

数字经济发展与农村区域多维相对贫困问题探究

段胜男¹, 蔡承智^{2*}

¹贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

²贵州财经大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2023年9月4日; 录用日期: 2023年10月17日; 发布日期: 2023年10月25日

摘要

伴随着信息技术蓬勃发展, 数字生产力内涵不断拓展, 数字生产关系不断革新, 数字经济已经成为社会发展的重要引擎, 成为新时代最重要的经济增长点之一。如何利用数字红利弥合数字鸿沟, 缓解多维相对贫困问题, 将成为中国后脱贫时代多维相对贫困治理的突破口。本文立足于数字经济、多维相对贫困相关理论基础, 利用中国2014~2021年省级平衡面板数据进行实证研究。研究发现: 数字经济发展与农村相对贫困之间存在“U”型关系, 即数字经济发展初始阶段可以助力缓解农村多维相对贫困, 而随着数字经济发展的深化, 数字鸿沟的扩大会加剧农村多维相对贫困; 中介效应检验表明, 数字经济通过影响数据要素的投入和数据要素促进报酬合理分配来缓解农村多维相对贫困。这些发现对推动中国数字经济的包容性发展具有重要意义。

关键词

数字经济, 农村多维相对贫困, 数字鸿沟, 数字红利, 数据要素

Research on the Development of Digital Economy and Multidimensional Relative Poverty in Rural Areas

Shengnan Duan¹, Chengzhi Cai^{2*}

¹School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

²School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang Guizhou

Received: Sep. 4th, 2023; accepted: Oct. 17th, 2023; published: Oct. 25th, 2023

*通讯作者。

Abstract

With the vigorous development of information technology, the connotation of digital productivity is constantly expanding, and the relationship between digital production is constantly innovating. Digital economy has become an important engine of social development and one of the most important economic growth points in the new era. How to use the digital dividend to bridge the digital divide and alleviate the multidimensional relative poverty problem will become the breakthrough of multidimensional relative poverty governance in the post-poverty era in China. Based on the theoretical basis of digital economy and multidimensional relative poverty, this paper makes an empirical study by using the provincial balanced panel data of China from 2014 to 2021. It is found that there is a U-shaped relationship between digital economy development and rural relative poverty, that is, the initial stage of digital economy development can help alleviate multidimensional relative poverty, and with the deepening of digital economy development, the expansion of digital divide will aggravate multidimensional relative poverty; The intermediary effect test shows that the digital economy can alleviate the multi-dimensional relative poverty in rural areas by affecting the input of data and promoting the rational distribution of remuneration. These findings are of great significance to promoting the inclusive development of digital economy in China.

Keywords

Digital Economy, Multidimensional Relative Poverty in Rural Areas, Digital Divide, Digital Dividend, Data Elements

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着新一轮科技革命和产业革命的不断推进,以数字技术为主要生产力、以数据资源为关键要素的数字经济逐渐渗透到人类社会生活的各个方面,成为促进效率与公平发展的新兴经济形态[1]。近年来,中国的数字经济发展迅速,是后脱贫时代促进包容增长、夯实共同富裕根基的重要力量[2]。

在数字化发展过程中,数字经济与现代信息技术在农业生产、流通、管理和服务的各个环节深度融合[3],促进农业生产经营数字化和农业农村现代化转型[4]。借助数字基础设施接入的“渗透效应”和数字技术使用的“乘数效应”以及“累积效应”[5][6],数字红利向农业领域和农村区域扩散和渗透[7]:首先,随着互联网的普及,农村市场经济发生了转变,要素流动壁垒被打破,传统产业逐步升级,新兴产业兴起,产业融合更加深入[8];其次,数字化技术的引入与推广,加速了农村产业的智能化、集约化升级,促进农业生产效率的提高以及农户谈判、营销、信息搜寻能力的提升[9][10],从而使得总体资源配置不断优化,市场增值回报提升[11]。

虽然由数字产业发展所带来的数字红利为农村地区的新兴产业融合升级提供了可能,但由于经济、知识、基础和历史等因素,不同区域、不同阶层、不同行业甚至不同个体对信息资源掌握水平存在差异[12],即数字鸿沟的出现导致区域间数字贫富分化加剧,数字鸿沟的扩大化导致新的机会不平等,使得已经深受城乡二元结构影响的农村居民无法平等享受互联网产业快速发展带来的红利,这将进一步导致贫

富差距的扩大和多维相对贫困率的上升[13]。Dijk 和 Hacker 从这个角度出发, 论证了信息和通信技术所有权、技能和应用差异造成的数字鸿沟将使收入分配恶化[14]。其机理是, 信息和通信技术本身的技能偏好属性会导致那些拥有丰厚信息资源的人获得足够的边际收益, 从而扩大不同阶层之间的收入差距[15]。中国目前所存在的区域数字鸿沟主要表现为东南沿海地区等相对于不发达的西部地区将更有可能从数字红利中获利, 从而扩大区域收入差距。最直观的证据是, 作为最大的新兴市场经济体, 中国在其第 50 次《中国互联网络发展状况统计报告》中指出, 到 2022 年 6 月, 城市地区互联网普及率达到 74.4%, 网民规模达到 10.51 亿, 而农村地区的普及率只有 58.8%, 农村网民规模为 2.93 亿[16]。这份报告表明, 中国农民上网的人数还不到城市居民的三分之一, 近一半的农村地区还没有普及互联网[17]。进一步的研究可以证明, 以商业为导向的数字经济发展与包容性、普惠性和减贫的政策目标之间存在脱节, 导致数字经济的减贫效果并不明显[18]。高壁垒的知识和信息的获得渠道使得相对贫困主体无法深层次共享数字经济发展带来的红利, 这也将导致相对弱势群体和地区被知识和信息社会“边缘化”, 甚至会阻碍相对贫困群体有效需求的向上发声[19]。

缓解和消除绝对贫困是人类社会和谐、可持续发展的终极追求。随着学者们对贫困问题不断研究, 贫困内涵不断丰富, 已经拓展为涵盖健康、教育、心理, 以及社会均等公共服务等方面的综合概念[20] [21] [22]。在对多维相对贫困的测度方面, 联合国开发计划署和英国牛津大学贫困与人类发展中心共同构建了多维贫困指数(MPI), 该指标体系中主要包括健康、教育和生活水平三个维度, 各个维度下采取一系列具体指标进行多维相对贫困的细化测度[23]。MPI 的引入进一步丰富了单维收入贫困的内涵。目前 Alkire 和 Foster 创立的 A-F 双临界值法目前在学界被广泛使用, 其指标体系主要涵盖收入、教育、健康、社会保障以及生活条件等维度[24]。在如何缓解多维相对贫困问题的研究中, 多数学者从宏观层面的优化产业结构、改善政府财政支出水平进行了路径分析, 也有部分学者从微观主体视角出发, 认为多维相对贫困问题的解决关键在于提升相对贫困主体的人力资本水平、减少其信贷约束。

目前, 关于数字经济的相关研究主要集中在分析数字经济的概念内涵、特征、规模测算和功能等方面。而对数字经济发展效应方面的研究主要包括: 从宏观视角研究数字经济发展与高质量发展的关系[25], 多数学者认为数字经济促进了我国的高质量发展和经济包容性增长[26], 具体而言表现为数字经济促进了产业结构的优化、就业结构的改善和城乡收入差距的缩小。从微观主体视角研究数字经济发展对个体就业的影响, 对家庭收入的影响[27]。

同样数字经济对农村多维相对贫困的影响已经呈现出新趋势, 数字经济、数字就业、数字消费、互联网政务、在线医疗等数据要素载体对农村多维相对贫困的影响越来越大[28]。如果农村区域收益于数字经济的边际效益更强, 那么数字化的发展就可能成为促进农村区域包容性增长、公平发展以及缓解多维相对贫困的潜在方式[29]。而数字经济给农村地区带来的是数字红利还是数字鸿沟? 数字经济发展的拐点是否已经到来? 如何缓解农村区域因数字素养差异产生的数字不平等、信息不完全问题? 如何充分利用数字经济释放数字红利? 后脱贫时代, 农村区域的数字经济发展水平是否能缓解多维相对贫困? 而其所需内在机制是什么? 这些问题都值得深刻探讨。

