

中国数字经济发展与农村贫困缓解： 作用机理与经验证据

王亚飞 冉渝融

(重庆师范大学 经济与管理学院,重庆 401331)

摘要:在数字经济快速发展并逐步向农村地区及贫困人口渗透的背景下,综合评估数字经济发展的贫困缓解效应,对于构建和完善相对贫困治理体系具有重要现实意义。本研究基于线性加权法对2010—2019年中国30个样本省份的数字经济发展指数进行测度,理论阐释和实证检验数字经济发展对农村贫困的影响及效应,结果表明:当前,中国数字经济发展水平得以稳步提高,但省份之间的差距却逐步扩大;数字经济发展促进了以贫困发生率为表征的农村贫困缓解,随着数字发展水平的提升,减贫效应呈现出微弱的先增大后逐渐缩小的倒“U”型规律;数字经济发展的减贫效应具有地区差异,东部地区最强,其次为中部地区,西部地区不显著;数字经济发展促进了城镇人口消费结构升级,但对农村居民的影响不显著。

关键词:数字经济;农村贫困;减贫效应;消费结构

中图分类号:F790.13

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2021)04-0016-12

doi:10.19742/j.cnki.50-1164/C.210402

一、引言

贫困是伴随人类社会生存与发展的世界性难题,是引致社会动荡和经济波动的重要根源,也是世界各国政府及学界持续高度关注并力求解决的重大经济社会问题。新中国成立以来,尤其是改革开放以后,中国政府积极推进并适时调整反贫困战略,取得了令世人震惊的扶贫成效。从减贫进程来看,到2020年底,中国已成功实现现行标准下的农村贫困人口全面脱贫。然而,这并不意味着中国反贫困事业的终结,而是由此进入“后扶贫时代”,相对贫困将成为贫困治理的主战场。建立相对贫困应对的长效机制,事关中国特色社会主义现代化强国建设的总体布局(汪三贵、刘明月,2020)^[1]。

收稿日期:2021-04-11

作者简介:王亚飞(1980—),男,重庆垫江人,重庆师范大学经济与管理学院教授,博士,硕士生导师,主要研究方向:转型经济与经济增长。

冉渝融(1997—),女,重庆万州人,重庆师范大学经济与管理学院硕士生,主要研究方向:区域经济与经济增长。

基金项目:重庆市社科规划重大项目“创新驱动重庆制造业升级的技术进步路径与对策体系研究”(2020ZDJJ01);重庆市技术预见与制度创新项目“成渝地区双城经济圈产业协同创新的系统评估与实现机制研究”(CSTC2020JSYJ-ZZYSBAX0025)。

信息已成为当下社会最为重要的生产要素,对信息的获取和应用水平将直接决定人们财富创造的能力。在全球数字化进程中,人们由于对信息、网络技术的拥有和应用程度以及创新能力的差别而造成的“数字鸿沟”,是导致财富分配不公及贫富差距的重要成因。在信息化时代,缩小“数字鸿沟”可以破除“数字鸿沟”与贫困的恶性循环,从而减少贫困(罗廷锦、茶洪旺,2018;熊励、蔡雪莲,2020)^[2,3]。尤其对于农村的贫困人口而言,更应积极应对数字经济对就业市场的挑战,使其成为脱贫攻坚的重要支撑(何宗樾、张勋等,2020;徐小阳等,2020)^[4,5]。全球新一轮科技革命和产业变革,促进了以互联网、大数据及人工智能等为表征的数字技术向经济社会各领域的渗透与融合,数字经济作为一种新型产业形态得到了超常规发展,成为国民经济不可或缺的重要组成部分。联合国《2019年数字经济报告》估算,数字经济规模约占全球经济总量的4.5%~15.5%;根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2020)》数据显示:中国数字经济增加值规模已由2005年的2.6万亿元,跃升至2019年的35.8万亿元,数字经济占GDP比重已高达36.2%,成为国民经济持续健康增长的重要引擎。

那么,在2021政府工作报告及“十四五”规划的远景目标中提到的要加快发展数字经济产业,且近年来中国脱贫攻坚事业取得显著绩效的背景下,数字经济到底发挥了多大的成效?对这一问题的理论回应及实证检验,对于中国“后扶贫时代”致力于相对贫困缓解的长效机制建立,具有重要的现实意义和丰富的政策蕴含。

二、理论分析

学术界对数字经济与贫困关系的研究主要从两条线索展开:一是从“数字鸿沟”的视角揭示国家或地区间的收入差距(Cruz-Jesus等,2012)^[6]以及贫困的形成机制(钟惟东,2020)^[7];二是从数字普惠金融的视角讨论贫困加剧或缓解的逻辑动因(李牧辰、封思贤,2020;张永恒、王家庭,2020)^[8,9]。遗憾的是,现有文献少有将数字经济发展纳入贫困问题的理论分析框架,也少有分析数字经济对贫困影响的理论逻辑。本研究在借鉴相关文献的基础上,尝试性阐释数字经济缓解贫困的作用机理。数字经济的广泛渗透性决定了其对缓解贫困影响的复杂性、路径的多元性。本研究结合诸多报刊网站对数字经济促进贫困缓解的相关案例报道,以及当前广大农村地区数字经济融入、数字技术使用的普遍事实特征,选择从农村电子商务、数字普惠金融以及精准扶贫大数据手段等三个方面,对数字经济的扶贫效应进行机理阐释。

