

集体经营性建设用地入市对乡村振兴的影响分析

——基于PSM-DID的实证检验

林芳怡

西南民族大学管理学院, 四川 成都

收稿日期: 2026年1月8日; 录用日期: 2026年3月2日; 发布日期: 2026年3月11日

摘要

集体经营性建设用地入市作为农村土地制度改革的核心举措, 能有力突破乡村振兴过程中土地要素配置低效的瓶颈。文章基于要素配置理论、生态经济学理论与协同治理理论, 以2011~2022年全国634个县域面板数据为样本, 通过使用双重差分法、倾向得分匹配、平行趋势检验和安慰剂检验等技术, 系统研究集体经营性建设用地入市对乡村振兴的影响以及区域异质性。该研究可为因地制宜推进农村土地制度改革, 并为乡村振兴提供实证参考。

关键词

集体经营性建设用地, 乡村振兴, 集体经营性建设用地入市

Analysis of the Impact of Collective Operational Construction Land Entry into the Market on Rural Revitalisation

—An Empirical Test Based on PSM-DID

Fangyi Lin

School of Management, Southwest Minzu University, Chengdu Sichuan

Received: January 8, 2026; accepted: March 2, 2026; published: March 11, 2026

Abstract

The entry of collectively-owned operational construction land into the market, as a core measure

in rural land system reform, can effectively overcome the bottleneck of inefficient land factor allocation during rural revitalisation. Drawing upon factor allocation theory, ecological economics, and collaborative governance theory, this study employs panel data from 634 counties across China between 2011 and 2022. Utilising techniques including the difference-in-differences approach, propensity score matching, parallel trend tests, and placebo tests, it systematically examines the impact of market entry for collectively-owned operational construction land on rural revitalisation and its regional heterogeneity. This research provides empirical references for advancing rural land system reforms tailored to local conditions and supporting rural revitalisation.

Keywords

Collectively-Owned Operational Construction Land, Rural Revitalisation, Entry of Collectively-Owned Operational Construction Land into the Market

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 研究背景

全面推进乡村振兴是新时代建设农业强国的重要任务[1]。实现乡村振兴的一个重要抓手就是提升农村闲置农房资源转化为资本的发展能力，激发乡村资源要素活力[2]。近些年的实践经验表明农村集体经营性建设用地入市能够为乡村产业发展提供土地、资金等要素保障，不同地区间分异与纵向府际要求程度与财政税收激励措施密切相关[3]，因此完善顶层设计规划及配套对推动乡镇企业交流合作、提高集体经济组织参与运营管理具有重要意义[4]。

2008年党的十七届三中全会以来，许多研究开始关注集体经营性建设用地的政策、土地市场和流转。

《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》于2013年制定了集体经营性建设用地入市交易的先决条件。该决定还规定了与国有土地同权同价并允许集体经营性建设用地在符合条件下出让或租赁。2015年，国家开始了系统性的集体经营性建设用地入市改革试点，这让入市改革成为学界新一轮热词。此后的研究开始从各地试点中研究产权让渡和同地同权。2019年《土地管理法》从法律制度上为集体经营性建设用地入市提供了坚实支撑，制度障碍扫清后的研究则集中于城乡融合、公法规制、县域政府等现实领域。2021年《乡村振兴促进法》明确规定了用地入市的组织、方式和范围。2022年党的二十大报告指出，“巩固和完善农村基本经营制度，发展农村集体经济，推动农业适度规模经营。”2023年3月，自然资源部发布了相关工作方案，揭开了新一轮深化农村集体经营性建设用地试点工作的帷幕。试点工作为期两年，2022年底启动，2024年底结束，总体分为准备部署、组织实施、试点总结3个阶段。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 理论分析

集体经营性建设用地入市作为农村土地制度改革的核心举措，其对乡村振兴的赋能作用可基于要素配置理论、生态经济学理论与协同治理理论构建系统性分析框架，通过多路径传导对乡村振兴五维度形成系统性支撑。

基于要素配置理论角度，城乡二元土地制度会导致乡村土地要素无法充分流转[5]，这种现象既会遏制乡村产业发展所需的土地资源供给，又能制约土地要素向乡村发展资本转化。而通过集体经营性建设

用地入市改革,能够破除因城乡二元结构导致土地无法有效流通的制度壁垒[6][7],通过合理的将闲置土地要素流入市场化配置体系中,一方面可以为乡村振兴发展提供充足的土地资源,能够有效破解用地难的难题[8][9];另一方面,土地入市会产生相应的增值收益,通过分配既可反哺乡村基础设施建设发展,又能为乡村发展注入鲜活资金,从而形成“土地要素盘活产业动能培育产业效益提升”的正向循环,成为助力乡村振兴的重要引擎。

