

# 农村集体产权制度改革如何影响农民幸福感?

## ——基于中国乡村振兴调查数据的实证分析

刘泽琦<sup>1</sup>, 陈海江<sup>2\*</sup>, 陈亚东<sup>2</sup>

(1.清华大学中国农村研究院, 北京 100084;

2.绍兴文理学院 商学院, 浙江 绍兴 312000)



**摘要** 运用中国乡村振兴调查(CRRS)数据库2019年数据, 实证检验了农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的影响及作用机制, 并利用Oaxaca-Blinder分解法探究了未完成改革和完成改革两类村民之间幸福感差异的影响因素及各因素的影响程度。结果显示农村集体产权制度改革显著提高了农村居民幸福感。机制分析表明, 农村集体产权制度改革通过壮大村庄集体经济发展水平、减少家庭成员外出就业来增进农村居民幸福感。进一步的异质性分析显示, 改革对中低收入和曾经建档立卡贫困户幸福感的促进作用更明显。而结合Oaxaca-Blinder分解结果与农村集体产权制度改革过程中的政策可干预性, 增强农民对村干部的信任程度与提升农村治安类公共品供给, 是降低改革与未改革两类村民幸福感差异的重要原因。

**关键词** 农村集体产权制度改革; 农村居民; 幸福感; Oaxaca-Blinder分解

**中图分类号**: F32 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)01-0086-14

**DOI编码**: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.01.008

当前, 中国社会主要矛盾已经转变为“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”, 而“三农”与城乡分割问题正是中国社会不平衡、不充分发展的突出表现<sup>[1]</sup>。为赋予农民更加充分的财产权益, 推动城乡协调发展, 2016年末, 中共中央、国务院发布《关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》。农村集体产权制度改革的目标是建立归属清晰、权能完整、流转顺畅、保护严格的产权制度, 以此激发集体经济活力, 引领农民实现共同富裕<sup>[2]</sup>。农村集体产权制度改革2017年在全国铺开之后, 到2019年底全国299.2万个拥有农村集体经营性、非经营性和资源性资产的清产核资单位完成数据上报, 清产核资工作已经基本完成, 全国超过36万个村完成集体产权制度改革, 共确认集体经济组织成员6亿多人<sup>[3]</sup>。目前, 农村集体产权制度改革的重点在于: “巩固提升农村集体产权制度改革成果, 构建产权关系明晰、治理架构科学、经营方式稳健、收益分配合理的运行机制, 探索资源发包、物业出租、居间服务、资产参股等多样化途径发展新型农村集体经济, 健全农村集体资产监管体系, 保障妇女在农村集体经济组织中的合法权益<sup>①</sup>”。习近平总书记在党的二十大报告中指出“增进民生福祉, 提高人民生活品质”的施政目标, 新福利经济学也将居民幸福感作为评价社会政策成败的主要指标<sup>[4]</sup>, 那么, 作为“三农”领域具有“四梁八柱”性质的重大改革<sup>[5]</sup>, 农村集体产权制度改革如何影响农民幸福感? 回答这一问题不仅能为理性认识当前阶段农村集体产权制度改革的成效提供重要依据, 同时也可为进一步完善农村集体产权制度改革指明方向。此外, 考虑到中国经济高速增长并没有伴随居民幸福感的显著提升<sup>[6]</sup>, 而第七次人口普查数据显示乡村常住人口依然占总人口

收稿日期: 2023-08-13

基金项目: 浙江省哲学社会科学领军人才培养专项课题“乡村振兴视域下共同富裕研究”(23YJRC14ZD); 浙江省哲学社会科学领军人才培养专项课题子课题“迈向共同富裕的农民工群体幸福感提升路径研究”(23YJRC14ZD-3YB)。

\*为通讯作者。

① 见2023年中央一号文件《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴重点工作的意见》。

数的36.11%,因此,关注农村集体产权制度改革如何影响农民幸福感还可能为破解中国的“Easterlin幸福悖论”提供新的思路。

围绕农村集体产权制度改革给农村社会带来的影响研究,已有文献主要包括以下几方面:一是盘活、壮大农村集体资产。农村集体产权制度改革通过明晰产权,不仅激发了内部成员的积极性,同时也为集体资产的市场交易提供了制度基础<sup>[7]</sup>。改革后农村集体资产完善的产权权能,能够促进各类要素的自由流动,并由此实现产品市场拓展与产业链延伸,进而盘活、壮大集体资产<sup>[8-9]</sup>。二是促进农民增收。农村集体产权制度改革通过清核资产、量化折股、确权到户,保障了农民的财产收益权<sup>[10]</sup>。孙雪峰等发现农村集体经济改革后,村集体经济能够通过提高农户财产性收入和非农就业水平实现农民增收<sup>[11]</sup>;丁忠兵等基于全国总量数据从宏观层面实证发现新型农村集体经济对农户增收的贡献超过1%<sup>[12]</sup>。三是促进村庄公共品供给。农村集体产权制度改革解决了集体所有权“虚置”问题,通过确权到户,大大缩短了村庄公共品供给的委托代理链条,能够极大提高村庄公共品的供给效率<sup>[13]</sup>。赵一夫等基于全国八省(区)117个行政村7年的非平衡面板数据实证分析发现,农村集体产权制度改革能够有效提升村庄公共品自给能力<sup>[14]</sup>。四是具有减贫效应。随着中国进入后脱贫时代,相对贫困成为中国贫困治理的主要对象,集体产权制度改革能够通过提升发展能力、促进收入稳定增长、改善公共品供给,以及提高服务质量缓解农村相对贫困<sup>[15]</sup>。崔超等基于陕西省丹凤县的实地案例调查发现,集体产权制度改革由于盘活了集体资产和促进各类要素的自由流动,促进了该县农村的内生发展,是当地目前农民增收和农村减贫的主要手段之一<sup>[16]</sup>。此外,部分学者还发现农村集体产权制度改革能够促进农业高质量发展<sup>[17]</sup>、改善村庄治理与信任水平<sup>[18-19]</sup>、提升农民市民化能力<sup>[20]</sup>,以及降低城乡收入差距<sup>[21]</sup>。

已有研究从不同角度分析了农村集体产权制度改革的成效,这为政府继续深入推进农村集体产权制度改革提供了重要的经验支持。然而,已有研究也存在需要接续、补充和拓展的地方。首先,由于农村集体产权制度改革是2017年开始在全国铺开的,因此,已有研究大多是基于个案式研究,这种研究方法具有探索性,也为改革初期政府制定、执行和完善政策提供了重要启示,但是其研究结论的因果性和代表性值得商榷,因此,随着微观数据的积累和改革重点转向巩固和完善改革成果的背景下,有必要利用有代表性的大样本对政策开展评估,这可为在宏观层面认识改革整体成效、完善改革成果提供更加坚实的经验证据;其次,集体经济壮大、农民增收、农村公共品高效供给、减贫等方面当然是农村集体产权制度改革的重要目标,但是作为一项重大改革,其推进过程是循序渐进的,而政府的政策资源是有限的,如何高效配置政策资源涉及政策目标的优先序。幸福感不仅包含了人类对财富的满足程度,同时也包含对财富利益分配和其他欲望的满意程度,是一个综合性评价指标<sup>[22]</sup>。考虑到农村集体产权制度改革的内容和目标不仅涉及集体经济的壮大与发展,同时也涉及到集体经济收益的分配和监督,因此,以农民幸福感为皈依,评估农村集体产权制度改革的成效,有助于从更全面的视角评判农民对各项改革议程需求的紧迫程度,而现有研究大多聚焦于农村集体产权制度改革带来某方面的影响,这可能会在整体层面上影响对改革的客观认知;第三,幸福感具有“传染性”,社区的平均幸福程度能够提升个体的幸福感<sup>[23]</sup>,因此,基于农民幸福感视角制定农村集体产权制度改革的推进策略,能够放大改革的政策效应。