(一)数字经济对贫困人口的增收效应

当前中国面临的贫困是多维的,但收入水平低下引致的经济贫困是最为明显的方面,数字经济对贫困人口的增收效应或经济贫困缓解效应,主要是通过增加就业或创业机会,进而提升贫困人口的就业或创业收入来实现的。数字经济向农业的融合或渗透,催生了农产品电子商务的发展,能有效消除贫困农户对市场需求信息的不对称性、畅通销售渠道、降低流通成本、提升订单价格的控制权,从而促进农产品销售增长和利润提升,进而提升贫困农户的经营性收入。数字经济拓展了农业产业链,促进了农业分工深化,带动了加工、物流、包装、客服等环节的创业就业,数字经济引致了农业多功能拓展,催生了智慧农业、科普农业等农业新业态,不仅释放出更多的创业就业机会,还拓展了更多的增收渠道,这都有助于增加贫困农户的工资性收入和创业收入。此外,数字经济对农业效率的提升效应,有助于促进农村剩余劳动力向城镇非农产业转移就业,增加工资性收入。

(二)数字经济对贫困人口的赋能效应

从要素层面看,贫困人口脱贫离不开金融资源的有效获取和人力资本水平的提升。长期以来,中国存在着典型的“金融排斥”或“金融抑制”,这造成了低收入人群或穷人难以公平均等地获取金融要素资源,阻碍了这些人群的财富增长,甚至陷入贫困陷阱(林毅夫、陈斌开,2012)^[10]。此外,相对于经济或收

入贫困,知识、技能等人力资本要素低下的“能力贫困”不仅是多维贫困的重要表征,也是引致经济或收入贫困的重要成因(朱方明、李敬,2019)^[11]。随着移动互联网、大数据、人工智能等数字技术的日益发展,一个以数字化为驱动的金融形式——数字普惠金融正在全球范围内加速形成,为面临“金融排斥”的低收入人群提供数字信贷、移动支付、互联网保险等多元化金融服务。这种数字经济驱动下对低收入或贫困人口“金融赋能”,对于消减贫困具有重要作用(张勋等,2019)^[12]。不仅如此,数字经济向贫困人口生产、生活领域的渗透,使得贫困人口能低成本或零成本地接受先进市场理念、城市或工业文明的熏陶,极大地提升了贫困人口的知识、能力等综合素质(韩庆龄,2019)^[13]。数字经济的“人力资本赋能效应”有效缓解了贫困人口的“能力贫困”,并通过其就业创业引致效应促进经济贫困缓解。

(三)数字经济对贫困人口的精准帮扶效应

消除贫困既依托于贫困人口的内在努力,也离不开政府及社会各界的外在精准帮扶。数字经济发展特别是大数据技术的应用为精准帮扶提供了技术手段,一是对贫困户开展预警筛查及动态监测,使贫困识别的精准度得到提高、公平性得以保障;二是系统深层次地分析贫困人口相关的自然环境、家庭特征等社会信息,精准揭示多维度的致贫原因,有助于制定科学性、针对性、适应性的帮扶举措;三是通过扶贫、教育、工商、民政、卫计等领域的大数据实时共享及动态比对,跟踪和监测地区、机构的扶贫进度和效率,提升了财政、金融等扶贫资源的配置效果。

(四)数字经济对贫困地区的基础设施及公共服务优化效应

相对健全的农村基础设施及公共服务,为农村居民及贫困人口提供了良好的生产、生活环境。中国城乡之间存在的社会公共服务巨大落差,是贫困产生及发展的重要根源。完善贫困地区基础设施及公共服务体系,不仅是乡村振兴的重要内容,也是巩固扶贫攻坚成果、缓解相对贫困的战略举措。数字经济的发展极大推动了贫困地区的基础设施及公共服务的完善,特别是互联网、4G或5G等移动通讯技术向贫困地区的拓展和应用,以及数字经济向贫困地区教育、公共卫生、文化生活的渗透,完善贫困地区新型基础设施及数字化公共服务体系,不仅有助于改善贫困人口的生活空间,还为农业生产经营活动及就业、创业提供了良好的外部环境,对于贫困缓解具有重要作用。

三、数字经济指数的测度及演进特征

(一)测度方法及指标选择

作为经济学概念的数字经济是人类通过大数据的识别、选择、过滤、存储及使用,引导、实现生产要素的重组与优化配置,进而实现实体经济高质量发展的经济形态。其内涵及外延的宽泛性使得数字经济的刻画指标不易选择。迄今为止,统计学意义上尚未形成较为一致的测度框架。但相对一致的是,现有文献对数字经济的认知都将数字基础设施、信息通讯技术(ICT)应用、实体产业有关数字化的产值、企业数字化水平等四个方面纳入其中。由此,本研究参考现有文献(刘军,2020^[14];贾奇,2020^[15];熊励、蔡雪莲,2020^[3]),并结合数据的可获得性、统计口径的一致性,构建包括信息通信基础设施、ICT初级应用、企业数字化水平和数字经济产业发展等4个一级指标、13个二级指标的综合指标体系(见表1)。随后,采用熵权法对2010—2019年中国大陆(除西藏自治区之外)30个省份的数字经济水平(数字经济指数)进行测算。其主要步骤如下:

1. 为便于各个指标进行比较,消除指标之间的量纲差别,本研究首先采用最大最小值标准化法进行标准化处理。因为所选指标都是正指标,所以公式设置为:

$$Y_{ij} = \frac{X_{ij} - \min X_j}{\max X_j - \min X_j} \quad (1)$$

其中, X_{ij} 表示第*i*个对象第*j*个指标的原始数据, Y_{ij} 表示第*i*个对象第*j*个指标的标准化数据, $i=1,$

2, \cdots, 30, j=1, 2, \cdots, 13。

2. 确定权重。确定指标权重多考虑 AHP 方法和熵权法。但 AHP 主观性较大,故本研究采用熵权法进行指标赋权。最终权重结果在表 1 中进行罗列。

3. 计算数字经济发展指数。在确定权重之后,利用公式(2)对数字经济进行测度:

$$de_{i,t} = \sum_{j=1}^{13} X_{i,t} W_j \tag{2}$$

其中, $i=1, 2, \cdots, 30, j=1, 2, \cdots, 13$ 。 $X_{i,t}$ 表示 i 省份 j 指标标准化后的原始数据, W_j 表示 j 指标的权重。

表 1 数字经济指数评价指标体系

综合指标	指标类别	指标名称	权重	单位	指标属性
数字经济	信息通信基础设施	光缆线路密度	0.0662	%	正向
		互联网宽带接入用户数	0.0846	万户	正向
		移动电话基站个数	0.0711	万个	正向
		互联网域名数占比	0.0665	%	正向
		移动电话普及率	0.0619	%	正向
	ICT 初级应用	互联网普及率	0.1036	%	正向
		地区网站数量	0.0725	万个	正向
		每百人使用计算机数量	0.0790	台	正向
		每百家企业拥有网站数	0.1207	个	正向
	企业数字化发展	电子商务零售额	0.0658	亿元	正向
		电信业务总量	0.0480	亿元	正向
		软件业务收入	0.1009	亿元	正向
	数字经济产业发展	通信设备、计算机及其他电子设备	0.0593	%	正向
		制造业总产值占 GDP 比重			

资料来源:作者计算

数字经济测度指标的数据来源如下:光缆线路密度、互联网接入用户数、移动电话基站、移动电话普及率、互联网普及率、每百人使用计算机数量、通信设备、计算机及其他电子设备制造业总产值占 GDP 比重来源于中国统计年鉴;互联网域名数占比、地区网站数量、每百家企业拥有网站数来源于《中国互联网发展统计报告》;电子商务零售、电信业务总量来源于《电子商务报告》;软件业务收入来源于中国信息产业年鉴。

(二) 数字经济指数测度结果与分析

1. 2010—2019 年 30 个样本省份数字经济指数平均发展水平

基于上述方法,测出 2010—2019 年中国 30 个样本省份的数字经济发展平均指数,如图 1 所示:

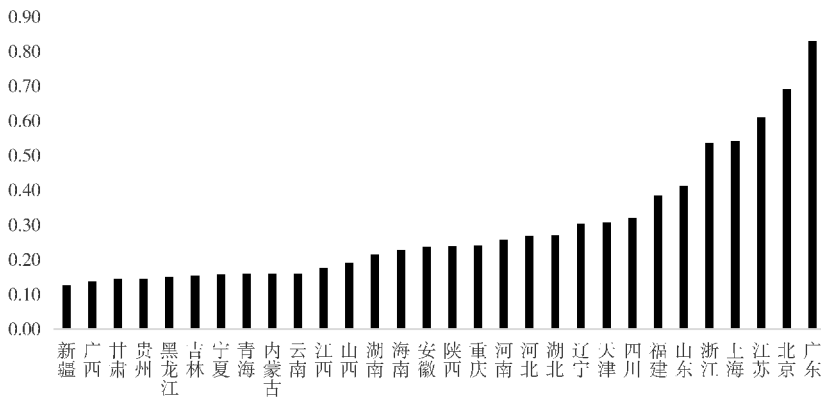


图 1 2010—2019 年各省份数字经济发展平均指数

从图1可以清晰地发现:中国各地区之间仍然存在严重的“数字鸿沟”,排名最前的5个省份依次为广东、北京、江苏、上海及浙江,排名靠后的5个省份依次为新疆、广西、甘肃、贵州及黑龙江,前者全部为东部发达地区,而后者除黑龙江外均为西部地区。这充分说明了各省份在信息、网络技术的拥有程度以及创新程度之间存在显著差异,在强调中国数字经济发展的同时,还应逐步优化数字经济的空间布局,引导东部数字经济先行区的先进数字技术及产业向中西部地区扩散。国家应在中西部地区优先布局数字经济基础设施,充分结合中西部地区传统产业的要素禀赋条件,引导数字经济向传统产业的深度融合,以促进中西部地区数字经济的发展,逐步收敛各区域间的“数字鸿沟”。

