

数字乡村建设能够促进农村居民增收吗？

——基于 801 个县域的 PSM—DID 检验

徐旭初^{1,2}, 徐之倡¹, 吴 彬¹

(1. 杭州电子科技大学 法学院 杭州 310018; 2. 浙江大学 中国农村发展研究院 杭州 310058)

摘 要: 数字乡村建设是实现中国式农业农村现代化的战略路径,对于农村居民生产生活及其收入变化将产生重要影响。本文采用我国 2016—2021 年 801 个县(市、区)的相关面板数据,应用倾向得分匹配—双重差分法(PSM—DID)对数字乡村建设与农村居民增收之间的关系进行实证检验。研究发现,数字乡村建设会促进农村居民收入增长;机制检验表明,数字乡村建设主要通过数字普惠金融和产业结构转型拉动农村居民收入增长;数字乡村建设可以促进农业数字化转型,但是从短期来看,数字农业建设会降低农村居民收入。异质性研究表明,数字乡村建设对东、中、西部农村居民收入的提高效应均呈现显著性,其中东部地区的提升效应最为明显;此外,数字乡村建设对农业县和工业县农村居民增收的影响都为正向,但从组间差异检验结果来看,数字乡村建设更能促进工业县农村居民收入提升。

关键词: 数字乡村建设; 农村居民收入; 数字普惠金融; 产业结构转型; 双重差分法

中图分类号: F323 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-462X(2023)12-0077-13

一、引言

改革开放以来,尽管农村地区有了全面的进步,但农民收入依然是“三农”工作的短板和痛点。一是城乡收入差距过大,早在 1978 年,我国城乡居民可支配收入比就已经达到 2.56:1,然而 2020 年该比例与改革开放初期相比并未缩小。

① 本文数字技术是指新一轮网络化、信息化和数字化的新技术在农业农村经济社会发展中的应用,从而进一步促进农民现代信息技能提高和加快农业农村现代化发展转型进程。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“加快数字乡村建设的理论创新与实践探索研究”(21ZDA031);浙江省社会科学规划专项课题“农业强国建设背景下农业产业数字化转型的机理、路径与对策研究”(浙社科办(2023)27 号)

作者简介:徐旭初,杭州电子科技大学法学院教授,浙江大学中国农村发展研究院教授;徐之倡,杭州电子科技大学法学院硕士研究生;吴彬,通讯作者,杭州电子科技大学法学院副教授。

二是不同农村地区收入差距明显,2020 年,农民收入最高的省份为上海,收入高达 34911 元,而收入最低的省份为甘肃,收入仅为 10344 元,不平衡现象十分突出。为了使农村居民人均可支配收入再上新台阶,我们必须构建新发展格局,实现中国式农业农村现代化。数字技术^①的出现,成为农业农村高质量发展的重要基础,数字技术创造了全新的生产方式和经济模式,促使农村生活、农业生产和社会治理发生了质的变化(殷浩栋等,2020;王胜等,2021)。在信息化与农业农村现代化的历史交汇期,2018 年中央一号文件首次提出“实施数字乡村战略”,之后,每年中央一号文件均提及要加快推进数字乡村建设发展。

自数字乡村建设工作开展以来,国内学者迅速开展了一系列关于数字乡村的学术研究,如关于数字乡村转型现实表征和影响机理(殷浩栋等,2020;周卫红等,2022)、数字乡村建设现实挑战(王胜等,2021;刘艳红和吕鹏,2022)、乡村数字治理顶层设计(刘俊祥和曾森,2020;沈费伟和叶温馨,2021)、

数字乡村治理的实践逻辑(沈费伟和袁欢 2020; 丁波 2022)、数字乡村战略推进逻辑(彭超 2019; 唐京华 2022)等,并为数字乡村建设提出许多建设性对策,但这些研究多是关于数字乡村的应然性理论研究。目前我国数字乡村研究仍处于起步阶段,试点地区的典型实践经验仍未被总结和推广,基于试点地区数字乡村建设经济效应的准自然实验实证研究仍然缺乏(曾亿武等 2021)。现有学者对于数字乡村的经济影响研究往往仅侧重于某个具体版块的作用,例如数字普惠金融对于缩小城乡收入差距及其减贫效应的研究(宋晓玲 2017; 张贺和白钦先 2018; 黄倩等 2019)、电子商务或淘宝村对于农民增收的作用研究(曾亿武等 2018; 李宏兵等, 2021)、数字农业对于农业生产经营收入提升的影响研究(马述忠等 2022)等。不难发现,关于数字乡村建设整体实施对农村居民收入影响的研究极少,相关领域仍有较大挖掘空间。

相较于现有文献,本文的贡献主要有以下四点:首先,既有研究主要集中于数字普惠金融、电子商务等微观因素对农村居民收入的影响,鲜有学者关注到数字乡村整体建设对于农村居民收入的影响,本文根据2020年中央网信办等七部门联合印发的《关于公布国家数字乡村试点地区名单的通知》信息,研究县域数字乡村建设对农村居民收入的影响,具有一定的创新性。其次,本文构建了数字乡村建设对农村居民收入的影响机制路径,即推动传统农业数字化、内部产业结构转型升级、外部数字普惠金融介入。再次,考虑到选择性偏差所导致的内生性问题,本文使用双重差分法(DID)和倾向得分匹配—双重差分法(PSM—DID),将被选为数字乡村试点地区这一事件视为“准自然实验”,评估了数字乡村建设对于农村居民收入的影响,使得本文研究结果的精确度得到了较大提高。最后,本文还评估了不同特点县域受数字乡村建设影响的异质性,相关研究结论对当前如何进一步高水平推进数字乡村建设具有一定的参考价值。

二、理论机制与研究假说

(一) 政策背景

在数字技术和数字经济迅猛发展的背景下,

为了弥补农村地区数字技术发展的不足,2018年中央一号文件《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》首次提出实施数字乡村战略。数字乡村建设成为农村地区融入数字社会的必由之路,也成为加速实现乡村全面振兴的重要路径之一。这一全新的农村建设和治理概念迅速在全国各地得到积极响应,并掀起了各地建设数字乡村的热潮。总体而言,数字乡村建设经历了两个发展阶段。

第一阶段是2018—2020年的政策推动期。2018年,中央网信办、农业农村部等举办数字乡村发展论坛,提出加快建设数字乡村、引领乡村振兴的目标。2019年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《数字乡村发展战略纲要》,明确将数字乡村作为乡村振兴的战略方向和数字中国建设的重要内容,各地区农村积极开展基于区域特点的数字乡村探索。2019年末,数字农业农村发展论坛发布《中国数字乡村发展报告(2019)》,全面总结了我国数字乡村探索阶段的进展和经验,展现了当前数字乡村发展现状。然而,由于各地区数字农业农村发展总体滞后,面临着基础设施薄弱、数据资源分散等挑战,地区创新能力不足,核心技术研发滞后。2020年初,农业农村部等多部门联合印发《数字农业农村发展规划(2019—2025)》,提出数字乡村产业数字化、数字产业化的主线,强调加强信息基础设施建设和数字生产能力建设,从此,我国农村地区获得了顶层政策支持,并进入了数字乡村试点阶段。

