

数字乡村建设与城乡收入差距： 一个U型关系

李晓慧,李谷成*

(华中农业大学经济管理学院/农业经济研究所,湖北武汉430070)



摘要 缩小城乡收入差距,是实现共同富裕亟待解决的重要问题。基于偏向型技术进步理论,对数字乡村建设与城乡收入差距的关系进行理论分析,利用县域数字乡村发展指数与县域经济统计数据实证检验数字乡村建设与城乡收入差距之间的关系。基准回归结果显示,数字乡村建设对城乡收入差距的影响呈现出先缩小后扩大的U型效应,这一结果经过内生性及稳健性检验后仍然成立。从各维度看,数字基础设施对城乡收入差距的影响处于扩大阶段,而乡村经济数字化、乡村治理数字化及乡村生活数字化对城乡收入差距的影响处于缩小阶段。异质性分析表明,数字乡村建设对城乡收入差距的影响存在地区差异,对东部和中部地区影响显著,对西部地区影响不显著;在粮食主产区与非主产区均呈U型影响效应。机制研究显示,技能溢价是阻碍数字乡村建设缩小城乡收入差距的重要因素。为更好发挥数字乡村建设缩小城乡收入差距的作用,需进一步保障数字乡村发展质量,提高农村居民数字技能水平,促进资源在区域间的合理配置。

关键词 数字乡村;城乡收入差距;技能偏向型技术进步;技能溢价

中图分类号:F323 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2024)04-0012-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.04.002

共同富裕是社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。自党的十九届五中全会明确提出“扎实推动共同富裕”以来,中国在共同富裕新征程上不断探索、积极创新,为实现第二个百年奋斗目标不懈努力。城乡平衡发展是实现共同富裕的重要一环,收入差距大是城乡发展不平衡的一个突出表现^[1],2023年中央一号文件提出了到2025年“脱贫攻坚成果巩固拓展,城乡居民收入差距持续缩小”的目标任务。统计显示,2022年,城镇居民人均可支配收入为49283元,农村居民人均可支配收入为20133元,城乡居民的收入比由2021年的2.50降至2.45^①。城乡收入差距虽然在不断缩小,但仍处于高位^[2]。如何缩小城乡收入差距,是未来较长时期内需要解决的难题,也是实现共同富裕必须攻破的难关。

2019年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《数字乡村发展战略纲要》明确指出“数字乡村是伴随网络化、信息化和数字化在农业农村经济社会发展中的应用以及农民现代信息技能的提高而内生的农业农村现代化发展和转型进程”。由这一定义可以看出,数字乡村建设具有以下三个特征:第一,以数字技术进步为依托。数字乡村建设需要将数字技术应用到乡村经济社会的发展中,这是在数字技术发展的前提下进行的。第二,以农民数字技能提高为导向。数字技术只有被应用才能发挥作用,这对农村居民数字技能水平提出了较高要求,目前城乡之间居民数字技能水平差距较大,农村居民对数字技术的应用以社交和娱乐为主。只有将数字技能内生化的,才能变被动为主动,推动农村居民家庭福利和乡村经济社会发展。第三,以全产业链、全方位发展为目标。与以往阶段农业农村

收稿日期:2023-06-11

基金项目:湖北省优秀青年社科人才专项调研课题“湖北农户医疗服务需求及其预测研究”。

*为通讯作者。

① 数据来源于国家统计局网站,http://www.stats.gov.cn/xgkj/jd/sjjd2020/202301/t20230118_1892287.html.

信息化发展内容相比,数字乡村建设涉及主体多、建设内容广,不再是局部的数字化,而是全局的数字化。

数字乡村建设依赖于数字技术的发展和运用,学界针对数字技术对城乡收入差距影响的研究不胜枚举,学者们验证了数字经济发展^[3-6]、数字普惠金融发展^[7-9]、数字基础设施建设^[10-11]等均有利于缩小城乡收入差距。随着研究的深入,学者们对于数字技术影响效应的认识也更加全面,发现了数字技术对缩小城乡收入差距的非线性影响,例如表现出门槛效应或U型的影响效应^[12-13]。同时,也有学者认识到,农户数字技能水平的提升是数字技术促进共同富裕的关键要素^[14]。对已有研究的分析发现,目前研究对数字乡村建设水平的衡量存在维度单一、尺度过大等问题^[15]。一方面,部分研究只关注数字基础设施建设、数字普惠金融发展这样的单一维度,不能反映数字乡村建设的全面性;另一方面,已有研究大多从省份层面衡量数字经济发展水平^[16],尺度较大,无法体现数字乡村建设以县域为载体的针对性。数字乡村建设面向农业农村和农民生活的各个领域,其核心要义是实现高质量的农业全产业链数字化发展和农村全方位数字化发展^[17]。从国家数字乡村试点以县域为载体可以看出,数字乡村建设的重点在县域,具有明显的针对性和多维性特征。2022年,北京大学新农村发展研究院数字乡村项目组发布了《县域数字乡村指数研究报告(2020年)》^[18],较为全面地刻画了中国县域数字乡村的发展情况,为本文提供了良好的数据支撑。在数字乡村建设与城乡收入差距非线性关系机制的探讨中,现有文献多从城乡居民人力资本水平差异大^[4]、城乡要素禀赋差异^[13]、“逆城镇化”、数字经济对农村居民创业支持的有效性下降^[3]等方面进行解释。其中,农村劳动力数字技能水平无法适应数字技术的快速发展是学者们在探讨城乡收入差距扩大的原因时不可避免的因素,但较少有文献直接从技能溢价的视角探讨数字乡村建设影响城乡收入差距的作用机理。

鉴于此,本文利用2019—2020年数字乡村指数及县域统计数据,实证检验县域数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响效应,利用数字乡村指数来衡量县域数字乡村建设水平,能够更为准确地捕捉到数字乡村建设对城乡收入差距影响效应的非线性特征;并分别研究了数字乡村不同维度对城乡收入差距的影响,分析数字乡村不同维度对城乡收入差距影响的差异性,讨论了数字乡村建设对城乡收入差距影响的地区异质性,在此基础上,进一步探讨了技能溢价在数字乡村建设与城乡收入差距关系中的机制作用,以期为推进数字乡村建设以支持城乡平衡发展的理论研究和政策完善提供参考。

