

集体经营性建设用地市场化进程中的农户 经济福利变化:基于收入与支出的视角

赵宗胤¹,洪甘霖²,钱文荣^{3*}

(1.华中农业大学公共管理学院,湖北 武汉 430070;
2.中共浙江省委党校 浙江发展战略研究院,浙江 杭州 310012;
3.浙江大学 中国农村发展研究院,浙江 杭州 310058)



摘要 集体经营性建设用地入市改革旨在激发农村土地资产活力,显化农村土地价值并促进农民增收,对推动乡村振兴和共同富裕至关重要。基于浙江大学中国农村家庭追踪调查 2015 年、2017 年与 2019 年三期农户面板数据,采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法探究集体经营性建设用地入市改革对农户收支水平的影响。研究表明:入市改革显著提升试点地区农户收入和支出水平,增幅分别为 20.2% 和 3.4%。该结论在经过平行趋势检验、放宽匹配样本限制、更换匹配方法、随机分配试点县等稳健性检验后依旧成立。机制分析表明,入市改革通过提振集体经济的发展,间接带动农户增收。从农户收入和支出结构看,入市改革主要促进家庭农业收入的增加,但对工商经营收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入等影响不显著;入市改革显著推动农户的消费支出和农业生产支出的增长,但对转移支出的影响不显著。据此,建议规范和完善集体经营性建设用地入市程序和收益分配机制,发展新型农村集体经济组织,将集体经营性建设用地入市的土地收益有效转化为乡村振兴的内生动力,拓展农户多元化增收渠道,从而持续提升农户经济福利。

关键词 集体经营性建设用地入市; 农民增收; 支出结构; 乡村振兴; 集体经济

中图分类号:F301.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2026)01-0201-12

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2026.01.018

我国发展不平衡不充分的问题在城乡领域尤为突出,表现为显著的发展差距和收入分配不均,而土地制度的城乡二元结构是造成城乡居民福祉存在显著差异的重要原因之一^[1]。特别是农村集体建设用地的市场化交易受到限制,其资产价值难以显现。这不仅抑制了村集体和农民的财产性收入增长,也导致土地资源的闲置与低效配置。因此,消除城乡二元土地制度、建设城乡统一建设用地市场成为重塑城乡关系和推动共同富裕的关键突破口^[2]。党的十八大以来,党和国家高度重视农村土地制度改革,尤其是在农村集体经营性建设用地入市上探索出一条有效的改革路径^[3]。党的十八届三中全会提出“建立城乡统一的建设用地市场”,此后,通过多轮试点探索,特别是对《土地管理法》的修订,从法律上确立农村集体经营性建设用地入市制度^[4]。2025 年一号文件进一步明确,当前改革的重心已转入“有序推进农村集体经营性建设用地入市改革”并“健全收益分配和权益保护机制”的新阶段。

然而,改革的实践成效,尤其是农民能否公平分享土地增值收益,仍是政策落地的核心关切与学术争论的焦点。对此,现有研究尚未形成统一结论。有学者认为集体经营性建设用地的入市能够更

收稿日期:2025-03-26

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“土地用途管制对耕地保护和粮食生产的影响”(2662025GGQD005);浙江省哲学社会科学规划年度课题重点项目“行为经济学视角下农业社会化服务体系影响农户绿色生产的机理及效应研究”(26NDJC008Z);国家社会科学基金重大项目“城乡区域平衡发展理念下的土地制度改革综合研究”(19ZDA088)。

*为通讯作者。

加合理地分配土地收益,允许更大份额的土地收益分配给农村集体和农村居民,这不仅有助于推动农村集体经济的发展,还能增加农户的财产性收入,促进收入分配的公平化^[5-9]。但也有学者对农村集体经营性建设用地入市收益分配合理性提出质疑,指出在政府、农村集体经济组织和农民之间的利益分配和调节机制中存在不足,导致相对弱势地位的农民难以从入市改革中获取应有的土地增值收益。对于入市改革是否真正提高了农户的收入,既有文献尚未形成统一的结论^[10-11],且有研究指出土地增值的差异可能导致贫富差距的进一步扩大^[12-13]。因此,从微观农户视角审视入市改革的实际影响,对厘清改革成效、完善政策设计具有重要意义。

本研究基于浙江大学中国农村家庭追踪调查数据库2015年、2017年和2019年三期的农户面板数据,通过倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)评估农村集体经营性建设用地入市改革对农户收支的影响。选取收入和支出作为被解释变量,既能直接反映农村家庭福利^[14],也可捕捉农户消费习惯、经营决策等行为变化,为理解入市改革对农户经济福利的影响提供更全面的视角。同时将基于微观调查数据,评估入市改革的成效并提出政策建议,为未来政策调整和完善提供有益的参考。

一、制度背景与理论分析

1. 集体经营性建设用地入市改革的制度背景

农村集体建设用地也是农村集体土地的重要组成部分,包括宅基地、公益性公共设施用地和经营性用地,其中农村集体经营性建设用地的改革长期滞后。农村集体经营性建设用地的全国存量约占集体建设用地的13.5%^[15],主要来源于上世纪乡镇企业发展和征地后的留用地^[3]。随着众多乡镇企业的破产倒闭,大量此类土地陷入闲置或低效利用,但在原有法律框架下,这些土地无法直接入市交易,城乡二元土地制度下土地权属差异导致农村土地价格明显低于城市地价,难以通过市场进行资源再配置^[6]。政府在征地与土地一级市场上的双重垄断,使得农村土地必须经政府征用后才能转为城市用地。在此过程中,地方政府获得了土地增值的大部分收益,而农村集体和农民仅能按原用途获得补偿,土地发展权益受到剥夺^[13]。同时由于集体产权难以界定和拆分,集体经营性建设用地面临土地权属不明确、权利模糊等问题,无法用作抵押物,制约农村信贷的发展,进而阻碍农村集体经济的发展^[16]。因此,农村集体与农民难以分享土地增值收益,城乡收入与财富差距由此加剧。