2. 基于核密度估计的时空演进特征分析

为了更细致地刻画中国及各地区数字经济增长态势及空间差异调整,我们报告了2010年、2014年和2019年全国及东部、中部、西部三大地区数字经济发展水平的核密度估计结果(见图2),通过核密度图的位置、形态和延展性等方面可以对数字经济发展的分布情况进行分析。

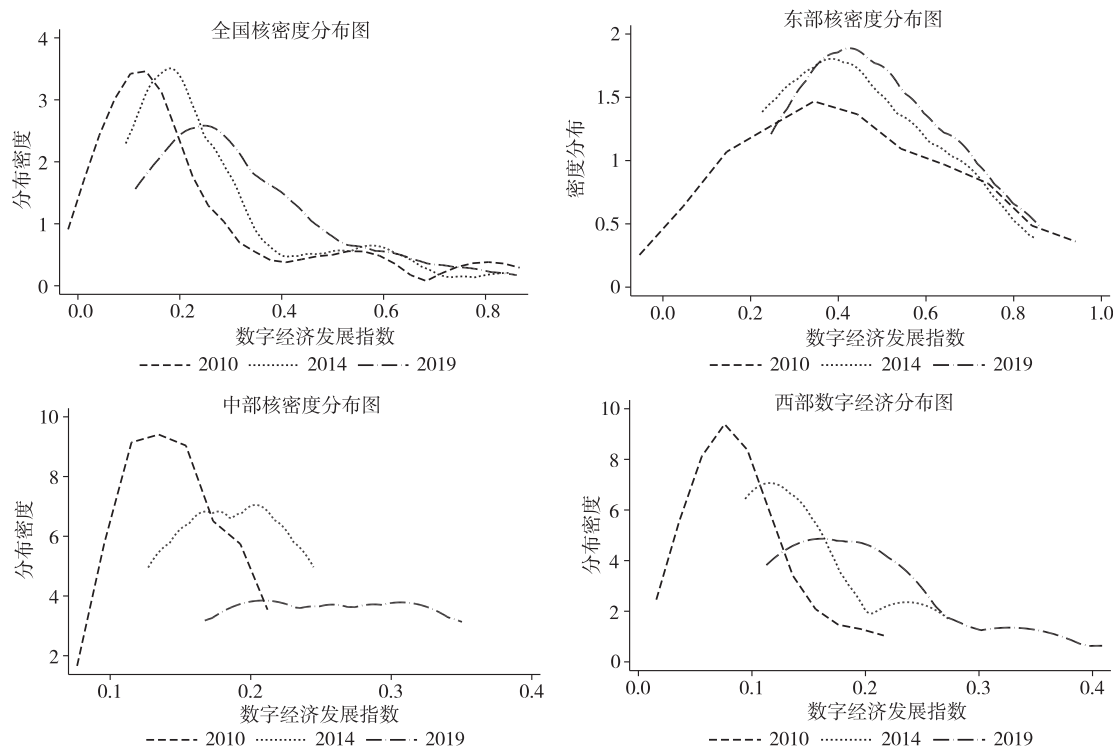


图2 中国及各区域数字经济发展水平核密度图

图2显示了全国以及各地区的数字经济发展指数分布情况,横轴表示数字经济发展指数,纵轴表示分布密度。从中我们可以看到,全国和各省份的数字经济发展指数分布密度曲线不断向右移动,右尾拖长,峰度由“尖峰”逐渐向“宽峰”转变,表明我国数字经济发展水平在不断提高,但是各省份之间的发展差距也在扩大。就整个国家层面而言,左尾向右移动的幅度超过右尾向右移动的幅度,说明我国各省份数字经济发展存在“追赶效应”。东部地区核密度估计曲线向右移动,但峰度逐步抬高,说明东部地区数字经济发展水平有所提升,且区域内各省份的差距显著收敛;中部地区核密度估计曲线向右移动幅度较大,且峰度明显下降,2019年曲线显著趋于平坦,说明中部地区数字经济发展迅猛,且区域内各省份差异明显扩大;西部地区核密度估计曲线向右移动,峰度明显下降,说明西部地区数字经济快速发展,区域内差距也趋于扩大;2019年相比2014年,曲线右尾几乎重合,说明2014—2019年,区域内数字经济发展水平较高的省份数量并未有实质性的增加。

