

建设用地指标交易政策实施的共同富裕效应

——基于县域城乡收入差距的视角

朱玉龙 冯淑怡 王 博 樊鹏飞

摘要：建设用地指标交易政策作为中国土地要素市场化配置改革的关键举措，对推动共同富裕具有重要意义。本文在共同富裕视域下，运用公共选择理论，使用全国2010—2022年1646个县域面板数据，构建多期双重差分模型，分析建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响。研究发现，建设用地指标交易政策实施显著缩小了指标流出县域的城乡收入差距。机制分析表明，建设用地指标交易政策实施激励了指标流出县域增加对农村的投资，主要表现为农村固定资产投资和财政支农支出的显著增长，这些投资提升了农村产业发展水平，提高了农村居民收入，进而缩小了县域城乡收入差距。进一步分析表明，当省内建设用地指标稀缺时，建设用地指标交易政策实施缩小县域城乡收入差距的作用表现为帕累托改进；当省内建设用地指标过剩时，县域城乡收入差距的缩小主要通过收入转移实现。此外，建设用地指标交易政策实施缩小城乡收入差距的效果在采取协议出让方式以及地形包含丘陵的县域更为明显。本文建议进一步推广和完善建设用地指标交易政策，充分发挥土地要素市场化配置改革对共同富裕的促进作用。

关键词：共同富裕 建设用地指标交易 城乡收入差距 土地要素市场化配置改革

中图分类号：F061.4；F301.1 **文献标识码：**A

DOI:10.20077/j.cnki.11-1262/f.2026.01.006

一、引言

现代经济增长理论强调，市场竞争机制下的生产性努力有助于提升资源配置效率并促进经济增长。在边际报酬递减规律的作用下，生产要素会自动流向边际报酬较高的地区，从而促进地区间的均衡发展，由此产生涓滴效应，有利于实现共同富裕（张

[资助项目] 国家社会科学基金重大项目“我国土地要素市场化改革及其深化路径研究”（编号：23ZDA031）。

[作者信息] 朱玉龙、樊鹏飞，南京农业大学公共管理学院；冯淑怡、王博（通讯作者），南京农业大学中国资源环境与发展研究院，电子邮箱：bwang@njau.edu.cn。

露和罗必良, 2024)。然而, 中国经济虽然实现了快速增长, 但经济发展不平衡不充分的问题仍较突出, 城乡收入差距是其核心表现。据国家统计局数据测算, 2004—2009 年中国城乡收入差距持续扩大, 2009 年达到峰值 3.11, 2023 年虽降至 2.39, 但从国际比较来看仍处于较高水平^①。城乡收入差距还可能引发消费不平等、受教育机会不均等社会经济后果, 严重阻碍共同富裕目标的实现(顾昕等, 2024)。因此, 如何缩小城乡收入差距是实现共同富裕的关键。

2025 年, 中央启动了要素市场化配置综合改革, 明确提出要进一步提高土地要素配置效率, 建立健全城乡统一的建设用地市场^②。既有研究指出, 城乡统一建设用地的缺失正是导致城乡收入差距居高不下的重要因素(刘守英等, 2022)。具体而言, 由于城乡统一建设用地市场缺失, 市场机制在城乡土地资源配置中的作用受到抑制。政府作为城市土地的垄断供给者, 通过土地征收与出让, 使大部分土地增值收益流向城市, 从而拉大城乡收入差距(张建平和葛扬, 2021)。尤其是远离城市的农村地区, 因区位劣势, 主要依赖农业生产维持生计, 难以分享城市化所带来的土地增值收益。有研究表明, 推动城乡建设用地指标跨区域交易可实现资源共享并使交易双方获益(李小帆, 2023)。可见, 构建城乡统一建设用地市场是缩小城乡收入差距的重要途径。

关于构建城乡统一建设用地市场能否有效缩小城乡收入差距, 现有研究多以理论分析为主, 实证研究有待深化, 研究结论尚未达成共识。部分研究从理论出发, 认为构建城乡统一建设用地市场有利于缩小城乡收入差距(陆铭和李鹏飞, 2022)。也有学者认为, 当前的城乡二元体制实质上是一种“保护型二元体制”。在中国快速城市化的关键阶段, 通过增减挂钩等政策工具推动城乡统一建设用地市场的构建, 可能导致农民丧失农村宅基地及附着于其上的基本生活保障, 虽然有助于统计层面缩小城乡收入差距, 但也在一定程度上加大了进城农民的生计风险(贺雪峰, 2022)。

现有的实证研究多聚焦于地方性试点政策, 缺乏全国层面的大样本考察。学者多以“浙江折抵指标交易”、重庆“地票”、义乌“集地券”等地方性试点探索为切入点, 考察其演进脉络(汪晖和陶然, 2009), 或从治理结构和资源配置层面, 与传统指标周转模式进行比较分析(顾汉龙等, 2014)。研究发现, 建设用地指标交易不仅能够促进耕地保护(Wang et al., 2020), 缓解城市区域建设用地指标稀缺问题(董新辉, 2019), 提高土地利用效率, 还能够推动地区产业结构升级(米旭明和代单, 2020), 为当地经济增长提供持续动力。然而, 囿于试点范围小和数据可获得性差等因素, 相关研究鲜有从全国层面对建设用地指标交易政策的实施成效进行系统评估。部分学者虽尝试将研究范围拓展至全国, 但多聚焦于县域内增减挂钩(吴雨恒等, 2024),

^①根据国家统计局城乡居民人均可支配收入比计算得出, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②资料来源:《国务院关于全国部分地区要素市场化配置综合改革试点实施方案的批复》, https://www.gov.cn/zhengce/content/202509/content_7040121.htm。

未涉及指标交易。少数研究虽已关注跨省域调剂政策（张莉和黄伟，2022），但主要针对“三区三州”等重点扶贫区域，带有明显的区域特殊性，研究结论的适用性仍存在局限。综上所述，既有研究仍存在以下两方面不足：一是多数研究侧重于理论探讨，在实证层面未能系统性地评估建设用地指标交易政策实施对城乡收入差距的影响及其作用机制。二是现有的实证研究多基于地方试点样本，样本量较小且代表性有限，所得结论的外部有效性和可推广性有待进一步提升。

2015年以来，中国在全国范围内推行城乡建设用地增减挂钩节余指标省域内交易政策（以下简称“建设用地指标交易政策”），允许贫困县城乡建设用地增减挂钩节余指标^①（以下简称“建设用地指标”）在省域范围内流转使用，为本文系统考察构建城乡统一建设用地市场能否有效缩小城乡收入差距提供了经验事实。相较于以往“折抵指标交易”“地票”“集地券”等地方特色性政策，建设用地指标交易政策由中央统一部署、具备外生性特征，能在一定程度上缓解政策内生性问题。同时，该交易政策在全国范围内广泛推广，覆盖超过1250个县域^②，提升了样本代表性和结论普适性。因此，这一制度安排，不仅为识别城乡统一建设用地市场构建与城乡收入差距的因果关系创造了有益条件，也为深入探究其作用机制提供了实证契机。

本文基于建设用地指标交易政策实施的经验事实，系统考察城乡统一建设用地市场构建对城乡收入差距的影响及作用机制，并进一步探讨其差异化效应。本文的边际贡献主要体现在两方面：一是，以土地要素市场化配置改革为切入点，基于公共选择理论，剖析建设用地指标交易政策实施通过优化城乡资源配置格局进而缩小城乡收入差距的作用机制，拓展了有关土地要素市场化配置改革分配效应的研究；二是，依托全国层面大样本证据，采用2010—2022年1646个县域的面板数据，构建多期双重差分模型进行实证检验，克服地方性试点研究的局限，更为全面地揭示建设用地指标交易政策实施的整体效应及其差异化影响，为政策完善提供有力的经验支持。

