

数字化环境下的非遗保护与农民共同富裕

——基于 CFPS 的经验证据

谭 娜¹, 李 雪¹, 方劲平²

(1. 上海立信会计金融学院 国际经贸学院, 上海 201209;
2. 浙江省经济信息中心 价格监测与研究部, 浙江 杭州 310012)

摘 要:非物质文化遗产是典型的“文化资本”,是赋能乡村振兴、推动农民共同富裕的重要动力。文章利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证评估了非遗保护对农民共同富裕的影响以及数字化环境在其中的重要调节作用。研究表明,非遗保护不仅有助于提高农民的绝对收入水平,还能有效缩小其收入差距,进而推动实现农民共同富裕。然而,不同类型的非遗保护在促进农民共同富裕方面的效果存在显著差异。其中,技艺类和表演类非遗保护的效果更为突出。而良好的数字化环境显著增强了非遗保护对农民绝对收入水平的正向影响,但在缩小收入差距方面却存在一定的抑制效应。进一步机制分析表明,促进非农就业、改善农村劳动力回流是数字化环境发挥调节作用的两个重要渠道。文章的研究为因地制宜利用当地非遗资源,加快数字化环境建设,推动农民共同富裕和乡村振兴提供了决策依据。

关键词:非物质文化遗产;共同富裕;数字化;非农就业;劳动力回流

中图分类号:F323.8;G122 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)06-0049-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20250320.401

一、引 言

中华文明根植于农耕文化,中国的非物质文化遗产(以下简称“非遗”)具有鲜明的“乡土烙印”。非遗保护是实现乡村振兴和共同富裕的重要抓手。近年来,中央及各地陆续出台重要政策文件,不断释放非遗助力农民共同富裕的潜能,但是我国各地的实践成效具有一定的差异。同时,随着数字经济快速发展,越来越多的非遗得以广泛传播,进而使人们能够有机会获得超出地理空间范畴的收入报酬。这促使我们思考以下问题:非遗保护对农民共同富裕的影响到底如何?非遗保护的效果为何会有差异?在数字化环境下,非遗保护对农民共同富裕的影响是否有不同表现?

从理论视角来看,非遗是一种典型的“文化资本”。首先,历史与地域文化的长期积累塑造了非遗资源的稀缺性和独特性。其次,现代非遗名录保护制度进一步赋予了其公认性与合法性(叶设玲和潘立勇,2022),进而使非遗成为可以带来经济价值及社会影响的“文化资本”。因此,非遗的经济效应受到学界的广泛关注。现有文献主要从两大角度展开研究:一是规范性研

收稿日期:2024-09-12

基金项目:国家社会科学基金项目(24BJY116)

作者简介:谭 娜(1983—),女,山西长治人,上海立信会计金融学院教授;

李 雪(1974—),女,湖南宁远人,上海立信会计金融学院教授;

方劲平(1994—)(通讯作者),男,安徽歙县人,浙江省经济信息中心员工。

究,主要包括理论上的梳理分析(丁元竹,2020)以及具体案例或地区的调查研究(李亚娟等,2022);二是基于数据的实证研究,如非遗对企业创新的影响(潘越等,2023),非遗对旅游发展的影响(Tan 等,2024)等。现有研究为本文提供了重要参考,但仍存在较大拓展空间:第一,现有文献中具有数据支撑的实证性研究相对较少,特别是针对非遗促进农村经济发展的经验证据相对缺乏。实际上当前经济学研究缺少对文化要素的经验性模型分析(陈冬华等,2023)。如何将非遗纳入经济学的研究范式是未来研究的重点。第二,数字经济作为影响共同富裕的重要“引擎”(陈梦根和周元任,2023),其影响已渗透至文化经济与农业经济的各个维度,而在非遗保护过程中,数字化环境的作用已得到初步证实,但学术界在这一领域的数据验证和理论解释仍较为薄弱。

基于此,本文利用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)数据,匹配中国国家级非遗名录数据及地市级面板数据,通过实证分析检验以下问题:非遗保护助力农民共同富裕的成效如何?数字化环境在其中发挥了怎样的调节作用?具体的影响渠道是什么?另外,由于非遗类型多样,且不同类型非遗的表现形态、可产业化程度等均差异较大,不同类型非遗助力农民共同富裕的效果可能存在明显差异,因此我们在实证研究中充分考虑了非遗的异质性问题。本文研究发现,非遗保护有助于农民共同富裕,但不同类型非遗的影响具有明显差异,其中技艺类和表演类非遗的拉动效果比较明显。另外,数字化环境对非遗保护带动农民共同富裕具有明显的调节作用,而提升非农就业水平、改善农村劳动力回流是数字化环境发挥调节作用的两个重要渠道。

本文的边际贡献在于:第一,丰富了乡村振兴与农民共同富裕领域相关研究。现有促进农村共同富裕的文献大多从产业发展(徐鹏杰等,2023)、数字经济发展(张春玲和范默苒,2023;陈梦根和周元任,2023)等宏观方面展开,少量文献探讨了农业文化遗产对农民增收的影响效果(曾芳芳等,2021)以及“红色文化”与农村共同富裕之间的逻辑关系(张科等,2023),但涉及非遗与共同富裕关系的研究仍较少。本文实证分析了非遗保护对农民共同富裕的实际影响,为非遗的保护和开发纳入乡村振兴战略提供了经验证据,拓宽了共同富裕的实证研究范畴。第二,本文拓展了文化经济研究范畴,将农村发展与数字经济发展纳入文化经济的研究框架中。已有研究证实文化要素是农村经济发展的重要动力,如黄祖辉等(2022)、骆永民和项福正(2022)探讨了文化旅游、文化建设对农村经济发展的影响,但针对文化要素推动农村经济发展的实证分析较少。在当前数字经济快速发展的环境下,以“文化资本”带动农村经济发展的模式也在急剧变化。因此,本文不仅从实证角度验证了不同类型非遗保护对农民共同富裕的异质性影响,丰富了文化经济框架下农村发展的实证研究成果,而且重点识别了数字化环境在其中的调节机制,为各地有效利用当地特色文化资源推动农民共同富裕提供了参考。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