为解决集体经营性建设用地权能不完整、交易规则缺失导致的“同地不同权、同价”问题,改革逐步推进。党的十八届三中全会提出,要建立统一的建设用地市场,集体土地和国有土地同地、同价、同权。通过划分和明确集体产权,转向以市场为导向的土地资源配置,提高农村土地资源配置效率,促进生产力的提高和农村地区的发展^[3,17]。2013年党的十八届三中全会首次提出:“在符合规划和用途管制的前提下,允许农村集体经营性建设用地进行出让、租赁和入股,实行与国有土地同等入市、同权同价原则”。2015年,中央印发专项意见,并由全国人大常委会授权在33个试点县(市、区)暂调相关法律,开展“三块地”(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。试点核心是赋予农民对集体资产股份的占有、收益、抵押等六项权利,以盘活资产、增加农民收入。经两次延期,试点于2019年底结束,其核心成果被吸收进新修订的《土地管理法》,从法律上消除了集体经营性建设用地入市的障碍。在2020年,国家发展和改革委员会提出“全面推开农村集体经营性建设用地直接入市”,这标志着农村集体经营性建设用地入市政策在全国正式实行。根据2022—2025年中央一号文件及后续部署,当前政策重心已从“稳妥推进”进一步转向“有序推进”,并着重健全土地增值收益在国家、集体与农民之间的合理分配机制,旨在使农民更多分享改革红利^[4,6]。

2. 理论分析

为探究集体经营性建设用地入市对农户经济福利的影响机制,研究构建了“价值显化—收益分配—要素优化—行为响应”的理论分析框架(见图1)。

集体经营性建设用地的“价值显化”是研究的逻辑起点。改革前,此类土地须经政府征收转为国有土地后方可入市,导致“同地不同权、不同价”,其市场价值被长期压抑。入市改革的核心突破在

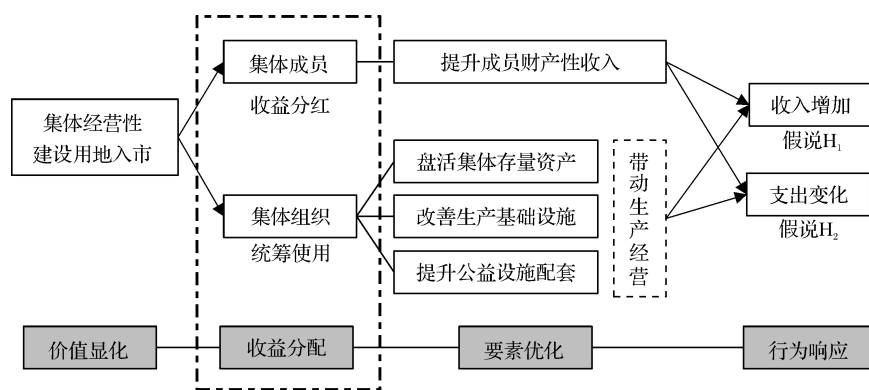


图1 理论分析框架

于,允许其通过出让、租赁、入股等方式直接进入市场,实现与国有土地“同等入市、同权同价”^[8]。这一过程使长期隐性的土地资产价值得以在土地市场中被“发现”和“显化”,为农村集体及成员将其转化为实际财产性收入奠定制度基础。它不仅直接提升集体经济的资产价值,更重要的是打破政府在土地一级市场的垄断格局,为农户通过集体分红等途径分享土地增值收益创造可能,从而迈出通过土地制度改革促进共同富裕的关键一步^[4]。

集体经营性建设用地入市的“收益分配”机制是影响农户经济福利的核心因素。入市改革前,政府通过土地征用和一级土地市场实现对地租的垄断,农户难以分享土地增值收益^[6]。而入市改革则规范土地收益的分配,允许更大比例的土地租金或股金分配给农村集体组织及其成员,显著提高农民的财产性收入^[6]。然而,实践中的分配模式存在地区差异。成都郫都区、浙江德清县等的案例显示,农户通过股权分红等方式直接获得了显著的财产性收入增长^[5,11];但也有一些试点地区将收益更多留存于集体组织,用于公共支出,对农户的直接增收效应则相对间接^[10,12]。因此,根据试点政策及执行情况,本文总结土地增值收益在集体与成员间的分配模式,并提炼出四条影响农户经济福利的关键路径:直接提升成员财产性收入、盘活并优化集体资产存量、改善农业生产基础设施、提升公益设施配套水平。

其中,通过增加财产性收入提升农户收入水平是入市改革影响农户收入最直接的途径。在采用股权增值方式的试点地区,农户通过股权分红获得长期收益,持股农户还可以通过抵押股份获取贷款,支持其扩大生产经营。对于经济困难农户,集体组织还可能提供直接的经济援助或社会保障支持。这需要在分配土地增值收益过程中,集体组织将更多份额的收益直接分配给其成员^[6]。反之,若收益更多留存于集体组织,统筹用于村集体的基础设施与公益设施建设,土地增值收益则会通过盘活集体存量资产、改善生产基础设施、提升公益设施配套等路径间接影响农户,使其收入、支出水平和结构发生变化。

前述收益分配引发的集体资金积累与公共投入,会产生“要素优化”效应,即改善农村整体的生产要素条件与营商环境。这不仅体现在硬性的基础设施改善上,也体现在通过发展乡村产业、创造非农就业等方式,优化本地的劳动力、资本等要素配置上^[18]。最终,农户作为理性经济主体,会对上述“价值显化—收益分配—要素优化”带来的机会与约束变化产生“行为响应”,其调整行为最直接的量化体现便是收入与支出的变化。基于上述分析,可以得出:

(1)对收入的影响:入市改革总体上会提升农户收入水平,但收入结构影响取决于收益分配模式。若分配倾向于成员,则财产性收入将显著增加;若分配倾向于集体并统筹使用,则会激励农业投资与经营,从而提升农业收入。由此提出以下假说:

H₁:集体经营性建设用地入市会增加农户的收入;

H_{1a}:集体经营性建设用地入市会增加农户的农业收入;

H_{1b}:集体经营性建设用地入市会增加农户的财产性收入;

(2)对支出的影响:入市改革会对农户支出产生积极影响,提高农户的家庭支出水平并改善其消

费结构。一方面,总收入增加会引致家庭消费支出水平的提升与结构优化(如增加发展型、享乐型消费)。另一方面,农业生产条件的改善及可能伴随的土地流转市场激活,会激励农户增加农业投资与土地转入,从而导致农业生产性支出增加。由此提出以下假说:

H₂:集体经营性建设用地入市会增加农户的支出;

H_{2a}:集体经营性建设用地入市会提高农户消费支出;

