

农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距

罗明忠,魏滨辉

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘要: 基于2010—2019年全国1486个县域的面板数据,以农村集体产权制度改革试点这一外生政策为准自然实验,采用多时点双重差分模型考察农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的影响。结果表明,农村集体产权制度改革在提高农村居民收入水平的同时,对县域城乡收入差距也具有显著的收敛作用;在考虑模型适用性、遗漏变量、样本自选择等问题后,基于PSM-DID模型等多种方法的稳健性检验均支持上述结论;农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的收敛效应在东部、融资环境较好以及财力水平较高的县域更为明显;机制分析发现,推动农村经济增长与加快城镇化进程,是农村集体产权制度改革缩小县域城乡收入差距的重要作用渠道。

关键词: 农村集体经济;农村集体产权制度;城乡收入差距;县域

中图分类号: F321.32

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2022)06-0078-13

一、引言

促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村,关键在增加农民收入,缩小以收入差距为核心的发展差距。随着收入分配格局优化和乡村振兴战略实施,尽管城乡居民可支配收入比有所缩小,但仍处于不平衡状态,绝对差距较大^[1],与实现共同富裕的要求仍存在较大差距。缩小城乡居民收入差距的核心在于保证农村居民自身收入水平有效提升。事实上,农民的劳动收入(含经营性收入和工资性收入)通常会受到个人能力的约束,财产性收入则取决于个人财富的积累。当前,农民经营性收入和工资性收入增长速度持续减缓,增长潜力趋于耗尽^[2],再加上国际经济形势恶化和经济下行压力持续增大,仅靠农民个人财富的积累难以改变城乡收入差距持续保持在高位的现状,农民增收迫切需要新的动力。2021年,中国农村居民财产性收入占总收入比重仅为2.48%,增长的潜力和空间较大,可见,要推动农民自身收入增长,进而缩小城乡收入差距,实现全体人民的共同富裕,其核心在于通过深化改革让农民享有长期的财产性收入。值得注意的是,中国农村实行集体所有制,除了个人资产外,农民还能以集体成员身份拥有集体资产。体量巨大的农村集体资产如果能得到良性运作,就可以发挥组织优势,提升农民的组织化程度,并通过股金分红等方式使农民拥有持续稳定的财产性收入,缓解农民因个人能力和财富积累差异导致的收入不平等^[3-4]。从本质上看,发展农村集体经济,是在中国国情语境下解决农民与市民间收入差异的特殊表达;而促进共同富裕的实现,则是新时期中国发展农村集体经济的重要逻辑起点和核心目标之一,二者之间有着紧密的内在联系^[5-6]。

农村集体经济的发展和壮大需以集体产权为核心和基础,产权发展将影响权利主体的行为,

收稿日期:2022-07-03

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2022.06.008

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72173047);广东省哲学社会科学规划项目(GD22TW06-10)

作者简介:罗明忠(1969—),男,江西永新人,华南农业大学经济管理学院教授,主要研究方向为农村经济与劳动经济研究。E-mail:649636194@qq.com

进而决定集体经济的效率表现^[7]。作为中国特有的产权形式,农村集体产权促使集体经济在弥补政府失灵与市场失灵、提供公共物品等方面发挥自身独特的优势^[8-9],但是这种特殊的制度安排存在产权模糊不清的问题,严重的还会导致权力寻租和集体资产流失^[10-12]。究其原因,公共资产的市场化尽管能让所有成员共享发展收益,但私人成本与社会收益、私人收益与社会成本的不对称将导致机会主义行为,尤其是内部能人的控制问题^[13]。因此,进一步发展壮大农村集体经济,关键在于形成委托代理前提下的激励-约束机制,以及剩余控制权与剩余索取权的有效分配,完善农村集体产权权能和农民对集体资产股份的各项权能。从2015年开始,在总结既往试点经验基础上,农业农村部先后组织开展了四批农村集体经营性资产产权制度改革试点,并于2020年在全国范围内全面推开。在此期间,各地因地制宜地探索出不同类型的集体经济实现形式,形成各具特色的改革模式与经验。

毋庸置疑,自农村集体产权制度改革启动以来,农村集体经济的实现形式和经营质量都得到空前发展。据农业农村部相关资料显示,截至2020年底,全国农村集体账面资产超过7.7万亿元。与此同时,对于农村集体产权制度改革能否促进农民共同富裕,备受学界关注;但相关研究以定性分析和理论解读为主,缺乏定量研究和对政策的整体性把握。少数学者利用微观调研数据,对农村集体产权制度改革的效果进行评价,但对于该政策的实际效果尚有争议。例如,孔祥智和赵昶^[14]基于全国部分省份的调研数据指出,农村集体产权制度改革在推动农业高质量发展的基础上,拓宽农民收入渠道,提高农民收入水平。但黄季焜等^[15]在对全国156个村进行调研后发现,农村集体资产增值潜力不高,产权制度改革对农民增收的影响程度有限。同样地,江帆等^[16]的研究也表明,中国农村集体产权制度改革对农民财产性收入的贡献不如预期明显。除此之外,丁忠兵和苑鹏^[17]基于全国省级层面的数据分析发现,农村集体经济发展对增加农民收入和缩小城乡收入差距有超过1%的直接贡献,且贡献度呈增长态势,但省级面板数据由于粒度太大和变异度小,很难区分是地区间还是地区内部的城乡收入差距变化,研究结论的可信性和普适性将大打折扣。

本文利用2010—2019年县域面板数据,采用多时点双重差分法,识别农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的影响,并就该政策对城乡收入差距的作用机制进行检验。与已有研究相比,本文的边际贡献有三:第一,本文将中国自2015年以来逐年推行的农村集体产权制度改革试点作为一项准自然实验,从缩小县域城乡收入差距视角,分析农村集体产权制度改革政策的实施绩效,有助于丰富已有支农政策效果评价的相关文献。第二,本文基于2010—2019年1486个县域的平衡面板数据,构造多时点双重差分模型,就农村集体产权制度改革与县域城乡收入差距二者关系进行因果效应推断,且通过安慰剂检验、反事实检验、更换被解释变量和PSM-DID模型等多种方法进行稳健性检验,增强实证结果的可靠性。第三,本文从农村经济增长和城镇化发展的角度,识别农村集体产权制度改革政策效应的作用机制,为加快城乡融合发展和实现农村共同富裕提供有益的政策参考。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

