

“冲击”还是“补充”:集体建设用地入市对地方政府土地财政的影响^{*}

——基于双重差分模型的实证分析

黄海燕 李景刚 孙传淳

(华南农业大学公共管理学院 广州 510642)

摘 要:集体经营性建设用地入市制度打破了土地一级市场的垄断,切实提高了农村集体收入,不过也引起人们对地方政府土地财政可持续性的担忧,因此,厘清和验证集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政的影响就显得尤为必要。本文正是基于此视角,借助 SCP 分析范式,构建了“市场结构—市场行为—市场绩效”理论框架解析集体经营性建设用地入市对地方土地财政的影响机制,并借助 DID 模型评估了部分试点地区集体经营性建设用地入市制度对地方政府土地财政的冲击效应。结果表明:(1)集体经营性建设用地入市制度对地方政府土地财政确有一定的负向冲击效应,但不显著,考虑到内生性和样本选择偏差等问题,经安慰剂检验后,研究结果依旧稳健;(2)2005 年广东省的入市先例并未造成其他试点地区的地方政府形成入市政策的预期效应;(3)集体经营性建设用地入市制度对地方政府土地财政的冲击受入市规模和入市比例的制约。因此,有必要重新审视集体经营性建设用地入市制度,把握集体土地入市节奏,增强地方债务透明度,实时监测地方债务规模与财政能力适配度,强化地方土地财政隐性风险防范能力,尤其是土地财政依赖性较强的地区,积极拓宽和多元化政府收入渠道,促进地方土地财政转型,降低对土地财政的依赖。

关键词:集体经营性建设用地入市;土地财政;双重差分模型

一、引 言

土地制度作为我国基础性经济制度,其多次变革对我国社会变迁起到重要作用。自全面深化改革以来,土地制度改革已成为实现国家治理体系和治理能力现代化的重要手段(夏柱智,2020)。改革的终极目标是破除不平等的城乡二元制度,构建城乡一体化的市场机制,实现城市与农村的共同繁荣(钱忠好等,2020;张晓山,2021)。为实现城乡融合发展,“三块地”改革应运而生。其中,集体经营性建设用地入市是“三块地”改革中的重要组成部分。2015 年在中央统一部署下,确定了北京市大兴区等 33 个县(市、区,简称“县”)作为“集体经营性建设用地入市”试点地区。此后,2020 年新修订的

^{*} 项目来源:教育部人文社会科学项目“城市更新模式选择对其实施绩效的影响机制研究:基于土地增值效益分配的中介效应”(编号:20YJA630031),广州市哲学社科规划 2023 年度课题“广州科学有序实施城市更新行动的创新路径——基于推拉理论的分析框架”(编号:2023GZYZB38),华南农业大学省级大学生创新创业训练项目(编号:S202110564078),中国人民大学教育基金会林增杰土地科学发展基金优秀学术论文资助项目(编号:2023)。感谢古雪茹、朱曼婷、朱曼若、欧嘉鑫同学在论文数据收集过程中的帮助。李景刚为本文通讯作者

《中华人民共和国土地管理法》又为集体经营性建设用地入市奠定了法律基础。截至 2018 年底,33 个试点已入市地块 1 万余宗,面积 9 万余亩,总价款约 257 亿元,收取调节金 28.6 亿元(王立彬等,2019),成为带动地方经济的重要抓手。然而,不少地方政府工作人员却表示目前各试点存在交易平台缺失、收益分配不均、土地收储变难等困难,可能会制约集体经营性建设用地入市制度的实施。

学界对集体经营性建设用地入市制度改革积极开展理论探讨。学术界普遍认为该制度有利于城乡一体化,盘活农村经营性建设用地存量资产(吕丹等,2021),提高土地利用效率(王克强等,2023),保障农民权益(吴迪等,2020),并将促进乡村振兴进程(杨庆媛等,2017;刘民培等,2023)。同时从试点地区实践成效角度进行了经验总结,如吴凡等(2021)发现,佛山市南海区自 2015 年集体经营性建设用地入市政策实施之后,集体经营性建设用地利用效率提高了 0.78 个百分点;谈琼(2019)发现,天津市蓟州区自政策实施以来农民集体收入得以提升,入市增值收益是土地征收收益的 1.16 倍。可见,试点地区的制度改革实践取得了不错的政策效果。不过,也引起了一些担忧,一方面,有学者认为集体经营性建设用地入市在“合宪性”“入市范围”“收益分配”“财政、政府管制与自治经营”等方面依旧存在困境(方润,2020;靳相木等,2022),并且在实际操作过程中恐难保障农民权益,离建成“城乡统一建设用地市场”目标还有距离(陈明,2018);也有学者指出集体经营性建设用地入市势必打破地方政府一级土地市场交易的垄断局面,在一定程度上冲击了国有建设用地的出让(闫昊生等,2023)。由此可见,集体经营性建设用地入市的制度效应仍存有诸多争议,而学术界对该制度的研究又集中在政府、农民、村集体等主体土地收益分配(陈红霞等,2019;何芳等,2019)、入市困境与破解路径(刁其怀,2020)、农户意愿(翟彬等,2017;刘鹏凌等,2020)等方面,仅有寥寥数篇文献论及集体经营性建设用地入市对土地财政的影响,且仅限于观点讨论(蔡继明等,2010),尚未有文献厘清集体经营性建设用地入市对土地财政的作用机制,更未有文献量化评估政策的冲击效应。为此,本文尝试构建“市场结构—市场行为—市场绩效”的分析框架,旨在厘清集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政的作用机制,并借助集体经营性建设用地入市试点数据,运用 DID 模型量化评价该政策的冲击效应。

本文的边际贡献在于,在理论框架层面,构建了“市场结构—市场行为—市场绩效”分析框架,对集体经营性建设用地入市的政策效应进行理论解释;在研究视角层面,从地方政府土地财政入手,定量评估集体经营性建设用地入市政策对其冲击效应;在研究方法层面,借助 DID、PSM-DID、多期 DID 等模型进行政策效应评估,为集体经营性建设用地入市的政策效应评估提供了稳健的数据支撑。

二、理论分析与研究假说

哈佛学派 SCP 分析范式主要遵循“市场结构—市场行为—市场绩效”三个方面来分析产业组织,其核心是市场结构决定市场行为,市场行为决定市场绩效,它通过企业在不完全市场上的行为为企业绩效提供了因果理论解释(Li 等,2016)。它之所以注重市场结构,是因为市场集中会导致市场势力,市场势力又会控制产量,进而控制市场价格,市场垄断价格的形成使得资源配置效率降低,带来社会福利净损失(刘伟等,2002)。垄断的土地市场中,政府拥有代替市场机制配置土地资源的巨大权力,既是农民集体土地所有权的唯一买家,又是一级土地市场的唯一卖家,政府为了谋求自身利益最大化,往往通过调控手段扭曲了土地市场价格,造成土地利用过度性损失(Qu 等,2020;钱文荣等,2021),继而导致政府与市场的双重失灵(高艳梅等,2013)。集体经营性建设用地入市制度改革,瓦解了地方政府依赖“垄断建设用地供应主体、供应方式”来谋取巨额增值收益的制度基础(王健等,2017),进而打破了政府垄断一级土地市场的市场结构,使得政府与农村集体共同成为土地市场的“供给主体”。为了谋求各自利益的最大化,两者采取了截然不同的行为策略,也造就了不同的市场

绩效(邓念,2010),就地方政府而言,则体现在土地出让收入有所减少(方先明等,2022)。鉴于此,本文借助SCP分析范式,从“市场结构—市场行为—市场绩效”三个维度构建入市制度对地方政府土地财政影响机制的分析框架(苑韶峰等,2017)。