本文基于中国乡村振兴调查(CRRS)数据库2019年数据,实证分析农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的影响,并细致探究其作用机制和异质性影响。相较于已有研究,本文将在以下方面作出改进:首先,联合国2012年开始发布的年度报告《世界幸福报告》对各国政府设计和修正改善人民生活水平的公共政策提供了切实、可靠的指导作用<sup>[24]</sup>,本文尝试以农民幸福感作为评估农村集体产权制度改革成效的依据,可为政府后续优化农村集体产权制度改革推进策略提供更有针对性的依据;其次,本文基于全国层面的大样本调查数据,运用计量方法识别农村集体产权制度改革与农民幸福感的因果关系,因而研究结论具有更加坚实的基础;最后本文使用的样本基于全国东、中、西部10

省份(自治区)的308个行政村,相较于已有研究普遍采用案例式的研究方法,本文的研究结论更具说服力。

## 一、理论分析与研究假说

多项研究表明中国经济的高速增长并没有伴随居民幸福感的显著提升,存在中国的“Easterlin幸福悖论”<sup>[6,25-26]</sup>,中国存在“Easterlin幸福悖论”并不是否认经济建设的重要性,因为如果经济收缩居民幸福感也会随之降低<sup>[27]</sup>,而是表明经济增长的红利并不会自动转化成居民幸福感。种聪等在梳理近40年的幸福经济学文献后发现,幸福感不仅与收入有关,同时还与个体特征、生态环境,以及经济与政治环境有关,而中国的城乡分割与收入不平等显著抑制了居民幸福感的提升<sup>[28]</sup>。

农村集体产权制度改革作为“三农”领域重大的制度性改革,其目标是要建立归属清晰、权能完整、流转顺畅、保护严格的产权制度,进而推动共同富裕和城乡协调发展<sup>[2]</sup>。那么,农村集体产权制度何以能够影响农村居民的幸福感呢?首先,良好的产权保护制度是增加居民幸福感的重要先决条件。陈刚等利用CGSS(2006)数据实证分析发现,财产权利保护能够显著促进居民幸福感,并且其促进作用要大于政府效率与公共物品供给,作者由此认为完善财产权利保护制度可能是当前最有效率的增加中国居民幸福感的策略<sup>[29]</sup>。其次,已有研究显示农村集体产权制度改革具有综合效应,不仅能够壮大集体经济<sup>[9]</sup>、增加农民收入<sup>[11]</sup>,同时还有助于增加农村公共品供给<sup>[14]</sup>、改善村庄治理水平与信任水平<sup>[18-19]</sup>,以及降低城乡收入差距<sup>[21]</sup>。而已有研究表明收入水平、公共品供给、治理有效、社会信任与收入差距都是影响居民幸福感的重要因素<sup>[29-33]</sup>。最后,收入差距作为影响居民幸福感的核心因素之一,其产生的原因包括努力不均等和机会不平等两个部分,前者可以通过“正向隧道效应”,提升人们预期,从而增加居民幸福感;而后者会影响人们的公平感知和社会信任,进而降低居民幸福感<sup>[25]</sup>。根据万广华等的估算,中国县区收入差距大约三分之一是由个人努力之外的环境因素造成的<sup>[34]</sup>,考虑到中国严重的城乡分割现实,预计环境因素对城乡收入差距的影响将超过三分之一。因此,改革户籍制度、实现集体土地和国有土地同地同权、保障农村集体成员的收益分配权等将是落实农民平等参与和同等发展权利的有力举措。农村集体产权制度改革通过明晰集体资产产权、量化折股、确权到户等举措,切实保障农村集体成员的收益分配权,可以消除部分环境因素导致的城乡收入差距,因而,可能有助于提升农民幸福感。基于以上理论分析,本文提出假说:

H<sub>1</sub>:农村集体产权制度改革能够增强农民幸福感。

农村集体产权制度改革之前由于集体资产产权归属不明晰、经营收益不清楚,以及成员收益分配权缺乏保障等原因导致集体资产权能不完整、产权流动效率不高,最终影响集体经济的发展和壮大;农村集体产权制度改革通过资产清核、股权量化、构建企业制度等方式充分利用市场机制配置资源,能够盘活村庄资产资源、激发成员内生动力和吸引外部先进的生产要素,进而壮大集体经济<sup>[9]</sup>。而壮大集体经济可以改善村庄的公共基础设施,增强农民公共性福利和对集体的认同,是提高集体行为能力的基础,也是人民获得感、幸福感和安全感更加充实的有力保障<sup>[35-36]</sup>。同时,产权明晰、权能完整的产权秩序是市场交易得以开展的前提,也是培育新型经营主体、吸引工商资本下乡的重要制度保障<sup>[8]</sup>。当前,农村呈现出空心化、空巢化和老龄化等困境,农民难以被有效组织动员,农村共同体面临消解<sup>[37]</sup>。农村空心化的本质是农村经济机会的缺乏,一旦农村成为新型经营主体和工商资本的沃土,就可以恢复或增强农村经济社会活力,实现农村劳动力的本地就业<sup>[38]</sup>。已有研究显示,农民工不仅受城市参照点的影响,“相对剥夺感”更强<sup>[39]</sup>,而且由于面临社会交往的困境和身份的歧视,迁移对农民工幸福感具有显著的负向影响<sup>[40-41]</sup>。据此,本文提出假说:

H<sub>2</sub>:农村集体产权制度改革会通过壮大集体经济和减少家庭成员外出务工增强农民幸福感。

已有研究显示收入差距、公共品供给、治理有效对居民幸福感的影响在不同收入阶层之间存在显著的异质性<sup>[25,29,31]</sup>,其可能的原因在于:按照马斯洛需求层次理论,人们在低收入阶段首先会追求基

本生理需求满足,之后才会追求更多基本需求之外的物质满足和非经济目标<sup>[42]</sup>。2020年按人均可支配收入五等份分组,农村居民低收入组人均可支配收入只有4681.5元(同年脱贫标准为4000元),而高收入组人均可支配收入是低收入组的8.23倍<sup>[43]</sup>。据此,对于农村低收入群体而言,对降低生活成本的公共品供给或有助于提高收入的治理有效可能具有更加迫切的需求,对其幸福感影响也较大;而对于高收入群体,收入差距内含的机会不均等或“正向隧道效应”会显著影响其“自我实现”,因而可能对其幸福感产生较大影响。而如前文分析,缩小收入差距、提升公共品供给效率、提高村庄治理水平都是农村集体产权制度改革可能产生的溢出效应,也是农村集体产权制度改革影响农民幸福感的重要路径。因此,农村集体产权制度改革可能对不同收入阶层农民幸福感的影响存在差异。