基于以上分析, 本文结构安排如下: 首先, 从宏观角度探讨了数字经济对农村多维相对贫困的影响及内在逻辑机制, 为数字经济缓解农村多维相对贫困提供理论依据; 其次, 从数据要素投入和促进报酬合理分配两个方面, 实证分析数字经济对农村多维相对贫困影响的具体效应; 第三, 将数据要素投入和促进报酬合理分配纳入实证体系; 最后, 基于实证结果探讨如何更好发挥数字经济缓解多维相对贫困的效应, 并提出相关政策建议, 也可为世界其他国家在数字化浪潮背景下跨域数字鸿沟、依托数字红利解决多维相对贫困问题提供思路。

2. 机制分析

各种经济时代的区别, 不在于生产什么, 而在于怎样生产和用什么劳动资料生产[30]。物质资料生产是一个社会赖以存在和发展的基础, 进行物质资料生产的基本前提是必须进行有形或无形投入, 这些必须投入的要素, 就是生产要素。不同生产要素在不同历史时期占据主导地位, 并与生产力发展状况和生产关系密切相关[31]。从资源密集型、劳动密集型、资本密集型到组织密集型和知识密集型, 经济活动的性质在不同经济发展阶段演进的过程中, 也受到了占据主导地位的生产要素的根本性影响。随着社会生产的发展, 不断有新的生产要素投入生产, 生产要素不断被扩充[32]。作为继农业经济、工业经济和服务经济之后产生的新经济形态, 数字经济是建立在数据要素基础上的, 数据是数字经济发展的基础性、关键性、决定性的生产要素[33]。

数据要素显著区别于土地、劳动力、资本、技术等工业经济时代的传统生产要素, 信息化、结构化、代码化的数据具有高初始固定成本、零边际成本、累积溢出效应三大特点, 这为提高效率, 降低成本, 完善组织方式以及利益分配机制提供了可能[34]。数据成为要素的过程主要包括三个方面: 首先, 数据参与生产。数据对其他要素资源具有乘数作用, 可以提高经济生产效率, 推动新型产品和服务的创造[35]。其次, 数据参与分配。数据对原有生产要素诸如劳动力、土地、资本和技术产生替代效应, 从而导致其所涉及经济结构变化和要素内涵变迁[36]。最后, 数据融合带动。数据凭借高流动性、低成本、长期无限性和外部经济性等特征, 对国民经济各部门具有广泛辐射带动效应, 有助于提升全要素生产率[37]。

在当前全球经济增长势头放缓、不确定因素增多的背景下, 以数据要素为基础的数字经济发展是世界各国应对经济下行的关键, 同样农村多维相对贫困问题也可以通过数字经济得到缓解(见图 1), 理论阐释分析如下。

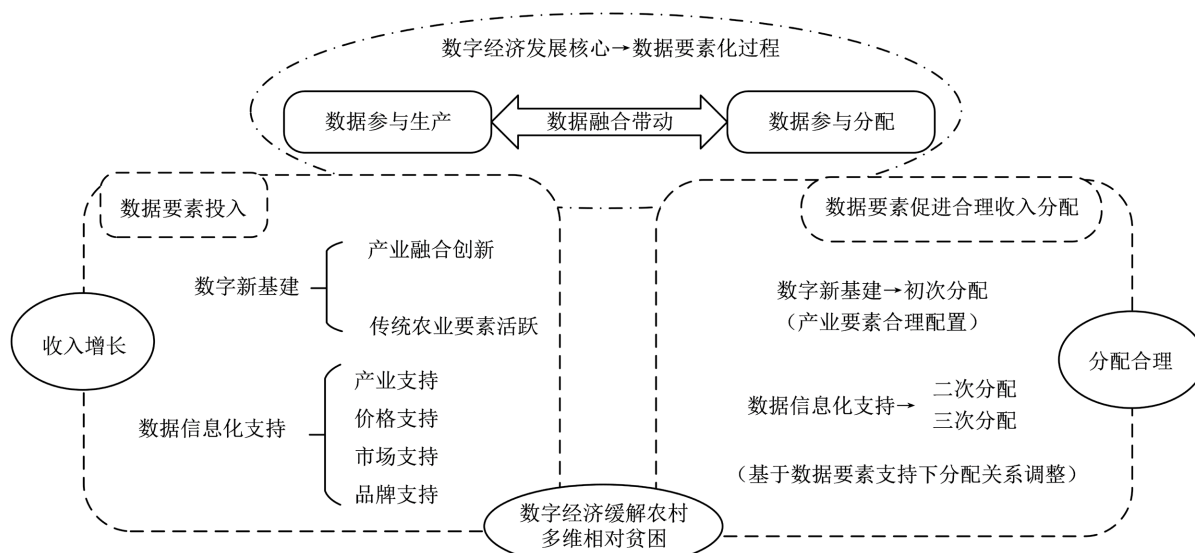


Figure 1. Logical analysis diagram of digital economy alleviating multi-dimensional relative poverty in rural areas
图 1. 数字经济缓解农村多维相对贫困逻辑分析图

2.1. 数字经济通过数据要素投入缓解农村多维相对贫困

作为一种生产资料, 数据只有在投入产品生产和服务的过程中, 才会像劳动力、土地和资本等传统生产要素一样, 从一般的商品转变为生产要素[36]。随着经济的发展和进步, 大规模物质生产的经济增加值所占比重越来越低, 传统生产要素对经济增长的拉动作用在逐渐减弱。数字经济范畴中数字生产力发

展首先在于发挥好数据要素的作用, 作为一种新型的生产要素, 数据要素具有不同于传统生产要素的新特点: 非排他性、规模经济、可复制性和强渗透性[35]。数据要素投入主要包括以数字新基建为核心的实体投入以及数据信息化支持过程。

数字新基建发展与农业产业融合、渗透、改造与创新, 能够逐步建立起与数字经济相关的新模式、新业态、新产品市场, 这将进一步带动农村传统生产要素如土地、劳动力的活跃流动, 促使实现农村区域生产要素价值转化与优化, 数据要素的渗透效应带动传统要素共享价值增值部分, 从而释放农村生产要素价值潜力, 实现农村多维相对贫困问题的缓解。

数据信息化支持过程。数字信息化技术平台把各种各样的信息传递给农民。农业的种植以及养殖, 农产品的价格, 农产品的市场需求, 惠农惠民的财政补贴、财政政策等信息在互联网上进行公开以及传递, 为农村居民的生产和生活提供便利, 让农村居民能够更加深刻了解相关的政策法规以及市场供求信息, 使农业生产越来越准确高效, 降低了农业成本, 增加农业产业收入, 缓解农村多维相对贫困[37]。具体可以从以下四个方面来分析: 第一, 产业支持。农村电商平台的发展进一步促进农产品直销, 减少中间价值补偿损耗, 这是促进农村多维度相对贫困缓解的最直接方式。第二, 价格公允。农产品直销可以进一步减少中间商户随意加价, 扰乱正常价格秩序, 从而保障农产品的价格稳定[38]。第三, 市场和谐。数字农业的发展提高了农产品的质量和数量, 为农产品创造了广阔的市场。最后, 品牌导向, 数字农业的发展也会刺激农产品之间的竞争, 形成优胜劣汰局面, 从而激励农民积极改进农业生产技术, 种植更优的品种以降低生产成本, 从而有助于农产品品牌形成, 提升产品的品牌溢价, 实现更高的销售收入。

从要素投入产出角度, 引入传统的柯布-道格拉斯生产函数, 进行理论分析如下:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

在(1)式中: Y 代表传统农业产出水平; A 代表传统技术水平; K 和 L 分别代表资本投入量和劳动力投入量; α 和 β 分别代表资本和劳动力的弹性水平。

逐步对数据要素投入后的影响分析如下: 首先, 数字作为重要的生产要素在数字经济中参与分配是重要且必要的, 而作为一种新的生产要素, 数据要素的投入会引起其他生产要素的调整变化。其次, 数字技术发展过程中数字经济的发展也破坏了传统技术, 而随着数字技术的成熟, 一些传统技术与数字技术相结合, 大大提升了传统技术的水平。最后, 数字经济的发展产生了大量的新产业, 同时也影响了传统产业的生产经营模式[39]。