(一) 市场结构

市场结构的改变主要体现在竞争垄断市场的形成。集体经营性建设用地入市制度允许农村集体作为土地供应主体进入土地一级市场,打破了政府控制下的双向垄断市场结构。由于地方政府无法再垄断土地供应,进入土地市场的土地规模短期内将有所增加,而需求短时间难以改变。因此,土地市场价格短期内将有所降低,并逐渐形成农民集体土地和国有土地双主体市场结构下土地价格竞争均衡(马九杰等,2019)。另一方面,农民集体建设用地与国有建设用地的替代性增强,进而衍生了二者的动态竞争关系(吕萍等,2018)。目前,虽然在法律范畴实现了农民集体土地与国有土地的“同权”,但却并未实现“同价”。因此,在区位等条件接近的前提下,农民集体土地将拥有相对国有土地更强的价格竞争力,对于选址要求不高的企业更具吸引力,由此导致地方政府陷入土地“供应被动”(韩松,2016),国有土地在土地一级市场中的份额将被挤压(闫昊生等,2023),市场集中度下降,土地产品差异增强,最终形成了农民集体与地方政府并存的双主体竞争垄断的市场结构。

(二) 市场行为

市场结构的变化必将导致市场行为的变化。土地市场中的市场行为是指土地市场参与者为达到自己的目标而采取的策略性行为,主要表现为地方政府与农民集体之间博弈的加剧。由于“内部性”政府缺陷的存在,置身市场之中的地方政府难以摆脱“经济人”本性的支配,导致其行为倾向于“自利性”(王全兴等,2004)。因此,地方政府为继续稳固自己在土地市场的垄断地位,保证土地征收仍为土地市场交易的主要模式,往往会采取一系列手段,如设置集体土地入市交易底价:“原则上不得低于农村集体经营性建设用地基准地价(基准租金)的70%”^①或“不得低于入市成本,不得低于入市地块所在级别集体建设用地基准地价(以地面地价计算)乘以地价指数之值的70%”^②,又或是按比例收取集体土地入市调节金等。农民集体作为理性经济人,同样也会千方百计提高自身财产性收入,通过积极参与集体土地入市以分享经济红利。在“土地征收+集体经营性建设用地入市”双轨制供应机制下(方润,2020),农民集体从集体经营性建设用地入市获得的增值收益与征收补偿收益相差悬殊,前者往往是后者的3~4倍(谢保鹏等,2018)。据统计,试点地区集体经营性建设用地的每亩平均入市价格约为110万元^③,即使征收20%~50%调节金^④,农民集体获得的收益仍高于征地补偿所得。伴随集体土地入市,农民的地权意识逐渐增强(王湃等,2018),更倾向于“保权获利”(入市)而非“转权获利”(征收),进而导致地方政府土地征收愈加困难。

(三) 市场绩效

市场绩效随着市场结构的改变和市场主体的行为选择也会相应发生变化。集体经营性建设用地入市制度的实施虽然整体上提高了社会福利,促进土地资源配置效率提升,但也对地方政府土地财政收入产生一定影响。一方面,集体经营性建设用地入市制度引入了市场机制,削弱了以往政府代替市场机制配置农村存量建设用地的巨大权力,缓解了政府行政干预导致的过度性损失,政府失灵得到一定修正(马凯等,2010),同时也提高了农民集体财产性收入,使农民集体得以分享到政策红利,例如

① 佛山市南海区区委办. 佛山市南海区人民政府关于印发佛山市南海区农村集体经营性建设用地入市管理试行办法的通知(南府[2015]50号),2015-12-11

② 投资海口网. 海口市人民政府关于集体经营性建设用地入市的实施意见(试行)(海府规[2021]7号),2021-09-15

③ 司仲凯. 农村集体经营性建设用地入市存在的问题与对策研究. 中原商报·科教研究,2022-07-01(3)

④ 财政部,国土资源部. 农村集体经营性建设用地土地增值收益调节金征收使用管理暂行办法(第6条),2016-04-18

广西北流市农民集体能获得的入市收益达到 17.15 万元/亩,比改革前征地补偿增长了 13.2%(刘振伟,2018)。另一方面,由于双主体市场结构下土地市场竞争加剧,土地价格也有所下降,地方政府的市场份额下降,导致土地出让金收入相对降低。在集体经营性建设用地入市实施过程中,即便政府收取农民集体土地入市收益 12%~20%的土地出让调节金,也远低于土地征收为地方政府带来的收益(周应恒等,2018)。据统计,佛山南海区 2015 年入市土地成交均价为 7633 元/平方米^①,即使按照商服用地标准征收 15%的土地调节金,也远低于同期国有土地成交均价 14265 元/平方米^②所能带来的土地溢价收益。由此,政府获得的土地增值收益从征地模式下的 77%变为入市模式下的 36%(高调节金)或 16%(低调节金)(谢保鹏等,2018;胡大伟,2020)。

综上所述,集体经营性建设用地入市打破了地方政府土地一级市场双向垄断结构,造就了地方政府与农村集体竞争垄断市场结构,导致地价下降、国有土地供给受限。同时,集体经营性建设用地入市从根本上挣脱了农村集体土地必须征为国有才能进入土地市场的束缚,瓦解了政府以往“低征高卖”的土地财政模式,而农民集体的入市选择偏好行为进一步导致征地困境。此外,政府从集体经营性建设用地入市方式中“分羹”远低于土地征收方式,直接影响了其土地财政收入。各地政府对土地财政的依赖度普遍较高,土地财政收入不仅是地方一般预算收入的有益补充,更是偿还地方债务的重要来源(周应恒等,2018),因此,土地财政收入的降低可能会打破地方财政紧平衡状态(陈益刊,2023),诱发地方隐性财政风险。由此,本文提出研究假说:集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政收入有负向影响。

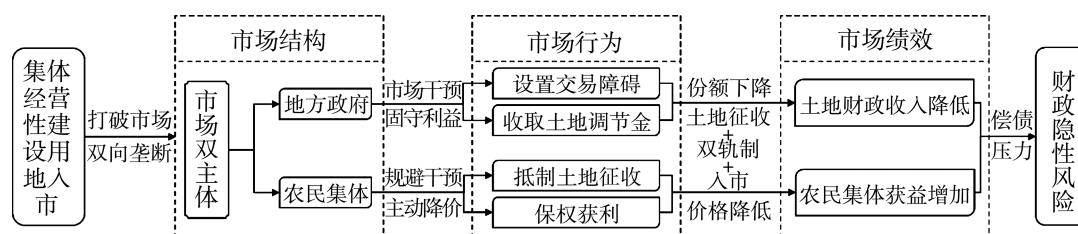


图1 理论分析框架

三、模型设定与经验证据

(一) 模型设定

双重差分模型能较好克服模型内生性的影响,常被用于探究某一政策的影响,因此本文采取此模型来估计集体经营性建设用地入市的实施效果。由于传统的双重差分模型仅在模型中设定了分组虚拟变量与时间虚拟变量,对于政策实际的实施效果估计存在一定偏误。为此,本文选择了双向固定效应的双重差分模型,用来控制不可观测的遗漏变量问题和减少个体效应和时间效应对识别效果的影响(陈磊等,2021),设定(1)式:

$$Y_{it} = \beta After_t \times Treat_i + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示时间,被解释变量 Y_{it} 代表地方政府土地财政收入,以国有土地使用权出让收入(万元,简称“土地出让金”)表示; X_{it} 代表一系列控制变量; ε_{it} 是引入的随机误差项; δ_t 和 μ_i 分别表示时间固定效应与个体固定效应; $After_t$ 为处理时间效应虚拟变量,由于集体经营性建设用地入市在

① 数据来源:佛山市公共资源交易中心南海分中心网站,由作者整理得到

② 数据来源:前瞻数据库, <https://d.qianzhan.com>

2015 年正式实施,本文将 2015 年作为政策开始产生影响的年份,将 2015 年及之后赋值为 1,之前赋值为 0; $Treat_i$ 为政策实施虚拟变量,表示城市是否是集体经营性建设用地入市试点,若城市 i 是集体经营性建设用地入市试点,则赋值为 1,否则赋值为 0; $After_i \times Treat_i$ 即为双重差分的交互项,用于估计集体经营性建设用地入市的政策效应;若 $\beta > 0$,说明政策的实施提高了地方政府的土地财政收入,若 $\beta < 0$,说明政策的实施抑制了地方政府的土地财政收入。

