

“加剧”抑或“减缓”:数字经济如何影响农民工收入不平等

王修梅^{1,2}, 易法敏^{1*}, 蒋 烨¹

(1. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642;
2. 阜阳师范大学 商学院, 安徽 阜阳 236041)



摘 要 减缓农民工收入不平等是完善收入分配体系和实现共同富裕的重要举措。数字经济作为一种新型经济形态, 对我国收入分配格局产生了深远影响。基于2012—2018年中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据和“宽带中国”政策试点, 利用多期双重差分法考察数字经济对农民工收入不平等的影响。研究发现: 数字经济显著减缓了农民工收入不平等, 且对低技能农民工收入不平等的减缓作用更强, 对高技能农民工收入不平等的影响不显著, 该结论在经过安慰剂检验等多重稳健性检验后依然成立。可见, 数字经济具有包容性特征。机制分析表明, 数字经济主要通过拓展农民工社会资本、提高农民工信息可得性和促进农民工就业三种渠道, 减缓农民工收入不平等。异质性分析表明, 数字经济对农民工收入不平等的减缓作用在年龄和区域两个维度均表现出较强的“数字鸿沟”。据此, 提出在强化数字经济减缓农民工收入不平等, 为实现共同富裕战略目标赋能的同时, 也要注重克服数字经济在农民工收入分配中产生的“数字鸿沟”, 避免加剧收入不平等的建议。

关键词 数字经济; 农民工收入不平等; “宽带中国”政策; 共同富裕

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2024)06-0100-12

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.06.009

共同富裕是社会主义的本质要求, 实现共同富裕的关键在于收入分配制度的合理安排, 即通过改革初次分配制度提高国民收入占比, 形成更加合理的分配秩序, 扩大中等收入群体规模。农民工作为我国就业市场的第一大群体, 被认为是扩大我国中等收入群体的潜在对象^[1], 其收入分配状况不仅是分析国民收入分配的重要方面, 也是促进市场经济发展、维护社会稳定和解决我国“三农”问题的重要内容。近年来, 随着农民工收入水平的提高^[2], 农民工群体内部的收入结构发生了深刻变化, 主要表现为农民工群体内部的收入差距呈扩大态势, 收入不平等现象越发凸显^[3]。因此, 在中国处于新发展阶段的背景下, 切实改善农民工内部收入不平等状况, 对于完善收入分配格局、缓解收入差距及实现共同富裕具有重要意义。

数字经济以数据为关键生产要素, 以新一代信息技术为依托, 通过与实体经济深度融合, 推动经济社会向数字化、网络化、智能化转型^[4], 已成为推动新一轮科技革命和产业变革的重要动力, 世界各国为抢占数字经济发展制高点, 纷纷提出要建设以宽带网络为标志的数字产业发展战略。为抓住数字经济发展机遇、推进宽带网络建设和提高宽带网络覆盖率, 国务院于2013年印发了《“宽带中国”战略及实施方案》, 宣布正式启动“宽带中国”战略。为更好地促进“宽带中国”战略的实施, 工业和信息化部、国家发展和改革委员会分别于2014、2015和2016年批复了3批共117个“宽带中国”示范城市(群)。自“宽带中国”战略实施以来, 中国的网络基础设施取得了快速发展。网络基础设施作为数字

收稿日期: 2023-03-29

基金项目: 国家社会科学基金项目“电商扶贫的商业模式、价值共创与协同治理研究”(19BGL256)。

*为通讯作者。

经济发展的重要支撑和核心动力,其快速发展也显著推动了数字经济的蓬勃发展。根据中国信息通信研究院《中国数字经济发展白皮书(2022年)》,我国数字经济规模由2005年的2.6万亿元增长至2021年的45.5万亿元,占GDP比重由2005年的14.2%上升至2021年的39.8%。数字经济的蓬勃发展不仅对国民经济的生产、消费和分配方式具有重要影响^[4-5],对我国的劳动力市场和收入分配格局也具有深刻影响。一方面,数字经济既能为低技能劳动力提供就业机会,缩小收入差距^[6-7];另一方面,数字经济也能通过高技能的激励效应、平台或企业的垄断效应和监管缺失的破窗效应,扩大收入差距^[8]。

那么,数字经济发展对收入不平等产生了怎样的影响?现有研究主要从数字经济发展对收入不平等影响的理论探讨和实证研究两方面展开。首先,关于数字经济发展对收入不平等影响的理论探讨。数据作为一种新型生产要素能够产生经济效益进而影响收入分配,是马克思主义政治经济学的重大理论创新。已有学者从初次、再次和三次分配视角分析了数字经济活动中的分配问题,发现数字经济总体上改善了收入分配关系^[9]。也有学者从政治经济学视角分析了由数字经济衍生的新业态、新模式所带来的无形资产的报酬显著高于物化资本所得,且数字经济催生的共享经济和平台经济能够使大多数经济主体共享数字经济发展成果,从而改善收入分配^[10]。其次,关于数字经济发展对收入不平等影响的实证研究。通过梳理已有文献,发现当前我国关于数字时代背景下收入分配问题的研究,大多关注不同社会群体、不同地区、不同行业间的收入差距。近年来,随着我国省级区域、城乡、城镇内部和农村内部居民收入差距不断扩大,越来越多学者开始关注数字经济发展对群体内部收入不平等的影响。如斯丽娟等基于农户内部收入不平等视角,研究发现数字普惠金融能够通过缓解信贷约束和提高互联网信息可得性有效抑制农户收入不平等^[11];毛宇飞等^[12]和冯喜良等^[13]则基于农民工内部收入不平等视角,研究发现互联网使用可以显著缩小农民工性别工资差距和户籍工资差距。