近年来, 数字经济不断向传统农业部门渗透, 农业部门的数字化水平也不断提高, 提高了农业产业部门的生产效率和产品质量[40]。然后将数据要素引入传统技术下的农民生产函数, 函数的表示方法如下:

$$Y_t^1 = (1 + \lambda) A_t D_t^\gamma K_t^\alpha L_t^\beta \quad (2)$$

在(2)式中: λ 代表数字技术对传统技术影响的系数 ($\lambda > 1$); D 代表农业部门投入的数据要素, γ 代表数据要素投入后农村产业的产出弹性。方程(2)两边的求对数得到式子如下:

$$\ln Y_t^1 = \ln(1 + \lambda) + \ln A_t + \gamma \ln D_t + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t \quad (3)$$

式(3)对时间 t 求导得到:

$$\frac{d \ln Y_t^1}{dt} = \frac{d \ln A_t}{dt} + \gamma \frac{d \ln D_t}{dt} + \alpha \frac{d \ln K_t}{dt} + \beta \frac{d \ln L_t}{dt} \quad (4)$$

式(4)的整理之后得到:

$$\frac{\Delta Y_t^1}{Y_t^1} = \frac{\Delta A}{A} + \gamma \frac{\Delta D}{D} + \alpha \frac{\Delta K}{K} + \beta \frac{\Delta L}{L} \quad (5)$$

令:

$$y = \frac{\Delta Y_t^1}{Y_t^1}, a = \frac{\Delta A}{A}, d = \frac{\Delta D}{D}, k = \frac{\Delta K}{K}, l = \frac{\Delta L}{L} \quad (6)$$

式(5)变为:

$$y = a + \gamma d + \alpha k + \beta l \quad (7)$$

从式(7)的表现形式来看, 数字产出水平是与数据要素投入水平成正比。

将式(1)中的传统要素投入与投入数据要素之后的式(2)的进行比较, 结果如下:

$$\Delta Y = Y_t^1 - Y_t = [(1 + \lambda)D_t^\gamma - 1]A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (8)$$

式(8)中 $(1 + \lambda)D_t^\gamma > 1$, $\Delta Y > 0$, 说明数据要素投入后, 产出增加, 农民得到更多报酬, 从收入层面而言, 多维相对贫困水平将得到一定程度的缓解。

基于以上分析, 提出假设 1: 数字经济通过数据要素投入缓解农村多维相对贫困。

2.2. 数字经济通过数据要素促进分配合理缓解农村多维相对贫困

据国家统计局的数据显示, 2020 年中国的基尼系数水平将达到 0.468, 远远高于 0.4 的国际警戒线。高收入者因为拥有更多财富而享受更丰厚的医疗服务、投资和工作机会, 这进而加剧中低收入者和高收入者之间的差距[26]。所以, 解决收入分配问题是解决多维相对贫困问题的关键[41]。数字经济所包含的数字化生产关系具备透明、可信、身份对等三个特性, 数字技术在改变生产的组织方式, 创造新的交换模式过程中, 也逐渐创新价值增值过程中分配的方式、方法, 于过程导向而言, 数据要素全过程参与到价值分配体系中, 从以下过程促进收入水平分配的公平合理。

初次分配作为收入分配体系中最基础的部分主要是通过市场的自发调节来实现分配的。在传统经济时代, 农民只能在低附加值的第一产业中赚取较低工资, 而随着经济发展的出现, 农民在初次分配中的比例不断增加[42]。主要是由于数字经济通过对第一产业进行配置, 从而促进农业转型升级, 提高了农产品产出的附加值[43]。对农民自身来说, 由于其人力资本积累不足、专业技能不强、市场信息来源有限等条件的限制, 在很长一段时间中只能被迫从事传统的高风险低收益的低端产业[44]。但是, 在数据要素投入的支持下, 农民可以不再简单地从事第一产业, 而是将农业与高附加值的二、三产业相结合, 将对区域产业结构合理化, 进一步缩小收入差距[45]。

二次分配指的是保障民生的政府转移支付部分, 这是收入分配中最关键的部分[46]。目前, 我国财政转移支付仍然浪费严重且效率低下。主要是由于财政转移支付的不透明性, 在财政资金层层分配后, 流向底层的资金越来越少, 财政转移支付的具体数值和去向也比较模糊[47]。但是, 通过使用数据信息流追踪财政资金的去向, 可以使资金链公开透明。同时, 数字经济还可以根据不同地区的多维相对贫困情况进行智能分析, 从而明确农村区域的多样化需求, 使政府转移支付更为精确, 也能加强国家对相对贫困地区重点基础设施的精确度[48]。

减少不平等是实现可持续发展的目标。公平的收入分配将逐步削弱马太效应, 缩小各个收入群体的差距, 让低收入者获得更高的边际收入, 对农村区域的可持续发展产生积极作用[49]。三次分配主要是指慈善机构的捐赠, 私人企业捐资建立的各种基金会等, 这可以进一步补充第一种和第二种分配的不足。在这个过程中, 如何准确识别目标人群是极为首要的。数据信息化支持下, 数字技术可以准确预测农村地区多维度相对贫困主体的多维度和个体特征: 通过建立扶贫数据库, 通过推动各地扶贫信息的互联互通, 在扶贫信息平台上发布相对贫困人口信息, 让市场主体明确帮助贫困户增加三次收入分配水平, 有

利于形成更加公正的收入分配机制[50]。当整个社会的收入分配比较公平时,各社会群体在基本公共服务和劳动力回报等方面差异不大,相对贫困人口可以较为容易地分享经济增长的成果,甚至其边际回报可能更高,这意味着公平地收入分配可以促进多维相对贫困水平的降低[51]。

基于以上分析,提出假设 2:数字经济通过数据要素促进合理分配缓解农村多维相对贫困。

3. 模型设定与样本选择

3.1. 关键指标选择

3.1.1. 农村多维相对贫困

由于目前尚无统一的农村相对贫困评价指标体系,本文根据多维相对贫困内涵、英国国际开发署(DFID)建立的脆弱性—可持续生计分析框架的思路[52],考虑中国国家统计局、《中国统计年鉴》和中国各省统计年鉴的数据可得性完整性,构建了中国农村区域多维相对贫困测量指标体系。多维相对贫困和绝对贫困的主要区别在于,前者更强调从多角度对贫困状态进行衡量。因此,本文从金融资本、人力资本、自然资本、物质资本、社会资本和环境脆弱性六个方面构建了多维相对贫困指标,其具体二级指标见表 1。

Table 1. Multidimensional relative poverty index system

表 1. 多维相对贫困指标体系

指标体系	一级指标	二级指标(单位)	方向	权重	
多维相对贫困指标体系	金融资本	农村居民人均可支配收入(元)	-	0.0084	
	人力资本	农村个体就业人数比率(%)	-	0.0623	
	自然资本	粮食单位面积产量(公斤/公顷)		-	0.0771
			农作物绝收范围(%)	+	0.1359
		农村人均机械动力(千瓦/人)	-	0.0072	
		农村人均道路面积(平方米)	-	0.0142	
		农村人均投递路线(公里/万人)	-	0.0067	
		农村人均住宅面积	-	0.0062	
	物质资本	农村供水普及率(%)	-	0.0629	
		农村燃气普及率(%)	-	0.0282	
		农村绿化覆盖率(%)	-	0.0215	
		农村人均日生活用水量(升)	-	0.0058	
	社会资本	农村人均公园绿地面积(平方米)	-	0.0150	
		农村每万人医疗机构床位数(张)	-	0.0161	
		农村人均拥有公共图书馆藏量(册/人)	-	0.0080	
		农村居民最低生活保障覆盖率(%)	-	0.0133	
		农村人均社会组织单位数(个/万人)	-	0.0083	
		农村人均农林水事务支出(万元/人)	-	0.0093	
	环境脆弱度	突发环境事件次数(次)	+	0.2288	
		自然灾害受灾人口比率(%)	+	0.0844	
人口死亡率(‰)		+	0.0294		
		孤儿比率(%)	+	0.1510	