二、政策背景及理论分析

（一）政策背景

党的十八大以来，围绕打赢脱贫攻坚战这一目标，国家持续着力于放活土地要素，充分发挥国土资源超常规政策特别是城乡建设用地增减挂钩政策对扶贫开发的支持和促进作用。2015年，原国土资源部印发《关于下达2015年城乡建设用地增减挂钩指标的通知》，指出连片特困地区和其他国家扶贫开发工作重点县，以及纳入国家相关

^①指各县域在保障自身发展用地指标需求的前提下，依据城乡建设用地增减挂钩政策相关要求，通过对农村建设用地拆旧复垦安置后，产生的节余建设用地指标。

^②资料来源：《土地政策成为我国扶贫攻坚“利器”》，<https://politics.people.com.cn/n1/2017/1010/c1001-29577859.html>。

规划的生态移民搬迁地区，在优先保障本县发展用地的前提下，可将部分增减挂钩节余指标在省域范围内挂钩使用，首次明确贫困地区节余指标可在省域内跨县交易。2016年，原国土资源部印发《关于用好用活增减挂钩政策积极支持扶贫开发及易地扶贫搬迁工作的通知》，对增减挂钩节余指标省域内流转规则进行细化，为地方开展省域内建设用地指标交易提供了根本遵循和指引方向。2017年，建设用地指标交易政策支持力度进一步加大，原国土资源部印发《关于进一步运用增减挂钩政策支持脱贫攻坚的通知》，明确省级扶贫开发工作重点县可以将增减挂钩节余指标在省域范围内流转使用，将政策适用范围由原来的 832 个贫困县拓展到 1250 个贫困县^①。相较于前期“点对点”封闭流动的流转模式，现阶段建设用地指标可以在省域范围内流转使用，极大地激发了地方的积极性，为贫困地区尤其是县域农村提供了重要的资金支持。据统计，截至 2021 年，全国 22 个省份累计流转收益超过 2600 亿元^②。

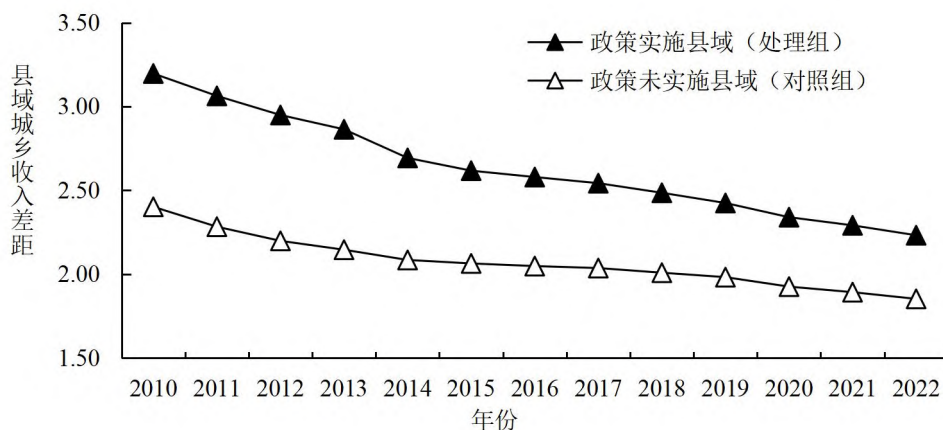


图1 政策实施县域与政策未实施县域的城乡收入差距变化趋势对比

注：图中样本包括政策实施县域 724 个、未实施县域 922 个。

图1展示了政策实施县域^③与政策未实施县域城乡收入差距的变化趋势，从中可以初步观察到建设用地指标交易政策实施的潜在影响。2010—2022年，两类县域城乡收入差距的变化趋势存在明显差异。在政策实施前（2010—2014年），政策实施县域与政策未实施县域的城乡收入差距水平总体保持平行，说明两组县域在政策出台前具备一定的可比性。然而，自2015年起，政策实施县域的城乡收入差距呈现明显加速缩小的趋势，相较之下，政策未实施县域城乡收入差距的下降速度相对缓慢。值得注意的是，2015年正是建设用地指标交易政策开始实施的时间节点。基于上述趋势特征，可

^①资料来源：《土地政策成为我国脱贫攻坚“利器”》，<https://politics.people.com.cn/n1/2017/1010/c1001-29577859.html>。

^②资料来源：《自然资源部助力脱贫攻坚成效综述》，https://zrzy.nmg.gov.cn/xwdt/mtbd/202105/t20210514_1485394.html。

^③即可将增减挂钩节余指标在省内跨县流出交易的县域。

以初步推断,建设用地指标交易政策实施可能对县域城乡收入差距的缩小产生了一定影响,为后续实证分析提供了基础支撑。

(二) 理论分析

建设用地指标交易政策实施的意义不仅在于扩大指标交易范围、提升土地级差收益、实现农民的土地财产权,更在于其背后所推动的城乡间资源配置格局转变。从理论上讲,作为一项旨在“放活资源”的政策,建设用地指标交易政策实施通过盘活农村沉睡的土地资源,促进城乡间土地要素自由流动,产生要素价格趋同效应,有助于打破城乡二元结构,推动农村产业发展,进而缩小城乡收入差距。然而,上述过程实现的必要条件是土地要素能完全自由流动。实践中,建设用地指标交易政策实施多由政府主导,这使得土地要素的流动虽具备形式上的自由,但实质上却依靠政府调节,土地市场缺乏市场机制的充分介入(姚树荣和龙婷玉,2016)。因此,建设用地指标交易政策实施对城乡收入差距的影响在很大程度上取决于地方政府在其中所扮演的角色。若地方政府出于自身发展需要,将建设用地指标交易政策实施作为从农村攫取土地资源、支持城市发展的工具,反而可能会扩大城乡收入差距。本文从政府视角出发,借助公共选择理论,在深入剖析地方政府行为逻辑的基础上,探讨建设用地指标交易政策实施影响城乡收入差距的理论逻辑。

根据公共选择理论,地方政府作为“理性经济人”,其核心行为逻辑是追求效用最大化。分税制改革以来,中国地方政府所追求的效用最大化主要体现为财政收入最大化(席鹏辉和梁若冰,2014)。在这种内在激励下,地方政府倾向于将财政资金投入高回报领域,如加强城市基础设施建设和促进工业化发展,而农村地区由于项目回报通常较低,常常得不到很多财政资金支持(贾俊雪和宁静,2015)。这种“重城市、轻农村”的财政投入偏向造成城乡要素配置失衡,导致城乡收入差距扩大。近年来,为缩小城乡收入差距、实现共同富裕,中央高度重视“三农”工作。实践中,中央通过加强“三农”考核激励等外部约束,推动地方政府将更多资源投向农村,修正地方政府以往“重城轻乡”的行为导向(樊鹏飞等,2022;龚斌磊等,2023),为缩小城乡收入差距奠定基础。可见,地方政府行为逻辑受其追求效用最大化的内在激励和中央施加的外部约束共同影响。

基于上述对地方政府行为逻辑的分析,建设用地指标交易政策实施为缓解城乡资源配置失衡、缩小城乡收入差距提供了现实路径。第一,可以提升农村闲置建设用地的再利用价值,为地方政府将财政资源投向农村提供激励。以安徽省为例,2016—2022年,该省建设用地指标的平均出让价格为38.17万元/亩^①。较高的市场回报预期推动地方政府加大对农村地区的整治投入与开发投入,进而推动指标流转规模扩大。2018年,安徽省共组织20批次建设用地指标交易,涉及10个区县,累计出让建设用地指