综上所述,现有文献就数字经济发展对收入不平等的影响展开了丰富而充分的研究,但是以农民工为目标群体的研究相对较少,在少量涉及的文献中,要么仅从互联网使用等单一视角研究其对农民工收入差距的影响,要么仅从理论层面定性分析数字经济发展对农民工收入分配的影响,鲜有文献从数字经济发展视角,基于理论分析和实证检验相结合的方法,全面系统研究数字经济对农民工收入不平等的影响。因此,本文将“宽带中国”战略视为一项准自然实验,基于2012—2018年流动人口动态监测调查(CMDS)数据,运用多期双重差分法系统考察数字经济发展对农民工收入不平等的影响,以期如何利用数字经济减缓农民工收入不平等及推动共同富裕提供经验证据和政策启示。

一、理论分析与研究假设

古典经济学收入分配理论表明,农民工的收入主要取决于其拥有的资源禀赋和要素价格。假设要素价格由市场决定,那么农民工初始资源禀赋和获取资源的能力的差异是其收入不平等的重要诱因。近年来,随着网络技术和数字经济的蓬勃发展,一方面,资源禀赋较差的农民工可以通过远程教育、在线平台等新型学习方式提高其职业能力;另一方面,由数字经济衍生的数字普惠金融的兴起,不仅能够催生大量新业态、新就业模式,而且也能突破时间和空间限制为弱势群体以更低的成本提供平等、有效和全面的金融服务,进而显著提高农民工等弱势群体的金融服务可得性,加速农民工等弱势群体向先进部门和行业的转移^[14],优化其收入分配结构,缓解收入不平等。同时,以数字革命为代表的技能偏向型技术进步被认为是影响高技能农民工和低技能农民工收入变化的重要因素。近年来,随着应用门槛的不断降低,该技能对低技能的影响更大,不仅可以释放低技能农民工的数字人力资本,提高其就业质量,也有助于提高低技能农民工的就业率,提高其收入水平减缓收入不平等。高技能农民工虽在数字经济发展的进程中也获得了较多的就业机会,但因其较高的雇佣成本抵消了一部分数字经济发展所带来的经济效应,致使数字经济发展对其收入提升的边际效应不明显^[15]。

基于此,提出如下假设:

H₁:数字经济发展可以显著降低农民工收入不平等,且对低技能农民工收入不平等的减缓作用更强,对高技能农民工收入不平等的影响不显著。

社会资本理论表明,个人所拥有的社会资本对劳动者的就业和收入分配具有重要影响。近年来,随着数字经济的蓬勃发展,数字技术、通信技术的出现打破了原有地域空间的限制,拓展了社会交往半径,不仅降低了信息获取成本,而且重构了社会关系网络,推动农民工社会资本由“整合型”社会资本向“跨越型”社会资本^①转换。而社会网络的转换则通过资本欠缺和回报欠缺^②两个渠道影响农民工收入不平等^[16]。一方面,数字经济通过资本欠缺渠道影响农民工收入不平等的机制表现为:在数字经济发展进程中,低收入农民工群体由于面临互联网接入和使用的“双重鸿沟”,导致他们在获得信贷机会以及将信贷资金转化为生产资本方面的能力较为欠缺,造成金融资本更欠缺,从而拥有的社会资本存量也较欠缺。然而,由于低收入农民工群体在时间上所承担的机会成本远低于高收入农民工群体,因此在需要建立长期关系的社会网络中更具优势;另一方面,数字经济通过回报欠缺影响农民工收入不平等的机制表现为:虽然低收入农民工群体在社会资本和金融资本存量上要劣于高收入农民工群体,但由于社会资本作为一种投入要素具有边际收益递减的规律,故低收入农民工群体的社会资本回报率显著高于高收入农民工群体。郭云南等从宗族网络视角研究了社会资本对收入分配的影响,研究发现以宗族网络为代表的社会资本通过降低劳动力的迁移成本和流动性约束,增加穷人收入,从而缓解村庄内部收入不平等^[17]。Grootaert 等基于穷人资本回报率更高的事实也得出“社会资本是穷人的资本”的结论^[18]。基于以上视角说明数字经济可以通过社会资本缩小低收入农民工群体和高收入农民工群体之间的收入差距。基于此,提出如下假设:

H_{2a}:数字经济发展可能通过拓展农民工社会资本减缓收入不平等。

全信息理论表明,信息传播过程主要包括信息获取、信息传递、信息识别和信息处理等环节。以互联网为代表的数字经济作为信息技术的主要载体,不仅改变了信息的传播方式,而且也丰富了农民工获取各种外部信息的渠道。农民工在运用互联网、微信以及支付宝等数字信息交流平台进行沟通交流的同时,其所具备的支付、信贷和理财功能也能传递出大量准确的金融信息,不仅能够降低农民工获得金融服务的交易成本,也能有效弥补农民工由于地理和受教育程度而造成的信息鸿沟和知识鸿沟,缓解其面临的信息约束。同时,数字经济发展所具有的普惠性、外溢性和共享性等特征,在赋能农民工数字技能的同时,也显著提高了其人力资本水平。随着农民工信息可得性及人力资本水平的提高,农民工能够敏锐地洞察市场变化,攫取相关行业信息和数据,有效配置其资源,提高生产经营绩效。另外,数字技术在对人们生活产生重要影响的同时,也促进了农民工思维模式的转变,有效促进了其创新型就业。例如,农民工可以通过电商平台进行“直播带货”、运用快手进行短视频的剪辑与发布等,转变传统的生产经营方式,实现收入来源多样化,进而缓解收入不平等。基于此,提出如下假设:

H_{2b}:数字经济发展可能通过提高农民工信息可得性减缓收入不平等。

职业搜寻与匹配理论表明,劳动力市场中的信息不对称问题,是导致雇佣双方在互相搜寻过程中花费大量时间成本、交通成本和信息成本的重要因素。农民工作为我国就业市场的第一大群体,其较低的受教育程度和较匮乏的社会资本使其在就业市场上面临更大的信息摩擦。近年来,随着数字经济的蓬勃发展,数字技术的广泛应用极大拓展了农民工快速捕捉就业信息的渠道,提高了信息传递效率。首先,数字经济发展对农民工的求职思维产生了强烈的冲击,改变了他们传统的求职方式和理念,使得线上求职逐渐成为他们搜索求职信息的主要方式。其次,互联网为农民工提供

① 所谓“整合型”社会资本是指由地缘或亲缘等闭合网络方式所形成;“跨越型”社会资本则强调因流动而造成不同社会群体之间的跨越联结而形成。

② 本欠缺指由于投资和机会的不同导致不同群体拥有不同质量和数量的资本;回报欠缺是指由于群体间动员策略、行动努力或制度性反应的不同,而引起的一定量社会资本对于不同的个体产生不同的回报。

了大量可供参考的招聘信息,且各种专业求职网站的出现有效打破了传统信息获取所受到的时空限制,加速了信息的流动速率和传递效率,有效降低了雇主和求职者之间的匹配成本,提高了就业成功的概率。最后,依托于大数据、云计算等数字信息平台的兴起,不仅能帮助农民工及时了解劳动市场的变化,深度消除就业市场中的信息不对称问题,也能使农民工根据劳动市场变化选择与自己相匹配的工作岗位,提升就业供需匹配效率,提高成功就业的机会^[19]。同时,在数字经济有效缓解就业市场信息不对称的基础上,数字经济也重构了新的工作岗位,主要表现为数字经济催生了大量新业态、新就业形态,不仅为农民工等弱势群体提供了大量就业机会,而且也显著提高了农民工实现多重就业的可能性,进而提高农民工工资性收入,减缓收入不平等。基于此,提出如下假设:

H_{2c}:数字经济发展可能通过促进农民工就业减缓收入不平等。
数字经济发展影响农民工收入不平等的机制框架如图1:

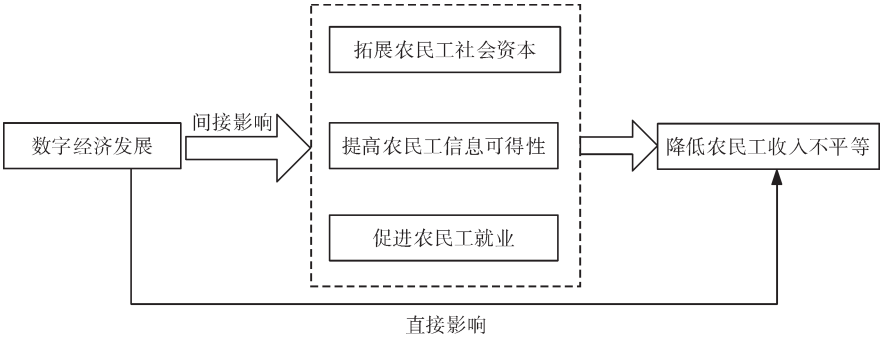


图1 数字经济发展影响农民工收入不平等的内在机理

二、数据来源与研究设计

1. 数据来源

本文使用数据主要来自三个方面:(1)微观个体数据来自中国流动人口动态监测调查数据(CMDS),该数据是由国家卫健委组织实施调查的,主要调查年龄在15岁以上,居住在流动城市超过一个月但没有当地户口的流动人口。由于目前CMDS数据仅公开至2018年,2019年及之后的数据尚未公开,因此本文仅选用CMDS2012—2018年数据作为本文的研究样本。(2)“宽带中国”示范城市(群)名单来自中华人民共和国工业和信息化部网站。(3)《中国城市统计年鉴》,用于描述农民工所在城市的经济发展特征,主要包括城市地区生产总值、年末总人口、城市在岗职工人员平均工资及城镇失业率。