一、理论分析与研究假说

1. 数字乡村建设影响城乡收入差距的理论分析

根据稀缺要素边际报酬更高的观点,数字乡村建设水平较低时将表现出更大的缩小城乡收入差距的作用。数字乡村建设以来,农民生活和生产的信息化水平明显提升,农村居民的信息获取渠道增多,城乡间的信息壁垒逐渐被打破,这为城乡收入差距的缩小提供了可能。从数字鸿沟的理论分析,数字乡村建设进一步缩小了城乡“一级数字鸿沟”^[19],当农村居民享受到数字乡村建设带来的红利时,外生动力将内化为农村居民主动寻求收入增长的内生动力。一方面,互联网等数字技术的应用降低了劳动力供需双方的搜寻成本,降低了农户参与非农就业的难度^[20],同时,数字社交平台的应用,不仅扩展了农户的社会网络,而且使农户能够与亲密家属保持密切联系,减少了农户外出务工的顾虑,增加了农户通过非农就业提高家庭收入水平的积极性^[21]。另一方面,农业数字化生产是数字乡村建设的重要内容,数字技术逐渐嵌入农户的生产经营决策和田间管理手段中,农户可以及时获取农业技术应用、社会化服务、农产品的市场行情和农业气象灾害等信息,提高了生产经营主体对惠农利农政策的响应及时性和积极性,有效规避了农业经营风险,从而提高农户的生产经营性收入。通过上述分析可以认为,数字乡村建设缩小了“一级数字鸿沟”,将有利于城乡收入差距的缩小。

数字乡村建设的本质是数字技术的进步,数字技术作为一种新兴的先进技术,具有明显的技能偏向性^[22]。技能偏向型技术进步理论认为,技术进步将增加技能溢价,从而扩大高技能劳动者与低技

能劳动者之间的工资差距^[23]。由此可以推断出,随着数字乡村建设进程的加快,从长期来看城乡收入差距将呈现扩大的趋势。已有研究表明,数字乡村建设对农村居民的增收作用主要通过非农就业来实现^[19],因此在进行理论分析时,本文主要关注城乡居民的工资性收入差距,参考已有文献的做法^[22,24],构建一个包含生产部门与家庭部门的一般均衡模型进行理论推导。

首先假定生产部门包括技能密集型行业和非技能密集型行业,家庭部门提供高技能和低技能两种类型的劳动力进入生产部门工作。城乡之间“二级数字鸿沟”的存在已经成为学界共识,其形成原因主要是城镇居民与农村居民之间应用数字技术的技能存在差异。在数字乡村建设的背景下,可以合理假定数字技术应用技能是劳动力能否进入技能密集型行业就业的主要技能。进一步假定城镇家庭主要提供高技能劳动力,农村家庭主要提供低技能劳动力。行业的生产函数可以设定为常替代弹性形式:

$$Y_j = \left[\alpha_j (A^{\delta^H} H_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} + (1-\alpha_j) (A^{\delta^L} L_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} \right]^{\frac{\sigma_j}{\sigma_j-1}} \quad (1)$$

其中, $j \in \{1, 2\}$ 分别表示技能密集型行业和非技能密集型行业; Y_j 表示行业 j 的产出; A 表示数字乡村发展的技术特征,本文将其看作为一种劳动扩展型技术^[22]; H_j 和 L_j 分别表示行业 j 中的高技能劳动力和低技能劳动力。 σ_j 表示高低技能劳动力之间的替代弹性,参数 $\alpha_j \in (0, 1)$ 。 δ^H 和 δ^L 分别表示数字乡村建设对高技能劳动力与低技能劳动力的影响程度。根据以前文献的分析,若将技术进步细分为中性、非中性和资本体现式等不同类型,技术进步都呈现技能偏向特征^[25]。而数字技术作为一种新兴的先进技术,更具有明显的技能偏向性^[22]。因此,可以假设数字乡村建设在实际生产中对高技能劳动力的边际产出影响程度更大,即 $\delta^H > \delta^L$ 。

由式(1)可得高技能劳动力与低技能劳动力的收入份额,分别以 θ_j^H 和 θ_j^L 表示:

$$\theta_j^H = \frac{\alpha_j (A^{\delta^H} H_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}}}{\alpha_j (A^{\delta^H} H_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} + (1-\alpha_j) (A^{\delta^L} L_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}}} \quad (2)$$

$$\theta_j^L = \frac{(1-\alpha_j) (A^{\delta^L} L_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}}}{\alpha_j (A^{\delta^H} H_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}} + (1-\alpha_j) (A^{\delta^L} L_j)^{\frac{\sigma_j-1}{\sigma_j}}} \quad (3)$$

以 W_H 和 W_L 分别表示高技能劳动力和低技能劳动力的工资,则行业利润最大化问题的一阶条件为:

$$W_H = Y_1^{\frac{1}{\sigma_1}} \alpha_1 (A^{\delta^H} H_1)^{-\frac{1}{\sigma_1}} A^{\delta^H} = Y_2^{\frac{1}{\sigma_2}} \alpha_2 (A^{\delta^H} H_2)^{-\frac{1}{\sigma_2}} A^{\delta^H} \quad (4)$$

$$W_L = Y_1^{\frac{1}{\sigma_1}} (1-\alpha_1) (A^{\delta^L} L_1)^{-\frac{1}{\sigma_1}} A^{\delta^L} = Y_2^{\frac{1}{\sigma_2}} (1-\alpha_2) (A^{\delta^L} L_2)^{-\frac{1}{\sigma_2}} A^{\delta^L} \quad (5)$$

联立式(4)与式(5)可得:

$$\frac{W_H}{W_L} = \frac{\alpha_1}{1-\alpha_1} (A^{\delta^H-\delta^L})^{\frac{\sigma_1-1}{\sigma_1}} \left(\frac{H_1}{L_1} \right)^{-\frac{1}{\sigma_1}} = \frac{\alpha_2}{1-\alpha_2} (A^{\delta^H-\delta^L})^{\frac{\sigma_2-1}{\sigma_2}} \left(\frac{H_2}{L_2} \right)^{-\frac{1}{\sigma_2}} \quad (6)$$

