

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

闫昊生 王剑飞 孙久文*

摘要：建立健全城乡统一的建设用地市场是当前中国土地制度改革的重要目标，本文使用机器学习与合成双重差分方法，借助2007~2018年中国国有建设用地出让数据，研究了农村集体建设用地入市对城镇国有建设用地市场的影响。研究发现，集体建设用地入市改革显著减少了国有建设用地的土地出让金，其原因在于改革提升了集体和国有土地的替代性，因而降低了国有建设用地的出让面积，但是未显著影响国有建设用地的单位价格。结合理论分析，上述结果说明该改革并未显著改变城镇国有建设用地的市场结构。成本收益分析表明，该改革对国有建设用地出让金的影响大于集体建设用地。以上结论为集体经营性建设用地入市对国有建设用地市场的影响提供了经验证据，也为健全城乡统一的建设用地市场提供了政策启示。

关键词：集体经营性建设用地入市 机器学习 建设用地 市场结构

中图分类号：F321.0 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2023)06-0195-22

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20230413.002

一、引言

改革开放以来，独特的土地制度对中国经济的腾飞起到了至关重要的作用，但是随着经济社会的发展，“以地谋发展”模式的拉动能力越来越弱，原有的土地要素配置方式逐渐不适应经济高质量发展的需要（刘守英等，2020）。为此，中国适时地开展了土地要素配置方式的改革，其中破除城乡二元土地资源配置的桎梏，构建城乡统一的土地要素市场是改革的一个重要方向（严金明等，2020）。2013年十八届三中全会《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中明确提出要“建立城乡统一的建设用地市场”。2022年，党的二十大报告不仅明确指出要“坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动”，而且强调要“深化农村土地制度改革”。总之，深化农村土地制度改革，构建和完善城乡统一的建设用地市场，对推动高质量发展具有重要的现实意义。

农村土地制度改革的一项重点工作是集体经营性建设用地入市。2014年中共中央办公厅和国务院办公厅联合下发了《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制

* 闫昊生，助理教授，中央财经大学财经研究院、中央财经大学北京财经研究基地，电子邮箱：haoshengyan@cufe.edu.cn；王剑飞（通讯作者），硕士研究生，曲阜师范大学经济学院，电子邮箱：wangjianfei0527@163.com；孙久文，教授，中国人民大学应用经济学院，电子邮箱：sunjw@ruc.edu.cn。本文获得中国自然科学基金青年项目（72103220）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

度改革试点工作的意见》，表示针对农村集体经营性建设用地权能不完整，不能和国有建设用地同等入市、同权同价和交易规则亟待健全等问题，要建立农村集体经营性建设用地入市制度。2015年，集体经营性建设用地入市试点正式实施，并取得了丰硕的成效，2020年集体经营性建设用地入市在全国范围内施行。丰富的政策实践为学术研究提供了良好的研究情境，许多研究围绕集体经营性建设用地入市问题展开了深入探讨。研究认为集体经营性建设用地入市是中国的必然趋势（刘守英和王佳宁，2017），部分文献探讨了入市中的政府角色（申端帅等，2019）、减贫效应（米旭明和王文思，2021）、制度探索（马翠萍，2021）等具体问题。然而，尽管集体经营性建设用地入市改革的核心目标之一是建立城乡统一的建设用地市场，而且以城镇建设用地为核心的发展模式在中国过去的经济发展中发挥着关键作用，却鲜有文献探究农村集体经营性建设用地入市对城镇国有建设用地市场的影响。

为此，本文借助集体经营性建设用地入市改革的冲击，利用县（市、区）国有建设用地供应的微观数据，研究了改革对城镇国有建设用地市场的影响。由于建设用地的土地出让金是地方政府谋发展的重要资金来源（左翔和殷醒民，2013），所以本文首先估计了集体经营性建设用地入市改革会如何影响国有建设用地出让金。然而，在此分析中存在两个核心的挑战，第一个挑战是土地出让金是否可比。由于每宗地块的价格和出让金很大程度上受到地块区位因素、出让方式、土地用途等因素的影响，加之每年各县（市、区）出让地块数量有限。因此，不同年间出让地块的区位差异在很大程度上造成了土地出让金总额的差异，这导致县（市、区）的土地出让金总额存在较大波动，从而影响估计结果。为解决此问题，本文采取机器学习的方法，利用随机森林模型训练了每个县（市、区）的土地价格，从而剔除了区位条件、出让方式等因素的影响，进而得到可比的土地出让金。一系列有效性检验表明了本文的训练结果具有高度的可信性和敏感性。

第二个挑战是常见双重差分法是否适用。集体建设用地经营性入市改革选取了少数县（市、区）作为试点，一方面，选择效应可能使处理组与对照组的变化趋势存在系统性差异；另一方面由于试点县（市、区）较少，试点县（市、区）每年土地出让的波动也会对双重差分法要求的平行趋势假设造成威胁。为解决此问题，本文使用 Arkhangelsky 等（2021）所提出的合成双重差分法，其通过引入时间和个体权重和对政策出台前的趋势进行重新加权和匹配，弱化了对平行趋势假设的依赖。本文也使用 Liu 等（2021）提出的反事实估计框架进行了验证。利用机器学习训练后的数据，上述方法一致发现集体经营性建设用地入市改革显著降低了国有建设用地的土地出让金。这一结果在一系列稳健性检验中保持稳健。

本文进一步从国有建设用地的出让面积和单位价格两个角度进行了机制分析，并探究了集体经营性建设用地入市改革对城镇国有建设用地市场垄断结构的影响。理论上，在给定土地需求不变的情况下，如果集体建设用地和国有建设用地具有替代性，集体建设用地入市会导致国有建设用地的土地出让面积下降；但是土地单位价格的变化则取决于改革是否会改变垄断的土地市场结构。本文构建了一个简单的模型，分析表明如果改革降低了市场的垄断程度，则会导致土地单位价格的下降；反之，土地价格不会发生明显变化。实证检验发现，集体建设用地入市改革显著降低了国有建设用地的出让面积，但是对于国有建设用地的土地价格影响较小。综合上述理论和实证研究结果，改革并没有显著改变城镇国有建设用地市场的垄断结构。最后，本文参考相关文献（Lu 等，2019），对集体建设用地入市改革对土地出让

金的影响进行了成本收益分析。研究发现其对国有经营性建设用地出让金的减少程度大于集体土地入市实际收益的增加程度,这个结果也指出了未来集体土地入市改革可能优化的方向。

本文的边际贡献在于以下三个方面。第一,本文从城乡土地市场一体化的角度,实证分析了农村集体经营性建设用地入市对城镇国有建设用地市场的影响。现有非常丰富的研究深入探讨了中国的土地问题,研究发现了中国“以地谋发展”的模式(刘守英,2018),剖析了“以地引资”(雷潇雨和龚六堂,2014)、“以地融资”(张莉等,2018)、“以地生财、以财养地”等现象(孙秀林和周飞舟,2013;郑思齐等,2014)。然而,这些研究主要集中在城镇国有建设用地方面,本文对其贡献在于分析了城乡土地市场间的互动。本文实证检验了农村集体建设用地入市对城镇国有建设用地出让金的影响,并且进行了成本收益分析。上述分析不仅丰富了中国建设用地问题的研究,也可以为完善集体经营性建设用地入市改革提供政策启示。

第二,本文从市场垄断结构的角度,分析了集体经营性建设用地入市对城镇国有建设用地市场的影响机制。现有许多文献对中国土地市场的垄断进行了丰富的研究,认为垄断的土地市场结构是“以地谋发展”模式的关键前提(王贤彬等,2014)。垄断的市场结构使地方政府可以依靠“土地财政”“土地金融”等模式,促进区域经济的发展(He等,2022)。因此,探究重大的政策的出台是否会改变土地市场的垄断结构,对理解中国土地资源的配置模式具有重要意义(邵新建等,2012)。本文首次为集体建设用地入市改革对建设用地市场结构的影响提供了经验证据。研究发现集体土地入市试点没有改变土地价格决定机制,没有对城镇国有建设用地市场的垄断结构产生根本影响。上述结论不仅直接回答了建设用地市场垄断结构的理论问题,而且也对理解改革是否会系统性改变中国土地市场实际运行模式、理解未来土地政策对于土地资源配置的影响机制提供参考。

第三,在方法上,本文基于机器学习,提出了测算土地价格的新方法。机器学习方法在经济学中的应用方兴未艾(Athey,2019),基于其在文本分析(Egami等,2018)、数据处理(Grange和Carslaw,2019;王芳等,2020)和因果识别方面(Athey和Wager,2019;Deryugina等,2019)的优势,越来越多的学者尝试将机器学习方法应用在经济学研究中(沈艳等,2022;Chalfin等,2016)。本文采用随机森林的方法剔除了土地价格中与政策无关的区位等因素的影响,结果表明此方法在预测方面具有良好的表现。这不仅为未来关于土地价格的学术研究提供了新的数据处理方法,也可以在政策研究和实际工作中广泛应用。