基于生态经济学视角,集体经营性建设用地入市并非是无序流转。相反,入市地块需符合我国国土空间规划要求,严守生态保护红线,并在保证永久基本农田控制线要求的基础上,符合环境保护标准[10][11]。因而,这些因素的约束,会使得乡村土地利用由粗放扩张型转向集约高效型,能够最大程度上保护乡村的生态水平,减少环境破坏现象。

基于协同治理与社会发展理论的视角,该入市政策不仅涉及村集体及村民主体,还涉及政府、企业等多元主体[12],在此类情形下的有序发展离不开协同治理机制的建立,通过政府引导、村集体主导、村民与企业参与的协同机制,能让决策过程透明化,从而增强集体荣誉感与信任感,减少不必要的矛盾冲突,增强村集体凝聚力。在政府的引导下,通过村集体组织与协调入市等相关流程,能进一步提升乡村的资源整合能力与沟通协调能力,进而推动乡村治理现代化[13],为乡村治理有效注入强劲动力。不仅如此,入市后的土地增值收益也有助于完善乡村文化设施、丰富教育医疗资源站点等[14],既能丰富村民文化生活,提高乡风文明,又能提高公共服务可达性,提高群众的幸福感,促进邻里和谐与文明乡风培育,助力乡村乡风文明建设。此外,土地入市后产生的各类收益以及入市推动产业发展过程中增加的本地就业岗位,都可直接增加村民可支配收入,拓宽民众的收入来源[15][16],进而有助于推动乡村生活富裕目标的实现。

2.2. 研究假设

集体经营性建设用地入市政策效应可通过三个层面助力乡村振兴发展:第一,要素激活层面。入市打破土地要素城乡流动壁垒,使乡村闲置土地转化为可市场化配置的生产要素,为乡村产业发展提供空间支撑与资本积累,直接推动乡村产业兴旺,而产业兴旺带来的经济收益又可反哺生态建设与公共服务,形成初始赋能效应。第二,多维协同层面。入市的规划管控与生态约束倒逼土地集约利用,助力乡村生态宜居。同时,透明化决策与多元共治机制优化乡村治理结构,推动乡村治理有效,且公共设施配套完善与集体认同感提升可促进乡村乡风文明提升,进而乡村振兴五个维度在入市的赋能下形成相互关联、相互促进的协同效应。第三,福祉提升层面。入市带来的土地收益分红与产业就业岗位,直接增加村民收入、改善生活质量,推动乡村生活富裕,而生活水平提升又能增强村民参与乡村振兴的积极性,形成“入市-五维目标协同提升-乡村振兴综合水平提高”的良性循环,从而验证出入市水平与乡村振兴综合水平的正向关联。基于上述分析,结合乡村振兴综合水平由“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”五个维度综合测算的核心前提,本研究聚焦集体经营性建设用地入市与乡村振兴综合水平的因果关系,提出核心研究假设:

假设 H1: 集体经营性建设用地入市水平与乡村振兴综合水平呈显著正相关。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

为了检验集体经营性建设用地入市政策对乡村振兴发展水平的影响效应,本文采用准自然实验的研究思路,通过利用双重差分法构建计量模型,旨在更科学地估计入市政策对乡村振兴的政策净效应,具体计量模型设定如下:

$$rural_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{ct} + \alpha_2 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, $rural_{ct}$ 代表 c 县域在第 t 时期的乡村振兴综合发展水平, 其数值来源于前文构建的评价指标体系测算结果; did_{ct} 为核心解释变量, 即集体经营性建设用地入市政策的双重差分项, 用于验证政策实施的净效应; $Control_{ct}$ 为一系列控制变量; α_0 为模型截距项; δ_c 用于控制县域层面的固定效应, 以消除县域固有特征的影响; δ_t 用于控制时间固定效应, 以排除时间因素的干扰; ε_{ct} 为随机误差项。本文重点关注系数 α_1 , 其估计值的大小与显著性水平直接反映集体经营性建设用地入市政策对乡村振兴综合发展水平的影响方向与程度, 若 α_1 显著为正, 则表明入市政策对乡村振兴具有正向促进作用, 进而论证本文假设 H1。