H_{2b}:集体经营性建设用地入市会增加农户的农业生产支出。

二、数据来源、变量选择与实证策略

1. 数据来源

本文所采用的数据来源于浙江大学和西南财经大学联合建设的中国农村家庭追踪调查(China rural household panel survey, CRHPS)数据库。该调查采用了分层、三阶段和人口规模成比例抽样方法,覆盖全国29个省份(除港澳台、新疆和西藏外),在全国、农村和城镇等多个层面具有代表性^[19]。调查数据涵盖了农村家庭的基本结构、收入与支出、农业生产经营等多个方面。为刻画集体经营性建设用地入市对农户家庭收支的影响,参考郭小琳等^[20]的做法对数据进行清理和合并等处理,保留家庭收入、家庭支出、户主个体特征和家庭特征等关键变量,最终获得2015年、2017年和2019年三期农村家庭追踪调查的面板数据。此外,为控制改革前宏观层面的影响因素,匹配了入市改革前的县级经济和社会特征作为控制变量,包括各县的地区生产总值、一般公共预算收入、第一产业增加值等变量,该数据来源于2015年《中国县域统计年鉴》。

2. 变量选择

(1)选取农户的收入和支出水平作为核心被解释变量,其依据在于:第一,家庭收支是衡量经济福利最直接、最基础的指标,能有效反映其福利水平与经济行为^[14];第二,相较于构建综合指数,收支变动能更直观地度量入市改革这一经济政策对农户福利的实际影响。为揭示影响的结构性特征,进一步利用CRHPS数据,对收支进行细分。其中,总收入包括农业收入、工商经营收入、工资性收入、财产性收入、转移收入和其他收入;总支出包括消费支出、转移性支出、农业生产支出和其他支出^[21]。细分数据有助于精准识别政策对不同收入来源的影响,并评估其对消费行为与生产投资的影响。

(2)本文的核心解释变量为集体经营性建设用地改革的政策虚拟变量,该变量随年份和区县变化。若调查区县属于改革试点地区且时间为改革当年及以后,则将这一变量赋值为1,其余情况赋值为0。改革启动时点通过比对政策文件与地方公开报道进行确定。考虑到样本期内试点地区同步推进农村土地征收、集体经营性建设用地入市与宅基地制度改革,因此有必要引入其他两项改革的虚拟变量,以控制不同改革内容对实证结果的潜在干扰。

(3)为控制其他因素的影响,参考既有研究^[11,22],研究从家庭与地区两个层面选取控制变量。家庭层面包括户主年龄、婚姻状况、受教育年限、健康状况及家庭就业人数。地区层面则选取区县的地区生产总值、第一产业增加值及一般公共预算收入。变量的名称及描述性统计详见表1。

3. 实证策略

为评估集体经营性建设用地入市改革对农

表1 相关变量的描述性统计 N=3764

| 变量 | 均值 | 标准差 |
|---------------------|-------|--------|
| Panel A:关键变量 | | |
| ln(家庭收入金额) | 8.95 | 3.214 |
| ln(家庭支出金额) | 10.44 | 0.795 |
| 集体经营性建设用地入市改革 | 0.05 | 0.224 |
| Panel B:控制变量 | | |
| ln(2014年的收入均值) | 10.25 | 0.487 |
| ln(地区生产总值) | 14.44 | 0.952 |
| ln(一般公共预算收入) | 11.87 | 0.963 |
| ln(第一产业增加值) | 12.46 | 0.735 |
| 户主年龄 | 57.91 | 11.839 |
| 户主婚姻状况 | 0.86 | 0.347 |
| 家庭就业人数 | 2.05 | 1.279 |
| 受教育年限 | 7.20 | 3.268 |
| 健康状况 | 0.34 | 0.472 |

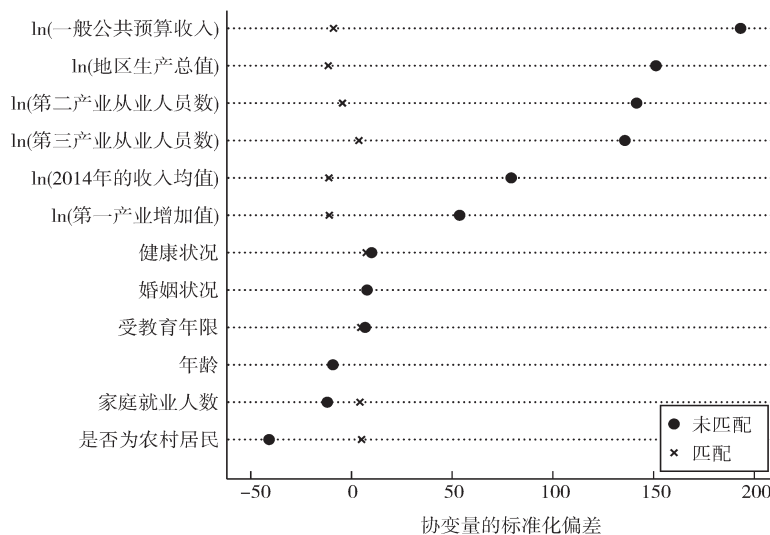
户经济福利的净效应,研究采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法。该方法旨在缓解试点地区与非试点地区之间可能存在的系统性差异,从而更准确地识别政策因果效应。

(1)倾向得分匹配。如果农户位于试点县,此时将 $Treat_i$ 赋值为1,否则赋值为0。由于只能在现实世界中观察到农村家庭 i 的一种情况 Y_{1i} ,而另一种 Y_{0i} 则是反事实结果,因此需要建立一个具有反事实结果的数据集,农户 i 的收入或支出可以表示为 $Y_i \in \{Y_{0i}, Y_{1i}\}$ 。为了减少样本选择带来的内生性问题,在实证分析中采用倾向得分匹配法。事先进行倾向得分匹配有助于确保处理组(试点县)和控制组(非试点县)更具有可比性,只是在是否受到县级农村土地市场改革影响方面存在差异^[14]。在此基础上,基于DID方法识别农村集体经营性建设用地入市的影响。

首先,基于公式(1)中的Logit模型,并利用改革前的样本(2015年的样本)进行倾向得分匹配,以减少处理组和控制组之间潜在的选择偏差。式中 \bar{X}_i 代表一系列可能影响入市改革和家庭收入支出的县级和家庭特征变量。

$$Logit(Treat_{i,2015} = 1) = \alpha + \bar{X}_i \beta + \epsilon_i \tag{1}$$

其次,检验样本匹配的质量。图2展示了各协变量在匹配前后的标准化偏差变化情况,由观察可知,大多数协变量的标准化偏差在匹配后都有显著的降低。标准化偏差的缩小表示处理组和控制组在匹配后各协变量的分布更为一致,使得在处理组和控制组之间的各种特征差异显著降低,进而减少了由于协变量特征差异而引致的潜在偏差。