改革开放初始,家庭联产承包责任制的实施在一定程度上弱化了集体统一经营,在此背景下,为适应市场经济的大环境要求,获得更大的生存和发展空间,中国各地对不同形式的农村集体经济实现模式进行新的探索。伴随着改革开放不断深入,市场经济快速发展和人民生活水平不断提高,家庭经营对农民激励不足的问题逐渐显现。因此,要想实现乡村全面振兴,迫切需要农村集体经济的高质量发展^[18]。2008年土地确权颁证的提出,标志着农村集体产权制度改革进入创新土

地利用方式的新时期,此后,相关政策逐渐由土地产权向其他类型资产产权过渡。尤其是在经济发达地区,农村集体资产规模增长迅速,集体经济组织成员流动日趋频繁,为后来的农村集体产权制度改革相关政策的制定积累宝贵的经验和教训。

2014年10月,中央全面深化改革委员会提出推动农村集体产权股份合作制改革。按照试点先行、有序推进的原则,中国先后组织开展了四批农村集体经营性资产股份合作制改革试点,具体包括,2015年5月,农业部等部门首次在29个省的29个县(市、区)开展农村集体资产股份权能改革试点,探索对农民的赋权机制。其后,分别于2017年将试点扩大到30个省共100个县(市、区);2018年更是在吉林、江苏、山东3省全省开展试点,50个地级市开展整市试点,150个县级行政单位开展整县试点;2019年将试点进一步扩展到天津等12个省份、山西省运城市等39个地市、内蒙古自治区托克托县等163个县(市、区);2020年3月,农村集体产权制度改革政策的覆盖范围扩大至全国,全部试点任务于2021年10月底前基本完成,农村集体经济发展规模稳步扩大。

据农业农村部相关资料显示,截至2020年底,全国村级集体经济组织数量为53.99万个,相较于2015年,数量虽有所减少,但发展质量显著提升。2020年集体经营性收入超过10万元的村级组织数量相较于2015年翻一倍以上,没有集体经营性收益的村级组织数量减少超过60%,同时,近五年集体组织分红超过4000亿元。可见,随着农村集体产权制度改革的不断深化,农村集体经济组织的发展形式不断创新,农民的财产性收入水平也明显提高。

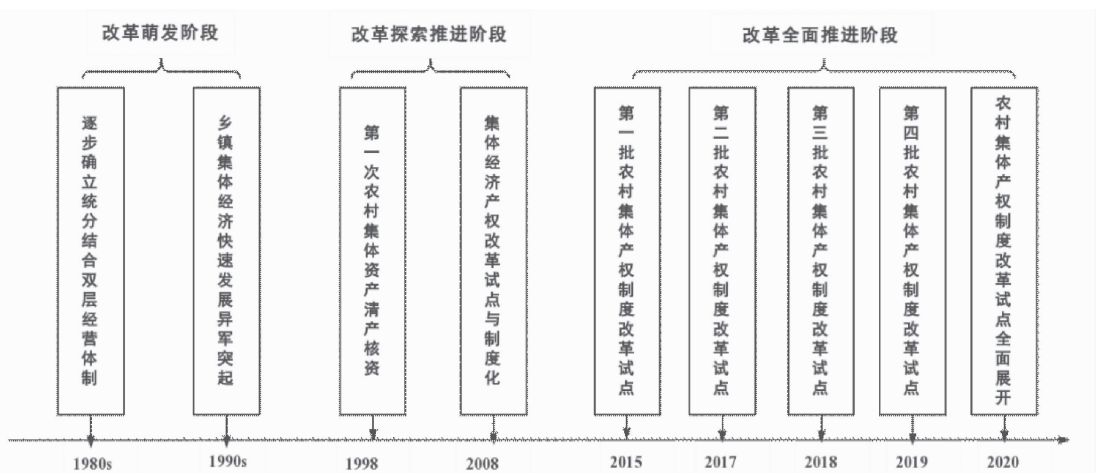


图1 农村集体产权制度的改革轨迹

(二) 理论分析

产权明晰是市场有效的前提。中国农村集体资产存量巨大,但在很长的一段时间内,由于集体产权没有被清晰界定,农村集体资产一直处于流失或被侵占的风险中,物质资本的财产性功能无法得到有效发挥^[19-20]。庆幸的是,农村集体产权制度改革为改变这一现状营造了良好的政策环境^[21],并且伴随改革的不断深化,农村集体经济组织创新实现形式和运营机制得到不断优化,在提高集体成员收入水平、缩小城乡收入差距和促进农业农村发展中发挥着越来越大的作用^[22-23]。

农村集体产权制度改革从以下三个方面增加农民收入并缩小城乡收入差距。其一,配置效应。农村集体产权制度改革将集体资产折股量化到户,赋予农民更充分的财产权,并建立起规范的产权制度和运营机制,推动农村一二三产业融合,实现更大范围乡村资源的优化配置,从而保障农民有效分享产业发展带来的收入红利。其二,治理效应。农村集体产权制度改革可以改善集体经济组织的治理结构,夯实农村社会治理基础,在一定程度上防止村干部自我管理的“搭便车”行

为,避免出现“村民自治”演变成“村干部自治”现象,有利于乡村治理水平的提升,从而更好地处理集体经济发展和收入分配的关系,照顾到乡村真正的弱势群体,加大对农村低收入群体的再分配力度,改善二次收入分配的效率^[24]。其三,激励效应。农村集体产权制度改革将集体资产折股量化到人,重构集体经济有效实现的产权基础,有助于提升农户组织化程度,改善“集体行动的困境”,维护集体产权权益分配中的公平性,提高农村集体创富能力。而农村集体经济的发展壮大可通过设计形成合理的利益分配机制,强化农村地区的集体意识,激发低收入群体的内生动力,改变以往严重依赖外部资源输入的状况,解决社区和个体外在物质贫困问题^[25]。据此,提出本文第一个研究假说:

假说1:农村集体产权制度改革的实施有效缩小县域城乡收入差距。

此外,基于文献与现实的考察,农村集体产权制度改革还可能会通过经济增长效应与城镇化效应两个作用渠道,缓解城乡收入不平等。经济增长和城镇化是改善城乡收入差距的重要因素^[26-27]。农村集体产权制度改革的推进有助于激活农村土地、劳动等生产要素潜力,推动农村经济快速增长;同时,农村集体产权制度改革还能打通城乡要素流动通道,促进成员平等地分享农村集体资产收益的分配权,消除进城农民落户城市的后顾之忧,加速推进城镇化进程,有助于缓解城乡之间的收入不平等。

其一,经济增长效应。制度会影响要素的生产与配置效率,合理的制度安排可以激发土地、资本、劳动等要素活力,降低生产中的交易费用,实现生产要素的自由流动和高效配置,在保证经济运行效率的基础上推动经济的持续增长。农村集体产权制度改革在明晰集体资产的产权结构和权能的基础上,激发集体经济发展效率,提升农村集体经济组织的产权行为能力,实现组织成员持续公平增收,这些都有助于实现城乡要素自由流动,构建现代农业和产业经营体系,促进农村经济的包容性增长。

从经营规模看,以农村集体产权制度改革为载体的农村土地制度改革,有助于改善土地错配程度,闲置土地得以流转进合作社或家庭农场等新型农业经营主体,改善农业细碎化程度,扩大农业经营规模,提升土地多功能利用水平,有利于农业基础设施建设,有效提升农村经济增长质量。从生活形态看,农村集体产权制度改革促进集体经济组织的对外合作和内生发展,提高农村公共支出水平,并通过提供农民就业机会和降低外出务工风险,提高农民福利水平,改善农村发展条件,进而促进农村经济发展。从人力资本看,农村集体产权制度改革打通城乡要素流动通道,赋予农村劳动力更多进城工作的机会,但由于城市竞争压力加大和要素报酬的均等化,会倒逼一部分入城劳动者回流至农村^[28]。这些劳动力在城市获得了更丰富的知识经验和生产技能,将有助于其回到农村后从事创新创业等经济活动,为建立健全现代农业产业体系创造可行条件,助力农村经济快速增长。

农村经济增长的“涓滴效应”是提高农民收入水平,改善城乡收入差距的重要途径。各级政府或企业公司通过不断加大农村产业投资和信贷优惠力度,有效弥补农村资本流出所导致的不利影响,在为农村发展提供充足资金支持的同时,创造大量的就业机会,带动农民收入有效提升。同时,农村经济增长可以为政府转移支付提供更为充足的资金来源,提高二次分配的效率,有助于低收入群体分享经济增长所带来的红利,缓解城乡居民之间的收入不平等。

其二,城镇化效应。消除人口和生产要素自由流动的障碍,实现城乡资源的合理流动和高效配置是推进城镇化的关键。农村集体产权归属的明晰化和交易市场化,有利于提高农业转移人口落户城镇的意愿和能力,分担农村人口的市民化成本^[29]。已有实证研究表明,农村集体产权制度改革在城镇化中发挥重要作用,尤其是在提升农民的市民化能力上^[30]。事实上,在农村集体产权制度改革之前,农村集体资产权属模糊不清的弊端,严重阻碍城乡间要素的自由流动;但随着改革

的有序推进,合理有效的产权制度安排,有助于农村集体经济在资源分配中发挥制度优势,使集体经济发展与农民自身利益直接挂钩,进一步改善集体经济的经营效率,为城镇化建设提供良好的制度基础和经济环境。

从资产变现角度看,产权明晰是资产实现资本化的前提,是资源得以合理配置的逻辑起点^[31-32]。土地作为农民曾经赖以生存的主要依靠,是农民进城最难以割舍的物质基础。农村土地制度改革在明晰集体土地产权归属基础上,依靠土地和资产资本化,打通城乡要素流动通道,释放土地效能,有力推动了城乡资源要素的优化配置。土地进行流转或者抵押,不仅有利于重构集体经济有效实现的产权基础,推动农业规模化经营,也促进了农业转移人口与农村土地和集体资产的有效分离,消除进城农民落户后无人看管农村资源资产的忧虑,让农民能安心进城,进而带动市民化和城镇化。

从人口权益角度看,大量农村人口向城市迁移,客观上激发农民重新配置农村资源资产的诉求,农民更希望带着资产或股权进城,解决自身的后顾之忧。在改革之前,农民对农村集体资产及其收益分享的边界是模糊的,在一定程度上抑制农民进城之路的实现。但农村集体产权制度改革通过完善股权认定以及继承、退出机制,明晰集体产权归属关系,有效维护集体成员的收益分配权利,农民得以从农村固有的社会束缚中解放出来,获得更为充分的自由发展空间。同时,农村集体产权制度改革确保农民财产权利实现形式的多样化和有效性,农民可按权享有农村集体财产权益,由此获得长期稳定的收入来源^[33-34],进一步提高农民落户城市的意愿,推动城镇化进程。

农村人口迁移城市意愿的加强,加速了城镇化的进程,可以有效地缩小城乡收入差距^[35]。一方面,由于要素报酬的均等化,农村剩余劳动力的减少,会倒逼农业劳动生产率水平的提高,农村劳动力所能获得的报酬自然也会得到相应的增加,改善农村地区的收入水平。与之对应,城镇劳动力市场会因为劳动力的大幅增加而竞争加剧,导致均衡工资率下降,收敛城乡收入差距。另一方面,城镇化发展带来要素集聚,可以短时间内通过链接产业资源形成规模效应,增加对生产要素的吸引力,提升产业间关联度,带动农村地区的产业结构合理化和高级化^[36-37]。同时,城镇化发展也能将先进的生产方式和技术等共享给劳动技能较低的农村劳动力,提高农村资源配置效率和实现农民增收^[38],进而缩小城乡收入差距。因此,提出本文第二个研究假说:

假说2:农村集体产权制度改革通过促进农村经济增长和加速城镇化进程两条渠道,对县城乡收入差距缩小产生作用。

三、识别策略、变量说明与数据来源

(一)识别策略

农村集体产权制度改革试点县的设立为本研究提供了良好的准自然实验。中国先后于2015年5月、2017年6月、2018年6月、2019年5月发布四批农村集体产权制度改革试点名单。考虑到试点地区并非在同一个时点被批复的,传统双重差分模型仅能对单一时点的政策效果进行评估,因此,在模型设定上,本文借鉴 Autor^[39]做法,构建多时点双重差分模型,具体模型表达式如下:

$$GAP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_n \sum X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $GAP_{i,t}$ 为被解释变量第 t 年 i 县的城乡收入差距。 $DID_{i,t}$ 是农村集体产权制度改革试点政策的交互项,具体而言, $DID_{i,t} = treat_i \times post_t$,其中 $treat_i$ 为 i 县是否入选农村集体产权制度改革试点地区的虚拟变量,若入选则 $treat_i = 1$,否则为0; $post_t$ 为时间虚拟变量,在入选农村集体产权制度改革试点地区之前 $post_t = 0$,在入选当年及之后则为1。 $\sum X_{i,t}$ 为包括经济发展、财政依赖、基础建设、

产业结构、金融发展、人力资本、通信基础、企业进入、技术创新、人口密度等一系列相关的控制变量。 μ_i 为地区固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。本文重点关注系数 β_1 ,其代表了农村集体产权制度改革政策对县域城乡收入差距的净作用,若系数 β_1 为负,则表示农村集体产权制度改革有利于缩小县域城乡收入差距。

(二) 变量说明

本文的被解释变量为城乡收入差距,以城乡居民人均可支配收入比表征县域城乡收入差距,并取对数进行处理。

本文的核心解释变量为农村集体产权制度改革,根据历年公布的改革试点名单,结合设立时间先后统一赋值,生成试点政策交互项 $DID_{i,t}$ 来衡量,其中: $DID_{i,t} = treat_i \times post_t$ 。

借鉴城乡收入差距的有关研究^[40-41],本文加入了以下控制变量:经济发展水平、财政依赖程度、基础设施建设水平、产业结构水平、金融发展水平、人力资本水平、通信基础水平、企业进入水平、技术创新水平、区域人口密度。

(三) 数据来源

本文收集整理了2010—2019年中国27个省份包括1486个县的县域平衡面板数据,其中包含893个农村集体产权制度改革试点县。考虑到直辖市的特殊地位和政策偏向性,同时在直辖市中农业产值占比较小,如果将其与其他地区数据简单混合在一起回归,可能会对模型参数估计产生影响,因此,将样本中北京、上海、天津和重庆4个直辖市做了剔除处理。为了更好地反映实际情况,本文以2010年为基期,分别对城乡居民人均可支配收入以及GDP指标进行了平减处理,并对各连续变量指标进行5%的缩尾处理。农村集体产权制度改革试点县名单来源于农业农村部网站,其他指标均来源于相应年份的《中国县域经济统计年鉴》。

表1 变量含义与描述性统计结果

变量名称	变量含义	均值	标准差
被解释变量			
城乡收入差距	城镇居民与农村居民人均可支配收入的比值,取对数	0.776	0.666
核心解释变量			
试点政策交互项	农村集体产权制度改革试点政策交互项, $DID_{i,t} = treat_i \times post_t$	0.098	0.297
控制变量			
经济发展水平	县域人均实际GDP(万元/人),取对数	1.283	0.479
财政依赖程度	地方财政一般预算收入与地方财政一般预算支出之比	0.313	0.215
基础设施建设水平	全社会固定资产投资与名义GDP之比	0.827	0.784
产业结构水平	第三产业增加值与第二产业增加值之比	1.104	0.858
金融发展水平	年末金融机构各项贷款余额与名义GDP之比	0.639	0.377
人力资本水平	普通中学在校学生数与年末总人口之比	0.048	0.014
通信基础水平	固定电话用户数与年末总人口之比	0.111	0.082
企业进入水平	规模以上工业企业单位数(个),取对数	3.928	1.181
技术创新水平	农业机械总动力与年末总人口之比(千瓦/万人)	0.481	1.509
区域人口密度	年末总人口与行政区域面积之比(万人/平方公里)	0.029	0.027

四、实证检验结果与讨论

(一) 前提条件检验

使用双重差分法进行分析前需要满足一定的前提条件,在农村集体产权制度改革试点政策实

施之前,试点县处理组与非试点县对照组的被解释变量,即县域城乡收入差距需要具有相同的变化趋势,不能存在显著的差异性。为此,对处理组和对照组在农村集体产权制度改革试点政策发生前的平行趋势进行检验,结果显示。在农村集体产权制度改革试点县设立之前,每个时间窗口对县域城乡收入差距的影响均不显著,表明对于处理组而言,在政策发生前,其城乡收入差距水平与对照组相比,并未体现出显著的差异性。因此,本文的样本通过了平行趋势检验。此外,在试点政策实施之后,农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距产生了显著的抑制作用,但政策效果具有时滞性,且在逐年减小。

(二) 基准回归结果

本文使用多时点双重差分法评估了农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的影响。此前,考虑到缩小城乡居民收入差距的核心在于促进农村居民自身收入水平的有效提升,为此,在分析农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的影响之前,需要分析其对农村居民收入水平的影响。表2(1)列给出了多时点双重差分法下,农村集体产权制度改革试点政策对农民收入水平的影响,结果显示,试点政策交互项变量在1%显著性水平下显著为正,表明农村集体产权制度改革有利于农村居民收入水平的提升,促农增收效果明显。