(二) 经验证据

1. 样本选取。2015 年,第十二届全国人民代表大会常务委员会第十三次会议通过《全国人民代表大会常务委员会关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县(市、区)行政区域暂时调整实施有关法律规定的决定》,随后选取北京市大兴区等 33 个地区作为集体经营性建设用地入市试点,其余地区均未发生改革。因此本文将集体经营性建设用地入市部分试点作为实验组,对于对照组的选取,借鉴郑新业(2011)的方法,主要考虑以下因素:首先,土地财政的影响因素,例如一个地区的经济发展程度、人口密度等(高金龙等,2014);其次,区域政策和法规条例,例如地方土地征收政策、土地供应结构等也会对土地财政造成影响(应航,2020)。因此,本文将试点地区的同级非试点区县作为对照组,考察集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政的影响(见表 1)。

表 1 实验组与对照组情况

实验组	对照组
广东省佛山市南海区	广东省佛山市顺德区、广东省佛山市禅城区、广东省佛山市三水区、广东省佛山市高明区
北京市大兴区	北京市房山区、北京市顺义区、北京市东城区、北京市西城区、北京市石景山区、北京市海淀区、北京市延庆区
江苏省常州市武进区	江苏省常州市新北区、江苏省常州市钟楼区
浙江省湖州市德清县	浙江省湖州市安吉县、浙江省湖州市长兴县
浙江省金华市义乌市	浙江省金华市武义县、浙江省金华市浦江县
安徽省六安市金寨县	安徽省六安市霍邱县、安徽省六安市霍山县、安徽省六安市舒城县、安徽省六安市裕安区、安徽省六安市叶集区
福建省泉州市晋江市	福建省泉州市石狮市、福建省泉州市南安市、福建省泉州市丰泽区、福建省泉州市洛江区、福建省泉州市泉港区、福建省泉州市安溪县
黑龙江省绥化市安达市	黑龙江省绥化市肇东市、黑龙江省绥化市海伦市
江西省鹰潭市余江县	江西省鹰潭市月湖区、江西省鹰潭市贵溪市
宁夏回族自治区石嘴山市罗平县	宁夏回族自治区石嘴山市大武口区、宁夏回族自治区石嘴山市惠农区
青海省西宁市湟源县	青海省西宁市大通回族土族自治县、青海省西宁市城西区、青海省西宁市城东区、青海省西宁市城中区、青海省西宁市湟中区
上海市松江区	上海市徐汇区、上海市长宁区、上海市闵行区、上海市宝山区、上海市虹口区、上海市青浦区、上海市金山区
贵州省遵义市湄潭县	贵州省遵义市桐梓县

2. 变量设计与描述性统计。被解释变量:地方政府土地财政收入,选择土地出让金进行表征,原因是土地出让金占土地财政比例越来越大,基本保持在 60% 以上(张曼曼,2019),已经成为地方政府预算收入的重要补充。同时,为避免异方差影响,将土地出让金进行取自然对数处理($\ln wage$)。

解释变量: $After_i \times Treat_i$ 的交互项,用于表征集体经营性建设用地入市的政策效应。

控制变量:由于变量过多会导致多重共线性问题,本文选择主要影响因子作为控制变量。控制变

量包括：(1) 人均 GDP (PGDP, 元/人), 用当年 GDP/当年全县(区) 常住总人口表示。王健等(2017) 研究发现, 经济水平越高, 土地单位面积价格越高, 土地出让金随之更高, 因此本文用人均 GDP 表示经济发展水平; (2) 人口密度 (POPD, 人/平方千米), 用当年全县常住总人口/全县行政区域总面积表示, 人口规模越大, 规模效应与集聚效应越明显, 所需要的生活空间越大, 对土地面积需求增加, 继而提高了土地财政收入(高金龙等, 2014); (3) 土地财政依赖度 (FDP, %), 用土地出让金/地方政府财政总收入 $\times 100\%$ 表示, 比例越高, 表明地方政府对国有土地出让金依赖越大, 集体经营性建设用地入市带来的风险越大; (4) 土地供应结构 (COP), 用工业用地供应面积/(商服用地供应面积+住宅用地供应面积) 表示, 将供应土地分为工业用地和非工业用地两类, 且将商服用地与住宅用地统称为非工业用地。大于 1 表示工业用地供应面积高于非工业用地, 小于等于 1 表示工业用地供应面积低于非工业用地。由于不同类型土地的单位价格不同, 非工业用地的单价普遍高于工业用地, 因此, 非工业用地供应规模较大的地区, 在同等基准地价情况下, 土地出让金也必然较高, 可见, 土地供应结构将会影响土地出让金的大小。同时为避免异方差影响, 将人均 GDP、人口密度分别进行取自然对数处理, 具体如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量	名称	平均值	标准差	最小值	最大值
lnwage	土地财政收入	11.78	2.08	0.97	15.28
lnPGDP	人均 GDP	11.03	0.92	4.77	14.07
lnPOPD	人口密度	6.85	1.61	4.26	10.16
FDP	土地财政依赖度	25.04	0.20	0.00	98.75
COP	土地供应结构	8.79	70.90	0.00	1314.80

3. 数据说明。本文土地出让金、土地财政依赖度数据来源于中国土地市场网、前瞻数据库和 2010—2020 年各区县(市) 政府网站《财政预决算》; 人均 GDP、人口密度来源于 2011—2021 年《佛山市统计年鉴》等各市统计年鉴和各区县(市) 政府网站《国民经济与社会发展计划执行情况》; 土地供应结构数据来源于中国土地市场网并经作者整理。

四、实证分析与稳健性检验

(一) 基准回归

为识别集体经营性建设用地入市是否会降低地方政府土地财政收入, 采用控制了双向固定效应后的双重差分模型, 结果如表 3 所示。其中, 模型(1) 仅控制了时间和个体固定效应, 未加入其他控制变量, 模型(2)~模型(5) 分别在模型(1) 的基础上逐步加入控制变量。

计量结果显示, 模型(1)~模型(5) 中 After×Treat 交互项的回归系数均为负, 这表明集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政的确存在一定程度负向影响, 但并不显著。在逐步引入控制变量过程中, 系数的符号和数值变化不大, 具有一定的稳健性。这可能是由于在双主体竞争垄断的市场结构下, 国有土地份额下降所致。据统计, 武进区集体经营性建设用地已完成入市 5800 公顷(截至 2021 年)^①, 德清县已完成 106 公顷(截至 2019 年)^②, 各试点地区集体经营性建设用地入市进程稳步

* 这里财政总收入用财政可支配总收入(一般公共预算总收入+国有基金预算总收入) 表示

① 数据来源: 常州市武进区国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要

② 岳德亮.“死产”变活土地“生金”——浙江德清“农地入市”改革释放农村“红利”. 新华社, 2019-10-21

推进,农民集体真正跻身于一级土地市场,土地市场双主体结构已然形成。随着农民集体积极参与土地市场,土地市场价格已然有所松动,尽管各地政府采取了设置集体土地入市的最低价格,并提取土地调节金等措施,如金寨县规定集体土地入市价格不低于出让地块基准地价^①,上海松江区政府考虑入市地块用途因素征收调节金,对商服用地、工业用地分别按照总价款的 50%、20% 计征调节金(马翠萍,2021),不过国有土地的市场份额和土地价格依然不断降低。据统计,2015—2017 年,德清县国有工业用地出让面积市场份额从 73% 下降到了 56%,土地出让单价也从 428 元/平方米降低到 378 元/平方米^②。可见,集体土地入市制度改革的确对地方政府土地出让造成了一定的负向冲击。值得注意的是,土地财政依赖度在 1% 的水平下显著促进了地方政府土地出让金收入的提高,这也说明地方政府已形成土地财政扩张的路径依赖,值得警惕。