在后扶贫时代,乡村脱贫后的返贫风险识别和防范与贫困村民的福祉密切相关,也是当前政府乡村治理的重要方面。而农村集体产权制度改革在农村改革中具有基础性、长远性和总体性地位,事关农村改革综合性效应的释放<sup>[44]</sup>,因此,本文还关注农村集体产权制度改革对曾经建档立卡贫困户幸福感的影响。根据幸福饱和理论,收入对幸福感的影响符合边际效用递减规律<sup>[45]</sup>,而收入门槛理论进一步认为,人们的幸福感存在收入门槛,门槛之前收入与幸福感呈正相关,而门槛之后两者之间不存在显著关联<sup>[46]</sup>。考虑到脱贫人口(曾经建档立卡贫困户)属于相对弱勢的贫困边缘人口,是未来相对贫困人口的潜在增量,返贫风险极大,收入也相对较低,因此,相对于其他群体,农村集体产权制度改革内含的增收效应可能对曾经建档立卡贫困户幸福感具有更大的促进作用。综上,本文提出假说:

H<sub>3</sub>:农村集体产权制度改革对不同收入阶层、是否为曾经建档立卡贫困户幸福感的影响存在差异。

## 二、数据、变量与方法

### 1. 数据来源

本研究数据来源于中国乡村振兴调查(CRRS)数据库。该数据库依托中国社会科学院重大经济社会调查项目,围绕“居民人口与劳动力”“农民收支与社会福祉”和“农村综合改革”等农村发展的重要内容开展调查。项目组于2020年8—9月在广东省、浙江省、山东省、安徽省、河南省、黑龙江省、贵州省、四川省、陕西省和宁夏回族自治区10个省(自治区)开展。项目所调查的省份分属东、中、西部三个不同的经济地区,且均是农村集体产权制度改革试点省份。调查综合考虑经济发展水平、区域位置以及农业发展情况,采用分层抽样和随机抽样的方法,确定样本省份、县(市、区)、乡(镇)、村及农户。

具体而言,其一,确定样本省份。从不同经济地区抽取省份数量的1/3作为样本省份。其二,确定样本县(市、区)。根据县级人均GDP等距分组,进而随机抽样(每个样本省份根据GDP平均分为五组,每组随机抽取一个县(市、区),即每个样本省份共抽取5个县(市、区)。其三,确定样本乡(镇)。方法与样本县(市、区)类似,每个县(市、区)抽取3个乡(镇)。其四,确定样本村。根据同乡镇内的行政村经济发展情况(“较好”和“较差”)进行抽样,每组抽取一个村,即每个乡(镇)抽取2个村。其五,确定样本户。根据村委提供的花名册,筛选出在家农户,进行等距分组,每组抽取1户,一村共抽取14户,其中2户为备选。调查数据覆盖全国50个县(市、区)、156个乡(镇),共获得308个行政村和3833户农户。在数据具体处理过程中,参照学界的一般做法,本文对个别数据缺失样本采用插入中位数的方法补充缺失数值并剔除异常值。照此处理后,本文共得到有效个人样本3793个。调查数据分为农户、家庭和村庄三部分。个人调查数据包括年龄、性别及受教育程度等人口特征变量。家庭调查问卷包括外出从业、种植结构、家庭收支状况等家庭人口特征变量。村庄调查内容包括土地状况、农村生产经营及集体经济发展等方面。

## 2. 变量选取与描述性统计

(1)被解释变量:农村居民幸福感。Miret等将幸福感分为两类,分别是可评估的幸福和体验的幸福,其中,可评估的幸福指代个体对生活质量多方面的评价,也可表述为生活满意度;而体验的幸福也被叫作主观幸福感,是人们对积极或消极情绪的反应<sup>[47]</sup>。生活满意度和主观幸福感在一定程度上可以相互替代,但也存在差异。一般而言,主观幸福感不能很好地体现非精神事物的偏好,而只能体现体验效用,因此,如果将主观幸福感作为政策评估的目标,可能低估政策的实际效应<sup>[48]</sup>。考虑到本文的研究目的和数据的可得性,文中采用农村居民对经济状况、住房情况、生存环境、公共安全和公共服务5个维度的生活满意度来衡量其幸福感。具体而言,参考罗明忠等的做法,采用等权重方法计算出农村居民个体上述五个部分分数的均值<sup>[49]</sup>,然后将其加总来表征农村居民幸福感。具体指标如表1所示。

表1 农村居民幸福感多维度指标体系构建及描述性统计

变量	指标体系	含义及度量	均值	标准差
农村 居民 幸福 感	经济状况满意度	用1~5分赋值,分值越高表明个体对家庭收入的满意度越高	3.553	1.052
	住房情况满意度	用1~5分赋值,分值越高表明个体对住房情况的满意度越高	3.977	0.897
	生存环境满意度	用1~5分赋值,分值越高表明个体对居住环境的满意度越高	4.094	0.831
	公共安全满意度	用1~5分赋值,分值越高表明个体对本地社会治安的满意度越高	4.401	0.662
	公共服务满意度	用1~5分赋值,分值越高表明个体对村委会各项开展情况的满意度越高	4.291	0.767

(2)核心解释变量:农村集体产权制度改革。参照芦千文等的研究<sup>[9]</sup>,本文选取“是否完成农村集体产权制度改革”进行表征。其中,已完成农村集体产权制度改革村庄的农村居民样本赋值为1,将尚未完成(包括“还没开始”和“正在进行”)改革村庄的农村居民样本赋值为0。

(3)中介变量:村庄集体经济发展水平和家庭成员是否外出就业(包括受访者自己)。“村庄集体经济发展水平”同样参考芦千文等的研究<sup>[9]</sup>,选取“人均集体经济净收入”定义村庄集体经济发展水平。其中,村庄集体经济净收入=村庄经营性收入-村庄经营性支出。而关于“家庭成员是否外出就业”,本文将家庭成员中有外出就业的赋值为1,将没有外出就业的赋值为0。

(4)识别变量:县域内其他村庄改革情况。由于农村居民是否进行农村集体产权制度改革可能受到外界政策环境及自身特征的“自选择”问题影响,同时,由于存在不可观测因素可能影响农村居民的改革情况,这将导致样本选择偏误和内生性问题。因此,本文首先将采用倾向得分匹配法来解决文中可能存在的样本选择偏差问题。然而,这一方法并不能解决不可观测因素导致的样本选择偏误。对此,本文进一步采用内生转换回归模型(ESR),这一模型可以同时考虑可观测因素和不可观测因素造成的样本选择偏差问题,通过构建反事实框架,比较完成改革和未完成改革农村居民的幸福感差异,进而分析农村集体产权制度改革对提升幸福感的平均处理效应。

为了保证选择方程和结果方程的可识别性,要求转换方程中至少要有一个控制变量不包含在结果方程中,这一变量应直接影响农村居民是否完成改革,而非农村居民的幸福感。本文选择“县域内其他村庄改革情况”作为识别变量。“县域内其他村庄改革情况”可以作为识别变量是因为从相关性来看,中国地方政府在分权体制下的“标尺竞争”常常表现为各级地方政府间决策行为的“同群效应”<sup>[50]</sup>,因此,“县域内其他村庄改革情况”会影响乡镇政府和村干部对农村集体产权制度改革进程的对标,进而对村庄农村集体产权制度改革产生影响;从内生性来看,“县域内其他村庄改革情况”与外村村民的福祉直接相关联,但与本村村民幸福感显然没有利益关系,因而很难直接影响本村居民的幸福感。