非遗作为民族文化历史传承的“活化载体”,是历史上不同时代、不同民族人民劳动和智慧的结晶,是区域文化特质的直观体现。为了应对非遗面临的损坏和消失等严重威胁,2003 年联合国教科文组织(UNESCO)通过了《保护非物质文化遗产公约》。2004 年中国加入《保护非物质文化遗产公约》,不仅积极推进向联合国教科文组织申报国际级非遗名录项目工作,而且在国内设立具有中国特色的国家、省、市、县四级非遗名录体系,对保护对象予以确认,以便对体现中

中华优秀传统文化以及具有历史、文学、艺术、科学价值的非遗项目进行重点保护。国务院先后于2006年、2008年、2011年、2014年和2021年公布了五批国家级项目名录,形成共计1557个国家级非遗代表性项目。^①

通过名录保护制度,非遗资源进一步向“文化资本”进行转化。一般来说,“文化资本”以客观、具体和体制三种形态存在(Bourdieu, 2010)。非遗名录制度和世界文化与自然遗产名录制度比较类似,其实质是通过等级划分或者具有社会认可度的某种名誉来获得社会关注度以及社会文化的合法性,从而获得在非遗资源开发、非遗资本转化过程中的优待性(叶设玲和潘立勇, 2022)。正是由于非遗特殊“文化资本”价值的表达形式以及其带来经济价值的潜力,在助力乡村振兴、推动地区发展以及推进文化强国建设等国家重大战略的实施进程中,非遗展现出蓬勃的生机与活力(Winter, 2013; 宋俊华, 2014; 龚浩群和姚畅, 2018)。因此,中国自党的十九大提出“乡村振兴战略”后,就明确将“完善非遗保护制度,实施非遗传承发展工程”纳入整个乡村振兴战略当中。

非遗名录制度背景对本文的研究还具有一个重要启示,即采用非遗名录数据来研究非遗保护对农民收入的影响问题,这能较好地控制研究中可能存在的内生性问题。因为非遗名录制度设立的初始目标是保护人类的文化多样性,而非实现经济价值。Yang等(2010)认为,非遗名录的设立初衷是保护和维持属于人类共同的文明成果,而不是为了吸引旅游或发展经济。但在名录设立之后,这些独特的文化遗产显示出巨大的经济发展潜力。因此和世界自然与文化遗产名录类似,中国的非遗名录对地区经济发展和收入增长来说具有一定的外生性,从而能有效减轻研究中可能存在的内生性问题。

(二)理论分析

非遗在名录保护制度的作用下转化为“文化资本”,其经济价值和文化意义在乡村振兴和共同富裕的过程中被不断证实。非遗的生产性保护不仅为农村居民提供了直接的经济收益,还在社会层面提升了公平性,促进了区域发展与文化振兴。一方面,从收入效应角度,非遗的开发能够直接带动农民就业,为农村劳动力提供灵活的工作机会。例如,传统技艺的生产性保护不仅提供了手工艺生产岗位,还能通过品牌化形成稳定的市场收益(孙艳, 2017)。另一方面,从公平效应角度,非遗的传承与发展尤其惠及偏远地区和弱势群体。例如,基于非遗技能的就业机会能够为妇女和残疾人提供收入来源,帮助其通过文化技能实现经济独立(孙慧等, 2017)。

但是非遗类型多样,并且不同类型非遗的传承与发展路径不同,这可能会造成不同类型非遗保护推动农民共同富裕的效果有所不同。一方面,具有明显“物化载体”的技艺类非遗(如传统技艺、医药等)一般与大众消费直接相关,大多属于具有可操作化、实用性的表层非遗文化(丁元竹, 2020),这类文化更容易通过产业化的方式产生经济价值。因此技艺类非遗最易传承,并最容易被产业化。实际上,各地已涌现出大量聚焦传统工艺振兴的生产性保护实践。这些实践巧妙地搭建起文化遗产与现代生活的桥梁,这不仅让古老的文化遗产深度融入当下生活场景,还通过品牌建设和市场推广推动地方的可持续发展(杨洪林, 2017; 李钰田, 2023)。另一方面,传统戏剧、曲艺等表演类非遗,缺乏物化载体,常需通过节庆活动、文化表演等形式创造经济效益。这类非遗需要依托旅游市场、地方“节庆经济”和线下文化活动来实现经济转化。民俗传说类非遗则需要通过与独特的地域文化和文创市场结合创造“文化IP”,进一步推动文旅融

^① 数据来源: <https://www.ihchina.cn/project#target1>。

合与地方经济发展。并且很多节日庆典、民俗等非遗属于“中层文化”，过度产业化也可能会使其失去其“神圣价值”（丁元竹，2020）。综上所述，非遗保护在推动农民收入增加和共同富裕方面可能具有显著的异质性。因此，不同类型的非遗保护需要因地制宜地探索适合其特性的保护和开发路径。基于以上分析，本文提出以下假设：

假设 1：非遗保护有助于农民共同富裕，但不同类型非遗保护促进农民共同富裕的效果可能存在差异。

如果非遗保护促进农民共同富裕的效果得到验证，那么什么会影响其效果差异？Capello 和 Perucca (2017) 的研究认为文化遗产只有加入特定的文化环境中才能产生经济效应。近年来，数字化技术的迅猛发展为非遗保护和其经济价值的实现提供了重要支撑。从实践中我们观察到，数字化环境不仅扩大了非遗的传播范围，还通过技术创新和平台支持为非遗赋能。具体来说，一是在非遗的数字化存储与展示方面，通过人工智能(AI)、虚拟现实(VR)和增强现实(AR)等技术，非遗项目能够以数字化方式保存和传承。例如，非遗数字博物馆和线上展览使非遗内容可以突破时空限制，从而扩大受众范围(Kim 等，2019；谈国新和张立龙，2019)。二是在数字化传播与商业赋能方面，电商平台和短视频推广为非遗传承人提供了新的收入渠道。例如，通过直播电商推广传统工艺品，非遗工坊可将产品销往更广阔的市场，实现文化与经济的双赢(岳阳娟，2022)。总之，数字化环境的发展让更多非遗项目得以保存，使非遗传承人能在更广阔的空间传播技艺，并获取更多收入。虽然数字化对共同富裕的推动作用已得到初步验证(方霞等，2023)，但也有研究表明，农村电商等数字化建设在提升农户整体收入水平的同时扩大了农村收入差距(方师乐等，2025)。那么，在以非遗保护推动农民共同富裕过程中，数字化环境到底有什么影响？综合以上文献梳理与理论分析，本文提出以下假设：