注:采用1:1匹配的KNN方法,卡钳距离为0.01。

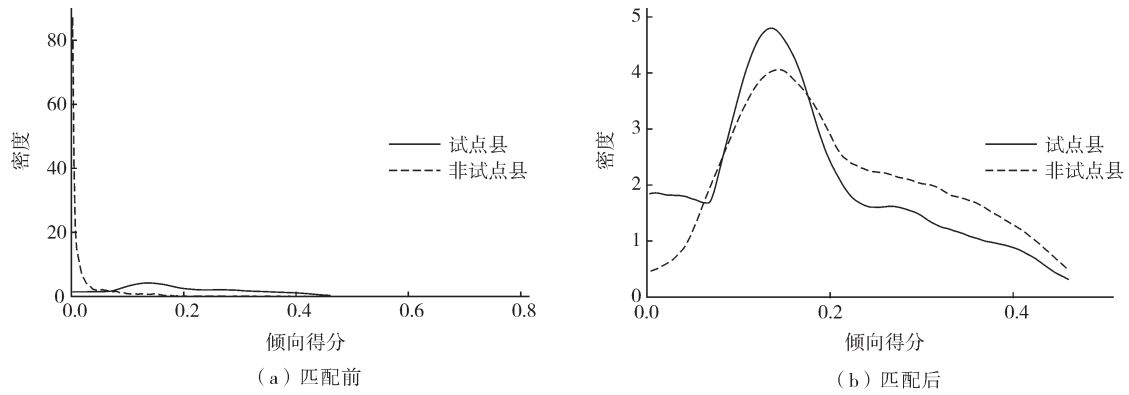
图2 匹配前后协变量的标准化偏差

图3展示了匹配前后的倾向得分的分布情况。如图3a所示,在匹配前,控制组和处理组的倾向得分分布差异较大,样本重叠的区域较少。这表明在匹配之前,处理组和控制组之间存在显著的差异。然而,通过图3b可以看出,处理组和控制组的倾向得分分布在匹配后变得相似,两者之间的重叠区域显著增加。这表明匹配方法取得了良好的效果,处理组和控制组在关键变量的分布上呈现出高度的相似性,匹配过程有效地控制了其他潜在的干扰因素。匹配后的分布相似性意味着在其他特征相近的情况下,处理组(试点县)和控制组(非试点县)之间的差异主要由是否受到入市改革的影响。上述匹配过程增加了实证结果的可信度,减缓了潜在内生性问题的影响。

(2)双重差分模型。在匹配的基础上采用双重差分模型,进一步评估集体经营性用地入市改革对农户收入支出的影响,具体模型设定见式(2):

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ct} + \bar{W}_{ct} + \mu_i + \gamma_t + \delta_c \times \gamma_t + \varphi_{ict} + \epsilon_{ict} \tag{2}$$

其中, Y_{ict} 为被解释变量,其代表 c 县 t 年农户 i 的收入或支出水平。 $Treat_{ct}$ 为 c 县 t 年是否开展入



注:匹配前后均采用KNN方法进行1:1匹配。

图3 匹配前后倾向得分的分布情况

市改革的虚拟变量,其系数 β_1 代表集体经营性建设用地入市政策效应的估计量。 \overline{W}_{ct} 包括是否开展宅基地和土地征收土地制度改革的虚拟变量,以控制同期其他两项改革的影响。 μ_i 代表家庭固定效应, γ_t 代表年份固定效应。 $\delta_c \times \gamma_t$ 是县级控制变量 δ_c 与年份固定效应 γ_t 的交乘项,以控制政策实施前不同县之间可能存在的差异。 φ_{ict} 是随时间变化的家庭层面变量, ϵ_{ict} 是稳健标准误。对于可能存在的异方差问题,本文采用农户层面的聚类稳健标准误以消除此方面的干扰。

三、实证结果

基于前述模型设定,首先报告集体经营性建设用地入市改革影响农户收入与支出的基准回归结果,随后进行稳健性检验。

1. 基准回归结果

表2为入市改革与农村家庭收支的基准回归结果。首先,探究农村集体经营性建设用地入市改革对农户收入的影响,结果见第(1)~(2)列。第(1)列在控制家庭固定效应和时间固定效应的同时,加入县级层面控制变量、其他两项土地制度改革,发现农村集体经营性建设用地入市改革对农户收入具有显著的积极影响。在第(1)列的基础上,第(2)列进一步引入家庭层面的控制变量,结果发现,系数仍为正且在1%的水平上统计显著,说明入市改革显著增加农户的家庭收入,这一发现强有力地支持了假说H₁。其次,检验农村集体经营性建设用地入市改革对农户支出水平的影响,结果见表2的(3)~(4)列。无论是否控制了家庭层面的变量,都观察到了显著的正效应。这意味着入市改革推动农户的消费水平提升,假说H₂得以验证。

总体来看,基准回归的结果表明,集体经营性建设用地入市显著地提升了农户的收入和支出水平,从而改善其经济福利。从经济意义看,相对于改革前,入市改革的实施使得家庭收入水平平均提高约20.2%(1.797/8.904×100%),支出水平提高约3.4%(0.352/10.37×100%)。这些结果验证了集体经营性建设用地入市改革对农村家庭收入和支出的积极影响。

表2 基准回归

N=3764

| 变量 | 家庭收入 | | 家庭支出 | |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 入市改革 | 2.166*** (0.692) | 1.797*** (0.644) | 0.373*** (0.117) | 0.352*** (0.115) |
| 年龄 | | -0.036*** (0.009) | | -0.006*** (0.002) |
| 婚姻状况 | | -0.447* (0.255) | | 0.000 (0.054) |
| 家庭就业人数 | | 1.000*** (0.067) | | 0.102*** (0.014) |
| 受教育年限 | | 0.030 (0.033) | | 0.012 (0.007) |
| 健康状况 | | 0.004 (0.145) | | -0.030 (0.033) |
| 被解释变量的均值 | 8.907 | 8.904 | 10.37 | 10.37 |
| 家庭固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 其他土地改革 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县级控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.631 | 0.684 | 0.671 | 0.683 |