(5)控制变量。参考钟聪等关于幸福感影响因素的研究<sup>[28]</sup>,同时结合本文的研究内容,分别控制了人口特征变量:性别、年龄、受教育水平、居民年收入、婚姻情况、健康状况、是否担任村干部、村庄治理参与情况、互联网使用时间;村庄特征变量:对村干部信任程度、村庄治安情况和村庄市场环境。

而考虑到不同地区的农村集体产权制度改革情况有所差异,本文还进一步对地区虚拟变量<sup>①</sup>进行控制(东部、中部、西部,以东部地区为基准)。表2显示了文中涉及的变量定义与描述性统计。

表2 变量定义及其描述性统计

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
<b>被解释变量</b>			
农村居民幸福感	多维度幸福指标体系中,5个维度的满意度均值	4.064	0.632
<b>解释变量</b>			
是否已经完成农村集体产权制度改革	2019年农村集体产权制度改革已经完成=1;正在进行或还没开始=0	0.662	0.473
<b>中介变量</b>			
村庄集体经济发展水平	人均集体经济净收入,2019年村庄集体经济净收入/村庄户籍总人口/万元	0.220	1.197
是否外出从业	2019年受访者及家庭成员是否外出就业:外出务工及外出自营=1;没有外出=0	0.474	0.481
<b>识别变量</b>			
县域内其他村庄改革情况	所在县除本村庄之外其他村庄的改革完成情况均值	0.661	0.294
<b>控制变量</b>			
居民年收入	2019年家庭实际收入/万元	8.276	18.541
年龄	实际年龄	57.334	12.677
性别	性别:男=1;女=0	0.756	0.430
受教育水平	受教育水平:没上过学=1;小学=2;初中=3;高中=4;中专=5;职高技校=6;大学专科=7;大学本科=8;研究生=9	2.853	1.247
健康情况	身体质量指数/(千克/平方米)	24.168	5.238
婚姻情况	婚姻情况:将样本中未婚外的所有状态(已婚、离异、丧偶)赋值为1。	0.968	0.177
是否担任村干部	是否担任村干部:是=1;否=0	0.212	0.409
村庄治理参与情况	2019年村民大会参与次数	2.040	3.089
互联网使用时间	使用4G/5G手机时间/小时	2.801	2.164
村庄治安情况	2019年内村庄是否发生刑事犯罪案件:是=1;否=0	0.052	0.222
对村干部信任程度	信任村干部情况:非常不信任=1;不太信任=2;一般=3;比较信任=4;非常信任=5	4.309	0.775
村庄市场环境	村委办公地点与乡镇政府驻地距离/千米,取对数	5.553	5.531

由表2可知,农村居民幸福感均值为4.064,这意味着样本中农村居民对自身生活状态满意程度较高,幸福感较强。从农村集体产权制度改革的完成情况来看,截至2019年,样本中约有66.2%的农村完成了改革。此外,样本中中老年受访居民较多,健康状况良好,其中男性受访村民占绝大部分,教育水平多在初中以下,担任村干部的较少,总体来看对村干部比较信任。而鉴于本文的研究目的,表3进一步展示了已完成改革和未完成改革村庄村民幸福感的差异。

表3 农村集体产权制度改革与农村居民幸福感变量均值差异

N=3793

农村居民家庭幸福感	全国	中低收入	高收入	曾经建档立卡贫困户	非贫困户
已经完成改革	4.086	4.052	4.227	4.107	4.078
未完成改革	4.023	3.983	4.172	4.031	4.016
均值差异	0.063***	0.069**	0.055	0.076**	0.062**

注:\*\*和\*\*\*分别表示在5%和1%水平上显著。

由表3可得,全国范围内,相较未完成农村集体产权制度改革的农村居民,完成改革的农村居民幸福感更高,且平均高了0.063个单位。进一步来看,相对于其他子样本,农村集体产权制度改革显著对中低收入村民、曾经建档立卡贫困户幸福感的促进作用更明显。

① 地区虚拟变量设定:根据国家“七五”计划,按经济发展水平与地理位置相结合划分不同区域,将样本中山东省、浙江省、广东省设定为东部地区;黑龙江省、安徽省、河南省设定为中部地区;四川省、贵州省、陕西省、宁夏回族自治区设定为西部地区。

### 3. 模型设定

根据以上解释变量的选取,本文首先构建如下实证模型:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_i + \alpha_2 Z_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $Y_i$ 为被解释变量即农村居民幸福感; $Reform_i$ 为核心解释变量,表示农村集体产权制度改革完成情况, $Z_i$ 为包括地区虚拟变量、人口特征变量等在内的控制变量, $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 为变量相关系数, $\epsilon_i$ 为随机扰动项。

为检验农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的作用机制,本文还进一步构建了中介效应检验模型,具体如下:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 Reform_i + \beta_2 Z_i + \epsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 Reform_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 Z_i + \pi_i \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, $M_i$ 为中介变量即村庄集体经济发展水平和家庭成员是否外出就业(包括受访者自己),其他变量与式(1)的定义一致。

## 三、实证分析及检验结果

### 1. 基准回归分析

表4中的模型3在模型1、模型2的基础上增加了控制变量及地区虚拟变量, $R^2$ 不断提升,表明模型的解释力在不断增强。而农村集体产权制度改革的系数一直在0.01水平下显著为正,说明改革能够显著提高农村居民幸福感,假说1得到验证。通过模型3可知,完成改革的农村居民感到幸福的概率比未完成改革的农村居民高4.8%。

总体来看,控制变量影响系数符合预期。居民年收入、年龄、年龄的平方、性别、健康情况、互联网使用时间、对村干部信任程度等控制变量与农村居民幸福感呈现显著的正相关。

同时,本文的实证结果还显示受教育程度和婚姻情况与农村居民幸福感之间呈现显著的负相关,可能的原因是受教育程度高的人,对自身预期也较高,当现状与预期存在差距时,个体便会产生自我怀疑,进而负向影响居民幸福感<sup>[51]</sup>;而婚姻经历会降低居民幸福感,可能的原因是:一方面,本文的婚姻经历代表的是未婚外的所有状态(已婚、离异、丧偶);另一方面,在调查样本中47.4%的家庭存在家庭成员外出就业,因此,许多家庭存在夫妻两地分居现象。而已有研究显示分居、离婚和寡会大大降低居民的幸福感受<sup>[52]</sup>。