假设 2：数字化环境对非遗保护带动农民共同富裕具有调节作用。

为什么数字化环境能起到调节作用呢？此调节机制的具体渠道是什么？通过文献的梳理与分析，我们认为数字化环境的支撑和调节作用可以归纳为直接调节与间接调节两方面。在直接调节作用方面，数字化环境能直接助力农民利用非遗保护提升非农就业水平，进而提升收入水平，实现共同富裕。一方面，在灵活就业与居家创业方面，数字化环境下农民能够通过在线平台接受非遗技艺的培训，并利用这些技能开展远程就业或灵活就业。例如，“蜀绣”等传统技艺通过电商和社交媒体平台销售，不仅带动了地方经济发展，还为传承人和周边社区创造了大量灵活就业岗位(孙艳，2017)。另一方面，在技能提升与劳动力转移上，数字化工具能够为非遗传承人及相关从业者提供培训支持，提高其技能水平，增强市场竞争力，从而推动非农就业水平的提升(杨俊文等，2019)。在间接调节作用方面，数字化环境通过增强区域吸引力、构建数字化就业和创业生态促进了劳动力回流，进而放大了非遗保护的收入效应。一方面，在区域吸引力的增强方面，文化遗产是吸引人力资本的重要因素，非遗保护通过其独特的文化价值提升了区域吸引力(Falck 等，2011)，使其有机会发展旅游等第三产业，进而促进就业(谭娜和朱妮娜，2023)。例如，“非遗+数字平台”能够将非遗资源转化为地方旅游与经济发展资源，吸引高素质劳动力返乡创业。另一方面，在数字化环境下，非遗项目与数字平台的结合为返乡就业者提供了广阔的发展空间。例如，在 AI 和 VR 技术的支持下，非遗类创意产品被更好地创新和推广，吸引更多外出务工人员返乡参与地方经济建设(李亚娟等，2022)。基于以上分析，本文提出以下假设：

假设 2a：数字化环境对非遗保护提升非农就业水平有调节作用。

假设 2b：数字化环境对非遗保护促进劳动力回流有调节作用。

基于以上分析，本文构建了非遗保护与农民共同富裕关系的理论分析框架，如图 1 所示。

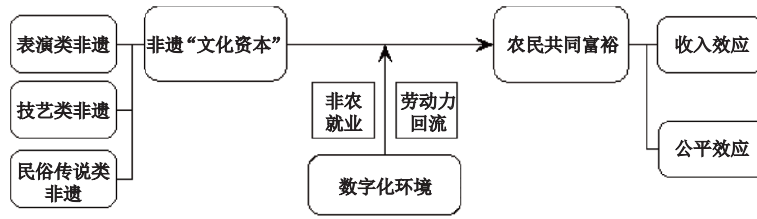


图1 理论分析框架图示

三、实证策略与数据选取

（一）数据来源

本文的数据主要来源于2010—2018年五期中国家庭追踪调查数据。CFPS数据包括个体、家庭、社区三个层次数据，全面且直观地展现出中国在社会结构、经济发展、人口动态、教育变革以及健康领域等多方面的演变历程。其调查访问了来自25个省份、自治区、直辖市635个社区162区县约14960个家庭(孙妍等, 2025)。本文依据研究目的对样本进行处理, 将分析样本限制在16岁以上60岁以下, 其中男性为16—60岁, 女性为16—55岁, 最终从数据库中筛选出符合条件的48112个样本。

（二）实证策略

1. 基准回归模型。农民共同富裕水平不仅体现为农民绝对收入水平提升, 还体现为农民群体内部相对收入差距逐步缩小。为了验证非遗保护对农民共同富裕中绝对收入水平的影响, 本文构建以下基准模型:

$$Com_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ICH_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \gamma + \delta + \gamma \times \delta + \varepsilon \quad (1)$$

其中, Com_{it} 为被解释变量, 即第 i 地区第 t 年的农民共同富裕绝对收入水平; ICH_{it} 为核心解释变量, 表示第 i 个地区第 t 年的非遗保护程度, 其估计系数 α_1 度量了非遗保护促进农民共同富裕绝对收入水平提升的净效应; 为了减轻估计中可能存在的遗漏变量偏误, 本文不仅控制了个体特征, 而且控制了其他若干可能影响农村收入提升的地区层面特征变量 ($Controls_{it}$); 模型还进一步控制了时间固定效应 (γ)、地区固定效应 (δ) 以及地区和时间的交互效应 ($\gamma \times \delta$); ε 为随机误差项。

2. RIF 回归。为了进一步研究非遗保护对相对收入的影响, 本文参照续继(2023)的方法, 选择 Rios-Avila(2020)提供的改进 RIF 回归进行研究, 函数可以表示为:

$$RIF\{y_i, v(F_Y)\} - v(F_Y) = IF\{y_i, v(F_Y)\} \quad (2)$$

其中, RIF 变量作为 IF 变量影响函数的再中心化处理结果, 旨在度量样本内某一细微变动对统计量的影响, 即当核心解释变量变化时, 被解释变量的分位数、方差、基尼系数、分位距等分布统计量的变化程度。其中, 分位距表示被解释变量两个分位点之间的差距。本文考察非遗保护是否会缩小收入差距, 进而促进农民共同富裕, 即验证非遗是否会减小方差、基尼系数、分位距等变量, 从而起到缩小收入差距的作用。

3. 内生性处理。虽然非遗名录的确立主要是依据当地的文化资源禀赋, 并且其设立初衷并非是为了发展经济。但不能完全排除一些地区可能在经济发展后更加注重非遗保护, 进而更易挖掘非遗资源并申报进入名录的反向因果逻辑。为了进一步缓解解释变量和被解释变量之间可能存在的内生性偏误, 本文在基准模型基础上, 引入了方言分化指数(徐现祥等, 2015)作为工具