由表2(2)~(5)列回归结果可知,在逐步增加控制变量的情况下,试点政策交互项变量均在1%的显著性水平下显著,且系数为负,说明农村集体产权制度改革显著降低了县域城乡收入差距水平,研究假说1得到验证。究其原因,农村集体产权制度改革为创新集体经济实现形式奠定制度基础,农村集体资产量化到农村居民个人,农村居民得以分享产业链和价值链中的利润收益,同时增强了农村集体产权的对外开放性,助力农村资源配置效率和经济运行效率,有利于农村生产效率和经济发展质量提升,由此助推农民尤其是集体成员的收入水平提升,缓解县域城乡收入的不平等。

表2 基准回归结果

变量	县域农村居民收入			县域城乡收入差距	
试点政策交互项	0.074*** (0.011)	-0.135*** (0.015)	-0.133*** (0.015)	-0.118*** (0.015)	-0.117*** (0.015)
经济发展水平	0.063** (0.028)		0.196*** (0.032)	0.205*** (0.035)	0.199*** (0.041)
财政依赖程度	-0.033 (0.030)		-0.416*** (0.045)	-0.432*** (0.045)	-0.387*** (0.045)
基础设施建设水平	0.011** (0.005)		-0.012** (0.005)	-0.010** (0.005)	-0.011** (0.005)
产业结构水平	0.018** (0.009)		0.052*** (0.010)	0.068*** (0.010)	0.052*** (0.010)
金融发展水平	-0.008 (0.015)			-0.141*** (0.023)	-0.151*** (0.024)
人力资本水平	-0.106 (0.309)			-5.051*** (0.449)	-5.806*** (0.461)
通信基础水平	0.037 (0.011)			0.204** (0.096)	0.119 (0.096)
企业进入水平	0.034*** (0.011)				-0.104*** (0.016)
技术创新水平	-0.002 (0.002)				0.003 (0.003)
区域人口密度	1.569 (0.956)				-10.696*** (1.959)
常数项	8.243*** (0.066)	0.789*** (0.004)	0.620*** (0.046)	0.903*** (0.052)	1.684*** (0.107)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	14860	14860	14860	14860	14860
R ²	0.819	0.621	0.625	0.631	0.635

注:(1)“*、**、***”分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著,括号内为稳健标准误。下表同。

就控制变量而言,财政依赖程度变量通过了1%显著性水平检验,且系数为负,表明财政收入水平越高,县域城乡收入差距越小。主要是因为财政收入越高,意味着当地的经济水平越高,人民生活条件越好,政府才有更多的资金用于转移支付,为低收入人群提供经济援助,降低县域城

乡收入差距水平。同样的,县域人力资本水平越高,表明当地劳动力素质水平更高,更容易激发农村内生发展动力,改善收入不平等状况。值得注意的是,金融发展水平的提高,改善了农民的信贷可得性,农民得以更好地开展相关农业生产或非农活动,拓宽收入渠道,改善收入不平等。此外,企业进入水平的提高,表明产业规模化程度越高,在为农村地区提供更多就业岗位的同时,也拓宽了农民收入渠道,有利于农民增收并缩小与城市居民的收入差距。

(三) 异质性讨论

1. 区分地理位置

由于各地区间的经济发展水平、资源禀赋等都存在较大差异,因此,为进一步考察不同地区农村集体产权制度改革政策的实施对县域城乡收入差距影响的异质性,本文将全国不同的县域划分为东、中和西部地区后,再次使用多时点双重差分法对式(1)进行估计。结果如表3所示,农村集体产权制度改革政策对县域城乡收入差距的收敛作用具有明显的地区异质性。具体而言,在东部和中部地区,试点政策交互项变量均显著为负,且东部地区系数明显大于中部地区,表明在东中部地区,农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距都起到了明显的缩小作用,且在东部地区其作用效果明显更大。而在西部地区,农村集体产权制度改革政策的变量系数虽然为负数,但结果并不显著。究其原因,当前中西部地区农村集体经济发展还面临着结构性困境^[42],由此导致东部与中西部地区在农村集体经济发展上存在较大区域差异。同时,东部地区具有明显的区位优势,在市场化发展程度、技术创新水平、外商直接投资和要素配置水平上明显高于中西部地区,更有利于推动农村集体经济进行转型升级,尤其是建立新型农村集体经济组织,更好地助力农民增收,缩小县域城乡收入差距。

2. 区分融资环境

农村集体产权制度改革的目的在于建立可持续性发展的农村集体经济组织,除了依靠自身资源禀赋外,也离不开外部社会资本的介入。市场融资环境的好坏,可能在一定程度上决定着农村集体产权制度改革政策的实施效果。为此,下文根据县域存贷款总额,将样本划分为融资环境好与融资环境差两组,表3(4)~(5)列报告了分组回归的结果。结果表明,农村集体产权制度改革试点政策在两组样本中的回归系数均为负,且通过显著性水平检验;但在融资环境较好的县域样本中,试点政策交互项系数明显更大,这一结果意味着,农村集体产权制度改革对城乡收入差距的影响因县域融资环境差异而体现出不同,收敛效应在融资环境较好的县域中表现得更为明显。可能的原因在于,融资环境较好的县域可以凭借发达的金融市场优化资源配置,为新成立的农村集体经济组织提供更多的资金扶持,实现资金流动和利用效率的提升;而融资环境相对较差的县域,则会受制于信贷规模、资本积累和资金使用等问题,无法完全发挥农村集体产权制度改革试点政策的作用效果。

3. 区分财力水平

相关政策的实施效果依赖于政府的能力^[43]。成功实施农村集体产权制度改革的一个基本前提是政府的合理支持,尤其是针对一些集体资产体量较小的村庄,仅依靠自身力量难以完成集体产权改革,这也就对政府财力提出了更高的要求。下文使用人均财政收入水平来对县域的财政能力进行衡量,并根据中位数将不同县域划分为高财力和低财力县域两组,使用多时点双重差分法进行分组回归。由表3的(6)~(7)列回归结果可知,试点政策交互项变量在两组样本中均通过了显著性检验,且系数均为负数,但从系数大小来看,在高财政能力县域的样本中,农村集体产权制度改革试点政策变量的系数值明显更大。可见,在财力水平较高的县域,政府更有能力为基础条件较差的村庄提供充足的财力支持,缓解其进行产权改革的压力,保证改革的顺利进行。在这种条件下,农村集体产权制度改革自然也就更容易发挥出改善城乡收入不平等的政策效果。