3.2. 核心变量衡量方法

3.2.1. 集体经营性建设用地入市政策效应

以县域是否纳入入市改革试点及试点开始时间为核心划分标准。从集体经营性建设用地入市的改革推进历程来看, 我国于 2015 年首次选取 15 个县(市、区)开展第一批入市政策试点, 2016 年 9 月为进一步扩大试点范围, 又新增 18 个县(市、区)作为第二批试点区域。依据明确载明试点县域范围与各批次试点起始时间的官方文件, 变量具体设定方法如下: 对于被纳入第一批或第二批试点的县域, 将其试点开始年份及之后的所有观测期赋值为 1; 若县域未被纳入试点范围, 则统一赋值为 0。

3.2.2. 乡村振兴发展水平

有关乡村振兴发展水平的测算研究, 当前学者大多着眼于省级层面, 目前只有少量的研究以特定县域为研究对象。本文以《乡村振兴战略规划(2018~2022 年)》为根本依据, 并基于乡村振兴核心内涵的基础上, 同时参考王蓉等、李俊蓉和林荣日的相关研究成果[17] [18], 结合数据可得性和发展实际情况, 遵循指标的科学性、全面性、系统性原则, 构建较为精准的乡村振兴综合评价指标体系。一级指标体系以“产业兴旺”“生态宜居”“乡风文明”“治理有效”“生活富裕”五个层面为核心[19], 围绕各一级指标的核心内涵, 进一步选取具有代表性的二级指标进行量化测算, 具体指标如见表 1 所示。在指标体系的基础上, 本文采用熵值法对乡村振兴综合发展水平进行测算, 并将该指数作为衡量本文的被解释变量, 其综合发展水平通过上述乡村振兴评价指标体系逐步计算得出, 用于客观反映乡村振兴的发展状况。

Table 1. Evaluation indicator system for rural revitalization

表 1. 乡村振兴评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	单位	权重
产业兴旺	粮食综合生产力	粮食总产量	万 t	0.100
	农业现代化水平	设施农业面积	hm ²	0.104
	农林牧渔业发展程度	农林牧渔业产值/地区生产总值	比值	0.049
	乡村生产效益	第一产业增加值/乡村人口	亿元/万人	0.052
生态宜居	化肥使用强度	每公顷化肥施用量	万 t/hm ²	0.002
	空气质量指数	PM2.5 年度均值	μg/m ³	0.006
	污染物排放量	二氧化碳排放量	万 t	0.001
	社会环境宜居	卫生院床位数	个	0.064
乡风文明	教育资源水平	普通中学学生数	万人	0.063
	民风文明程度	全国文明村数量	个	0.206

续表

治理有效	经济繁荣水平	规模以上企业数量	个	0.138
	政府财政能力	一般公共预算支出	万元	0.058
	地方德治水平	社会福利单位床位数	个	0.089
生活富裕	农村居民收入水平	农村居民人均可支配收入	万元	0.061
	城乡收入差距	城乡居民收入比	比值	0.007

3.3. 变量选取与数据来源

(1) 被解释变量：乡村振兴发展水平。本研究以乡村振兴发展水平作为本文的被解释变量，该综合发展水平基于上文指标体系，通过熵值法测算得出，可较为客观衡量各县域乡村振兴综合发展水平。(2) 解释变量：集体经营性建设用地入市政策效应。作为本研究的核心解释变量，该变量基于政策时点，通过构成交互项得出。(3) 控制变量：为排除其他因素对实证结果的干扰，参考王蓉等、李俊蓉和林荣日的做法，结合县域乡村发展实际，选取一系列可能对产生影响乡村振兴的控制变量。一是经济发展水平，采用各地区国内生产总值(GDP)的对数值进行表示；二是政府财政能力，采用各地区财政公共预算支出的对数值进行表示，反映政府的资源支持力度；三是产业结构状况，通过各地区第二产业增加值占生产总值的比重进行表示，体现产业结构的影响作用；四是乡村集聚水平，以各地区乡镇平均村委的数量进行表示，旨在反映乡村资源整合能力的影响效应；五是城镇化水平，采用各地区常住人口城镇化率衡量，用于控制城镇化发展对乡村振兴的潜在影响。