变量,^①通过两阶段最小二乘法进行进一步估计。方言分化指数作为工具变量的基本逻辑为:一方面,方言与非遗一样,以非实体的形态代代相传且不断被重新创造和传承,体现了一个群体的特性和连续性。语言作为非遗传承的重要工具和载体,不仅是非遗保护的基础(Smeets, 2004),而且其本身也是非遗的一部分,是一个民族文化遗产完整性和复杂性的直观体现。一般方言多的地方文化多样性更高,各种类型的非遗也更丰富(Tan 等, 2024)。另一方面,方言多样性与农民共同富裕的相关性不明显,满足外生性原则。因此,本文在式(1)的基础上应用 2SLS 设定方程如下:

$$ICH_{it} = \theta_0 + \theta_1 IV_{it} + \theta_2 Controls_{it} + \gamma + \delta + \gamma \times \delta + \varepsilon \quad (3)$$

$$Com_{it} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{ICH}_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \gamma + \delta + \gamma \times \delta + \varepsilon \quad (4)$$

其中,式(3)中的 IV_{it} 表示工具变量,式(4)中的 \widehat{ICH}_{it} 是通过第一阶段回归得到的 ICH_{it} 的估计值,其他设定与式(1)相同。

(三)变量选取

1. 被解释变量。 Com_{it} 为被解释变量,表示第 i 地区第 t 年的农民共同富裕水平。本文从绝对收入水平和相对收入差距两方面综合衡量共同富裕水平。因此,本文选取了 CFPS 数据中的农村户籍的家庭人均纯收入表示农民绝对收入水平。在农村户籍的家庭人均纯收入基础上计算方差、基尼系数以及 10—90 分位距、10—50 分位距、50—90 分位距,用于衡量相对收入差距。

2. 核心解释变量。本文采用五批中国国家级非遗名录共计 1557 项与 CFPS 调查样本所在地级市进行匹配,从而得到本文的核心解释变量非遗总量 ICH_{it} ,用 i 城市第 j 年入选中国国家级非遗名录的项目累积数量表示当地的非遗保护程度。另外,为了估计不同类型非遗保护对农民共同富裕的异质性影响,本文依据 2021 年中央发布的《关于进一步加强非物质文化遗产保护工作的意见》中对非遗进行分类保护的表述,把属性相似的非遗进行合并,将核心解释变量 ICH 扩展为三个解释变量,即表演类 ICH 、技艺类 ICH 及民俗传说类 ICH ,具体如表 1 所示。从总量上看,表演类 ICH 和技艺类 ICH 数量相对较多。从空间分布上看,三类非遗均在全国各地广泛分布,其中表演类和技艺类 ICH 在中部地区的分布密度相对较高。

3. 控制变量。为了尽可能地减少遗漏变量问题,我们参考已有文献,进一步控制影响农民共同富裕的其他若干微观个体特征,主要包括个体的性别、年龄、健康状况、教育程度、政治面貌、住房状况、生活满意度、未来信心程度及对政府的评价等。具体赋值方法如下:性别为男性时赋值为 1,女性赋值为 0;年龄为受访者接受调查当期的实际年龄,本文将样本控制在 16 岁及以上到 60 岁以下范围;健康状况根据问卷中“您认为自己的健康状况如何”,从 1 到 5 分别为“非常不健康”到“非常健康”;教育水平则是将受教育程度转化为受教育年限,最小值为 0(文盲),最大值为 22(博士);政治面貌则根据问卷中“您是否为党员”来表示,是党员赋值为 1,否则为 0;住房指家庭拥有自有住房的情况,有住房则为 1,否则为 0;生活满意度用 1—5 数值表示,1 表示“非常不满意”,5 表示“非常满意”;信心程度用 1—5 数值表示,1 表示对未来“没有信心”,5 表示“信心很高”;政府评价则根据问卷中的问题“我对本县市政府的评价”回答,用 1—5 数值表示,1 表示“评价很低”,5 表示“评价很高”。

^① 徐现祥等(2015)根据《汉语方言大词典》中 2113 个县级以上观测单元所使用的汉语方言,构建了中国 278 个地级及以上城市的方言多样性指数,这一指数取值 0 到 1 之间,数值越大表示方言越多样化。

表 1 描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
CFPS微观数据						
农村家庭人均纯收入	农村家庭年人均纯收入(元)	48 112	9 332.695	9 027.604	37	85 000
性别	男性=1	48 112	0.515	0.500	0	1
年龄	年龄	48 112	38.371	12.177	16	60
健康	健康状况	48 112	3.469	1.256	1	5
教育	受教育年限	48 112	7.356	4.115	0	19
政治面貌	党员=1	48 112	0.041	0.198	0	1
住房	拥有自有住房=1	48 112	0.898	0.303	0	1
生活满意	对生活满意程度	48 112	3.519	1.06	1	5
信心程度	对未来信心	48 112	3.924	1.038	1	5
政府评价	对本县市政府的评价	48 112	3.435	0.911	1	5
地市级层级数据 ^①						
ICH	当年累计入选非遗名录总数	3 137	7.591	9.414		
表演类ICH	当年累计入选传统音乐、传统舞蹈、传统戏剧、曲艺、传统体育、游艺与杂技的非遗项目数	3 137	3.391	3.628		
技艺类ICH	当年累计入选传统美术、传统技艺、传统医药的非遗项目数	3 137	2.044	3.04		
民俗传说类ICH	当年累计入选民俗与民间文学非遗项目数	3 137	1.499	2.104		
经济发展	人均地区生产总值(元)	2 869	30 344.128	20 231.561		
教育水平	政府教育预算支出(亿元)	2 820	55.847	67.556		
基础设施	全社会固定资产投资(万元)	2 538	1 412.722	1 931.759		
人口规模	年末总人口(万人)	2 618	454.007	447.981		

另外,由于 CFPS 调研对象分布全国各地,调研对象所在区域的诸多因素会对当地农民共同富裕进程产生直接影响。因此,本文参考已有文献,进一步控制了地市级层面可能影响当地收入增长和收入差距缩小的因素:(1)众多针对不同国家的研究已经证实了地区经济总体发展水平对当地收入水平有直接影响。以中国为对象的研究同样表明,经济总量对当地收入增长作用明显(毛日昇, 2009)。基于此,本文选取人均 GDP 来衡量当地经济发展水平,并将其纳入控制变量范畴。(2)教育对收入的回报作用在经济学文献中已得到充分论证(姚先国和张海峰, 2008)。因此,为控制教育对收入的影响,本文进一步将政府的教育预算支出作为控制变量。(3)基础设施水平作为地区经济发展的重要支撑可能会影响当地收入增长(张光南等, 2010),因此本文控制了当地全社会固定资产投资额。(4)本文还控制了各地区的人口总数来控制人口规模的影响。