四、模型、变量与数据说明

(一) 模型、估计方法与变量

本文采用系统 GMM 检验来评估数字经济对农村贫困的影响及效应,相对于最小二乘法(OLS)、随机效应模型(RE)、固定效应模型(FE)等传统面板模型,系统 GMM 更能有效缓解因变量内生性问题而提升估计结果的稳健性。系统 GMM 估计又分为一步(One-Step)和两步(Two-Step)系统 GMM。在通常情形下两步估计法的标准协方差矩阵能更有效地处理序列自相关和异方差问题,尤其是存在较大的地区差异时。考虑到中国数字经济发展在不同的地区尤其是省域之间有显著的异质性,因此,本文采用两步系统广义矩估计方法(System Generalized Method of Moments, system GMM)对模型进行参数估计。本研究将基本模型设定为:

$$\ln poverty_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln digec_{it} + \alpha_2 \ln ct_{it} + \mu_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在公式(3)中, i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年, α_0 为截距项, α_1 衡量的在其他条件不变的情况下,数字经济对贫困产生的影响。 $\ln poverty_{it}$ 代表被解释变量,本研究中贫困发生率即为被解释变量。 $\ln digec_{it}$ 代表核心解释变量,表示在第 t 年数字经济在 i 省份的发展水平。 $\ln ct_{it}$ 为控制变量,即其他对贫困产生影响的因素。 μ_i 表示个体效应, β_t 表示时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量描述

1. 被解释变量:贫困发生率($\ln poverty_{it}$)

贫困发生率也称为贫困人口比重指数,是指农村中低于贫困线的人口数占农业人口的比重,它反映了地区贫困发生的广度,在一定程度上刻画了中国农村人口的贫困水平(单德朋、郑长德,2015)^[16]。本研究采用贫困发生率作为农村贫困的代理变量。

2. 核心解释变量:数字经济发展水平($\ln digec_{it}$)

目前官方均未公布相对统一的省级数字经济发展指数,学术界在数字经济测度方法及指标体系上也存在较大争议。综合已有做法,本研究对2010—2019年中国大陆(除西藏自治区之外)30个省份数字经济发展水平进行了测算,具体指标及测算方法见前文。

3. 控制变量

参考已有相关文献,选择如下控制变量:①经济发展水平,采用人均GDP衡量。②经济开放(fdi),利用外商直接投资额衡量。③数字普惠金融(dif)。采用北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组负责编制的数字普惠金融指数。但数字普惠金融指数缺失2010年及2019年数据,故采用非平衡面板数据。④城镇化水平(ur),即用城镇化率衡量。⑤城镇交通基础设施(rp)。前文我们提到过度城镇化的问题,那么城市生活的幸福指数会因为资源缺乏而逐步降低,所以人均道路面积也能够一定程度上衡量贫困。⑥政府教育支持(edu)。在如今科技教育日益发展进步的当下,教育支出占财政支出的比例无疑能够体现地区对教育的投入程度,从而一定程度决定当地高知识水平的人数。

(三) 数据来源与说明

在构建数字经济指标的评价体系这个过程中,根据指标的可得性和适用性,样本选择2010—2019年中国内地30个省级行政区的非平衡面板数据(未包括西藏自治区)。本文采用的数据来自《国家统计局》,各省市统计年鉴以及《中国通信年鉴》。为降低模型的异方差问题,本文多数变量均取对数处理。

表 2 变量定义表

变量名称	代表符号	定义
贫困发生率	<i>lnpoverty</i>	贫困人口比重指数
农村恩格尔系数	<i>pr</i>	食品消费占总支出额
数字经济指数	<i>lndige</i>	结合已有做法综合测算
数字普惠金融	<i>dif</i>	北京大学数字普惠金融指数
政府教育支持	<i>edu</i>	教育支出占财政总支出之比
城镇化水平	<i>ur</i>	城镇人口和总人口数之比
城镇交通基础设施	<i>rp</i>	每百人拥有的城市道路面积
经济开放	<i>fdi</i>	外商直接投资额
经济发展水平	<i>pergdp</i>	人均 GDP

表 3 各变量描述性统计结果

变量	N	最小值	最大值	均值	标准差
<i>lnpoverty</i>	300	0	45.1	7.6613	8.3509
<i>Pr</i>	300	0.2378	0.5132	0.3468	0.0619
<i>Lndige</i>	300	0.0392	0.8780	0.2927	0.1848
<i>Dif</i>	240	2.9085	5.9342	5.0729	0.6699
<i>Edu</i>	300	9.8942	22.2169	16.3841	2.5618
<i>Ur</i>	300	3.3978	4.4953	4.0178	0.2120
<i>Rp</i>	300	4.04	26.1962	15.3258	4.6798
<i>Fdi</i>	300	23.4282	30.1725	26.7867	1.3865
<i>Pergdp</i>	300	9.4818	12.009	10.7623	0.4592

资料来源:作者计算

五、结果及讨论

(一) 基准回归

采用两步系统 GMM 估计方法对模型进行参数估计,结果见表 4 列(4)。为加以对照,本研究同时报告了基于固定效应、随机效应和最小二乘法(OLS)的估计结果,分别见表 4 列(1)至列(3)。我们以两步系统 GMM 估计结果为基准回归进行讨论。

由表 4 列(4)所示,AR(1)和 AR(2)检验表明,方程残差序列虽然不能拒绝一阶序列相关但可以显著拒绝二阶相关,可以说明模型设定是可行的。Hansen 检验相应的 p 值大于 0.1,不能拒绝工具变量有效的原假设,表明模型中选取的工具变量是有效的,因而可以说明估计结果是一致且可靠的。