二、制度背景与研究假说

(一) 制度背景

土地制度对推动国家经济发展具有重要影响,中国独特的土地制度为工业化和城镇化提供了强大的动力。随着中国经济的发展,原有的土地要素配置方式逐渐不适合经济高质量发展的需要,其中一个突出的症结在于城乡二元的土地制度(刘守英,2014)。城乡土地不同的配置方式限制了集体建设用地的合法入市,损害了农民土地权利,制约了农村的发展。因此,构建城乡统一的建设用地市场是优化中国土地资源配置的必然方向。

党的十八大以来,建立城乡统一的建设用地市场成为全面深化改革的重点任务之一。2013年党的十八届三中全会通过了《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》,其

中在“建立城乡统一的建设用地市场”一节中明确提到了“在符合规划和用途管制前提下，允许农村集体经营性建设用地出让、租赁、入股，实行与国有土地同等入市、同权同价”。为落实这一决定，2014年中共中央办公厅和国务院办公厅联合印发了《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》，该意见指出要完善农村集体经营性建设用地产权制度，赋予农村集体经营性建设用地出让、租赁、入股权能；明确农村集体经营性建设用地入市范围和途径；建立健全市场交易规则和服务监管制度。农村集体经营性建设用地入市制度呼之欲出。

而后，中央适时地开展了农村土地制度的改革试点工作，集体经营性建设用地入市是其中的一个重要组成部分。2015年十二届全国人大常委会第十三次会议审议通过《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》，正式在33个县（市、区）实施农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革三项试点。在改革试点实施初期每个试点县（市、区）只开展一项试点，集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革试点各15个县（市、区），农村土地征收制度改革试点3个县（市、区）。2016年9月集体经营性建设用地入市和农村土地征收制度改革扩大到全部33个试点县（市、区），2017年宅基地制度改革拓展到全部33个试点县（市、区）。2019年底农村土地制度改革试点工作正式结束，试点工作取得的成效被《土地管理法》修正案广泛吸收，2020年集体经营性建设用地入市在全国范围内施行。

各试点县（市、区）在获得试点授权后，积极落实集体经营性建设用地入市改革，实施了一系列政策举措。其主要包括以下几点：第一，以“落实改革顶层设计”为方向，各试点县（市、区）分别对入市定义、入市范围、入市条件、入市平台等进行了详细规定；第二，以“保障农民合法权益”为基础，各级政府重新设置入市调节金，确保农民拥有稳定收入，并且将具体入市事宜的决定权交给集体经济组织，这很大程度上保证了农民的知情权和自主权；第三，以“建立健全城乡统一建设用地市场”为目标，改革要求集体建设用地与国有建设用地同价同权，同等入市，统一进入建设用地市场，这标志着集体经营性建设用地入市的通道得以开放。同时，为确保集体经营性建设用地顺利入市，各级政府对入市程序、入市主体等进行详细规定，并积极完善土地二级市场，促进集体建设用地的转让、抵押。

在这些政策举措中，入市程序决定了集体建设用地与国有建设用地的作用关系，很大程度上决定着改革对城镇国有建设用地市场的影响。具体而言，农民集体组织作为集体土地入市主体，当有出让集体经营性建设用地的意愿时，需向镇（乡）政府提出申请，经镇（乡）政府审核后，再向县市国土资源局提出入市申请，经县市政府或相关部门批准后，集体经营性建设用地可按照或参考国有建设用地基准地价，进入建设用地市场。为防止村集体对集体经营性建设用地随意定价，破坏市场稳定，各试点县（市、区）规定集体经营性建设用地入市价格若低于基准地价（或基准租金）的某个百分比，则当地人民政府有优先购买权或规定出让金不得低于某个百分比，如南海区规定不得低于集体经营性建设用地基准价格的70%。集体建设用地入市前的层层审批流程，一方面规范了集体经营性建设用地的入市程序，另一方面也确保了地方政府对集体经营性建设用地入市的掌控。

在这些共性举措之外，各试点县（市、区）也以当地自身经济发展状况为基础，出台了各具特色的政策举措。例如，为了使得农民集体经济组织自主权得到保障，试点地区政府采取了不同的举措，比如在村民集体决议的基础上，郫都区采用镇党政联席措施进一步保证

了决议的公平与正确,松江区明确规划农村土地民主管理决策机构,这不仅保障了农民的权利,也有利于农民提高决策效益;各试点对于如何促进土地流转也做出了不同的探索,如南海区和武进区政府为集体经营性建设用地入市提供公共资源交易平台,松江区为集体经营性建设用地入市提供中介服务;在建设用地成功入市后产生土地调节金征收方面,主要存在两种方式,一是如北流市、涠潭县等县(市、区)按照土地入市成功成交总价款的一定比例征收,二是如大足区、文昌市等县市按照入市土地净增值额的一定比例征收(马翠萍,2021)。

集体经营性建设用地入市改革实行以来,各试点县(市、区)出台了一系列举措,并取得了一定的成效。根据《国务院关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点情况的总结报告》,截至2018年底,33个试点县(市、区)集体经营性建设用地已入市地块1万余宗,面积9万余亩,总价款约257亿元。集体经营性建设用地入市改革赋予集体建设用地与国有建设用地相同的权利,促使了集体经营性建设用地进入建设用地市场进行公开交易,推动了城乡统一的建设用地市场建设。

(二) 集体经营性建设用地入市对城镇国有建设用地市场影响的理论分析

集体经营性建设用地入市改革着力构建城乡统一的建设用地市场,也会对原有的城镇国有建设用地市场产生影响。长久以来,地方政府实际上垄断着国有建设用地的供给(赵扶扬等,2021)。1998年修订的《中华人民共和国土地管理法》规定“农民集体所有的土地的使用权不得出让、转让或者出租用于非农业建设”。若地方经济发展需要将农地转为非农业建设用地时,需根据土地利用总体规划,通过国务院或地方政府办理农用地转用审批手续,完成土地性质的转变,这代表着土地供应由地方政府完全垄断(范子英,2015)。尽管《中华人民共和国土地管理法》(1998年版)也规定集体建设用地可用于乡镇企业,但随着企业所有制改革,乡镇企业数量下降,仅仅允许集体建设用地供给乡镇并没有改变地方政府垄断国有建设用地供给的现实。

集体经营性建设用地入市改革要求国有建设用地和集体建设用地同价同权、同等入市,这使得集体建设用地和国有建设用地的替代性增强,进而对国有建设用地的配置产生影响。首先,改革会影响到国有建设用地的出让面积。其原因在于,在集体经营性建设用地入市改革之前,所有的建设用地需求完全由国有建设用地供应满足,而在改革之后由于集体建设用地具备了国有建设用地相同的权利,使二者具有一定替代性,那么需求由国有建设用地和集体建设用地共同供给。因此,若土地总需求保持不变,那么国有建设用地的供给将减少。值得注意的是,国有建设用地供给量的变化方向并不受市场结构改变的影响。无论是建设用地市场依旧保持地方政府的垄断模式,还是转变为寡头垄断或者是垄断竞争结构,只要国有和集体建设用地存在替代性,那么土地总需求均由两类土地共同满足,都会导致国有建设用地供给数量的下降。

其次,集体经营性建设用地入市改革对国有建设用地价格的影响则取决于其对市场结构的影响。如果地方政府通过制度设计,仍然保证其对建设用地总体的垄断地位,那么在垄断者的角度,改革仅仅使建设用地供给的来源发生改变,即由原来的所有供给土地均来源于国有土地,变为土地供给在国有和集体土地之间配置,却并不会影响其垄断条件下的均衡价格。但是如果改革使土地市场结构发生变化,即由地方政府完全垄断,转变为地方政府和集体组织相互竞争,这将导致不同市场主体之间产生策略性行为,进而降低均衡的土地价格。为进一步说明上述理论,本文基于古诺竞争构建了一个数理模型,阐述了市场结构变化对土

地出让面积和单位价格的影响，详见附录 1^①。

综上所述，集体经营性建设用地入市改革会对城镇国有建设用地市场产生巨大影响。由于改革保证了集体建设用地与国有建设用地同权，提升了集体建设用地与国有建设用地的替代性。因此，其将导致国有建设用地供应面积的下降。而国有建设用地供应价格的变化则依赖于改革对土地市场结构的影响，如果改革并没有改变地方政府对土地市场的总体垄断，则改革不会对土地价格产生显著影响；反之，如果其打破了地方政府的垄断，地方政府和集体组织之间进行相互竞争，则会导致土地价格发生下降。而国有建设用地的土地出让金由土地出让面积和土地单位价格两方面共同决定，任何一个因素的变化都会对土地出让金产生影响，基于上述分析，本文推断集体土地入市会降低国有建设用地的土地出让金。下文将对此理论分析进行实证检验。