3.1.2. 数字经济

在现有的发展测量和指标体系构建研究的基础上, 本文考虑了数字经济发展的新趋势和特点, 并考虑了省级数据的可得性、可靠性和可比性, 构建了数字经济发展指标体系[53]。具体构建的发展指标体系包括 4 个一级指标、8 个二级指标和 23 个三级指标, 详见表 2。

Table 2. Construction of digital economy index system

表 2. 数字经济指标体系构建

指标体系	一级指标	二级指标	三级指标(单位)	方向	权重		
数字经济指标体系构建	固定基础设施		互联网宽带接入端口(万个)	+	0.0242		
			光缆线路长度(公里)	+	0.0248		
			网页数(万个)	+	0.0903		
			域名数(万个)	+	0.0529		
	数字基础			移动电话普及率(部/百人)	+	0.0137	
				移动电话交换机容量(万户)	+	0.0199	
	移动基础			移动互联网接入流量(万 GB)	+	0.0747	
				数字电视用户数(万户)	+	0.0215	
	数字应用	个人应用		有线广播电视用户数占家庭总户数的比重(%)	+	0.0181	
				企业应用	每百家企业拥有网站数(个)	+	0.0127
	数字应用			有电子商务交易活动的企业数比重(%)	+	0.0198	
				数字产业化	电信业务总量(亿元)	+	0.0490
	产业发展			软件产品收入(万元)	+	0.0695	
				产业数字化	信息技术服务收入(万元)	+	0.0896
	产业发展			电子商务采购额(亿元)	+	0.0644	
				产业数字化	电子商务销售额(亿元)	+	0.0600
	数字创新			规模以上工业企业 R&D 人员全时当量(人年)	+	0.0528	
				创新投入	规模以上工业企业 R&D 经费(万元)	+	0.0490
	数字创新			规模以上工业企业开发新产品经费(万元)	+	0.0563	
				创新投入	规模以上工业企业发明专利申请占比申请专利总数(%)	+	0.0082
	数字创新			创新产出	技术市场成交额(亿元)	+	0.0749
				创新产出	规模以上工业企业新产品销售收入(万元)	+	0.0537

3.2. 估算方法：熵值法

熵值法是一种基于信息论原理的客观加权方法。熵是用来描述信息量的, 通过计算, 可以判断一个指标的信息量: 信息量越大, 信息混乱程度越大, 熵越大; 反之亦然。熵越大, 该指标在评价体系中的作用就越大, 赋予指标的权重就越大; 反之亦然。熵值法是一种客观的赋值方法, 其准确性高于主观的赋值法。与主观分配法相比, 熵值法具有准确性强、分配科学等优点[54]。因此, 基于熵值法的责科学性和客观性, 本文采用熵值法来衡量数字经济和农村多维相对贫困的发展水平。

1、标准化处理:

$$\text{正向指标: } X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (9)$$

$$\text{负向指标: } X_{ij} = \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (10)$$

(9)和(10)式中, x_{ij} 表示第 i 个省份第 t 年第 j 个指标的初始值, X_{ij} 表示标准化处理后的指标值, $\max(x_{ij})$ 表示该指标初始值的最大值, $\min(x_{ij})$ 表示该指标初始值的最小值。

2、计算各项指标信息熵:

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m \sum_{t=1}^n X_{tij}} \quad (11)$$

$$E_j = -\frac{1}{\ln(mn)} \sum_{i=1}^m \sum_{t=1}^n P_{tij} \ln(P_{tij}) \quad (12)$$

(11)和(12)式中, P_{ij} 代表第 i 个省份第 t 年第 j 个指标所占比重, E_j 代表第 j 个指标的信息熵。

3、计算各指标所占权重:

$$D_j = 1 - E_j \quad (13)$$

$$W_j = \frac{D_j}{\sum_{j=1}^k D_j} \quad (14)$$

(13)和(14)式中, D_j 代表第 j 个指标信息熵冗余度, W_j 代表第 j 个指标所占权重。

4、计算指标的综合得分:

$$index_{it} = \sum_{j=1}^k X_{ij} \times W_j \quad (15)$$

(15)式中, $index_{it}$ 表示第 i 个省第 t 年的所构建的指数。(农村多维相对贫困指标体系权重见表 1; 数字经济指标体系权重见表 2)

3.3. 基于熵值法计算的指数结果分析

根据熵权法得到图 2 中各省的多维相对贫困水平图和图 3 中的数字经济发展指数图。

从图 2 可以看出从 2014 年到 2021 年, 中国各省农村地区的多维相对贫困状态逐年缓解, 而 2021 年的多维相对贫困状态有所恶化。其原因是, 由于 2021 年受新冠疫情影响, 全球社会环境动荡加剧, 环境脆弱程度增加, 进而降低了农民的相对福利水平, 最终导致农村多维相对水平略有回升。根据 2014 年的多维相对贫困数据, 所选样本中青海, 甘肃, 海南 3 个省份的农村地区处于比较严重的多维相对贫困状态。而 2021 年全国各省的多维相对贫困水平较 2014 年明显下降, 但不同省份之间的多维相对贫困差距却处于扩大状态。由此可以推断后脱贫时代仍然需要加强各区域多维相对贫困问题的治理, 以期实现社会福利发展公平化、包容化, 从而推进共同富裕进程。

据图 3 所述, 整体而言, 从 2014 年到 2021 年, 中国各省数字经济规模都在逐年增加, 并不断创造历史新高。具体来看, 北京、江苏和广东的数字经济发展水平位于全国前列, 而中国西部地区的数字经济发展相对缓慢。显然, 东部地区的经济发展水平发达, 与之相配套的数字化基础设施投入建设更为完善, 同时东部地区经济发展过程中的原始要素积累更为丰厚, 更具有数字化生产关系发展的适宜条件, 能够吸引人才、资金、技术流入, 为数字经济发展奠定了丰厚的基础。相比东部地区而言, 西部地区发展数字经济条件不够优越。

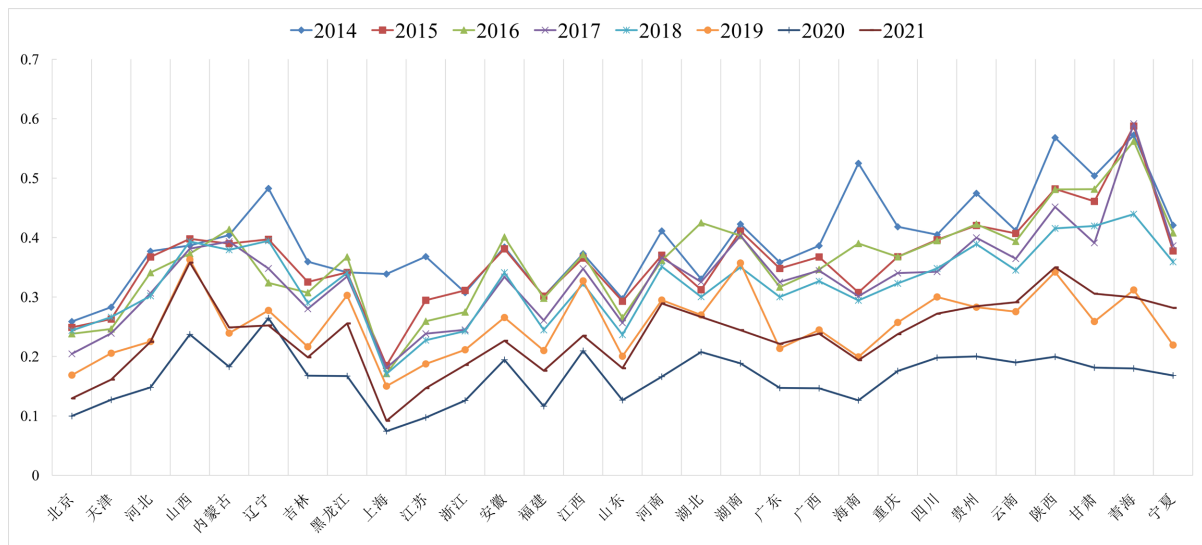


Figure 2. Multidimensional relative poverty index of rural areas in provinces from 2014 to 2021
图 2. 2014 年至 2021 年各省农村多维相对贫困指数