表4 基准回归结果

解释变量	贫困发生率 Poverty			
	固定效应(1)	随机效应(2)	OLS(3)	GMM(4)
<i>Lndige</i>	-0.287 * * *	-0.122 * * *	-0.292 * * *	-0.124 *
	(-4.95)	(-3.02)	(-5.03)	(-1.83)
<i>Pergdp</i>	0.492 *	-0.0625	0.564 * *	0.123 *
	(1.82)	(-0.18)	(2.10)	(1.96)
<i>Edu</i>	-0.178	-0.323	-0.232	-0.669 * *
	(-1.01)	(-1.36)	(-1.33)	(-1.99)
<i>Ur</i>	-0.517 * * *	-0.430 * * *	-0.523 * * *	-0.743 * * *
	(-3.24)	(-3.84)	(-3.26)	(-3.32)
<i>Fdi</i>	0.230 * * *	0.159 * *	0.229 * * *	0.211 *
	(3.23)	(2.35)	(3.19)	(1.71)
<i>Rp</i>	-0.562 * * *	-0.437 * * *	-0.575 * * *	-0.468 * * *
	(-4.61)	(-3.44)	(-4.70)	(-2.90)
<i>Dif</i>	-0.120 * * *	-0.147 * * *	-0.127 * * *	-0.0441 * * *
	(-3.95)	(-5.36)	(-4.18)	(-3.02)
样本量	240	240	240	240
时间效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
AR(1) Test p-value				0.033
AR(2) Test p-value				0.116
Hansen Test p-value				0.331

数据来源:作者计算得到,其中*、* *、* * * 分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上统计显著

核心解释变量数字经济的影响系数为负,且通过了10%的显著性水平,说明数字经济发展有效促进了贫困缓解。可能的原因在于:数字经济与传统产业的深度融合,为更多贫困人口提供了更多的就业或创业机会,促进了贫困人口工资性收入的增长,进而缓解经济贫困;数字经济降低了知识、信息的交易成本,促进了市场信息、知识技能的低成本的传播,使得先进的城市工业文明向贫困人口赋能,提高了贫困人口的能力水平,增强了贫困人口的自我发展能力,继而引致贫困缓解;数字经济发展助力政府及社会各界对贫困人口的精准帮扶,提升了社会对贫困人口的救助效能;数字经济改善了贫困人口的生活及工作的基础设施及公共服务,促进了公共服务均等化水平,为贫困缓解创造了良好的外部环境。可以看到,中国数字经济发展具有较强的包容性,数字经济红利广泛惠及了贫困人口。

在其他控制变量方面,经济发展水平的系数显著为正,说明中国贫困问题并不会随着经济增长水平的提升而得到有效缓解,相反经济发展还在一定程度上加剧了贫困,可能在于经济增长并未惠及底层贫困人民,反而使得贫富差距日渐增大;教育支出占财政支出比重为表征的政府教育投资的系数在5%的水平下显著为负,说明政府加大教育扶持力度,有助于贫困缓解;城镇化水平的系数在1%的显著性水平下为负,说明加快推进人口城镇化进程,吸纳农村剩余劳动力特别是贫困人口的城镇化转移,为其提供更多的非农业就业岗位,有助于缓解贫困;外商直接投资的系数显著为正,说明中国加大外资引入并未从根本上缓解贫困,应积极引导外资进入农村特别是贫困地区,以实现外商直接投资带来的经济增长红利广泛惠及更多的贫困人口;城镇交通基础设施的系数显著为负,说明城镇交通基础设施的完善有助于缓解贫困。

值得说明的是,数字普惠金融是数字技术与金融深度结合的产物。近年来,中国数字普惠金融得到了迅猛发展并逐步向“三农”领域渗透,而数字普惠金融的系数显著为负,说明农村广大贫困人口充分享受到了数字普惠金融发展的红利。数字普惠金融的发展有助于缓解传统金融对贫困人口的“金融抑制”,提升贫困人口获取金融资源的可获得性,从而缓解贫困。金融发展是资本形成的前置条件。长期以来,城乡二元金融结构使得中国农村金融资源供给严重不足,农业经营主体尤其是广大农户难以获取用于发展农业生产的金融支持,由此形成的金融抑制是引致农民收入增长缓慢的重要成因。而数字普惠金融发展对农村贫困的影响,主要是通过缓解广大农村地区面临的“金融排斥”或“金融抑制”来实现的。这种“金融排斥”或“金融抑制”的缓解,有助于广大农村地区的农户及家庭、现代农业经营组织等市场主体获取低成本、便捷的金融服务,为其生产或创业活动提供有效的金融支持,从而对农户及家庭的收入产生影响,进而引致农村贫困的缓解。

(二) 稳健性检验

为了考察不同贫困水平下,数字经济发展水平对它的影响,本文采用分位数回归进一步对其进行稳健性研究。该方法用于分析与比较在被解释变量不同的分位点上,解释变量对被解释变量的影响。不同于均值回归只有一条回归曲线,分位数回归在每个特定分位点上都有特定的回归曲线,能够提供模型变量之间更多的信息关系。而且其对数据异常值敏感程度较小,能克服极端值的影响。所以本文以贫困发生率为分位点,对分位数回归做稳健性检验,详见表 5。