三、研究设计

本文探究的是集体经营性建设用地入市改革对国有建设用地市场的影响，基础数据来源于中国土地市场网的土地出让微观数据。但是，由于每宗地块的土地出让金受较多因素影响，其不仅仅由土地面积决定，还受到地块区位因素、出让方式、土地用途等因素的影响。而且，由于各县（市、区）出让地块数量有限，因此不同年份出让地块的区位差异在很大程度上影响了土地出让金总额的差异，这导致县（市、区）的土地出让金总额存在较大波动，从而影响估计结果。为此，本文基于 Grange 等（2018）的随机森林方法构建了土地价格测算方法，后又采用合成双重差分模型评估了该项政策对国有建设用地土地出让金的影响。

（一）基于随机森林的土地价格测算

随机森林是一种基于决策树的机器学习算法，由于其优异的预测表现而被各大领域所广泛应用。决策树则是一种有监督的机器学习方法，使用树状结构进行分类或回归。第一，决策树通过选定一个最佳预测变量将数据集分为两类，从而使子数据集中的纯度最大化^②；第二，对每个子数据集分别重复上述过程，直到子数据集中样本数据过少或者不能利用二元递归算法进一步提高数据集纯度；第三，通过这种方式，生成一个具有分支和叶子节点的决策树，使用者可以使用分裂规则，对预测变量和叶子节点的最终结果进行预测。

尽管决策树具有易于训练和易于解释的优点，却经常遭受过度拟合的困扰，因此 Breiman（2001）提出随机森林来解决过度拟合的问题。在决策树的基础上，随机森林算法利用自举法（Bootstrap）和装袋法（Bagging），通过从训练集中随机选取观测值和预测值，随机生成数百棵决策树，对随机森林中所有决策树的结果进行平均。随机性的引用提高了模型的泛化能力和预测性能。此外，随机森林可以捕捉到结果变量和预测因子之间的非线性关系，并允许预测因子之前的交互效应，使用者可以通过考察变量的部分依赖关系来区分一个变量作为预测因素的重要性。以上属性都使得随机森林成为机器学习中的一种强大方法。

目前，已有众多学者以特征价格理论为基础将随机森林应用于房地产领域，即通过分离

^① 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站，下同。

^② 纯度是指同一类别的样本在数据集中的比重，若比重越高，则证明该数据集中的纯度越高。

影响房地产价格的因素（如区位因素、面积等），反映纯粹的房地产价格变化。例如，Mullainathan 和 Spiess（2017）验证了随机森林在构建房地产价格预测模型的优势。国内学者利用随机森林主要对房价进行预测，并证明了随机森林拥有比传统方法更准确的评估精度和拟合优度（董倩等，2014）。

本文基于 Grange 等（2018）的方法，基于随机森林模型剔除了土地价格中区位等因素的影响，构建了可比的土地价格。Grange 等（2018）首次将该方法应用于空气污染领域，剔除了空气污染数据中的气候和季节因素，并且发现相比于其他方法，该方法拥有更高的准确性。因此，部分学者使用上述模型进一步探讨了空气污染问题，研究发现，随机森林模型对检测空气污染的结构变化具备足够敏感的特点（Grange 等，2018；Vu 等，2019），也能更好地反映出政府干预的效果，如 Covid-19 封锁对空气污染的影响（Shi 等，2021）。

本文的土地价格训练模型主要包括以下步骤：第一，训练随机森林模型来捕捉土地价格和预测因子之间的关系，预测因子包括时间以及土地的各种区位特征，从而使得当给定一组具体的土地特征时，模型可以预测出对应的土地价格；第二，随机设定土地的区位特征，并使用训练好的随机森林模型进行预测，进而得到在随机设定区位特征时的土地价格；第三，多次重复第二步，并对所有预测结果进行平均，从而消除了区位因素等预测因子对土地价格的干扰。

具体而言，本文随机森林训练模型详细步骤如下：首先训练随机森林模型。预测因子包括三类变量：（1）土地特征，包括土地用途、等级、出让方式、容积率、面积和来源等宗地特征，也包括土地所在地距所属地级市中心距离和县中心的距离。（2）周期性因素，由于一年中经济活动的周期性，不同月份出让的土地价格也存在差异，为此本文包含了一个关于周期性的预测因子，其衡量了土地出让日期是一年中的第几天。（3）唯一识别土地的变量，除了上述土地特征和周期性因素，模型中还包含了一个可以定义每一个地块的变量（*unix_id*）^①，从而刻画剔除了土地特征和周期性因素后，实际的土地价格水平。

模型训练的技术细节和参数选择遵循了现有文献（Grange 等，2018）。本文对于每个县（市、区）的土地价格分别训练了一个随机森林模型，对于每个模型，本文将 2007 ~ 2018 年所使用的观测数据随机分为训练集（样本数据的 80%）和测试集（剩余 20% 的样本数据），测试集用于检验模型的内部有效性；训练集通过随机有放回地抽取一定数目的样本单元，生成 300 棵决策树，构建随机森林模型，每个节点可能分割的变量数量等于所有预测因子数量的平方根，其中每个叶子节点的最小单位为 5。Grange 等（2018）认为，该方法的训练结果对超参数的设置不敏感，本文的训练结果也支持这一观点。

当模型训练结束后，本文通过随机赋值预测因子多次预测，再通过取均值的方式，得到真实的土地价格。在每次预测时，预测因子中土地特征和周期性因素随机从原始数据中抽取，同时唯一识别土地的变量（*unix_id*）保持不变。因此，本文得到了在随机分配的土地特征和周期性因素条件下，但保持地块本质特征不变时的土地价格的预测值。将上述过程重复 300 次，并取所有预测值的平均值，从而消除土地特征等因素对土地价格的影响，同时也保留了地块实际的价格信息。总之，本文通过基于随机森林的方法，得到了排除土地特征以及数据波动性后的真实土地价格，一系列检验支持此方法具有较高的有效性和敏感性，具体结果将在下一节汇报。

^① 在实际训练中，这个变量根据土地出让的实际时间设定。

（二）基于合成双重差分的因果效应识别

在利用机器学习训练得到可比的土地价格后，本文结合实际的土地出让面积，计算得到可比的土地出让金，然后利用因果识别的方法估计集体经营性建设用地入市改革对国有建设用地的影响。由于在本文的研究情景中，集体建设用地入市试点县（市、区）具有选择性、试点县（市、区）的土地出让数量每年具有较大的波动性，上述情况会威胁传统双重差分法的平行趋势假设。所以本文使用 Arkhangelsky 等（2021）提出的合成双重差分法，改进本文的估计。

合成双重差分方法不仅相比于传统的合成控制和双重差分法具有独特优势，而且更适合本文的研究情景。相比于传统的合成控制方法，合成双重差分通过引入时间的权重，剔除政策出台前后时间因素导致的差异，降低了估计偏误，也提升了估计的准确性。而相比于传统的双重差分方法，合成双重差分一方面使与处理组更相似的对照组具有更高的权重；另一方面也使与政策处理期更相似的政策处理之前的时间段具备更高的权重，从而使估计结果更具稳健性。最后，由于合成双重差分对政策出台前的趋势进行重新加权和匹配，因此其弱化的对平行趋势假设的依赖，这个特征使其更适用于探究集体经营性建设用地入市改革试点的影响。

合成双重差分的实施流程具体如下：第一，确定个体的权重 ω_i 。根据政策处理前的信息，确定处理组个体的权重，从而使控制组个体被解释变量的加权平均值的趋势与处理组的趋势保持一致。第二，确定时间的权重 λ_t 。确定各个时期的权重，从而使每个控制组的被解释变量在政策出台前的加权平均值，与其在政策出台后被解释变量的算术平均值的差异是个常数。第三，计算政策的处理效应。基于个体权重和时间权重，利用加权的双向固定效应模型进行估计，得到政策的平均处理效应。具体而言，政策的平均处理效应由求解式（1）的最小化问题得到：

$$(\hat{\tau}^{sid}, \hat{\mu}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \arg \min_{\tau, \mu, \alpha, \beta} \left\{ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \mu - \alpha_i - \beta_t - W_{it}\tau)^2 \hat{\omega}_i^{sid} \hat{\lambda}_t \right\} \quad (1)$$

其中， N 代表个体总数， T 代表时间， ω_i 表示第（1）步中确定的个体权重， λ_t 表示第（2）步中确定的时间权重； Y_{it} 表示第 i 个个体在第 t 个时间段的结果变量，在本文中为国有建设用地的土地出让金，从而衡量集体经营性建设用地入市改革对国有建设用地的影响。 α_i 为县（市、区）固定效应， β_t 为年份固定效应； W_{it} 则为代表县（市、区）是否成为集体建设用地入市试点的虚拟变量，在该县（市、区）成为改革试点当年和之后设为 1，若该县（市、区）不是改革试点或当年尚未成为试点则为 0； τ 代表的是集体建设用地入市改革对国有建设用地土地出让金的影响。

