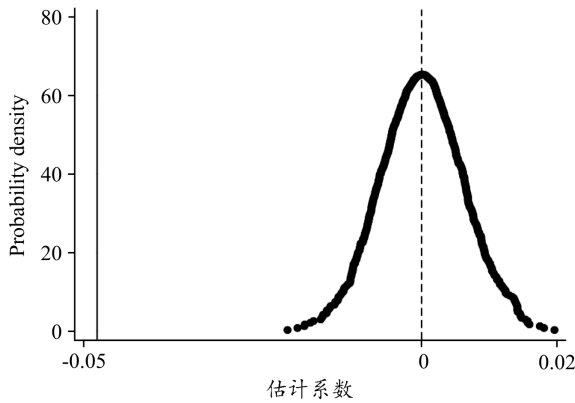


图1 基准结论的安慰剂测试图

(二) 工具变量回归

上述各种检验基本证实基准回归结果的稳健性。然而,鉴于可能存在不可观测遗漏变量引起的估计偏误问题,这里采用工具变量两阶段估计法再次考察基准结论的可靠性。根据工具变量选取条件,其应当与核心自变量相关,同时与干扰项不相关,即该变量自身相对于回归模型而言是外生的。由此,这里采用工业企业所处地级市的土地坡度均值与所属省份当年制定的经济增长目标二者进行交乘作为工具变量。其中,土地坡度均值用以赋予工具变量个体维度层面的差异,经济增长目标则赋予其时间维度层面的差异。

从工具变量的相关性要求来讲,一方面,以土地坡度均值表示的地形陡峭程度对于土地出让容量会产生影响,坡度低、地势平坦的地块更易于被转化为工业用地(Chen and Kung, 2016)。另一方面,省级政府制定的经济增长目标也会影响下级地方政府的土地出让行为。经济增长目标设定会向基层政府传递关于发展速度的压力,从而使其土地出让行为偏向呈现出与经济增长目标相适应的强度和节奏。表4是工具变量回归的结果。

表4 工具变量回归结果

	(1)	(2)
	工具变量第一阶段估计	工具变量第二阶段估计
	挂牌出让面积比例	<i>lnfp_op</i>
企业所属地级市土地坡度均值与所属省份经济增长目标交互项	-0.001*** (0.000)	
挂牌出让面积比例		-1.269*** (0.451)
第一阶段 F 统计量	152.550***	
Cragg-Donald Wald F 统计量	151.760***	
Anderson LM 卡方统计量	152.450***	
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
样本数	214 038	214 038

可以发现,表4第(2)列工具变量第二阶段估计中,挂牌出让面积比例系数在1%的水平上显著为负,与基准结论一致。表4第(1)列是工具变量第一阶段回归结果,所构建的工具变量对挂牌出让面积比例的影响系数非常显著,且第一阶段回归F统计量为152.550,Cragg-Donald Wald F统计量为151.760,Anderson LM卡方统计量为152.450,上述判定指标均说明本文工具变量不存在不可识别或弱识别问题。

(三) 异质性分析

在论证基准结论具有稳健性之外,我们也有必要分析在不同的分组条件下,基准结论是否呈现出结构性差异。这里我们将分组标准按照地理位置和自身资产规模两个方向、共三类子样本划分加以展开。需要说明的是,三类异质性分析中的子样本核心自变量估计系数差异性均通过了费舍尔组合检验(Fisher's Permutation Test)。在地理位置层面,考虑到我国疆域广大,东中西区域间存在诸多方面的社会经济特征差异,如东部地区经济发展在工业化和城市化方面相对较为发达,人口规模和密集度较高,能够为企业提供更好的发展环境和更多的资源支持。可以预期,不同区域的县级政府出让工业用地时,其挂牌出让面积比例对企业生产率的作用效果会有所不同。因此,我们根据国家统计局的分类方法,将企业总样本按所属地区是东部还是中西部来划分,其中,东部地区包括10个省级行政单位,即北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南。这里将除东部省份以外的其余地区的企业样本归属为中西部地区。表5第(1)和(2)列是以地区划分样本后的回归结果。可知,不论样本属于东部地区或是中西部地区,挂牌出让面积比例的系数仍显著为负,但中西部地区核心自变量系数的绝对值更大。这表明相较于东部地区,中西部地区县域政府通过挂牌出让调控工业用地出让的行为,对其辖区内企业全要素生产率的负面影响强度更大。其中原因在于,中西部地区在产业结构、人才吸引力等方面相较于东部地区存在劣势,这会使得支撑中西部地区企业全要素生产率的基础条件并不坚固,即缺乏生产率能够保持稳定的韧性,从而也更容易被政府微观调控等外在因素所干扰。