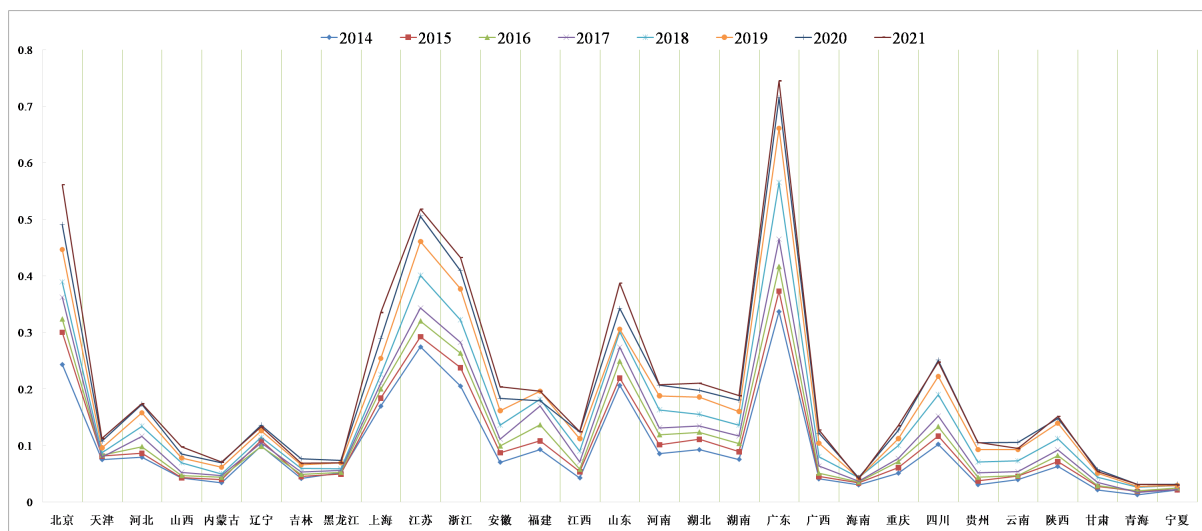


Figure 3. China rural digital economy index from 2014 to 2021
图 3. 2014 年至 2021 年中国数字经济指数

3.4. 模型设定和数据来源

3.4.1. 模型设定

根据理论分析, 数字经济的发展有助于缓解农村多维相对贫困。在进一步考虑数字经济可能对农村多维相对贫困存在非线性影响的基础上, 在基础模型中引入数字经济二次项, 由此建立基准回归模型如下(16)。

$$poor_{it} = \alpha_0 + \alpha_1dige_{it} + \alpha_2dige_{it}^2 + \gamma control_{it} + \mu_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

公式(16)中: i 代表省, t 代表时间; $poor_{it}$ 是解释变量, 表示各省的农村多维相对贫困水平; $dige_{it}$ 是核心解释变量(即数字经济), $dige_{it}^2$ 是数字经济平方项; $control_{it}$ 是影响农村多维相对贫困的其他控制变量; α_0 是常数项, μ_{it} 是地区固定效应, λ_{it} 是时间固定效应, ε_{it} 是随机干扰项。

控制变量的选择如下: 1) 经济发展水平($agdp$), 以地区年人均国内生产总值衡量。2) 科技水平($tech_{it}$),

以科技支出占财政支出的比重衡量。3) 人力资本水平($human_{it}$), 以各城市接受高等教育的学生人数占该地区总人口的比例来衡量。4) 对外开放程度(fdi_{it}), 以各省外商投资企业的总投资额占该地区 GDP 的比例来衡量。

3.4.2. 数据来源与描述性统计分析

本文选取 2014~2021 年为样本期, 根据数据的完整性和可得性, 选取除新疆和西藏以外的所有省(市、区)(不包括港澳台地区)的农村地区作为样本, 形成共 248 个观测值的面板数据。数据主要来自国家统计局公开数据、《中国统计年鉴》以及各省的统计年鉴。对其中个别缺失值采用线性插值法填补。

主要变量的描述性统计分析见表 3。

Table 3. Descriptive statistical results of main variables

表 3. 主要变量描述性统计分析结果

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
多维相对贫困指数(mpi)	0.304	0.100	0.0742	0.592
数字经济发展水平(dei)	0.146	0.133	0.0130	0.745
数字经济发展水平的平方项(sqdei)	0.0391	0.0774	0.0002	0.555
经济发展水平(agdp)	6.258	3.026	2.495	18.75
科技水平(techit)	2.271	1.534	0.539	6.757
人力资本水平(humanit)	2.156	0.533	0.918	4.249
对外开放程度(fdiit)	12.65	55.70	1.038	696.1

Table 4. Regression results of digital economy affecting multidimensional relative poverty in rural areas

表 4. 数字经济影响农村多维相对贫困的回归结果¹

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济	-0.9758*** (0.0885)	-2.2846*** (0.1802)	-1.5642*** (0.3042)	-1.8110*** (0.3189)	-1.0108*** (0.3162)	-1.2272*** (0.3225)
数字经济平方项		1.8513*** (0.2304)	1.3826*** (0.2777)	1.5216*** (0.2810)	0.7122** (0.2854)	0.8684*** (0.2876)
经济发展水平			-0.0194*** (0.0067)	-0.0184*** (0.0066)	-0.0106* (0.0062)	-0.0077 (0.0062)
科技水平				0.0247** (0.0106)	0.0224** (0.0097)	0.0273*** (0.0097)
人力资本水平					-0.1469*** (0.0228)	-0.1353*** (0.0229)
对外开放程度						-0.0002*** (0.0001)
_cons	0.4465*** (0.0137)	0.5658*** (0.0190)	0.6003*** (0.0221)	0.5681*** (0.0259)	0.7562*** (0.0376)	0.7297*** (0.0384)
时间/区域固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
样本量	232	232	232	232	232	232

¹ 括号内为标准误; ***, **和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著, 下同。

Table 5. The influence of the development degree of digital economy on multi-dimensional relative poverty in rural areas by region
表 5. 分地区数字经济发展程度对农村多维相对贫困的影响

项目	(1)	(2)	(3)
	东部地区	中部地区	西部地区
数字经济	-1.3029*** (0.3792)	-2.0933** (1.2281)	-2.5272** (1.2176)
数字经济平方项	0.8745*** (0.3278)	1.8883 (3.0114)	5.4350 (3.3425)
经济发展水平	-0.0002 (0.0066)	0.0340* (0.0189)	-0.0454** (0.0178)
科技水平	0.0186 (0.0113)	0.0019 (0.0178)	0.0628* (0.0345)
人力资本水平	-0.1497*** (0.0275)	-0.0917* (0.0542)	-0.0278 (0.0639)
对外开放程度	-0.0002*** (0.0001)	-0.0111 (0.0066)	0.0019 (0.0023)
_cons	0.7627*** (0.0604)	0.6112*** (0.0966)	0.6815*** (0.0781)
时间/区域固定效应	yes	yes	yes
样本量	104	48	80

4. 实证设计

4.1. 基准回归结果

对模型(16)进行双向固定效应回归, 结果见表 4, 表 4 (1)报告了采用地区和时间固定效应后, 数字经济发展对农村多维相对贫困的影响。解释变量数字经济的系数为-0.9758, 显著水平为 1%, 表明数字经济发展缓解了农村多维相对贫困水平。表 4 (2)将数字经济二次项纳入回归模型, 探究数字经济发展对农村多维相对贫困的影响是否存在非线性关系, 据回归结果显示, 数字经济的一次项的系数为-2.2846, 而数字经济二次项系数为 1.8513, 且在 1%水平上通过显著性检验, 表明数字经济发展与农村多维相对贫困存在非线性的“U”型关系。在逐步加入区域经济发展水平、技术水平、人力资源水平和对外开放程度等四个控制变量后, 数字经济的一次项和二次项回归系数的符号和显著性仍然没有改变, 其最终回归结果见表 4 (6)。该结果进一步验证: 数字经济发展的初始阶段可以有效地缓解农村多维相对贫困水平, 但随着数字经济的进一步发展, 农村的多维相对贫困问题将会恶化。根据表 4 (6)的回归结果, 数字经济发展与农村多维相对贫困的 U 型关系的拐点是 0.7066 (此处定义为数字拐点)。结合图 3 中各省数字经济发展状况, 可以进一步推断: 除广东外, 其他省份数字经济发展水平都在数字拐点的左侧。值得注意的是, 北京、江苏和山东的数字经济发展水平正在逼近数字拐点, 这意味着数字经济缓解农村多维相对贫困的边际效应在逐渐减弱。