### 2. 稳健性分析

上述回归结果得出“农村集体产权制度改革会显著增强农村居民幸福感”这一结论,但仍需进一步验证结果的稳健性。

表4 农村集体产权制度改革对农村居民幸福感影响的估计结果  $N=3793$

解释变量	模型1	模型2	模型3
是否已经完成改革	0.062*** (0.022)	0.051*** (0.019)	0.048*** (0.019)
居民年收入对数		0.050*** (0.008)	0.051*** (0.008)
年龄		0.231*** (0.044)	0.231*** (0.044)
年龄的平方		0.268**	0.271***
性别		(0.105)	(0.105)
受教育水平		0.039* (0.021)	0.036* (0.021)
健康情况		-0.012 (0.008)	-0.014* (0.008)
婚姻情况		0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
是否担任村干部		-0.088* (0.052)	-0.096* (0.052)
互联网使用时间		0.029 (0.023)	0.029 (0.023)
对村干部信任程度		0.011** (0.004)	0.010** (0.004)
村庄治安情况		0.401*** (0.011)	0.400*** (0.011)
村庄治理参与情况		0.083** (0.040)	0.079** (0.040)
村庄市场环境		0.010*** (0.003)	0.011*** (0.003)
常数项		-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
地区虚拟变量	4.022*** (0.018)	1.694*** (0.113)	1.703*** (0.115)
$R^2$	未控制	未控制	控制
	0.002	0.281	0.282

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。考虑到年龄和年龄的平方之间的高度相关可能会导致模型存在多重共线,本文采用中心化处理,将年龄减去自身均值处理后再构建平方项,以消除或降低多重共线性问题。

考虑到农村集体产权制度改革变量为二值变量,因此本文将采用倾向得分匹配法(PSM)来进一步检验研究结论的稳健性。首先,选择前文中的控制变量作为协变量;其次,采用Logit模型估计出是否已经完成改革农村居民的倾向得分;再次,进行倾向得分匹配;最后根据匹配后样本计算平均处理效应。是否已经完成改革对农村居民幸福感的平均处理效应(ATT)的表达式如下:

$$ATT=E(Y_{it}|D_i=1)-E(Y_{it}|D_i=0) \quad (4)$$

式(4)中, $Y_{it}$ 为农村居民幸福感, $T$ 和 $U$ 分别代表处理组和控制组, $D_i$ 为是否已经完成农村集体产权制度改革(完成=1;未完成=0)。

本文首先采用一对一近邻匹配,通过对比匹配前后的变量标准化偏差和观察共同支撑区域发现,协变量的标准化偏差在匹配后明显缩小,符合匹配后标准化偏差应小于20%的建议。同时,绝大部分的样本观测值均在共同取值范围内,故在进行倾向得分匹配时只损失少量样本。

除一对一近邻匹配外,本文还采用了一对四近邻匹配、卡尺匹配、核匹配进行PSM估计以考察匹配结果的稳健性,四种匹配结果如表5所示。表5估计结果表明,农村集体产权制度改革显著提高农村居民幸福感,研究结论具有稳健性。

表5 倾向得分匹配(PSM)的处理效应

N=3793

被解释变量	匹配方式	近邻匹配	近邻匹配	半径匹配	核匹配
		(1:1)	(1:4)	(卡尺0.01)	(带宽0.06)
农村居民幸福感	系数	0.065**	0.063**	0.058**	0.062**
	标准误	(0.030)	(0.032)	(0.031)	(0.030)

### 3. 内生性检验

农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的估计结果如表6所示。根据结果可得,Wald检验在1%的水平上拒绝选择方程和结果方程相互独立的原假设,且 $\ln\sigma_0$ 、 $\ln\sigma_1$ 均在1%的显著性水平上不为0,说明不可观测因素的存在会同时影响农村居民是否进行改革的决策行为以及其幸福感,必须对内生性问题予以修正,从而避免估计系数偏误,本部分采用内生转换模型进一步进行估计。

内生转换模型测算结果显示: $ATT=0.062$ , $ATU=0.086$ 。 $ATT$ 的估计结果表明,在反事实假设下,完成改革的农村居民若未完成改革,其幸福感程度将下降0.062个单位; $ATU$ 的估计结果表明,在反事实假设下,未完成改革的农村居民若完成改革,其幸福感程度将会提升0.086个单位。通过 $ATT$ 和 $ATU$ 的对比,说明完成改革提高了农村居民的幸福感,且未完成改革农村居民完成改革后幸福效应明显。

### 4. 机制分析

本部分运用两步回归分析和Sobel分析方法检验农村集体产权制度改革对农民幸福感影响的作用机制。基于前文的式(2)得到了模型1和模型3,基于式(3)得到了模型2和模型4,具体回归结果如下:

(1)村庄集体经济发展水平。通过表7中模型1和模型2可得,村庄集体经济发展水平中介效应显著,且发挥着部分中介作用。这意味着,农村集体产权制度改革能够通过促进村庄集体经济发展水平进而提升农村居民的幸福感。但根据Sobel检验结果,该中介效应占总效应的比重仅为8.16%。这说明虽然存在部分中介效应,直接效应对农村居民幸福感提升的作用却更加明显。可能的原因是,农村集体产权制度改革作为中国农村改革的顶层设计,是一场深入人心的变革。经济效应只是改革带来的一小部分,更多的可能是改革让广大的农民群众增强了信心,对未来有了更积极的预期。改革本身给农村居民带来的这些直观、积极感受对影响该群体幸福感的作用更大。

(2)是否外出就业。通过表7中模型1和模型2可得,家庭成员是否外出就业(包括受访者自己)中介效应显著,且发挥着部分中介作用。首先,农村集体产权制度改革能显著降低农村居民家庭成员外出就业概率;其次,改革会通过减少农村居民家庭成员外出就业进而增加其幸福感。根据Sobel检验结果,该中介效应占总效应的比重为8.33%,直接效应对农村居民幸福感提升的作用更加明显。

可能原因与前述一致,在此不加赘述。

综上,农村集体产权制度改革会通过壮大集体经济和减少家庭成员外出务工增强农民幸福感, $H_2$ 得到验证。

### 5. 异质性检验

本文从不同收入水平、是否为曾经建档立卡贫困户两个角度,检验农村集体产权制度改革对农村不同群体幸福感影响的差异。

从不同收入水平的角度来看,表8结果显示,在中低收入组群中,完成农村集体产权制度改革的农村居民幸福感显著高于未完成改革的农村居民;在高收入组群中,完成改革的农村居民与未完成改革农村居民幸福感差异不显著。这意味着,进行农村集体产权制度改革对中低收入农民幸福感的促进作用更明显,对高收入农民的幸福感提升作用有限。

而从是否为曾经建档立卡贫困户角度来看,由表8结果可得,相对非贫困户,完成改革对曾经建档立卡贫困户幸福感的促进作用更明显。综上 $H_3$ 得证。

## 四、进一步研究: Oaxaca-Blinder 分解分析

### 1. Oaxaca-Blinder 分解原理及步骤

为进一步透视改革和未改革两类群体幸福感差异的来源,除前文农村集体产权制度改革导致的两个因素之外(中介变量),本文还关注其他影响两类群体幸福感差异的因素,因为这不仅可为后续农村集体产权制度改革推进过程中的重点施策提供有针对性的指导,同时,还可为其他提高农村居民幸福感的涉农政策提供较有价值的参考。据此,本部分使用 Oaxaca-Blinder 分解来进一步估计各因素对未完成改革和完成改革农村居民幸福感差异的相对贡献。该方法最初用于研究劳动力市场中的性别歧视<sup>[53-54]</sup>。如今已广泛应用于其他领域,包括关于幸福感的研究<sup>[55]</sup>。该分解法的计算具体分为两个步骤。

