

DOI: 10.19361/j.er.2021.03.02

# 土地审批权下放能提高城市发展质量吗?

张莉 刘昭聪\*

**摘要:**土地审批权制度改革是在推动构建双循环新发展格局背景下深化行政体制改革、实现资源配置优化、打通国内大循环的重要举措。在进入高质量发展的新阶段,土地审批权下放对城市发展质量的影响值得深入研究。本文基于报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点的准自然实验,采用双重差分法研究了土地审批权下放对城市全要素生产率的影响。研究发现:土地审批权下放在总体上促进了城市发展质量的提高,具体表现为土地配置效率的提高和基础设施水平的提升。进一步地,初始基础设施水平越低、腐败程度越低、土地财政依赖程度越低的城市,其城市生产率受到土地审批权下放的促进作用更显著。本文对于深化土地审批制度改革、推动国家治理体系和治理能力现代化以及通过政策引导提升经济发展质量都具有重要的理论和现实意义。

**关键词:**土地审批权;城市生产率;高质量发展;土地配置效率

## 一、引言

在“十四五”时期推动构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局背景下,如何通过深化行政体制改革提升国家治理能力、实现资源优化配置、打通国内大循环是社会各界广泛关注的焦点问题。作为土地资源这一关键生产要素的主要管制手段,土地审批制度的改革更是重中之重。多年以来,土地审批制度在保护土地资源、促进土地合理节约利用等方面发挥了重要作用,但也暴露出程序重复、效率低下、周期过长等缺陷,不能适应新发展格局的需要。近年来,相关部门为推动实现自然资源治理体系和治理能力现代化,按照“简政放权、放管结合、优化服务”的改革要求,简化了审批程序,适当下放了土地审批权限,改革土地管理制度。2020年3月印发的《国务院关于授权和委托用地审批权的决定》(国发[2020]4号),将国务院可以授权的永久基本农田以外的农用地转为建设用地审批事项授权各省、自治区、直辖市人民政府批准。

生产率是经济发展质量的关键度量指标,土地审批权的下放能否促进城市生产率的提

\*张莉,中山大学国际金融学院,邮政编码:519082,电子信箱:zhangL39@mail.sysu.edu.cn;刘昭聪,中山大学国际金融学院,邮政编码:519082,电子信箱:zhaocongliu@foxmail.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“城市内土地错配和实体经济发展:成因、测度及影响机制”(项目批准号:71973158)、国家社会科学基金后期资助项目“城市土地问题与区域经济发展研究”(项目批准号:19FJYB019)的资助。感谢《经济评论》编辑部开放日·审稿快线(第4期)审稿专家的宝贵意见,文责自负。

高?如果能,那么土地审批权下放提升城市生产率的途径是什么?在中国经济由强调增长速度转向注重增长质量的新阶段,土地审批权下放对经济发展质量的影响值得研究。该问题的研究将为政府在双循环新发展格局下深化土地审批制度改革、通过政策引导提升经济发展质量提供启示,具有重要的理论价值和实践指导意义。

国内关于土地审批制度的研究多集中于政策的定性分析,定量分析较少。邹爱华(2011)、田志强等(2012)指出了现行城市建设用地审批制度中存在供应环节多、程序复杂、周期长、效率低等问题,对土地审批制度改革的必要性进行了论述,并提出改革建议。以上文献以定性分析为主,只有少量文献进行了实证研究。陈宇琼和钟太洋(2016)利用省级面板数据检验了土地审批制度改革对建设占用耕地面积的影响,发现上收建设用地审批权会减缓建设占用耕地速度。汤清媚等(2017)通过实证检验得出,土地审批权上收只在局部地区明显减缓了城市建设用地的增长。总之,迄今对土地审批制度的实证研究较少,更缺乏对土地审批权限下放与城市生产率之间关系的研究。

国内外关注城市生产率的文献比较丰富,已有文献研究了集聚、基础设施、人力资本等对城市生产率的影响。Ciccone 和 Hall(1996)、范剑勇等(2014)、张先锋等(2018)从产业集聚、人口集聚等角度分析了集聚对城市生产率的影响。Fernald(1999)、Cohen 和 Catherine(2004)、刘生龙和胡鞍钢(2010)等分别证明了交通基础设施对生产率有显著正向影响。Bronzini 和 Piselli(2009)的研究显示人力资本对生产率有积极影响。

综观土地审批制度和城市生产率的研究,关于土地审批权下放与城市生产率之间关系的文献较为缺乏。放宽到行政审批改革上,朱光顺等(2020)的研究表明,行政审批改革促进了企业全要素生产率的提高,但该研究的主题与本文仍有很大差异。

为弥补相关研究的缺失,本文基于2011年报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点,利用双重差分法评估土地审批权下放对城市生产率的影响。本文可能的贡献主要在于:第一,利用双重差分法实证检验了土地审批权下放对城市生产率的影响,丰富了关于土地审批制度改革的实证研究。第二,在实证检验中探讨了土地审批权下放提升城市生产率的影响机制,为通过政策引导提升经济发展质量提供启示。第三,土地审批制度改革是深化“放管服”改革的重要举措,本文研究将为继续推动土地审批制度改革、实现自然资源治理体系和治理能力现代化提供理论支持。

本文其余部分的内容安排如下:第二部分是制度背景和试点政策;第三部分是机制分析与研究假说;第四部分是模型与变量设定;第五部分是实证结果与分析;第六部分是影响机制检验;第七部分是进一步讨论;第八部分是结论及政策启示。

## 二、制度背景和试点政策

### (一)报国务院批准的城市建设用地审批制度

建设用地审批管理是土地审批制度的重要组成部分,是法律授权的机关根据相关法律法规授予的职权,对建设项目用地的申请、审查、批准以及与之相关的各个环节所实施的行政管理程序(田志强等,2012)。报国务院批准的城市建设用地审批制度,是指根据《中华人民共和国土地管理法》第四十四条、四十五条和《报国务院批准的建设用地审查办法》的规定,在土地利用总体规划确定的直辖市、计划单列市和省、自治区人民政府所在地的城市以及人口在50万以上的城市(初期共84个城市,2011年新增22个,共106个)建设用地规模范围内,为实

施该规划按土地利用年度计划分批次用地,占用土地涉及农用地转建设用地的,需经省、自治区或直辖市人民政府审查后报国务院批准。报国务院批准的城市建设用地审批制度的发展历程如下:

1999年,《报国务院批准的建设用地审查办法》确立了报国务院批准的城市建设用地审批制度基本框架,对需报国务院批准的城市建设用地审查范围、审查原则、审查依据、审查内容、审查程序等做出了具体规定。<sup>①</sup> 根据以上规定,在该阶段,共有符合要求的84个城市新增建设用地需报国务院批准。

2000年,《关于报国务院批准的建设用地审查报批工作有关问题的通知》(国土资发[2000]201号)进一步细化了需报国务院批准的建设用地范围、报批材料等要求。

2006年,《国土资源部关于调整报国务院批准城市建设用地审批方式有关问题的通知》(国土资发[2006]320号)规定,按照权责一致的原则调整城市建设用地审批方式,具体包括:城市建设用地审批调整为每年由省级人民政府汇总后一次上报,报国务院批准后由省级人民政府具体组织实施;省级人民政府对城市建设用地负总责,省级人民政府组织实施、有关城市人民政府具体实施征地和供地。