4.2. 异质性检验

我国幅员辽阔外, 区域发展差异化程度大、区域间各种资源禀赋分布不均, 因此各地区数字经济发

展、多维相对贫困发展水平不同。因此有必要分区域研究数字经济发展减贫作用效应的异质性问题。表 5 (1)~(3)列分别显示了我国东、中、西部区域的数字经济发展水平对农村多维相对贫困的影响结果²。根据表 5, 东部地区农村数字经济一次项与对多维相对贫困的影响都在 1% 的水平上显著, 中部和西部地区数字经济一次项发展水平的减贫效果在 5% 的水平上显著。东部地区数字经济平方项对其多维相对贫困水平的影响在 1% 的水平上呈现显著, 这表明数字经济缓解多维相对贫困的“U”型效果仍然存在, 此时数字拐点为 0.7749。当然对于中部地区和西部地区, 数字经济发展中数字红利仍然存在, 数字经济缓解多维相对贫困的线性影响显著, 而数字拐点效应不够显著, 这是由于中、西部地区数字经济发展还处于总体数字拐点左侧, 数字经济缓解多维相对贫困的边际效应仍然潜力巨大。

4.3. 内生性检验和稳健性检验

4.3.1. 内生性检验

从本文的研究主题来看, 内生性问题主要来自双向因果关系和遗漏变量。首先, 就双向因果关系而言, 即数字经济与区域发展之间的双向选择问题: 数据要素会自然地向着经济发展水平更高的区域流动, 这些地区多维相对贫困水平也往往更低; 同时, 数据要素投入特定区域所产生的数字红利又反过来缓解该区域的多维相对贫困问题。其次, 从遗漏变量角度来看, 影响多维相对贫困的因素很多, 而控制变量的选择不能穷尽所有需要控制的因素。因此, 采用固定效应模型解决不随时间、个体变化且不可观测变量的遗漏问题, 采用工具变量法来解决双向因果问题, 从而确保尽可能降低内生性影响。根据数字经济的内涵, 数字经济兴盛于互联网技术的蓬勃发展, 而互联网技术兴起与电话线拨号接入高度相关。基于数字经济的发展史, 可以推断数字经济发展水平与当地历史上固定电话的普及率成正比。同时, 随着移动电话和计算机的发展, 历史上固定电话的数量对数字经济发展的影响也逐步降低, 同样难以影响当下农村多维相对贫困水平。因此, 将历史上固定电话的数量作为一个工具变量符合排他性要求。为此, 将各省 1984 年的电话机数量作为历史电信基数, 将其与上年网民数量交互项的对数作为当年数字经济的工具变量(IV), 采用两阶段最小二乘法(2SLS)来克服模型可能存在的内生性问题。

表 6 显示了 IV-2SLS 的回归结果, 表 6 (1)显示了工具变量的第一阶段回归结果, 在 1% 的显著水平下, 工具变量的估计系数为 0.0273, 表明数字经济这个内生变量与工具变量的相关性非常强。因此, 工具变量满足相关的要求。其次, 弱工具变量检验结果的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量值高达 160.192, 远远大于 16.38 的常规临界值, 这说明所选工具变量也不存在弱工具变量问题。此外, Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 842.01, 在 1% 的显著性水平上拒绝了“工具性变量不可识别”的假设。总的来说, 上述分析的检验结果表明, 本研究选择的工具变量(IV)是可行的。表 6 (2)列显示了工具变量的第二阶段计量回归结果, 其中数字经济的估计系数为-0.5293, 在 1% 的水平上显著为正。与表 4 (6)相比, 数字经济对多维相对贫困的缓解作用有所减弱的, 说明在没有工具变量的双向固定效应中得到的回归结果有内生的估计偏差, 这种偏差在引入工具变量之后得到有效纠正。此时, 在 5% 的显著性水平上, 数字经济的二次项的估计系数为 0.4489, 这表明数字经济对农村多维相对贫困的“U”型影响效应仍然成立。

4.3.2. 稳健性检验

1) 缩尾处理。变量的大幅度波动可能会影响模型效果的稳健性, 因此对参与实证的样本数据进行 1% 的缩尾处理, 得到回归结果见表 7 (1)。数字经济的一次项系数明显为负, 而二次项的系数仍明显为正, 这再次验证了基本回归结果的稳健性。2) 改变样本区间。我国在 2015 年《“十三五”规划》中首次提出要实施国家大数据战略。因此, 本文将样本研究区间缩短为 2015~2021 年, 考虑在大数据战略实施之

²结合国家统计局统计原则, 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西; 西部地区包括内蒙古、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

Table 6. IV-2SLS results of digital economy affecting multi-dimensional relative poverty in rural areas
表 6. 数字经济影响农村多维相对贫困的 IV-2SLS 结果

项目	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	数字经济	多维相对贫困
数字经济		-0.5293*** (0.195)
数字经济平方项	1.1117*** (0.036)	0.4489** (0.260)
经济发展水平	0.0074*** (0.001)	-0.0141*** (0.003)
科技水平	0.0139*** (0.002)	0.0146** (0.006)
人力资本水平	-0.0199*** (0.004)	-0.0463*** (0.010)
对外开放程度	-0.0001* (0.000)	-0.0003*** (0.000)
工具变量	0.0273*** (0.002)	
_cons	-0.1129*** (0.014)	0.5219*** (0.020)
Kleibergen-Paaprk Wald F statistic		160.192 {16.38}
Kleibergen-Paaprk LM statistic		842.01 [0.000]

后的效果影响, 最终回归结果见表 7 (2)。数字经济一次项的估计系数在 1% 的水平上显著为负, 而二次项的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 这验证了数字经济发展与农村多维相对贫困之间的“U”型关系。3) 剔除直辖市。直辖市地区因其特殊的行政地位, 在经济发展水平、政策优先度、政府决策模式等方面均具有较大差异, 从而导致数字经济对农村多维相对贫困的作用效果也有差异。因此将北京、天津、上海、重庆的样本进行剔除, 仅保留普通省份单位的样本进行回归, 回归结果如表 7 (3) 所示。在仅保留普通省份样本的情形下, 数字经济发展对农村多维相对贫困的“U”型影响关系依旧成立。

4.4. 机制分析

基于以上实证和理论分析可知, 数字经济发展初期在一定程度上具有缓解农村多维相对贫困的作用, 但是随着数据要素持续投入, 数字拐点出现, 数字经济减贫效果的边际效果减弱, 数字经济的发展所带来的数字红利并不能更公平地惠及所有农村区域。那么如何有效发挥数字红利作用, 延缓数字贫困拐点的到来: 根据第二部分的理论分析, 数字经济通过数据要素投入来增加农户报酬以及要素投入之后的促进报酬合理分配来缓解农村多维相对贫困。本文构建如下中介效应模型公式(17)和(18):

Table 7. Robustness test results of digital economy development affecting multi-dimensional relative poverty in rural areas
表 7. 数字经济发展影响农村多维相对贫困的稳健性检验结果

变量	(1) 缩尾处理	(2) 改变样本区间	(3) 剔除直辖市
数字经济	-0.9994*** (0.3292)	-1.6018*** (0.3656)	-1.0918*** (0.3626)
数字经济平方项	0.7184** (0.3214)	1.1402*** (0.3235)	0.7738** (0.3161)
经济发展水平	-0.0120* (0.0065)	-0.0009 (0.0067)	-0.0194** (0.0088)
科技水平	0.0245** (0.0098)	0.0333*** (0.0122)	0.0349*** (0.0113)
人力资本水平	-0.1332*** (0.0245)	-0.1336*** (0.0257)	-0.1163*** (0.0282)
对外开放程度	-0.0013** (0.0006)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)
_cons	0.7385*** (0.0392)	0.7124*** (0.0418)	0.7159*** (0.0405)
时间/区域固定效应	yes	yes	yes
样本量	232	203	200

$$ME_{it} = \beta_0 + \beta_1dige_{it} + \beta_2dige_{it}^2 + \gamma control_{it} + \mu_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

$$poor_{it} = \beta_0 + \beta_1dige_{it} + \beta_2dige_{it}^2 + \eta_1ME_{it} + \gamma control_{it} + \mu_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