进一步,由于省会城市通常是一个省份的经济中心,企业所在地距离省会城市越近,越容易获得其在交通便利、技术共享、政策扶持、产业转移等方面的溢出效应,从而有助于企业拥有更好的发展空间。因此,本文以全国各区县与其所属省级单位省会城市距离的均值——200千米作为划分界限,即以工业企业所在县域与该省省会城市的距离是否超过该界限来划分子样本。回归结果见表5第(3)和(4)列。结果显示,不超过200千米子样本中,核心自变量对企业全要素生产率的影响虽为负值却不显著;在超过200千米子样本中,核心自变量回归系数在1%显著性水平上为负。正如前文所言,其中原因在于省会城市作为各省级政府下辖管理的中心城市,能够获得省内较多政策和资源支持。距离较近甚至处于省会城市管辖范围内的县域及其所属工业企业,自然也能享受相对应的优势,比如政策溢出效应、更高质量的人力资本市场、更宽松的融资环境。这意味着,县域在距离省会城市较近时,省会城市的正向溢出效应可以在一定程度上弥补政府微观调控带来的负面影响。与省会城市距离越远,能够享受到其正向溢出效应强度也就越弱,这正是距离衰减效应。随着离省会城市距离的增加,省会城市的溢出效应减弱,此时地方政府对土地出让的微观调控行为才会显示出抑制企业全要素生产率的作用。

接下来考察企业自身资产规模特征差异导致的异质性。由于高资产企业通常需要大量的资金、技术和人力资本等资源来维持其生产和运营,而这些资源的获取和使用往往会受到

地方政府政策走向的影响。同时,高资产企业在就业创造、税收缴纳等方面规模较大,更容易成为地方政府重点关注的市场经济主体。由此,相比低资产企业,地方政府的土地出让行为可能更容易对高资产企业的生产经营行为造成影响。因此,这里以全样本企业总资产均值作为子样本划分标准,将高于此均值的企业视为高资产企业,低于等于此均值的企业则为低资产企业。采用该标准划分后的两个子样本回归结果见表5第(5)和(6)列。结果显示,工业用地挂牌出让面积比例对高资产企业的抑制效应要高于低资产企业。其原因在于,我国地方政府在很大程度上会受到上级政府所设定经济增长目标的影响,从而具有不断扩大辖区经济规模的内在激励,此时高资产企业相对于低资产企业而言,会更多地受到地方政府产业布局政策倾向的影响。由此,在实证结果上可以发现,挂牌出让面积比例对高资产企业的生产率会产生更高层次的抑制作用。

表5 地理位置层面异质性的回归结果

	lnfp_op					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部地区	中西部地区	不超 200 千米	超过 200 千米	高资产企业	低资产企业
挂牌出让面积比例	-0.034*** (0.013)	-0.077*** (0.028)	-0.019 (0.021)	-0.057*** (0.015)	-0.089** (0.037)	-0.062*** (0.012)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
核心解释变量系数的组间差异显著性检验 P 值	0.024**		0.000***		0.000***	
样本数	177 201	55 156	135 983	96 374	34 505	197 757
组内 R ²	0.021	0.029	0.027	0.016	0.037	0.015