本文对样本作如下处理:第一,由于本文关注的是农民工群体,因此只保留户口为农业户口且年龄为15~60岁的样本;第二,根据2012年问卷中的“您目前的就业状况如何?”和2013—2018年问卷中的“您在今年五一前一周是否从事过1小时以上的有偿劳动?”判断农民工的就业状况,删除就业状况为非就业的样本;第三,由于重庆市只有部分区进入“宽带中国”示范城市(群),因此删除现居住地为重庆市的样本。同时,由于城市行政级别的差异会对结果造成一定的估计偏误。因此,本文剔除了所有直辖市、地级市城区及县级市样本,仅保留了地级及以上城市样本,处理后的总观测值为650098个,为混合截面数据。

2. 变量选择与描述

(1)被解释变量:农民工收入不平等。以往研究主要采用基尼系数、泰尔指数与对数方差等指标从宏观层面测度群体间收入差距。但宏观层面指标存在难以深入分析个体在群体内部收入分配中所处不平等位置的局限性,因此使用个体收入相对剥夺来度量收入差距更具现实意义。借鉴Kakwani对“个体相对剥夺”的研究^[20],利用Kakwani指数来衡量农民工收入不平等。Kakwani指数具体计算如下:假设Y是由n个个体组成的一个群体, y_i 为个体i的收入水平,根据个体的收入水平,将群

体中的个体按收入水平从小到大依次排序,则该群体的收入分布为 $Y=(y_1, y_2, \dots, y_n)$, 个体 m 对个体 i 的收入剥夺 $RD(y_m, y_i)$ 可用(1)式表示:

$$RD(y_m, y_i) = \begin{cases} y_m - y_i, & (y_m > y_i) \\ 0, & (y_m \leq y_i) \end{cases} \quad (1)$$

将 $RD(y_m, y_i)$ 对 m 求和,并除以整体收入水平均值,即为第 i 个个体所受到的收入相对剥夺,也即第 i 个个体面临的收入不平等。因此,衡量个体 i 的收入不平等状况由以下公式表达:

$$RD(y, y_i) = \frac{1}{n\mu_Y} \sum_{m=i+1}^n (y_m - y_i) = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i}^+ - y_i)/\mu_Y] \quad (2)$$

式(2)中: μ_Y 是群组 Y 中所有个体的收入水平均值, $\mu_{y_i}^+$ 是群组 Y 中收入水平超过 y_i 的收入水平均值, $\gamma_{y_i}^+$ 是群组 Y 中收入水平高于 y_i 的个体的人数占总体人数的比例。根据本文测算得到的 Kakwani 收入相对剥夺指数的取值范围在 0~1 之间。

(2)核心解释变量:数字经济发展。借鉴田鸽等的研究^[21],使用“宽带中国”政策作为数字经济发展的代理变量。具体设置如下:若农民工所在城市当年属于“宽带中国”试点城市,则在该年及之后赋值为 1,否则赋值为 0。

(3)作用机制变量。①社会资本。借鉴聂伟等和张童朝等的研究^[22-23],从新生关系网络和社会活动参与两方面对农民工的社会网络进行衡量。其中新生关系网络根据题项“业余时间在本地和谁来往最多”,将业余时间同乡、其他外地人或其他本地人来往取值为 1,很少与人来往取值为 0。社会活动参与,借鉴张连刚等的研究^[24],根据问卷中“您是否为工会的一员”衡量社会活动参与,是取值为 1,否取值为 0。②信息获取。借鉴齐秀琳等的研究^[15],根据被调查者就业信息获取方式是否为互联网作为信息获取的代理变量,是取值为 1,否取值为 0。③就业促进。数字经济不仅需要更多的专业技术人员来支撑其发展,而且数字经济的发展也推动了线上购物的普及进而催生了快递员这一灵活就业岗位。因此,本文将受访者职业是否为专业技术人员或快递员作为就业促进的代理变量,如果受访者职业为专业技术人员或快递员,则视为数字经济产生了新工作岗位,促进了农民工就业,取值为 1,否则取值为 0。

(4)控制变量。借鉴斯丽娟等^[11]的研究,加入一系列控制变量,包括农民工年龄、性别、民族、受教育程度、婚姻状况、工作所处产业、家庭成员数、城市规模、地区经济发展水平、在岗职工平均工资以及城镇失业率,具体描述性统计结果参见表 1。

3. 模型构建

为检验数字经济发展对农民工收入不平等的影响,本文构建如下交错双重差分模型作为基准回归模型:

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{ct} + \alpha_2 X_{ict} + u_c + \delta_t + \epsilon_{ict} \quad (3)$$

在模型(3)中, i 表示农民工个体, c 表示城市, t 表示年份。 Y_{ict} 为被解释变量,表示农民工 i , 在城市 c , t 年的收入不平等程度, D_{ct} 为核心解释变量,表示数字经济发展水平,使用“宽带中国”政策作为其代理变量。具体设置如下:若城市 c 在 t 年实施了“宽带中国”政策,则 D_{ct} 取值为 1,反之取值为 0;系数值 α_1 识别了“宽带中国”政策影响农民工收入不平等的净效应。 X_{ict} 为一系列控制变量,包括个体特征变量、家庭特征变量和城市特征变量。 μ_c 为城市固定效应, δ_t 为时间固定效应, ϵ_{ict} 为误差扰动项。