此外,我们剔除了存在缺失数据的样本,并进行了 1% 水平的缩尾处理以剔除极端数据,样本的数据描述性统计结果如表 1 所示。

四、实证分析结果

(一)非遗保护对农民绝对收入的影响

为了使数据服从正态分布,我们对序列性数据进行了取对数处理。首先,依据式(1)检验非遗保护总量对农村收入水平的影响,回归结果如表 2 列(1)所示。可以发现,在加入控制变量、

① 本文限制类城市数据的分析工作在北京大学中国社会科学调查中心限制性数据机房进行,为了降低任意一个省级以下地址被识别的可能,外源数据的极大极小值不做展示。

时间和地区固定效应以及时间地区交互效应后,非遗保护总量对农村居民人均纯收入的影响系数为正,但未通过显著性检验。这说明从总体上看,非遗保护助力农民共同富裕绝对水平提升的效果不明显。那么,不同类型的非遗保护对收入水平的影响会有差异吗?因此,本文将核心解释变量 *ICH* 替换为表演类 *ICH*、技艺类 *ICH* 以及民俗传说类 *ICH* 分别进行回归分析。三类非遗对被解释变量的影响系数及显著性如表 2 列(2)至列(4)所示。结果显示三类非遗保护对农民共同富裕绝对水平的拉动效应具有明显的异质性。可以看到,除列(4)中民俗传说类 *ICH* 对农民增收效果仍不明显外,表演类及技艺类 *ICH* 的农民收入水平提升效应均为正向显著。

表 2 非遗保护对农民绝对收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村家庭人均纯收入			
<i>ICH</i>	0.016 (0.016)			
表演类 <i>ICH</i>		0.113*** (0.021)		
技艺类 <i>ICH</i>			0.132*** (0.033)	
民俗传说类 <i>ICH</i>				-0.024 (0.047)
微观个体控制变量	控制	控制	控制	控制
地市级控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间地区交互效应	控制	控制	控制	控制
样本量	48 112	48 112	48 112	48 112
R^2	0.159	0.159	0.159	0.159

注:括号中为聚类到城市层面的稳健标准误,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上显著,下表同。

这一计量结果与现实观察基本相符。传统技艺及医药等技艺类 *ICH* 均属于比较容易产业化的非遗资源依托实物或服务,技艺类 *ICH* 往往能更好地融入现代生活,提供更多的第二产业和第三产业就业机会,进而带动收入增长,助力农民共同富裕。因此,很多非遗工坊主要依赖技艺类非遗。

根据表 2 的回归结果,表演类 *ICH* 的农民收入增收效果也非常明显。从形式上看,舞蹈、戏剧、曲艺等表演类 *ICH* 通过直接展演或者文旅结合的方式吸引游客,进而带动当地文化、体育与娱乐行业发展,增加餐饮住宿等消费,吸纳更多当地农村劳动力在第三产业就业,故相比单一从事第一产业的农村家庭来说,其收入来源有所增加。从发展特点上看,如果表演类 *ICH* 能与技艺类 *ICH*、民俗传说类 *ICH* 有机结合,发展成效更好。

(二)非遗保护对农民收入差距的影响

为了进一步检验非遗保护对农民收入差距的影响,本文采用 RIF 回归进行实证分析。本文将 *ICH* 总量作为核心解释变量,并进行标准 RIF 回归,结果如表 3 所示。列(1)至列(5)的因变量分别为方差、10—90 分位距、10—50 分位距、50—90 分位距和基尼系数。根据结果可知,*ICH* 的系数为负但均不显著,说明非遗保护总量的增加对农村家庭收入分布的收敛、低高收入差距、中低收入差距、中高收入差距以及基尼系数的变化均无明显影响。进一步将 *ICH* 替换为三类非遗分别进行标准 RIF 回归,回归结果如表 4 所示。对比各系数及显著性可以发现,三类非遗保护

对收入差距的缩小影响也具有明显的异质性。表演艺术类和技艺类 *ICH* 对五个指标的影响系数均显著为负,说明这两类非遗对缩小农村收入差距有明显作用。相对来说,民俗传说类 *ICH* 对收入差距缩小的影响较小。

表 3 非遗保护对农民收入差距的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	方差	10-90分位距	10-50分位距	50-90分位距	基尼系数
<i>ICH</i>	-0.002 (0.045)	-0.008 (0.062)	-0.025 (0.037)	0.017 (0.025)	-0.000 (0.001)
微观个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地市级控制变量	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
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间地区交互效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	48 112	48 112	48 112	48 112	48 112
<i>R</i> ²	0.063	0.056	0.051	0.058	0.065

表 4 三类非遗保护对农民收入差距的影响结果汇总

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	方差	10-90分位距	10-50分位距	50-90分位距	基尼系数
表演类 <i>ICH</i>	-0.236*** (0.058)	-0.375*** (0.057)	-0.276*** (0.038)	-0.099*** (0.023)	-0.008*** (0.002)
技艺类 <i>ICH</i>	-0.202* (0.107)	-0.397*** (0.110)	-0.254*** (0.075)	-0.143*** (0.045)	-0.008*** (0.003)
民俗传说类 <i>ICH</i>	-0.307*** (0.064)	0.053 (0.073)	0.053 (0.071)	0.000 (0.050)	-0.005*** (0.002)

(三)稳健性分析^①

1. 工具变量

解释变量和被解释变量之间可能存在反向因果关系,从而导致内生性偏误。因此,本文使用 Tan 等(2024)的方法,即采用方言多样性作为非遗保护的工具体变量,并且根据式(3)和式(4)进行 2SLS 回归,从而检验以上分析的稳健性。第一阶段回归结果表明,方言更多样化的地区非遗数量更多。第二阶段回归结果与基准回归相比,非遗保护总量对农民绝对收入水平提升的作用变得显著。分类别来看,三类 *ICH* 对农民绝对收入提升的效果均显著为正,并且系数均有不同程度增加。为了从计量角度验证工具变量的有效性,我们检验了 KP-LM 统计量,其对应的 *P* 值接近于 0,表明不存在识别不足问题。另外, KP-Wald *F* 统计量远大于临界值 16.38,通过了弱工具变量检验。