为进一步印证上述合成双重差分法的估计结果，本文还参考 Liu 等（2021）所提出的反事实估计框架（Counterfactual Estimation Framework）估计了政策效果。总体而言，反事实估计框架通过利用未受政策处理的个体信息，拟合出受到政策处理个体在不受政策影响时的反事实情况，再将反事实拟合值和实际观测值相比较，从而估计得到政策的处理效应。在模型设定方面，根据交叉验证（Cross-validation）确定的最优模型设定，本文选取矩阵完成法（Matrix Completion）进行拟合，正则化参数为 0.001（Athey 等，2021）。反事实估计框架在存在随时间变化的混淆因素和处理效应异质性时可以提供更加可靠的因果估计量，因此本文也采取了此方法来验证合成双重差分结果的稳健性。

四、数据

(一) 变量选择和数据来源

本文基准回归采用了2007~2018年的中国县域的面板数据和中国土地市场网相关数据,其中县域数据来源于《中国县域统计年鉴》,具体变量选择如下:

被解释变量。本文核心的研究问题是集体经营性建设用地入市对国有建设用地的影响,所以本文选取土地出让金的对数作为被解释变量,并在机制分析中将被解释变量替换成土地单位价格对数和土地供应面积对数,进一步探讨改革对于城镇国有建设用地市场结构的影响机制。具体而言,为了剔除地块区位因素、出让方式、土地用途等因素的影响,本文基于第三节介绍的机器学习方法训练得到了可比的土地价格,并结合每个县(市、区)每年实际的土地供应面积,计算得到每个县(市、区)每年可比的土地出让金。

核心解释变量。本文核心解释变量为是否成为集体建设用地入市改革试点。根据集体经营性建设用地入市改革的历程,2015年15个县(市、区)成为第一批试点,2016年9月改革扩大到全部33个试点县(市、区)。由于第二批进入试点的县(市、区)在2015年受到了宅基地制度改革或农地征收改革的影响,因此本文将其从样本中剔除,将第一批入选试点的县(市、区)视为处理组。这种设定也避免了在政策处理时间不一致的设定中,系数估计存在偏误的问题(Goodman-Bacon, 2021)。本文通过查询《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》等相关文件,确定了第一批集体建设用地入市的试点县(市、区)。同时,由于直辖市的经济状况和土地市场的活跃程度与其他地级城市存在明显区别,本文剔除了第一批试点中位于直辖市的样本。

控制变量。除模型设定中包括的固定效应外,本文还从县(市、区)层面控制了一系列的变量。其具体包括地方财政一般预算支出、地方政府一般预算收入、年末金融机构贷款余额,以上变量均取对数,并进一步控制第一产业在GDP的比重、第二产业在GDP的比重^①。变量的描述性统计如表1所示。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
原始土地价格对数	14460	5.266	1.170	0.028	11.155
机器学习土地价格对数	14460	5.867	0.622	2.518	7.934
土地出让金对数	14460	10.306	1.469	0.4448	15.092
土地出让面积对数	14460	4.444	1.271	0.000	7.987
地方财政一般预算支出对数	14160	12.088	0.744	8.941	15.046
地方财政一般预算收入对数	14160	10.778	1.116	7.047	15.028
年末金融机构贷款余额对数	14160	13.043	1.088	7.651	17.466
第一产业在GDP的比重	14160	0.206	0.108	0.006	0.813
第二产业在GDP的比重	14160	0.441	0.149	0.023	0.999

(二) 土地价格训练结果

在应用训练后的土地价格进行估计之前,需验证其有效性。如表1所示,机器学习训练

^① 感谢审稿专家的宝贵建议。

后土地价格的均值和原始数据相似，但是标准差缩小了一半左右，由均值的 22.22% 下降到 10.60%，说明机器学习通过剔除土地价格中区位等因素的影响，降低了土地价格中的波动性。本文进一步从以下几方面验证了模型的有效性：第一，内部有效性，检验表明训练后的随机森林模型可以很好地预测出当地的土地价格；第二，外部有效性，检验表明针对同一城市不同县（市、区）的土地价格，预测后的土地价格具有类似的趋势和水平；距离较近的县（市、区）也具有类似的趋势和水平，而距离较远的县（市、区），土地价格有着明显的区别；第三，政策有效性，训练得到的土地价格对政策比较敏感，可以充分反映出政策冲击的影响；第四，方法有效性，对比随机森林、原始数据和利用线性回归控制土地特征的结果，发现随机森林训练后的结果相比其他方法更加稳定^①。

第一，由于本文为每个县（市、区）分别训练了随机森林模型，所以最基本的要求在于模型在单一的随机森林模型中预测良好。本文通过拟合单一随机森林的预测值和测试集中的原始数据检验模型的内部有效性。具体来说，在训练集（整个样本的 80%）上训练随机森林，然后使用测试集（剩余 20% 的样本）测试内部有效性。预测值和观测值的拟合图详见附录 2 中图 A1，模型的预测值与测试集的真实值拟合结果较好，这证明本文所训练的模型具有内部有效性。

第二，为了进一步反映训练模型的准确性，本文验证了训练结果的外部有效性。由于本文为每个县（市、区）的土地价格分别使用随机森林进行训练，那么不同县（市、区）的训练结果将为外部有效性提供交叉验证。若训练结果具有外部有效性，同一城市不同县（市、区）的土地价格应具有类似的趋势和水平。本文分别从东、中、西、东北四大板块选取城市进行检验，以期展现全国不同区域中模型训练后数据的表现。各城市训练结果如附录 2 中图 A2 ~ 图 A5 所示，各城市内部不同县（市、区）的土地价格具有类似的趋势和水平，说明本文的训练模型可以较好地预测土地价格，具有外部有效性。

本文除了验证同一城市内部不同县（市、区）的结果外，还验证了不同城市土地价格的趋势和水平。若模型预测正确，相邻城市之间的土地价格则应有类似的趋势，但距离较远的城市在土地价格的趋势和水平上则有较大的差异。基于上述理论，本文选取了不同城市的训练结果进行验证，具体结果回报在附录 2 的图 A6 中。结果表明相邻城市土地价格的趋势和水平具有明显的相似性，但距离较远的城市土地价格的相关性较弱，上述检验证明了本文训练结果具备外部有效性。

上述分析直观展示了随机森林模型在预测上的良好表现，然而一个可能的质疑是上述几个县（市、区）是否具有代表性，为此本文进一步考察了所有县（市、区）中随机森林模型的表现情况。本文在每个县（市、区）随机森林模型的测试集上，将观测值和预测值进行回归，从而得到估计系数和拟合优度。在所有县（市、区）中，观测值和预测值的相关系数均值为 0.88，标准差为 0.09。上述结果说明相关系数非常接近于 1，这意味着随机森林模型在预测土地价格方面具有良好的表现。另外，在所有县（市、区）中，拟合优度均值为 0.77，标准差为 0.13。相比 Grange 等（2018）研究中，预测值和观测值的拟合优度在 0.54 到 0.71 之间，本文的高拟合优度也说明了本文采用的机器学习方法具有良好的表现。

第三，随机森林训练后的数据需要具备政策有效性，即训练数据必须对政策干预足够敏

^① 由于篇幅限制，本文将土地价格训练结果的相关内容放至附录 2。

感。本文以武汉市的江夏区为例，测试训练结果能否反映政策冲击，具体结果详见附录 2 中的图 A7。2011 年和 2014 年是江夏区土地价格变化的关键节点。2011 年中国颁布《国土资源部关于进一步推进依法行政实现国土资源管理法治化的意见》，该意见指出下放审批权限，提高审批效率，建设程序科学、公开透明的土地资源有形交易市场，这使得合法的土地供应面积得到增加，并为土地流转提供便利，使土地市场更加活跃，土地交易增加，从而导致土地价格小幅度的上升。在 2014 年江夏区调整了土地利用总体规划，实施了《江夏区土地利用总体规划（2010~2020 年）调整完善方案》，其中明确规定了农耕地面积的最低标准和建设用地面积的最高标准，导致土地市场竞争增大，土地价格提高。每次土地价格的上升都存在相应的政策与之对应，这证明了本文的训练结果敏感，具备政策有效性。

第四，虽然上文证明了本文训练结果是有效和敏感的，但这并不能完全地反映出随机森林模型相比其他方法的优势所在，所以本文进一步对比了随机森林、传统线性模型和原始数据的波动性，验证了随机森林的方法有效性。本文分别绘制了土地价格的原始数据与训练后预测值的对比图，以及训练后预测值和通过线性模型控制土地特征后残差的对比图，具体结果详见附录 2 图 A8。结果表明，使用随机森林训练后的土地价格相比其他方法更加的稳定，也更能反映土地价格的变化。基于上述分析，确保了训练后的土地价格数据是准确有效的，所以本文在下一节将以训练后的土地价格数据为基础，评估集体经营性建设用地入市对国有建设用地土地出让金的影响。