至此,现行的报国务院批准的城市建设用地审批制度的审批范围、方式、内容、程序等已基本形成和完善。2011年,国务院进一步上收22个城市新增建设用地审批权,加上原规定的84个城市,需报国务院批准新增建设用地的城市共106个。

(二) 报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点

2011年,为进一步提高报国务院批准城市建设用地审批效率,缩短审批周期,保障城市建设用地需要,《国土资源部关于开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点的通知》(国土资发[2011]57号)正式决定开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点。该试点政策的具体内容可概括为以下两点:(1)具体地块审查下放至省级。按照“国家批规模、控结构,地方管项目、落用地”的原则,划分部省审查职责,国土资源部不再对具体地块进行审查,具体用地是否符合土地利用总体规划由省级把关;在省级审核农用地转用和土地征收实施方案环节时,再落实具体用地位置,进行实质性审查,整体上提高审查工作效率。(2)简化审查内容和报批材料。改进用地审查报批工作后,减少省级向部提交的用地审查材料。原报部材料中“标注申请用地位置的标准分幅土地利用现状图、标注申请用地位置的土地利用总体规划确定的中心城市建设用地范围控制图”等与具体用地相关的材料,不再需要向部提交。

该试点政策分多批次实行,各批次试点城市的具体名单如表1所示。具体情况如下:

第一批试点:2011年,根据《国土资源部关于开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点的通知》,在首批35个试点城市正式开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点。

①该办法中规定,下列建设占用土地,涉及农用地转为建设用地的,需报国务院批准:(1)国务院批准的建设项目;(2)国务院有关部门和国家计划单列企业批准的道路、管线工程和大型基础设施建设项目;(3)省、自治区、直辖市人民政府批准的道路、管线工程和大型基础设施建设项目;(4)在土地利用总体规划确定的直辖市、计划单列市和省、自治区人民政府所在地的城市以及人口在50万以上的城市建设用地规模范围内,为实施该规划按土地利用年度计划分批次用地。

第二批试点:2012 年,报国务院批准城市用地审批制度改革试点城市新增 20 个,试点城市总量扩大到 55 个。

第三批试点:2016 年《国土资源部关于改进和优化建设项目用地预审和用地审查的通知》(国土资规[2016]16 号),将改革试点政策由原来的 55 个试点城市推广到全部 106 个报国务院批准用地城市。

表 1 各试点批次(年份)及试点城市名单	
批次(年份)	试点城市名单
第一批(2011)	天津市、呼和浩特市、包头市、沈阳市、阜新市、抚顺市、本溪市、辽阳市、鞍山市、丹东市、大连市、锦州市、盘锦市、长春市、吉林市、哈尔滨市、齐齐哈尔市、大庆市、伊春市、鹤岗市、佳木斯市、鸡西市、牡丹江市、杭州市、福州市、厦门市、广州市、南宁市、海口市、成都市、西安市、兰州市、西宁市、银川市、乌鲁木齐市(共 35 个)
第二批(2012)	北京市、上海市、重庆市、宁波市、青岛市、深圳市、石家庄市、太原市、南京市、合肥市、南昌市、济南市、郑州市、武汉市、长沙市、贵阳市、昆明市、拉萨市、苏州市、南通市(共 20 个)
第三批(2016)	试点政策推广至全部 106 个报国务院批准建设用地城市

注:作者根据《国土资源部关于开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点的通知》(国土资发[2011]57 号)、自然资源部信息公开告知书等整理。

(三) 审批制度改革试点的实质和影响

基于对报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点政策的分析,本文认为,该试点政策的本质是具体用地审批权的下放。根据政策规定,虽然名义上省级人民政府仍需上报国务院和国土资源部批准建设用地,但在试点政策下,实际向国土资源部提交的用地审查材料只有“省级政府城市建设用地请示文件、省级国土资源部门建设用地审查意见、国务院批准建设用地城市农用地转用和土地征收方案申报汇总表、土地利用总体规划修改方案”共四项,涉及具体地块信息的“标注申请用地位置的标准分幅土地利用现状图”等均不再报送,国土资源部亦不进行审核。具体用地是否符合规范由省级负责,说明具体用地的实际审批权已经下放。

在该试点政策下,省级政府拥有更大的用地自主权,可自由调配区域内不同地区的建设用地供给,增强土地管理灵活性,有助于优化新增建设用地的空间配置;提高用地审批效率,减少制度性交易成本;保障重点项目的项目用地,拓宽城市发展空间。

三、机制分析与研究假说

用地审批权下放可能从以下两个方面影响城市生产率:一方面,审批权力下放后,由于地方政府更了解当地具体情况,具备信息优势,因而更能因地制宜地安排土地供给,发挥国土空间规划的统筹作用,优化土地资源的空间配置。这有助于减少资源错配,提升土地配置效率,从而提高城市生产率。另一方面,用地审批权下放会增强地方政府对土地的支配权力使用灵活性和供地效率,使之能更加灵活地调整新增建设用地指标,优先用于保障重大基础设施项目的落地,疏通基建项目的用地障碍,促进基础设施建设,从而促进城市生产率的提升。

提高土地资源配置效率是土地审批权下放影响城市生产率的一个重要机制。相较于国务院和自然资源部,省级政府对市场的洞察更为敏锐,更适宜执行以操作为主的用地审批职能。土地审批权下放后,地方政府可以更加因地制宜地将有限的土地配置给土地边际生产



效率更高的企业,减少土地浪费和利用低效的问题,优化土地资源的空间配置,从而提升土地资源配置效率。

土地资源配置效率是影响生产率提高的重要因素。与资源错配相关的文献认为,资源的有效配置可以通过提高全要素生产率从而促进经济总产出增加,而土地资源配置是其中的重要组成部分(Banerjee and Moll, 2010; Brandt et al., 2013)。易纲等(2003)认为,资源配置效率的改善对我国全要素生产率的提高作出了重要贡献。具体到土地资源配置方面,有关文献认为,土地资源错配问题影响了企业的全要素生产率(李力行等, 2016),工业用地价格的上升能够提升全要素生产率(张莉等, 2019)。综上,土地资源配置效率的提高能够提升全要素生产率,因此本文提出:

假说 1:土地审批权下放,能够提升土地资源配置效率,从而促进城市全要素生产率的提升。

土地审批权下放也可以通过提升基础设施水平来影响城市生产率。具体地块的审批权限下放后,省级政府在涉及农用地转建设用地的审批工作中有更大自主权。相关研究表明,地方政府官员的晋升动机使他们倾向于出让更多土地,提供更多的公共基础设施,以推动经济增长(王贤彬等, 2014)。而基建项目经常涉及农用地转用问题,许多基建项目受其制约而推进受阻。用地审批权下放有助于地方政府灵活调整新增建设用地指标,优先保障重大基建项目,疏通基建项目的用地障碍,提升基础设施水平。

大量文献认为,基础设施对生产率有积极的影响。Cohen 和 Catherine(2004)、刘生龙和胡鞍钢(2010)验证了交通基础设施对生产率和经济增长的正向影响。张浩然和衣保中(2012)则验证了通讯基础设施、医疗条件、人力资本和交通基础设施对全要素生产率的促进作用。因此,基础设施水平的提升能够促进城市生产率的增长。综合上述分析,本文提出:

假说 2:土地审批权下放,有利于城市基础设施建设,从而促进城市全要素生产率的提升。

四、模型与变量设定

(一)模型设定

报国务院批准建设用地的城市在初期共有 84 个<sup>①</sup>。2011 年,国土资源部在第一批共 35 个城市开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点;2012 年,第二批共 20 个城市加入试点。因此,本文的研究总样本是初期确定的报国务院批准建设用地的城市,共 84 个。其中,将 2011 年和 2012 年的第一批、第二批试点城市视为实验组,共 55 个;非试点城市视为控制组,共 29 个。由于试点工作分两批开展,因此,本文采用连续时间双重差分模型,构建如下回归模型:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

(1)式中: $i, t$ 分别表示城市和年份。 $\ln TFP_{i,t}$ 为被解释变量,用城市*i*在*t*年的全要素生产率的对数衡量。为保证结果的稳健性,本文采用增长核算法和 DEA-Malmquist 指数分析法两种方法估计城市全要素生产率。 $DID_{i,t}$ 是双重差分模型的核心解释变量,对于实验组的城市

<sup>①</sup>2011 年新增 22 个城市建设用地需报国务院批准,由于与试点政策时间重合,为排除干扰不纳入研究。

$i$ 而言,若 $t$ 时间在该城市所对应的试点政策时点之前,值为0,在该城市所对应的试点政策时点之后,值为1;对于控制组的城市 $i$ 而言,值为0。 $Controls_{i,t}$ 为控制变量,包括基础设施、人力资本、就业密度、企业密度、工业化水平、服务业水平、外资水平、固定资产投资水平。 $\mu_i$ 、 $\lambda_t$ 分别为控制城市固定效应和时间固定效应的虚拟变量,分别控制城市不随时间变化的影响因素以及特定年份的宏观影响因素。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。在该模型中,系数 $\alpha_1$ 反映了报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点的城市生产率促进效应,预期 $\alpha_1$ 显著为正。实证过程均把标准误聚类到城市层面。

## (二) 数据来源

本文使用的84个样本城市名单和55个试点城市名单由作者根据政策文件收集整理。其中,报国务院批准建设用地的初期84个城市名单<sup>①</sup>根据《报国务院批准的建设用地审查办法》确定,2011年新增的22个报国务院批准用地城市名单整理自2011年8月24日《南方日报》的报道<sup>②</sup>。报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点政策中,第一批35个试点城市名单来自《国土资源部关于开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点的通知》,第二批20个试点城市名单由作者依照《中华人民共和国政府信息公开条例》向自然资源部提出信息公开申请后获得。

本文使用的城市层面经济数据来源于《中国城市统计年鉴》、中经网统计数据库和CEIC中国经济数据库。由于2006年国务院曾对城市建设用地审批方式进行过调整,为排除干扰,本文去除2006年及以前的数据。报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点于2017年开始全面铺开至所有样本城市,因此本文去除2017年及以后的数据。综上,本文使用了2007—2016年的84个样本城市的经济数据。为保证数据的质量,本文对数据进行如下筛选:(1)因拉萨市数据缺失过多,因此回归分析中不包括拉萨市的数据;(2)对所有连续变量进行1%的缩尾处理,降低异常值的影响。

本文所使用的全国土地出让数据来自中国土地市场网。具体而言,本文使用了2007—2016年全国约184万条土地出让的微观数据,按照“土地用途”提取出建设用地中主要用地类型的数据,并分城市和年份进行统计。本文使用的省级腐败程度的数据来源于《中国检察年鉴》中各省、自治区、直辖市人民检察院的工作报告,其中包括各地区当年立案侦查的贪污、受贿、挪用公款等职务犯罪的情况。用于衡量基建投资情况的城市建设固定资产投资总额、道路桥梁建设投资总额以及用于计算土地财政依赖程度的相关数据来自“国信房地产信息网城市年度库”。

## (三) 变量选取

### 1. 被解释变量

被解释变量为城市生产率的对数。测算全要素生产率的方法很多,其中,基于C-D生产函数的增长核算法和索洛残差法曾是最广泛采用的方法,而由DEA发展出来的DEA-Malmquist指数分析方法在近年广受欢迎。为保证结果的稳健性,本文分别采用DEA-Malmquist指数分析方法和增长核算法两种方法进行测算。

①报国务院批准用地初期84个城市名单、新增22个城市名单限于篇幅未列出,可向作者索取。

②资料来源:卢轶,2011:《国务院上收22市建设用地审批权 珠三角核心地带各市均在此列》,《南方日报》8月24日,第A15版。

(1) 计算生产率所需指标的测算

计算城市生产率涉及对投入和产出指标的测算,包括城市总产出 $Y_{i,t}$ 、城市资本投入 $K_{i,t}$ 和城市劳动投入 $L_{i,t}$ 。城市总产出 $Y_{i,t}$ 用国内生产总值(GDP)来表示,根据分省的国内生产总值指数进行平减,将数据开始的年份2007年选取为基年,将GDP换算为2007年不变价的实际国内生产总值。借鉴许海平和王岳龙(2010),城市劳动投入 $L_{i,t}$ 使用城市就业人数来表示。城市资本投入 $K_{i,t}$ 用全市资本存量表示,并通过永续盘存法进行测算,参照张军等(2004)的方法,用固定资产投资总额作为当期投资额 $I_t$ ,固定资产投资价格指数作为 $P_t$ ,基年资本存量 $K_0$ 用各城市当年固定资产投资总额除以10%表示,固定资产折旧率 $\sigma$ 为9.6%。使用上述方法计算得到各城市2007—2016年的资本存量,为2007年不变价。

(2) DEA-Malmquist 指数分析方法计算生产率

DEA方法是在确定性非参数前沿概念基础上逐渐发展起来的一种非参数方法。DEA-Malmquist指数则是Fare等(1994)将Malmquist生产率指数与DEA理论相结合的产物。相较于参数估计方法,DEA-Malmquist指数分析方法不需要设定具体的生产函数形式,避免了生产函数形式的误设,因此在生产率的测算上得到广泛应用(许海平、王岳龙,2010)。本文利用DEAP2.0软件对总样本中84个报国务院批准用地城市2007—2016年的数据进行DEA-Malmquist指数分析,得到Malmquist生产率指数,再最终得到对数生产率 $\ln TFP\_DEA$ ①。

(3) 增长核算法计算生产率

增长核算法是基于C-D生产函数,通过总产出与投入要素的比值来估算全要素生产率的方法。参照张浩然和衣保中(2012),将资本和劳动产出弹性数值分别设定为0.4和0.6。将计算得到的总产出 $Y$ 、资本投入 $K$ 和劳动投入 $L$ 代入,取对数后得到对数生产率 $\ln TFP\_CD$ 。

2. 控制变量

本文选取的控制变量包括基础设施( $\ln infra$ )、人力资本( $\ln edu$ )、就业密度( $\ln denla$ )、企业密度( $\ln ed$ )、工业化水平( $\ln ind$ )、服务业水平( $\ln ser$ )、外资水平( $\ln open$ )、固定资产投资水平( $\ln li$ )。

3. 其他变量

在机制检验部分,本文选取城市建设固定资产投资总额( $\ln constr$ )和道路桥梁建设投资总额( $\ln constr\_road$ )来衡量基础设施投资和建设的情况,并使用人均道路里程数( $\ln infra$ )和每平方公里的道路里程数( $\ln infra1$ )作为基础设施水平的衡量指标。