注:在检验组间系数差异显著性时,采用费舍尔组合检验方法进行了 500 次 Bootstrap 抽样。

五、机制与拓展分析

(一) 机制分析

本部分将在基准回归模型基础上,采用中介效应检验进行机制分析。标准的中介效应检验包括下述三个步骤:第一步,确认核心自变量对因变量具有显著影响。该要求在前文已被证实。考虑到下文验证中介机制是否成立时,由于中介变量的部分缺失会导致样本数与前文实证分析存在略微差异,因此本部分依然展示该步骤的回归结果。第二步,依据基准回归模型(1),并将其因变量替换为中介变量(MV_{ijt}),即如模型(2)所示,进行回归,考察工业用地挂牌出让对中介变量的影响。第三步,将中介变量加入基准回归模型(1),即如模型(3)所示,进行回归估计后观察核心自变量系数的变化。如果模型(3)中核心自变量系数有所变化,则认为中介变量作为机制分担了核心自变量的作用,中介效应成立。

$$MV_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 Land_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \mu_j + \nu_t + r_c + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$lnfp_{ijt} = \alpha_2 + \beta_2 Land_{ijt} + \eta MV_{ijt} + \lambda X_{ijt} + \mu_j + \nu_t + r_c + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

依据上述步骤,下文将分别基于预算支出缺口效应、企业利润收缩效应以及企业劳动力平均报酬下降效应这三个路径展开分析。

1. 预算支出缺口效应

以财政预算支出缺口率作为中介变量的回归结果见表6。表6第(2)列显示工业用地挂牌出让面积比例提高会增大地方政府财政预算缺口。可见,与招标、拍卖出让方式相比,工业用地挂牌出让的价格更低,会扩大财政支出缺口(屠帆等,2017)。第(3)列报告的是在基准回归模型中加入预算支出缺口率的回归结果。此时预算支出缺口率显著为负,说明较大的预算支出缺口确实不利于企业全要素生产率增长。由上可知,挂牌出让面积比例增加了预算支出缺口率,而预算支出缺口率会造成企业税费负担上升及较紧的企业融资约束,不利于企业全要素生产率,故而预算支出缺口率的中介作用成立。此外,从第(1)和(3)列可知,核心自变量系数绝对值下降20.83%。

表6 预算支出缺口效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnfp_op</i>	预算支出缺口率	<i>lnfp_op</i>
预算支出缺口率			-0.003 ** (0.001)
挂牌出让面积比例	-0.048 *** (0.011)	0.410 *** (0.028)	-0.038 ** (0.014)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
样本数	232 358	136 873	136 873
组内 R^2	0.022	0.220	0.015

2. 利润收缩效应

以企业利润率作为中介变量的回归结果见表7。第(2)列中,挂牌出让面积比例对企业利润率的回归系数显著为负,说明反映地方政府微观调控程度的核心自变量对企业利润率具有抑制作用。第(3)列回归结果中,企业利润率系数在1%显著性水平上为正,表明企业盈利能力提升有利于工业企业全要素生产率增长。由上可知,挂牌出让面积比例降低了企业利润率,而企业利润率有利于企业全要素生产率增长,故而企业利润率的中介角色成立。此外,对比表7第(1)和(3)列中核心自变量的系数,其绝对值变化4.17%,可知企业利润率的中介作用要明显弱于预算支出缺口效应。

表7 利润收缩效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnfp_op</i>	企业利润率	<i>lnfp_op</i>
企业利润率			3.441 *** (-0.018)
挂牌出让面积比例	-0.048 *** (0.011)	-0.003 * (0.002)	-0.046 *** (0.012)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
样本数	232 358	191 755	191 755
组内 R^2	0.022	0.017	0.180