表 3 基准回归结果

变量	土地财政收入				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
After2015×Treat2015	-0.174 (0.262)	-0.186 (0.263)	-0.187 (0.264)	-0.126 (0.120)	-0.155 (0.146)
人均 GDP		0.142 (0.132)	0.150 (0.121)	0.045 (0.104)	-0.237 (0.303)
人口密度			0.234 (1.086)	-0.334 (0.516)	-0.767 (0.746)
土地财政依赖度				3.678*** (0.549)	3.486*** (0.677)
土地供应结构					-0.000 (0.000)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	564	564	563	495	367
R ²	0.154	0.156	0.156	0.456	0.415

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为回归系数的稳健标准误。下同

(二) 平行趋势检验

双重差分模型使用前提是满足平行趋势假设,即在集体经营性建设用地入市制度实施前,实验组与对照组土地出让金水平变动趋势是一致的,没有显著性差异。本文参考马九杰等(2019)的做法,利用事件研究法(Beck 等,2010)来进行检验,辅以画图法补充。设定公式如下:

$$Y_{it} = \alpha_k Treat_i \sum_{2010}^{2014} Post_t + X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon \quad (2)$$

其中,Treat_i仍表示政策实施虚拟变量,实验组赋值为 1,对照组赋值为 0,Post_t在(2)式中表示年份虚拟变量,即假设集体经营性建设用地入市制度在 2010—2014 年实施,Post₁至 Post₅表示集体经营性建设用地入市制度实施的前 1 年至前 5 年。为了防止共线性问题,本文将政策实施前 1 年作为回归的

① 六安市人民政府办公室. 关于印发《六安市农村集体经营性建设用地入市管理办法(试行)》的通知

② 夏 莲,沈 舟. 集体经营性建设用地入市对城市土地市场影响研究——以浙江省德清县为例. 安徽建筑大学学报,2019(5):71~78

基期,回归中剔除了 $Post_1$ 结果。 α_k 为虚拟政策实施对土地财政的影响。结果如表 4 所示,在假定政策实施时间前置后,实验组与对照组并没有显著差异,通过了平行趋势检验。

表 4 平行趋势检验回归结果

变量	土地财政收入
$Treat \times Post_5$	-0.182 (0.485)
$Treat \times Post_4$	0.600 (0.457)
$Treat \times Post_3$	-0.321 (0.447)
$Treat \times Post_2$	-0.010 (0.444)
控制变量	是
时间固定效应	是
个体固定效应	是
样本量	359
R^2	0.848

在回归分析的基础上辅助作图来进一步说明,图 2 给出了集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政影响的估计系数和 95% 置信区间。结果显示,2015 年以前实验组与对照组两者没有较大差异,满足平行趋势检验假设,2015—2020 年,系数也没有显著差异,验证了前文基准回归结果。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。为了检验上述结果在多大程度上受到遗漏变量与随机因素影响,本文参考卢盛峰(2021)和 Li 等(2016)的做法,通过随机筛选政策实施试点与随机产生改革时间,构建了“改革时间—城市”两个层面随机实验,根据表 3 模型(5)进行回归,依据虚假实验得到基准回归估计系数概率来判断结论的可靠性。将上述过程重复 500 次,最后绘制出 $After \times Treat$ 估计系数分布图,以此排除在政策实施期间其他因素的影响。若在随机处理下, $After \times Treat$ 的估计系数分布在 0 附近,则意味着模型设置中没有遗漏其他重要变量,反向证明基准回归分析中的影响效应的确是本文所研究政策产生的结果。如图 3 所示,虚假双重差分项估计系数分布在 0 附近,表明模型设置并未出现遗漏重要变量的情况,通过了安慰剂检验。

2. PSM-DID 模型。一方面,囿于数据的可得性与完整性,实验组试点地区的选取并非随机;另一方面,人为选取试点地区的同级县作为对照组,也可能存在选择偏差问题。为此,本文进一步尝试使用倾向得分匹配的方法,检验在其他控制变量条件相似的情况下,集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政的影响。

本文在控制人均 GDP、人口密度、土地财政依赖度、土地供应结构变量的基础上,利用倾向得分法筛选出符合共同趋势的对照组,对照组为 2010—2020 年未实施政策的 46 个县,实验组为 2015 年实施该政策的 13 个试点。基于 2010—2014 年数据,利用 Logit 模型,同时采用卡尺近邻(1:1)方法进行可放回的逐年匹配(Heyman 等,2007),最后利用匹配好的样本进行基准回归。表 5 模型(1)未加入控制变量,结果不显著,与表 3 结果一致。表 5 模型(2)~(5)逐步加入控制变量,结果仍然为负