在异质性分析阶段,本文选取试点政策前一年的人均GDP的对数( $\ln gdp$ )来衡量城市的初始经济发展水平,以此检验初始发展水平的差异是否会影响政策的生产率促进效应。参照刘勇政和冯海波(2011),使用试点政策前一年的每万人公职人员职务犯罪立案数( $\ln corr$ )作为地区腐败程度的替代变量,探讨政策效果是否受当地腐败程度的影响。采用试点政策前一年的土地出让成交价款与地方财政一般预算内收入之比( $\ln landfin$ )衡量城市对土地

①由于Malmquist生产率指数是指相对于上一年生产率的变化率,因此这里将基期各城市的全要素生产率设为1,用第 $t+1$ 年的Malmquist生产率指数乘以第 $t$ 年的全要素生产率,得到第 $t+1$ 年的全要素生产率。依此类推,可求得每年的全要素生产率。

财政的依赖程度,检验土地财政依赖程度是否会影响政策效果。

本文采用的主要变量及定义如表 2 所示。

表 2		变量说明
变量符号	变量名称	说明
lnTFP_CD	城市生产率-增长核算法	采用增长核算方法测算,详见正文
lnTFP_DEA	城市生产率-DEA 方法	采用 DEA-Malmquist 指数分析法测算,详见正文
lninfra	基础设施(人均里程)	城市道路里程/常住人口(公里/万人)
lninfra1	基础设施(地均里程)	城市道路里程/土地面积(公里/平方公里)
lnedu	人力资本	教育经费支出/总学生数(元/人)
lnedenla	就业密度	总就业人口/土地面积(万人/平方公里)
lned	企业密度	规模以上工业企业数量/土地面积(个/平方公里)
ind	工业化水平	第二产业增加值占全市 GDP 比重(100%)
ser	服务业水平	第三产业增加值占全市 GDP 比重(100%)
open	外资水平	外商直接投资/国内生产总值(100%)
lnli	固定资产投资水平	固定资产投资/城镇单位就业人数(元/人)
lnconstr	城市建设投资水平	城市建设固定资产投资总额(亿元)
lnconstr_road	道路桥梁投资水平	道路桥梁建设投资总额(亿元)
lngdpper	经济发展水平	人均 GDP(元/人)
corr	腐败程度	每万人公职人员职务犯罪立案数(件/万人)
landfin	土地财政依赖程度	土地出让成交价款/财政一般公共预算内收入(100%)

4. 变量的描述性统计

本文对主要变量进行了描述性统计,结果见表 3。可以看出,各城市在全要素生产率上有一定的差异,这与我国地区发展不均衡的情况是相符合的。

表 3		变量的描述性统计			
变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
lnTFP_CD	828	6.3410	0.3701	4.9561	7.2774
lnTFP_DEA	830	-0.3405	0.3595	-2.8713	0.3250
lninfra	782	3.9140	0.7779	1.4608	5.5806
lninfra1	792	-0.0782	0.6277	-2.7468	0.7402
lnedu	707	9.3969	0.5903	7.5177	10.6381
lnedenla	827	-3.0870	1.0967	-7.0516	-0.5383
lned	829	-1.1684	1.1818	-5.6642	1.4406
ind	828	48.8476	10.8697	20.9400	76.3700
ser	828	48.0382	11.1077	22.1700	76.8600
open	796	1.9064	1.7970	0.0172	12.1091
lnli	821	12.4685	0.6787	10.3522	14.0484
lnconstr	823	3.6589	1.5590	-1.5325	7.1876
lnconstr_road	819	2.8014	1.7268	-6.9178	6.2102
lngdpper	812	10.9365	0.5661	9.3781	12.4918
corr	830	27.7459	5.5907	12.3550	42.3028
landfin	830	71.6806	41.4035	4.5942	173.9033

资料来源:城市经济数据来源于《中国城市统计年鉴》、中经网统计数据库和 CEIC 中国经济数据库。土地财政、城市建设固定资产投资数据来源于国信房地产信息网城市年度数据库。腐败程度相关数据来源于《中国检察年鉴》。



五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

基本结果如表 4 所示。列(1)、(2)以使用增长核算法测算的城市生产率  $\ln TFP\_CD$  作为被解释变量,列(3)、(4)则采用以 DEA-Malmquist 方法测算得到的  $\ln TFP\_DEA$  作为被解释变量。列(1)、(3)仅控制了城市固定效应和年份固定效应,列(2)、(4)加入了一系列控制变量。估计结果表明,无论以增长核算法还是 DEA 方法计算的城市生产率、是否加入控制变量,土地审批权的下放对城市生产率都有显著的促进作用。

表 4 土地审批权下放与城市全要素生产率

变量	$\ln TFP\_CD$	$\ln TFP\_CD$	$\ln TFP\_DEA$	$\ln TFP\_DEA$
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.1039 *** (4.00)	0.0651 *** (3.13)	0.1537 ** (2.46)	0.0974 ** (2.34)
<i>lninfra</i>		0.2401 *** (5.33)		0.1573 ** (2.39)
<i>lnedu</i>		-0.0305 (-0.66)		-0.0932 (-1.37)
<i>lndenla</i>		-0.2372 *** (-5.47)		-0.1073 ** (-2.25)
<i>lned</i>		0.1056 *** (3.21)		0.0398 (1.07)
<i>ind</i>		0.0092 * (1.90)		0.0001 (0.01)
<i>ser</i>		0.0087 * (1.71)		0.0050 (0.64)
<i>open</i>		-0.2302 (-0.34)		3.2415 (1.53)
<i>lnli</i>		-0.1803 *** (-5.54)		-0.2865 *** (-3.95)
常数项	6.5977 *** (576.50)	6.6315 *** (9.99)	-0.0000 (-0.00)	3.0852 *** (3.03)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	828	636	830	636
$R^2$	0.7837	0.8668	0.6738	0.7558

注:括号内是  $t$  值,标准误差聚类到城市层面,\*、\*\*和\*\*\*分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。后表同。

(二) 平行趋势检验与动态效应

参考 Beck 等(2010)、曹清峰(2020),采用事件分析方法(event study)进行平行趋势检验,设定如下的回归模型:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{11} DID_{i,t}^{-4} + \cdots + \alpha_{19} DID_{i,t}^{+4} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

(2)式中: $DID_{i,t}^j$ 为虚拟变量。当年份  $t$  恰好为城市  $i$  对应的试点时间之后  $j$  年时, $DID_{i,t}^j$ 为 1,

其余情况为 0; 当年份  $t$  恰好为城市  $i$  对应的试点时间之前  $j$  年时,  $DID_{i,t}^j$  为 1, 其余情况为 0。该模型中的其余变量与基准模型一致。本文检验了试点政策实施前 4 年至后 4 年共 9 年的趋势变化。为避免多重共线性, 本文参考曹清峰 (2020), 将土地审批权下放试点政策前一年作为基准期去除, 因此没有汇报  $DID_{i,t}^{-1}$  这一虚拟变量的系数。图 1 为以  $\ln TFP\_DEA$  为被解释变量时平行趋势检验的结果。