考虑到数据的可用性和研究样本的代表性，本研究选取了 2011 至 2022 年间来自全国 634 个县的面板数据作为实证分析样本。用于评估农村振兴指标的数据主要来自 Wind 数据库、国泰安县域经济数据库、中经统计县域年度数据库、《中国县域统计年鉴》、各省统计年鉴、各地级市统计年鉴等数据库。区域分布与全国县域占比基本匹配，样本包含东部沿海县 162 个、中部内陆县 234 个、西部边疆县 238 个，覆盖全国主要经济区域。经济发展层面，以县域人均 GDP 分位数划分，样本中低收入县域占 35.7%，中等收入占 42.1%，高收入占 22.2%，分布比例与全国县域经济水平基本一致。关于本研究主要变量的描述统计结果详见表 2。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量	说明	N	mean	sd	min	max
<i>rural</i>	乡村振兴发展水平	7608	0.129	0.0680	0.0434	0.280
<i>did</i>	入市政策效应	7608	0.0263	0.160	0	1
<i>gdp</i>	县域经济发展水平	7608	13.75	0.937	11.98	15.31
<i>gov</i>	地方政府财政能力	7608	12.42	0.543	11.48	13.42
<i>is</i>	产业结构水平	7608	0.399	0.147	0.152	0.677
<i>agg</i>	乡村集聚水平	7608	5.159	0.717	3.912	6.450
<i>ur</i>	城镇化水平	7608	0.318	0.170	0.0843	0.631

4. 实证检验

4.1. 基准回归结果分析

为了研究集体经营性建设用地入市对乡村振兴的影响，本文根据经济计量参考模型进行了回归分析。

相关结果见表3。第一列仅考虑了市场准入改革带来的政策效应。回归结果表明，集体建设用地进入市场的政策效应在1%时具有显著的正效应。这证明集体建设用地进入市场的政策效应与乡村振兴的发展水平之间存在显著的正相关关系，从而初步证实了本文的假设1。第二列还考虑了一系列控制变量的影响。结果表明，集体建设用地进入市场的政策效应仍然对促进乡村振兴具有显著影响。

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

VARIABLES	(1)	(2)
	<i>rural</i>	<i>rural</i>
<i>did</i>	0.0187*** (0.00455)	0.0212*** (0.00458)
<i>gdp</i>		0.00749*** (0.00285)
<i>gov</i>		0.00534* (0.00324)
<i>is</i>		0.00810 (0.00892)
<i>agg</i>		-0.00607 (0.00862)
<i>ur</i>		0.0138*** (0.00520)
Constant	0.128*** (0.000461)	-0.0177 (0.0683)
Observations	7608	7608
R-squared	0.701	0.702
County	Y	Y
Year	Y	Y

4.2. 平行趋势检验

为进一步检验集体经营性建设用地入市政策的实际政策效果，同时保障基准结果因果识别的稳健性，本文进一步进行了平行趋势检验，检验结果如图1所示。具体而言，在政策正式实施前的时间区间内，集体经营性建设用地入市政策对县域乡村振兴发展水平未产生统计上显著的影响，该特征符合平行趋势检验的核心假定，表明政策实施前处理组与对照组的乡村振兴发展趋势保持一致，有效排除了事前差异对政策效应估计结果的干扰。而政策正式落地后，上述情况发生显著转变，政策对乡村振兴发展水平的正向影响逐步显现且具有统计显著性，更为关键的是，随着时间推移，该正向推动效应呈现逐步增强的特征，政策作用强度随时间维度的拓展持续提升。上述检验结果充分表明，集体经营性建设用地入市政策并非仅在短期内对乡村振兴产生微弱作用，而是具备长期有效性特征，且能够持续、显著地推动县域层面乡村振兴发展水平提升。