第二阶段是2020年至今的试点推广期。2020年,中央网信办等七个部门公布了第一批117个国家数字乡村试点名单,数字乡村建设进入国家试点推进阶段。2020—2021年间,各省份陆续公布省级数字乡村建设试点地区,要求这些试点地区根据本地需求开展符合当地特点的数字乡村发展模式探索。2021年,中央网信办等七部门组织编制《数字乡村建设指南1.0》,提出了数字乡村建设的总体框架和各种应用场景。基于此,我国学者开展了一系列数字乡村典型案例研究,将优秀的数字乡村建设经验、架构和模式推广到其他数字乡村发展滞后的地区,使得我国的数字乡村

建设进入由点到面的推广发展阶段。此后,涉及数字乡村建设实践的政策相继出台,2021年中央一号文件提出“实施数字乡村建设发展工程”,2022年中央一号文件提出“大力推进数字乡村建设”,2023年中央一号文件提出“深入实施数字乡村发展行动”。

从顶层政策探索到试点地区实践,再到试点经验推广,我国的数字乡村建设发展速度快、辐射范围广,取得了积极成效。毋庸置疑,数字乡村建设将对我国农村地区数字经济水平和数字技术水平提升产生深远影响。

(二) 数字乡村建设与农村居民收入

数字乡村建设是推动农业农村现代化的重要途径,包括促进数字产业化和产业数字化、提升当地政府的数字化治理能力,以及为居民提供更好的数字化服务,从而最终促进农村居民的收入增长。本文认为,数字乡村建设主要通过数字技术的广泛应用促进农业数字化转型、产业结构升级和数字金融服务扩张三个途径来增加农民的收入。首先,数字技术的普及和应用推动了农村地区传统产业的拓展和升级。数字乡村建设促进了农业生产的精准化、传统技术的智能化和信息网络的数字化。通过将物联网、大数据、卫星定位等新兴技术与传统农业生产相结合,数字乡村建设推动了农业生产数字化。其次,数字技术的引入还带来了新的产品和服务,促进了农村地区一二三产业的融合。例如,农产品电商和直播带货等数字化平台的兴起,使得农村居民能够直接将农产品销售给城市消费者,从而提高了农产品的附加值和农民的收入。最后,数字乡村建设改善了农村居民的创业环境。数字技术解决了农村居民创业面临的信息不对称、市场接入难等问题,但是,农村居民仍然面临资金不足的挑战。传统金融服务往往将长尾客户排除在外,只愿意为“金字塔顶端”人群提供服务(姚宏伟,2015),早期农村地区受金融排斥的影响,低收入群体的经济状况不断恶化(leyhson 和 Nigel,1995)。随着金融与科技的深度融合,以数字技术为基础的数字普惠金融服务能够较好地满足农村居民对于金融服务的需求。数字普惠金融的出现能够破解传统金

融体系的金融排斥现象,为弱势群体提供可持续金融服务,从而提高农民收入(周利等,2020)。据此,本文提出第一个假设。

H1: 数字乡村建设对农村居民收入具有提升作用,即与未被选为试点地区的县(市、区)相比,数字乡村建设对于试点地区农村居民收入的促进作用更强。

(三) 路径一: 推动传统农业数字化

数字乡村建设利用信息技术和数字化手段提供农业知识、技术和管理支持,帮助农民提高农业生产的效率。物联网、大数据和人工智能等数字技术可提供精准的农业解决方案,如通过天气监测系统、病虫害检测系统、农情实时监测系统,农民可以准确判断农作物的生长情况并采取相应的措施,保障农作物的正常生长(庄赞和王俊伟,2023),这样可以最大限度地提高作物产量和质量,降低生产成本,从而增加农民的收入。此外,农业数字化可以提供农产品追溯和溯源技术,确保农产品质量和安全。通过数字化的生产管理系统和信息化的追溯系统,农产品的生产和流通环节可以被准确记录和追踪,从而给消费者提供更加可靠的产品信息。数字乡村建设鼓励农民积极创新,推动农业产业的多元化和特色化发展。数字技术的应用可以帮助农民发掘和开发农产品的附加值,推动农业向高品质、高附加值、高效益的方向转变。通过数字化技术,农民可以生产有机农产品、绿色农产品和特色农产品,满足不同的市场需求,提高农产品的销售价格和增加农民的收入。综上所述,农业数字化转型通过提高农业生产效率、确保农产品质量和安全,以及推动农业产业多元化和特色化发展等机制,促进农村居民收入增长。基于以上观点,本文提出第二个假设。

H2: 数字乡村建设通过推动农业数字化转型促进农村居民增收。

(四) 路径二: 促进地区内部产业结构转型升级

数字乡村建设为地区发展提供了新动能,通过电子商务和直播带货等手段推进地区产业从一产到二三产拓展升级,同时这种生产要素在产业间不断流动所产生的收益会进一步促进经济增

长,从而增加农村居民收入。从需求端的角度来看,人们收入水平的提高以及对产品多样化、专业化的需求进一步促进制造业和服务业份额增长;从供给端角度来看,农业生产率提高,推动农业劳动力转移,同时,现代部门生产率快速地增长也会引致劳动力从传统部门转移出来(李国璋和魏梅,2008)。王海平等(2019)研究指出,产业结构升级对收入有正向影响,体现为第二产业比重提高对收入有显著负向作用,第三产业比重提高对收入有显著正向作用。因此,我们认为电子商务、直播带货等第三产业的兴起,使得农民能够直接将产品推广和销售给城市消费者,打破了传统的销售模式,可进一步增加农民收入。

电子商务发展是数字乡村建设的重要一环,在国家电子商务进农村综合示范政策的引领下,农村电商的蓬勃发展降低了县域经济中第一产业占比,提高了地区第三产业占比,推动地区产业结构向高级化转型;同时,电子商务进农村提高了地区整体收入水平,推动居民消费观念改变,从而使得消费更多地转向第二产业和第三产业(陶涛等,2022)。此外,数字乡村建设会进一步促进地区基础设施普及,以互联网、大数据、物联网等为代表的数字技术逐步融入农业各领域,优化了县域营商环境,从而吸引企业入驻,充分挖掘农业的多功能属性,延伸农业产业链条,推进地区产业结构向高级化发展。徐敏和姜勇(2015)、郑万吉和叶阿忠(2015)都指出产业结构升级在长期内会缩小城乡收入不平衡,但在不同时期、不同区域作用效果存在差异。2003年之后,随着人口的流动,产业结构优化升级所释放的普惠效应逐渐被农村居民享受,进一步促进了农村居民增收。基于以上观点,本文提出第三个假设。