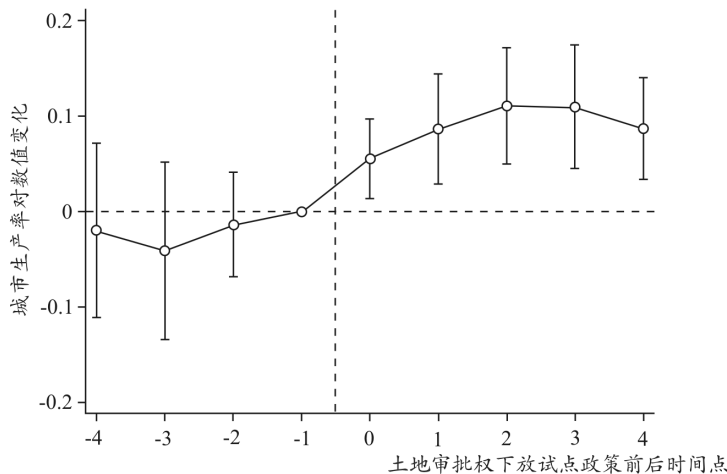


图 1 平行趋势检验

图 1 显示, 试点政策实施前实验组和控制组不存在显著的差异, 但政策实施后产生了明显差别, 样本通过平行趋势检验, 满足双重差分法的基本假定, 本文的基准回归结果是稳健的。同时可以大致看出, 该政策的生产率促进效应在试点实施后逐渐增大, 政策效果具有持续性。使用  $\ln TFP\_CD$  作为被解释变量所得的图形与之相似, 限于篇幅未报告。

### (三) 安慰剂检验

尽管本文在基准回归中已经控制了大量的城市特征变量, 但仍可能存在部分无法观测的城市特征差异, 影响政策评估的准确性。为了排除其他非观测遗漏变量的干扰, 参照 La Ferrara 等 (2012)、Li 等 (2016), 通过在 84 个样本城市中随机选择 35 个样本为第一批实验组、20 个样本为第二批实验组, 共 55 个样本作为实验组来进行检验, 结果见图 2。

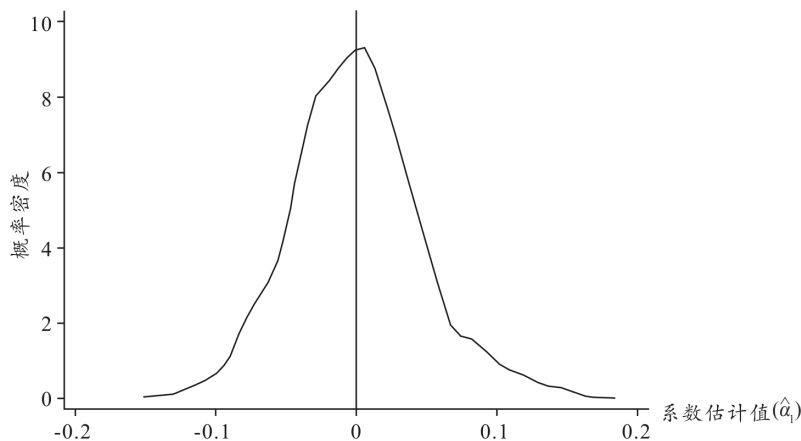


图 2 安慰剂检验结果图

本文分别将  $\ln TFP\_DEA$  和  $\ln TFP\_CD$  作为被解释变量,通过计算机随机选取实验组,并将这一随机过程重复 500 次。图 2 为将  $\ln TFP\_DEA$  作为被解释变量时,估计系数的概率密度分布图,可以看出,500 次随机分配过程中,系数估计值  $\hat{\alpha}_1$  集中分布在 0 附近。以  $\ln TFP\_CD$  为被解释变量时,结果也是相似的。综上,其他非观测遗漏变量不会影响基本结论,基准回归中的估计结果是稳健的。

(四) 其他稳健性检验

本文进一步进行了多项稳健性检验,主要包括:第一,去除四大一线城市的样本。由于一线城市与其他城市相比具有一定的特殊性,为了排除这种特殊性的干扰,去除一线城市的样本,重新利用(1)式进行双重差分检验,结果如表 5 列(1)、(2)所示,土地审批权下放的试点政策依然显著影响城市生产率。第二,排除金融危机的影响。由于样本的时间范围内发生了全球金融危机,可能对估计产生不利影响,因此去除 2008 年和 2009 年的数据,重新进行估计,结果如表 5 列(3)、(4)所示,试点政策对城市生产率的促进效应仍然显著。第三,控制城市初期的生产率水平。在选择建设用地审批改革试点城市的时候,政府的选择可能受城市发展水平的影响。为解决政策的内生性问题,本文将试点政策前一期的城市生产率加入回归中,回归结果如列(5)、(6)所示,核心解释变量系数仍然正向显著。第四,更换被解释变量。虽然基准回归中已经选用了两种使用广泛的生产率衡量方法,但一直采用对数形式。为排除数据量级造成的干扰,此处使用不取对数的城市生产率进行回归,如列(7)、(8)所示,结果显示土地审批权下放的试点政策仍然显著影响城市生产率。

表 5 稳健性检验

变量	去除一线城市		排除金融危机影响		加入上期 TFP		更换被解释变量	
	$\ln TFP\_CD$	$\ln TFP\_DEA$	$\ln TFP\_CD$	$\ln TFP\_DEA$	$\ln TFP\_CD$	$\ln TFP\_DEA$	$TFP\_CD$	$TFP\_DEA$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$DID$	0.0549 *** (2.70)	0.0966 ** (2.11)	0.0411 ** (2.03)	0.0538 ** (2.31)	0.0271 ** (2.43)	0.0487 ** (2.50)	42.8429 ** (2.55)	0.0434 ** (2.46)
$L.\ln TFP\_CD$					0.6839 *** (16.84)			
$L.\ln TFP\_DEA$						0.6364 *** (17.57)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	604	604	484	484	634	636	636	636
$R^2$	0.8765	0.7570	0.8457	0.7962	0.9324	0.8848	0.8057	0.8595

注:控制变量包括基础设施、人力资本、就业密度、企业密度、工业化水平、服务业水平、外资水平、固定资产投资水平,限于篇幅未报告。后表同。

六、影响机制检验

本文认为用地审批权下放的试点政策会提高土地配置效率和基础设施水平,进而促进城市生产率的提升。接下来,将分别对这两种可能的影响渠道进行实证检验。

(一) 土地配置效率的影响机制

本文在假说 1 中提出,试点政策可以通过提高土地配置效率来影响城市生产率。试点

政策实施后,具体用地审批权下放,由于地方政府具备信息优势,因此更能将土地配置给边际生产效率更高的企业,减少土地资源错配,提高土地配置效率。而相关研究表明,资源的有效配置是影响生产率提高的重要因素。因此,土地审批权下放可以通过提高土地配置效率,从而影响城市生产率。

若假说 1 成立,则在土地配置效率更低的城市,试点政策更能有效地减少土地错配,对土地配置效率的提升作用更加明显,对城市生产率的促进作用也将更加显著。根据蒋省三等(2007)、张莉等(2013)的研究,政企合谋会导致土地利用效率和配置效率偏低,协议出让土地导致土地资源错配,即协议出让比例越高、招拍挂比例越低,则土地配置效率越低。因此,本文采用土地招拍挂宗数比例来衡量当地的土地配置效率。将各城市按土地配置效率中位数分为高低两组,分别使用(1)式进行实证检验,结果如表 6 所示。

表 6 按土地配置效率高低分组回归

变量	土地配置效率高		土地配置效率低	
	lnTFP_CD	lnTFP_DEA	lnTFP_CD	lnTFP_DEA
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.0367 (1.04)	0.0785 (1.55)	0.0949 *** (3.43)	0.0923 ** (2.43)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	329	329	307	307
R <sup>2</sup>	0.8847	0.7456	0.8813	0.8378