3.企业劳动力平均报酬下降效应

以劳动力平均报酬作为中介变量的模型回归结果见表8。表8第(2)列中,挂牌出让面积比例对企业劳动力平均报酬的回归系数显著为负,说明企业在以挂牌方式获得了低成本土地之后,就会降低劳动力平均报酬。表8第(3)列的结果中,企业劳动力平均报酬对全要素生产率的回归系数显著为正,表明提高劳动力平均报酬可以提升全要素生产率。劳动报酬总额固定情形下的就业量增加意味着劳动力平均报酬下降,这就会产生额外的劳动力错配问题,此时企业全要素生产率自然就难以在这个过程中获得提升。综合可知,挂牌出让面积比例增加会降低企业劳动力平均报酬,而增加劳动力平均报酬才有利于全要素生产率提升,故而这里所选择的中介路径成立。从表8第(1)和(3)列核心自变量系数绝对值变化10.42%来看,该中介机制也较为重要。

表8 企业劳动力平均报酬下降效应回归结果

	(1)	(2)	(3)
	ln fp_{op}	企业劳动力平均报酬	ln fp_{op}
企业劳动力平均报酬			0.448 ^{***} (0.002)
挂牌出让面积比例	-0.048 ^{***} (0.011)	-0.089 ^{***} (0.027)	-0.043 ^{**} (0.019)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
样本数	232 358	140 347	140 347
组内 R^2	0.022	0.368	0.312

(二)拓展分析

这里,我们关注的问题是,挂牌出让是增加还是降低了企业全要素生产率的离散程度?在一个地区内,如果生产资源具有充分的流动性,则不同企业全要素生产率不会出现系统性差异。该现象的发生过程是,一方面,经济资源不断流向较高生产率企业时其边际效率会下降;另一方面,低生产率企业被迫需要提高生产率,否则退出市场的概率会显著增加,最终地方企业之间全要素生产率的分布差异或离散程度会逐渐缩小(王一次、詹新宇,2021)。地方企业生产率离散程度过大,意味着当地经济资源错配问题较为不平衡。为了分析该问题,这里参照刘贯春等(2017)的做法,以县域辖区内企业全要素生产率的标准差衡量其离散程度,也即资源错配程度,并构建以下估计模型:

$$RM_{jt} = \alpha + \beta Land_{jt} + \lambda X_{jt} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

(4)式中: RM_{jt} 表示县域 j 辖区范围内在第 t 年的全要素生产率标准差,这里再次分别使用OP、LP以及OLS方法加以计算。同时,核心自变量除了选取挂牌出让面积比例之外,还采用了挂牌出让宗数比例作为替代性指标。回归结果如表9所示。结果显示,无论是挂牌出让面积比例,还是挂牌出让宗数比例,对由三种方法计算的全要素生产率离散程度均产生了显著的正向影响,即工业用地挂牌出让会扩大辖区内不同企业之间的经济资源错配程度。综合前文结论,工业用地挂牌出让不仅会抑制地方企业全要素生产率的增长,同时也会强化

企业之间全要素生产率差异,不利于解决经济资源的错配问题。

表 9 挂牌出让与企业全要素生产率离散程度的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RM_op</i>	<i>RM_op</i>	<i>RM_lp</i>	<i>RM_lp</i>	<i>RM_ols</i>	<i>RM_ols</i>
挂牌出让面积比例	0.046* (0.025)		0.046* (0.024)		0.042* (0.025)	
挂牌出让宗数比例		0.054** (0.026)		0.062** (0.025)		0.051* (0.026)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
县域样本数	2 127	2 127	2 127	2 127	2 127	2 127
组内 R^2	0.091	0.091	0.174	0.175	0.167	0.167