对式(6)全微分可得:

$$\begin{aligned} \ln \frac{W_H}{W_L} &= (\delta^H - \delta^L) \frac{(\sigma_1 - 1)x^L + (\sigma_2 - 1)(1 - x^L)}{\sigma_1 x^L + \sigma_2 (1 - x^L)} \ln A \\ &+ \frac{x^H - x^L}{\sigma_1 x^L + \sigma_2 (1 - x^L)} \frac{d \ln x^H}{1 - x^H} - \frac{1}{\sigma_1 x^L + \sigma_2 (1 - x^L)} \ln \frac{H}{L} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, $x^H = H_1/H$ 表示高技能劳动力进入技能密集型行业工作的比重, $x^L = L_1/L$ 表示低技能劳动力进入技能密集型行业工作的比重。可以合理假设 $x^H > x^L$,且根据式(4)和式(5)可得 $\theta_1^H > \theta_2^H$,即高

技能劳动力在技能密集型中的收入份额大于其在非技能密集型行业中的收入份额。

假设两类行业各自对两种技能劳动力的需求为替代关系,即 $\sigma_1, \sigma_2 > 1$,那么在给定劳动力供给数量时,根据 $\delta^H - \delta^L > 0$,有 $\text{dln} \frac{W^H}{W^L} / \text{dln} A > 0$ 。这说明,数字乡村建设所依托的数字技术进步对高技能劳动力的需求扩大,增加了技能溢价,扩大了高技能劳动力与低技能劳动力的收入差距。

农村居民与城镇居民存在明显的数字素养差异和数字技术使用技能差异^[26],使得农村居民在参与非农就业时只能局限于对数字技能水平要求低的岗位上。因此,可以认为数字乡村的发展扩大了城镇居民(高技能劳动者)与农村居民(低技能劳动者)的收入差距。一方面,城镇居民凭借着劳动技能优势大多占据收入较高的数字技术依赖型岗位,加剧了就业层级固化;农村居民对数字技术的应用能力较弱,在参与非农就业寻求更高收入时将陷入“心有余而力不足”的泥潭,导致数字乡村建设拉大城乡收入差距。另一方面,我国城乡发展不平衡是不可忽视的现实问题,数字乡村建设虽增加了乡镇或者村集体招商引资的机会,但是多数乡村企业对本地农村劳动力的吸纳能力有限^[27],导致农村地区资金、人才加速流向城市。古典经济学认为,技术进步在促进就业增加的同时也将导致结构性失业。而目前数字技术对我国制造业与服务业的影响远大于农业,农业转移人口是低技能劳动力的主要组成部分,数字技术进步对农业转移人口的就业与收入会产生不良影响,这将扩大城乡收入差距^[28]。由此可以认为,由于“二级数字鸿沟”的存在,随着数字乡村建设进程的加快,城乡收入差距将呈现扩大的趋势。基于以上分析,本文提出以下研究假说:

H₁: 数字乡村建设对城乡收入差距影响呈现先缩小后扩大的U型效应。

2. 数字乡村建设不同维度影响城乡收入差距的理论分析

数字乡村建设不同维度对城乡收入差距的影响存在差异。数字乡村建设是一个多维概念,至少涵盖数字基础设施建设、乡村经济数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化等四个方面,不同维度的侧重点不同,对城乡收入差距的影响程度也不同。第一,乡村数字基础设施建设是缩小城乡“一级数字鸿沟”的首要环节,能够拓宽农村居民的信息获取渠道,降低信息获取成本,提高信息传递效率。第二,乡村经济数字化的发展是农村居民增收的重要途径,农业的数字化生产能够提高农业生产效率,提高农产品产量和质量,从而增加农民收入。农产品供应链和营销的数字化不仅可以提高农产品流通效率,帮助农民更好地了解市场需求,实现农产品的精准销售,还增加了农村居民非农就业岗位,从而提高农村居民收入,缩小城乡收入差距^[29]。数字普惠金融的发展和电商扶贫等政策的实施,为农村居民提供了创业资金支持和政策支持,提高了农村居民自主创业增收的积极性。第三,乡村治理数字化主要包括农村居民通过线上公共服务平台进行相关业务办理,以及通过本地政府推行的乡村治理线上平台了解本村政务信息、参与乡村治理等内容。乡村治理数字化建设通过透明化村务政务信息,保障了农户的知情权和监督权,形成农户和基层政府的良性互动。同时,农户参与乡村治理对其自身的数字素养提出更高要求,鼓励农户积极学习数字技能^[30]。在这一过程中农户的信息来源和社会网络进一步扩大,增收机会进一步增多。第四,乡村生活数字化建设包括消费、文旅教卫、生活服务等方面。数字消费在促进农户消费结构升级,提高居民幸福感的同时,也帮助农户更好地了解市场动态,及时调整生产结构,提高农户收入。农户通过数字化手段进行教育培训、医疗咨询等是数字化生活服务的重要部分,为农户获取知识提供了便捷的平台,能够提高农户人力资本水平,促进新技术采纳,从而缩小城乡收入差距。

然而,数字基础设施建设、乡村经济数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化等四个维度能否持续发挥缩小城乡收入差距的有利作用,受到数字乡村建设质量和农村居民数字素养水平的制约。数字乡村建设自实施以来就进入高速发展阶段,建设水平虽不断提高,但是发展质量不足,这给城乡收入差距缩小带来隐患。一方面,数字化建设与乡村需求不完全适配。农民对于数字乡村建设的需求是分散多样的,并且已经形成了惯有的思维模式和形式逻辑。然而地方政府缺乏精准识别农民需求的动机和能力,造成数字应用场景趋同化,无法满足农民的多样性需求^[31]。并且,囿于政绩锦标赛影响,政府部门盲目推进建设进程^[32],不仅忽视了村庄需求,还造成了资源浪费,不利于城乡收入差距

的缩小。另一方面,数字乡村建设极有可能会催生马太效应,由于城乡居民间数字素养水平的差异,数字乡村建设水平的提高进一步扩大了城乡“二级数字鸿沟”,从而扩大收入差距。基于以上分析,本文提出以下研究假说:

H₂:数字基础设施建设、乡村经济数字化、乡村治理数字化和乡村生活数字化对城乡收入差距的影响均存在先缩小后扩大的U型效应,影响程度存在差异。

二、模型设定、变量选取与数据来源

1. 模型设定

为了分析数字乡村建设对城乡收入差距的影响,本文在基准回归中构建如下双向固定效应模型:

$$Income_gap_{it} = \alpha + \beta_1 Index_{it} + \beta_2 (Index_{it})^2 + \sum_{j=1} \delta_j control_{ijt} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, $Income_gap$ 表示城乡收入差距水平, $Index$ 为本文的核心解释变量,表示数字乡村指数, i 表示地区, t 表示时间, $control$ 表示一组控制变量。 α 是截距项, θ_i 是县级行政单位个体固定效应, μ_t 是年份固定效应, ε_{it} 是随机误差项。 β_1 与 β_2 分别是本文关注的数字乡村指数变量的一次项系数与二次项系数,二者大小与正负值可以表示数字乡村建设水平对城乡收入差距影响效应的非线性特征。

2. 变量选取

变量描述性统计结果见表1。

表1 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入差距	2.2772	0.5351	1.0475	5.8488
数字乡村指数	0.5803	0.1165	0.2215	0.9467
数字基础设施指数	0.6207	0.0801	0.1374	0.8033
乡村经济数字化指数	0.5753	0.1284	0.1773	0.9476
乡村治理数字化指数	0.5911	0.2196	0.1034	1.2361
乡村生活数字化指数	0.5254	0.1976	0.1087	1.2485
经济发展水平/(万元/人),取对数	1.3448	0.5369	0.0381	2.7352
农业发展水平	0.1850	0.0932	0.0300	0.4499
产业结构	1.7172	1.2178	0.3494	7.5659
金融发展水平	0.8699	0.3797	0.2891	2.1489
政府参与度	0.2968	0.1955	0.0781	1.1630
人口密度/(万人/平方千米)	0.0325	0.0274	0.0003	0.1118

(1)被解释变量。本文被解释变量为城乡收入差距,在基准回归中借鉴已有文献的做法,以城乡居民收入比来衡量城乡收入差距^[4],具体计算方法为城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均可支配收入,数值越大代表城乡收入差距水平越高。

(2)核心解释变量。本文核心解释变量为数字乡村指数,并利用数字基础设施指数、乡村数字经济指数、乡村治理数字化指数和乡村生活数字化指数进行分维度检验。考虑到数据的可比性,将数字乡村总指数及各维度指数除以100^[33]。

(3)控制变量。参考已有文献的做法^[7],本文的控制变量包括:①经济发展水平:城乡收入差距与区域内要素禀赋与经济发展情况密切相关,本文采用人均GDP的对数值来衡量地区经济发展水平,以控制县域经济发展对城乡收入差距的影响。②农业发展水平:农业发展水平对农村居民可支配收入有重要影响,农村居民可支配收入的提高是缩小城乡收入差距的有效途径,本文以第一产业生产总值占地区生产总值的比重来衡量农业发展水平。③产业结构:产业结构的变迁对城乡收入差距的影响不可忽视,本文采用第三产业产值与第二产业产值的比重来衡量产业结构的变迁。④金融发展水平:以金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重来控制金融发展水平对城乡收入差距的影

响。⑤政府参与度:政府参与地区经济活动的程度对城乡收入差距存在潜在影响,本文以地方财政支出占地区生产总值的比重来衡量政府参与度。⑥人口密度:以县域总人口与行政区域面积之比来控制人口密度对城乡收入差距的影响。在实证分析时对控制变量采取前后1%缩尾处理。

3. 数据来源

本文使用的研究数据分为两个部分,一是用于衡量数字乡村建设水平的数字乡村指数^①,该指数由北京大学数字乡村项目组采用各类互联网数据编制,用于刻画中国县域数字乡村的发展情况。目前可获取的数字乡村指数包括2018—2020年共3年的数据。由于不同年份用于测算数字乡村指数的指标有所不同,目前公布的可比指数只有2019年和2020年的1805个县的数字乡村指数。所以,本文使用的数字乡村指数数据为2019—2020年的可比数据。具体包括数字乡村总指数和4个一级指标(乡村数字基础设施指数、乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数、乡村生活数字化指数)。二是2019—2020年县域统计数据,用于分析的基础数据主要来源于《中国县域统计年鉴》和国泰安县域经济数据库。将上述两部分数据按照县代码和年份进行匹配,根据县域统计数据可得性,本文最终将1171个县级行政单位确定为研究样本。其中东部地区461个样本县,中部地区440个样本县,西部地区270个样本县,研究样本分布在19个省份,具有较好的代表性。

三、实证分析与讨论

1. 数字乡村建设对城乡收入差距影响的基准回归

本文基于县域数据,选用双向固定效应模型进行实证分析,探讨数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响。基准回归结果见表2。

表2 基准模型回归结果

N=2342

变量	聚类稳健标准误		Bootstrap标准误	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字乡村指数	-1.338*** (0.363)	-1.635*** (0.340)	-1.338*** (0.486)	-1.635*** (0.469)
数字乡村指数平方	0.894*** (0.256)	1.221*** (0.251)	0.894*** (0.340)	1.221*** (0.345)
经济发展水平		0.144*** (0.035)		0.144*** (0.049)
农业发展水平		0.380** (0.193)		0.380 (0.261)
产业结构		0.032* (0.018)		0.032 (0.025)
金融发展水平		0.007 (0.026)		0.007 (0.036)
政府参与度		-0.208*** (0.070)		-0.208** (0.091)
人口密度		-1.814 (1.469)		-1.814 (1.969)
常数项	2.768*** (0.125)	2.631*** (0.164)	2.768*** (0.169)	2.631*** (0.221)
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ²	0.444	0.491	0.444	0.491