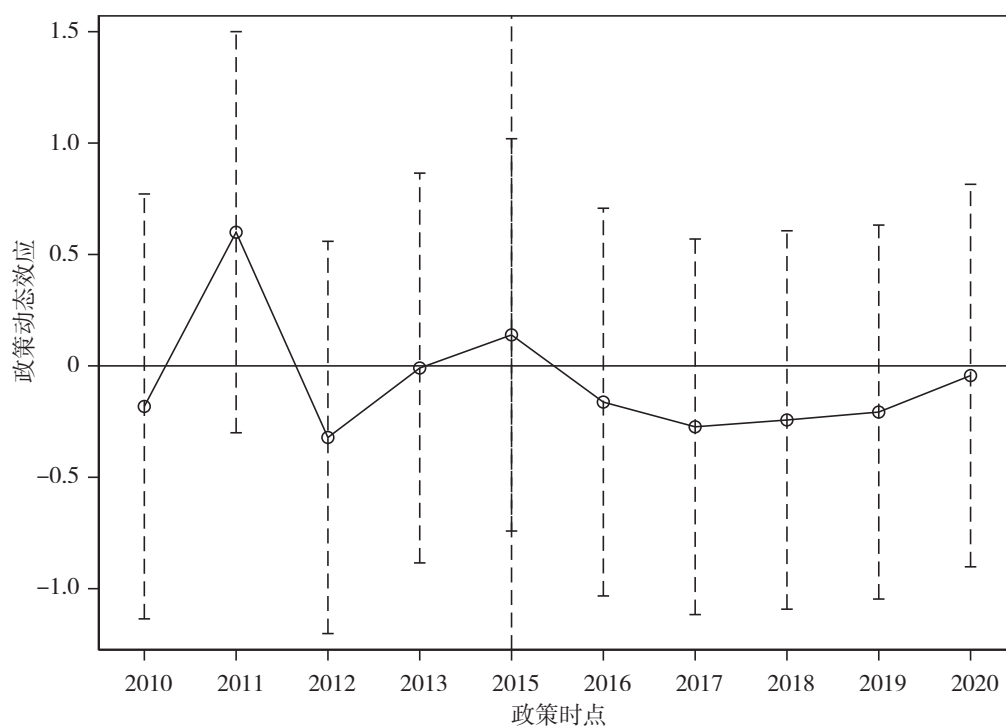


图 2 平行趋势检验及动态效果

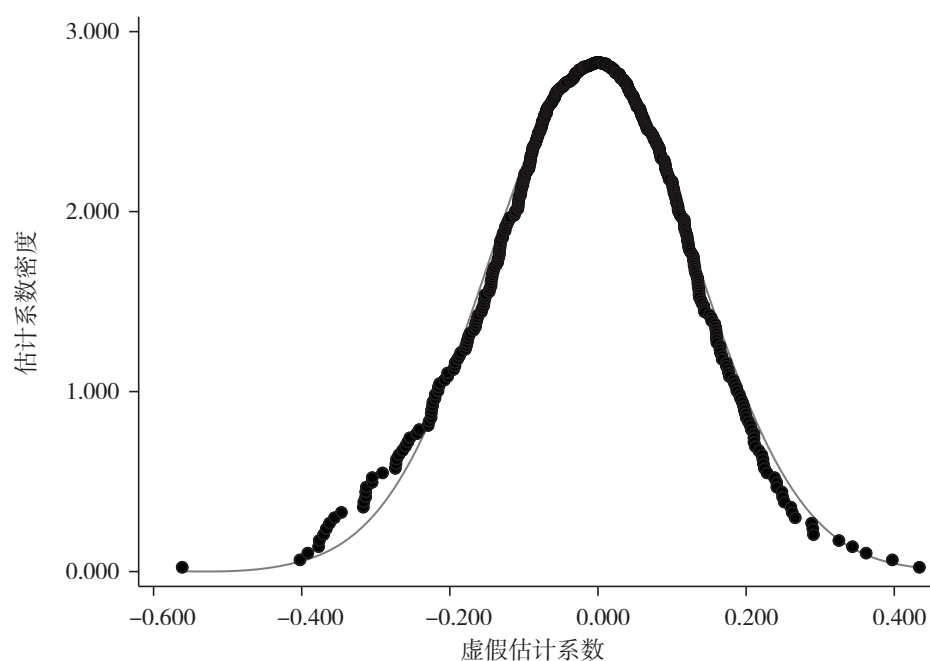


图 3 安慰剂检验

且不显著,与表 3 研究结果一致,结论依旧稳健。同时发现,土地财政依赖度仍在 1% 水平下显著促进地方土地出让金收入增加。

表 5 PSM-DID 模型回归结果

变量	土地财政收入				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
After2015×Treat2015	-0.080 (0.202)	-0.096 (0.203)	-0.093 (0.204)	-0.149 (0.134)	-0.184 (0.160)
人均 GDP		0.120 (0.120)	0.128 (0.122)	0.072 (0.143)	-0.352 (0.351)
人口密度			0.265 (0.755)	-0.332 (0.504)	-0.868 (0.681)
土地财政依赖度				3.300*** (0.219)	2.771*** (0.287)
土地供应结构					-0.027** (0.013)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	453	453	452	384	256
R ²	0.193	0.196	0.196	0.581	0.564

3. 预期效应检验。考虑到 2005 年广东省曾出台《广东省集体建设用地使用权流转管理办法》(简称《办法》),允许集体建设用地使用权出让、出租、转让、转租和抵押。南海作为广东省改革先行地,于 2005 年就已实施过入市政策,这是否会让广东省南海区、顺德区、禅城区产生政策预期,继而影响到 2015 年集体经营性建设用地入市的政策效应?为此,本文采用延长时点方法,时间跨度设置为 2003—2020 年,利用多期双重差分模型,将政策作用时点设置为 2005 年和 2015 年,纵向延伸来分析此政策的作用效果,设定(3)式:

$$Y_{it} = \beta After_{it} \times Treat_i + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,After_{it}表示因个体而异的处理期虚拟变量,被解释变量仍为土地出让金,选取控制变量为人均 GDP、人口密度、土地财政依赖度和土地供应结构(控制变量含义、数据来源及数据处理均与前文一致)。缺失数据采用回归插补法补充,并剔除异常值,重新设计实验组与对照组进行平衡面板的多期差分模型分析(见表 6)。

表 6 多期双重差分实验组与对照组

政策实施时间	实验组	对照组
2005 年	南海区、顺德区、禅城区	武义县、浦江县、霍邱县、霍山县、舒城县、裕安区、叶集区、石狮市、南安市、丰泽区、洛江区、泉港区、安溪县、肇东市、海伦市、月湖区、贵溪市、大武口区、惠农区、大通回族土族自治区、城西区、城中区、湟中区、徐汇区、长宁区、闵行区、宝山区、虹口区、青浦区、金山区、桐梓县、钟楼区、新北区、顺义区、长兴县、安吉县、房山区、东城区、西城区、石景山区、海淀区、延庆区
2015 年	武进区、大兴区、义乌市、德清县、金寨县、晋江市、余江县、安达市、平罗县、湟源县、松江区、涪潭县	

(1)多期双重差分模型基准回归结果。如表 7 所示,模型(1)未加入任何控制变量,模型(2)~(5)依次加入控制变量。在未加入任何控制变量时,After×Treat 系数为正并不显著,说明地方政府对集体经营性建设用地入市制度的实施并未产生预期效应。逐步加入控制变量后,After×Treat 系数仍

为正且不显著,保证了前文结论的稳健性。

表 7 多期双重差分模型基准回归结果

变量	土地财政收入				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
After×Treat	0.488 (0.428)	0.383 (0.384)	0.441 (0.357)	0.512 (0.311)	0.434 (0.302)
人均 GDP		0.487*** (0.134)	0.380*** (0.115)	0.306*** (0.108)	0.312** (0.121)
人口密度			0.417*** (0.113)	0.397*** (0.099)	0.401*** (0.138)
土地财政依赖度				3.786*** (0.505)	3.759*** (0.500)
土地供应结构					-0.001 (0.001)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	883	809	755	727	539
R ²	0.109	0.125	0.161	0.339	0.387

(2)多期差分模型平行趋势检验。使用多期双重差分模型前提条件是满足平行趋势检验。为此,选择政策前3年(大于3年记为3年)与政策后7年(大于7年记为7年)进行平行趋势检验,-3表示政策实施前的第3年,7表示政策实施后的第7年。由图4可知,政策实施前系数在0附近波动,说明实验组与对照组之间趋势基本一致,通过平行趋势检验。

(3)异质性处理效应偏误检验。大多数学者在使用多期双重差分模型是基于条件“群组与时间固定效应,干预应当近似于随机分配”的一般假定。双向固定效应估计量(TWFEDD)等于数据中所有可能的两组或两期DD估计量的加权平均值(Goodman-Bacon,2021),此方法估计的因果解释需要进行平行趋势假设和随时间恒定的处理效应。如果处理效应随时间变化而个体之间无差异时,这种情况下将“后处理组”与“先处理组”进行比较是有偏差的,会在一定程度上导致回归结果虚假效应,这是因为结果变量里已经包含了处理效应。如果该类平均估计量权重较大,会较大程度影响TWFEDD的估计与解释。因此,要进行异质性处理效应偏误检验(Heterogeneous Treatment Effects)来排除这种影响。

本文使用bacondecomp命令进行异质性处理效应偏误检验。在数据分析层面,将处理组分为“前处理组”(Early,政策实施时间为2005年)和“后处理组”(Late,政策实施时间为2015年)，“前处理组”与“后处理组”统称为处理组(timing),其余的为控制组(Never)。最后对关键自变量After(实施改革后)进行回归,得到各个组别的两组比较结果(见表8)。从表8中可以看出,“后处理组”与“先处理组”比较权重仅为5.88%,远低于控制组对处理组的比较效应92.27%,说明处理效应随时间变

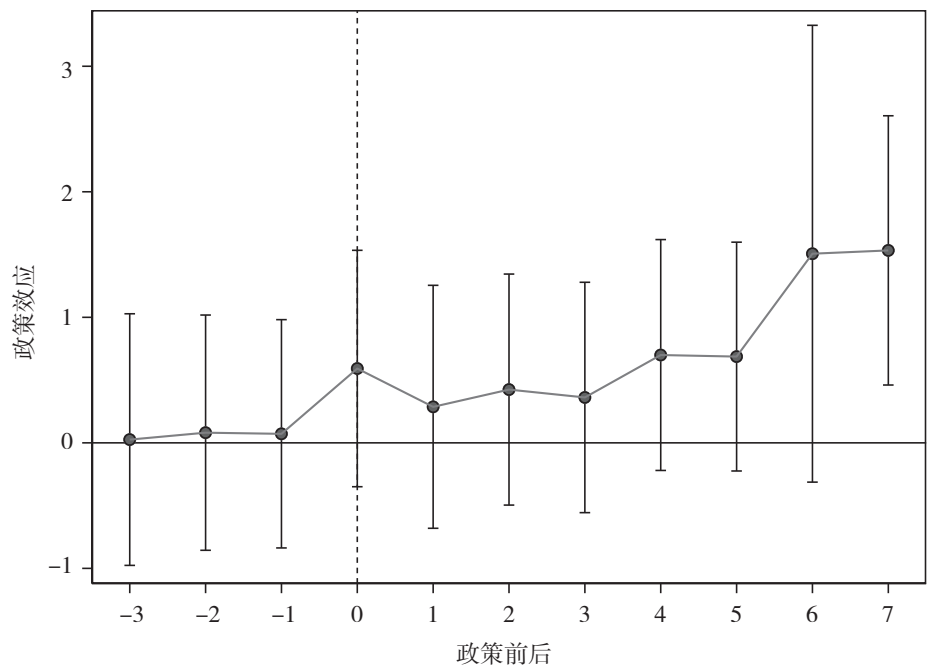


图4 多期差分模型平行趋势检验

化不大,多期差分结论具有稳健性。

表8 异质性处理效应偏误检验结果

组别	回归系数	权重(%)
Early_vs_Late	2.19	1.86
Late_vs_Early	-1.38	5.88
Never_vs_timing	0.57	92.27