H3: 数字乡村建设通过推动农村内部产业结构转型升级促进农村居民增收。

(五) 路径三: 推动外部数字普惠金融介入

数字乡村建设促进了地区基础设施建设,改善了当地金融环境,使得数字普惠金融得以长足发展,成为农村金融体系的重要内容。与传统基础设施相比,数字基础设施在农村的渗透速度更快、应用成本更低(殷浩栋等,2020)。截至2023

年,我国5G网络已覆盖所有地级市和县城城区。随着农村基础设施发展蒸蒸日上,各类互联网金融产品层出不穷,推动了数字普惠金融在偏远地区的广泛普及。再者,数字普惠金融服务凭借其数字性特点,进一步降低金融服务供给和使用成本,提高了金融服务覆盖广度和使用深度,从而推动地区经济增长(刘锦怡和刘纯阳,2020)。随着数字农业不断发展,催生了巨大的金融服务需求,农机具购置、先进系统引进、生产资料更新都需要大量资金,需要金融机构的信贷支持(庞艳宾,2020)。蔡宏宇和阳超(2021)发现,数字普惠金融一方面通过理财产品将农户“零散化资金”整合汇总,增加其额外收益,另一方面通过保险贷款提高农户抵御风险能力,保障农业收入。除此以外,数字普惠金融能有效促进农村居民增收,表现出正向空间溢出效应(陈鸣和于杰,2021;刘丹等,2019)。何宜庆等(2020)则更进一步指出,随着数字普惠金融发展水平向上跨越门限值,农民收入将得到显著提升。据此,本文提出第四个假设。

H4: 数字乡村建设通过推动数字普惠金融服务扩张促进农民增收。

三、数据来源、模型构建和变量选取

(一) 数据说明

本文实证研究选取的是2016—2021年我国801个县(市、区)的面板数据,其中县(市、区)特征数据主要来源于《中国县域统计年鉴》、各县(市、区)国民经济和社会发展统计公报、中国互联网络信息中心、地方统计局、企业预警通数据、马克数据网。数字普惠金融数据主要来源于《北京大学数字普惠金融指数》。^①我们对数据进行了如下处理:首先,截至2022年12月,总共有13个省份公布了本省份数字乡村试点地区名单,为了防止这部分省级数字乡村试点地区进入控制组样本中,降低数字乡村建设对于农村居民收入的平均处理效应,本文将这部分省级试点地区从样本数据中剔除。其次,由于《中国县域统计年鉴

^① 这套指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团研究院组成的联合课题组负责编制。

(2022)》中并没有县域农村常住居民人均可支配收入数据。农村常住居民人均可支配收入数据大部分来源于各县(市、区)国民经济和社会发展统计公报(以下简称为“公报”)。不同地区发布公报的时间不同。截至2022年12月,本文通过县(市、区)公报收集2016—2021年样本数据,剔除了缺失值样本后,最终得到23个省份总共801个县(市、区)样本数据。^①

(二) 模型构建

根据2020年国家发布的《关于公布国家数字乡村试点地区名单的通知》(以下简称为《通知》),我国31个省份(除去港澳台地区)总共117个县(市、区)被选为试点地区。这样的数据结构使得本文可以将“数字乡村试点地区选择”视为一项“准自然实验”。双重差分法是一种估计因果效应的计量方法,最早被广泛运用于经济学领域研究,后来因其能够避免政策作为解释变量所存在的内生性问题,即通过控制时间维度和截面维度差分,有效控制了被解释变量和解释变量之间的相互影响效应特点,从而真实地回答某项政策实施是否真的有效,被广泛应用于政策评估之中^[1]。实际情况中,不同的县(市、区)特征相差较大,这些特征对当地农村居民的收入影响也较大,这使得DID方法的运用面临内生性挑战。

倾向得分匹配(PSM)是为了避免因“选择性偏误”而导致研究具有内生性问题的一种计量方法,能够通过函数关系将多维协变量转换为一维的倾向得分,再根据倾向得分进行匹配,从而使得匹配过后的个体除是否接受处理外并无显著差异。因此本文选择PSM—DID评估数字乡村建设对农村居民收入的影响,以最大程度保证估计结果的准确性。为保证匹配稳健性,本文同时使用近邻匹配、卡尺匹配和卡尺内近邻匹配3种方法进行匹配^[2]。

本文将被国家选为试点地区的县(市、区)作为处理组,未被选为试点地区的县(市、区)作为控制组。通过比较被选为试点地区对处理组和控制组农村常住居民人均可支配收入的影响就可以评估数字乡村建设所产生的影响。根据研究目的,本文将双重差分法的基准回归模型设定为以

下形式:

$$INC_{it} = \alpha_0 + \beta_1 treat_i * time_t + \psi_i Z_{it} + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中,被解释变量 INC_{it} 为县(市、区)的农村常住居民人均可支配收入,下标 i 和 t 分别表示第 i 个县(市、区)和第 t 年; $treat_i * time_t$ 为是否被选为试点地区变量; Z_{it} 为控制变量; δ_i 为县(市、区)固定效应; μ_i 表示时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。(1)式中 $treat_i * time_t$ 的系数 β_1 为数字乡村建设对于农村居民收入的影响作用,即若数字乡村建设有利于提高农村常住居民人均可支配收入,则 β_1 系数显著为正。

(三) 变量选取

1.被解释变量。本文根据国家官方统计数据的衡量标准,选取2016—2021年的农村居民人均可支配收入代表农村居民收入水平。数据来源于《中国县域统计年鉴》、各县(市、区)国民经济和社会发展统计公报。

2.核心解释变量。是否为试点地区为本文的核心解释变量,即DID模型中处理组和处理年份的交互项。本文根据《通知》信息,选择名单中的试点地区作为处理组样本,变量取值为1,其他县(市、区)样本作为控制组,变量取值为0。基于此,本文将2020年设定为基准年份,^②2020年之前 $time_t$ 变量取值为0;2020年及以后设定为处理年份, $time_t$ 变量取值为1。

3.控制变量。为了尽可能控制处理组样本和控制组样本之间的特征差异,本文借鉴已有研究^{[3][4][5]},从地方政府财政情况、经济发展水平、城市化程度、对外开放水平、工业化程度、服务化程度、地方政府规模七个方面选取控制变量纳入模型之中。