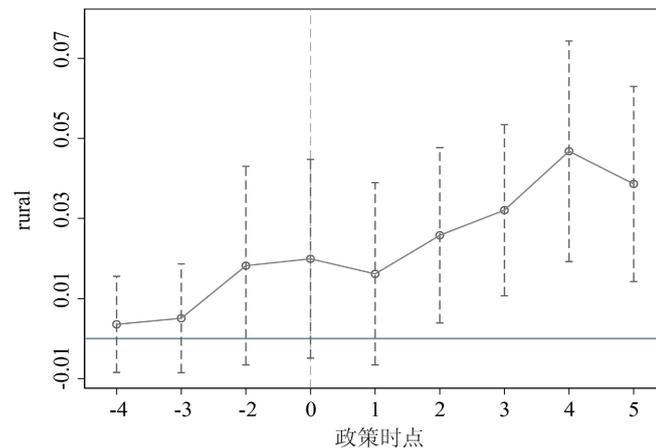


Figure 1. Parallel trend chart
图 1. 平行趋势图

4.3. 安慰剂检验

考虑到样本本身存在不可观测的因素会造成回归结果有偏，为进一步排除样本的不可观测因素对乡村振兴提升效应结果的干扰，本文基于全样本进行了安慰剂检验。具体通过构造虚拟政策实验组冲击，用于检验基准结论的可靠性。具体做法为：对所有研究样本采取无重复随机抽样方法选取 27 个样本，将其设定为虚拟实验组，即假定该部分样本受到虚拟政策冲击，剩余样本则作为虚拟的样本对照组，并采用与基准回归一致的检验逻辑，旨在剥离真实政策干预的影响。通过采用基准回归模型(1)对上述分组进行检验估计，并通过 500 次重复抽样与回归模拟，构建虚拟处理效应系数的检验结果，相关结果如图 2 所示。从图 2 呈现的系数分布特征来看，500 次模拟得到的虚拟处理效应回归系数主要集中在 0 值附近，且整体呈现近似正态分布的特征。进一步由显著性判断可知，绝大多数的虚拟政策冲击未通过统计显著性检验，即虚拟政策干预对乡村振兴发展水平未产生显著影响。这一结果表明，基准回归中观测到的集体经营性建设用地入市政策对于乡村振兴的提升效应，并非由随机偶然因素造成的，而是源于政策本身的真实干预作用，表明原实验组政策是有效的。由此可进一步确认，集体经营性建设用地入市政策与乡村振兴发展水平提升之间的因果关系具有稳健性。

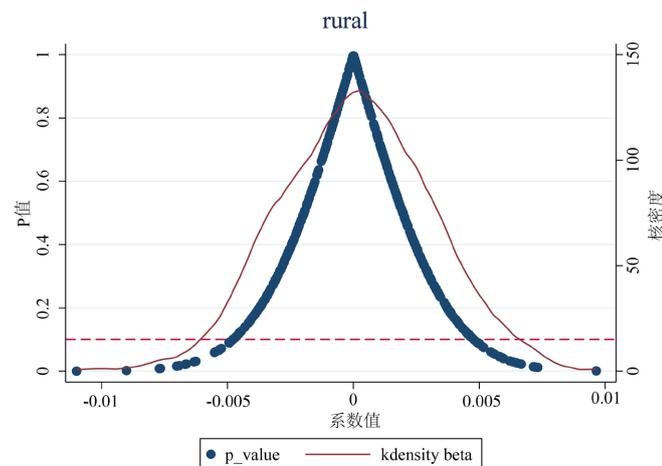


Figure 2. Placebo test
图 2. 安慰剂检验

4.4. PSM 匹配分析

为了评估该政策的影响的有效性，本研究还进行了平衡性检验。该测试用于检查配对样本是否满足倾向得分匹配方法所假设的独立分布条件，即在考虑协变量的情况下，政策干预和潜在结果变量是独立的。如表 4 中的平均值比较所示，在匹配之前，大多数协变量的标准化标准偏差的绝对值超过 30%，有些甚至达到 139。此外，平均 T 检验显示协变量存在统计学上的显著差异，表明原始样本中两个群体之间的分布存在不平衡。匹配后，所有协变量的标准化标准偏差绝对值均低于 10%，平均 T 检验结果也不显著。这表明 PSM 方法提高了样本的代表性。这些结果清楚地表明，匹配过程有效消除了实验组和对照组协变量之间的系统差异，从而满足了条件独立性假设的基本要求。进一步从方法有效性来看，由图 3 的标准化偏差变化趋势可以看出，PSM 通过将实验组样本与控制组中倾向得分相近的样本进行匹配，有效缩小了两组在协变量上的分布不均衡性，降低了因协变量选择偏误引发的内生性问题，为后续政策效应估计的无偏性提供了重要保障。

Table 4. PSM method balance test

表 4. PSM 方法平衡性检验

变量	样本	均值差异检验				标准化差异检验	
		实验组均值	控制组均值	t 检验	P 值	标准化差异	降幅%
gdp	匹配前	14.838	13.717	17.01	0.000	139.4	
	匹配后	14.838	14.799	0.61	0.539	4.9	96.5
gov	匹配前	13.099	12.406	18.22	0.000	152.4	
	匹配后	13.099	13.089	0.28	0.777	2.3	98.5
is	匹配前	0.44138	0.39735	4.18	0.000	30.8	
	匹配后	0.44138	0.44326	0.13	0.894	1.3	95.7
agg	匹配前	5.4429	5.1514	5.68	0.000	42.4	
	匹配后	5.4429	5.3868	0.84	0.399	8.2	80.8
ur	匹配前	0.32631	0.31729	0.74	0.459	4.6	
	匹配后	0.32631	0.31114	0.75	0.457	7.7	68.2