六、结论与政策建议

土地出让市场化改革是我国要素市场化改革进程中的重要一环,其旨在推动土地资源更为合理的分配使用,以实现对我国高质量发展目标的支持。然而,地方政府常常基于工业用地挂牌出让流程的灵活性特征,从“招拍挂”这三种供应工业用地方式中选择该方式。本文结合 2007—2013 年中国工业企业数据库和土地出让微观数据,实证分析县域政府工业用地挂牌出让对辖区内工业企业全要素生产率的影响。研究发现,地方政府以挂牌方式出让工业用地的比例越大,工业企业全要素生产率受到的抑制效应越大。本文利用企业所属地级市土地坡度均值与所属省级经济增长目标的交互项作为工具变量进行两阶段估计,并进行其他一系列稳健性检验之后发现,基准结论依然稳健。需要指出的是,该抑制效应在中西部地区企业、远离省会城市企业以及高资产企业样本中更加显著。基于中介效应检验的机制分析表明,工业用地挂牌出让会通过预算支出缺口效应、企业利润收缩效应和劳动力平均报酬下降效应这三种途径,抑制企业全要素生产率的提升。在拓展分析中本文发现,工业用地挂牌出让还会加剧辖区内企业全要素生产率的离散程度,不利于缓解企业间经济资源的错配问题。

本文研究结论具有明确的政策内涵,主要在于以下三个层面:(1)鉴于在工业用地出让市场上,地方政府倾向性微观调控对工业企业全要素生产率的抑制作用,中央政府需要进一步推进土地出让制度市场化改革,采取针对性的动态监管措施降低地方政府选择挂牌方式的比例。这样可以通过土地配置效率的优化间接实现企业间全要素生产率的均衡化,促进经济资源良性流动。(2)需要充分认识到在不同条件下,地方政府工业用地挂牌出让行为会导致差异化后果。例如,中西部地区和远离省会城市地区需要更加重视挂牌出让比例较高所产生的负面作用。中央政府可以考虑建立垂直化管理的土地出让效果评估机制,以更精确地监测和评估地方政府的土地出让行为,从而及时采取措施降低其对企业的不良影响。(3)国家需要逐步提升地方政府相应的财政资源获取空间,使土地出让收入在其财政支出中的比重得以降低。通过财政资源的逐步提升,地方政府的土地出让竞争压力也将减轻。当然,在这个过程中也需要中央政府从经济高质量发展、民生改善和环境保护等多个层面考核

地方政府的发展绩效。

参考文献:

- 1.曹润林、李智,2012:《“土地财政”与地方政府财政收支缺口的关系研究——基于中国省级面板数据的计量分析》,《税收经济研究》第1期。
- 2.陈前利、马贤磊、石晓平、邹旭、蓝菁,2019:《工业用地供应行为影响工业能源碳排放吗?——基于供应规模、方式与价格三维度分析》,《中国人口·资源与环境》第12期。
- 3.范剑勇、莫家伟、张吉鹏,2015:《居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究》,《中国社会科学》第4期。
- 4.范子英,2015:《土地财政的根源:财政压力还是投资冲动》,《中国工业经济》第6期。
- 5.顾和军、严蔚然,2021:《空气污染治理对企业全要素生产率的影响——基于〈环境空气质量标准(2012)〉的准自然实验》,《中国人口·资源与环境》第11期。
- 6.胡春阳、张进铭、余泳泽,2023:《财政补贴能否对企业全要素生产率形成溢出效应?》,《经济评论》第1期。
- 7.黄健柏、徐震、徐珊,2015:《土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究》,《中国工业经济》第3期。
- 8.李礼连、程名望、张利国,2023:《中国工会对企业全要素生产率的作用机制:理论与实证》,《经济评论》第1期。
- 9.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。
- 10.刘贯春、陈登科、丰超,2017:《最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析》,《中国工业经济》第7期。
- 11.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。
- 12.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。
- 13.皮亚彬、李超,2020:《地区竞争、土地供给结构与中国城市住房价格》,《财贸经济》第5期。
- 14.宋敏、周鹏、司海涛,2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。
- 15.屠帆、葛家玮、刘道学、钟琴,2017:《土地出让市场化改革进程中工业地价影响因素研究》,《中国土地科学》第12期。
- 16.王海成、张伟豪、夏紫莹,2023:《产业规模偏好与企业全要素生产率——来自省级政府五年规划文本的证据》,《经济研究》第5期。
- 17.王一次、詹新宇,2021:《僵尸企业与市场资源配置效率——基于全要素生产率分布的视角》,《当代财经》第4期。
- 18.王媛、杨广亮,2016:《为经济增长而干预:地方政府的土地出让策略分析》,《管理世界》第5期。
- 19.谢冬水,2020:《土地资源错配与城市创新能力——基于中国城市面板数据的经验研究》,《经济学报》第2期。
- 20.闫昊生、孙久文、张泽邦,2020:《土地供给与产业结构转变——基于地方政府经营城市的视角》,《经济学动态》第11期。
- 21.杨其静、吴海军,2021:《地理禀赋、土地用途与挂牌-拍卖出让策略——基于2007—2017年土地出让数据的研究》,《南方经济》第10期。
- 22.余靖雯、郭凯明、麦东仁,2022:《财政压力、企业税费负担与全要素生产率》,《经济学动态》第11期。
- 23.余森杰、金洋、张睿,2018:《工业企业产能利用率衡量与生产率估算》,《经济研究》第5期。