五、实证结果

（一）基准结果

本文首先估计了集体经营性建设用地入市改革对城镇国有建设用地市场的影响。表 2 汇报了基准回归的主要结果，被解释变量为根据机器学习训练后土地价格计算得到的国有建设用地土地出让金的对数。列（1）汇报了未加入控制变量时合成双重差分的估计结果，核心解释变量的回归系数为负，且在 1% 的水平上显著。列（2）为加入控制变量后的回归结果，列（3）、列（4）汇报了反事实估计的回归结果，所有结果均显著为负。在估计系数的经济意义方面，不同回归的估计系数大小比较接近，以列（2）合成双重差分的估计结果为例，当控制县（市、区）、年份的固定效应和控制变量后，其估计系数为 -0.433，说明集体经营性建设用地入市使国有建设用地的土地出让金降低了约 35.0%。上述结果印证了本文的理论分析，表明集体经营性建设用地入市减少了国有建设用地的土地出让金。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	土地出让金	土地出让金	土地出让金	土地出让金
	合成双重差分		反事实估计	
集体经营性建设用地入市试点	-0.515*** (0.154)	-0.433*** (0.116)	-0.611*** (0.107)	-0.511*** (0.105)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是

(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	土地出让金	土地出让金	土地出让金	土地出让金
	合成双重差分		反事实估计	
县(市、区)固定效应	是	是	是	是
样本量	14460	14160	14460	14160

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为 Bootstrap 标准误，以下各表同。土地出让金代表的是根据机器学习训练后土地价格计算得到的国有建设用地土地出让金的对数。

(二) 稳健性检验

1. 事前拟合情况与动态效应

合成双重差分方法通过引入个体权重和时间权重，匹配了控制组个体与处理组个体的处理前趋势，并平衡了处理前和处理后的两个时期，从而削弱了对平行趋势假设的依赖。因此，对比政策处理前处理组和合成控制组的趋势可以直观反映合成双重差分法的适用情况。结果如图 1 所示，处理组与合成控制组的拟合结果在政策出台前具有相似的趋势，而且在政策出台之后，可以清晰地看到处理组的国有建设用地出让金相比合成控制组有了明显的下降。上述结果表明集体经营性建设用地入市降低了国有建设用地的土地出让金，支持了本文的基准回归结果。

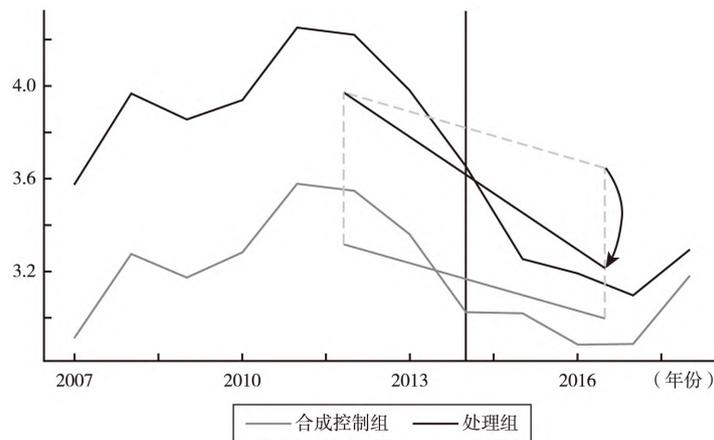


图 1 合成双重差分估计结果

其次，本文进一步检验反事实估计框架的结果并检验政策的动态效果。反事实估计框架通过比较受到政策处理个体在无政策情况下的反事实拟合值与实际观测值，从而估计出政策的真实处理效应。因此，考察政策出台前此方法估计出的政策效果，可以直观体现反事实估计框架的拟合水平。结果如图 2 所示，在政策出台之前，估计的政策效果接近于零且趋势相对稳定，而政策出台之后的估计效应出现了明显的下降趋势，这表明了集体经营性建设用地入市政策的实施对国有建设用地的土地出让金起到了显著降低的影响。上述结果与合成双重差分的结果相一致，表明基准回归结果较为稳健。

2. 平衡性检验

本文基准结果的一个潜在威胁是试点选取的内生性问题，即试点县(市、区)的选择

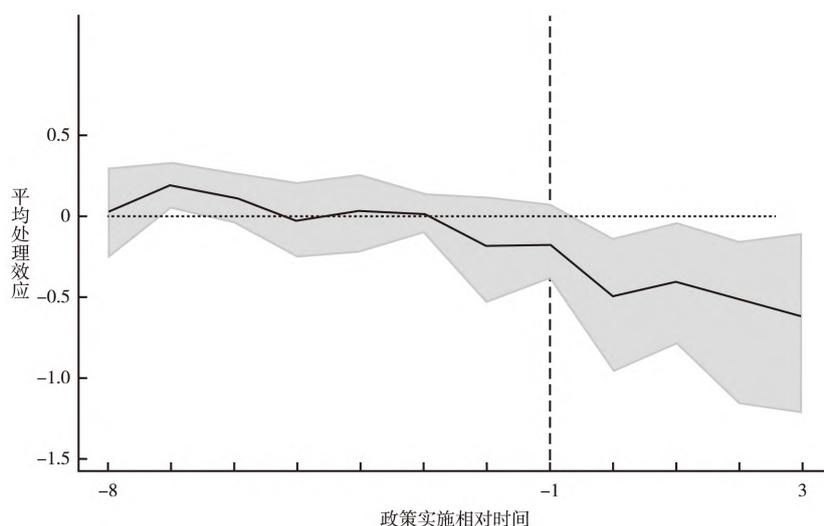


图2 反事实框架估计结果

过程中依赖于各地的某些经济社会特征，而这些因素同时与土地出让金相关，进而造成估计结果的偏误。基准结果采用合成双重差分法，并加入了可能影响试点选择的因素作为控制变量，力图达到条件随机的效果。本部分继续参考 Li 等（2016），使用平衡性检验来缓解此威胁，其核心思路在于，比较在试点政策实施之前，处理组和控制组是否在其他可观测的变量上存在差异。如果在控制了基准估计中的控制变量后，处理组和控制组其他重要的经济社会特征不存在显著差异，则表明政策实施前两组样本平衡，一定程度上缓解了关于内生性的质疑（孙天阳等，2020）。

具体而言，由于集体经营性建设用地入市改革的时间为 2015 年，因此本文选取 2014 年作为平衡性检验的年份，对式（2）进行估计。

$$\text{var}_{2014} = \alpha_2 + \beta_2 \text{treat}_i + x_{i2014} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， var_{i2014} 为样本其他可观测到的重要经济特征，本文选取了医疗卫生机构床位数、农业增加值、普通中学在校学生数、农业机械总动力等变量，各变量均采用对数处理， treat_i 代表县（市、区）在 2015 年是否会成为改革试点，若该县（市、区）在 2015 年入选集体经营性建设用地入市试点，则取值为 1，否则为 0， x_{i2014} 为基础估计中的控制变量。表 3 的估计结果显示，在加入基准估计中的控制变量后，上述变量作为因变量的估计系数均不显著，且各系数均接近于 0。这表明本文处理组的选取在加入了控制变量后，实现了有条件的随机，样本保持了基本的平衡^①。

表 3 平衡性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	医疗卫生机构床位数	农业增加值	普通中学在校学生数	农业机械总动力
集体经营性建设用地入市试点	-0.004 (0.136)	-0.081 (0.194)	0.070 (0.169)	-0.790 (0.219)

① 感谢编辑部的宝贵意见。

(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	医疗卫生机构床位数	农业增加值	普通中学在校学生数	农业机械总动力
控制变量	是	是	是	是
样本量	1935	1936	1937	1920
调整 R ² 值	0.699	0.639	0.612	0.434

注：同表 2。

3. 排除其他政策的影响

对基准回归结果的另外一项威胁是其他政策的影响。在 2015 年国务院下发的文件中涉及三项改革，分别是：农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革。改革实行初期，一个试点只对应一项改革政策，为进一步推动土地改革工作，突出土地制度改革工作的整体性和综合效益，2016 年 9 月，将农村土地征收改革和集体经营性建设用地入市改革由 15 个试点县（市、区）加到全部 33 个试点县（市、区）。因此，集体经营性建设用地入市第一批试点在 2016 年后也会受到农村土地征收改革的影响，这可能会影响对集体经营性建设用地入市试点效果的估计。为此，本文将数据时间由 2007 ~ 2018 年调整至 2007 ~ 2016 年^①，删除第一批集体经营性建设用地入市试点实行农村土地征收改革后的时间。

基于上述数据处理，该部分重新估计了第一批集体建设用地入市改革对国有建设用地土地出让金的影响。表 4 汇报了回归结果，列（1）汇报了控制县（市、区）和年份的固定效应后的估计结果，列（2）汇报了进一步加入控制变量的估计结果，核心解释变量回归系数为 -0.367，在 5% 的水平上显著，列（3）、列（4）汇报了反事实估计的结果，估计系数均与合成双重差分估计系数相似，并且在经济意义和统计意义上均显著。这说明在将时间改为 2007 ~ 2016 年后，不同估计系数与显著性均与基准估计系数相似，证明了本文基准回归结果的稳健性。