表3 异质性分析结果

变量	地理位置			融资环境		财政能力	
	东部	中部	西部	好	差	高	低
试点政策交互项	-0.239*** (0.032)	-0.025* (0.015)	-0.004(0.027)	-0.117*** (0.018)	-0.052* (0.031)	-0.128*** (0.018)	-0.046* (0.026)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2.206*** (0.256)	1.941*** (0.104)	1.854*** (0.159)	0.945*** (0.178)	2.493*** (0.170)	1.107*** (0.147)	2.218*** (0.164)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	4010	5880	4970	7348	7512	7332	7528
R ²	0.626	0.686	0.649	0.679	0.655	0.682	0.660

(四) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

考虑到县域城乡收入差距在统计上显著很可能源于某些随机因素,为进一步判断农村集体产权制度改革收敛县域城乡收入差距的效应是否是由其他非观测遗漏变量引起,本文将通过随机化农村集体产权制度改革试点的处理组与控制组来进行安慰剂检验。但事实上,由于这些农村集体产权制度改革试点县并没有实际入选,且是随机产生的,因此,虚拟的农村集体产权制度改革变量并不会对被解释变量县域城乡收入差距产生显著影响。结果表明,1000次随机生成农村集体产权制度改革试点县处理组对县域城乡收入差距的回归系数均值接近于0,且与基准回归系数存在较远距离,说明基准回归通过了安慰剂检验,农村集体产权制度改革确实有利于改善县域城乡收入差距,本文的研究结论是稳健的。

2. PSM-DID 检验

尽管上文在多点时双重差分法基础上,就农村集体产权制度改革试点政策对县域城乡收入差距影响的估计结果进行了平行趋势和安慰剂检验,但仍然存在农村集体产权制度改革试点县不是随机选择,而是政策制定者根据各地区的经济发展水平或其他条件进行选定的可能,由此容易导致样本选择偏误。因此,本文将利用PSM-DID估计方法,在使用最近邻匹配、核匹配和半径匹配等三种匹配方法的基础上,重新评估农村集体产权制度改革试点政策的效果。在使用PSM-DID方法进行估计前,先进行平衡性检验和共同支撑检验。结果表明,入选农村集体产权制度改革试点地区的处理组和未入选样本匹配对照组的两组样本满足随机实验的要求,PSM-DID方法的使用是合理有效的。

在此基础上,剔除了拒绝共同支撑域的样本,并利用多点时双重差分法重新估计,从而有效识别改革的政策效应。在最近邻匹配、核匹配、半径匹配的匹配方法下,试点政策交互项变量均在1%显著性水平显著为负,且系数大小与基准回归结果基本保持一致,表明农村集体产权制度改革确实有利于降低县域城乡收入差距水平,推动共同富裕的实现,本文的基准回归结果是稳健的。

3. 其他稳健性检验

第一,为了更加全面地衡量县域城乡收入差距,除了使用城乡居民人均可支配收入比表征县域城乡收入相对差距以外,进一步通过构建二者之差来衡量县域城乡收入绝对差距,并进行相应省份的消费价格指数平减和取对数处理。由表4(1)列模型回归结果可知,试点政策交互项变量在1%水平下显著,且系数为负,表明农村集体产权制度改革不仅对县域城乡收入相对差距具有显著的负向影响,同时也能缩小县域城乡绝对收入差距,本文的研究结论得到进一步验证。

第二,由于本文使用的是2010—2019年的数据,针对2019年才入选农村集体产权制度改革试点县的县域,仅考察了农村集体产权制度改革政策实施当年的效果,无法对其长期影响进行考察,由此可能会对本文的研究结论造成一定的影响。为此,将在2019年入选农村集体产权制度改革试

点县的县域进行剔除,并重新使用双重差分方法进行估计,结果如表4(2)列结果所示。可见,在剔除2019年入选的试点县数据后,试点政策交互项变量依旧保持在1%显著性水平下显著为负,表明保留2019年试点县数据并不会对本文基准回归结果造成影响,进一步加强本文结论的可靠性。

第三,考虑到遗漏变量和经济社会环境的延续性,为缓解部分内生性问题,本文在基准回归模型中加入被解释变量的一期滞后项,来控制不可观测时变因素对基准回归结果的影响,尽可能地缓解内生性问题。由表4第(3)列回归结果可知,在添加滞后一期被解释变量后,试点政策交互项变量依旧保持在5%显著性水平下显著为负,这表明在缓解一定的内生性问题后,农村集体产权制度改革试点政策改善城乡收入差距的估计效果依然有效。

表4 其他稳健性检验结果

变量	县域城乡收入差距		
	替换被解释变量	剔除2019年试点县	加入一期滞后项
试点政策交互项	-0.068*** (0.014)	-0.191*** (0.019)	-0.023** (0.009)
控制变量	控制	控制	控制
常数项	1.036*** (0.090)	0.986*** (0.120)	0.666*** (0.072)
县域固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	14860	9410	13374
R ²	0.575	0.676	0.811

(五)作用机制检验

理论分析表明,农村集体产权制度改革通过促进农村经济增长和加速城镇化进程两条渠道,对缩小县域城乡收入差距发挥间接影响。为此,采用中介效应模型,分析农村集体产权制度改革影响县域城乡收入差距的作用机制。农村经济增长中介变量使用农村人均产值水平,即以农林牧渔业总产值与农林牧渔业从业人员的比值表示,该变量能在较大程度上反映农村经济发展水平。由于传统县域城镇化变量数据缺失非常严重,为了保证研究结论的准确性,本文参考李晓龙和冉光和^[44]研究,使用非农业就业人口占总就业人口的比重来对城镇化进行衡量。