注:被解释变量均已进行对数化处理。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为家庭聚类的稳健标准误,后表同。

2. 稳健性检验

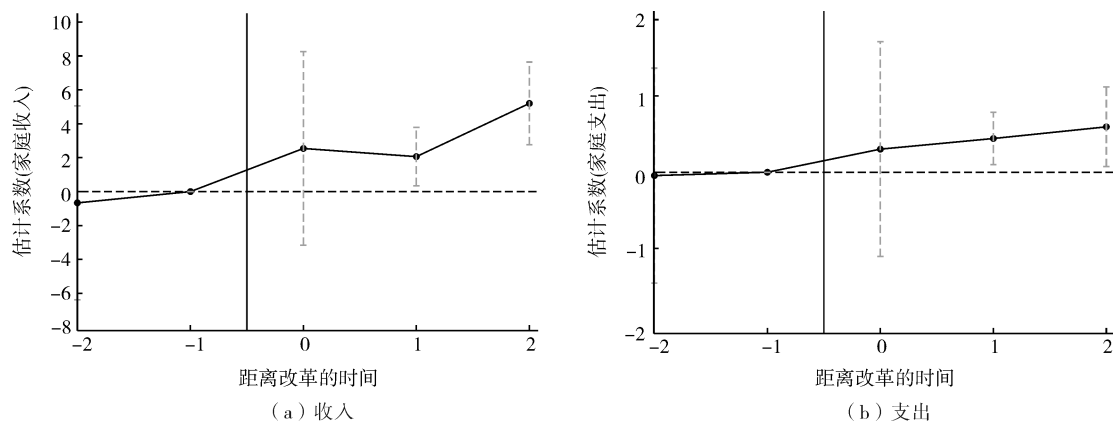
为了进一步验证结果的稳健性,进行了一系列稳健性检验,包括平行趋势假设检验、放宽匹配样本限制、更换匹配方法以及随机分配试点县的安慰剂检验等。

(1)平行趋势检验。基准回归发现,与其他非试点县相比,位于试点县的农户的收入和支出水平在改革后显著增加,但这种差异可能在改革开始之前就已经存在。这种情况将违背双重差分法的平行趋势假设,上述回归的结果也将无法反映因果效应。因此,采用事件研究法对双重差分模型的平行趋势假设进行检验,具体检验的模型如式(3)所示:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \sum_{n=-2}^2 \beta^n Treat_{ct}^n + \overline{W}_{ct} + \mu_i + \gamma_t + \delta_c \times \gamma_t + \varphi_{it} + \epsilon_{ict} \quad (3)$$

在式(3)中,一组虚拟变量 $Treat_{ct}^n$ 代表 c 县开始集体经营性用地入市改革的第 n 年, n 的取值范围为 $(-2, 2)$, t 代表年份,如果两者相同,则 $Treat_{ct}^n = 1$, 否则 $Treat_{ct}^n = 0$ 。其中 $n = -2$ 代表政策实施前2年及以上, $n = 2$ 代表政策实施后2年及以上,其他参数与式(2)相同。将政策实施的前一年作为参照组,平行趋势假设要求试点县和非试点县的 Y_{ict} 在政策实施前无显著差异,可以通过绘制 β^n 的变化更为直观地检验平行趋势。

图4展示集体经营性建设用地入市对农户家庭收入和支出的动态估计结果。如图所示,在入市改革实施前,试点县与非试点县之间不存在明显的趋势差异。这意味着在改革之前,两组的农户家庭收支水平的变化趋势是相似的,试点县与非试点县中的农户家庭收支情况并不存在明显的差异。双重差分模型的平行趋势假设得到检验,这是采用双重差分模型进行政策效应评估的一个关键前提。然而入市改革实施后,发现试点县农户家庭的收入和支出水平显著提升,这表明入市改革有效地促进了农户的经济状况和福利水平的提升。并且随着改革时间推移,入市改革的效应越来越明显,这一结果凸显了集体经营性建设用地入市在提升农户经济行为和福利水平方面的积极作用。



注:虚线表示90%的置信区间。

图4 平行趋势检验

(2)放宽匹配样本限制和更换匹配方法。采用倾向得分匹配法对样本进行匹配,以减少样本选择性偏差对结果的影响,但在一些情况下可能引入额外的干扰。为了验证倾向得分匹配方法的稳健性,通过放宽匹配样本限制以及更换匹配方法进行敏感性分析。

首先,采取扩大匹配范围的策略,以检验入市改革对农户家庭收入和支出影响的稳健性。具体来说,采用 k 近邻匹配法(KNN),并逐步将匹配的卡钳距离扩大2倍和3倍,以纳入更多的样本进行分析。表3的第(1)~(4)列展示了在不同卡钳距离下的结果。即使在放宽匹配条件后,入市改革对农户家庭收入的正面影响仍然在统计上是显著的,这表明了估计结果的稳健性。家庭支出的估计系数的显著性有所下降,但这一变化可能是因为样本量的增加引入了更多的变异性,导致估计的精确度略有下降。上述结果表明,尽管放宽了匹配条件,但入市改革对农户家庭收入和支出水平的影响仍然是显著的。

其次,采用多种匹配方法来检验入市改革对农户家庭收入和支出影响的稳健性。除了基准回归采用最近邻匹配法,本研究还尝试用半径匹配法(Radius)和局部线性回归匹配法(LLR)进行检验。表3的第(5)~(8)列展示这些不同匹配方法的结果。结果显示,无论是采用半径匹配法还是局部线性回归匹配法,得到的估计结果都与基准回归结果保持一致,表明研究结果对于不同的匹配方法是稳健的。这意味着入市改革对农户家庭收入和支出具有显著的正面效应,且这一效应不是由于匹配方法的选择而产生的,从而增强研究结果的可信度。