4.机制检验变量。传统农业数字推动方面,本文根据龚新蜀等(2023)对农业现代化衡量的

① 部分省份内的所有数字乡村试点县都存在数据缺失,我们将这部分省份排除在了统计样本之外,所有剔除省份包含北京、天津、河北、辽宁、黑龙江、上海、西藏、新疆和港澳台地区。

② 本文关于政策基准年份的选取参考石大千等(2018)的做法,将政策公布年份及以后设置为处理年份。

方式,选择各地区的农业机械总动力衡量农业数字化水平^[6]。内部产业结构转型方面,本文根据干春晖等(2011)和郝晓雯(2013)对产业结构转型影响的研究方式,选择各地区非农产值与农业产值之比衡量产业结构高级化程度,并选择第二产业增加值,进行进一步研究^[7]。外部普惠金

融介入方面,本文选择数字普惠金融指数代表县(市、区)数字普惠金融发展状况。数字普惠金融指数结合了当地数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三方面,对于当地数字普惠金融发展较有代表性。各变量的含义与描述性统计结果见表1。

表 1 变量含义、赋值与描述性统计 (n = 1650)

变量类型	变量名称	变量含义与赋值	平均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	农村居民收入	县(市、区)当年的农村常住居民人均可支配收入(单位:万元)	1.4707	0.6069	4.6535	0.2541
核心解释变量	处理组	是否为数字乡村试点地区:是(处理组) = 1 否(控制组) = 0	0.0737	0.2612	1	0
	处理年份	是否为处理年份:处理年份(2021年) = 1 基准年份(2020年) = 0	0.3333	0.4715	1	0
中介变量	数字普惠金融指数	数字普惠金融指数	105.1067	10.7089	135.820	71.2157
	农业数字化	农业机械总动力	42.5075	36.5360	283	0
	产业结构高级化	非农产值与农业产值之比	8.1413	11.0493	154.4544	0.5360
控制变量	财政水平	县域当年地方一般公共预算收入的对数值	11.2991	1.1292	14.8233	7.2041
	经济发展水平	县域当年人均生产总值	5.2130	4.2043	51.5175	0.5864
	城市化程度	用非农业人口占总人口的比重表示	0.1829	0.1709	1	0
	对外开放水平	实际利用外资金额(万美元)与全市生产总值(万元)比值	0.0026	0.0047	0.0995	0
	工业化程度	二产增加值占生产总值的比重	0.3843	0.1447	0.9780	0.0331
	服务化程度	三产增加值占生产总值的比重	0.4384	0.1021	1.0310	0.1146
	地方政府规模	县域一般公共预算支出占全县生产总值的比值	0.2985	0.2590	5.4318	0.0133

四、数字乡村建设对农村居民收入影响的估计结果

(一) 基准估计结果

本文先使用 Probit 模型估计倾向得分,表2中列(1)至(4)表示数字乡村建设对农村居民收入影响的平均处理效应,其中列(1)为不使用PSM直接进行DID方法回归所得出的结论,列(2)至(4)为基于不同匹配方法的PSM—DID方法并去除共同支撑域以外样本所估计的平均处理效应。从列(1)至(4)数据可以看出,数字乡村试点地区在1%的统计水平上对当地县(市、区)农村居民收入具有正向影响,说明数字乡村建设的

实施能够有效促进农村居民增收,假设H1得到验证。

从表2中的回归结果还可以看出,列(2)至(4)所估计出的平均处理效应略高于直接使用DID方法所得出的平均处理效应。这表明在不使用PSM的前提下,直接使用DID评估建设平均处理效应会受到其他可观测因素负向的影响,因此,PSM—DID方法在解决样本选择性偏差问题时十分有效。

(二) PSM—DID 的平衡性检验

PSM方法的核心前提是将处理组样本与具有相似特征的控制组样本进行比较,即通过匹配的方式使得处理组样本个体与控制组样本个体除

自变量外其他各因素都相似,再通过处理差异来解释因变量差异的行为。^①下页表3描述了在对样本进行1:2卡尺范围为0.05的匹配后倾向值匹配结果。Rosenbaum和Rubin(1983)研究指出,PSM匹配后协变量的标准偏差百分比需小于20%,以到达匹配结果^[8]。根据表3的结果显示,匹配后的标准偏误均远小于10%,表明两组样本在经过倾向得分匹配之后,处理组和控制组样本特征比较相似。另外,匹配后Pseudo R²值由0.037降低到0.003,LR统计量由93.43降低到2.99(不再显著),表明匹配结果能较好地平衡两组样本的控制变量分布,平衡性检验通过。

表2 数字乡村建设对农村居民收入影响的估计结果

被解释变量: 农村居民收入	DID	PSM-DID		
		近邻匹配	卡尺匹配	卡尺内 近邻匹配
	(1)	(2)	(3)	(4)
处理组× 处理年份	0.0629*** (0.0142)	0.0660*** (0.0143)	0.0649*** (0.0144)	0.0649*** (0.0144)
财政水平	0.0414*** (0.0083)	0.0407*** (0.0083)	0.0404*** (0.0084)	0.0404*** (0.0084)
经济发展 水平	0.0043*** (0.0016)	0.0038** (0.0016)	0.0037** (0.0016)	0.0037** (0.0016)
城市化 程度	0.3237*** (0.0428)	0.3188*** (0.0427)	0.3251*** (0.0429)	0.3251*** (0.0429)
对外开放 水平	4.1484*** (0.7226)	4.0269*** (0.7230)	3.9973*** (0.7257)	3.9973*** (0.7257)
工业化 程度	0.0894 (0.0674)	0.0906 (0.0679)	0.0967 (0.0688)	0.0967 (0.0688)
服务化 程度	0.0753 (0.0727)	0.0847 (0.0730)	0.0896 (0.0741)	0.0896 (0.0741)
地方政府 规模	0.1026*** (0.0268)	0.1290*** (0.0308)	0.1350*** (0.0320)	0.1350*** (0.0320)
常数项	0.5068*** (0.1074)	0.5065*** (0.1077)	0.5035*** (0.1096)	0.5035*** (0.1096)
个体/时间 固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4806	4792	4752	4752
R ²	0.8085	0.8088	0.8087	0.8087

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平;括号内为标准误;列(2)至(4)回归中剔除了落在共同支撑域外的处理组和控制组样本。

五、稳健性检验

(一) 共同支撑域检验

PSM匹配必须遵循共同支撑域假设,所以本文对处理组样本和控制组样本进行共同支撑域检验。倾向得分匹配后处理组和对照组的密度函数图显示(见图1)匹配后处理组和对照组的倾向得分分布重合区间较大,倾向得分值多集中于0.1,所以本文认为最终匹配结果符合共同支撑域假设。