表 6 中列(1)、(2)采用土地配置效率高的城市样本进行回归,发现 DID 系数为正,但并不显著。列(3)、(4)采用土地配置效率低的城市进行回归,DID 系数均显著为正。对比两组样本城市的回归结果可以发现,土地审批权下放主要对土地配置效率低的城市生产率起促进作用,对于土地配置效率高的城市则促进效果不太明显,这验证了本文的假说 1,即土地审批权下放通过提高土地配置效率来提高城市生产率。

(二)基础设施水平的影响机制

提高基础设施水平是土地审批权下放影响城市生产率的另一重要机制。而已有的研究证明了基础设施建设对生产率有显著的正向影响,基础设施水平的提升将推动城市生产率的提高。本文将通过实证分析,检验土地审批权下放能否增加基建用地数量、促进基础设施投资建设并提升城市基础设施水平,从而促进城市生产率的提高。

首先,在土地出让的微观层面上,具体地块的审批权下放,赋予省级政府更大的用地自主权,可自由调配区域内不同地区的建设用地需求,优先保障基础设施建设重点项目用地。本文使用中国土地市场网的 2007—2016 年全国土地出让数据,根据土地用途将出让地块分为商住用地、工矿仓储用地、公共管理与公共服务用地、特殊用地、交通运输用地五大类,分年度、分城市计算每种用地出让宗数的占比,使用双重差分法,检验土地审批权下放是否影响了基础设施相关用地类型的出让情况。

表 7 的结果显示,在主要用地类型中,只有交通运输用地的系数显著为正,说明试点政策能够显著提高土地出让中交通运输用地的占比,从而有利于交通基础设施的建设。



表 7 土地审批权下放对土地出让的影响

变量	商住用地	工矿仓储用地	公共管理与 公共服务用地	特殊用地	交通运输用地
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DID</i>	-0.0103 (-0.72)	-0.0182 (-1.26)	0.0066 (0.66)	-0.0006 (-0.48)	0.0225 ** (2.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	532	532	532	532	532
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2615	0.1512	0.2302	0.0910	0.2847

为了进一步检验土地审批权下放能否提高城市基建投资水平、促进基础设施建设,本文将城市建设固定资产投资总额(*lnconstr*)和道路桥梁建设投资总额(*lnconstr\_road*)作为被解释变量进行回归,分别采用人均道路里程数(*lninfra*)和每平方公里道路里程数(*lninfra1*)衡量城市的基础设施水平,使用双重差分法直接检验土地审批权下放试点政策对基础设施水平的提升作用。

由表 8 列(1)、(2)可知,将城市建设固定资产投资总额、道路桥梁建设投资总额作为被解释变量时,待估系数均显著为正,说明土地审批权下放试点政策显著促进了道路桥梁等基础设施的投资建设。列(3)、(4)的结果显示,以基础设施水平为被解释变量时,*DID* 系数显著为正,说明试点政策显著提升了城市基础设施水平。

表 8 土地审批权下放对城市基建投资、基础设施水平的影响

变量	城市基建投资		城市基础设施水平	
	<i>lnconstr</i>	<i>lnconstr_road</i>	<i>lninfra</i>	<i>lninfra1</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.3604 *** (3.22)	0.3884 ** (2.48)	0.0637 ** (2.03)	0.0472 ** (2.40)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	632	628	636	645
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2946	0.1624	0.2225	0.4599

根据 Cohen 和 Catherine(2004)、刘生龙和胡鞍钢(2010)、张浩然和衣保中(2012)的研究,基础设施水平是城市生产率的重要决定因素,基础设施水平的上升能够很大程度上促进城市生产率的提高。综上,土地审批权下放的试点政策能够提升城市基础设施水平,从而促进城市生产率的增长,这验证了本文提出的第二种影响机制。

总之,土地审批权下放试点政策通过两个影响机制达到提高城市生产率的效果:一方面,土地审批权下放能够提高土地配置效率,进而提高城市生产率;另一方面,土地审批权限下放有利于政府灵活安排、优先保障基建用地,提高基础设施水平,进而提高城市生产率。

七、进一步讨论

(一) 异质性分析

前文已经证明,对于所有 84 个样本城市平均而言,土地审批权下放能够有效提升城市

全要素生产率。但是由于各城市发展并不均衡,以上城市在城市规模、基础设施、经济发展水平等方面有明显的差异。在此背景下,土地审批权下放试点政策对于不同城市的生产率促进作用是否存在差异性呢?有哪些因素可能放大或制约了政策的生产率促进效应?本文将依次检验城市行政等级、经济发展水平、基础设施水平、腐败程度、土地财政依赖程度五个因素对试点政策的生产率促进效果的影响。对于该问题的探讨有助于在未来制定实施类似改革政策时做到因地制宜,优化政策效果。

### 1. 城市行政等级的影响

在中国的行政制度下,一个城市在行政审批、政策执行等方面的条件与其行政等级密切相关。本文将 84 个样本城市划分为省会城市和直辖市、非省会城市两大类,以检验行政等级的差异是否导致了政策的生产率促进效应的异质性。省会城市通常是省级人民政府所在地,由于存在地理优势和行政级别优势,相比非省会城市,其与省级政府的联系沟通更加顺畅,因此土地审批的执行效率也更高;而非省会城市由于空间距离和沟通成本等问题,导致土地审批效率相对较低。在土地审批权下放至省级政府之后,审批流程简化,审批效率提高,这对土地审批效率原本较低的非省会城市可能有更显著的作用。

为验证该猜想,本文在模型(1)的基础上,将是否为省会城市的虚拟变量与土地审批权下放试点的交互项( $DID \times capital$ )加入回归。这里也加入了是否为省会城市的虚拟变量,但由于被城市固定效应吸收,因而没有报告系数。表 9 列(1)、(2)的回归结果表明,无论是省会城市还是非省会城市,土地审批权下放都能显著提升城市生产率,且其城市生产率促进作用在不同等级的城市之间并不存在显著差异。

### 2. 初始经济发展水平的影响

土地审批权下放对生产率的促进作用可能受到初始经济发展水平的影响。对于初始经济发展水平较低的城市而言,由于增长空间和潜力更大,试点政策可能有更好的作用效果。

考虑到人均 GDP 能够很好地刻画一个地区的经济发展水平,这里将试点前一年的人均 GDP 的对数与土地审批权下放试点的交互项( $DID \times \ln gdp_{per}$ )加入回归。回归结果如表 9 列(3)、(4)所示,系数符号都为负,但只有一个在 10% 水平下显著。总体而言,城市经济发展水平的差异对试点政策效果的影响比较微弱。这可能是由于经济较落后的城市在短期内也受到当地营商环境、政府治理水平、劳动力素质等方面不足的制约,因此难以将增长空间和潜力转化为实际增长。这也提示我们,发展落后地区不能只依赖单个政策,而应当同时从优化营商环境、吸引优秀人才等多个方面发力,推动各项改革配套措施相互配合,为充分发掘其经济发展潜力提供全方位制度供给。

### 3. 基础设施水平的影响

机制分析表明,土地审批权下放试点政策通过提高基础设施水平,从而提高城市生产率。据此,本文推测试点政策可能对基础设施水平较低的城市有更大的生产率促进作用。

这里在回归中加入基础设施水平与土地审批权下放试点的交互项( $DID \times \ln infra$ )。结果如表 9 列(5)、(6)所示, $DID \times \ln infra$  的系数显著为负,说明在基础设施水平低的城市,土地审批权下放对提高城市生产率的促进作用更加显著。这可以解释为,土地审批权下放对基础设施落后地区起到了“雪中送炭”的作用,显著促进了基础设施水平的提升,因而生产率的提高更加明显;而基础设施领先的城市提升空间较小,削弱了土地审批权下放通过这一途径