^①根据安徽省增减挂钩节余指标实际交易数据计算得出。

标 22319.63 亩，而这些区县在 2015 年申报的增减挂钩项目面积仅为 375.05 亩（谢贞发和李艳旭，2022）。同时，建设用地指标交易收益的流向也是该政策实施能否有效缩小城乡收入差距的关键。若地方政府在财政收入最大化的激励下，将收益更多地投向城市，反而可能会扩大城乡收入差距。对此，中央明确规定将建设用地指标收益全额缴入国库，严格实行“收支两条线”管理，并按规定统筹安排预算支出^①，从而保障这一交易收益流向农村。截至 2020 年，湖南省累计交易建设用地指标 11.9 万亩，获得收益 247 亿元，这些收益成为搬迁农民新居建设、农村基础设施建设和扶贫产业发展的资金来源^②。

第二，建设用地指标交易政策实施通过优化农村地区资源配置，推动农村产业发展。根据“木桶原理”，最缺乏的资源决定产出水平和其他要素的生产效率（钟甫宁，2021）。建设用地指标交易政策实施不仅通过拆旧复垦增加农用地供给，还通过整合零散地块，为农业规模经营创造条件；同时，指标交易收益用于改善农田水利、交通等基础设施，还能进一步释放农业生产潜力。然而，由于农业的弱质性以及城乡土地边际收益存在较大差异，若指标交易未能与农村产业多元化发展相协同，将不利于城乡收入差距缩小。现实中，土地、资金、人才等要素短缺是制约农村产业融合的主要瓶颈。土地要素作为连接城乡的重要纽带，能够有效带动资金、人才等要素向农村流动，促进农村产业融合（冯晓龙等，2025）。建设用地指标交易政策实施通过牵引优质资源（如资金、人才等）“逆向”流动到边际报酬较低的农村地区，进而优化农村地区资源配置，推动农村产业融合发展。中央亦明确要求必须留足农村非农产业发展所需建设用地^③，为农村产业融合发展提供空间保障。

然而，建设用地指标交易政策实施虽有助于缩小城乡收入差距，但其效果可能受省内建设用地指标稀缺程度制约，进而对城乡居民收入产生差异化影响。理论上，当省内建设用地指标稀缺时，地方政府可以通过出售建设用地指标快速回笼前期投入，并将收益用于农村基础设施建设等投资项目。即使在财政能力较弱的地区，政府也可以通过出售建设用地指标实现资金周转，在保证农村投资的同时避免过度压缩城镇投资。此时政策效果表现为帕累托改进，即在不损害城市居民收入的前提下，建设用地指标交易政策实施能够提升农村投资，改善农村居民的生产生活条件，提高农村居民收入，从而缩小城乡收入差距。当省内建设用地指标过剩且出售困难时，财政资金无

^①资料来源：《财政部关于城乡建设用地增减挂钩支持易地扶贫搬迁有关财政政策问题的通知》，https://zrzyt.hunan.gov.cn/zrzyt/xxgk/czxx/gfsf/202108/t20210802_20034171.html。

^②资料来源：《自然资源部助力脱贫攻坚成效综述》，https://zrzy.nmg.gov.cn/xwdt/mtbd/202105/t20210514_1485394.html。

^③资料来源：《关于用好用活增减挂钩政策积极支持扶贫开发及易地扶贫搬迁工作的通知》，<https://dnr.gxzf.gov.cn/zfxxgk/fdzdgknr/zcfg/sjzcwj/t16066595.shtml>。

法快速回笼，可能会挤出城镇投资。例如，山东省某市的“拆村”运动，导致地方政府积累巨额债务（贺雪峰，2019）。此时，即使财政能力较强的地区，也可能需要通过压缩城镇投资来弥补资金缺口。在这种情况下，建设用地指标交易政策实施的效果可能转变为收入转移，即城乡收入差距的缩小仅仅是由于财政资金的再分配，表现为资金从城市流向农村，并未通过城乡融合发展推动城乡收入差距缩小。

据此，本文提出如下研究假说。

H1：建设用地指标交易政策实施有助于缩小县域城乡收入差距。

H2：建设用地指标交易政策实施通过转变地方政府财政资金投向，提高农村产业发展水平，进而缩小县域城乡收入差距。

H3：建设用地指标交易政策实施缩小县域城乡收入差距的作用，受省内指标稀缺程度的影响。若省内指标稀缺，表现为帕累托改进；若省内指标过剩，则表现为收入转移。

图2展示了本文分析的理论机制。

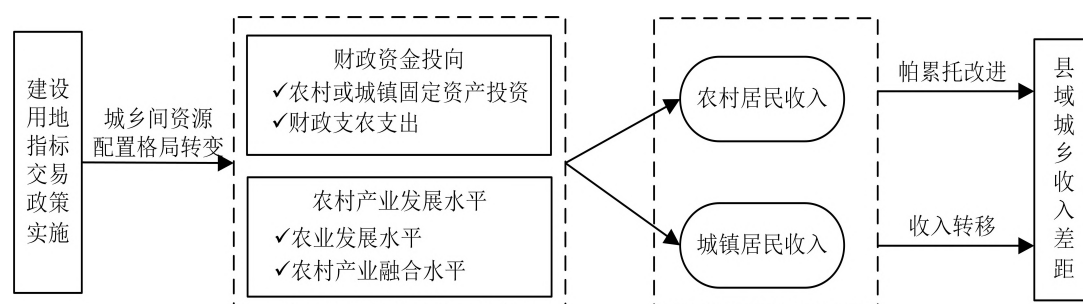


图2 建设用地指标交易政策实施影响县域城乡收入差距的机制

三、研究设计和数据来源

（一）识别策略

本文使用多期双重差分法作为主要识别策略，评估建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响。关于政策细节，有以下两点需要说明。

第一，政策实施时间。2015年10月，原国土资源部印发《关于下达2015年城乡建设用地增减挂钩指标的通知》，而地方政府实践多以2016年2月原国土资源部印发的《关于用好用活增减挂钩政策积极支持扶贫开发及易地扶贫搬迁工作的通知》为主要依据。所以，将2016年作为政策开始实施年份更为合理。2017年，原国土资源部印发《关于进一步运用增减挂钩政策支持脱贫攻坚的通知》，明确省级扶贫开发重点工作县可以将增减挂钩节余指标在省域范围内流转使用，但具体是否允许由各省（区、市）自行决定。因此，省级扶贫开发重点工作县的建设用地指标交易政策实施时点以各省市自行出台政策的时间为准。

第二,处理组和对照组的选取。如前所述,本文所关注的建设用地指标交易政策主要包括两个阶段。一是,2016年允许集中连片特困地区、国家级扶贫开发重点工作县和开展易地搬迁的贫困老区的增减挂钩节余指标在省域范围内流转使用;二是,2017年允许省级扶贫开发重点工作县的增减挂钩节余指标在省域范围内流转使用。因此,本文将上述县域作为处理组,其他县域作为对照组。此外,由于2018年国家开始允许“三区三州”及深度贫困县增减挂钩节余指标跨省域流转使用,这将导致2018年前后这部分县域所受到的政策强度不同,可能导致回归结果出现偏差。因此,本文在处理组中剔除了“三区三州”及深度贫困县的样本。

(二) 变量选取与数据来源

1.被解释变量。本文的被解释变量为县域城乡收入差距。参考陈钊和陆铭(2008)的做法,本文采用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的比值来衡量。同时,参考谢莉娟等(2021)的做法,本文进一步使用泰尔指数来衡量县域城乡收入差距,进行稳健性检验。其计算公式如下:

$$Theil_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} / \frac{Z_{ij,t}}{Z_{i,t}} \right) \quad (1)$$

(1)式中: $j=1,2$,分别代表城镇和农村; $I_{ij,t}$ 表示县域*i*在*t*年的城镇或农村居民总收入; $I_{i,t}$ 表示县域*i*在*t*年的居民总收入; $Z_{ij,t}$ 表示县域*i*在*t*年的城镇或农村人口数量; $Z_{i,t}$ 表示县域*i*在*t*年的总人口数。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为建设用地指标交易政策实施。具体而言,根据各省(区、市)公布的增减挂钩节余指标省内跨县域流转名单^①,若县域*i*在*t*年被纳入该名单,则将当年及之后取值为1,否则取值为0。