式(17)和(18)中, ME_{it} 代表中介变量, 包括要素投入水平(FI)和报酬分配(FD)。根据理论分析部分, 数据要素投入过程包括诸如数字新基建的实体投入与数据信息化支持过程, 数字新基建作为数字经济高速发展的载体, 使得大量的数据从各种各样的数据源头通过不同渠道快速产生和流转。数据渗透到国民经济和社会发展的各个领域、各个层次当中, 也将成为农村区域的新型基础性资源, 而无论是要素实体投入还是以信息化为核心的要素流动过程都必然以数字基础设施为主要载体。在中国农村, 互联网宽带的发展水平一定程度上直接体现数据要素在农村的投入程度, 一方面, 区域内互联网接入水平反映该区域数据要素实体部分投入程度, 另一方面, 互联网宽带接入用户数的规模大小能够直接决定该区域内数据要素流动活跃性水平, 进而反映数据信息化支持程度。因此基于以上考量, 数据要素投入水平(FI)以农村宽带接入用户数的对数来衡量; 改革开放后, 我国所有制成分逐渐多元化, 分配方式多元化。为了鼓励多样的生产要素参与生产, 我国逐渐确立了按劳分配为主体、多种分配方式并存的分配制度, 鼓励按劳分配和按生产要素分配相结合, 在数字经济发展过程中, 数据要素的高渗透性使其与传统生产要素深度融合, 数据要素正全过程参与到价值分配体系中。从数据要素投入之后涉及的分配角度来看, 个体所分享的数据剩余价值直接或间接由其人力资本价值量决定。在涉及数据要素化的分配过程中, 无论是初次分配中对产业的配置, 还是二、三次分配中涉及数据信息化支持程度, 公允市场体系下人力资本价值量最终反映要素报酬分配水平、反映农户在数字化时代要素报酬分配中的劳动要价水平, 进而体现

出由数据要素报酬分配差异而产生多维相对贫困的程度区别, 从结果导向而言, 要素报酬分配水平(FD)以公允市场中农村人力资本的价值量的对数来表示(根据中国人力资本和劳动经济研究中心发布数据计算)。

表 8 汇报了数字经济对两个中介变量进行回归的结果, 表 8 (1)数字经济发展一次项系数在 1%水平上显著为负, 数字经济发展二次项系数在 5%水平上显著为正, 说明数字经济发展对要素投入水平影响是“U 型”的, 符合边际效益递减规律, 在表 8 (2)中, 要素投入水平的估计系数在 1%的水平上显著为负, 说明数据要素投入的增加缓解了农村地区的多维相对贫困状况。同时, 数字经济发展一次项与二次项的系数依旧显著, 相较表 4 (6)中拐点 0.7066, 此时数字经济减贫的拐点为 0.7248, 数字拐点后移, 说明数据要素投入在一定程度上延缓数字拐点的到来, 保证数字经济减贫作用的长效发挥。

数字经济通过影响要素投入之后的报酬分配缓解农村多维相对贫困, 表 8 (3)和(4)汇报了检验结果。在表 8 (3)中, 数字经济发展一次项系数在 1%水平下显著为负, 说明数字经济发展对要素报酬分配影响是“U”型的。数字经济发展初期, 由于数字资源的共享性, 所有用户都相对平等地享受数字红利, 而随着数字经济不断发展, 个人禀赋差异导致大量农村居民成为“数字无产者”, 居民无法获得公平的报酬分配, 从而抑制要素报酬水平。在表 8 (4)中, 要素报酬分配水平的回归系数在 1%水平下显著为负, 说明要素报酬分配水平的增加缓解了农村地区的多维相对贫困状况, 此时数字经济二次项系数已经不显著, 一定程度上可能是由于合理的要素报酬分配模糊了数字经济拐点, 而此时数字经济对农村多维相对贫困的影响已经能够线性缓解。

Table 8. Analysis on the mediating effect of digital economy on multi-dimensional relative poverty in rural areas

表 8. 数字经济影响农村多维相对贫困的中介效应分析

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	要素投入水平	多维相对贫困	报酬分配	多维相对贫困
数字经济	-13.3553*** (4.2710)	-1.3011*** (0.3274)	-1.3116*** (0.3321)	-0.7518** (0.3116)
数字经济平方项	8.8857** (3.7793)	0.8975*** (0.2865)	1.1428*** (0.2962)	0.4541 (0.2775)
要素投入水平		-0.0176*** (0.0055)		
报酬分配				-0.3839*** (0.0635)
_cons	7.9105*** (0.5702)	0.9303*** (0.0609)	10.6719*** (0.0395)	-3.1386*** (0.6877)
控制变量	yes	yes	yes	yes
时间/区域固定效应	yes	yes	yes	yes
样本量	232	232	232	232

5. 结论与建议

本文考察了数字经济对农村区域多维相对贫困的影响, 研究结论发现, 中国的数字经济发展水平与农村区域多维相对贫困间存在着“U”型关系。在数字经济发展的初始阶段, 由于数字经济具有非竞争

性和数字共享的特点, 对农村多维相对贫困具有缓解作用。随着数字经济的进一步发展, 数字经济的边际减贫效应逐渐下降, 甚至在数字拐点之后, 数字经济发展会进一步恶化农村多维相对贫困问题。从机制检验和分析中可以看出, 增加数据要素的投入可以延缓数字拐点的到来。同时, 在此基础上促进报酬分配水平合理, 可以直接模糊化数字拐点, 使数字经济的减贫效果线性化。在理论和机制分析的基础上, 可以得出以下政策建议:

第一, 在大力发展数字经济的同时, 应更加关注农村地区的数字鸿沟问题。数字鸿沟不可避免地会在数字经济发展初期加剧农村地区相对贫困问题, 如何快速跨越数字鸿沟、延缓数字拐点到来、共享数字红利将成为促进数字经济包容性发展重要思考。数字技术基础设施普及优化是加快跨越数字鸿沟的重要手段, 因此应坚持数字乡村建设政策, 借助数字大基建对农村公共基础设施进行数字化改造, 对传统农业设备进行数字化升级, 同时根据农村区域发展现实情况与特点, 普及开发便捷互联网应用产品, 更好满足区域化信息需求。

第二, 加强西部地区数字经济人才培育政策。首先, 强化本土数字经济人才队伍建设, 培养适合农村地区实际需要的复合人才, 为后脱贫时代中促进区域和谐发展、迈向共同富裕打下坚实基础。同时, 提高人才引进吸引力, 鼓励高校优秀毕业生下基层, 为农村区域发展工作领导干部队伍注入具有先进发展思维模式的新鲜血液, 建设有知识、有技术、懂情况的队伍。

第三, 加强农村地区居民数字素养培育。开展农村居民数字素养提升计划刻不容缓: 通过网络视频观看、数字技能学习、数字技术体验等方式使农村居民产生数字意识, 深入了解、使用、掌握数字技能, 形成良好数字乡村建设氛围, 增强数字人才在数据要素分配中的价值水平。