促进城市生产率提高的效果。

表 9 城市等级、发展水平、基础设施的影响

变量	城市等级		发展水平		基础设施	
	lnTFP_CD	lnTFP_DEA	lnTFP_CD	lnTFP_DEA	lnTFP_CD	lnTFP_DEA
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.0843 *** (2.81)	0.0871 * (1.90)	0.1014 *** (3.85)	0.1295 * (1.97)	0.0901 *** (3.98)	0.1230 *** (2.79)
<i>DID × capital</i>	-0.0353 (-0.99)	0.0188 (0.44)				
<i>DID × lngdpper</i>			-0.0577 * (-1.75)	-0.0511 (-0.93)		
<i>DID × lninfra</i>					-0.0842 ** (-2.08)	-0.0862 ** (-2.03)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	636	636	636	636	636	636
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8679	0.7560	0.8693	0.7569	0.8721	0.7591

注:回归中也加入了 *capital*、*lngdpper*、*lninfra*,但由于被城市固定效应吸收,没有报告系数。

4.腐败程度的影响

由于中国在资源配置上的制度安排,地方政府官员通常拥有较大的分配资源的权力,这种权力就有机会成为地方官员谋取个人利益的寻租工具,从而滋生腐败行为(Shleifer and Vishny,1993)。一方面,腐败行为干扰了土地资源的合理配置,阻碍了政府将有限的建设用地灵活配置给土地边际生产效率更高的企业从而提高土地配置效率的过程;另一方面,腐败程度越高,企业越可能采用“以次充优”的手段,从而降低基础设施质量(黄寿峰,2016),影响基础设施水平的提升效果。因此,腐败行为可能阻碍土地审批权下放促进城市生产率提升的两个影响渠道,导致其生产率促进作用被削弱。

在回归中加入腐败程度与土地审批权下放试点的交互项(*DID×corr*),结果如表 10 列(1)、(2)所示,*DID×corr* 的系数显著为负。这表明,在腐败较为严重的城市,土地审批权下放的生产率促进效应受到了腐败行为的干扰和削弱。但总体而言,即使在腐败较为严重的地区,土地审批权下放仍然能起到提高城市生产率的作用。

5.土地财政依赖程度的影响

对土地财政的依赖程度可能从两方面影响土地审批权下放试点的政策效应。一方面,在具体用地审批权下放后,对土地财政依赖程度更高的城市会倾向于将更多的出让指标用于地段好、地价高的地块,或提高商住用地的比例,以增加土地出让收入。单纯追求高土地收入,不利于将土地合理配置给利用效率最高的企业或个人以提升土地配置效率,亦不利于增加基建用地、疏通基建项目用地障碍、提升基础设施水平,可能削弱政策效应。另一方面,土地审批权下放后,土地财政依赖程度更高的城市更可能通过改变用地类型、调整具体地块等方式提高土地出让金收入,增加房地产业相关税收,获取城市建设和发展所需的资金,缓解地方财政约束。这样,政府就能将更多资金用于生产性公共基础设施建

设、改善投资环境、促进城镇化和工业化等方面,从而推动经济发展(王贤彬等,2014;雷潇雨、龚六堂,2014;赖一飞等,2019)。从这个角度来看,在对土地财政依赖程度更高的地区,土地审批权下放也可能强化了这种“以地谋发展”的模式,使其生产率促进效应更加显著。

为检验土地财政依赖程度的影响,本文采用试点政策前一年各样本城市的土地出让成交价款与地方财政一般预算内收入之比(*landfin*)衡量城市对土地财政的依赖程度,并在回归中加入土地财政依赖程度与土地审批权下放试点的交互项(*DID*×*landfin*),结果如表 10 列(3)、(4)所示,交互项的系数显著为负。这表明,对土地财政的依赖使政府倾向于将指标用于出让高地价地块、商住用地来增加财政收入,阻碍了土地审批权下放通过提升土地配置效率、促进基础设施建设来提高城市生产率的途径,削弱了其生产率促进效应。

表 10 腐败程度、土地财政依赖程度的影响

变量	腐败程度		土地财政依赖程度	
	<i>lnTFP_CD</i>	<i>lnTFP_DEA</i>	<i>lnTFP_CD</i>	<i>lnTFP_DEA</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.2084 *** (2.85)	0.2798 *** (3.20)	0.0962 *** (3.65)	0.1334 ** (2.59)
<i>DID</i> × <i>corr</i>	-0.0052 ** (-2.09)	-0.0066 *** (-2.80)		
<i>DID</i> × <i>landfin</i>			-0.0686 ** (-2.03)	-0.0795 * (-1.89)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	636	636	636	636
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.8705	0.7594	0.8709	0.7591

注:回归中也加入了 *corr*、*landfin*,但由于被城市固定效应吸收,没有报告回归系数。

(二) 溢出效应的分析

现在,本文考虑该试点政策是否存在溢出效应。土地审批权下放后,一方面,试点城市基础设施水平提升,土地配置更加合理,可能会吸引一些周边城市的优质企业和优秀人才流入,从而对周边城市产生负面效应;另一方面,试点城市经济质量提升和企业成长也可能对周边城市产生正面溢出效应,如知识和技术的溢出、对周边地区投资的增加等。若控制组中与试点城市相邻的样本受到了溢出效应的影响,则可能违反双重差分法的基本假设,导致政策效果的高估或低估。

本文采用两种方式来检验土地审批权下放是否存在溢出效应。参照 Mergele 和 Weber(2020),将原控制组中与试点城市相邻的样本剔除,重新进行双重差分估计。结果如表 11 列(1)、(2)所示,土地审批权下放仍显著提高了试点城市的生产率,显著性大小较基准回归结果虽略有下降,但降幅较小。接下来,我们参照张国建等(2019),将 84 个城市中与试点城市相邻的城市作为新的实验组,原控制组剔除试点城市的邻近城市后作为新的控制组,结果如表 11 列(3)、(4)所示,交乘项系数并不显著,说明审批权下放对相



邻城市无显著影响。以上结果均证明,土地审批权下放试点政策没有明显的溢出效应,不会影响基准回归结果的稳健性。该政策对城市生产率的促进作用并不是通过吸引优质资源的空间流动产生的,土地配置效率和基础设施水平的提升才是影响试点城市经济发展质量提高的关键因素。

表 11 溢出效应分析

变量	控制组剔除相邻城市		以相邻城市为实验组	
	lnTFP_CD	lnTFP_DEA	lnTFP_CD	lnTFP_DEA
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.0421 * (1.89)	0.0795 ** (2.47)		
DID1			-0.0222 (-0.70)	-0.0794 (-0.88)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	513	513	268	268
R <sup>2</sup>	0.8568	0.8329	0.9309	0.8075

八、结论及政策启示

本文以 2007—2016 年 84 个报国务院批准城市建设用地的重点城市为样本,采用双重差分研究方法检验了土地地审批制度改革试点政策对城市生产率的影响。研究发现:(1)土地审批权下放作为土地审批权制度改革的重要组成部分,在总体上促进了城市全要素生产率的提高。(2)机制分析发现,一方面,土地审批权下放可以提升基础设施水平,从而促进城市生产率的提高;另一方面,土地审批权下放也可以通过提升当地土地配置效率来提高城市生产率。(3)异质性分析表明,土地审批权下放对基础设施水平低、腐败程度低、土地财政依赖程度低的城市的生产率促进效应更大,城市等级、初始经济发展水平则对土地审批权下放的生产率促进效应无明显影响。