表 4 排除其他政策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	土地出让金	土地出让金	土地出让金	土地出让金
	合成双重差分		反事实估计	
集体经营性建设用地入市试点	-0.436 ** (0.171)	-0.367 ** (0.151)	-0.527 *** (0.129)	-0.435 *** (0.134)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
县（市、区）固定效应	是	是	是	是
样本量	12290	12060	12290	12060

注：同表 2。

^① 由于第二批入市试点为 2016 年 9 月，其时间接近于年末，且政策的实际实施也存在一些时滞，所以在排除其他政策影响的时间时，本文选择使用 2007 ~ 2016 年的数据。

4. 训练结果的敏感性

在随机森林训练过程中,由于土地特征之间存在部分关联性导致少部分数据出现拟合优度较差的情况,从而降低基准回归的精准度。所以为了避免机器学习过程中引起的误差对回归结果的影响,本文剔除了预测效果较差的样本重新进行回归。本文针对每个县(市、区)的土地价格分别训练了随机森林模型,所以县(市、区)内部和县(市、区)之间的拟合度存在一定的差别。为了检验估计结果是否受到拟合度的影响,此处剔除了拟合优度较差的数据,选择测试集中拟合优度大于0.703的样本重新回归,结果如表5所示,经济意义与统计意义均与基准回归结果接近,说明本文训练结果中拟合优度较差的数据并没有对本文基准回归产生影响,回归结果依旧稳健。

表5 训练结果的敏感性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	土地出让金	土地出让金	土地出让金	土地出让金
	合成双重差分		反事实估计	
集体经营性建设用地入市试点	-0.477*** (0.159)	-0.346** (0.128)	-0.597*** (0.121)	-0.442*** (0.102)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
县(市、区)固定效应	是	是	是	是
样本量	11148	10968	11148	10968

注:同表2。

5. 训练不同次数的数据集

由于机器学习算法所具备的随机性,所以在实际训练的过程中,会导致因为训练次数的不同进而使得最终的数据产生差别,最终可能会影响本文的基准回归结果。为了检验本文估计结果是否受训练次数的影响,本文对数据进行重新训练,训练次数为500次和1000次后,重新进行回归。结果如表6所示,经济意义与统计意义均与基准回归结果接近,说明训练不同次数的数据并没有对本文基准回归产生影响,回归结果依旧稳健。

表6 训练不同次数的数据集

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	训练500次后土地出让金对数				训练1000次后土地出让金对数			
	合成双重差分		反事实估计		合成双重差分		反事实估计	
集体经营性建设用地入市试点	-0.520*** (0.137)	-0.444*** (0.127)	-0.612*** (0.125)	-0.519*** (0.145)	-0.520*** (0.156)	-0.443*** (0.131)	-0.612*** (0.128)	-0.517*** (0.116)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
县(市、区)固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	14448	14148	14448	14148	14460	14160	14460	14160

注:同表2。

6. 安慰剂检验

为了进一步检验政策效应的可靠性，本文根据 Chetty 等（2009）的研究方法进行了安慰剂检验。由于集体经营性建设用地入市试点于 2015 年开始实施，并选取 15 个城市作为试点，所以本文在 2008 ~ 2017 年这 10 个年份中随机抽取一个年份作为假设的政策实施时间点^①，并在“伪”时间年份随机抽取 15 个县（市、区）作为假设的政策试点，从而构造“伪”处理组和对照组，利用合成双重差分方法进行估计。本文重复上述过程 500 次，估计系数如图 3 所示。本文发现，安慰剂检验回归结果估计值呈现出以 0 为中心的，接近正态分布的模型，基准回归系数位于安慰剂检验回归分布的左侧尾端，安慰剂估计系数位于基准回归系数左边区域的概率仅为 2.8%，概率较小。上述结果说明本文基准回归依然稳健。

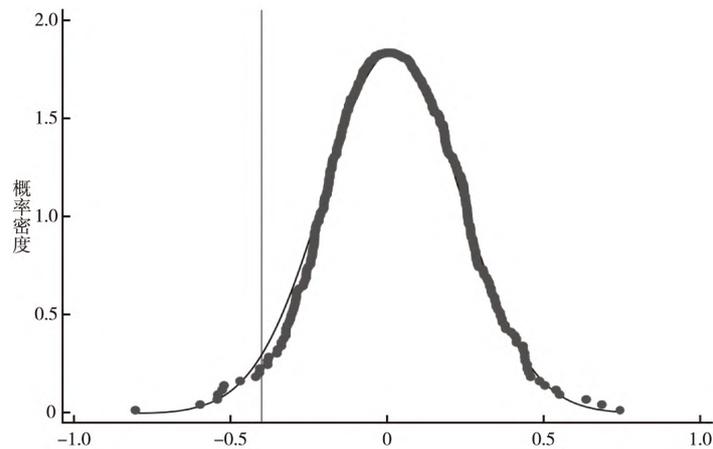


图 3 安慰剂检验

六、拓展性分析

（一）机制分析

基准回归结果表明集体经营性建设用地入市显著降低了国有建设用地的土地出让金，本文进一步从土地出让面积和土地单位价格两个角度进行机制分析。根据理论分析，集体建设用地入市将导致国有建设用地面积下降，但是，其对于土地单位价格的影响则取决于改革后的市场结构。若地方政府仍然保证其在建设用地总体中的垄断地位，则对土地价格影响不大；但是如果垄断的市场结构发生变化，国有和集体建设用地供应主体之间产生策略性行为，则将导致土地单位价格下降。

本文将式（1）的被解释变量分别替换为县域国有建设用地出让总面积的对数和县域随机森林训练后的土地价格对数，分别重新进行回归。机制分析结果如表 7 所示，其中列（1）~（4）被解释变量为训练后土地单位价格对数，列（1）~（2）为合成双重差分结果，其反映出无论是否加入控制变量，结果显示其系数大小接近于 0，且统计意义上也不显著，列（3）、列（4）为反事实估计的回归结果，经济意义和统计意义与上述结果基本类似。列（5）~（8）被解释变量为土地出让面积加总对数，列（5）回归系数为 -0.518，在 5% 水平上显著，

^① 由于数据开始于 2007 年截至 2018 年，为了确保每个县（市、区）具有处理前和处理后两个阶段，本文从 2008 ~ 2017 年这 10 个年份中随意抽取“伪”政策时间。

列(6)在列(5)的基础上加入控制变量,回归系数为-0.444,在5%的水平上显著,说明集体建设用地入市改革使国有建设用地供地面积减少了35.6%,列(7)~(8)为反事实估计的回归结果,无论是否加入控制变量,均显著为负。不同回归结果均证明集体建设用地入市改革降低了国有建设用地的出让面积,但却对国有建设用地的价格没有显著影响。

结合理论分析,建设用地价格没有显著变化说明集体经营性建设用地入市改革没有显著改变城镇国有建设用地市场的垄断结构。这个结果也与集体经营性建设用地入市试点中的制度设计相吻合。正如前文所述,集体经营性建设用地入市虽然由集体经济组织商议、决定,但在入市时,仍需要按照国有建设用地的基准地价标准和政府和相关部门的审批,导致政府依旧掌握着入市审批的最后决定权。因此,地方政府可以通过一定的制度设计,确保政府仍处于土地市场中的垄断地位,导致集体经营性建设用地入市并没有改变城镇国有建设用地市场的结构。

这个结论对分析和理解中国土地市场运行具有重要的现实意义。长期以来,垄断的建设用地市场为地方政府提供了巨大的政策空间(闫昊生等,2019)，“以地引资”“土地财政”“土地金融”等独特的土地配置现象均依赖于地方政府对建设用地市场的垄断(安勇,2022;王媛和杨广亮,2016)。同时,垄断的土地市场也诱发了土地资源配置扭曲、房地产波动、地方债务高企等问题(刘守英等,2020;邵朝对等,2016;谭荣,2010)。本文的研究结果说明,集体经营性建设用地入市改革并不会改变中国土地资源配置的典型特征,同时对缓解上述问题的作用也比较有限,这对进一步出台优化土地资源配置的政策,深化土地资源配置制度改革具有一定参考意义。

表7 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	训练后土地价格对数		训练后土地价格对数		土地出让面积对数		土地出让面积对数	
	合成双重差分		反事实估计		合成双重差分		反事实估计	
集体建设用地入市试点	-0.011 (0.018)	-0.011 (0.012)	0.009 (0.039)	-0.013 (0.040)	-0.518*** (0.159)	-0.444** (0.135)	-0.608*** (0.118)	-0.515*** (0.127)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
县(市、区)固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	14460	14160	14460	14160	14460	14160	14460	14160