表3 稳健性检验

| 变量 | 改变卡钳距离 | | | | 改变匹配方式 | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 收入(1) | 支出(2) | 收入(3) | 支出(4) | 收入(5) | 支出(6) | 收入(7) | 支出(8) |
| 入市改革 | 1.671*** (0.597) | 0.268** (0.109) | 1.706*** (0.575) | 0.200* (0.105) | 1.797*** (0.644) | 0.352*** (0.115) | 1.797*** (0.644) | 0.352*** (0.115) |
| 年龄 | -0.040*** (0.007) | -0.008*** (0.002) | -0.035*** (0.006) | -0.008*** (0.001) | -0.036*** (0.009) | -0.006*** (0.002) | -0.036*** (0.009) | -0.006*** (0.002) |
| 婚姻状况 | -0.336 (0.223) | 0.007 (0.047) | -0.156 (0.162) | 0.058 (0.036) | -0.447* (0.255) | 0.000 (0.054) | -0.447* (0.255) | 0.000 (0.054) |
| 家庭就业人数 | 0.995*** (0.055) | 0.104*** (0.012) | 0.991*** (0.043) | 0.102*** (0.009) | 1.000*** (0.067) | 0.102*** (0.014) | 1.000*** (0.067) | 0.102*** (0.014) |
| 受教育年限 | 0.025 (0.026) | 0.005 (0.006) | 0.031 (0.020) | 0.011** (0.005) | 0.030 (0.033) | 0.012 (0.007) | 0.030 (0.033) | 0.012 (0.007) |
| 健康状况 | 0.070 (0.115) | -0.023 (0.027) | 0.073 (0.085) | -0.025 (0.020) | 0.004 (0.145) | -0.030 (0.033) | 0.004 (0.145) | -0.030 (0.033) |
| 被解释变量的均值 | 9.063 | 10.380 | 9.083 | 10.370 | 8.904 | 10.370 | 8.904 | 10.370 |
| 家庭固定效应 | 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 |
| 其他土地改革 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县级控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 卡钳距离 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |
| 匹配方法 | KNN | KNN | KNN | KNN | Radius | Radius | LLR | LLR |
| R ² | 0.675 | 0.673 | 0.682 | 0.682 | 0.684 | 0.683 | 0.684 | 0.683 |
| 样本量 | 4511 | 5287 | 7641 | 8889 | 3162 | 3764 | 3162 | 3764 |

(3)随机分配试点县的安慰剂检验。尽管通过采用倾向得分匹配方法,努力减少了样本选择带来的偏差,并在上述回归中引入了双向固定效应和其他控制变量,最大程度地降低遗漏变量引起的偏差,但在实证研究中仍然难以完全排除其他未观察到的因素对实证结果的干扰。为了进一步验证研究结果的稳健性,进行了安慰剂检验。安慰剂检验的思路是将集体经营性建设用地入市改革随机分配到各县,以产生“虚拟”的处理组和控制组。从逻辑上讲,这种随机分配不应对结果变量产生影响。如果估计系数的均值在零附近,可认为估计结果不是由于集体经营性建设用地入市改革以外的不可观测因素所导致的。

将入市改革政策“随机”分配给各县500次并汇总其系数分布情况,图5展示了以农户收入和支出为被解释变量的安慰剂检验结果。结果显示估计系数的均值分布在零值附近,同时实际估计系数在整个分布范围之外。通过安慰剂检验,进一步验证入市改革对农户的收入和支出具有显著正面效应的结论不是由其他未观测因素引起的,从而证实了研究结果的稳健性。

四、机制分析

上述分析探究了集体经营性建设用地入市对农户收入和支出水平的影响,进一步通过探讨入市

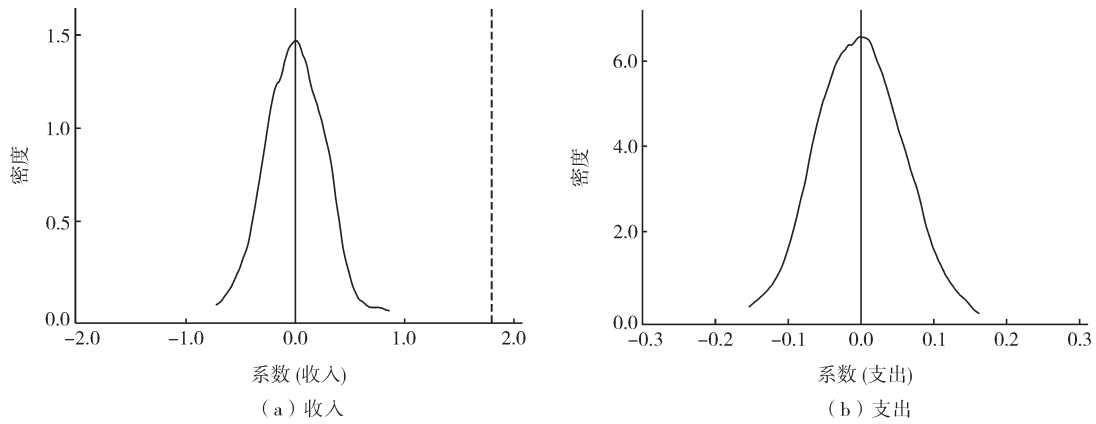


图5 安慰剂检验

改革对农户收入和支出结构的具体影响,揭示入市改革影响的内在机制。

1. 收入结构分解

将农户的家庭收入细分为6个部分:农业收入、工商经营收入、工资性收入、财产性收入、转移收入和其他收入。通过分解家庭收入结构,可以识别入市改革对农户各类收入的具体影响。表4展示了对这些收入细分项进行的回归分析结果。首先,研究发现入市改革对农业收入产生了显著的正效应,增幅约为34.9%(1.827/5.239×100%)。这表明入市改革主要通过促进农户农业收入的增加而提高家庭整体收入,因此假说H_{1a}得到验证。具体探究其原因可能在于以下两个方面:首先,入市改革使得农村经营性建设用地的经济价值得以显化并增值,对村集体和农户土地调整、优化土地利用布局具有激励作用,有助于整合农村闲散及撂荒土地、优化土地资源配置,进而促进农业增产、农民增收。其次,集体经营性建设用地入市通过提振集体经济、改变农村要素市场的弱势地位^[6],从而释放土地改革红利,改善农村的生产经营环境,增加农户的生产经营活动。