首先,分别对未完成农村集体产权制度改革和完成改革的农村居民幸福感制定如下方程:

$$Y_A = \gamma_A \times X_A + \epsilon_A \quad (5)$$

$$Y_B = \gamma_B \times X_B + \epsilon_B \quad (6)$$

其中,下角标 A 和 B 分别表示未完成改革和完成改革, Y 表示农村居民幸福感的均值,  $X^{\text{①}}$  表示相关解释变量的均值,  $\gamma$  表示回归系数,  $\epsilon$  表示随机扰动项。

① 和式(1)中的控制变量一致。

表6 农村集体产权制度改革与农村居民幸福感的内生转换模型估计 N=3793

解释变量	选择模型	完成改革	未完成改革
居民年收入对数	-0.037* (0.022)	0.057*** (0.012)	0.052*** (0.010)
年龄	-0.148 (0.126)	0.237*** (0.072)	0.212*** (0.056)
年龄的平方	-0.796*** (0.301)	0.250* (0.149)	0.277* (0.152)
性别	-0.058 (0.060)	0.010 (0.035)	0.061** (0.025)
受教育水平	0.010 (0.023)	0.008 (0.013)	-0.029*** (0.010)
健康情况	-0.001 (0.005)	0.004* (0.003)	0.003 (0.002)
婚姻情况	0.137 (0.149)	-0.052 (0.076)	-0.130* (0.071)
是否担任村干部	-0.164** (0.064)	0.023 (0.038)	0.041 (0.028)
互联网使用时间	-0.011 (0.012)	0.003 (0.007)	0.015*** (0.005)
对村干部信任程度	0.062* (0.033)	0.403*** (0.019)	0.386*** (0.014)
村庄治安情况	0.703*** (0.124)	0.165 (0.115)	0.015 (0.044)
村庄治理参与情况	-0.000 (0.008)	0.006 (0.005)	0.014*** (0.004)
村庄市场环境	0.023*** (0.005)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.002)
识别变量	3.427*** (0.110)		
地区虚拟变量	控制	控制	控制
常数项	-1.740*** (0.330)	1.596*** (0.182)	1.803*** (0.144)
$\ln\sigma_0$	-0.642*** (0.197)		
$\ln\sigma_1$		-0.632***	
对数似然值	-4584.026		
Wald 检验	588.01***		

表7 农村集体产权制度改革对农村居民幸福感影响的机制检验估计结果

N=3793

解释变量	模型1 村庄集体经济发展水平	模型2 农村居民幸福感	模型3 是否外出就业	模型4 农村居民幸福感
是否已经完成改革	0.484*** (0.105)	0.045** (0.019)	-0.080*** (0.017)	0.044** (0.019)
是否外出从业				-0.050*** (0.018)
村庄集体经济发展水平		0.008*** (0.003)		
常数项	4.594*** (0.639)	1.666*** (0.115)	0.136 (0.101)	1.710*** (0.115)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.056	0.284	0.037	0.284
Sobel值	0.004**	(0.018)	0.004**	(0.019)
直接效应	0.045**	(0.019)	0.044**	(0.018)
间接效应	0.004**	(0.018)	0.004**	(0.019)
总效用	0.049***	(0.010)	0.048***	(0.010)
中介效应占比/%	8.16		8.33	

表8 农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的异质性检验估计结果

解释变量	模型1 中低收入	模型2 高收入	模型3 非贫困户	模型4 曾经建档立卡贫困户
是否已经完成改革	0.080*** (0.025)	0.026 (0.045)	0.075*** (0.026)	0.096** (0.040)
常数项	3.485*** (0.148)	3.675*** (0.493)	3.139*** (0.145)	3.601*** (0.230)
控制变量	是	是	是	是
地区虚拟变量	是	是	是	是
N	3035	758	2685	1068
R <sup>2</sup>	0.043	0.027	0.059	0.043

其次,对以上方程的各个因素进行估计,得到估计方程回归系数,利用Oaxaca-Blinder分解将未完成改革和完成改革的农村居民幸福差异分解如下:

$$Y_A - Y_B = \gamma_A \times (X_A - X_B) + X_B \times (\gamma_A - \gamma_B) \quad (7)$$

其中, $\gamma_A \times (X_A - X_B)$ 为禀赋差异,即可以解释的部分,该部分由可观察的个体特征差异来解释; $X_B \times (\gamma_A - \gamma_B)$ 为系数差异,即不可以解释的部分,该部分可以看作是由未观察到的因素得到的残差。

### 2.Oaxaca-Blinder分解结果及分析

根据表9结果可知,在全样本中,未完成改革和完成改革农村居民幸福感总差异为-0.063。其中,禀赋差异为-0.036,占了总差异的57.14%,高于系数差异占比。由此可得,禀赋差异是造成全样本两类群体幸福感差异的最主要因素,即禀赋差异解释了未完成改革和完成改革农村居民幸福感差异的绝大部分。其经济学含义为,如果未改革的农村居民具有与改革的农村居民同样的禀赋条件,其幸福感将提高0.036。而在禀赋差异(可解释部分)中,人口特征<sup>①</sup>、村庄特征、地区特征分别贡献了0.01、-0.027、-0.019。

考虑到政策的可干预性,本文重点关注禀赋差异中村庄特征变量(村庄治安情况、村庄市场环境、对村干部信任程度)对两类农村居民幸福感差异的影响。进一步从表9中可知,在全样本,以及中低收入、高收入和非贫困户三类子样本的分解中,村庄特征变量总体解释了禀赋差异的75%、

① 具体分类见变量选取中的控制变量部分。

69.23%、80.49%和68.75%。其中,村庄治安情况(分项)解释了禀赋差异的27.78%、20.51%、51.22%和20.83%;对村干部信任程度(分项)解释了禀赋差异的47.22%、48.72%、26.83%和45.83%,而村庄市场环境对禀赋差异几乎没有影响。因此,从政策干预的角度来看,提高村民对村干部的信任和加强农村治安是改善未改革农村居民幸福感的重要途径,这与已有相关研究的结论相一致<sup>[56]</sup>。而结合农村集体产权制度改革的实践,意味着一方面,在后续改革过程中一定要在资产评估、量化折股、成员界定、股权分配等环节做到程序规范、公开、透明;充分听取村民代表的意见,尽量降低干群分歧;如果后续改革过程中村庄设立集体股,则要构建良好的管理监督机制,避免代理人侵吞集体资产,激化干群矛盾。另一方面,鉴于村集体经营性收入是提供村庄公共品重要的资金来源之一<sup>[14]</sup>,因此,在农村集体产权制度改革过程中要将发展、壮大集体经济放在突出位置,增强村庄公共品(包括治安在内)的自给能力,这与本文机制分析部分的研究结果相呼应。