首先,对经济增长渠道进行验证。以农村经济增长为被解释变量,农村集体产权制度改革为核心解释变量进行回归。由表5(1)列回归结果可知,试点政策交互项在1%显著性水平下显著为正,表明农村集体产权制度改革可以提高农村劳动生产效率,有力推动农村地区的经济增长。可见,产权制度明晰有利于降低农业生产中的交易费用,提升资源配置效率,保证农村经济的高效运行与持续增长。同时,以试点政策交互项和农村经济增长为核心解释变量进行回归,分析二者对县域城乡收入差距的影响,结果如表5(2)列所示。农村集体产权制度改革变量依旧保持在1%水平下显著为负,同时农村经济增长也通过了1%显著性水平检验,且系数为负,意味着经济增长在农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的收敛作用中确实起部分中介作用。农村集体产权制度改革有助于提升产权行为能力,激活农村地区的各类生产活动,并进一步促进农民收入的增长,缓解县域城乡收入不平等。

其次,对城镇化渠道进行验证。表5(3)列是以城镇化发展为被解释变量,根据回归结果可以发现,试点政策交互项系数显著为正,表明农村集体产权制度改革可以有效维护农村居民集体资产的收益分配权利,在一定程度上消除农村人口和生产要素自由流动的障碍,有利于农民“带权”或“带资”进城,提高农民落户城镇的意愿。表5(4)列则进一步以县域城乡收入差距为被解释变量,以试点政策交互项和城镇化为核心解释变量进行回归,可见,二者的系数均在1%显著性水平下显著为负,表明农村集体产权制度改革不仅对县域城乡收入差距有直接影响,而且会通过促进县域城镇化发展对城乡收入差距产生抑制作用。农村集体产权制度改革有利于实现农村居民的

自由流动,促进县域城镇化水平的提高,农村居民有更多的机会学习城镇地区的新知识和新资源,从而改善农民收入水平,缩小县域城乡居民的收入差距。

综上所述,本文的研究假说2得到进一步验证。

表5 作用机制检验结果

变量	经济增长渠道		城镇化渠道	
	农村经济增长	城乡收入差距	城镇化发展	城乡收入差距
试点政策交互项	0.139*** (0.025)	-0.110*** (0.015)	0.019*** (0.005)	-0.110*** (0.015)
农村经济增长		-0.048*** (0.006)		
城镇化发展				-0.385*** (0.028)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.062 (0.140)	1.687*** (0.106)	0.273*** (0.027)	1.789*** (0.104)
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	14860	14860	14860	14860
R ²	0.625	0.637	0.693	0.640

五、结论与启示

本文以中国农村集体产权制度改革试点政策作为准自然实验,基于2010—2019年1486个县域的平衡面板数据,通过多时点双重差分方法,估计农村集体产权制度改革对县域城乡收入差距的影响及异质性特征,还借助中介模型探究农村集体产权制度改革效果的内在机理。结果发现,农村集体产权制度改革不仅提高了农村居民收入水平,更为重要的是对县域城乡收入差距具有显著的抑制作用,但该效应存在明显的异质性,在东部地区、融资环境较好和财力水平较高的县域,农村集体产权制度改革试点政策对县域城乡居民收入差距缩小的收敛作用最强;中介模型分析表明,农村集体产权制度改革通过推动农村经济增长与加快城镇化进程间接缓解县域城乡收入不平等。据此,可以得到如下启示:

第一,在巩固前期改革成果的基础上,要加快改革进程,推动农村集体产权制度改革深化,在制度上促进经济要素的合理自由流动,保护和发展农村集体经济。要深刻意识到完成农村集体产权制度改革不是终点,关键还在于创新多种适应农村生产力发展的集体经济发展新形式,形成长效的治理结构和发展机制,确保将集体经营性资产以股份或份额的形式量化到所有集体成员,并保证集体资产收益在成员之间的公平分配,激发集体成员从事经济活动的主体意识,为农村集体经济发展营造良好的外部环境,实现农村集体经济的可持续性发展。

第二,尽管农村集体资产在不同地区存在先天的差距,西部地区还是应广泛吸收东中部尤其是东部地区改革的成功经验,创新集体经济发展模式,推进集体经济多元发展。根据本地区资源禀赋和市场需求,积极探索新型农村集体经济组织的建立,必要时政府应适当给予激励,以缓解资产一般村庄的改革压力,激起农村集体产权制度改革的动力。对于集体资产较小的村庄,可以采取集体经济整合或抱团的发展方式,充分发挥政策支持和改革赋能的综合效应,实现集体经济组织的良好运行并持续创造收益。

第三,要在巩固集体产权制度改革基础上,赋予农民充分的自由流动空间,让农民安心带资产入城,提高农民在城市生活的物质资本保障,推动新型城镇化和城乡融合发展。同时,农村集体经济组织可主动吸纳农村剩余劳动力或返乡农民工,给本集体成员以及周边农民提供新的就业机会,实现农民就地就近就业,在为农民开辟新的收入渠道的同时,激发农村经济发展的动力,实现全体人民的共同富裕。

参考文献:

- [1]肖华堂,王军,廖祖君. 农民农村共同富裕:现实困境与推动路径[J]. 财经科学,2022(3):58-67.
- [2]陆雷,赵黎. 从特殊到一般:中国农村集体经济现代化的省思与前瞻[J]. 中国农村经济,2021(12):2-21.
- [3]DOLLAR D, KLEINEBERG T, AND KRAAY A. Growth, Inequality and Social Welfare: Gross Country Evidence [J]. *Economic Policy*,2015(82):335-375.
- [4]黎澍,边恕. 经济增长、收入分配与贫困:包容性增长的识别与分解[J]. 经济研究,2021(2):54-70.
- [5]刘义圣,陈昌健,张梦玉. 我国农村集体经济未来发展的隐忧和改革路径[J]. 经济问题,2019(11):81-88.
- [6]唐丽霞. 乡村振兴背景下农村集体社会保障功能的实现——基于浙江省桐乡市的实地研究[J]. 贵州社会科学,2020(4):143-150.
- [7]陈军亚. 产权发展与集体经济的效率差异[J]. 江汉论坛,2015(2):21-26.
- [8]韩俊,张要杰. 集体经济、公共服务与村庄治理——太仓市村级集体经济及其治理调查报告[J]. 中州学刊,2008(5):10-14.
- [9]徐朝卫,董江爱. 资源型村庄治理中集体经济的多重效应——基于山西H村的经验分析[J]. 贵州社会科学,2018(7):163-168.
- [10]王敬尧,李晓鹏. 城乡统筹进程中的农村集体产权改革——以温州“三分三改”为蓝本[J]. 求是学刊,2012(6):68-75.
- [11]段龙龙,刘晓茜. 农村集体资产股份量化改革:模式、争鸣与出路[J]. 经济体制改革,2014(6):72-76.
- [12]仇叶. 集体资产管理的市场化路径与实践悖论——兼论集体资产及其管理制度的基本性质[J]. 农业经济问题,2018(8):17-27.
- [13]张义博. 农村集体经济发展中能人作用机制研究——基于甘川三个村的田野调查[J]. 贵州社会科学,2021(9):155-161.
- [14]孔祥智,赵昶. 农村集体产权制度改革的实践探索与政策启示——基于7省13县(区、市)的调研[J]. 中州学刊,2020(11):25-32.
- [15]黄季焜,李康立,王晓兵,等. 农村集体经营性资产产权改革:现状、进程及影响[J]. 农村经济,2019(12):1-10.
- [16]江帆,李崇光,邢美华,等. 中国农村集体产权制度改革促进了农民增收吗——基于多期DID模型的实证检验[J]. 世界农业,2021(3):70-79+107.
- [17]丁忠兵,苑鹏. 中国农村集体经济发展对促进共同富裕的贡献研究[J]. 农村经济,2022(5):1-10.
- [18]沈秋彤,赵德起. 中国农村集体经济高质量发展区域差异研究[J]. 数量经济技术经济研究,2022(2):43-63.
- [19]陈雪原. 关于“双刘易斯二元模型”假说的理论与实证分析[J]. 中国农村经济,2015(3):34-43.
- [20]张应良,徐亚东. 农村“三变”改革与集体经济增长:理论逻辑与实践启示[J]. 农业经济问题,2019(5):8-18.
- [21]芦千文,杨义武. 农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验[J]. 中国农村经济,2022(3):84-103.
- [22]胡凌啸,周力. 农村集体经济的减贫效应及作用机制——基于对客观和主观相对贫困的评估[J]. 农村经济,2021(11):1-9.
- [23]陈锡文. 充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用[J]. 农业经济问题,2022(5):4-9.
- [24]梁春梅,李晓楠. 农村集体产权制度改革的减贫机制研究[J]. 理论学刊,2018(4):55-61.
- [25]张慧鹏. 集体经济与精准扶贫:兼论塘约道路的启示[J]. 马克思主义研究,2017(6):63-71.
- [26]JOHANSSON A C, WANG X. Financial sector policies and income inequality. *China economic review*,2014(4):367-378.
- [27]刘贯春. 金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究[J]. 财贸经济,2017(6):98-114.
- [28]陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究,2004(6):50-58.
- [29]涂圣伟. 新型城镇化建设背景下我国农村产权制度改革研究[J]. 经济纵横,2017(7):40-46.

- [30]王玥,黄玉浩. 集体产权制度改革对近郊农户市民化能力的影响——基于湖北省440户征地问卷的调查[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2020(2):132-140.
- [31]黄韬. 论农村土地集体产权资本化流转[J]. 农村经济,2008(3):19-22.
- [32]曲福田,田光明. 城乡统筹与农村集体土地产权制度改革[J]. 管理世界,2011(6):34-46+187.
- [33]方志权. 农村集体经济组织产权制度改革若干问题[J]. 中国农村经济,2014(7):4-14.
- [34]张应良,杨芳. 农村集体产权制度改革的实践例证与理论逻辑[J]. 改革,2017(3):119-129.
- [35]万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究,2013(9):43-55.
- [36]穆怀忠,吴鹏. 城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J]. 经济学家,2016(5):37-44.
- [37]董洪梅,章磷,董大朋. 老工业基地产业结构升级、城镇化与城乡收入差距——基于东北地区城市的实证分析[J]. 农业技术经济,2020(5):107-118.
- [38]万广华. 城镇化与不均等:分析方法和中国案例[J]. 经济研究,2013(5):73-86.
- [39]AUTOR D H. Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing[J]. Journal of Labor Economics, 2003(1):1-42.
- [40]李永友,王超. 集权式财政改革能够缩小城乡差距吗?——基于“乡财县管”准自然实验的证据[J]. 管理世界,2020(4):113-130.
- [41]陈享光,汤龙,唐跃恒. 农村电商政策有助于缩小城乡收入差距吗——基于要素流动和支出结构的视角[J]. 农业技术经济,1-15.
- [42]夏柱智. 农村集体经济发展与乡村振兴的重点[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(2):22-30.
- [43]ACEMOGLU, DARON, ROBINSON, et al. State Capacity and Economic Development: A Network Approach[J]. American Economic Review, 2015(8):2364-2409.
- [44]李晓龙,冉光和. 农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角[J]. 农业技术经济,2019(8):17-28.

Rural Collective Property Rights System Reform and County Urban-Rural Income Disparity

LUO Ming-zhong, WEI Bin-hui

(College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China)

Abstract: Based on panel data of 1,486 counties nationwide from 2010-2019, the impact of rural collective property rights system reform on the urban-rural income gap in counties is examined using a multi-temporal double difference model with a quasi-natural experiment based on the exogenous policy of rural collective property rights system reform pilot. The results show that, on a national scale, the reform of the rural collective property rights system also has a significant convergence effect on the urban-rural income gap in counties based on raising the income level of rural residents; the results further strengthen the above findings based on various methods of robustness testing such as the PSM-DID model, taking into account issues such as model applicability, omitted variables, and sample self-selection; the reform of the rural collective property rights system. The convergence effect on the urban-rural income gap in counties is more pronounced in the east, in counties with better financing environments and higher levels of financial resources; the mechanism analysis finds that promoting rural economic growth and accelerating the urbanization process are important channels through which the reform of the rural collective property rights system works to narrow the urban-rural income gap in counties.

Key Words: rural collective economy; rural collective property rights system; urban-rural income gap; county