注:同表2。

(二) 成本收益分析

最后,本文进行了简单的成本收益分析,从而初步评价集体经营性建设用地入市对国有和集体建设用地的影响,并为未来的改革提供参考。集体建设用地入市改革所带来的收益包括土地出让金、土地出让衍生收益等诸多方面,但由于本文核心关注的变量是土地出让金,且集体经营性建设用地入市的土地出让金是农民集体净收益、政府收取土地增值收益调节金、相关税收等收益的直接来源,另外,鲜有资料提供土地增值收益调节金、农民集体净收益的具体数值。因此,本部分聚焦于土地出让金的角度,在一个可比的维度对集体建设用地和国有建设用地的收益进行比较分析。

本文采用Lu等(2019)所使用的方法(Back-of-the-envelope Analysis),通过估计系数和观测到的国有建设用地的出让金,估算改革对国有建设用地出让金的潜在影响,并对比从

政策文件和新闻报道中收集到的集体建设用地入市获得的出让金，从而权衡集体建设用地入市改革的综合收益情况。具体计算方法如式（3）、式（4）所示：

$$\tilde{y}^{coll_land} = y^{coun_land} / (1 + \hat{\gamma}^{coun_land}) \quad (3)$$

$$y^{benefit} = y^{coun_land} - \tilde{y}^{coll_land} \quad (4)$$

其中， $\hat{\gamma}^{coun_land}$ 是使用合成双重差分所估计的集体建设用地入市对国有建设用地土地出让金影响的回归系数， y^{coun_land} 是由中国土地市场网数据计算得出的国有建设用地实际土地出让金的总和， \tilde{y}^{coll_land} 是由 $\hat{\gamma}^{coun_land}$ 和 y^{coun_land} 构造的集体建设用地土地出让金的反事实值， $y^{benefit}$ 则是集体经营性建设用地入市对国有建设用地出让金影响的估计值。

本文试图收集到所有试点县（市、区）集体建设用地入市的出让金，但是由于试点县（市、区）的政策不同，所公布的信息也有所不同，如南海区公布 2015 ~ 2019 年土地入市出让金，德清县公布 2015 ~ 2018 年土地入市出让金，湄潭县、陇西县、郫都区等仅公布土地入市宗数。因此，本文基于搜集到的 2015 ~ 2017 年泽州县、海城市、九台区、长垣县和文昌区的集体土地入市出让金，使用上述方式估计了五个县（市、区）集体建设而用地入市的导致国有建设用地出让金的潜在成本为 7.37 亿元，但实际集体建设用地的总出让金却为 3.19 亿元，各县实际收益和成本收益分析数据见表 8。这个结果说明，尽管集体建设用地入市为集体成员带来很大收益，但是集体建设用地入市获得的土地出让金小于国有建设用的潜在成本。因此，在未来的改革中应综合考虑国有和集体建设用地两个市场，理顺土地价格形成机制，完善土地收益的分配和转移方式，优化土地要素的总体配置效率^①。

表 8 成本收益分析 单位：亿元

	泽州县	海城市	九台区	长垣县	文昌区
入市最初三年实际收益值	1.00	1.50	0.21	0.24	0.24
入市最初三年收益分析计算值	0.21	2.96	1.53	1.24	1.43

七、结 论

建立健全城乡统一的建设用地市场是当前中国土地制度改革的重要目标。本文借助集体经营性建设用地入市改革，利用机器学习、合成双重差分等方法，评估了改革对城镇国有建设用地市场的影响。研究发现：集体经营性建设用地入市显著降低了国有建设用地的土地出让金，该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。进一步的机制检验发现，集体经营性建设用地入市显著减少了国有建设用地的出让面积，但是对国有建设用地价格并没有产生显著影响，上述结果表明改革并未改变国有建设用地市场的垄断结构。此外，本文进行了粗略的成本收益分析，发现集体经营性建设用地入市改革虽然使得地方政府和农民的收益全面提升，但是其对集体建设用地出让金的提升仍小于对国有建设用地出让金的影响。

本研究有着明确的政策含义。第一，完善集体经营性建设用地入市制度设计。本文发现

^① 值得注意的是，上述成本收益分析聚焦于土地出让金总量上的权衡，并没有考虑集体建设用地入市改革带来的其他政策成效。事实上，集体土地入市试点对于推动城乡统一的建设用地市场建设、增强农村产业发展用地保障能力、增加农民土地财产收入和提升农村土地利用和治理水平都取得了显著的成效。此部分意图在于通过土地出让金一个角度的分析，从而为下一步优化集体土地入市提供参考，而没有考虑其他的政策收益，并不意味着集体土地入市改革总体上收益小于成本。感谢审稿专家的建议。

集体经营性建设用地入市改革显著影响了国有建设用地的出让面积、出让金,因此进一步完善集体经营性建设用地入市制度设计对建立城乡统一的建设用地市场非常重要。建议各地政府加快完善相关政策制度,确保权属关系明晰,将明确产权关系作为市场交易的前提。同时,扩大建设用地入市范围,将增量集体建设用地纳入入市范围。另外,全国各地区则应该参考试点地区的经验教训,根据自身独特情况出台符合实际的集体建设用地入市政策,促进健全城乡统一的城乡建设用地市场。

第二,完善建设用地市场运行机制。本文发现集体建设用地入市改革并没有从根本上改变建设用地市场的市场结构,地方政府仍处于建设用地市场的垄断地位,所以无法从根本上解决由于垄断所带来的效率损失问题。鉴于上述问题,建议在保证土地市场稳定运行的基础上,高度重视土地市场的制度设计,通过进一步引入竞争机制,减少审批过程,赋予集体建设用地入市更大的自主权。

第三,建立健全集体建设用地价格机制。本文发现在土地出让金方面,集体经营性建设用地入市改革所产生的收益小于其对国有建设用地的影响,其中集体建设用地的价格形成机制可能是一个重要原因。建议各级政府可以通过参考国有建设用地的基准低价编制,在符合自身实际发展的基础上,尽快规范价格形成机制,同时完善土地市场价格监测和调控体系,确保土地价格合理、透明、公平,真正做到国有和集体建设用地同等入市、同权同价。最后,在未来的改革中应综合考虑国有和集体建设用地两个市场,完善土地收益的分配和转移方式,优化土地要素的总体配置效率。

参考文献

- [1] 安勇. 地方政府土地资源配置的策略互动行为 [J]. 中国土地科学, 2022, (3): 13~21.
- [2] 董倩, 孙娜娜, 李伟. 基于网络搜索数据的房地产价格预测 [J]. 统计研究, 2014, (10): 81~88.
- [3] 范子英. 土地财政的根源: 财政压力还是投资冲动 [J]. 中国工业经济, 2015, (6): 18~31.
- [4] 雷潇雨, 龚六堂. 基于土地出让的工业化与城镇化 [J]. 管理世界, 2014, (9): 29~41.
- [5] 刘守英. 中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革 [J]. 国际经济评论, 2014, (3): 9~25.
- [6] 刘守英. 土地制度变革与经济结构转型——对中国40年发展经验的一个经济解释 [J]. 中国土地科学, 2018, (1): 1~10.
- [7] 刘守英, 王佳宁. 长久不变、制度创新与农地“三权分置” [J]. 改革, 2017, (12): 5~14.
- [8] 刘守英, 王志锋, 张维凡, 熊雪峰. “以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究 [J]. 管理世界, 2020, (6): 80~92+119.
- [9] 马翠萍. 集体经营性建设用地制度探索与效果评价——以全国首批农村集体经营性建设用地入市试点为例 [J]. 中国农村经济, 2021, (11): 35~54.
- [10] 米旭明, 王文思. 农村集体建设用地流转的减贫效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, (11): 62~83.
- [11] 邵朝对, 苏丹妮, 邓宏图. 房价、土地财政与城市集聚特征: 中国式城市发展之路 [J]. 管理世界, 2016, (2): 19~31.
- [12] 邵新建, 巫和懋, 江萍, 薛熠, 王勇. 中国城市房价的“坚硬泡沫”——基于垄断性土地市场的研究 [J]. 金融研究, 2012, (12): 67~81.
- [13] 申端帅, 吕晓, 王柏源. 集体经营性建设用地入市中的政府角色——基于出让合同文本的分析 [J]. 中国土地科学, 2019, (4): 34~41.
- [14] 沈艳, 李星宇, 周前坤. 大数据背景下面板数据政策评估的估计和推断 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (6): 120~139.