3.控制变量。为控制其他因素对县域城乡收入差距的潜在影响,本文参考林嵩等(2023)的研究,引入如下控制变量:经济发展水平、金融发展水平、第二产业发展水平、第三产业发展水平、教育水平、社会福利水平、消费水平、储蓄水平。

4.机制变量。本文的机制变量主要包括两大方面:一是反映县域财政资金投向变化的变量,包括城镇固定资产投资、农村固定资产投资、财政支农支出三个变量(龚斌磊等,2024)。二是反映县域农村产业发展水平和农村产业融合水平的变量。反映县域农村产业发展水平的变量包括设施农业用地面积、第一产业增加值、农业创业水平。对农村产业融合水平的度量主要参考方师乐等(2025)的研究,从农业产业链延伸和农业产业化联合体等方面构建综合评价体系,并使用主成分分析法计算得出。

5.数据来源。为考察建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响,本文整理了2010—2022年全国1646个县域的面板数据,共包含21398个观测值,其中

^①由于通常仅公布可跨县域流出增减挂钩节余指标的县域名单,所以本文研究重点为指标流出县域。

处理组 724 个、对照组 922 个。同时,为避免异常值对估计结果的干扰,本文对所有变量进行了 1% 的双缩尾处理,并对涉及价格的数据以 2000 年为基期进行平减处理。

其中,夜间灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局;财政支农支出数据来源于国泰安数据库;农林牧渔新注册企业数据来源于 EPS 微观数据库;农村产业融合水平数据来源于浙大卡特一企研中国涉农研究数据库;其余数据来源于 2011—2023 年的《中国县域统计年鉴》。

相关变量的定义及描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量性质	变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差
被解释变量	县域城乡收入差距	县域城镇居民人均可支配收入/县域农村居民人均可支配收入	2.305	0.621
核心解释变量	建设用地指标交易政策实施	是否被纳入省内跨县域流转名单:是=1,否=0	0.216	0.412
控制变量	经济发展水平	县域人均地区生产总值(元)	33100	25900
	金融发展水平	县域年末金融机构各项贷款余额/县域地区生产总值	0.699	0.424
	第二产业发展水平	县域第二产业增加值/县域地区生产总值	0.432	0.153
	第三产业发展水平	县域第三产业增加值/县域地区生产总值	0.388	0.115
	教育水平	县域普通中学在校学生数/县域总人口	0.052	0.017
	社会福利水平	县域社会福利收养性单位床位数量(张)	1709.319	1722.126
	消费水平	县域社会消费品零售总额/县域地区生产总值	0.342	0.176
	储蓄水平	居民储蓄存款余额(亿元)	120	135
机制变量	城镇固定资产投资	城镇固定资产投资完成额(亿元)	101	107
	农村固定资产投资	县域固定资产投资额-城镇固定资产投资额(亿元)	10.6	18.5
	财政支农支出	县支援农村生产支出+县农林水事务支出(亿元)	4.390	3.630
	设施农业用地面积	设施农业占地面积(公顷)	1674.658	347.174
	第一产业增加值	第一产业增加值(亿元)	21.8	18.6
	农业创业水平	县域农林牧渔业新注册企业数(个)	406.073	634.806
	农村产业融合水平	详见前文机制变量部分	3.860	1.520

注:在后续实证回归中,为避免回归系数过小,储蓄水平、城镇固定资产投资、农村固定资产投资、财政支农支出和第一产业增加值,先将单位统一换算为万元后再取对数;经济发展水平、社会福利水平和农业创业水平直接进行取对数处理。

(三) 模型设定

1. 基准回归模型。结合政策背景部分的讨论,本文参考 Beck et al. (2010) 的研究,将建设用地指标交易政策实施作为准自然实验,构建多期双重差分模型,以识别该交易政策实施对县域城乡收入差距的因果效应。模型如下:

$$GAP_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \delta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中: i 代表县域, t 代表年份; GAP_{it} 为被解释变量县域城乡收入差距; DID 为核心解释变量; X_{it} 为一系列控制变量; α 为常数项; β 为建设用地指标交易政策实施的估计参数; δ 为控制变量的待估参数; γ_i 为县域固定效应; λ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

2. 机制检验模型。基于前文的理论分析可知, 建设用地指标交易政策实施通过转变地方政府财政资金投资方向、提升农村产业发展水平, 进而对县域城乡收入差距产生影响。为此, 本文选取相关指标作为机制变量, 考察建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响机制。机制检验模型如下:

$$M_{it} = \alpha + \beta DID_{it} + \delta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中: M_{it} 表示相关机制变量。其他变量和 (1) 式保持一致。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表 2 展示了本文的基准回归结果。

表 2 建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距影响的基准回归结果

变量	被解释变量: 县域城乡收入差距							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
建设用地指标交易政策实施	0.167***	0.010	0.126***	0.009	-0.167***	0.006	-0.203***	0.033
经济发展水平			-0.386***	0.007	-0.202***	0.010	-0.044	0.033
金融发展水平			0.156***	0.010	-0.038***	0.010	-0.007	0.034
第二产业发展水平			0.696***	0.030	0.199***	0.026	0.112	0.085
第三产业发展水平			0.201***	0.040	-0.014	0.026	0.014	0.051
教育水平			0.827***	0.221	-0.270*	0.150	-1.366	0.901
社会福利水平			-0.085***	0.004	-0.024***	0.003	-0.006	0.007
消费水平			-0.148***	0.023	0.014	0.014	0.026	0.034
储蓄水平			-0.162***	0.006	-0.196***	0.009	0.075	0.060
控制变量	未控制		已控制		已控制		已控制	
县域固定效应	未控制		未控制		已控制		已控制	
年份固定效应	未控制		未控制		未控制		已控制	
观测值数	19338		18095		18071		18071	
调整后的 R ²	0.013		0.420		0.883		0.894	

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②标准误聚类到省级层面。③由于控制变量的加入以及部分变量存在缺失, 各列观测值数略有变化。下表同。

无论是否控制相关控制变量或固定效应，核心解释变量的系数均显著，表明建设用地指标交易政策实施能够显著缩小指标流出县域的城乡收入差距。因此，研究假说 H1 得以验证。

（二）稳健性检验

1.事前趋势检验。使用多期双重差分法进行因果识别，要求处理组和对照组的相关变量在政策实施前不存在显著差异。本文基于事件分析法做事前趋势检验并分析政策动态效应，即以建设用地指标交易政策实施前第 7 年为比较基准，构建政策实施前 7 年，实施当年、实施后 6 年的年份虚拟变量与政策虚拟变量交乘项，具体模型如下：

$$GAP_{it} = \alpha + \sum_{s=1}^7 \beta_{pre_s} DID_{pre_s} + \beta_{current} DID_{current} + \sum_{k=1}^6 \beta_{post_k} DID_{post_k} + \delta X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（4）式中： DID_{pre_s} 、 $DID_{current}$ 和 DID_{post_k} 分别代表建设用地指标交易政策实施之前 s 年、实施当年以及实施后 k 年的年份虚拟变量与政策虚拟变量的交乘项， β_{pre_s} 、 $\beta_{current}$ 和 β_{post_k} 为对应的系数，其他符号含义同（2）式。

表 3 的事前趋势检验结果显示，政策实施前建设用地指标交易政策实施变量回归系数均未通过显著性检验，未拒绝事前趋势平行假设。在建设用地指标交易政策实施后，回归系数开始显著且绝对值不断增加，表明建设用地指标交易政策实施对指标流出县域城乡收入差距的缩小具有持续作用。