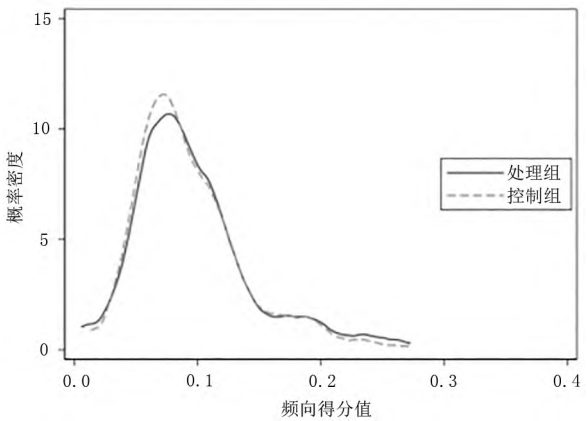


图1 倾向得分匹配后处理组和对照组的密度函数图

(二) 平行趋势检验

平行趋势检验用于保证在政策实施前处理组和控制组存在平行趋势。本文将2020年设定为政策发生年份,平行趋势的检验结果表明,^②2020年前的回归结果在0点上下浮动,这满足政策发生前处理组和控制组拥有相同发展趋势的假设。2020年之后的处理组脱离0点附近,并且政策的动态效应显著提升,验证了基础回归结果。

(三) 安慰剂检验

由于基准回归的结果仍然可能是由于一些其他不可观测因素或者遗漏变量所致,为了进一步验证基准估计结果的可靠性,本文进行安慰剂检验。

① 为了避免匹配协变量和回归控制变量一致,本文选择地区生产总值(县域当年生产总值的对数值)、财政水平(县域当年地方一般公共预算收入的对数值)、第一/二/三产业(第一/二/三产业增加值的对数值),以及县域户籍人口作为匹配协变量。

② 平行趋势检验图略,如有需要请向作者索取。

验。研究将处理组随机化,对处理组变量进行 1000 次的随机抽样,每一次都从 801 个县(市、区)样本中抽样出 59 个样本作为伪处理组,将剩余样本作为伪对照组。由于伪处理组都是随机抽样产生的,所以实验所得到的平均处理效应应该分布在 0 点附近。否则,基准实验则是受到不可观测因素或变量遗漏的影响。基于 1000 组随机实验的核密度估计分布图(见图 2)发现,“处理组×处理年份”的系数和 t 值估计值都围绕在 0 点附近,且政策效果系数远远小于基准回归的 0.066。这表明,前文 PSM—DID 所得到的估计结果通过了安慰剂检验,基准估计并没有因为其他不可观测因素或者遗漏变量而产生误差。

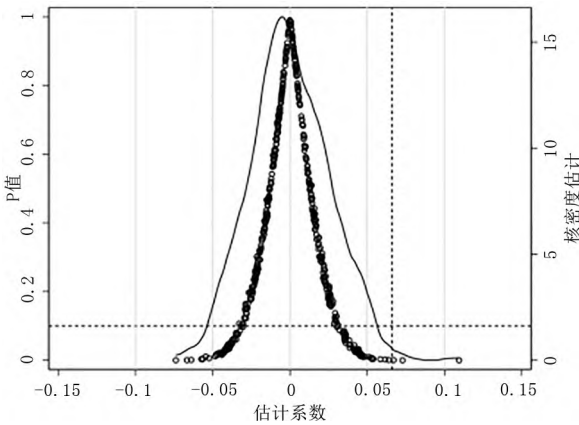


图 2 随机模拟的“处理组×处理年份”系数/t 值的核密度估计分布图

表 3 倾向得分匹配结果

变量名称	类型	均值		标准化偏差 (%)	标准化偏差变化 (%)	t 统计量
		处理组	对照组			
		(1)	(2)			
地区生产总值	匹配前	14.555	14.178	36.2	85.9	6.89
	匹配后	14.627	14.68	-5.1		-0.76
财政水平	匹配前	11.703	11.267	36.4	85.3	7.03
	匹配后	11.772	11.836	-5.4		-0.75
地区	匹配前	0.7118	0.678	7.4	87.3	1.32
	匹配后	0.7241	0.719	0.9		0.13
第一产业	匹配前	12.435	12.284	16.9	71.1	3.21
	匹配后	12.497	12.541	-4.9		-0.75
第二产业	匹配前	13.616	13.128	37.8	83.8	6.97
	匹配后	13.688	13.767	-6.1		-0.88
第三产业	匹配前	13.665	13.327	32.5	90.2	6.22
	匹配后	13.736	13.769	-3.2		-0.47
人口	匹配前	52.594	53.324	-2.1	-302.3	-0.35
	匹配后	53.473	56.409	-8.5		-1.22

(四) 更换匹配方法的进一步检验

在使用 PSM—DID 进行研究时,PSM 倾向于用截面数据进行匹配,而 DID 则适用于面板数据。如果用传统方法将面板数据看作截面数据进行匹配容易产生自匹配问题,即建设实施后的样本匹配到建设实施前的自身样本。为了克服上述问题,谢申祥等(2021)提出,将面板数据按照年份划分成不同期,再进行逐期匹配,将逐期匹配结

果加权计算从而得到新的 ps 值,通过新的 ps 值匹配解决自匹配的问题。

本文将面板数据拆分成截面数据,对每年的截面数据进行 probit 回归得到样本当年的 ps 值,最终运用 ps 值(psit) 进行匹配,本文进行了 1 : 2 近邻匹配和卡尺匹配,PSM—DID 的回归结果如表 4 列(1) 至(2) 所示。表 4 列(1) 至(2) 的回归结果显示,运用逐期匹配仍能得到数字乡村建设对

农村居民收入有正向影响的结论。同时,在不同匹配方法匹配结果下进行回归,仍能得到数字乡村试点地区在 1% 的统计水平上对当地县(市、区)农村居民收入具有正向影响。可见,在加入特殊变量和更换匹配方法后,基准估计结果仍然具有稳健性。

表 4 稳健性检验结果

被解释变量: 农村居民收入	1 : 2 匹配 (1)	卡尺匹配 (2)	工具变量法 (3)
处理组×处理年份	0.0508*** (0.0176)	0.0461*** (0.0175)	6.8250*** (0.7850)
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	—	—	62.2660 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	—	—	73.5220 [16.38]
常数项	0.4900*** (0.1320)	0.5256*** (0.1330)	—
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体/时间固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	4711	4455	4806

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内为标准误。

(五) 工具变量法

尽管 PSM—DID 可以缓解因选择偏差导致的内生性问题,但是研究仍然可能存在内生性偏差。一方面,数字乡村试点地区对于农村居民增收具有显著作用,但是国家也有可能选择农村居民人均收入较高、增长速度较快的地区为试点地区,因为这些地区有着良好的经济基础,地区居民基础设施普及率更高,地区开展数字乡村起步更快,被选为数字乡村试点地区与农村居民增收之间可能存在反向因果关系;另一方面,影响农村居民收入的因素较多,尽管本文已经控制了主要因素,但仍然可能存在遗漏变量的情况。这些都有可能导致核心解释变量估计结果偏差。