三、实证检验结果与分析

1. 基准回归结果

表 2 报告了数字经济发展对农民工收入不平等影响的基准回归结果。第(1)列为全样本的回归结果,结果显示数字经济发展的估计系数显著为负,表明数字经济发展使农民工收入不平等降低了

表1 变量描述性统计

变量	定义与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
农民工收入不平等	利用Kakwani指数计算得到	0.339	0.193	0	1
解释变量					
数字经济发展	若农民工所在城市当年属于“宽带中国”试点城市,则在该年及之后赋值为1,否则赋值为0	0.3714	0.4832	0	1
机制变量					
新生关系网络	“业余时间在本地和谁来往最多”:业余时间同乡、其他外地人或其他本地人来往取值为1,很少与人来往取值为0	0.8387	0.3678	0	1
社会活动参与	“您是否为工会的一员”:是=1;否=0	0.4135	0.4925	0	1
信息获取	“您目前的工作获取途径是否为互联网”:是=1;否=0	0.0403	0.1967	0	1
就业促进	“您目前职业是否为专业技术人员或快递员”:是=1;否=0	0.0758	0.2647	0	1
控制变量					
性别	男性=1;女性=0	0.586	0.493	0	1
年龄	实际年龄	34.25	9.325	15	60
年龄的平方	年龄的平方/100	12.60	6.695	2.250	36
民族	汉族=1;其他=0	0.930	0.255	0	1
受教育程度	农民工受教育年限	9.680	2.847	0	22
婚姻状况	已婚=1;其他=0	0.783	0.412	0	1
工作所处产业	产业虚拟变量:第一产业=1;第二产业=2;第三产业=3	2.637	0.516	1	3
家庭成员数	家庭中成员数	3.047	1.206	1	10
城市规模	城市年末人口数(万人)取对数	6.162	0.737	2.970	9.315
地区经济发展水平	地区生产总值(万元)取对数	11.04	0.550	8.773	13.06
在岗职工平均工资	在岗职工平均工资(元)取对数	10.94	0.286	8.509	12.68
城镇失业率	城镇失业率/%	0.883	0.637	0.151	3.768

0.77%。这个系数虽然不大,但考虑到中国数量庞大的农民工群体,数字经济对农民工收入不平等的减缓作用是非常可观的。鉴于农民工收入分配因其受教育程度的差异而存在显著区别,因此,借鉴林龙飞等的研究,以高中毕业为标准,将样本划分为高技能农民工和低技能农民工两类群体进行分析^[25],结果如表2的第(2)列和第(3)列所示,数字经济显著降低了低技能农民工收入不平等,对高技能农民工收入不平等的影响不显著。主要原因在于以计算机为基础的数字技术在早期就被认为是一种技能偏向型技术,后来随着应用门槛不断降低,该技能对低技能劳动力的影响更大。高技能农民工,一方面因其受教育水平及数字技能相对较高,其运用数字信息提升自身在劳动力市场中的竞争力也较强,数字经济发展对其影响的边际效应较弱。另一方面,相较于雇佣成本更低的低技能农民工,高技能农民工在数字经济发展中虽也获得了更多机会,但他们的雇佣成本也更高,这抵消了一部分数字经济发展带来的经济效应^[15]。

2. 平行趋势检验

采用DID方法的前提是满足平行趋势,即在政策实施之前,试点城市和非试点城市农民工收入不平等应具有相同的变化趋势。因此,参考Jacobson等的研究^[26],采用事件研究法进行平行趋势检验,具体模型设定如下:

$$Y_{ict}=\beta_0+\sum_{k=-4}^3\beta_kD_{ct}+\beta_2X_{ict}+u_c+\delta_t+\epsilon_{ict}$$

(4)

式(4)中, β_k 代表“宽带中国”政策冲击前后年份的一系列系数估计值, k 表示政策实施的相对年份,其他变量与式(3)一致。本文以政策发生前一期为基准期。同时,考虑到政策实施后的第4年数据较少,因此将政策实施后第4期的数据汇总到第3期。

图2展示了在95%置信区间下 β_k 的估计结果。由图可知,在政策实施之前,估计系数并不显著异于0,意味着处理组和控制组之间不存在显著的系统性差异,满足平行趋势假定的要求。从政策实施后的效果看, β_k 在政策实施当年及实施后的一年均不显著,而试点政策推行2年后, β_k 显著为负并不断提升,表明“宽带中国”政策能够产生缓解农民工收入不平等的政策效应,但具有一定时间滞后性。

3. 稳健性检验

(1)安慰剂检验。为避免基准回归结果受到不可观测遗漏变量的影响,借鉴Cai等的研究,通过替换处理组城市进行安慰剂检验^[27]。在样本城市中随机选取相同数量的城市作为虚假处理组城市,其余城市作为虚假对照组城市,重新估计模型(4),并将该过程重复500次。由于处理组城市是随机选定的,因此这些“虚假”的回归系数应集中分布在0值附近。图3展示了虚假系数的核密度分布情况。从图3可知,估计系数主要分布在0值附近且服从正态分布,说明本文双重差分模型的估计结果不太可能由不可观测因素所驱动,表明基准回归结果的稳健性。