注: *、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号中为稳健标准误,下同。

① 数据来源于“北京大学新农村发展研究院和阿里研究院‘县域数字乡村指数数据库’”。

为检验实证结果的稳健性,表2分别汇报了县域层面的聚类稳健标准误和利用Bootstrap自助法随机抽样1000次获得的标准误结果。其中,列(1)和列(3)为不加入控制变量的估计结果,列(2)和列(4)为加入控制变量的实证结果。可以发现,不论是否加入控制变量,不论采用何种稳健标准误,数字乡村指数与数字乡村指数二次项均通过1%水平的显著性检验,并且一次项系数小于0,二次项系数大于0,说明数字乡村建设水平对城乡收入差距可能存在U型的影响效应。由于以一次项和二次项是否显著所判断的U型关系可能呈现单调凹凸性曲线的特征^[4],为了确保回归结果能够表示存在U型特征,借鉴Lind等提出的U型检验三步法^[34]:一是一次项与二次项系数正负相反,且通过显著性检验;二是在核心解释变量的区间端点处的斜率正负相反;三是曲线拐点在样本区间内。本文计算了不加入控制变量及加入控制变量回归结果对应的拐点及端点斜率,结果见表3。由表3的检验结果可发现,不论是否加入控制变量,曲线拐点均在数字乡村取值范围内,且区间端点处斜率符号相反。结合表2回归结果中一次项与二次项回归系数相反且通过显著性检验,可以认为数字乡村建设水平对城乡收入差距存在U型影响效应,即数字乡村建设初期能够不断缩小城乡收入差距,随着数字乡村建设水平的提升,在达到拐点后,数字乡村建设水平越高将扩大城乡收入差距,假说H₁得证。从拐点值与样本县目前数字乡村建设水平来看,2020年有26.81%样本县的数字乡村指数超过拐点0.670。也就是说大部分县的数字乡村建设水平仍处于拐点左侧,整体上数字乡村建设仍有利于缩小城乡收入差距。

表3 U型检验结果(基准回归)

	不加入控制变量	加入控制变量
数字乡村指数拐点	0.749	0.670
拐点是否在样本区间内	是	是
左端点斜率	-0.942	-1.095
右端点斜率	0.354	0.676
U型检验结果	U型	U型

2. 内生性与稳健性检验

(1)内生性讨论。为了避免反向因果与遗漏变量等原因导致的内生性问题,本文采用两阶段最小二乘法对双向固定效应模型进行回归估计。借鉴已有文献选取工具变量的经验^[8,30,35],选取两个典型的工具变量处理内生性问题。第一,选择同一地市内除本县外其他县数字乡村指数的均值作为本县数字乡村建设水平的工具变量(IV1)。由于地区间的经济溢出效应,同一地市内其他县的数字乡村建设水平会对本县的数字乡村建设水平产生积极的影响,同时,不会直接影响本县的城乡收入差距。所以,理论上可以认为工具变量是有效的。第二,选择样本县所在省份滞后10年的光缆线路长度(取对数)作为工具变量(IV2)。传统通信基础设施会影响到后续阶段的乡村数字化发展,而滞后10年的光缆线路属于历史数据,对现在的城乡收入差距不会产生直接影响,满足工具变量的排他性要求。表4第(1)列和(3)列展示了两阶段最小二乘法的第一阶段回归结果。第一阶段回归结果显示,两个工具变量对数字乡村建设水平的影响系数均在1%显著性水平下显著为正。并且弱工具变量检验结果显示,第一阶段Cragg-Donald Wald F统计量均大于Stock-Yogo弱识别检验10%的临界值,可以认为不存在弱工具变量问题。表4(2)和(4)列结果显示,处理内生性问题以后,数字乡村指数一次项系数仍显著小于0,二次项系数仍显著大于0,同时结合表5(1)和(2)列的U型检验结果,能够表明在处理内生性问题以后数字乡村建设水平对城乡收入差距仍存在U型影响效应。

(2)稳健性检验。本文采用两种方法进行稳健性检验,一是利用泰尔指数衡量城乡收入差距,替换被解释变量进行回归分析,泰尔指数计算公式为:

$$theil_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right) \quad (9)$$

其中,*theil*为泰尔指数,衡量城乡收入差距水平,泰尔指数越大,表明城乡收入差距越大,反之越小。*j*=1表示城镇,*j*=2表示农村。*I*_{*ij,t*}表示第*i*个样本县第*t*年城镇或农村居民可支配收入,*I*_{*i,t*}表示第*i*个样本县第*t*年总收入;*P*_{*ij,t*}代表第*i*个样本县第*t*年城镇或农村人口数量,*P*_{*i,t*}代表第*i*个样本县第*t*年总人口数。由于计算泰尔指数需要用到城镇和农村人口数据,而此数据缺失较严重,导致能够测算泰尔指数的样本县数量减少,故本文在基准回归中不采用泰尔指数衡量城乡收入差距,而将泰尔指

数作为替换指标进行稳健性检验。结果如表4第(5)列所示,替换被解释变量为泰尔指数以后,数字乡村指数一次项与二次项系数仍然符号相反并通过显著性检验,且表5(3)列的U型检验结果显示,U型曲线拐点为0.635,这与基准回归的结论基本一致。

二是剔除直辖市样本,由于北京大学新农村发展研究院数字乡村项目组公布的数字乡村指数数据不包括北京、天津、上海,但是仍包括重庆的样本县,而重庆作为直辖市其经济发展水平与其他县有明显差异,可能会影响研究结论。所以,本文利用剔除重庆市的样本再次进行回归分析,结果见表4(6)列,回归结果显示数字乡村指数一次项与二次项系数仍然符号相反并通过显著性检验。同时结合表5(4)列的U型检验结果,可以认为本文的基准回归结果是稳健的。

表4 内生性与稳健性检验

变量	(1) 第1阶段(IV1)	(2) 第2阶段	(3) 第1阶段(IV2)	(4) 第2阶段	(5) 替换被解释变量	(6) 剔除直辖市
数字乡村指数		-4.018*** (0.569)		-5.844*** (1.191)	-0.196*** (0.045)	-1.726*** (0.359)
数字乡村指数二次项		2.230*** (0.371)		5.668*** (1.599)	0.153*** (0.032)	1.260*** (0.259)
工具变量	0.599*** (0.053)		0.012*** (0.005)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2313	2313	2342	2342	797	2318
R ²	0.674	0.362	0.661	0.226	0.714	0.490

表5 U型检验结果(内生性与稳健性检验)

	(1)IV1	(2)IV2	(3)泰尔指数	(4)收入比
数字乡村指数拐点	0.901	0.516	0.635	0.685
拐点是否在样本区间内	是	是	是	是
左端点斜率	-3.030	-3.333	-0.128	-1.168
右端点斜率	0.205	4.888	0.094	0.660
U型检验结果	U型	U型	U型	U型