对此,本文使用工具变量法(2SLS)对基准模型进行估计。借鉴赵涛等(2020)的研究方法^[9],本文拟采用各县(市、区) 2002 年装用固定电话户数作为数字乡村建设的工具变量,历史上固定电

话户数多的地区很可能拥有更完善的基础设施,因此当地居民拥有更高使用数字产品的意愿,从而对后续的数字技术发展和普及产生影响,满足内生性要求。同时,传统通信工具随着数字时代的到来逐渐被淘汰,符合工具变量的外生性要求。现有研究多将固定电话数量用作代表数字乡村建设水平的工具变量,而非数字乡村试点政策。本文遵循之前研究的经验认为,一方面,固定电话数较多的地区具有更好的数字基础和数字素养,更有可能被选为试点地区;另一方面,被选为数字乡村试点县的地区,在后续的发展过程中,数字乡村建设水平应该高于相似地区。基于此,本文认为被选为数字乡村试点地区与其数字乡村建设水平息息相关,因此仍然可以选择地区固定电话数作为工具变量。

由于工具变量属于横截面数据,无法与面板 PSM—DID 模型结合,本文进一步借鉴 Nunn 和 Qian(2014)的设置方法^[10],将 2002 年各地区固定电话户数与上一年全国互联网用户数构造交互项,作为核心解释变量的工具变量。回归结果如表 4 列(3)所示,在考虑内生性问题之后,数字乡村建设对于农民增收效应的显著性依旧成立,结果在 1% 的水平下显著。此外,工具变量的 LM 统计量 p 值为 0.000,显著拒绝原假设; F 统计量大于 Stock—Yogo 的弱识别检验 10% 水平上的临界值。以上统计量检验说明,选取 2002 年地区固定电话户数与上一年全国互联网用户数的交互项为工具变量具有合理性。

六、机制路径分析

(一) 路径一: 推动传统农业数字化

数字乡村建设要求对传统农业进行改造,使其向精准化、智慧化和数字化方向发展,从而提高农业生产效率。正如前文理论分析所指出的,数字乡村建设延伸了农业产业链和提高了农产品附加值,进而推动了农民增收。因此,本文将农业数字化程度作为中介变量,研究数字乡村建设对农民增收影响的机制路径,回归结果如表 5 列(1)和(2)所示,数字乡村建设可以显著提高地区的数字农业水平。然而,数字农业水平的提高却会

显著降低农村居民的收入 ,与本文的假设 H2 不符合。无独有偶 ,吴友群等(2022) 也指出当前阶段数字农业的发展可能会导致农村居民收入下降^[11]。本文认为这主要是因为我国尚处于数字乡村建设的初级阶段 ,数字农业的发展仍处于试验示范阶段。一些发展基础较好的地区所建立的数字农业系统 ,如“产业大脑”和“数字农业驾驶舱” ,大多仅针对某个示范地区 ,并未进行大范围的推广。而一些发展较差的地区仍在从农业生产机械化向自动化发展 ,更不用说农业生产的数字化和智能化。因此 ,从长远来看 ,一旦实现了农业生产的数字化 ,将使更多的农民受益于数字农业所带来的福利。

(二) 路径二: 促进内部产业结构转型升级

数字乡村建设带来的数字技术升级将进一步

促进试点地区的产业结构转型升级。本文通过使用非农产值与农业产值之比来衡量产业结构高级化程度 ,以研究在数字乡村建设环境下产业结构从一产向二三产扩展和升级的情况。回归结果如表 6 列(1) 和(2) 所示 ,数字乡村建设对地区产业结构高级化的估计系数显著为正 ,表明数字乡村建设能够促进地区二三产业增加值的提高。同时 ,根据列(2) 的结果 ,产业结构的高级化进一步推动了农村居民收入的增加 ,验证了假设 H3 的成立。为了进一步验证中介效应的传导路径 ,本文将二产和三产增加值分别放入回归中 ,结果如表 6 列(3) 至(6) 所示。基准回归显示 ,数字乡村建设对于二三产业增加值均有显著提升 ,同时二三产业增加值的提升进一步推动了农村居民收入的增加。

表 5 数字乡村建设促进农村居民增收的机制检验(1)				
被解释变量:	数字农业	农村居民人均 可支配收入	数字普惠金融发展	农村居民人均 可支配收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
处理组×处理年份	1.3324** (0.5890)	0.0677*** (0.0143)	0.4215** (0.2108)	0.0639*** (0.0144)
数字金融发展	—	—	—	0.0077*** (0.0011)
高级产业结构	—	—	—	—
数字农业	—	-0.0013*** (0.0004)	—	—
常数项	70.2135*** (4.4358)	0.5999*** (0.1109)	81.1126*** (1.6888)	-0.1596 (0.1447)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体/时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4792	4792	4775	4775
R ²	0.0700	0.8094	0.9660	0.8110

注: ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号内为标准误。

周江梅等(2019) 研究指出 ,农业结构调整对于农民收入具有显著作用 ,但第二产业比重的增加却对农民收入产生抑制作用 ,与本文的回归结论不一致^[12]。本文认为 ,在数字乡村建设之前 ,一产向二产的升级大多为企业行为 ,其所产生的附加值增加主要流向企业家而非农村居民。蒋薇等(2020) 指出 ,目前第一产业仍然是农民主要收入来源^[13]。白雪秋和包云娜(2021) 则从劳动价值论的角度出发 ,进一步指出农村劳动者在创造和支配剩余价值方面与城市劳动者相比存在较大差距 ,这使得城市第二、三产业从业者能够获得更高的收入^[14]。然而 ,数字乡村政策是典型的农

民倾向性政策 ,数字乡村所带来的经济数字化实现了一二三产业的融合 ,第一产业成为农民主要收入来源的比例逐步下降。政府通过数字化手段整合了农业生产、加工、销售和服务 ,打破了农业

与二三产业之间的壁垒。农民不再需要通过企业来进行农产品的加工和销售 ,而是通过数字化机器、电子商务、直播带货等方式 ,完成农产品的加工、销售和服务。

表 6 数字乡村建设促进农村居民增收的机制检验(2)

被解释变量:	产业结构 高级化	农村居民人均 可支配收入	二产	农村居民人均 可支配收入	三产	农村居民人均 可支配收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理组×处理年份	0.5320* (0.2951)	0.0635*** (0.0143)	8.1330** (3.8665)	0.0607*** (0.0141)	21.7780*** (3.6304)	0.0445*** (0.0139)
高级产业结构	—	0.0043*** (0.0008)	—	—	—	—
二产	—	—	—	0.0006*** (0.0001)	—	—
三产	—	—	—	—	—	0.0010*** (0.0001)
常数项	-3.7042* (1.9299)	0.5879*** (0.0932)	-75.8114*** (25.2877)	0.6193*** (0.0923)	-6.5999 (23.7438)	0.5783*** (0.0906)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体/时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	4792	4792	4792	4792	4792	4792
R ²	0.0672	0.8103	0.1392	0.8142	0.2832	0.8206