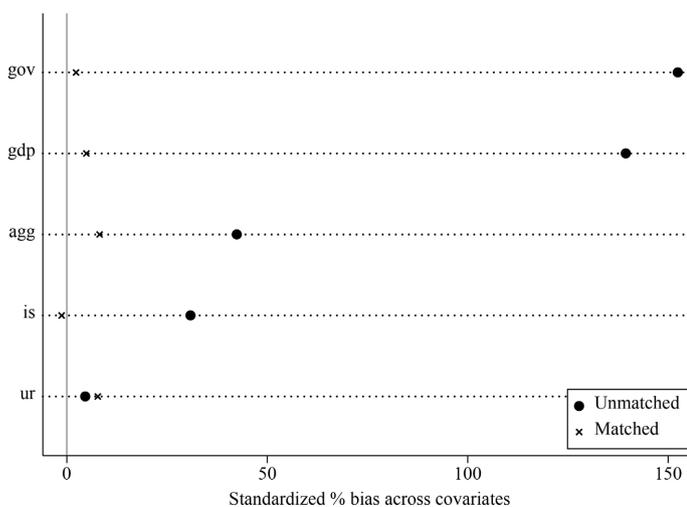


Figure 3. PSM balance test

图 3. PSM 平衡性检验

为进一步强化核心结论的稳健性，在完成 PSM 平衡性检验的基础上，本文进一步采用满足共同支撑假设的匹配样本开展基准回归分析，相关实证结果汇报于表 5。从表 5 呈现的回归结果来看，集体经营性建设用地入市政策效应的回归系数仍保持在 1% 的统计水平上显著为正，且系数绝对值与基准回归结果相比无明显偏移。这一结果表明，在控制了协变量选择性偏误、且通过共同支撑假设筛选排除极端样本干扰后，集体经营性建设用地入市政策对乡村振兴发展水平的正向促进作用依然稳定存在，再次论证本文核心结论的稳健性。

Table 5. PSM regression

表 5. PSM 回归

	(1)
VARIABLES	<i>rural</i>
<i>did</i>	0.0241 (0.00481)
<i>gdp</i>	0.0100 (0.00347)
<i>gov</i>	0.00944 (0.00413)
<i>is</i>	0.0263 (0.0115)
<i>agg</i>	0.0108 (0.0105)
<i>ur</i>	0.0202 (0.00640)
Constant	0.0803 (0.0877)
Observations	5915
Rsquared	0.686
County	Y
Year	Y

4.5. 区域异质性分析

考虑到地区存在经济发展水平和市场化水平等因素的差异，集体经营性建设用地入市政策对乡村振兴的提升效应也会存在差异性。在此背景下，本文依据官方区域分类标准，将所有抽样数据分为东部、中部和西部三大区域，以进行异质性分析。目的是确定政策对振兴农村地区的影响的各种特征。回归分析的具体结果见表 6。结果表明，东部地区的政策效应系数最低，未达到统计显著性阈值，这表明该地区的集体经营性建设用地入市政策对振兴农村地区的影响微乎其微。相反，中部地区的政策效应系数为显著正值，达到至少 1% 的统计显著性。西部地区的回归系数也是显著正值，但仅超过 10% 的统计显著性阈值，低于中部地区的数值。

综合来看，入市政策对乡村振兴的促进效应呈现中部最强、西部次之、东部不明显的区域差异化特征。究其原因可能在于东部地区土地级差地租水平高、建设用地指标约束趋紧，二者共同削弱了入市政策的乡村振兴激励效应。从土地级差地租看，东部地区经济发达、城市建成区规模大，农村土地的级差地租显著高于中西部[20]，农民及村集体对土地流转的意愿和动力相对不足，政策对土地资源优化配置的引导作用被削弱。从建设用地指标约束看，东部地区人口密集、产业集聚，建设用地指标优先向城市发展倾斜[21]，农村建设用地的盘活空间有限，入市政策的实施需与建设用地指标统筹衔接，而指标约束进一步压缩了政策在东部地区的落地空间，导致其政策效应呈现“不显著”特征。相较于东部地区，中部与西部地区的经济发展水平与土地要素市场化程度相对较低，此前土地要素的流转多受限于制度约束，使得土地要素配置效率水平较低。而对于中部地区和西部地区而言，集体经营性建设用地入市政策作为我国土地制度改革领域的重要创新举措，能够满足该区域对要素市场化改革的迫切需求，因而使得制度改革带来的边际效应更高，进而表现为入市政策对乡村振兴的促进效应更为显著。进一步来看，中部地区相较于西部地区，在产业基础、交通区位等方面更具优势，土地入市后的增值收益转化效率更高，因而导致中部地区的政策效应强于西部地区。