3. 数字乡村建设不同维度对城乡收入差距的影响

为了进一步研究数字乡村建设对城乡收入差距影响效应的具体构成,本文利用数字乡村指数中的四个二级指数分析数字乡村不同维度的发展对城乡收入差距的影响,回归结果见表6。结果显示,四个二级指数的一次项系数均显著小于0,二次项系数均显著大于0。结合表7的U型检验结果,能够发现数字乡村四个维度的发展对城乡收入差距均存在U型影响效应。由表7的检验结果具体来看:

第一,数字基础设施指数的拐点为0.414,而2020年已有97.86%的样本县的数字基础设施指数超过拐点,这意味着数字基础设施发展给缩小城乡收入差距带来的红利已经处于收尾阶段,数字乡村建设若继续注重于数字基础设施的发展将扩大城乡收入差距。可能的原因在于,数字基础设施发展存在由易到难、由简到繁的规律性,发展初期多具有普惠性质,如移动通信设施,进而发展至数字金融基础设施以及商业地标、数据资源体系等。《县域数字乡村指数研究报告(2020年)》中数字基础设施指数包括4个指标,分别是信息基础设施指数、数字金融基础设施指数、数字商业地标指数、基础数据资源体系指数。从指标的选取也可以发现,随着发展水平的加深,数字基础设施对使用者提出更高的技术要求,而农村居民对数字基础设施具有低技术依赖性,在目前农村居民数字素养水平较低的情况下,数字基础设施的受众呈现出更明显的城镇偏向性,对城乡收入差距的影响逐渐呈现由

缩小变为扩大的趋势。

第二,乡村经济数字化指数的拐点为0.629,有37.57%的样本县超过了拐点,占比仍较小。这表明,目前大部分地区可以通过提高乡村经济数字化的发展水平来缩小收入差距。可能的原因在于,农业的数字化生产和数字化营销是乡村数字经济发展过程中必须关注的重要方面,这将为农村居民提供更多的非农就业岗位,提高农村居民收入,从而缩小城乡收入差距。

第三,乡村治理数字化指数的拐点为0.847,样本县中超过拐点的仅占17.76%。这表明,目前大部分地区可以通过提高乡村治理数字化水平来缩小收入差距。可能的原因在于,乡村治理数字化水平提升的过程中,会推动农村居民利用数字设备参与乡村治理,提高农村居民参与乡村治理的获得感和满意度,并在潜移默化中提升数字素养水平,这将缩小城乡收入差距。

第四,乡村生活数字化指数的拐点为0.676,样本县中超过拐点的仅占24%,这表明,目前大部分地区可以通过提高乡村生活数字化水平来缩小收入差距。可能的原因在于,乡村生活数字化包括数字消费、数字文旅以及数字生活服务等方面,通过提高农村居民衣食住行方方面面的数字化程度打破城乡居民之间的信息壁垒,从而缩小城乡收入差距。但是随着数字化进程的加深,如果农村居民自身劳动素质的提升无法满足现代产业部门的要求,将对城乡收入差距产生不利影响。综上分析,假说H₂得证。

表6 分维度回归

N=2342

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
数字基础设施指数	-1.208** (0.447)			
数字基础设施指数二次项	1.460*** (0.495)			
乡村经济数字化指数		-1.078*** (0.265)		
乡村经济数字化指数二次项		0.857*** (0.205)		
乡村治理数字化指数			-0.117** (0.046)	
乡村治理数字化指数二次项			0.069* (0.037)	
乡村生活数字化指数				-0.339** (0.141)
乡村生活数字化指数二次项				0.251** (0.010)
常数项	2.297*** (0.143)	2.463*** (0.139)	2.195*** (0.114)	2.267*** (0.122)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ²	0.476	0.488	0.472	0.472

4. 数字乡村建设对城乡收入差距影响的地区异质性分析

为了研究数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响在不同地区是否存在差异,本文根据地理位置的不同以及粮食功能区进行分组回归并进行U型检验,结果见表8和表9。

由表8(1)–(3)列及表9(1)和(2)列的结果显示,数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响存在地区异质性,在东部和中部地区呈现U型影响效应,在西部地区影响不显著。具体来看,东部地区U型曲线拐点为0.559,而东部地区样本县数字乡村发展指数超过拐点的占78.96%,这意味着东部地区大部分县域的数字乡村建设对缩小城乡收入差距有不利影响。可能由于东部地区数字乡村建设起

步早、速度快,其县域数字乡村建设平均水平高于全国平均水平,使得东部地区县域更早地迎来U型曲线拐点。中部地区U型曲线拐点为0.604,中部地区样本县数字乡村指数超过拐点的占57.73%,这表明仍有接近半数的县域可以通过提高数字乡村发展水平来缩小城乡收入差距。西部地区数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响没有通过显著性检验,可能的原因是西部地区平均数字乡村建设水平明显低于全国平均水平,其对缩小城乡收入差距的影响效应未能显现。

表7 U型检验结果(分维度回归)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	数字基础 设施	乡村经济 数字化	乡村治理 数字化	乡村生活 数字化
拐点	0.414	0.629	0.847	0.676
拐点是否在 样本区间内	是	是	是	是
左端点斜率	-0.807	-0.774	-0.103	-0.285
右端点斜率	1.137	0.546	0.054	0.288
U型检验结果	U型	U型	U型	U型

表8 地区异质性分析结果

变量	(1)东部	(2)中部	(3)西部	(4)主产区	(5)非主产区
数字乡村指数	-0.786*** (0.287)	-3.582*** (0.721)	-0.149 (0.823)	-2.438*** (0.432)	-1.119*** (0.415)
数字乡村指数二次项	0.703 (0.206)	2.964*** (0.542)	-0.071 (0.908)	1.966*** (0.321)	0.720** (0.295)
常数项	2.620*** (0.142)	3.656*** (0.312)	2.436*** (0.285)	3.158*** (0.165)	2.433*** (0.200)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
N	922	880	540	1164	1178
R ²	0.786	0.573	0.379	0.656	0.423

由表8(4)和(5)列及表9(3)和(4)列的结果显示,数字乡村建设水平对城乡收入差距的影响在粮食主产区与非主产区均呈U型影响效应,但拐点略有差异。在粮食主产区,U型拐点为0.620,小于非主产区。从区间端点的斜率值看,数字乡村建设对主产区的城乡收入差距影响作用更强。其原因可能是:粮食主产区为粮食生产的核心地区,数字乡村建设可以提高粮食主产区的生产效率,降低生产成本,更有利于激发数字要素新动能,推动农业数字化发展,从而缩小城乡收入差距,但是也会由于农村地区老龄化和数字素养水平低受到更大制约。