表 3 事前趋势检验的回归结果

变量	县域城乡收入差距		变量	县域城乡收入差距	
	系数	标准误		系数	标准误
政策实施前第 6 年	0.081	0.053	政策实施后第 1 年	-0.170*	0.098
政策实施前第 5 年	0.072	0.067	政策实施后第 2 年	-0.191*	0.101
政策实施前第 4 年	0.025	0.073	政策实施后第 3 年	-0.209*	0.106
政策实施前第 3 年	-0.021	0.098	政策实施后第 4 年	-0.255**	0.097
政策实施前第 2 年	-0.052	0.101	政策实施后第 5 年	-0.323***	0.094
政策实施前第 1 年	-0.101	0.100	政策实施后第 6 年	-0.392***	0.089
政策实施当年	-0.144	0.097			
观测值数	18071		观测值数	18071	
调整后的 R ²	0.897		调整后的 R ²	0.897	

注：表中各回归均控制了年份固定效应、县域固定效应以及控制变量。下表同。

2.安慰剂检验。为检验建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响不是由其他随机因素导致，本文采用安慰剂检验对建设用地指标交易政策实施效果的偶然性加以识别。参考方师乐等（2024）的做法，本文构建建设用地指标交易政策实施时间和实施县域的双随机反事实框架作为安慰剂检验。安慰剂检验结果如图 3 所示，图中随机生成的虚拟政策回归系数集中分布在 0 值附近，这意味着遗漏变量对估计结

果的影响较小，本文的基准回归结果较为稳健。

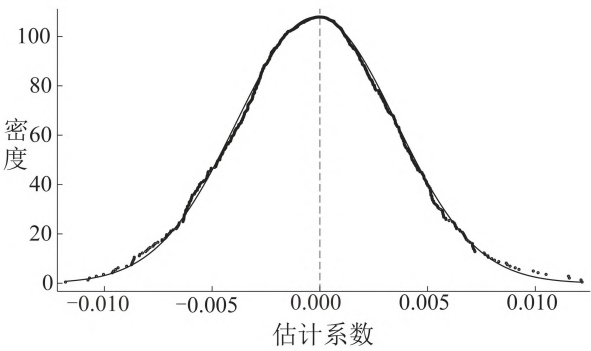


图3 安慰剂检验结果

3.PSM-DID 模型。由于建设用地指标交易政策实施的样本选择偏向贫困地区，可能存在选择偏误问题，进而对本文的回归结果造成影响。因此，本文进一步基于多期PSM-DID 模型进行稳健性检验。针对PSM 适用于截面数据而DID 适用于面板数据的问题，本文参考白俊红等（2022）的方法，依次使用面板数据转化法（截面匹配）和逐年匹配法进行倾向得分匹配。表4（1）列和（2）列的检验结果表明，建设用地指标交易政策实施变量的回归系数依然显著为负，说明本文基准回归结果具有稳健性。

表4 PSM-DID 模型及其他稳健性检验结果

变量	截面 PSM-DID	逐年 PSM-DID	替换被解释 变量	排除其他因素干扰		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
建设用地指标交易政策实施	-0.201*** (0.033)	-0.194*** (0.032)	-0.020*** (0.005)	-0.210*** (0.034)	-0.068** (0.028)	-0.135*** (0.028)
建设用地指标交易政策实施× 扶贫政策实施					-0.177*** (0.034)	
扶贫政策实施					-0.201** (0.081)	
建设用地指标交易政策实施× 电子商务示范县政策实施						-0.125*** (0.028)
电子商务示范县政策实施						-0.001 (0.012)
观测值数	18015	17758	9577	15734	18071	18071
调整后的 R ²	0.893	0.892	0.858	0.892	0.900	0.896

注：括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。下表同。

4.其他稳健性检验。一是替换被解释变量。参考谢莉娟等（2021）的研究，本文使用县域层面的泰尔指数来衡量县域城乡收入差距。表4（3）列的结果显示，建设用地指标交易政策实施变量的回归系数显著为负，表明本文的基准回归结果较为稳健。二是剔除直辖市、市辖区、自然资源部定点帮扶县、国家扶贫改革试验区和集体经营

“2×2DID 的分组类型”	权重	平均 DID 估计量
先处理组与后处理组	0.044	-0.146
后处理组与先处理组	0.037	0.041
处理组与从未处理组	0.919	-0.246

为进一步验证基准回归结果的稳健性，本文参考方师乐等（2024）的做法，使用组别一时期平均效应、插补估计量和堆叠回归估计量进行分析，结果（如表 6 所示）支持基准回归结论。

估计方法	县域城乡收入差距	
	系数	标准误
组别一时期平均处理效应	-0.090***	0.009
插补估计量	-0.201***	0.012
堆叠回归估计量	-0.210***	0.019

五是工具变量法。尽管省级通过直接规定名单设定指标流出县域，但名单中的县域未必会进行指标流出，这可能导致建设用地指标交易政策实施变量的测量误差，进而引发估计结果的偏误，产生内生性问题。为解决这一问题，本文采用县域夜间灯光亮度均值作为工具变量，并运用两阶段最小二乘法进行检验。夜间灯光亮度与经济发展水平显著相关，较低的夜间灯光亮度通常意味着较低的经济水平，从而提高县域进行建设用地指标交易的可能性，满足相关性要求。同时，夜间灯光亮度直接影响城乡收入差距的可能性较小，其主要通过影响指标流出县域的选择间接影响收入差距。因此，夜间灯光亮度作为工具变量符合外生性条件，能够有效解决内生性问题。

表 7（1）列展示了工具变量法第一阶段的回归结果。结果表明，工具变量与建设用地指标交易政策实施变量之间高度负相关，满足相关性要求。同时，CD-Wald F 统计量为 866.29，远大于 10%水平上的临界值 16.38，表明不存在弱工具变量问题。为了验证工具变量的外生性，本文借鉴刘勇政等（2019）的方法，构造安慰剂检验。选择建设用地指标交易政策实施前的样本（2010—2014 年），并将回归模型中的建设用地指标交易政策实施变量替换为夜间灯光亮度进行检验。若工具变量满足外生性条件（仅通过影响指标流出县域的选择间接影响被解释变量），则在政策尚未实施的年份，工具变量的回归系数应不显著。表 7（2）列的回归结果显示，工具变量的回归系数不显著，数据分析结果与工具变量外生性假设一致。

在验证工具变量有效性后，表 7（3）列展示了工具变量法的估计结果。结果表明建设用地指标交易政策实施显著缩小了指标流出县域的城乡收入差距，进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表 7 工具变量法有效性检验及估计结果

变量	相关性检验（第一阶段）		外生性检验		第二阶段	
	建设用地指标交易政策实施		县域城乡收入差距		县域城乡收入差距	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
夜间灯光亮度均值	-0.027***	0.004	0.011	0.007		
建设用地指标交易政策实施					-0.712***	0.157
CD-Wald F 统计量	866.29	{16.38}				
观测值数	17818		6295		17818	

注：大括号内的数值为 Stock-Yogo 弱工具变量识别检验在 10%的显著性水平上的临界值。

五、机制检验

上文验证了建设用地指标交易政策实施对缩小指标流出县域城乡收入差距的积极作用，并通过多项稳健性检验证实了基准回归结果的可信度。然而，对具体作用机制的经验支撑仍需探讨。