基金项目

贵州省高校人文社会科学研究项目“贵州践行‘两山’理论和绿色发展能力建设研究”(2023GZGX RW167)。

参考文献

- [1] Ghobakhloo, M. (2020) Industry 4.0, Digitization, and Opportunities for Sustainability. *Journal of Cleaner Production*, **252**, Article ID: 119869. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119869>
- [2] Zhang, H., Gao, S. and Zhou, P. (2023) Role of Digitalization in Energy Storage Technological Innovation: Evidence from China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, **171**, Article ID: 113014. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2022.113014>
- [3] Gao, Q., Cheng, C., Sun, G., et al. (2022) The Impact of Digital Inclusive Finance on Agricultural Green Total Factor Productivity: Evidence from China. *Climate Change and Agricultural System Response*, **10**, Article ID: 905644. <https://doi.org/10.3389/fevo.2022.905644>
- [4] Ma, J. and Li, Z. (2021) Does Digital Financial Inclusion Affect Agricultural Eco-Efficiency? A Case Study on China. *Agronomy*, **11**, Article No. 1949. <https://doi.org/10.3390/agronomy11101949>
- [5] 李怡, 柯杰升. 三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J]. 农业技术经济, 2021(8): 119-132.
- [6] 何树全, 赵静媛, 张润琪. 数字经济发展水平、贸易成本与增加值贸易[J]. 国际经贸探索, 2021, 37(11): 4-19.
- [7] Liu, X., Wang, X. and Yu, W. (2023) Opportunity or Challenge? Research on the Influence of Digital Finance on Digital Transformation of Agribusiness. *Sustainability*, **15**, Article No. 1072. <https://doi.org/10.3390/su15021072>
- [8] 王志刚, 于滨铜. 农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制: 安徽案例举证[J]. 中国农村经济, 2019(2): 60-80.
- [9] Chen, Y., Li, Y. and Li, C. (2020) Electronic Agriculture, Blockchain and Digital Agricultural Democratization: Origin, Theory and Application. *Journal of Cleaner Production*, **268**, Article ID: 122071. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.122071>
- [10] Qian, Y., Liu, J., Shi, L., et al. (2023) Can Artificial Intelligence Improve Green Economic Growth? Evidence from China. *Environmental Science and Pollution Research*, **30**, 16418-16437. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-23320-1>

- [11] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学, 2003(5): 16-25+205.
- [12] Chetty, K., Aneja, U., Mishra, V., et al. (2018) Bridging the Digital Divide in the G20: Skills for the New Age. *Economics*, **12**, Article ID: 20180024. <https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2018-24>
- [13] 王介勇, 陈玉福, 严茂超. 我国精准扶贫政策及其创新路径研究[J]. 中国科学院院刊, 2016, 31(3): 289-295.
- [14] Van Dijk, J. and Hacker, K. (2003) The Digital Divide as a Complex and Dynamic Phenomenon. *The Information Society*, **19**, 315-326. <https://doi.org/10.1080/01972240309487>
- [15] Irshad, R. and Ghafoor, N. (2022) Infrastructure and Economic Growth: Evidence from Lower Middle-Income Countries. *Journal of the Knowledge Economy*, **9**, 928-947. <https://doi.org/10.1007/s13132-021-00855-1>
- [16] 中国互联网络信息中心发布第 50 次《中国互联网络发展状况统计报告》[J]. 国家图书馆学刊, 2022, 31(5): 12.
- [17] Chetty, K., Qigui, L., Gcora, N., et al. (2018) Bridging the Digital Divide: Measuring Digital Literacy. *Economics*, **12**, Article ID: 20180023. <https://doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2018-23>
- [18] Roodman, D. and Morduch, J. (2014) The Impact of Microcredit on the Poor in Bangladesh: Revisiting the Evidence. *Journal of Development Studies*, **50**, 583-604. <https://doi.org/10.1080/00220388.2013.858122>
- [19] Atkinson, A. and Messy, F.A. (2013) Promoting Financial Inclusion through Financial Education: OECD/INFE Evidence, Policies and Practice.
- [20] Anand, P., Jones, S., Donoghue, M., et al. (2021) Non-Monetary Poverty and Deprivation: A Capability Approach. *Journal of European Social Policy*, **31**, 78-91. <https://doi.org/10.1177/0958928720938334>
- [21] Lavrysen, L. (2015) Strengthening the Protection of Human Rights of Persons Living in Poverty under the ECHR. *Netherlands Quarterly of Human Rights*, **33**, 293-325. <https://doi.org/10.1177/016934411503300303>
- [22] Wan, G., Hu, X. and Liu, W. (2021) China's Poverty Reduction Miracle and Relative Poverty: Focusing on the Roles of Growth and Inequality. *China Economic Review*, **68**, Article ID: 101643. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2021.101643>
- [23] UNDP (2010) The Real Wealth of Nations: Pathways to Human Development, Human Development Report 2010. 94-96.
- [24] Alkire, S. and Foster, J. (2007) Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, **95**, 476-487. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
- [25] 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.
- [26] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [27] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020(11): 17-35.
- [28] Rosário, A.T. and Dias, J.C. (2022) Sustainability and the Digital Transition: A Literature Review. *Sustainability*, **14**, Article No. 4072. <https://doi.org/10.3390/su14074072>
- [29] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [30] 孙正聿. 《资本论》与马克思主义哲学[J]. 学习与探索, 2014(1): 1-14.
- [31] Kusnandar, K., Brazier, F.M. and Van Kooten, O. (2019) Empowering Change for Sustainable Agriculture: The Need for Participation. *International Journal of Agricultural Sustainability*, **17**, 271-286. <https://doi.org/10.1080/14735903.2019.1633899>
- [32] 吴易风. 论政治经济学或经济学的研究对象[J]. 中国社会科学, 1997(2): 52-65.
- [33] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 46-69+4-10.
- [34] 陈晓红, 李杨扬, 宋丽洁, 汪阳洁. 数字经济理论体系与研究展望[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 208-224+13-16.
- [35] Yi, E.H. and Roh, I. (2021) An Analysis of the Digital Transformation Trends in ASEAN-5 after Covid-19 Pandemic. 2021 *International Conference on Information and Communication Technology Convergence (ICTC) IEEE*, Jeju Island, 20-22 October 2021, 785-788. <https://doi.org/10.1109/ICTC52510.2021.9621063>
- [36] 谢康, 夏正豪, 肖静华. 大数据成为现实生产要素的企业实现机制: 产品创新视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 42-60.
- [37] Yao, W. and Sun, Z. (2023) The Impact of the Digital Economy on High-Quality Development of Agriculture: A China Case Study. *Sustainability*, **15**, Article No. 5745. <https://doi.org/10.3390/su15075745>
- [38] Chaudhary, S. and Suri, P.K. (2022) The Impact of Digitalisation on the Agricultural Wholesale Prices to Aid Agrarian Income. *Agricultural Economics*, **68**, 361-370. <https://doi.org/10.17221/113/2022-AGRICECON>

-
- [39] 郭晗. 数字经济与实体经济融合促进高质量发展的路径[J]. 西安财经大学学报, 2020, 33(2): 20-24.
- [40] Rotz, S., Duncan, E., Small, M., et al. (2019) The Politics of Digital Agricultural Technologies: A Preliminary Review. *Sociologia Ruralis*, **59**, 203-229. <https://doi.org/10.1111/soru.12233>
- [41] 汪三贵, 郭子豪. 论中国的精准扶贫[J]. 贵州社会科学, 2015(5): 147-150.
- [42] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 91-108.
- [43] 温涛, 陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展: 实践模式、现实障碍与突破路径[J]. 农业经济问题, 2020(7): 118-129.
- [44] Li, Y., Wu, W. and Liu, Y. (2018) Land Consolidation for Rural Sustainability in China: Practical Reflections and Policy Implications. *Land Use Policy*, **74**, 137-141. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2017.07.003>
- [45] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51+204-205.
- [46] 文雁兵. 包容性增长减贫策略研究[J]. 经济学家, 2015(4): 82-90.
<https://doi.org/10.16158/j.cnki.51-1312/f.2015.04.011>
- [47] 王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究, 2005(10): 24-36.
- [48] 马光荣, 郭庆旺, 刘畅. 财政转移支付结构与地区经济增长[J]. 中国社会科学, 2016(9): 105-125+207-208.
- [49] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [50] 邢小强, 汤新慧, 王珏, 张竹. 数字平台履责与共享价值创造——基于字节跳动扶贫的案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(12): 152-176.
- [51] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 董雪兵. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 117-129.
- [52] 苏芳, 徐中民, 尚海洋. 可持续生计分析研究综述[J]. 地球科学进展, 2009, 24(1): 61-69.
- [53] 王军, 朱杰, 罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(7): 26-42.
- [54] 迟国泰, 祝志川, 张玉玲. 基于熵权-G1 法的科技评价模型及实证研究[J]. 科学学研究, 2008, 26(6): 1210-1220.