(2)更换被解释变量。为进一步验证核心结论的稳健性,本部分使用Yitzhaki指数代替Kakwani指数来衡量农民工收入不平等。Yitzhaki指数的计算公式为:

$$Yitzhaki = \frac{1}{n} \left(\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right) = \gamma_{y_i}^+ \left[(\mu_{y_i}^+ - y_i) \right]$$

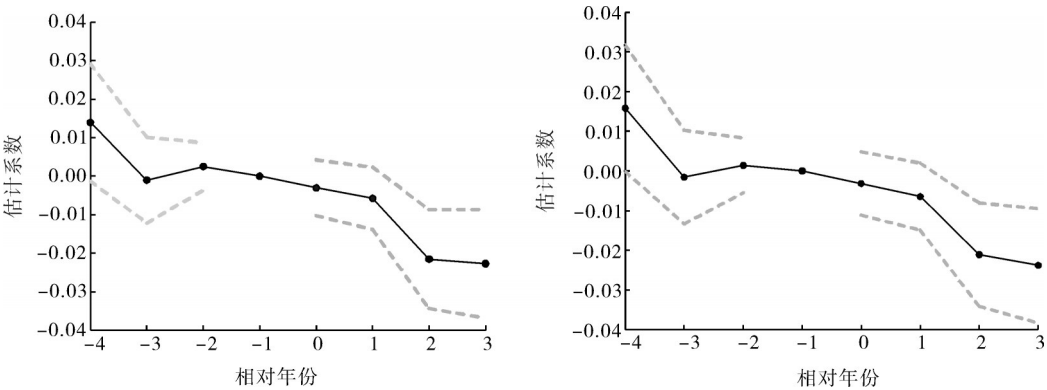
(5)

式(5)中: $\mu_{y_i}^+$ 表示群组Y中的收入超过 y_i 的样本收入的平均值, y_i 表示群组Y中的个体收入, $\gamma_{y_i}^+$ 是群组Y中收入超过 y_i 的样本数占总样本数的百分比,回归结果如表3面板A和面板B的第(1)列所示,无论是全样本还是低技能农民工,数字经济发展均可显著降低农民工收入不平等,表明本文的基

表2 数字经济发展对农民工收入不平等的影响

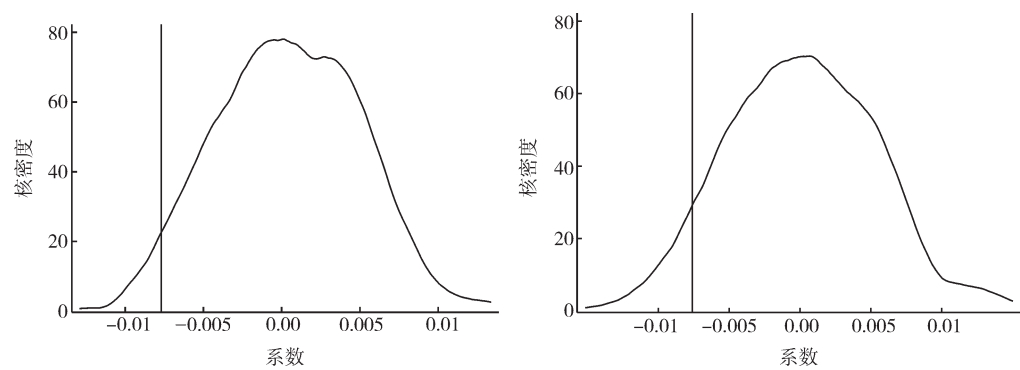
变量	(1)全样本	(2)高技能	(3)低技能
数字经济发展水平	-0.0077** (0.0038)	-0.0053 (0.0039)	-0.0076** (0.0039)
性别	-0.0973*** (0.0024)	-0.0792*** (0.0025)	-0.1033*** (0.0025)
年龄	-0.0178*** (0.0004)	-0.0252*** (0.0006)	-0.0153*** (0.0004)
年龄平方	0.0252*** (0.0005)	0.0343*** (0.0009)	0.0219*** (0.0005)
民族	-0.0165*** (0.0030)	-0.0166*** (0.0034)	-0.0172*** (0.0031)
受教育程度	-0.0082*** (0.0004)	-0.0078*** (0.0008)	-0.0084*** (0.0003)
婚姻状况	-0.0491*** (0.0022)	-0.0448*** (0.0026)	-0.0482*** (0.0023)
家庭成员数	0.0038*** (0.0005)	0.0061*** (0.0008)	0.0025*** (0.0005)
城市规模	0.0027 (0.0055)	-0.0020 (0.0056)	0.0045 (0.0055)
城市经济发展水平 (取对数)	-0.0059 (0.0053)	0.0009 (0.0047)	-0.0077 (0.0057)
城市在职职工平均工 资(取对数)	-0.0493*** (0.0163)	-0.0426** (0.0169)	-0.0520*** (0.0163)
城镇失业率	0.0054** (0.0027)	0.0038 (0.0027)	0.0058** (0.0028)
城市趋势项	控制	控制	控制
产业固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	650098	187097	463001
R ²	0.2389	0.2755	0.2207