基于理论分析，本文进一步从地方政府财政资金投向与农村产业发展水平两个方面展开机制检验。表 8（1）～（3）列的回归结果表明，建设用地指标交易政策实施

显著增加了指标流出县域的农村固定资产投资和财政支农支出，其中，财政支农支出显著增加，但对城镇固定资产投资并无显著影响。这表明，地方政府在该政策的激励下，加大了对农村地区的资源配置。这一现象可以通过公共选择理论加以解释：建设用地指标交易政策实施提升了农村闲置建设用地的市场价值，为地方政府提供了新的财政资源，地方政府出于边际收益的考量，倾向于将资金投入农业和农村发展中，推动了城乡资源配置的均衡化。表 8（4）～（7）列的结果显示，建设用地指标交易政策实施显著提升了指标流出县域的农村产业发展水平。具体而言，建设用地指标交易政策实施使得设施农业面积、第一产业增加值、农业创业水平与农村产业融合水平显著增加。这一结果表明，建设用地指标交易政策实施通过激励指标流出县域将财政资金投向农村，有效提高了农村产业发展水平。其中，设施农业面积增长反映了农业生产方式向现代农业转型，第一产业增加值的提升验证了农业产出水平提升，农业创业水平的提高表明政策实施激发了县域农业创业的积极性，农村产业融合水平体现了农村产业的融合升级。这一结果契合舒尔茨的改造传统农业理论的核心逻辑，即农业现代化的核心在于增加资本投入，特别是用于提高土地生产率和完善基础设施的投资。建设用地指标交易政策实施通过提升指标流出县域农村闲置建设用地价值，激励地方政府向农村投资，以弥补农业基础设施和生产领域长期存在的投资不足，提高农村产业发展水平，缩小城乡收入差距。综上所述，研究假说 H2 得证。

表 8 建设用地指标交易政策实施对财政资金投向及农村产业发展水平的影响

变量	财政资金投向			农村产业发展水平			
	(1) 城镇固定 资产投资	(2) 农村固定 资产投资	(3) 财政支农 支出	(4) 设施农业 面积	(5) 第一产业 增加值	(6) 农业创业 水平	(7) 农村产业 融合水平
建设用地指标交易 政策实施	-0.037 (0.042)	0.659* (0.382)	0.242*** (0.036)	0.218*** (0.074)	0.071*** (0.022)	0.132*** (0.046)	0.124*** (0.029)
观测值数	11609	5642	3420	12264	19671	19434	9206
调整后的 R ²	0.909	0.535	0.867	0.746	0.973	0.736	0.885

六、进一步分析

（一）交易政策实施对城乡居民收入影响差异及原因探析

本文继续考察建设用地指标交易政策实施对城乡居民收入的差异化影响。若建设用地指标交易政策实施在增加县域农村居民收入的同时不对城镇居民收入产生负面影响，则可视为实现帕累托改进；反之，若城乡收入差距的缩小仅通过资源从城市流向农村来实现，则这一过程并不“健康”。理论上，建设用地指标交易政策实施通过促进指标流出县域的农村闲置集体建设用地的复垦并形成可交易建设用地指标，盘活农村闲置资源、推动农业农村现代化，进而增加农村居民收入。同时，地方政府通过建设用地指标交易所获得的财政资金，可以缓解县域财政压力并支持城市公共服务，从

而对城乡居民收入产生双重正面效应。然而,表9(1)列和(2)列回归结果显示,建设用地指标交易政策实施并未完全达到理论预期。建设用地指标交易政策实施对农村居民收入的回归系数为0.040(显著为正),对城镇居民收入的回归系数为-0.018(显著为负)。这表明,建设用地指标交易政策实施虽然促进了农村居民增收,但导致城镇居民收入下降,即城乡收入差距缩小主要通过“城镇居民收入向农村转移”的路径实现,呈现收入转移效应。

表9 建设用地指标交易政策实施对城乡居民收入的差异化影响及其原因

变量	总样本		省内指标稀缺		省内指标过剩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇居民收入	农村居民收入	城镇居民收入	农村居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
建设用地指标交易政策实施	-0.018** (0.008)	0.040*** (0.014)	0.035 (0.019)	0.062* (0.031)	-0.028*** (0.006)	0.034** (0.013)
观测值数	17739	19506	5379	6479	12279	12973
调整后的 R ²	0.958	0.969	0.972	0.974	0.944	0.961

根据理论分析,这一现象可能并非政策设计本身造成的,而是与地方政府的资源分配行为和执行环境相关。公共选择理论认为,地方政府作为“理性经济人”,在有限资源约束下倾向于将资金投向收益较高的领域。对政策实施县域而言,建设用地指标交易政策实施后,地方政府可能会优先选择通过拆旧复垦快速获取建设用地指标交易收益,从而将更多资金投入农村发展,由此可能会挤占城市基础设施和公共服务等投入,进而导致城镇居民收入下降。根据前文的理论分析,这种“挤出效应”的产生与省内指标稀缺程度密切相关。陆铭等(2015)指出,中央政府自2003年起将建设用地指标向中西部地区倾斜,造成东部地区指标稀缺而中西部地区指标过剩。因此,本文依据国家统计局的地区划分标准进行分类,将东部省份作为省内指标稀缺地区,将中西部省份视为省内指标过剩地区,进行分组回归。表9(3)~(6)列的回归结果显示,当省内指标稀缺时,建设用地指标交易政策实施在增加指标流出县域农村居民收入的同时未显著影响城镇居民收入,表现为帕累托改进。当省内指标过剩时,建设用地指标交易政策实施使得指标流出县域的农村居民收入增加,城镇居民收入减少,城乡收入差距缩小表现为收入转移。

前文已证实,建设用地指标交易政策实施对城乡居民收入的影响因省内指标稀缺程度不同而有所差异,但这一差异化影响是否受地方政府财政能力约束仍需检验。因此,本文基于表9,依据地方政府财政能力强弱^①进行分组回归,进而验证地方政府财政能力的作用。表10(1)~(8)列的回归结果显示,当县域财政能力较强时,即便在省内指标过剩地区,城镇居民收入下降2.30%,相当于减少约386.74元,农村居民

^①县域财政能力=ln(一般公共预算支出/地区生产总值),本文将财政能力高于中位数的县域划分为财政能力较强地区,低于中位数的县域划分为财政能力较弱地区。

收入上升 4.70%，约增加 341.52 元，城乡收入转移相对平衡^①。而在财政能力较弱的县域，城镇居民收入下降 2.50%（约 427.57 元），农村居民收入仅上升 4.00%（约 300.10 元），城乡收入转移伴随较大的经济损失^②。这表明，地方财政能力不足可能加剧资源的挤出效应，使建设用地指标交易政策实施效果偏离帕累托改进目标。综上所述，研究假说 H3 得证。

表 10 建设用地指标交易政策实施对城乡居民收入的影响：指标稀缺程度和财政能力强弱

变量	省内指标稀缺				省内指标过剩			
	财政能力较强		财政能力较弱		财政能力较强		财政能力较弱	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
建设用地指标交易政策实施	0.040*	0.071**	0.028	0.072***	-0.023***	0.047**	-0.025***	0.040**
	(0.021)	(0.024)	(0.020)	(0.019)	(0.007)	(0.017)	(0.008)	(0.017)
观测值数	3349	3349	1895	1895	8822	8822	9659	9659
调整后的 R ²	0.978	0.981	0.968	0.976	0.946	0.959	0.941	0.955

（二）不同指标出让方式及自然地理条件下的异质性分析

1. 基于指标出让方式的异质性分析。不同的出让方式反映了地方政府对指标配置的制度性安排和市场化程度，可能影响建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的作用。本文依据各省相关政策文件，将出让方式划分为协议、挂牌（拍卖）两类，表 11 的回归结果显示，无论采用何种方式，建设用地指标交易政策实施均能显著缩小指标流出县域的城乡收入差距。其中，协议出让方式下核心解释变量的回归系数绝对值（0.208）大于挂牌（拍卖）出让方式（0.186）。这表明，建设用地指标交易政策实施在实际运行中仍需坚持以政府为主导，应优先采取协议出让方式，以充分发挥其在财政再分配中的制度优势。