2. 变量替换

为了进一步排除变量选取造成的估计偏误,本文采用 CFPS 中农村家庭总收入和农村家庭净资产代替原被解释变量再次进行估计。在更换被解释变量后,非遗保护总量仍具有明显的收入水平提升作用。其中,表演类和技艺类 *ICH* 的收入拉动效果依然非常明显,系数结果及其显著性均与基准回归结论基本一致,进一步表明基本回归结果具有稳健性。

^① 限于篇幅,省略回归结果,留存备索。

五、数字化环境的调节机制分析

(一) 数字化环境调节作用分析

为了进一步验证假设 2, 本文引入数字化指数用于检验数字化环境对非遗保护影响收入水平及收入差距的调节作用。在数字化指数的构造上, 本文借鉴赵涛等(2020)的方法, 采用电信业务收入、信息传输计算机服务和软件业人数、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数、普惠金融指数指标, 通过主成分分析方法, 将数据进行标准化处理, 得到数字化指数, 并用其来衡量各地的数字化环境发展水平。

1. 对非遗保护带动收入增长的调节作用

将数字化指数与 *ICH* 及三个分项 *ICH* 的交叉项引入式(1)进行检验, 回归结果如表 5 所示。^①可以发现, 除列(4)外, 其余交叉项系数均正向显著。这一结果表明, 数字化环境对非遗保护提升农民绝对收入水平存在积极调节作用。其中, 技艺类 *ICH* 和表演类 *ICH* 对农民收入的提升作用受到数字化环境的支撑作用更为明显。随着信息网络与数字化的快速发展, 很多非遗资源被更多人熟悉。表演类非遗具有很强的可视性、展演性和观赏性, 这些特征更符合互联网的传播特性, 因此数字化环境下表演类非遗有机会获取更广泛的收益。技艺类非遗大多具有实物载体, 特别是很多原先地处偏远、流通不畅的非遗产品依托互联网平台得以快速传播, 这有助于农民获取直接经济效益。

2. 对非遗保护缩小收入差距的调节作用

接下来将数字化指数与 *ICH* 及三个分项 *ICH* 的交叉项加入式(2)进行检验, 四类回归系数及其显著性结果如表 6 所示。根据回归结果, 除列(3)交叉项系数负向显著外, 列(4)、列(5)系数大多为正向, 且大部分通过显著性检验。这说明在数字化环境下, 非遗保护缩小农民收入差距的作用被削弱了, 并且可能进一步拉大了中高收入群体间的收入差距。这一结果与方师乐等(2024)的观点相符, 即数字化环境在推动农民共同富裕过程中可能存在“数字鸿沟”的消极影响。

表 5 数字化环境对非遗保护带动收入增长的调节作用检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村家庭人均纯收入			
<i>ICH</i> ×数字化	0.019** (0.009)			
表演类 <i>ICH</i> ×数字化		0.042 (0.046)		
技艺类 <i>ICH</i> ×数字化			0.043*** (0.012)	
民俗传说类 <i>ICH</i> ×数字化				0.074 (0.045)
微观个体控制变量	控制	控制	控制	控制
地市级控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
时间地区交互效应	控制	控制	控制	控制
样本量	34 421	34 421	34 421	34 421
R^2	0.127	0.126	0.127	0.126

① 限于篇幅, 省略其他变量系数的回归结果, 留存备案。

表6 数字化环境对非遗保护缩小收入差距的调节作用检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	方差	10-90分位距	10-50分位距	50-90分位距	基尼系数
<i>ICH</i> ×数字化	0.013 (0.009)	0.021 (0.017)	-0.044*** (0.014)	0.065*** (0.007)	0.001** (0.000)
表演类 <i>ICH</i> ×数字化	0.008 (0.057)	0.001 (0.094)	-0.165** (0.071)	0.166*** (0.055)	0.001 (0.002)
技艺类 <i>ICH</i> ×数字化	0.026 (0.017)	0.053* (0.030)	-0.071*** (0.027)	0.124*** (0.013)	0.001** (0.001)
民俗传说类 <i>ICH</i> ×数字化	0.061 (0.060)	0.073 (0.103)	-0.215*** (0.081)	0.288*** (0.035)	0.003 (0.002)

(二)数字化环境调节作用的渠道分析

1. 非农就业的渠道效应

为了验证假设2a, 本文根据CFPS问卷中的问题“您的这份工作是农业工作还是非农工作?”, 将非农工作设置为1, 农业工作设置为0, 进而构造非农就业变量, 将其作为被解释变量纳入回归分析, 结果如表7所示。其中列(1)–(4)未加入数字化交叉项, 回归结果显示*ICH*总量以及各类型*ICH*对非农就业的拉动作用并不明显。列(5)–(8)进一步加入了核心解释变量与数字化的交叉项, 其中列(5)–(7)的交叉项系数均显著为正。这一结果表明, 在数字化环境下, 非遗保护能更好地带动非农就业, 进而促进农民共同富裕。其可能的原因是, 在数字化平台的支撑下, 人们依托非遗资源获得了大量非农就业机会, 有益于其收入提升。

表7 非农就业渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	非农就业							
<i>ICH</i>	-0.004 (0.015)				-0.004 (0.015)			
<i>ICH</i> ×数字化					0.007*** (0.003)			
表演类 <i>ICH</i>		-0.008 (0.030)				-0.012 (0.030)		
表演类 <i>ICH</i> ×数字化						0.024** (0.011)		
技艺类 <i>ICH</i>			-0.008 (0.030)				-0.007 (0.030)	
技艺类 <i>ICH</i> ×数字化							0.012*** (0.004)	
民俗传说类 <i>ICH</i>				-0.002 (0.009)				0.010 (0.010)
民俗传说类 <i>ICH</i> ×数字化								-0.009*** (0.002)
微观个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地市级控制变量	控制	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	控制

续表 7 非农就业渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	非农就业							
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间地区交互效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	18406	18406	18406	18398	18070	18070	18070	18061
R^2	0.345	0.345	0.345	0.295	0.348	0.348	0.348	0.298