注: ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号内为标准误。

(三) 路径三: 推动外部数字普惠金融介入

国内现有研究开展了很多关于数字普惠金融对城乡收入差距影响的研究 ,其结果都显示 ,数字普惠金融的出现能够显著缩小城乡收入差距(宋晓玲 2017; 张贺和白钦先 2018)。同时 ,技术进步是推动金融创新的重要力量 ,数字普惠金融作为一种崭新的金融业态 ,依托数字技术在农村迅速发展 ,通过提升金融服务的触达能力并降低金融服务成本进而影响农村居民收入。本文用数字普惠金融指数来衡量地区数字普惠金融发展情况 ,并进一步研究其中介效应 ,回归结果如表 5 所示。表 5 列(3) 显示 ,数字乡村建设对于试点地区数字普惠金融的发展促进效果显著 ,这表明数字乡村建设的实行促进了试点地区数字普惠金融的发展。同时 ,从列(4) 的结果来看 ,数字普惠金融的发展可以十分有效地促进农村居民收入增长 ,这与本文所提出的 H4 完全一致。可见 ,数字乡村建设对农村居民收入的提升效应中存在通过

外部金融服务向试点地区的扩展 ,即普惠金融通过降低当地服务供给成本和使用成本 ,提高金融服务覆盖广度和使用深度发挥作用。

七、异质性分析

数字乡村建设能够促进农村居民增收 ,这表明国家鼓励地区开展数字化转型的政策导向是正确的。然而 ,在现实情况中 ,并非所有的数字乡村试点地区均能够有效提升农村居民收入。数字乡村建设对于农村居民收入提升效应还受到地理位置、地区政府规模等多种因素的影响和制约。因此 ,有必要进一步识别数字乡村建设促进农村居民增收的必要条件。

(一) 地理位置异质性分析

我国疆土广袤且各地区发展有较大差异 ,考虑到区位之间的差异性 ,借鉴国家发改委对我国东中西部地区的划分规则 ,本文开展了数字乡村建设对于不同区域农村居民收入影响的异质性研

究。回归结果表明,数字乡村建设对于东中西部地区的农村居民收入提升作用均呈现显著性,其中对于东部地区的提升效果最为明显。根据《中国数字乡村发展报告(2022)》显示,无论是从地区数字乡村发展水平角度还是农产品电子商务发展角度来看,都呈现东部发展水平较高、中部次之、西部发展紧随其后的格局。无论是数字基础设施发展还是经济数字化发展,最发达的县域集中在东部地区,部分中部地区接近于东部地区。为了进一步分析数字乡村建设对不同地区县域农村居民收入的影响差异,本文还进行了组间差异检验。检验结果表明,数字乡村建设对东部地区和中地区农村居民收入的影响存在显著的组间差异;数字乡村建设对西部地区和中地区农村居民收入的影响也存在显著的组间差异;然而,数字乡村建设对东部地区和西部地区农村居民收入的影响则没有显著的组间差异。这表明,与中部地区相比,数字乡村建设更能促进东部地区农村居民收入的提升。此外,在西部地区和中地区,数字乡村建设对农民收入的提升效应差别不大。值得注意的是,数字基础设施是数字乡村建设的重要物质支撑,东部地区具备较好的电子商务基础和数字基础设施条件,在积极响应上级政府政策支持的同时,结合自身特点,东部地区能更好地推动当地的数字化转型,进而促进农民增收。相反,中西部地区由于数字基础设施方面的劣势,需先加强本地区的数字基础设施建设,这导致数字乡村建设所带来的经济增长效应具有时滞性,并呈现出不同地区在推进数字乡村建设方面,农民增收效果不同的格局。

(二) 县域定位异质性分析

数字乡村建设在县级市和县之间的作用效果不同,即在不同的县域定位之下,数字乡村建设对农民收入影响效果不同(朱喜安和王慧聪,2023)。此外,数字乡村建设所带来的资本要素在农业县和工业县中的关注重点也有所不同(孙学涛等,2022)。在农业县中,重点更倾向于促进农业机械化水平;而在工业县中,数字乡村建设则与县域工业发展带来的机遇相结合。根据前文的分析结果,考虑到我国数字农业仍处于试验示范

阶段,因此数字乡村建设在农业县的作用效果可能具有时滞性,并且作用效果可能弱于工业县。本文参考孙学涛等(2022)的研究,将样本划分为工业县和农业县,并对不同县域定位的异质性回归结果进行了分析^[15]。研究结果表明,数字乡村建设对农业县和工业县农村居民增收的影响效果均为正,且在工业县中的显著水平较高。组间差异检验发现,数字乡村建设对农业县和工业县农村居民增收的影响存在显著组间差异。这表明与农业县相比,数字乡村建设更能促进工业县农村居民收入提高。这与本文之前所讨论的观点相一致,即现阶段我国数字农业对于农村居民收入提升作用效果有限。因此,数字乡村建设对于工业县农民增收效应会高于农业县。

八、结论与建议

本文基于我国801个县(市、区)的面板数据,在分析数字乡村建设对农村居民收入作用机制的基础上,使用DID和PSM—DID评估了建设的平均处理效应,主要结论如下。首先,数字乡村建设可以显著地促进农村居民增收。无论是DID还是PSM—DID结果均显示,数字乡村建设对农村居民收入增长产生了积极的作用。研究采用多种方法进行稳健性检验后发现,这一结论仍成立。影响机制检验结果表明,数字乡村建设对于农村居民收入提升效应来自于数字金融服务扩张和产业结构转型升级。数字乡村建设会进一步促进地区数字普惠金融发展从而增加农村居民收入。同时,本文发现数字乡村建设的实施可以有效促进第二产业和第三产业增加值的提高,总体趋势表现为产业结构向高级化发展,而产业结构转型会进一步提高农村居民人均可支配收入。此外,数字乡村建设可以促进农业数字化转型。但是,从短期来看,数字农业会降低农村居民收入,这可能是由于我国数字农业目前仍处在试验示范阶段,还未真正达到农业智慧化、数字化。异质性分析结果表明,数字乡村建设对于东部、西部和中地区地区的农村居民收入提升作用显著,但作用力度各有不同。对于不同县域定位的地区,数字乡村建设对于农民增收均作用显著,但在工业县的促进