注:***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著水平,括号内为标准误,下同。



注:左图为全样本的平行趋势检验结果,右图为以低技能农民工为样本的平行趋势检验结果。

图2 平行趋势检验



注：左图为全样本的安慰剂检验结果，右图为以低技能农民工为样本的安慰剂检验结果。

图3 安慰剂检验

准回归结果较为稳健可信。

(3)更换核心解释变量。进一步使用数字普惠金融指数衡量数字经济发展。结果如表3的(2)列所示,数字普惠金融发展仍可显著降低全样本和低技能农民工的收入不平等,与基准回归结果一致,进一步验证了核心结论的稳健性。

(4)分位数回归。借鉴尹志超等的研究^[28],使用分位数回归的方法估计数字经济发展对农民工收入不平等的影响,结果如表3面板A和面板B的第(3)–(6)列所示,随着农民工收入不平等程度分位数的增加,数字经济发展的影响系数逐渐增大,农民工收入不平等程度为80分位数的影响系数是20分位数的3倍左右,说明数字经济发展对收入不平等程度较高农民工收入不平等的减缓作用更大。

表3 数字经济发展对农民工收入不平等:稳健性检验1

面板A:全样本	(1)Yitzhaki指数	(2)Kakwani指数	(3)Q20	(4)Q40	(5)Q60	(6)Q80
数字经济发展	−0.2334** (0.1134)		−0.0033*** (0.0011)	−0.0061*** (0.0008)	−0.0087*** (0.0009)	0.0118*** (0.0013)
数字普惠金融指数		−0.0130*** (0.0023)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	650098	649425	650098	650098	650098	650098
面板B:低技能	Yitzhaki指数	Kakwani指数	Q20	Q40	Q60	Q80
数字经济发展	−0.2301** (0.1168)		−0.0032** (0.0013)	−0.0060*** (0.0010)	−0.0086*** (0.0010)	−0.0117*** (0.0015)
数字普惠金融指数		−0.0131*** (0.0023)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	463001	462459	463001	463001	463001	463001

(5)排除其他政策的干扰。样本期内可能存在其他影响农民工收入不平等的政策,致使回归结果有偏。本文通过对同期相关政策进行梳理,发现由2012年住建部印发的《国家智慧城市试点暂行管理办法》^①及由2016年中国工业和信息化部、财政部颁布的《关于开展电信普遍服务试点工作的通

① 智慧城市试点政策:是由2012年11月住房和城乡建设部印发了《国家智慧城市试点暂行管理办法》,随后各地开始了智慧城市试点的申报工作。截至目前,国家住房和城乡建设部共公布了三批国家智慧城市试点名单,其中,2013年1月公布了首批国家智慧城市试点共90个;2013年8月公布了第二批智慧城市试点共103个,2015年4月公布了第三批智慧城市试点共84个。智慧城市试点政策在促进数字基础设施建设、数字经济发展和智慧生活等方面取得了显著成绩。

知》^①均会对“宽带中国”政策的实施造成干扰。故为排除电信普遍服务政策和智慧城市政策的影响,本文在基准回归模型中依次加入智慧城市试点和电信普遍服务试点两项政策虚拟变量。估计结果如表4所示,结果表明无论是全样本还是低技能农民工群体,在排除同期其他政策对“宽带中国”政策实施的干扰后,数字经济发展依然能够显著降低农民工收入不平等,验证了核心结论的稳健性。

表4 数字经济发展对农民工收入不平等:稳健性检验2

变量	全样本			低技能		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字经济发展	-0.0080** (0.0037)	-0.0074** (0.0037)	-0.0076** (0.0036)	-0.0079** (0.0037)	-0.0073* (0.0038)	-0.0076** (0.0037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	650098	650098	650098	463001	463001	463001
R ²	0.2391	0.2390	0.2392	0.2209	0.2208	0.2210

(6)异质性处理效应。Callaway等的研究指出双向固定效应模型设定下的交错双重差分估计考虑了较晚处理组观测值和较早处理组观测值的对比,若处理效应是同质,这种对比是合适的,但若处理效应是异质的,这种对比是欠妥的^[29]。对此,本文采用异质性多期双重差分法估计“宽带中国”的处理效应,结果如表5所示,无论是全样本还是低技能农民工群体数字经济发展的系数均显著为负,表明数字经济发展显著降低了农民工收入不平等,证明了基准回归的稳健性。

表5 异质性处理效应估计结果

变量	全样本	低技能
数字经济发展	-0.0039* (0.0023)	-0.0115*** (0.0031)
控制变量	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
N	454658	264573