表 5 基于贫困发生率的分位数回归

解释变量	贫困发生率 <i>poverty</i>				
	<i>QR_10</i>	<i>QR_25</i>	<i>QR_50</i>	<i>QR_75</i>	<i>QR_90</i>
数字经济	-0.0991 (-1.16)	-0.149 * * (-2.23)	-0.236 * * * (-2.90)	-0.216 * * (-2.51)	-0.214 * * * (-3.86)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	240				

资料来源:作者计算得到,其中*、* *、* * * 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上统计显著

从表 5 面板分位数回归结果我们可以看到:贫困发生率除在低分位点 0.1 外,其余分位点,数字经济的影响系数为负且至少通过了 5% 的显著性检验,这在一定程度上说明,数字经济有助于缓解贫困发生率并具有显著的减贫效应。通过观察数字经济回归系数的变化特征,我们发现随着分位点的提高(从 0.1 到 0.25 再到 0.5),数字经济回归系数的绝对值逐渐增大,从 0.1 分位点的 0.0991 逐步增加到 0.5 分位点的 0.236,而随后逐渐下降到 0.75 分位点的 0.216 和 0.9 分位点的 0.214,说明数字经济发展的减贫效应,呈现出微弱的先增大后逐渐缩小的倒“U”型规律。即在贫困发生率较低到适中的区域,数字经济发展的减贫效应效果较好且逐渐增大,而贫困率极高的区域,数字经济水平的发展难以在短期内对贫困形成减缓效应。

(三) 拓展性分析

1. 区域异质性分析

考虑到我国区域经济发展水平、要素禀赋条件以及数字经济发展进程等具有显著差异,数字经济的减贫效应或许在不同地区具有典型异质性,对这一异质性揭示也具有丰富的政策蕴含。为此,本研究将总样本分为东、中、西部地区(西藏自治区和港澳台地区除外),并进行了分区域回归估计,其结果如表 6

所示。

表 6 东西部区域数字经济对贫困的影响

解释变量	东部样本	中部样本	西部样本
	<i>poverty</i>		
数字经济	-0.122 *** (-2.76)	-0.0316 * (-0.28)	0.389 (0.94)
控制变量	YES	YES	YES
省份效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
样本量	88	80	72
R ²	0.928	0.960	0.936

资料来源：作者计算得到,括号内为标准差,其中*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上统计显著

从估计结果可以看出,数字经济发展的减贫效应在东部地区通过了 1% 的显著性检验,在中部地区数字经济的影响系数和显著性水平均明显下降,在西部地区不显著,由此说明数字经济在东部发达地区的减贫效应最为明显。可能的原因在于:一方面东部地区的数字经济发展水平最高,其对农村贫困地区及贫困人口的渗透力更强;另一方面,东部地区农村地区的贫困人口整体素质高于中部和西部地区,使得获取数字经济红利的能力更强。从这个意义上讲,国家应加大中西部地区尤其是农村地区的数字经济发展力度,特别是通过政策引导数字经济与农村产业的深度融合,通过数字经济赋能农村基础设施和公共服务体系,让中西部地区低收入人群更能享有数字经济发展的红利,也能不断缩小我国区域间经济水平发展的巨大鸿沟。

2. 对消费结构的影响

以恩格尔系数为表征的消费结构,虽不能完全刻画人口贫困水平,但一定程度上反映了人们生活或消费水平的变化特征。那么,数字经济发展在缓解贫困的基础上,能否促进居民消费结构的升级,进而改善人们生活水平呢? 对此,本研究进一步检验了数字经济发展对以恩格尔系数为表征的居民消费结构的影响,结果报告见表 7。

表 7 数字经济对城镇和农村恩格尔系数的影响

解释变量	城镇恩格尔系数 <i>pu</i>		农村恩格尔系数 <i>pr</i>	
	<i>FE</i>	系统 GMM	<i>FE</i>	系统 GMM
数字经济	-0.000595 * (-1.95)	-0.00282 ** (-2.15)	-0.000328 (-0.72)	-0.00309 (-1.54)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本量	240	240	240	240
AR(1) Test p-value		0.000		0.006
AR(2) Test p-value		0.094		0.285
Hansen Test p-value		0.143		0.268

资料来源：作者计算得到,其中*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上统计显著

结果表明:数字经济发展对城镇和农村居民恩格尔系数的影响,存在典型异质性。具体而言,数字经济发展在5%的显著性水平下,降低了城镇居民的恩格尔系数,而对农村居民恩格尔系数的影响为负但不显著。由此可见,数字经济发展能有效促进城镇居民消费结构升级,在国家倡导“内循环”为主导的新发展格局背景下,通过数字经济发展对城镇地区扩大内需,应对气候变化和推动绿色低碳发展的生态文明建设,具有重要现实意义。然而,数字经济尽管有效缓解了以贫困发生率为表征的农村贫困,但这一贫困缓解效应并未有效转化为农村居民消费结构的升级。可能的原因是:农村地区由于社会保障体系不够完善,农村居民尤其是贫困人口在收入水平与城镇居民仍有较大差距,导致消费意愿和消费信心仍然不足,即使在数字经济向农村地区广泛渗透并改善自身经济收入状况的情形下,消费结构也并没有得到有效改善。