作用更为明显。

基于上述结论,本文得出如下启示。第一,数字乡村建设有利于促进农村居民增收,但要关注不同地区发展平衡问题。因此,中央需要采取更具包容性和公平性的区域发展策略,加大对数字乡村发展滞后地区的支持力度和社会帮扶力度,在充分考虑当地数字环境和资源禀赋的基础上,因地制宜地制定乡村数字化转型策略,以实现政策实施对于当地居民收入有效提升的作用。第二,尽管目前数字农业发展给农村居民收入带来不利影响,并且数字乡村建设对于农业县农村居民的增收效应也低于工业县,但从长远来看,我们仍应积极推动农业数字化转型。作为一个农业大国,农业是我国支撑国民经济建设与发展的基础产业。因此,我们应积极开展数字农业试点工作,将数字农场示范工程推广至整个农村地区,形成具有地区特色的农业数字化体系和系统。第三,数字乡村建设通过外部金融服务扩张能够有效促进农村居民收入增长。数字普惠金融服务降低了农村地区获取金融服务的门槛,但是数字普惠金融在农村的发展也受到制度和技术环境制约(梁双陆和刘培培,2019)。因此,农村地区要进一步加快数字化基础设施建设,开发适应地区数字普惠金融特点的数字化平台,为数字普惠金融发展提供技术支撑。除此以外,地方政府要大力支持农村数字普惠金融发展,进一步优化农村数字普惠金融环境。第四,研究结果显示产业结构转型也是增加农村居民收入的有效手段,数字乡村建设实行后,很多农村地区的非农产业占比显著提高,因此,当地政府要进一步推进农村电子商务、数字农业发展,促进农村产业结构向高级化转型。

参考文献:

- [1] 胡日东、林明裕《双重差分方法的研究动态及其在公共政策评估中的应用》,《财经智库》2018年第3期。
- [2] 郑风田、崔梦怡、郭宇桥、王若男《家庭农场领办合作社对农场绩效的影响——基于全国556个家庭农场两期追踪调查数据的实证分析》,《中国农村观察》2022年第5期。
- [3] Tang K., Xiong Q., Zhang F., “Can the E-commerce Improve Residents’ Income? —Evidence From ‘Taobao Counties’ in China” ,*International Review of Economics & Finance* ,Vol.78 2022.
- [4] 宋亮、汤家慧《精准扶贫是否降低了农村地区收入不平等?——基于全国1856个县域面板数据的分析》,《吉林工商学院学报》2022年第2期。
- [5] 余泳泽、潘妍《高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释》,《中国农村经济》2019年第1期。
- [6] 龚新蜀、李丹怡、刘越《数字乡村建设影响共同富裕的实证检验》,《统计与决策》2023年第15期。
- [7] 干春晖、郑若谷、余典范《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期。
- [8] Rosenbaum P. R., Rubin D. B., “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects” ,*Biometrika* ,Vol.70 No.1 ,1983.
- [9] 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》,《管理世界》2020年第10期。
- [10] Nunn N., Qian N., “US Food Aid and Civil Conflict” ,*American Economic Review* ,Vol.104 No.6 2014.
- [11] 吴友群、叶青杨、曹欣宇《数字农业、农业资本有机构成与农村居民收入》,《安徽农业大学学报》(社会科学版)2022年第1期。
- [12] 周江梅、林国华、陈志峰《产业升级、农业结构调整与县域农民收入——基于福建省58个县域面板数据的研究》,《华东经济管理》2019年第8期。
- [13] 蒋薇、辜寄蓉、蒋和平、钟海玲、陈正逸、赵柯崴:《中国农村职业变化与农民个人平均收入的相关性分析——以2010—2016年Cfps中国家庭调查数据为例》,《农村经济与科技》2020年第8期。
- [14] 白雪秋、包云娜《中国城乡收入差距本源性探讨——基于劳动价值论视角》,《社会科学辑刊》2021年第5期。
- [15] 孙学涛、于婷、于法稳《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》,《中国农村经济》2022年第2期。

[责任编辑:曾博]

Can Digital Rural Construction Promote Income Growth for Rural Residents?

——PSM-DID Test Based on 801 Counties

XU Xu-chu^{1 2}, XU Zhi-chang¹, WU Bin¹

(1.School of Law , Hangzhou Dianzi University , Hangzhou 310018 , China;

2.China Academy for Rural Development , Hangzhou 310058 , China)

Abstract: Digital rural construction is a strategic path for Chinese agricultural and rural modernization , which has an important impact on the life of rural residents and their income. This paper utilizes panel data from 801 counties in China from 2016 to 2021 and employs PSM-DID to conduct empirical analyses. This research finds that digital rural construction can promote rural residents' income growth; mechanism test shows that digital rural construction mainly drives rural residents' income growth through digital inclusive finance and industrial structure transformation. Furthermore , digital rural construction facilitates the digitization of agriculture. However , in the short term , digital agriculture may lower rural residents' income; Heterogeneity analysis demonstrates that the positive effect of digital rural construction on rural residents' income is significant in the eastern , western , and central regions , with the most pronounced effect observed in the eastern region. Additionally , digital rural construction has a positive impact on income increase for rural residents in both agricultural and industrial counties. The results of intergroup difference tests suggest that digital rural construction has a greater potential to boost rural residents' income in industrial counties.

Key words: Digital Rural Construction; Rural Residents' Income; Digital Inclusive Finance; Industrial Structure Transformation; DID Model

Anthropocene Science and Chinese Historical Studies

WANG Lin-ran

(Key Research of Social History of China , School of History , Nankai University , Tianjin 300350 , China)

Abstract: Since the 21st century , the concept of the “Anthropocene” has gradually evolved into a cutting-edge field that attracts widespread attention in natural sciences , social sciences , and humanities both at home and abroad. However , in the field of history , especially Chinese historical studies , the discourse is relatively weak , and knowledge production directly centered around the theme is comparatively sparse. The participation of Chinese historians in Anthropocene research can contribute to a more comprehensive understanding of Anthropocene , and in turn , enrich the development of Chinese historical studies. At the ontological level , categories closely associated with the Anthropocene , such as the atmosphere , biosphere , hydrosphere , lithosphere , also bear relevance to the course of Chinese history , which underscores that the subject of our history is not singular. At the epistemological level , within the framework of the Anthropocene , we can focus on the complex interactive feedback between human activities and the Earth system in the contemporary history of China , so the Anthropocene will no longer be a mere dispensable backdrop for Chinese historical research. At the methodological level , the new roadmap of the Anthropocene will guide closer collaboration between Chinese historical studies and Earth system sciences , among other natural sciences , providing theoretical and methodological inspiration for Chinese historical research.

Key words: Anthropocene; Chinese History; Earth System Science; Historical Theory and Methodology

[英文编校: 宋琳琳]