表 11 出让方式及自然地理条件异质性下建设用地指标交易政策实施的影响

变量	指标出让方式		自然地理条件	
	协议	挂牌（拍卖）	山区丘陵县	平原县
建设用地指标交易政策实施	-0.208***	-0.186***	-0.231***	-0.093***
	(0.057)	(0.043)	(0.039)	(0.026)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	8119	6261	11880	6191
调整后的 R ²	0.876	0.926	0.899	0.855

^① $e^{9.730} \times 0.023 \approx 386.74$ （元）； $e^{8.891} \times 0.047 \approx 341.52$ （元）。其中，9.730、8.891 分别是财政能力较强地区城乡居民收入对数值的中位数。

^② $e^{9.747} \times 0.025 \approx 427.57$ （元）； $e^{8.923} \times 0.040 \approx 300.10$ （元）。其中，9.7474、8.9232 分别是财政能力较弱地区城乡居民收入对数值的中位数。

2.基于自然地理条件的异质性分析。自然地理条件决定了土地整治的技术难度、成本结构与项目实施能力,进而影响建设用地指标交易政策实施的运行效果。因此,本文将样本划分为山区丘陵县和平原县进行回归^①。表11的结果显示,建设用地指标交易政策实施对山区丘陵县的城乡收入差距的回归系数的绝对值(0.231)大于平原县(0.093),且均在1%的水平上显著为负。表明建设用地指标交易政策实施在自然禀赋不利、资源稀缺的区域具备更高的边际激励效应,表现出更强的再分配能力。

(三) 建设用地指标交易政策实施对指标流入县域城乡收入差距的影响

前文的实证分析主要聚焦于指标流出县域,揭示了建设用地指标交易政策实施对其城乡收入差距的影响。作为指标交易的另一端,建设用地指标交易政策实施对指标流入县域^②城乡收入差距的影响,同样值得探讨。由于样本所限,本部分采用t检验方法,检验建设用地指标交易政策实施对指标流入县域城乡收入差距的影响。表12的检验结果表明,在建设用地指标交易政策实施前,指标流入县域与未流入县域之间的城乡收入差距差异为0.064且在1%的水平上显著,这表明上述两类县域的城乡收入差距在政策实施前存在显著差异。而在建设用地指标交易政策实施后,上述两类地区的差异明显缩小(0.000),且不再具有统计学意义。这在一定程度上表明,建设用地指标交易政策实施缩小了指标流入县域的城乡收入差距。

表12 政策实施前后指标流入县域与未流入县域城乡收入差距的差异比较

变量	政策实施前(2010—2015年)			政策实施后(2016—2022年)		
	流入县域	未流入县域	差异	流入县域	未流入县域	差异
城乡收入差距	2.255	2.191	0.064*** (0.019)	1.985	1.985	0.000 (0.012)

注:“差异”列表示的是指标流入县域相较于未流入指标县域的城乡收入差距差异。

七、结论与政策启示

本文在共同富裕视域下,采用多期双重差分模型评估了建设用地指标交易政策实施对县域城乡收入差距的影响。研究发现:第一,建设用地指标交易政策实施有助于缩小指标流出县域的城乡收入差距,且这一结论经过一系列稳健性检验后依然成立。第二,从作用机制来看,建设用地指标交易政策实施通过转变地方政府财政资金投向、提升农村产业发展水平,进而缩小县域城乡收入差距。第三,建设用地指标交易政策实施对缩小城乡收入差距的作用,因省内指标稀缺程度不同而有所差异。当省内指标稀缺时,建设用地指标交易政策实施缩小县域城乡收入差距的作用体现为帕累托改进;

^①资料来源:《农业农村部农机化司关于组织开展丘陵山区县农业机械化基础情况摸底调查工作的通知》, https://njhs.moa.gov.cn/tzggjzjd/201907/t20190701_6320026.htm。

^②本文依据各省自然资源厅官网发布的实际交易数据,将实际流入建设用地指标的县域界定为指标流入县域。

当省内指标过剩时,其作用则表现为收入转移。同时,建设用地指标交易政策实施缩小县域城乡收入差距的作用,在采取协议方式出让建设用地指标的县及山区丘陵县更强,且对指标流入县域的城乡收入差距产生了积极影响。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,深化土地要素市场化配置改革,完善建设用地指标交易机制,充分释放土地要素对共同富裕的促进作用。建设用地指标交易政策实施有助于缩小县域城乡收入差距,促进农村地区共享发展成果。为进一步增强其政策效能,各级政府应从以下两方面着力完善土地要素市场化配置改革的制度设计。一方面,简化建设用地指标交易的审批流程,建立更透明、高效的交易平台,降低交易成本;另一方面,引入更多市场化参与者,扩大市场竞争,确保土地资源在更大范围内实现优化配置。

第二,借助建设用地指标交易政策推动城乡资源均衡配置与农村产业发展。一方面,通过运用指标交易资金加快农业基础设施建设,推进全域土地综合整治,培育现代农业产业体系,提高农业劳动生产率,推动农村经济向高效能、高附加值方向转型。另一方面,应将更多的建设用地指标优先用于支持农村产业发展,探索在规划范围内农用地有序转换为建设用地的实现路径,为乡村多元功能集成与产业嵌入提供制度保障。这不仅有助于增强农村自身“造血”功能,也有望通过提升集体资产收益、拓宽本地就业渠道等机制,切实提高农村居民收入,从而推动城乡收入差距的实质性缩小。

第三,根据地区资源禀赋差异,因地制宜优化建设用地指标交易策略。一方面,对于省内指标过剩地区,建议设立政府专项资金,通过“统购统销”机制支持节余指标消化,定期发布省内指标供需情况,引导地方政府合理规划节余指标生产规模,避免指标流出县域因盲目扩大指标而造成财政压力。另一方面,对于指标稀缺地区,应加大建设用地指标交易市场化改革力度,提升配置效率。可通过完善价格形成机制、健全市场准入规则和指标使用制度,推动建设用地指标向边际收益更高、发展潜力更强的地区流动。此外,鼓励在财政承压地区采用协议出让等调控弹性更强的方式,以增强地方政府对建设用地指标交易价格和收益分配的掌控力,保障农村和弱势群体权益,增强“以城补乡”的再分配功能。在丘陵山区县,应引导其将建设用地指标交易收益重点用于特色农业、生态旅游等产业发展,推动产业融合与农民增收。

第四,健全建设用地指标交易收益分配机制,构建规范高效的资金管理体系。一方面,建立专项资金管理机制,统一归集和统筹使用交易收益。明确将建设用地指标交易收益专项用于农村基础设施建设、基本公共服务供给等重点领域,推动农村可持续发展。同时,通过制定支出项目清单,将资金“专款专用”于农村,强化绩效评估机制,切实提升资金配置效率和使用效益。另一方面,构建全过程监管体系,确保资金运行的规范性和透明度。同时,完善相关法律法规,明确资金使用范围、权限与投向顺序,推动管理制度法治化、标准化,为建设用地指标交易收益的规范管理与高效配置提供制度支撑,助力乡村振兴战略的有效实施。

第五,进一步探索跨省域的建设用地指标交易机制,加快构建全国统一土地要素市场。进一步完善建设用地指标跨省域交易试点,突破省域内指标供需不平衡的限制,将指标供过于求的中西部地区与供不应求的东部地区连接起来,在更大空间范围内提高土地资源配置效率。同时,跨省域交易应注重设计公平合理的收益分配机制,确保交易收益既能用于支持中西部地区经济发展,又能为东部地区提供更高效率的土地资源保障,从而实现全国范围内城乡融合发展和共同富裕目标。