Table 6. Regional heterogeneity analysis
表 6. 区域异质性分析

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	<i>rural</i>	<i>rural</i>	<i>rural</i>
<i>did</i>	0.00514 (0.0103)	0.0361 (0.0103)	0.0113 (0.00649)
<i>gdp</i>	0.00756 (0.0110)	0.00425 (0.00567)	0.0102 (0.00438)
<i>gov</i>	0.00775 (0.0111)	0.0217 (0.00667)	0.00334 (0.00396)
<i>is</i>	0.0289 (0.0390)	0.0150 (0.0175)	0.0113 (0.0111)
<i>agg</i>	0.0713 (0.0299)	0.0115 (0.0174)	0.0109 (0.0105)
<i>ur</i>	0.00858 (0.0229)	0.0281 (0.0130)	0.0303 (0.00764)
Constant	0.735 (0.261)	0.152 (0.132)	0.0228 (0.0905)
Observations	792	2676	4140
Rsquared	0.758	0.702	0.670
County	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y

现有研究多聚焦省级层面的政策效应[22]，对县域这一乡村振兴“主战场”的关注不足，此外，大多数分析仅关注市场准入对产业或收入的影响，而未系统考察涵盖“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的五大维度机制。与此同时，区域差异的原因仍未得到充分研究。因此，本研究以区为分析单位，整合多种理论框架与准自然实验方法，揭示集体建设用地进入市场对振兴农村地区的影响及途径。这为精确推进改革提供了理论基础和实践指导。

4.6. 机制检验

为揭示集体经营性建设用地入市影响乡村振兴的具体传导路径，本文采用中介效应模型进行机制检验，重点考察“村集体收入增加”与“企业投资带动”两条关键渠道。中介效应模型设定如下：

$$rural_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{ct} + \alpha_2 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

$$Rinc_{ct} = \beta_0 + \beta_1 did_{ct} + \beta_2 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

$$rural_{ct} = \gamma_0 + \gamma_1 did_{ct} + \gamma_2 Rinc_{ct} + \gamma_3 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

$$Inv_{ct} = \theta_0 + \theta_1 did_{ct} + \theta_2 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (5)$$

$$rural_{ct} = \delta_0 + \delta_1 did_{ct} + \delta_2 Inv_{ct} + \delta_3 Control_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

其中，*Rinc* 为中介变量村集体收入增加，*Inv* 为中介变量企业投资带动。

Table 7. Mediated regression results
表 7. 中介回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	<i>rural</i>	<i>Rinc</i>	<i>rural</i>	<i>Inv</i>	<i>rural</i>
<i>did</i>	0.0212*** (0.00458)	0.0123*** (0.0048)	0.0201*** (0.0042)	0.0187*** (0.0045)	0.0184*** (0.0047)
<i>Rinc</i>			0.0328*** (0.0053)		0.0096** (0.0043)
<i>Control</i>	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	7608	7608	7608	7608	7608
R-squared	0.702	0.803	0.791	0.721	0.753
County	Y	Y	Y	Y	Y
Year	Y	Y	Y	Y	Y

表 7 汇报了村集体收入增加与企业投资带动的中介检验结果。从回归结果可知，集体经营性建设用地入市对村集体收入增加的估计系数显著为正，且村集体收入增加对乡村振兴的估计系数显著为正，表明村集体收入增加在集体经营性建设用地入市与乡村振兴中发挥着正向的机制作用。同时发现，集体经营性建设用地入市对企业投资带动的估计系数显著为正，且企业投资带动对乡村振兴的估计系数显著为正，表明企业投资带动在集体经营性建设用地入市与乡村振兴中发挥着正向的机制作用。