本文的研究涉及土地审批制度改革与城市发展质量两大主题,土地审批权下放是“放管服”改革的一部分,将为“十四五”规划建议中提到的全面深化改革、推进国家治理体系和治理能力现代化、实现高质量发展等提供重要的理论支持。本文的政策启示是:(1)为适应中国经济由强调增长速度转向注重增长质量的新阶段的形势和任务,满足双循环新发展格局的要求,应按照“放管服”改革要求,继续坚定以适度下放土地审批权为手段深化土地审批制度改革,提高审批工作效率,优化土地资源配置,使之为我国转向高质量发展发挥更大作用,为 双循环新发展格局的构建贡献更多动力。(2)在中国各城市非均衡发展的特征下,要注意不同城市在基础设施、经济发展及其他特征上的差异性,因地制宜地推动土地审批制度改革措施的落实。在基础设施亟待提高的地区,加快推进土地审批权的适度下放,充分发挥其在疏通基建用地障碍、提高基础设施水平上的作用。在经济发展水平较低的地区推动土地审批制度改革时,还要同时在优化营商环境、吸引优秀人才等多方面发力。总之,各城市应从本地实际出发,兼顾发展

需要和现实基础,探索和制定差异化的改革路径和方式。(3)坚持和完善土地审批制度规章体系,强化对土地审批权力运行的制约和监督,预防和治理土地审批过程中的腐败问题,以高质量监督促进高质量发展。为防范实施过程中的腐败、违规、滥用职权等情况的发生,充分发挥土地审批权下放政策的效用,必须加强对土地审批权力的制约和监督,构建从源头上预防和治理腐败的各种制度和措施。

### 参考文献:

- 1.曹清峰,2020:《国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据》,《中国工业经济》第7期。
- 2.陈宇琼、钟太洋,2016:《土地审批制度改革对建设占用耕地的影响——基于1995—2013年省级面板数据的实证研究》,《资源科学》第9期。
- 3.范剑勇、冯猛、李方文,2014:《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》第5期。
- 4.黄寿峰,2016:《廉洁度、公共投资与基础设施质量:宏观表现与微观证据》,《经济研究》第5期。
- 5.蒋省三、刘守英、李青,2007:《土地制度改革与国民经济成长》,《管理世界》第9期。
- 6.赖一飞、赵继涛、覃冰洁,2019:《租购并举背景下中央政府住房租赁政策博弈研究》,《珞珈管理评论》第3期。
- 7.雷潇雨、龚六堂,2014:《基于土地出让的工业化与城镇化》,《管理世界》第9期。
- 8.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。
- 9.刘生龙、胡鞍钢,2010:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》第3期。
- 10.刘勇政、冯海波,2011:《腐败、公共支出效率与长期经济增长》,《经济研究》第9期。
- 11.汤清媚、钟太洋、陈宇琼、徐智颖,2017:《用地审批权配置对城市建设用地增长的影响》,《资源科学》第10期。
- 12.田志强、郭思岩、彭爱华,2012:《基于土地督察实践的城市建设用地审批制度改革思路研究》,《中国土地科学》第12期。
- 13.王贤彬、张莉、徐现祥,2014:《地方政府土地出让、基础设施投资与地方经济增长》,《中国工业经济》第7期。
- 14.许海平、王岳龙,2010:《我国城乡收入差距与全要素生产率——基于省域数据的空间计量分析》,《金融研究》第10期。
- 15.易纲、樊纲、李岩,2003:《关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考》,《经济研究》第8期。
- 16.张国建、佟孟华、李慧、陈飞,2019:《扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估》,《中国工业经济》第8期。
- 17.张浩然、衣保中,2012:《基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国266个城市空间面板杜宾模型的经验研究》,《经济学家》第2期。
- 18.张军、吴桂英、张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期。
- 19.张莉、程可为、赵敬陶,2019:《土地资源配置和经济发展质量——工业用地成本与全要素生产率》,《财贸经济》第10期。
- 20.张莉、高元骅、徐现祥,2013:《政企合谋下的土地出让》,《管理世界》第12期。
- 21.张先锋、叶晨、陈永安,2018:《人口集聚对城市生产率的影响》,《城市问题》第3期。
- 22.朱光顺、张莉、徐现祥,2020:《行政审批改革与经济发展质量》,《经济学(季刊)》第19卷第3期。
- 23.邹爱华,2011:《完善土地征收审批制度的基本思路与具体对策》,《国家行政学院学报》第2期。
- 24.Banerjee, A. V., and B. Moll. 2010. "Why Does Misallocation Persist?" *American Economic Journal, Macroeconomics* 2(1):189-206.
- 25.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. 2010. "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States." *The Journal of Finance* 65(5):1637-1667.

- 26.Brandt, L., T.Tombe, and X.Zhu.2013.“Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China.” *Review of Economic Dynamics* 16(1):39–58.
- 27.Bronzini, R., and P. Piselli. 2009. “Determinants of Long – run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D, Human Capital and Public Infrastructure.” *Regional Science and Urban Economics* 39(2):187–199.
- 28.Ciccone, A., and R.E.Hall.1996.“Productivity and the Density of Economic Activity.” *The American Economic Review* 86(1):54–70.
- 29.Cohen, J.P., and J.M.P.Catherine.2004.“Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Costs.” *The Review of Economics and Statistics* 86(2):551–560.
- 30.Fare, R., S.Grosskopf, M.Norris, and Z.Zhang.1994.“Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries.” *The American Economic Review* 84(1):66–83.
- 31.Fernald, J.G.1999.“Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity.” *The American Economic Review* 89(3):619–638.
- 32.La Ferrara, E., A.Chong, and S.Duryea.2012.“Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *American Economic Journal–Applied Economics* 4(4):1–31.
- 33.Li, P., Y.Lu, and J.Wang.2016.“Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 123(C):18–37.
- 34.Mergele, L., and M.Weber.2020.“Public Employment Services under Decentralization: Evidence from a Natural Experiment.” *Journal of Public Economics* 182(C), 104113.
- 35.Shleifer, A., and R.W.Vishny.1993.“Corruption.” *The Quarterly Journal of Economics* 108(3):599–617.

## Can the Decentralization of Land Approval Authority Improve the Quality of Urban Development?

Zhang Li and Liu Zhaocong

(International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University)

**Abstract:** Under dual circulation, the reform of the land approval system is crucial to deepen the reform of administrative system, optimize the resource allocation, and unclog the domestic circulation. Entering into the new stage of high-quality development, it is necessary to study the influence of the decentralization of land approval authority on the quality of urban development. Based on the quasi-experiment of the reform of the approval system for urban construction land, this paper applies the difference – in – differences approach to analyze the impact of the decentralization of land approval authority on cities’ total factor productivity (TFP). The results indicate that decentralization increases the cities’ TFP, as is shown in the efficiency of land allocation and the quality of public infrastructure. Furthermore, this effect is more significant in the cities starting with poor public infrastructure, less corruption, and slighter dependence on the sale of land. This research has great theoretical and practical significance for deepening the reform of the land approval system, promoting the modernization of China’s governance system and capability, and embracing high-quality development through policy guidance.

**Keywords:** Land Approval System, Cities’ TFP, High-Quality Development, Efficiency of Land Allocation

**JEL Classification:** H70, R11

(责任编辑:彭爽)