表9 未完成改革和完成改革的农村居民幸福感差异的分解结果

N=3793

解释变量	模型1 全样本	模型2 中低收入	模型3 高收入	模型4 非贫困户	模型5 曾经建档立卡贫困户
总差异	-0.063	-0.068	-0.056	-0.062	-0.074
禀赋差异(可解释部分)	-0.036	-0.039	-0.041	-0.048	-0.002
人口特征(总体)	0.010	0.009	0.001	0.007	0.020
地区特征(总体)	-0.019	-0.021	-0.009	-0.022	-0.007
村庄特征(总体)	-0.027	-0.027	-0.033	-0.033	-0.015
村庄治安情况(分项)	-0.010	-0.008	-0.021	-0.010	0.000
村庄市场环境(分项)	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.002
对村干部信任程度(分项)	-0.017	-0.019	-0.011	-0.022	-0.013
禀赋差异贡献/%	57.140	57.350	73.210	77.420	1.350
系数差异(不可解释部分)	-0.027	-0.029	-0.015	-0.014	-0.073
系数差异贡献/%	42.860	42.650	26.790	22.580	98.650

值得一提的是,在曾经建档立卡贫困户组群中,人口特征在很大程度上缩小了改革和未改革两类群体幸福感的差异,这可能是因为与其他群体相比,曾经建档立卡贫困户群体内部收入差距较小,“相对剥夺感”较弱,而群体成员对预期也比较容易满足。罗楚亮在研究城乡幸福感差异时也观察到与此相类似的“城乡幸福悖论”现象<sup>[57]</sup>。除此之外,从表9中还可知,对村干部信任程度依然是曾经建档立卡贫困户子样本中影响改革与未改革两类群体幸福感差异的重要因素,这意味着针对其他样本给出的改善干群关系,提高村民对村干部信任程度的对策建议同样适合于曾经建档立卡贫困户子样本。

## 五、结论与启示

农村集体产权制度改革作为中国农村社会重大的制度性变革,被寄予促进城乡协调发展,推动农民实现共同富裕的重任。系统评估农村集体产权制度改革,不仅能为理性看待这一政策的成效提供客观依据,同时也可确定为确定后续改革推进的优先序指明方向。与已有研究着重于探讨农村集体产权制度改革带来某方面的影响不同(如增收、壮大集体经济、缩小城乡收入差距、公共品提供等),本文依循新福利经济学社会政策评价思路,选取“农村居民幸福感”这一更加立体的指标对农村集体产权制度改革展开系统评估,其研究结论更能体现农村居民对改革不同方面的偏好,因此,相应的政策启示也更具针对性。

运用中国乡村振兴调查(CRRS)数据库2019年数据,本文细致考察了农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的影响程度、作用机制,以及对不同收入阶层、不同特征村庄的异质性影响。不仅如此,为使后续农村集体产权制度改革进路有更加清晰的指引,本文还进一步通过Oaxaca—Blinder分解法探究了改革和未完成改革村民之间幸福感差异的影响因素及这些因素的影响程度。主要研究结论如下:

第一,农村集体产权制度改革明显提高了农村居民幸福感,完成改革的农村居民感到幸福的概率比未完成改革的农村居民高4.8%。第二,农村集体产权制度改革会通过壮大村庄集体经济发展水平、减少家庭成员外出就业而增进农村居民幸福感。村庄集体经济发展水平、家庭成员外出就业在改革影响农村居民幸福感的系统中,均存在部分中介作用,对农村居民幸福感的中介效应占总效应比重分别为8.16%、8.33%。第三,农村集体产权制度改革对农村居民幸福感的影响存在明显的异质性。从不同收入水平角度来看,改革对中低收入农村居民幸福感的促进作用更明显。从是否为曾经建档立卡贫困户角度来看,改革对曾经建档立卡贫困户具有更大程度的正向影响。第四,Oaxaca-Blinder分解结果显示,在全样本、中低收入组群、高收入组群和非贫困户组群中,禀赋差异(可解释部分)内含的政策可干预变量(村庄特征)“村庄治安情况”和“对村干部信任程度”是影响改革与未改革农民幸福感差异的重要原因;而在曾经建档立卡贫困户组群,政策可干预变量中(村庄特征),仅“村庄治安情况”依然是影响改革与未改革农民幸福感差异的重要原因。

基于以上研究结论,本文得到如下启示:第一,继续深化农村集体产权制度改革,积极壮大农村集体经济,聚焦本地就业岗位创设。具体而言,可积极探索各类集体经济发展模式,着力培育农村新型经营主体,为大学生返乡创业、工商资本下乡积极铺路,充分利用市场力量和社会资本助推乡村“产业兴旺”。第二,改革要统筹兼顾,分类施策,有序推进。要认真聆听不同收入阶层对农村集体产权制度改革多样的政策诉求,在吸取各方意见基础上,统筹兼顾,平衡多方利益。同时,改革要结合不同区域、不同原始禀赋村庄的现实情况,政策推进不搞一刀切。此外,鉴于群众对改革不同方面的迫切程度存在差异,因此政策推进也不能平均施力,需要按照轻重缓急和群众的迫切程度有序推进。第三,提高村民对村干部的信任程度,增强农村治安类公共品的提供能力。要以农村集体产权制度改革为契机,通过壮大集体经济为农村公共品供给提供资金支持。农村集体产权制度关涉群众的切身利益,尤其是在资产评估、量化折股、成员界定、股权分配等与群众切身利益密切相关的改革环节要充分吸取村民代表意见,做到程序规范、公开、透明,尽量降低干群分歧;对村干部代理管理的集体资产要构建良好的管理监督机制,避免代理人侵吞集体资产,激化干群矛盾。

## 参 考 文 献

- [1] 万广华,江葳蕤,陈亚会.中国农村推进共同富裕的目标与路径[J].农业经济问题,2022(11):57-69.
- [2] 高鸣,芦千文.中国农村集体经济:70年发展历程与启示[J].中国农村经济,2019(10):19-39.
- [3] 韩长赋.国务院关于农村集体产权制度改革情况的报告——2020年4月26日在第十三届全国人民代表大会常务委员会第十七次会议上[J].农村经营管理,2020(6):6-9.
- [4] VEENHOVEN R, EHRHARDT J, HO M S D, et al. Happiness in nations: subjective appreciation of life in 56 nations 1946—1992 [M]. Erasmus: Erasmus University Rotterdam, 1993.
- [5] 夏英,钟桂荔,曲颂,等.我国农村集体产权制度改革试点:做法、成效及推进对策[J].农业经济问题,2018(4):36-42.
- [6] 李路路,石磊.经济增长与幸福感——解析伊斯特林悖论的形成机制[J].社会学研究,2017,32(3):95-120,244.
- [7] 孔祥智.产权制度改革与农村集体经济发展——基于“产权清晰+制度激励”理论框架的研究[J].经济纵横,2020(7):32-41.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 张浩,冯淑怡,曲福田.“权释”农村集体产权制度改革:理论逻辑和案例证据[J].管理世界,2021,37(2):81-94,106.
- [11] 孙雪峰,张凡.农村集体经济的富民效应研究——基于物质富裕和精神富裕的双重视角[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022,22(6):183-194.
- [12] 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.
- [13] 乔翠霞,王骥.农村集体经济组织参与公共品供给的路径创新——大宁县“购买式改革”典型案例研究[J].中国农村经济,2020(12):22-34.
- [14] 赵一夫,易裕元,牛磊.农村集体产权制度改革提升了村庄公共品自给能力吗?——基于8省(自治区)171村数据的实证分析[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2022,23(2):52-62.
- [15] 郭晓鸣,王蕾.深化农村集体产权制度改革创新经验及突破重点[J].经济纵横,2020(7):52-58.
- [16] 崔超,杜志雄.发展新型集体经济:2020年后农村减贫路径选择——基于陕西省丹凤县的实地调查[J].农村经济,2022(4):