表4 家庭收入结构的分解

N=3764

| 变量 | (1)农业收入 | (2)工商经营收入 | (3)工资性收入 | (4)财产性收入 | (5)转移性收入 | (6)其他收入 |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| 入市改革 | 1.827*** (0.663) | -0.257 (0.298) | 0.756 (0.732) | -0.304 (0.246) | 0.667 (0.493) | -0.012 (0.157) |
| 年龄 | -0.001 (0.012) | 0.014** (0.006) | -0.041*** (0.015) | 0.002 (0.006) | 0.047*** (0.010) | 0.004 (0.003) |
| 婚姻状况 | 0.034 (0.284) | 0.044 (0.151) | -0.122 (0.339) | 0.241* (0.135) | -0.377 (0.234) | -0.046 (0.072) |
| 家庭就业人数 | 0.666*** (0.087) | 0.144*** (0.044) | 1.656*** (0.090) | -0.069* (0.037) | -0.093 (0.067) | 0.041** (0.021) |
| 受教育年限 | 0.006 (0.042) | 0.006 (0.018) | -0.029 (0.042) | 0.016 (0.020) | 0.102*** (0.032) | 0.005 (0.009) |
| 健康状况 | -0.030 (0.188) | 0.155 (0.105) | -0.000 (0.209) | 0.050 (0.104) | 0.127 (0.164) | 0.087 (0.063) |
| 被解释变量的均值 | 5.239 | 0.439 | 5.040 | 0.613 | 6.247 | 0.120 |
| 家庭固定效应 | 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 |
| 其他土地改革 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县级控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.808 | 0.577 | 0.722 | 0.599 | 0.624 | 0.438 |

对于财产性收入,此前文献发现集体经营性建设用地入市可以促进农户财产性收入的增加,但实证结果并不支持。如表4列(4)所示,入市改革对财产性收入没有明显的影响,因此假说H_{1b}尚未通过验证,其原因可能在于样本期内农户并非入市改革的直接获益对象,村集体在出让土地中留存了

较多的土地收益并用于发展集体经济,而农民在入市过程中未必能够直接分享到土地增值收益^[13]。此外,并没有发现证据支持入市改革增加工商经营收入、工资性收入等其他收入。

进一步讨论了农业生产经营和土地资源配置的具体变化,由表5可知,入市改革显著促进农户从事农业生产经营活动,农户从事农业生产经营的比例提高12.3%。同时增加农户土地转入的概率,约为12.2%,但未显著增加农户土地转出的概率。这证明了入市改革有助于整合农村闲散及撂荒土地,改善农村的生产经营环境,增加农户的生产经营活动。

2. 支出结构分解

通过分解农户家庭支出的结构,进一步探讨了集体经营性建设用地入市改革对农户支出的具体影响。将家庭支出分为消费支出、转移性支出、农业生产支出和其他支出四个部分,并对这些支出分项进行回归分析。如表6所示,入市改革显著促进农户消费支出、农业生产支出和其他支出的增加,但对转移支出的影响不显著。具体而言,入市改革显著提高了农村家庭的消费支出,这表明改革有助于提升农村家庭的福利水平。消费支出的增加可能与农户收入的增加有关,收入的提升增加了家庭的消费能力。入市改革还促进了农业生产支出的增加,这与前文分析一致,即改革通过提振集体经济和改善生产经营环境,增加农户的农业经营活动,进而增加对农业生产资料的投入。入市改革对转移性支出没有产生显著影响,这可能表明改革对政府或社会转移支付的影响有限。上述结果验证了假说H_{2a}和H_{2b},即入市改革通过增加农户收入和农业经营活动,促进消费支出和农业生产支出的增加。

五、结论与政策建议

城乡二元土地制度长期抑制了农村土地资产价值的实现,是制约乡村发展、影响共同富裕的重要结构性障碍。农村集体经营性建设用地入市改革的核心,在于赋予土地完整权能,使其得以直接入市交易,从而显化资产价值、增加农民财产性收入。深化此项改革,构建公正合理的土地增值收益分配机制,对于保障农民权益、繁荣农村要素市场、推动乡村全面振兴具有关键意义。基于上述制度背景,利用浙江大学CRHPS数据库2015年、2017年和2019年三期的农村家庭面板数据,采用PSM-DID方法评估了集体经营性建设用地入市改革对农户收入和支出的影响,主要结论如下:(1)集体经营性建设

表5 入市改革对家庭农业经营的影响

N=3764

| 变量 | (1)是否从事 农业生产经营 | (2)土地转入 | (3)土地转出 |
|----------------|--------------------------------|--------------------------------|----------------------|
| 入市改革 | 0.123** (0.054) | 0.122** (0.060) | 0.047 (0.058) |
| 年龄 | 0.001 (0.001) | -0.001 (0.001) | -0.000 (0.001) |
| 婚姻状况 | 0.022 (0.029) | -0.057*** (0.021) | 0.015 (0.034) |
| 家庭就业人数 | 0.095*** (0.009) | 0.006 (0.007) | -0.026*** (0.008) |
| 受教育年限 | 0.000 (0.004) | 0.003 (0.003) | 0.001 (0.004) |
| 健康状况 | -0.032 [†] (0.018) | -0.025 [†] (0.015) | 0.004 (0.020) |
| 被解释变量的 均值 | 0.729 | 0.110 | 0.172 |
| 家庭固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 其他土地改革 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县级控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.717 | 0.571 | 0.671 |

表6 家庭支出结构的分解

N=3764

| 变量 | (1)消费 支出 | (2)转移 性支出 | (3)农业生产 支出 | (4)其他 支出 |
|----------------|----------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| 入市改革 | 0.306** (0.122) | -0.901 (0.623) | 1.563*** (0.452) | 0.919** (0.314) |
| 年龄 | -0.006*** (0.002) | -0.010 (0.012) | 0.005 (0.009) | -0.008 (0.007) |
| 婚姻状况 | -0.011 (0.059) | -0.191 (0.304) | 0.426* (0.219) | -0.140 (0.175) |
| 家庭就业人数 | 0.101*** (0.015) | 0.133 (0.084) | 0.745*** (0.063) | 0.101** (0.049) |
| 受教育年限 | 0.011 (0.008) | 0.072* (0.043) | 0.007 (0.033) | 0.041* (0.023) |
| 健康状况 | -0.032 (0.036) | 0.082 (0.197) | -0.348** (0.138) | -0.178 (0.111) |
| 被解释变量的 均值 | 10.100 | 5.392 | 5.536 | 0.589 |
| 家庭固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 其他土地改革 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 县级控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.652 | 0.574 | 0.750 | 0.509 |

用地入市改革显著增加了试点地区农户家庭收入和支出,分别增加20.2%和3.4%;(2)通过对农户家庭收入的分解,发现入市改革主要显著促进了农户农业收入的增长,而对工商经营、工资性、财产性及转移性收入的影响尚未充分显现;(3)通过对农户家庭支出的分解,发现入市改革显著促进了农户消费支出、农业生产支出的增加,但对转移支出没有显著影响。本研究表明集体经营性建设用地入市改革通过提振集体经济,改善农业生产条件来影响农户收支,为深入理解集体经营性建设用地入市改革对农村家庭经济行为和福利的影响提供了实证支持。