2. 劳动力回流的渠道效应

为了验证假设 2b, 本文根据 CFPS 问卷中的问题“您这份工作的地点”划分省内就业和省外就业, 省内就业设置为 1, 否则为 0。进一步结合户籍情况构造变量“农民省内就业”, 并将其作为被解释变量进行实证分析, 结果如表 8 所示。列(1)–(4)未加入数字化交叉项。结果显示, 解释变量系数均正向显著, 说明非遗保护对农村劳动力省内就业存在积极影响, 即非遗项目越多, 农民省内就业情况越好。列(5)–(8)进一步加入核心解释变量与数字化的交叉项。结果表明, 除列(8)外, 列(5)–(7)交叉项系数均正向显著。这一结论说明, 非遗保护特别是表演类和技艺类非遗保护对农村劳动力在本地就业具有积极影响, 在数字化环境下这一渠道作用效果更好。

表 8 劳动力回流渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	农民省内就业							
<i>ICH</i>	0.062*** (0.009)				0.064*** (0.009)			
<i>ICH</i> ×数字化					0.004** (0.002)			
表演类 <i>ICH</i>		0.123*** (0.018)				0.125*** (0.017)		
表演类 <i>ICH</i> ×数字化						0.014** (0.006)		
技艺类 <i>ICH</i>			0.123*** (0.018)				0.129*** (0.018)	
技艺类 <i>ICH</i> ×数字化							0.008** (0.003)	
民俗传说类 <i>ICH</i>				-0.006 (0.005)				-0.007 (0.006)
民俗传说类 <i>ICH</i> ×数字化								-0.000 (0.001)
微观个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地市级控制变量	控制	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	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间地区交互效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9372	9372	9372	9364	9233	9233	9233	9224
R^2	0.107	0.107	0.107	0.066	0.108	0.108	0.108	0.068

六、结论与启示

本文利用 CFPS 微观调查数据来匹配中国非遗名录数据及地市级面板数据，实证检验了非遗保护促进农民共同富裕的效果以及数字化环境在其中的重要调节影响。本文主要研究结论为：第一，非遗保护不仅有助于提升农民绝对收入水平，还有助于缩小农民收入差距，即非遗保护有助于农民共同富裕。但是，不同类型非遗保护对农民共同富裕的影响存在明显差异。其中，技艺类和表演类非遗保护效果更加明显。第二，数字化的快速发展对非遗助力农民共同富裕具有调节作用。良好的数字化环境显著增强了非遗保护对农民绝对收入水平的正向影响，但在缩小收入差距方面却存在一定的抑制效应。第三，机制分析表明，促进非农就业和农村劳动力回流是数字化环境发挥调节作用的两个重要渠道。

基于以上分析，本文得到政策启示：第一，在推动乡村振兴与农民增收过程中，应侧重利用技艺类与表演类非遗资源。在推动乡村振兴战略中，各地应优先开发技艺类、表演类非遗资源，特别是传统工艺和地方性表演艺术。政策制定者可通过设立专项资金或建立非遗工坊来支持非遗项目的传承与创新，同时开展教育和培训计划，提高农民对非遗的认识，激发他们对传统技艺的兴趣。第二，结合数字化发展促进非遗与现代生产方式融合。政府应鼓励农村居民利用现代科技手段，将非遗与现代生产方式结合。在数字化技术的帮助下，农民可以通过互联网平台学习新技能、提升传统技艺，并将非遗产品、农产品等在线展示和销售，突破地域限制，吸引更多消费者，从而提高收入。第三，推动非遗与乡村旅游、创意产业融合，从而提高农民收入。本研究还表明，数字化环境的支撑能促进农民通过非遗保护获得非农就业机会。因此，政府应鼓励将非遗与乡村旅游、文化创意产业深度融合，从而发展新的收入来源。例如，可以支持农民将非遗文化与民俗旅游、家庭旅馆、文化体验等项目结合，为游客提供独特的文化体验，同时提升地方经济的多元化。此外，非遗资源的保护和创新应用应当形成全产业链，全面涉及旅游、手工艺品、农业生产等多领域，以更好地促进农民收入的可持续增长。第四，保障政策应更多倾向于缩小收入差距。尽管非遗保护在促进农民收入方面取得了显著成效，但研究也发现，数字化环境也可能影响非遗保护作用的发挥。因此，政府应更加关注收入差距的平衡，采取差别化的扶持措施。政府可以通过提供教育培训、创业支持等措施来帮助中低收入群体跨越“数字鸿沟”，使其更好地融入非遗产业链，确保非遗保护的积极效应能够惠及所有收入群体。

综上所述，本文研究证实非遗保护在推动农民共同富裕和乡村振兴方面具有积极影响，尤其是在数字化环境的支撑下，能够为农民开辟更多的收入渠道，并有助于推动非遗资源的传承与创新，继而实现非遗保护与农民共同富裕的“双赢”局面。未来的研究可以更多关注非遗文化对农民共同富裕其他方面的影响，如生态保护、乡村发展等，从而提供多维度检验结果，以便更全面评估传统文化对农民共同富裕的价值。

主要参考文献：

- [1]陈冬华,陈彦斌,冯根福,等.在马克思主义政治经济学中国化时代化中建设中华民族现代文明——学习贯彻文化传承发展座谈会精神笔谈[J].经济研究,2023,(7):4-51.
- [2]陈梦根,周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023,(10):5-26.
- [3]丁元竹.“十四五”时期非物质文化遗产系统性保护相关政策措施研究[J].管理世界,2020,(11):22-34.
- [4]方师乐,韩诗卉,徐欣南.电商发展与农村共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2024,(2):89-108.