参考文献

- 1.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期,第61-78页。
- 2.陈钊、陆铭,2008:《从分割到融合:城乡经济增长与社会和谐的政治经济学》,《经济研究》第1期,第21-32页。
- 3.董新辉,2019:《新中国70年宅基地使用权流转:制度变迁、现实困境、改革方向》,《中国农村经济》第6期,第2-27页。
- 4.樊鹏飞、苏敏、刘洋、冯淑怡,2022:《面向农业现代化的公共政策选择——以农业经营方式转型为例》,《中国农村观察》第5期,第2-20页。
- 5.方师乐、韩诗卉、徐欣南,2024:《电商发展与农村共同富裕》,《数量经济技术经济研究》第2期,第89-108页。
- 6.方师乐、黄祖辉、徐欣南,2025:《城乡要素流动与县域农村产业融合——进城务工人员返乡创业的视角》,《浙江社会科学》第5期,第16-32页。
- 7.冯晓龙、周晓时、司伟,2025:《统筹城乡融合发展的重点任务、现实挑战与推进路径——〈中国农村经济〉〈中国农村观察〉第八届“三农论坛”会议综述》,《中国农村经济》第1期,第175-183页。
- 8.龚斌磊、张启正、袁菱苒、马光荣,2023:《财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例》,《管理世界》第7期,第30-46页。
- 9.龚斌磊、张启正、袁菱苒、余泳泽,2024:《撤县设市、产业基础与县域农业发展》,《管理世界》第7期,第139-157页。
- 10.顾汉龙、冯淑怡、曲福田,2014:《重庆市两类城乡建设用地增减挂钩模式的比较》,《中国土地科学》第9期,第11-16页。
- 11.顾昕、柳鲲鹏、沈宇辉、龚斌磊,2024:《政府绩效考核体系转型与城乡协调发展》,《经济研究》第5期,第170-189页。
- 12.贺雪峰,2019:《城乡建设用地增减挂钩政策的逻辑与谬误》,《学术月刊》第1期,第96-104页。
- 13.贺雪峰,2022:《如何理解现阶段中国城乡差距——兼与叶兴庆、李实商榷》,《社会科学》第6期,第137-145页。
- 14.贾俊雪、宁静,2015:《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》,《管理世界》第1期,第7-17页。

- 15.李小帆,2023:《人地匹配视角下我国住宅用地供给的空间效率分析——兼论用地指标跨区域交易的作用》,《经济学(季刊)》第5期,第1973-1990页。
- 16.林嵩、谷承应、斯晓夫、严雨姗,2023:《县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究》,《经济研究》第3期,第40-58页。
- 17.刘守英、熊雪锋、章永辉、郭贯成,2022:《土地制度与中国发展模式》,《中国工业经济》第1期,第34-53页。
- 18.陆铭、李鹏飞,2022:《在构建统一大市场中实现共同富裕》,《社会科学辑刊》第6期,第109-118页。
- 19.陆铭、张航、梁文泉,2015:《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》第5期,第59-83页。
- 20.米旭明、代单,2020:《农村集体建设用地流转与产业结构调整——基于地票制度的自然实验研究》,《经济学动态》第3期,第86-102页。
- 21.汪晖、陶然,2009:《论土地发展权转移与交易的“浙江模式”——制度起源、操作模式及其重要含义》,《管理世界》第8期,第39-52页。
- 22.吴雨恒、覃莉、姚树荣、路乾、杨帆,2024:《土地要素空间配置对县域经济增长的影响:基于县域内城乡建设用地增减挂钩的政策分析》,《中央财经大学学报》第9期,第3-19页。
- 23.席鹏辉、梁若冰,2014:《省以下财政分权、地方政府行为与非税收入——来自闽、浙、赣三省的实证证据》,《山西财经大学学报》第7期,第15-24页。
- 24.谢莉娟、万长松、武子歆,2021:《流通业发展对城乡收入差距的影响——基于公有制经济调节效应的分析》,《中国农村经济》第6期,第111-127页。
- 25.谢贞发、李艳旭,2022:《中国特色土地增减挂钩政策:演进、特征与改革展望》,《财政科学》第12期,第10-28页。
- 26.姚树荣、龙婷玉,2016:《基于精准扶贫的城乡建设用地增减挂钩政策创新》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第11期,第124-129页。
- 27.张建平、葛扬,2021:《土地配置扭曲与城乡收入差距——基于城镇化不平衡发展的视角》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期,第172-181页。
- 28.张莉、黄伟,2022:《土地要素空间配置对区域经济发展的影响:基于建设用地指标跨省域调剂政策的分析》,《中央财经大学学报》第11期,第115-128页。
- 29.张露、罗必良,2024:《推进城乡共同富裕:分配性努力抑或生产性努力》,《学术研究》第8期,第101-111页。
- 30.钟甫宁,2021:《中国农村脱贫历史性成就的经济学解释》,《农业经济问题》第5期,第4-11页。
- 31.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 32.Goodman-Bacon, A., 2021, "The Long-Run Effects of Childhood Insurance Coverage: Medicaid Implementation, Adult Health, and Labor Market Outcomes", *American Economic Review*, 111(8): 2550-2593.
- 33.Wang, B., F. Li, S. Feng, and T. Shen, 2020, "Transfer of Development Rights, Farmland Preservation, and Economic Growth: A Case Study of Chongqing's Land Quotas Trading Program", *Land Use Policy*, Vol.95, 104611.

The Common Prosperity Effects of the Construction Land Quota Trading Policy: A Perspective of the Urban-Rural Income Gap in County Regions

ZHU Yulong¹ FENG Shuyi² WANG Bo² FAN Pengfei¹

(1. School of Public Administration, Nanjing Agricultural University;

2. China Resources & Environment and Development Academy, Nanjing Agricultural University)

Summary: As a key component of China's market-oriented land allocation reform, the construction land quota trading policy plays an important role in advancing common prosperity. In this policy context, systematically assessing its income redistribution effects and transmission mechanisms provides empirical support for policy refinement and practical guidance for improving land allocation efficiency and narrowing the urban-rural income gap.

This paper, from the perspective of common prosperity, uses the public choice theory to systematically analyze the impact of the construction land quota trading policy on the urban-rural income gap in county regions. It employs panel data from 1646 counties nationwide from 2010 to 2022 and constructs a multi-period difference-in-differences (DID) model for empirical testing. This paper finds that the implementation of the construction land quota trading policy significantly reduces the urban-rural income gap in counties with quota outflows. Mechanism analysis reveals that the policy incentivizes these counties to increase rural investments, manifested chiefly in substantial growth in rural fixed asset investments and fiscal support for agriculture. These investments enhance rural industrial development, increase rural residents' income, and consequently narrow the urban-rural income gap in county regions. Further analysis indicates that when construction land quotas are scarce within a province, the policy effect is characterized by Pareto improvement, while in provinces with excess quotas, the reduction in the urban-rural income gap primarily occurs through income transfer effects. Additionally, the effects are more pronounced in counties adopting agreement acquisition methods and those in hilly areas. It is recommended to further promote and refine the construction land quota trading policy, fully leveraging the support and facilitation role of market-oriented land allocation reform in promoting common prosperity.

The marginal contributions of the paper are highlighted in two aspects. First, based on the public choice theory, it analyzes the construction land quota trading policy from the perspective of market-oriented land allocation reform. It dissects the specific mechanisms through which the policy fosters a shift in urban-rural resource allocation patterns, thus narrowing the urban-rural income gap, broadening the scope of common prosperity research. Second, it utilizes large sample data at the national level, employing panel data from 1646 counties from 2010 to 2022, and constructs a multi-period DID model for empirical testing, overcoming the limitations of local pilot studies, and more comprehensively revealing the overall effects and differentiated impacts of the policy implementation, providing robust empirical support for policy improvement.

Keywords: Common Prosperity; Construction Land Quota Trading; Urban-Rural Income Gap; Market-Oriented Land Allocation Reform

JEL Classification: R11; R58; O18

(责任编辑: 尚友芳)