六、结论与政策启示

在数字经济快速发展并逐步向农村地区及贫困人口渗透的背景下,综合评估数字经济发展的贫困缓解效应,对于构建和完善相对贫困治理体系具有重要现实意义。本研究在对中国省级层面数字经济发展进行测度的基础上,理论阐释和实证检验数字经济发展对农村贫困的影响及效应,结果表明:(1)中国数字经济发展水平得以稳步提高,但省份之间的差距却逐步扩大;(2)数字经济发展促进了以贫困发生率为表征的农村贫困缓解,随着数字经济发展水平的提升,减贫效应呈现出微弱的先增大后逐渐缩小的倒“U”型规律;(3)数字经济发展的减贫效应具有地区差异,东部地区最强,其次为中部地区,西部地区不显著;(4)数字经济发展促进了城镇人口消费结构升级,但对农村居民的影响不显著。

上述结果具有丰富的政策蕴含:一是进一步加大对中西部地区数字经济发展的支持力度,提升中西部地区数字经济发展水平,逐步消除地区之间的数字鸿沟。其关键在于通过数字产业化、产业数字化相结合,加强数字技术与传统产业的深度融合,通过数字产业链的拓展及延伸,提升产业发展的数字化水平,促进产业转型升级及经济高质量发展,这对于收敛地区经济发展差距、实现地区间经济协调发展具有重要意义;二是通过适宜的产业政策和市场化机制相结合,引导数字技术向农村尤其是贫困地区渗透,大力发展农村数字普惠金融、农产品电商、数字化农业等,全面促进农村产业融合和农业全要素生产率提升,让更多的农村人口及低收入人群享有数字经济红利,提升农村居民收入水平,这对于推进乡村振兴进而促进相对贫困缓解具有重要作用;三是加强农村数字化人才的培养,提升农村人口尤其是家庭农场、种养大户、农民专业合作社带头人及农户家庭的数字技术应用水平,为数字经济向农村产业融合提供有效的数字化人才支撑,促进农村人口及贫困家庭通过数字经济融入提升自我发展能力。

[参 考 文 献]

- [1] 汪三贵,刘明月.从绝对贫困到相对贫困:理论关系、战略转变与政策重点[J].华南师范大学学报(社会科学版),2020(6).
- [2] 罗廷锦,茶洪旺.“数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国31个省市面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2018(2).
- [3] 熊励,蔡雪莲.数字经济对区域创新能力提升的影响效应——基于长三角城市群的实证研究[J].华东经济管理,2020,34(12).
- [4] 何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020,37(10).
- [5] 徐小阳,李洁,金丽馥.普惠金融对农村教育贫困的纾解效应[J].中国农村经济,2020(9).

- [6] Frederico Cruz – Jesus, Tiago Oliveira, Fernando Bacao. Digital divide across the European Union[J]. Information & Management, 2012, 49(6).
- [7] 钟惟东. 信息贫困视角下经济贫困成因及对反贫困的政策启示[J]. 图书馆, 2020(4).
- [8] 李牧辰, 封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[J]. 当代经济管理, 2020, 42(10).
- [9] 张永恒, 王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平? [J]. 统计与信息论坛, 2020, 35(9).
- [10] 陈斌开, 林毅夫. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济, 2012, 35(1).
- [11] 朱方明, 李敬. 习近平新时代反贫困思想的核心主题——“能力扶贫”和“机会扶贫”[J]. 上海经济研究, 2019(3).
- [12] 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).
- [13] 韩庆龄. 电商产业与农村社区的融合发展[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(4).
- [14] 刘军, 杨渊鉴, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(6).
- [15] 贾奇. 中国数字经济发展水平测度及其影响因素统计分析[D]. 辽宁大学, 2020.
- [16] 单德朋, 郑长德, 王英. 贫困乡城转移、城市化模式选择对异质性减贫效应的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(9).

Digital Economy Development and Rural Poverty Alleviation in China: Mechanism and Empirical Evidence

Wang Yafei Ran Yurong

(College of Economic and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: Under the background of the rapid development of digital economy and its gradual penetration into rural areas and the poor, it is of great practical significance to comprehensively evaluate the poverty alleviation effect of the development of digital economy for the construction and improvement of the relative poverty governance system. Based on the linear weighting method, this study measures the digital economy development index of 30 sample provinces in China from 2010 to 2019, theoretically explains and empirically tests the impact and effect of digital economy development on rural poverty. The results show that the development level of China's digital economy has been steadily improved, but the gap between provinces has gradually expanded; the development of digital economy has promoted the development of rural poverty based on the incidence of poverty. With the improvement of digital development level, the poverty reduction effect shows a weak inverted “U” pattern, which first increases and then gradually decreases; the poverty reduction effect of digital economy development has regional differences, the eastern region is the strongest, followed by the central region, and the western region is not significant; the development of digital economy promotes the upgrading of urban population consumption structure, but has a negative impact on rural residents. The effect is not significant.

Keywords: digital economy; rural poverty; incidence of poverty; Engel coefficient; system GMM

[责任编辑:孟西]