- 35-44.
- [17] 张红宇,胡振通,胡凌啸.农村集体产权制度改革的实践探索:基于4省份24个村(社区)的调查[J].改革,2020(8):5-17.
- [18] 项继权,毛斌菁.要素市场化背景下乡村治理体制的改革[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2021,60(2):1-9.
- [19] 胡伟斌,黄祖辉.集体产权改革与村庄信任增进:一个实证研究[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2022,52(8):28-46.
- [20] 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),2020,34(2):132-140.
- [21] 罗明忠,魏滨辉.农村集体产权制度改革与县城城乡收入差距[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(6):78-90.
- [22] 李树,严荣.幸福经济学研究最新进展[J].经济学动态,2022(12):123-139.
- [23] 刘斌,李磊,莫骄.幸福感是否会传染[J].世界经济,2012,35(6):132-152.
- [24] 王艳萍.幸福经济学研究新进展[J].经济学动态,2017(10):128-144.
- [25] 何立新,潘春阳.破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感[J].管理世界,2011(8):11-22,187.
- [26] EASTERLIN R A, MORGAN R, SWITEK M, et al. China's life satisfaction, 1990—2010[J]. Proceedings of the national academy of sciences, 2012, 109(25): 9775-9780.
- [27] 刘军强,熊谋林,苏阳.经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究[J].中国社会科学,2012(12):82-102, 207-208.
- [28] 种聪,岳希明.经济增长为什么没有带来幸福感提高?——对主观幸福感影响因素的综述[J].南开经济研究,2020(4):24-45.
- [29] 陈刚,李树.政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究[J].管理世界,2012(8):55-67.
- [30] 罗楚亮.绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析[J].财经研究,2009,35(11):79-91.
- [31] 周绍杰,王洪川,苏杨.中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查[J].管理世界,2015(6):8-21.
- [32] HELLIWELL J F, PUTNAM R D. The social context of well-being[J]. Philosophical transactions of the royal society B: biological sciences, 2004, 359(1449): 1435-1446.
- [33] ALESINA A, DI TELLA R, MACCULLOCH R. Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?[J]. Journal of public economics, 2004, 88(9-10): 2009-2042.
- [34] 万广华,张彤进.机会不平等与中国居民主观幸福感[J].世界经济,2021,44(5):203-228.
- [35] 桂华.产权秩序与农村基层治理:类型与比较——农村集体产权制度改革的政治分析[J].开放时代,2019(2):36-52.
- [36] 姜晓萍,吴宝家.人民至上:党的十八大以来我国完善基本公共服务的历程、成就与经验[J].管理世界,2022,38(10):56-70.
- [37] 丁波.乡村振兴背景下农村集体经济与乡村治理有效性——基于皖南四个村庄的实地调查[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(3):53-61.
- [38] 刘远凤.土地权利与农村空心化治理——基于新制度经济学的分析[J].经济学家,2014(5):63-69.
- [39] 徐慧,梁捷,赖德胜.返乡农民工幸福度研究——外出务工经历的潜在影响[J].财经研究,2019,45(3):20-33.
- [40] 祝仲坤,陶建平,冷晨昕.迁移与幸福[J].南方经济,2019(3):90-110.
- [41] 崔巍,邱丽颖.户籍身份、社会分割与居民幸福感——基于不同影响机制的实证研究[J].经济学家,2019(1):80-86.
- [42] MASLOW A H. A theory of human motivation[J]. Psychological review, 1943, 50(4): 370-396.
- [43] 马建堂. 奋力迈上共同富裕之路[M]. 北京: 中信出版社, 2021.
- [44] 高强.农村集体经济发展的历史方位、典型模式与路径辨析[J].经济纵横,2020(7):42-51.
- [45] EASTERLIN R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence[M]// Nations and households in economic growth. New York: Academic Press, 1974.
- [46] DIENER E, SELIGMAN M E P. Beyond money: toward an economy of well-being[J]. Psychological science in the public interest, 2004, 5(1): 1-31.
- [47] MIRET M, CABALLERO F F, CHATTERJI S, et al. Health and happiness: cross-sectional household surveys in Finland, Poland and Spain[J]. Bulletin of the World Health Organization, 2014, 92: 716-725.
- [48] ADLER A, SELIGMAN M E P. Using wellbeing for public policy: theory, measurement, and recommendations[J]. International journal of wellbeing, 2016, 6(1): 1-35.
- [49] 罗明忠,刘子玉.互联网使用、阶层认同与农村居民幸福感[J].中国农村经济,2022(8):114-131.
- [50] 邓慧慧,赵家岭.地方政府经济决策中的“同群效应”[J].中国工业经济,2018,361(4):59-78.
- [51] CHEN N, CHEN H C, LIN S Y. Effect of education-occupation mismatch on happiness[J]. International journal of social economics, 2020, 47(1): 86-110.
- [52] MACKERRON G. Happiness economics from 35000 feet[J]. Journal of economic surveys, 2012, 26(4): 705-735.
- [53] BLINDER A S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates[J]. The journal of human resources, 1973, 8(4): 436-455.
- [54] OAXACA R L. Male-female wage differentials in urban labor markets[J]. International economic review, 1973, 14(3): 693-709.
- [55] JOHN I L, SARAH L D. Black-white differences in happiness, 1972—2014[J]. Social science research, 2019, 77: 16-29.

[56] 王海英,夏英,孙东升,等.中国农民主观幸福感影响因素的Meta分析[J].中国农业资源与区划,2021,42(6):203-214.

[57] 罗楚亮.城乡分割、就业状况与主观幸福感差异[J].经济学(季刊),2006(2):817-840.

## How Does the Reform of Rural Collective Property Rights Affect Farmers' Well-being?

—An Empirical Analysis Based on the Survey Data of China's Rural Revitalization

LIU Zeqi, CHEN Haijiang, CHEN Yadong

**Abstract** Based on the data of China's Rural Revitalization Survey database in 2019, this paper empirically examines the impact of the reform of rural collective property rights system on rural residents' well-being and its underlying mechanisms, and uses Oaxaca-Blinder decomposition method to explore the factors influencing the difference in well-being between villagers who have not completed the reform and those who have completed the reform, as well as the degree of influence of each factor. The results show that the Reform of Rural Collective Property Rights has significantly improved the well-being of rural residents. The mechanism analysis shows that the Reform of Rural Collective Property Rights can improve the well-being of rural residents by strengthening the development of village collective economy and reducing the number of family members going out to work. Further heterogeneity analysis shows that the reform has a more significant effect on the well-being of low- and middle-income households that used to be documented as poor. In combination with the results of Oaxaca-Blinder decomposition and the policy intervention in the process of rural collective property system reform, enhancing farmers' trust in village cadres and improving the supply of public security goods are important reasons for reducing the difference between the two groups of villagers' well-being. The research findings of this paper provide not only evaluation of the effect of the Reform of Rural Collective Property Rights on the whole, but also more targeted guidance for further promoting the rural collective property system reform.

**Key words** reform of rural collective property rights system; rural residents; well-being; oaxaca-blinder decomposition

(责任编辑:金会平)