- 24.赵宸宇、王文春、李雪松,2021:《数字化转型如何影响企业全要素生产率》,《财贸经济》第7期。
- 25.Chen, T., and J. K. Kung. 2016. “Do Land Revenue Windfalls Create a Political Resource Curse? Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 123: 86–106.
- 26.Li, T., J. Ma, and B. Mo. 2021. “Does the Land Market Have an Impact on Green Total Factor Productivity? A Case Study on China.” *Land* 10(6): 1–19.
- 27.Xie, R., S. Yao, F. Han, and J. Fang. 2019. “Land Finance, Producer Services Agglomeration, and Green Total Factor Productivity.” *International Regional Science Review* 42(5–6): 550–579.
- 28.Yang, L., J. Wang, Y. Feng, and Q. Wu. 2022. “The Impact of the Regional Differentiation of Land Supply on Total Factor Productivity in China: From the Perspective of Total Factor Productivity Decomposition.” *Land* 11(10):1–17.
- 29.Yeo, Y., and C. Park. 2023. “Does Firm Size Matter? Decomposing Korean Firms’ Productivity Growth Based on a Stochastic Frontier Approach and Its Policy Implications.” *Asian Journal of Technology Innovation* 31(2): 284–308.

Listing Industrial Land Leasing and Total Factor Productivity of Enterprises: Based on Chinese County-Level Data

Wang Shoukun¹, Fan Wencheng² and Wan Qian²

(1: School of Applied Economics(School of Digital Economics), Jiangxi University of Finance and Economics; 2: School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: This paper investigates the causal effect of leasing industrial land through the listing mode on the total factor productivity of industrial firms. Based on Chinese industrial enterprise database and land leasing micro-data from 2007 to 2013, this paper demonstrates that a higher area ratio of industrial land leased through the listing mode in a county is associated with a greater inhibitory effect on the total factor productivity of industrial enterprises. This conclusion remains robust after a series of tests such as two-stage IV estimation. Meanwhile, the inhibitory effect will be amplified among enterprises in mid-western regions, enterprises located far from provincial capital cities, larger enterprises, and non-state-owned and non-collective enterprises. The mechanism analysis reveals that the listing mode of industrial land leasing hinders the growth of total factor productivity in industrial enterprises through three channels: the fiscal expenditure gap, corporate profit contraction, and low average labor wages. Further analysis implies that the listing mode of industrial land leasing will also aggravate the dispersion of firms’ total factor productivity within a county, which is not conducive to alleviating the problem of local economic resource mismatch. Based on the above conclusions, it is necessary to further promote the market-oriented reform of the land leasing system, establish a vertical evaluation mechanism, and improve the efficiency of land resource allocation in China.

Keywords: Industrial Land, Local Government, Listing Land Leasing, Total Factor Productivity of Enterprises

JEL Classification: D24, O47, R52

(责任编辑:惠利、陈永清)