5. 研究结论

集体经营性建设用地入市能显著提升乡村振兴综合水平，且政策效应具有长期持续性。随着入市推进，其对乡村振兴的正向推动作用逐步增强。这表明入市改革有效打破了城乡土地要素流动壁垒，为乡村振兴注入了制度红利。从理论机制看，入市通过要素激活-多维协同-福祉提升形成闭环。在要素激活层面，闲置土地转化为市场化生产要素，既解决产业用地短缺问题，又通过增值收益反哺基础设施；在多维协同层面，规划与生态约束倒逼土地集约利用，多元主体协同治理优化乡村治理结构，公共设施完善与集体认同感提升促进乡风文明；在福祉提升层面，土地收益分红与产业就业岗位直接增加村民可支配收入，推动生活富裕目标落地。异质性分析显示，中部地区入市政策效应最强，西部地区次之，东部地区则无显著效应。这一差异的成因在于：东部地区由于土地级差地租高和建设用地指标约束严格，导致入市政策的边际收益低；中西部地区土地要素约束更紧，且中部凭借产业基础与区位优势，能更高效转化土地增值收益，故政策效应强于西部。因此，对东部地区应重点优化入市土地的产业准入标准，引导土地向高端农业、乡村文旅等附加值高的领域配置，挖掘改革新红利；对中西部地区，应加快完善入市配套制度，降低交易成本，同时依托土地增值收益强化产业承接能力，充分释放要素活力。同步严守永久基本农田控制线，确保发展与保护并重；剩余收益优先用于乡村教育、医疗等公共服务设施建设，形成乡村振兴的长效动力。

基金项目

中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2025SYJSCX116)。

参考文献

- [1] 习近平. 论“三农”工作[M]. 北京: 中央文献出版社, 2022: 39-279.
- [2] 中共中央关于进一步全面深化改革推进中国式现代化的决定——2024年7月18日中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议通过[N]. 人民日报, 2024-07-22(001).
- [3] 樊明. 土地流转与适度规模经营[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017: 260.
- [4] 廖宏斌. 农村土地流转风险控制研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2015: 240.
- [5] 赵伟, 诸培新. 土地资源配置影响城乡融合发展的作用机制[J]. 资源科学, 2023, 45(11): 2144-2155.
- [6] 张聪, 龙花楼. 农村“三块地”改革对县域城乡融合发展的影响研究——基于准自然实验的证据[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(5): 121-133.
- [7] 黄忠华, 杜雪君. 集体建设用地入市是否影响城乡统一建设用地市场?——基于浙江德清微观土地交易数据实证研究[J]. 中国土地科学, 2020, 34(2): 18-26.
- [8] 靳相木, 王永梅. 集体建设用地入市“双轨制”转型构造与耦合机制[J]. 中国农村经济, 2024(7): 16-34.
- [9] 严雅琦. 赋权的挑战: 北京集体经营性建设用地入市下的国土空间用途管制实施[J]. 城市规划学刊, 2024(4): 98-104.
- [10] 陈越鹏. 论农村集体经济组织抵押经营性建设用地的法律构造[J]. 中国土地科学, 2024, 38(9): 31-38.
- [11] 周子铭, 高鸣. 面向中国式现代化的农村土地制度改革[J]. 改革, 2025(4): 145-157.
- [12] 尤佳. 《中华人民共和国土地管理法》第60条的教义学展开[J]. 中国土地科学, 2025, 39(5): 29-36.
- [13] 杨人豪, 杨庆媛, 冯一泰. 农村集体经营性建设用地入市的基层治理研究——基于扎根理论对成都市郫都区宝华村的案例分析[J]. 西部论坛, 2020, 30(5): 32-42.
- [14] 尤佳. 论宅基地制度改革的出路: 从个体化利用到集体化利用[J]. 法商研究, 2024, 41(6): 100-115.
- [15] 卢圣华, 汪晖. 集体经营性建设用地入市改革效应评估——市场主体增长的视角[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(4): 1358-1372.
- [16] 洪名勇, 姜月. 农村土地制度改革促进城乡融合发展: 多重逻辑与探索路径[J]. 四川师范大学学报(社会科学版),

2025, 52(4): 112-122+203.

- [17] 李俊蓉, 林荣日. 政府支持农民工返乡创业对乡村振兴的效应研究——基于返乡创业试点政策的双重差分检验[J]. 中国农业资源与区划, 2024, 45(1): 150-162.
- [18] 陈坤秋, 龙花楼. 中国土地市场对城乡融合发展的影响[J]. 自然资源学报, 2019, 34(2): 221-235.
- [19] 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[J]. 改革, 2018(2): 54-63.
- [20] 马海涛, 韦焯剑, 郝晓婧, 等. 从马克思地租理论看我国土地出让金——兼论房地产税背景下土地出让金的存废之争[J]. 税务研究, 2019(9): 72-79.
- [21] 李勇辉, 粟焕德, 沈波澜, 等. 建设用地配置与城市经济韧性的动态演进及空间耦合特征[J]. 经济地理, 2024, 44(12): 91-100.
- [22] 王蓉, 赵雪雁, 兰海霞. 脱贫山区乡村振兴基础水平评价及其影响因素——以陇南山区为例[J]. 地理科学进展, 2022, 41(8): 1389-1402.