4. 反事实检验。参考张永庆等(2019)的做法,将59个区县(市)样本随机设置为实验组与对照组构造集体经营性建设用地入市制度是否实施的反事实,在此前提下重新进行回归,检验结果如表9所示。依据随机分组后的实证结果可以看出,在逐步加入控制变量后交互项系数均为正且不显著,这说明上述结论并不是由于分组而产生的安慰剂效应的结果,由此进一步证明了前文结论的稳健性。

五、原因探究与解释

前文研究结果表明,集体经营性建设用地入市制度对地方政府土地财政的冲击并不明显,这可能包括两方面原因。一方面,具备入市条件的集体土地有限,规模不大,与国有土地供应相比,两者数量悬殊。自然资源部的统计数据显示,全国集体建设用地大约1650万公顷,占建设用地总面积的72%,其中集体经营性建设用地仅占比13.3%,总体规模不大。另一方面,已入市集体土地规模较小。据统计,2015—2018年,全国国有建设用地累计供应面积1652000公顷^①,33个试点累计入市土地面积

① 数据来源:国家统计局

达 1066.72 公顷^①,尚不足千分之一。具体到义乌市、大兴区、金寨县等试点地区,集体经营性建设用地入市总面积分别为 22.86 公顷、55.64 公顷、24.10 公顷^②,而同期国有建设用地供应面积则高达 1955.80 公顷、1765.26 公顷、492.26 公顷,显然不足以改变土地市场主体结构。因此,这可能是入市制度对土地财政冲击并不明显的部分原因(见图 5)。

表 9 反事实检验结果

变量	土地财政收入				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
After2015×Treat2015	0.174 (0.262)	0.186 (0.263)	0.187 (0.264)	0.126 (0.120)	0.155 (0.146)
人均 GDP		0.142 (0.132)	0.150 (0.121)	0.045 (0.104)	-0.237 (0.303)
人口密度			0.234 (1.086)	-0.334 (0.516)	-0.767 (0.746)
土地财政依赖度				3.678*** (0.549)	3.486*** (0.677)
土地供应结构					-0.000 (0.000)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
样本量	564	564	563	495	367
R ²	0.154	0.156	0.156	0.456	0.415

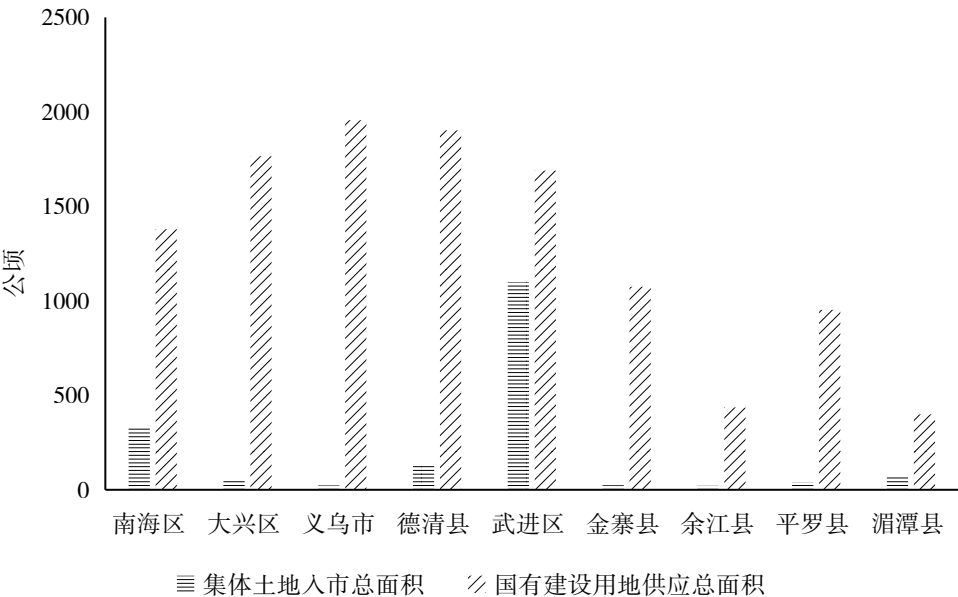


图 5 部分试点入市土地供应面积与国有建设用地供应面积情况

① 数据来源:自然资源部
② 数据来源:义乌市、北京市、六安市等公共资源交易平台

如图 5 所示,除武进区和南海区外,各个试点地区集体土地入市平均规模较小,尚不足 50 公顷,说明在目前土地市场结构下,国有土地出让仍占据绝对主导地位,尽管武进区与南海区有一定入市规模,但与国有土地规模相比,仍然难以撼动其主导地位,并且试点地区入市规模占国有建设用地供应规模的比例普遍偏低,在政策实施期间尚不足 10%(见表 10),因此并没有造成国有建设用地分流,导致对土地财政的影响并不明显。

表 10 部分试点地区集体经营性建设用地入市占比 (%)

地区	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	年均占比
南海区	35.50	36.71	26.20	5.68	32.01	15.71	23.97
大兴区	0.00	1.16	13.31	1.39	1.47	3.07	3.15
义乌市	0.00	0.00	3.20	1.75	1.80	0.78	1.17
德清县	15.92	7.06	10.49	3.70	7.08	3.59	7.08
武进区	0.00	0.00	34.03	224.25	79.37	2.32	64.97
金寨县	0.00	0.00	0.62	3.50	0.67	4.19	2.24
余江县	0.00	0.00	1.53	24.28	1.87	0.00	4.83
平罗县	0.00	0.00	1.01	10.39	14.22	0.00	4.17
湄潭县	1.01	3.92	9.44	10.38	19.42	78.61	19.26

由表 10 可见,试点地区集体经营性建设用地入市存在明显的区域差异,为此,本文尝试从试点地区集体经营性建设用地入市比例差异出发,将入市比例分为<15%(实验组 1:大兴区、义乌市、德清县、金寨县、余江县、平罗县、湄潭县)、≥15%(实验组 2:南海区、武进区)二个等级。除此之外,佛山市南海区 2005 年便开始进行入市探索,自 2015 年正式合法实施集体经营性建设用地入市制度以来,地方政府凭借改革经验与制度的不断完善,大力推进入市进程。截至 2020 年,南海区已入市规模约 330 公顷,占有建设用地供应面积的比重为 23.97%,且入市用途多元化,其中已入市地类包括工业用地与商业用地。鉴于此,本文进行南海区个案研究,能更加全面探究入市制度对土地财政的真实影响机制。因此,本文借助多元线性回归模型来探究入市比例(当年集体经营性建设用地入市面积/当年国有建设用地供应面积×100%,SUL)对地方政府土地财政的影响,具体结果如表 11 所示。

表 11 各个实验组多元线性回归结果

变量	实验组 1				实验组 2				佛山市南海区			
	回归系数	标准差	t 值	P 值	回归系数	标准差	t 值	P 值	回归系数	标准差	t 值	P 值
入市比例	2.12***	0.67	3.15	0.00	-0.07	0.16	-0.43	0.68	-2.19*	1.04	-2.10	0.09
人均 GDP	1.25***	0.15	8.62	0.00	0.79**	0.36	2.16	0.05	0.93	1.60	0.59	0.58
人口密度	0.61***	0.16	3.81	0.00	0.85**	0.30	2.83	0.01	1.79	1.12	1.60	0.17
土地财政依赖度	5.49***	0.50	11.00	0.00	0.78	0.57	1.38	0.19	0.40	0.75	0.54	0.62
土地供应结构	0.00	0.00	-0.84	0.41	0.00	0.00	-0.68	0.51	0.00	0.00	-0.92	0.40
R ²		0.90				0.54				0.70		
F 值		79.28				3.80				2.29		