表9 U型检验(地区异质性)

变量	(1)东部	(2)中部	(3)主产区	(4)非主产区
拐点	0.559	0.604	0.620	0.777
拐点是否在 样本区间内	是	是	是	是
左端点斜率	-0.474	-2.269	-1.567	-0.800
右端点斜率	0.545	2.029	1.284	0.244
U型检验结果	U型	U型	U型	U型

四、拓展分析:技能溢价的机制作用

在理论分析部分,本文从技能偏向型技术进步理论出发,对数字乡村建设影响城乡收入差距的机理进行了数理分析,能够推出技能溢价是阻碍数字乡村建设持续发挥缩小城乡收入差距作用的关键要素。接下来,本文采用各省份高技能劳动者平均工资与低技能劳动者平均工资的比值来度量各省份技能溢价水平,通过分组回归的方法实证检验技能溢价的机制作用。参考已有文献的做法^[36],同时结合本文的劳动技能主要是指数字技术应用技能,所以选取各省份信息传输、软件和信息技术服务业就业人员平均工资与农林牧渔业就业人员平均工资的比值作为技能溢价的代理变量,其数值越

大表明样本县所在省份的技能溢价水平越高。按照技能溢价水平高低,将样本分为三组进行回归,结果见表10。首先,本文继续在模型中加入数字乡村指数的二次项,来验证非线性影响效应,表10(1)–(3)列显示,数字乡村建设仅在低技能溢价的样本县表现出U型影响效应,而在中、高技能溢价的县域没有显著的影响。其次,作为补充,去掉数字乡村指数二次项,仅检验数字乡村指数对城乡收入差距的线性影响。表10(4)–(6)列结果显示,在低技能溢价的样本县,数字乡村建设对城乡收入差距有显著的负向影响,而在中技能溢价的县,数字乡村建设对城乡收入差距有显著的正向影响,在高技能溢价的县,影响不显著,但系数也为正。以上实证结果可以说明,技能溢价是阻碍数字乡村建设缩小城乡收入差距的一个重要因素。

表10 技能溢价的机制作用

变量	(1)低	(2)中	(3)高	(4)低	(5)中	(6)高
数字乡村指数	-1.946*** (0.247)	-0.355 (0.617)	-0.668 (0.427)	-0.280* (0.162)	0.283** (0.118)	0.043 (0.101)
数字乡村指数二次项	1.698*** (0.374)	0.615 (0.585)	0.551* (0.294)			
常数项	3.284*** (0.251)	1.948*** (0.250)	2.743*** (0.206)	2.880*** (0.231)	1.825*** (0.252)	2.610*** (0.158)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
N	855	760	727	855	760	727
R ²	0.684	0.266	0.679	0.666	0.263	0.674

五、结论与政策启示

本文从数字乡村建设与城乡收入差距的关系出发,在理论分析的基础上,利用2019–2020年北京大学发布的数字乡村指数数据及县域经济统计数据,采用双向固定效应模型检验县域数字乡村建设水平对城乡收入差距的非线性影响。主要研究结论为:

第一,数字乡村建设对城乡收入差距的影响呈U型,即随着数字乡村建设水平的提高,城乡收入差距呈现先缩小后扩大的趋势。实证结果显示,U型曲线拐点为0.670,2020年数字乡村指数超过拐点的占26.81%,可以认为,当前的数字乡村建设仍然能发挥缩小城乡收入差距的作用。第二,数字乡村建设的不同维度对城乡收入差距的影响均呈现U型效应。其中,数字基础设施建设对城乡收入差距的影响是不利的,而目前大部分样本县的乡村经济数字化指数、乡村治理数字化指数及乡村生活数字化指数对城乡收入差距的影响仍处于拐点左侧,能够缩小城乡收入差距。第三,数字乡村建设对城乡收入差距的影响存在地区异质性。一方面,数字乡村建设对城乡收入差距的影响在东部和中部地区呈现U型影响效应,在西部地区影响不显著;另一方面,数字乡村建设对粮食主产区的影响作用更强。第四,技能溢价是阻碍数字乡村建设缩小城乡收入差距的一个重要因素。数字乡村建设在低技能溢价地区能够发挥有效作用,而在中高技能溢价地区不能有效缩小城乡收入差距。

基于以上研究结论,本文得出以下启示:第一,现阶段数字乡村建设对缩小城乡收入差距的有利影响是值得肯定,要保障数字乡村建设的发展质量,进一步发挥其在缩小城乡收入差距过程中的积极作用。第二,数字乡村建设需有所侧重,需要把握好建设进程,调整工作重心,将建设重点放在乡村经济数字化、乡村治理数字化以及乡村生活数字化的发展上。第三,促进资源在区域间的合理配置,依托已经设立的数字乡村试点的经验,逐步扩大试点范围,推广成功经验,以点带面,全面推进数字乡村建设。第四,随着建设进程的推进,为减少其对城乡收入差距的不利影响,关键在于提高农村居民对数字技术的应用技能,减少技能溢价。一方面,需要提高农村居民的数字素养水平,深入调研农户需求,有针对性地举办数字技能培训,提高农户非农就业竞争力。充分发挥政府农技推广体系、

涉农科研院所、农业企业各自的优势,根据农户的不同需要为其提供高质量的咨询与数字技能培训服务。另一方面,提升社会整体的人力资本水平,促进数字乡村建设进程中的劳动力供给与劳动力需求相匹配,降低劳动者技能溢价水平,如推进新型职业农民培育工作,提高农民文化素养、职业技能和管理水平,优化农村人力资本结构,促进产业结构和人力资本匹配。