本研究结果对未来深化农村集体经营性建设用地入市改革有以下政策启示:第一,有序扩大入市范围,完善市场交易规则。规范并适度扩大集体经营性建设用地入市规模和流转范围,健全价格形成与交易服务体系,充分释放土地要素的市场价值。第二,健全收益分配机制,优先保障农民权益。加快完善土地增值收益在国家、集体与农民之间的分配制度,确保农民在入市全过程中的知情权、参与权与收益权,使改革红利切实转化为农民的财产性收入。第三,注重发展新型农村集体经济组织,提升其对集体资产管理、土地开发以及产业的引领带动作用,确保土地收益可持续地用于乡村建设和公共服务,夯实乡村振兴的经济基础。第四,拓宽农户的收入来源,为其提供多元化的增收渠道。入市改革通过盘活农村闲置土地资源,提升土地利用效率,为乡村旅游、农产品加工、农村电商等产业的发展提供了资金和土地支持,从而带动农户增收。

因本研究聚焦于2015年启动的早期试点,改革对农户收入结构的长期与全面影响(尤其是财产性收入)可能尚未完全显现。随着改革深入推进与政策细则明晰,其效应将更为复杂。未来可以进一步关注入市收益分配差异是否会加剧农村内部收入不平等、土地市场及土地资产价值波动的潜在风险以及改革对农村社会结构、治理模式的深层影响等问题,以便于更全面地评估改革的综合成效并完善相关配套政策。

参 考 文 献

- [1] 陈锡文.当前我国农村改革发展面临的几个重大问题[J].农业经济问题,2013,34(1):4-6,110.
- [2] 钱文荣,赵宗胤.城乡平衡发展理念下的农村宅基地制度改革研究[J].农业经济问题,2023(9):37-44.
- [3] 翁贞林,唐文苏,湛洁.乡村振兴视野下农村集体经营性建设用地直接入市:演进逻辑、现实挑战与未来展望[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(3):188-196.
- [4] 马翠萍.农村集体经营性建设用地入市:地方政府制度创新行为研究[J].中国农村经济,2025(2):20-38.
- [5] 杨庆媛,杨人豪,曾黎,等.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[J].经济地理,2017,37(8):155-161.
- [6] 夏炜祁,张安录,张明辉.村社公共事务支出、农民财产权益与集体经济组织内部收益分配机制研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(6):159-173.
- [7] 王克强,杨亚炫,刘红梅,等.集体经营性建设用地入市影响城乡融合发展研究[J].农业技术经济,2023(2):45-63.
- [8] 王志锋,徐晓明,李万新,等.农村集体经营性建设用地入市对地方政府土地出让行为的影响[J].中国农村经济,2025(10):54-70.
- [9] 黄海燕,李景刚,孙传璋.“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[J].农业技术经济,2024(9):68-85.
- [10] 陈明.农村集体经营性建设用地入市改革的评估与展望[J].农业经济问题,2018(4):71-81.
- [11] JIAO M, XU H Z. How do collective operating construction land (COCL) transactions affect rural residents' property income? Evidence from rural Deqing county, China[J]. Land use policy, 2022, 113: 105897.
- [12] 贺雪峰.三项土地制度改革试点中的土地利用问题[J].中南大学学报(社会科学版),2018,24(3):1-9.
- [13] 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[J].农业技术经济,2021(9):115-128.
- [14] 陈飞,翟伟娟.农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J].经济研究,2015,50(10):163-177.
- [15] 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.
- [16] WEN L J, YANG S J, QI M N, et al. How does China's rural collective commercialized land market run? New evidence from 26 pilot areas, China[J]. Land use policy, 2024, 136: 106969.
- [17] 曾晨,林楚璇,黄文颖.城乡建设用地集约利用政策实施效果评价[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(4):202-213.

- [18] 谭荣,王荣宇.集体经营性建设用地入市模式选择逻辑——基于整治入市的原型分析[J].资源科学,2025,47(9):1944-1957.
- [19] 洪甘霖,赵宗胤,钱文荣.社会养老保险对农地转出影响的再审视——基于心理账户理论视角的分析[J].中国农村经济,2023(12):65-84.
- [20] 郭小琳,陈帅,赵宗胤,等.县域农民工市民化影响家庭消费的微观机制研究——基于“中国家庭大数据库”的分析[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2025,55(2):5-21.
- [21] QIAN W R.Chinese rural households in relative poverty and their economic activities[M].Singapore:Palgrave Macmillan,2023.
- [22] 吴凡夫,李祖佩,钟涨宝.契约和关系视角下转入户耕地生态保护的行为逻辑分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2025(2):194-206.

Changes in Farmers' Economic Welfare during the Marketization of Collective Operating Construction Land: An Income and Expenditure Perspective

ZHAO Zongyin, HONG Ganlin, QIAN Wenrong

Abstract The reform allowing collective operating construction land to enter the market aims to activate rural land assets, realize land value, and promote farmers' income, playing a crucial role in advancing rural revitalization and common prosperity. Using three waves of household panel data from the the China Rural Household Panel Survey conducted by Zhejiang University in 2015, 2017, and 2019, the paper employs the PSM-DID approach to explore the impact of the reform on the income and expenditure of rural households. The research findings indicate that the reform significantly increased household income and expenditures in pilot areas, with respective growth rates of 20.2% and 3.4%. These findings remain robust under parallel trend tests, relaxed matching sample restrictions, alternative matching methods, and random assignment of pilot counties. Mechanism analysis suggests that the reform indirectly boosts household income by stimulating the development of collective economic organizations. Examining the structure of household income and expenditure, the reform primarily enhances agricultural income, but has no significant effect on industrial and commercial income, wage income, property income, and transfer income. It also significantly increases household consumption and agricultural production expenditure, but not transfer expenditure. Accordingly, it is recommended to standardize and improve procedures for market entry of collective operating construction land and the mechanisms for profit distribution. This will foster the development of new-type rural collective economic organizations. By effectively converting land-related revenues into endogenous drivers for rural revitalization, it expand diversified income channels for farmers, thereby continuously enhancing their welfare.

Key words collective operating construction land; increase farmers' income; expenditure structure; rural revitalization; collective economy

(责任编辑:陈万红)