注:因变量为土地出让金(lnwage)

对于不同实验组别, (1) 在入市比例小于 15% 的情况下, 实验组的集体经营性建设用地入市并没有对地方政府土地出让金收入造成负向作用, 甚至在 1% 的水平下显著促进地方土地财政收入提升, 这可能是由于该实验组集体经营性建设用地入市比例太小, 政策实施并不能撼动国有建设用地作为土地一级市场供应主体地位, 没有对当地土地出让金产生足够“冲击”, 反而成为有益的“补充”; (2) 在入市比例大于 15% 的情况下, 集体经营性建设用地入市对地方政府土地出让金收入开始有一定的“冲击”作用, 但仍不够显著, 可能的解释是武进区入市的集体经营性建设用地仍以工业用地(占比高达 98%) 为主, 而工业用地的出让价格显著低于其他用地, 由此带来的土地出让收入占当地土地出让金总额的比例较低, 不足以对当地的土地财政收入产生“显著”影响; (3) 对佛山市南海区进行个案研究发现, 集体经营性建设用地入市对地方政府土地出让金收入在 10% 的水平下具有显著负向冲击, 印证了前文假说。这是因为南海区入市规模大, 且入市用途除工业用地外, 还有大量商服用地, 同时令人忧虑的是, 南海区地方政府对土地财政具有高度依赖性, 其依赖度高达 50% 左右。尽管南海区政府也出台了《佛山市南海区农村集体经营性建设用地入市管理试行办法》等文件, 对入市交易环节、入市用途有一定限制, 不过由于历史遗留问题和农民集体的先验经验, 总能找到更多的入市途径。随着入市规模扩大, 抢占更多的土地市场份额, 且用途结构更加多元, 势必对南海区地方政府土地财政产生更强烈的冲击。据统计, 2022 年末佛山南海区政府债务余额为 618.34 亿元, 政府预算收入(一般公共预算收入+政府性基金收入) 为 442.26 亿元^①, 全区偿还地方政府债券本金 95.74 亿元, 利息 19.60 亿元, 虽整体债务可控, 但若放任集体经营性建设用地无序入市, 政府恐怕会陷入国有土地出让乏力与财政风险的尴尬境地。由此可见, 集体经营性建设用地入市对地方土地财政的影响受入市规模、入市比例、入市用途结构的制约, 同时土地财政依赖性较强的地区必须引起足够重视, 加以防范无序入市带来潜在的地方财政冲击。

六、结论与政策建议

本文研究发现, 无论是否加入控制变量, 集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政具有不显著的负向作用, 且在平行趋势检验、安慰剂检验等一系列稳健性检验后结论依旧成立, 在一定程度上验证了研究假说。上述结果表明, 集体土地入市制度改革打破了国有建设用地市场双向垄断的市场结构, 使得农民集体成为土地供应主体之一, 而地方政府与农民集体相互竞争的策略行为的确对地方土地出让收入造成一定的负向冲击。多期 DID 模型结果显示, 入市试点地区没有受到广东省过往入市政策的影响, 2005 年佛山市三区的入市先例并未造成其他试点地区的地方政府形成入市政策的预期效应, 实际上广东省也从未大规模开展集体土地入市, 地方政府和村民集体已然“淡忘”该政策, 这为集体土地入市政策的调整与优化提供了制度空间。在不同入市规模水平下, 对地方政府土地财政的冲击差异显著。入市规模小于 15% 的试点地区在 1% 的水平下显著“补充”了土地财政。然而随着入市规模的增加, 对土地财政的冲击效应逐渐明显。针对南海区进行个案研究发现, 集体经营性建设用地入市对地方政府土地财政在 10% 的水平下产生了显著负向影响, 而南海区地方政府对土地财政依赖度高, 势必加大了入市对土地财政的威胁。由此可见, 集体经营性建设用地入市制度对地方政府土地财政的影响受入市规模和入市比例的制约, 尤其应该注意土地财政依赖度高的城市, 应把握入市节奏。

基于上述结论, 为了集体经营性建设用地入市制度的顺利推进, 提出以下建议。第一, 基于新的土地市场结构, 完善集体经营性建设用地入市制度设计, 保障土地市场供应主体的合法权益。地方政

^① 数据来源: 佛山市南海区 2022 年预算执行情况和 2023 年预算草案的报告

府从“参与者”逐渐过渡到“参与者+管理者”双重身份,农民集体也获得了“参与者”身份。由此,土地市场结构由单一主体垄断转变为双主体竞争,土地资源配置效率得以提升,然而,在新土地市场结构形成过程中,对地方政府土地财政收入产生了一定的负向冲击。因此,应结合试点实际,不断改进制度设计,通过明晰土地产权、依法设置和适时调整集体经营性建设用地入市条件、完善入市交易规则,保障土地供应主体的合法权益,稳定土地交易市场预期。第二,应降低地方政府对土地财政的依赖度,未雨绸缪,防范财政风险。在新的土地市场结构下,地方政府应积极培育新兴产业,丰富产业业态,拓宽税基和收入渠道,通过开源节流构建更具持续性的财政收入结构,促进土地财政转型。同时,应严控地方财政支出和债务规模,推行更加公开透明的财政预算决算制度,对地方债务进行摸查、重组、适当展期等以解决债务期限错配,从而实现财政能力与债务规模的适配,防范地方财政隐性风险。第三,应把握入市节奏与入市比例,稳步推进政策实施。地方政府可以制定集体经营性建设用地入市年度计划并及时发布,同时开展社会经济发展、土地市场运行和财政收入状况实时监测,根据市场反馈信息适时和有计划地调整集体经营性建设用地入市的规模、用途和分布,尽可能降低集体经营性建设用地入市对一级土地市场的冲击,为地方财政转型赢得时间,保证地方土地财政收入结构平稳有序过渡。

参 考 文 献

1. Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, 2010(5): 1637~1667
2. Goodman-Bacon, A. Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 2021(2): 254~277
3. Heyman, F., Sjöholm, F., Tingvall, P. G. Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-Employee Data. *Journal of International Economics*, 2007(2): 355~376
4. Li, J. C., Yu, L. H. Double Externalities, Market Structure and Performance: An Empirical Study of Chinese Unrenewable Resource Industries. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 126: 299~307
5. Li, T., Ma, W. J. Government Intervention in City Development of China: A Tool of Land Supply. *Land Use Policy*, 2008(3): 599~609
6. Qu, Y. C. M., Zhang, Z. Q., Feng, Y. C. Effects of Land Finance on Resource Misallocation in Chinese Cities during 2003—2017: A Dynamic Panel Econometric Analysis. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2020: 2639024
7. 蔡继明,程世勇. 地价双向垄断与土地资源配置扭曲. *经济学动态*, 2010(11): 75~80
8. 陈红霞,赵振宇. 基于利益均衡的集体经营性建设用地入市收益分配机制研究. *农村经济*, 2019(10): 55~61
9. 陈 磊,胡立君,何 芳. 长江经济带发展战略对区域经济联系的影响研究——基于双重差分法的实证检验. *经济经纬*, 2021(2): 23~32
10. 陈 明. 农村集体经营性建设用地入市改革的评估与展望. *农业经济问题*, 2018(4): 71~81
11. 陈益刊. 地方财政收支增速分化 基层财政去年发生了这些变化. *第一财经日报*, 2023-03-03(A10)
12. 邓 念. 政府作用下的中国房地产市场理论与实证研究. 复旦大学博士学位论文, 2010
13. 刁其怀. 集体经营性建设用地入市问题与对策研究——以全国统筹城乡综合配套改革试验区成都为例. *农村经济*, 2020(3): 41~46
14. 方 洞. 修法背景下集体经营性建设用地入市改革的困境与出路. *河北法学*, 2020(3): 149~163
15. 方先明,胡 丁. 乡村振兴中的集体经营性建设用地入市的经济增长效应. *江苏社会科学*, 2022(2): 117~128
16. 高金龙,陈江龙,苏 曦. 2001—2010年南京市市区土地出让价格的影响因素. *地理科学进展*, 2014(2): 211~221
17. 高艳梅,李景刚,汤惠君. 农村集体建设用地流转中的政府失灵和市场失灵及制度改革. *农业现代化研究*, 2013(3): 322~327
18. 韩 松. 城镇化进程中入市集体经营性建设用地所有权归属及其与土地征收制度的协调. *当代法学*, 2016(6): 69~80
19. 胡大伟. 土地征收与集体经营性建设用地入市利益协调的平衡法理与制度设计. *中国土地科学*, 2020(9): 10~16+23
20. 何 芳,龙国举,范 华,周梦璐. 国家集体农民利益均衡分配:集体经营性建设用地入市调节金设定研究. *农业经济问题*, 2019(6): 67~76