- [5]方师乐, 黄祖辉, 徐欣南. 数字金融发展的包容性增长效应——农户非农创业的视角[J]. [农业技术经济](#), 2025, (2): 43-62.
- [6]方霞, 谭龙昕, 陈思宇, 等. 数字金融、财产性收入与共同富裕——基于地区和家庭层面的分析[J]. [会计与经济研究](#), 2023, (4): 112-133.
- [7]龚浩群, 姚畅. 迈向批判性遗产研究: 非物质文化遗产保护中的知识困惑与范式转型[J]. [文化遗产](#), 2018, (5): 70-78.
- [8]黄祖辉, 宋文豪, 成威松, 等. 休闲农业与乡村旅游发展促进农民增收了吗?——来自准自然实验的证据[J]. [经济地理](#), 2022, (5): 213-222.
- [9]李亚娟, 欧阳辰星, 王成琪, 等. 非遗主体视角下传统技艺类文化遗产地方性话语环境建构研究[J]. [华中师范大学学报\(自然科学版\)](#), 2022, (1): 105-115.
- [10]李钰田. 国内传统手工艺类非遗传承与发展的研究综述[J]. [文化创新比较研究](#), 2023, (2): 92-97.
- [11]毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业[J]. [经济研究](#), 2009, (11): 105-117.
- [12]宋俊华. 中国非物质文化遗产保护发展报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2014.
- [13]谭娜, 朱妮娜. 旅游资源保护的就业增长效应研究——基于中国地市级面板数据的实证分析[J]. [旅游科学](#), 2023, (5): 158-175.
- [14]续继. 岗位数字化水平与薪资平等性及就业生态[J]. [中国经济问题](#), 2023, (2): 149-164.
- [15]徐鹏杰, 张文康, 曹圣洁. 产业结构升级、构建现代产业体系与农民农村共同富裕[J]. [经济学家](#), 2023, (5): 78-88.
- [16]徐现祥, 刘毓芸, 肖泽凯. 方言与经济增长[J]. [经济学报](#), 2015, (2): 1-32.
- [17]杨洪林. 非物质文化遗产生产性保护研究的反思[J]. [贵州民族研究](#), 2017, (9): 75-79.
- [18]杨俊文, 崔茂乔, 陶乔双. 重视“非遗”文化传承 引导形成扶贫产业[J]. [社会主义论坛](#), 2019, (4): 39-40.
- [19]姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异[J]. [经济研究](#), 2008, (5): 47-57.
- [20]曾芳芳, 林夏凯风, 林少敏. 灰色理论视角下农业文化遗产地农民增收对策研究——基于安溪铁观音产地数据的分析[J]. [科学决策](#), 2021, (3): 83-93.
- [21]张春玲, 范默苒. 科技驱动数字营销助力农民农村共同富裕[J]. [中国科技论坛](#), 2023, (8): 9-11.
- [22]张光南, 李小璜, 陈广汉. 中国基础设施的就业、产出和投资效应——基于 1998-2006 年省际工业企业面板数据研究[J]. [管理世界](#), 2010, (4): 5-13.
- [23]张科, 熊子怡, 黄细嘉, 等. 红色旅游发展与革命老区城乡收入差距——基于双重差分法的经验分析[J]. [中国农村经济](#), 2023, (5): 103-121.
- [24]赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. [管理世界](#), 2020, (10): 65-75.
- [25]Bourdieu P. The forms of capital[A]. Szeman I, Kaposy T. [Cultural theory: An anthology](#)[M]. Hoboken: Wiley-Blackwell, 2010: 81-93.
- [26]Falck O, Fritsch M, Heblich S. The phantom of the opera: Cultural amenities, human capital, and regional economic growth[J]. [Labour Economics](#), 2011, 18(6): 755-766.
- [27]Kim S, Im D U, Lee J, et al. Utility of digital technologies for the sustainability of intangible cultural heritage (ICH) in Korea[J]. [Sustainability](#), 2019, 11(21): 6117.
- [28]Rios-Avila F. Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition[J]. [The Stata Journal](#), 2020, 20(1): 51-94.
- [29]Smeets R. Language as a vehicle of the intangible cultural heritage[J]. [Museum International](#), 2004, 56(1-2): 156-165.
- [30]Tan N, Anwar S, Jiang W X. The impact of cultural heritage listing on regional tourism development in China[J]. [International Journal of Tourism Research](#), 2024, 26(4): e2694.

- [31] Winter T. Clarifying the critical in critical heritage studies[J]. *International Journal of Heritage Studies*, 2013, 19(6): 532–545.
- [32] Yang C H, Lin H L, Han C C. Analysis of international tourist arrivals in China: The role of World Heritage Sites[J]. *Tourism Management*, 2010, 31(6): 827–837.

Intangible Cultural Heritage Protection and Common Prosperity of Farmers in a Digital Environment: Evidence from the CFPS

Tan Na¹, Li Xue¹, Fang Jinping²

(1. *International School of Economics and Trade, Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 201209, China*; 2. *Price Monitoring and Research Department, Zhejiang Economic & Information Center, Hangzhou 310012, China*)

Summary: Intangible cultural heritage (ICH), as a form of cultural capital, plays a vital role in advancing rural revitalization and promoting common prosperity among farmers. In recent years, national and local governments in China have introduced a series of policies to unlock the potential of ICH in enhancing rural incomes. However, the effectiveness of these efforts varies across regions. Meanwhile, the rapid development of the digital economy has enabled broader dissemination of ICH, allowing individuals to generate income beyond traditional geographic constraints. This raises the question of whether ICH protection will affect the common prosperity of farmers in different ways in a digital environment.

Drawing on data from the China Family Panel Studies (CFPS), matched with the national ICH list and city-level panel data, this paper employs fixed-effects models and RIF regressions to empirically evaluate the impact of ICH protection on the common prosperity of farmers and the moderating role of a digital environment. The results show that ICH protection not only enhances farmers' absolute income, but also helps narrow income disparities, thereby promoting common prosperity. However, the effects vary across different types of ICH, with craftsmanship and performing arts showing more pronounced benefits. Moreover, a favorable digital environment significantly amplifies the positive effect of ICH protection on absolute income, while its effect on reducing income inequality is somewhat diminished. Mechanism testing further reveals that the promotion of non-agricultural employment and the return migration of rural labor are key channels through which digitalization exerts its moderating influence.

This paper makes the following marginal contributions: First, it enriches the literature on rural revitalization and common prosperity by providing empirical evidence on the role of ICH protection, thus expanding the empirical scope of common prosperity research. Second, it extends the research frontier of cultural economics by incorporating rural and digital economic development into its analytical framework. By identifying the heterogeneous effects of different types of ICH and the moderating role of digitalization, this paper offers practical insights for leveraging local cultural resources to advance the common prosperity of farmers.

Key words: intangible cultural heritage; common prosperity; digitization; non-agricultural employment; return migration of rural labor

(责任编辑 顾 坚)