参 考 文 献

- [1] 李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J].管理世界,2022,38(1):52-61,76.
- [2] 陈新忠,刘鸿源.促进农民共同富裕的教育分流机制与政策[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(2):11-22.
- [3] 陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021(11):1-17.
- [4] 樊轶侠,徐昊,马丽君.数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制[J].中国软科学,2022(6):181-192.
- [5] 冀福俊.数字经济对城乡收入差距的影响——基于产业结构高级化的调节效应分析[J].经济问题,2023(2):35-41.
- [6] 郑国楠,李长治.数字鸿沟影响了数字红利的均衡分配吗——基于中国省级城乡收入差距的实证检验[J].宏观经济研究,2022(9):33-50.
- [7] 邓金钱,张娜.数字普惠金融缓解城乡收入不平等了吗[J].农业技术经济,2022(6):77-93.
- [8] 宋科,刘家琳,李宙甲.数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应[J].中国软科学,2022(6):133-145.
- [9] 徐光顺,冯林.数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J].农业经济问题,2022(5):60-82.
- [10] 陈阳,王守峰,李勋来.网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].技术经济,2022,41(1):123-135.
- [11] 祝志勇,刘畅畅.数字基础设施对城乡收入差距的影响及其门槛效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(5):126-140.
- [12] 黄庆华,潘婷,时培豪.数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制[J].改革,2023(4):53-69.
- [13] 张丽君,梁怡萱,巩蓉蓉.数字经济对城乡收入差距的动态影响研究——来自中国31个省(区、市)的证据[J].经济问题探索,2023(3):18-40.
- [14] 刘子玉,罗明忠.数字技术使用对农户共同富裕的影响:“鸿沟”还是“桥梁”?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(1):23-33.
- [15] 朱红根,陈晖.中国数字乡村发展的水平测度、时空演变及推进路径[J].农业经济问题,2022(3):21-33.
- [16] 雷泽奎,祁春节,王刘坤.数字乡村建设能驱动农业经济高质量增长吗?[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(3):54-66.
- [17] 李丽莉,曾亿武,郭红东.数字乡村建设:底层逻辑、实践误区与优化路径[J].中国农村经济,2023(1):77-92.
- [18] 北京大学新农村发展研究院数字乡村项目组.县域数字乡村指数(2022)研究报告[EB/OL].(2022-05-30)[2023-02-23].
<https://www.ccap.pku.edu.cn/nrdi/docs/2022-05/20220530144658673576.pdf>.
- [19] 齐文浩,李明杰,李景波.数字乡村赋能与农民收入增长:作用机理与实证检验——基于农民创业活跃度的调节效应研究[J].东南大学学报(哲学社会科学版),2021,23(2):116-125,148.
- [20] CHEN W, WANG Q Z, ZHOU H. Digital rural construction and farmers' income growth: theoretical mechanism and micro experience based on data from China[J]. Sustainability, 2022, 14(18):11679.
- [21] 吴佳璇,闵师,王晓兵,等.互联网使用与偏远地区农户家庭生产要素配置——基于西南山区农户面板数据[J].中国农村经济,2022(8):93-113.
- [22] 陈贵富,韩静,韩恺明.城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业[J].中国工业经济,2022(8):118-136.
- [23] 陈勇,柏喆.技能偏向型技术进步、劳动者集聚效应与地区工资差距扩大[J].中国工业经济,2018(9):79-97.
- [24] HERRENDORF B, ROGERSON R, VALENTINYI Á. Structural change in investment and consumption——A unified analysis [J]. The review of economic studies, 2021, 88(3):1311-1346.
- [25] 宋冬林,王林辉,董直庆.技能偏向型技术进步存在吗?——来自中国的经验证据[J].经济研究,2010,45(5):68-81.
- [26] 黄漫宇,窦雪萌.城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的分析[J].经济问题探索,2022(9):47-64.
- [27] 向晶,钟甫宁.农村人口转移、工业化和城镇化[J].农业经济问题,2018(12):51-56.
- [28] 刘欢.工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释[J].中国农村经济,2020(5):55-75.
- [29] MA W L, ZHOU X S, LIU M. What drives farmers' willingness to adopt e-commerce in rural China? The role of Internet use[J]. Agribusiness, 2020, 36(1):159-163.
- [30] 林海,赵路彝,胡雅淇.数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕[J].中国农村经济,2023(5):81-102.

- [31] 徐琴. 数字乡村建设的分类实践: 理由证成、经验探索与可能困境[J]. 电子政务, 2023(5): 16-28.
- [32] 郑方辉, 王佳兴, 黄蓝. 乡村振兴: 政府绩效目标、农民获得感与基层治理模式选择——以G省农村生活污水治理为例[J]. 中国行政管理, 2021(10): 57-64.
- [33] 徐莹, 王娟. 数字普惠金融与农户收入差距: 加剧还是缓解[J]. 农业技术经济, 2024(3): 52-62.
- [34] LIND J T, MEHLUM H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship[J]. Oxford bulletin of economics and statistics, 2010, 72(1): 109-118.
- [35] 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, 36(10): 65-76.
- [36] 陆雪琴, 文雁兵. 偏向型技术进步、技能结构与溢价逆转——基于中国省级面板数据的经验研究[J]. 中国工业经济, 2013(10): 18-30.

Digital Rural Construction and Urban-rural Income Disparity: A U-shaped Relationship

LI Xiaohui, LI Gucheng

Abstract Reducing the income disparity between urban and rural areas is a critical issues to achieve common prosperity. Based on the biased technological progress theory, this study conducts a theoretical analysis to empirically test the relationship between digital rural construction and urban-rural income disparity by using the county-level digital rural development index and economic statistical data. The benchmark regression results show that the impact of digital rural construction on the urban-rural income disparity exhibit a U-shaped effect, initially narrowing and then widening the disparity. This result holds true after the endogeneity and robustness tests. From the various dimensions, the impact of digital infrastructure on urban-rural income disparity is in the widening phase, while the impact of rural economy digitization, rural governance digitization and rural life digitization on urban-rural income disparity is in the narrowing phase. Heterogeneity analysis reveals regional differences in the impact of digital rural construction on the urban-rural income disparity, with a significant effects in the eastern and central regions but no significant impact in the western regions. The U-shaped effect was observed in both main and non-main grain producing areas. Mechanism studies indicate that skill premium is an important factor hindering the construction of digital countryside from narrowing the urban-rural income disparity. To better leverage the role of digital rural construction in reducing the urban-rural income disparity, it is necessary to ensure the quality of digital rural development, enhance the digital skills of rural residents, and promote the rational allocation of resources across regions.

Key words digital rural; urban-rural income disparity; skill-biased technological progress rural; skill premium

(责任编辑: 陈万红)