21. 靳相木,李梦微. 征地补偿安置协议前置及其效力扩张的制度风险与因应解决方案. 农业经济问题,2022(6):46~56
22. 刘民培,杨灵玉,颜洪平. 集体经营性建设用地入市增值收益分配方式的影响因素分析——基于文昌农民的问卷调查. 海南大学学报(人文社会科学版),2023(1):58~66
23. 刘鹏凌,蔡俊. 集体经营性建设用地整备统筹入市的农户意愿与行为响应. 中国土地科学,2020(8):63~71
24. 刘伟,黄桂田. 中国银行业改革的侧重点:产权结构还是市场结构. 经济研究,2002(8):3~11+92
25. 刘振伟. 乡村振兴中的农村土地制度改革. 农业经济问题,2018(9):4~9
26. 吕丹,薛凯文. 农村集体经营性建设用地入市收益的分配演化博弈:地方政府角色与路径. 农业技术经济,2021(9):115~128
27. 吕萍,于璐源,丁富军. 集体经营性建设用地入市模式及其市场定位分析. 农村经济,2018(7):22~27
28. 卢盛峰,董如玉,叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据. 中国工业经济,2021(3):80~98
29. 马翠萍. 农村集体经营性建设用地入市收益分配的实践探索与制度优化. 改革,2022(10):106~116
30. 马九杰,元浩. 土地一级市场垄断、土地财政的形成与动态变化——基于土地储备制度建立的准实验研究. 中国土地科学,2019(8):43~52
31. 马凯,钱忠好. 农村集体非农建设用地直接上市:市场失灵与其政策矫正. 中国土地科学,2010(3):65~69+80
32. 聂英,聂鑫宇. 农村土地流转增值收益分配的博弈分析. 农业技术经济,2018(3):122~132
33. 钱文荣,朱嘉晔,钱龙,郑淋议. 中国农村土地要素市场化改革探源. 农业经济问题,2021(2):4~14
34. 钱忠好,牟燕. 乡村振兴与农村土地制度改革. 农业经济问题,2020(4):28~36
35. 谈琼. 集体经营性建设用地入市增值收益分配研究——以天津蓟州区为例. 中国房地产,2019(22):37~41
36. 王健,吴群,彭山桂,李永乐. “营改增”是否影响了地方政府土地财政收入. 财贸研究,2017(12):82~94
37. 王克强,杨亚炫,刘红梅,刘忠斌. 集体经营性建设用地入市影响城乡融合发展研究. 农业技术经济,2023(2):45~63
38. 王立彬,胡璐. 聚焦农村土地制度改革立法行动. 国土资源,2019(1):4~6
39. 王湃,刘梦兰,黄朝明. 集体经营性建设用地入市收益分配重构研究——兼与农村土地征收制度改革的对比. 海南大学学报(人文社会科学版),2018(5):77~85
40. 王全兴,管斌. 市场化政府经济行为的法律规制. 中国法学,2004(1):106~121
41. 吴迪,祁宝平,韩凌月. 集体经营性建设用地入市的法律困境和治理路径. 上海市法学会.《上海法学研究》集刊——上海市法学会农业农村法治研究会文集. 上海市法学会,2020:228~241
42. 吴凡,张婷,蔡海生. 基于 DID 模型的佛山市南海区农村集体经营性建设用地入市绩效分析. 广东农业科学,2021(8):156~164
43. 夏柱智. 国家治理视域中的土地制度改革. 求索,2020(2):143~150
44. 谢保鹏,朱道林,陈英,裴婷婷,晏学丽. 土地增值收益分配对比研究:征收与集体经营性建设用地入市. 北京师范大学学报(自然科学版),2018(3):334~339
45. 闫昊生,王剑飞,孙久文. 集体建设用地入市如何影响国有建设用地市场——基于机器学习的新证据. 数量经济技术经济研究,2023(6):195~216
46. 杨庆媛,杨人豪,曾黎,陈伊多. 农村集体经营性建设用地入市促进农民土地财产性收入增长研究——以成都市郫都区为例. 经济地理,2017(8):155~161
47. 应航. 土地出让金:现状、问题与法律治理.《上海法学研究》集刊——上海市法学会农业农村法治研究会文集. 上海市法学会,2020:97~106
48. 苑韶峰,朱从谋,杨丽霞,李灿灿. 农村集体建设用地入市影响与竞争模式选择. 中国国土资源经济,2017(6):23~28
49. 翟彬,梁流涛. 农村集体经营性建设用地入市的农户认知与意愿——基于河南省 324 户农户调查的分析. 干旱区资源与环境,2017(10):7~12
50. 张曼曼. 我国地方政府土地财政收入的效应及影响因素分析. 安徽大学硕士学位论文,2019
51. 张晓山. 推动城乡融合发展 促进乡村全面振兴——学习《乡村振兴促进法》. 农业经济问题,2021(11):4~11
52. 张永庆,张金月. 长江经济带高铁开通对环境污染的影响研究. 当代经济管理,2019(10):54~61
53. 郑新业,王晗,赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗——双重差分方法. 管理世界,2011(8):34~44+65
54. 周应恒,刘余. 集体经营性建设用地入市实态:由农村改革试验区例证. 改革,2018(2):54~63

“Strike” or “Supplement”: The Impact of Collective Commercial Construction Land Marketization on Local Government's Land Finance Based on An Empirical Analysis Using DID Model

HUANG Haiyan, LI Jinggang, SUN Chuanzhun

Abstract: Collective commercial construction land marketization has broken the monopoly of primary land market and effectively improved rural collective income, which has nevertheless raised concerns about the sustainability of local government land finance. It is particularly necessary to clarify the influence mechanism of collective commercial construction land marketization on local government land finance. From this perspective, the paper constructs a theoretical framework of “market structure–market behavior–market performance” to analyze the influence mechanism of collective commercial construction land marketization on local government land finance by using SCP analysis paradigm. Therefore, the paper evaluates the influence of collective commercial construction land marketization on local government land finance with DID model by comparing pilot areas with non-pilot areas. The results are shown as follows: (1) Collective commercial construction land marketization has a non-significant effect on local government's land finance, considering the endogeneity and sample selection bias, the findings remain robust after the placebo test; (2) The precedent of collective commercial construction land marketization in Guangdong Province in 2005 did not cause local governments in other pilot areas to form the expected effect of the collective commercial construction land marketization policy; (3) The impact of the collective commercial construction land marketization on local government land finance is constrained by the scale of land marketization and the proportion of land marketization. Therefore, the policy of collective commercial construction land marketization should be re-examined, regulating the process of collective commercial construction land marketization, enhancing the transparency of local debt, monitoring the adequacy of local debt scale and fiscaling capacity in real time, strengthening the ability to prevent hidden risks of local land finance, especially in areas with strong dependence on land finance, actively broadening and diversifying government revenue channels, promoting the transformation of local land finance, and reducing the dependence on land finance. Government revenue channels should be actively broadened and diversified, the transformation of local land finance should be promoted, and the reliance on land finance should be reduced.

Keywords: Collective commercial construction land marketization; Land finance; DID model

责任编辑:李 雪