- [15] 孙天阳, 陆毅, 成丽红. 资源枯竭型城市扶持政策实施效果、长效机制与产业升级 [J]. 中国工业经济, 2020, (7): 98 ~ 116.
- [16] 孙秀林, 周飞舟. 土地财政与分税制: 一个实证解释 [J]. 中国社会科学, 2013, (4): 40 ~ 59.
- [17] 谭荣. 征收和出让土地中政府干预对土地配置效率影响的定量研究 [J]. 中国土地科学, 2010, (8): 21 ~ 26.
- [18] 王芳, 王宣艺, 陈硕. 经济学研究中的机器学习: 回顾与展望 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, (4): 146 ~ 164.
- [19] 王贤彬, 张莉, 徐现祥. 地方政府土地出让、基础设施投资与地方经济增长 [J]. 中国工业经济, 2014, (7): 31 ~ 43.
- [20] 王媛, 杨广亮. 为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析 [J]. 管理世界, 2016, (5): 18 ~ 31.
- [21] 闫昊生, 孙久文, 苏玺鉴. 土地要素: 一个中国特色的政策工具 [J]. 经济学家, 2019, (5): 104 ~ 112.
- [22] 严金明, 李储, 夏方舟. 深化土地要素市场化改革的战略思考 [J]. 改革, 2020, (10): 19 ~ 32.
- [23] 张莉, 年永威, 刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例 [J]. 经济学 (季刊), 2018, (3): 1103 ~ 1126.
- [24] 赵扶扬, 陈斌开, 刘守英. 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 [J]. 经济研究, 2021, (7): 4 ~ 23.
- [25] 郑思齐, 孙伟增, 吴璟, 武贇. “以地生财, 以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究 [J]. 经济研究, 2014, (8): 14 ~ 27.
- [26] 左翔, 殷醒民. 土地一级市场垄断与地方公共品供给 [J]. 经济学 (季刊), 2013, (2): 693 ~ 718.
- [27] Arkhangelsky D., Athey S., Hirshberg D. A., Imbens G. W., Wager S., 2021, *Synthetic Difference ~ in ~ Differences* [J], *American Economic Review*, 111 (12), 4088 ~ 4118.
- [28] Athey S., 2019, *The Impact of Machine Learning On Economics* [A], in Agrawal A., Gans J., Goldfarb A. (eds.), *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda* [C], Chicago: University of Chicago Press.
- [29] Athey S., Bayati M., Doudchenko N., Imbens G., Khosravi K., 2021, *Matrix Completion Methods for Causal Panel Data Models* [J], *Journal of the American Statistical Association*, 116 (536), 1716 ~ 1730.
- [30] Athey S., Wager S., 2019, *Estimating Treatment Effects with Causal Forests: An Application* [R], Stanford Graduate School of Business, Working Paper No. 3786.
- [31] Breiman L., 2001, *Random Forests* [J], *Machine Learning*, 45, 5 ~ 32.
- [32] Chalfin A., Danieli O., Hillis A., Jelveh Z., Luca M., Ludwig J., Mullainathan S., 2016, *Productivity and Selection of Human Capital with Machine Learning* [J], *American Economic Review*, 106 (5), 124 ~ 127.
- [33] Chetty R., Looney A., Kroft K., 2009, *Saliency and Taxation: Theory and Evidence* [J], *American Economic Review*, 99 (4), 1145 ~ 1177.
- [34] Deryugina T., Heutel G., Miller N. H., Molitor D., Reif J., 2019, *The Mortality and Medical Costs of Air Pollution: Evidence From Changes in Wind Direction* [J], *American Economic Review*, 109 (2), 4178 ~ 4219.
- [35] Egami N., Fong C. J., Grimmer J., Roberts M. E., Stewart B. M., 2018, *How to Make Causal Inferences Using Texts* [J], *Science Advances*, 8 (42), eabg2652.
- [36] Goodman-Bacon A., 2021, *Difference ~ in ~ Differences with Variation in Treatment Timing* [J], *Journal of Econometrics*, 225 (2), 254 ~ 277.
- [37] Grange S. K., Carslaw D. C., 2019, *Using Meteorological Normalisation to Detect Interventions in Air Quality Time Series* [J], *Science of the Total Environment*, 653, 578 ~ 588.
- [38] Grange S. K., Carslaw D. C., Lewis A. C., Boleti E., Hueglin C., 2018, *Random Forest Meteorological Normalisation Models for Swiss Pm10 Trend Analysis* [J], *Atmospheric Chemistry and Physics*, 18 (9), 6223 ~ 6239.
- [39] He Z., Nelson S., Su Y., Zhang A. L., Zhang F., 2022, *Is there an Industrial Land Discount in*

China? A Public Finance Perspective [R], NBER Working Paper No. 30504.

[40] Li P., Lu Y., Wang J., 2016, *Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence From China* [J], *Journal of Development Economics*, 123, 18 ~ 37.

[41] Liu L., Wang Y., Xu Y., 2021, *A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data* [J], *American Journal of Political Science*, forthcoming.

[42] Lu Y., Wang J., Zhu L. M., 2019, *Place-Based Policies. Creation, and Agglomeration Economies: Evidence From China's Economic Zone Program* [J], *American Economic Journal: Economic Policy*, 11 (3), 325 ~ 360.

[43] Mullainathan S., Spiess J., 2017, *Machine Learning: An Applied Econometric Approach* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 31 (2), 87 ~ 106.

[44] Shi Z., Song C., Liu B., Lu G., Xu J., Vu T. Y., Elliott R. J., Li W., Bloss W. J., Harrison R. M., 2021, *Abrupt but Smaller than Expected Changes in Surface Air Quality Attributable to Covid-19 Lockdowns* [J], *Science Advances*, 7 (3), eabd6696.

[45] Vu T. V., Shi Z., Cheng J., Zhang Q., He K., Wanf S., Harrison R. M., 2019, *Assessing the Impact of Clean Air Action On Air Quality Trends in Beijing Using a Machine Learning Technique* [J], *Atmospheric Chemistry and Physics*, 19 (17), 11303 ~ 11314.

How Does the Entry of Collective Construction Land into the Market Affect the State-Owned Construction Land Market

YAN Haosheng^{1,2} WANG Jianfei³ SUN Jiuwen⁴

(1. Institute of Finance and Economics, Central University of Finance and Economics;

2. Beijing Finance and Economics Research, Central University of Finance and Economics;

3. School of Economics, Qufu Normal University;

4. School of Applied Economics, Renmin University of China)

Summary: Establishing a unified urban-rural construction land market is an important goal of the current reform of China's land system. It is an important direction of reform to break the shackles of urban-rural dual land resource allocation. To explore the construction of a unified urban-rural construction land market, China has launched a pilot for *collective construction land for commercial use entering the market*. Although one of the core objectives of the reform of the collective construction land for commercial use entering the market is to establish a unified urban and rural construction land market and the urban construction land market has played a key role in China's past economic development, only a few studies have explored the influence of the collective construction land for commercial use entering the market reform on the urban state-owned construction land market.

There are also important theoretical implications of exploring the impact of the collective construction land for commercial use entering the market reform on the urban state-owned construction land market. For a long time, the monopolistic structure of the state-owned construction land market has been the basis for the land-based development pattern. The reform of the collective construction land for commercial use entering the market requires state-owned construction land and collective construction land to have the same price, the same rights, and equal access to the market, which increases the substitutability between collective construction land and state-owned construction land. It

potentially changes the monopolistic structure of the construction land market. Therefore, collective construction land for commercial use entering the market reform may systematically affect the land-based development pattern by influencing the monopolistic structure of the construction land market.

To address these issues, based on the data of state-owned land transactions in China from 2007 to 2018, this paper studies the impact of the collective construction land for commercial use entering the market reform on the urban state-owned construction land market. The main conclusions are as follows. First, the machine learning method based on the random forest model can effectively remove the effect of factors such as location conditions and transaction methods on land prices, and the training results have a high degree of credibility and sensitivity. Second, collective construction land for commercial use entering the market significantly reduces the land revenue of state-owned construction land, and this result remains robust after a series of robustness checks. Third, the empirical results reveal that the reform of collective construction land for commercial use entering the market significantly reduces the area of state-owned construction land transactions but has a small impact on the land price of state-owned construction land. These results suggest that the reform does not significantly change the monopoly structure of the urban state-owned construction land market. Fourth, the cost-benefit analysis reveals that the reform of the collective construction land for commercial use entering the market reduces the revenue of state-owned construction land to a greater extent than the actual increase in the revenue from the market entry of collective land.

The above conclusions have clear policy implications. First, improving the institutional design of the collective construction land for commercial use entering the market, this paper finds that the reform of the collective construction land for commercial use entering the market significantly affects the area and revenue of state-owned construction land. Moreover, further improving the institutional design of the collective construction land for commercial use entering the market is very important for establishing a unified urban-rural construction land market. Second, improving the operation mechanism of the construction land market, this paper finds that local governments are still in a monopoly position in the construction land market. It is recommended that based on ensuring the stable operation of the land market, great attention should be paid to the institutional design of the land market to better balance the relationship between the government and collective economic organizations and improve the efficiency of land resource utilization. Third, a price mechanism for collective construction land should be established. This paper finds that the revenue generated by the collective construction land for commercial use entering the market is smaller than its impact on state-owned construction land. It is recommended that relevant land price compilation should be established, and land transactions should be regulated. In future reforms, both markets for state-owned and collective construction land should be considered in an integrated manner; the distribution and transfer measures of land revenue should be improved, and the overall allocation efficiency of land resources should be optimized.

Keywords: Collective Construction Land Entering the Market; Machine Learning; Construction Land; Market Structure

JEL Classification: Q15; O13

(责任编辑: 许雪晨)