4. 机制检验

(1)社会资本拓展效应。为验证数字经济发展的社会资本拓展效应,本文将新生关系网络和社会活动参与分别作为机制变量进行回归分析。结果如表6所示,从(1)列与(4)列结果可以看出,数字经济不仅显著拓展了农民工的新生关系网络,也显著提高了农民工的社会活动参与。同时,本文进一步分析了数字经济对不同技能农民工新生关系网络及社会活动参与的影响,从(2)、(3)列和(5)、(6)列结果可以看出,数字经济显著提高了低技能农民工的新生关系网络和社会活动参与,对高技能农民工新生关系网络和社会活动参与的影响较弱,表明数字经济主要通过拓展低技能农民工的社会资本,逐渐缩小与高技能农民工在社会资本方面的差距,进而提高低技能农民工的收入水平,缓解收

表6 机制检验1:社会资本拓展效应

变量	新生关系网络			社会活动参与		
	(1)全样本	(2)低技能	(3)高技能	(4)全样本	(5)低技能	(6)高技能
数字经济发展	0.0304*** (0.0026)	0.0299*** (0.0027)	0.0006 (0.0028)	0.0289*** (0.0037)	0.0350*** (0.0044)	0.0128* (0.0071)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	188582	164069	116037	91524	61407	30117
R ²	0.0404	0.0372	0.0445	0.0534	0.0296	0.0213

注:括号中为稳健标准误;下同。

① 电信普遍服务试点政策:是由2016年中国工业和信息化部 and 财政部印发了《关于开展电信普遍服务试点工作的通知》,随后各地开始了电信普遍服务试点的申报工作。截至目前,中国工业和信息化部 and 财政部共公布了三批电信普遍服务城市试点名单,其中,2016年公布了首批电信普遍服务城市试点共86个;2017年公布了第二批电信普遍服务城市试点共141个;2018年公布了第二批电信普遍服务城市试点共136个。

入不平等。因此,研究假设H_{2a}得证。

(2)信息获取效应。为验证数字经济发展的信息获取效应,本文根据2016年CMDS调查问卷中“您目前的工作获取途径是否为互联网”作为信息获取的代理变量。从表7结果可以看到,数字经济发展对信息获取的回归系数显著为正,表明数字经济发展显著提高了农民工的互联网信息可得性。在此基础上,分别估计了数字经济发展对不同技能农民工信息获取的影响。结果显示,数字经济发展对低技能农民工的影响更显著,对高技能农民工的影响不明显,说明数字经济发展主要通过提高低技能农民工的信息可得性,逐渐缩小与高技能农民工在信息获取渠道能力方面的差距,进而提高了其收入水平,缓解收入不平等。因此,研究假设H_{2b}得证。

表7 机制检验2:信息获取效应

变量	(1)全样本	(2)低技能	(3)高技能
数字经济发展	0.0056*** (0.0013)	0.0027*** (0.0009)	-0.0322 (0.1215)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
N	98014	65606	32408
R ²	0.0689	0.0089	0.0925

(3)就业促进效应。为验证数字经济的就业促进效应,本文将农民工职业是否为专业技术人员或快递员作为就业促进的代理变量,进行回归分析,结果如表8所示,结果表明数字经济具有显著的就业促进效应。同时,进一步检验了数字经济发展对高技能和低技能农民工就业促进的影响。结果显示,数字经济发展显著促进了低技能农民工就业,对高技能农民工就业促进作用的影响不显著,说明数字经济发展主要通过促进低技能农民工就业,进而提高其收入水平,缓解收入不平等。因此,研究假设H_{2c}得证。

表8 机制检验3:就业促进效应

变量	(1)全样本	(2)低技能	(3)高技能
数字经济发展	0.1387*** (0.0519)	0.1493*** (0.0477)	0.1350 (0.0974)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	189538	159421	128131
R ²	0.0739	0.0535	0.0846

5. 异质性分析

前文从整体上分析了数字经济对农民工收入不平等的影响,但数字经济给人们带来“数字红利”的同时,处于不同区域和不同年龄的农民工群体间由于数字技术获取和使用间的差异也会引致一定的“数字鸿沟”。因此,为更全面分析数字经济对农民工收入不平等的影响,基于上述两个维度进一步探讨数字经济发展对农民工收入不平等的异质性影响。

(1)年龄异质性。不同农民工由于年龄的差异在数字技术应用方面存在显著差异。因此,借鉴张川川等的研究^[30],将样本根据年龄分为青年农民工(15~54岁)和老年农民工(55~60岁)两类,分样本回归结果如表9的(1)~(2)列所示。结果显示数字经济发展显著降低了中青年农民工的收入不平等,对老年农民工的影响不显著,表明老年农民工和年轻农民工之间存在“数字鸿沟”。

(2)地理区位异质性。区域不均衡发展是阻滞共同富裕进程实现的重要因素。不同区域由于地理位置和资源禀赋的差异致使地区间数字经济发展存在较大差异,故对农民工收入不平等的影响也存在显著区别。将农民工按照其地理位置分为东部地区和中西部地区两组样本进行回归。结果如表9的第(3)~(4)列所示,结果表明数字经济发展对东部地区农民工收入不平等的影响最大,对中西部地区影响不显著。可能的解释是东部地区作为我国经济发展的重心,不仅具有发达的产业而且宽带基础设施的覆盖面也更广。因此,东部地区数字经济的触达能力也更强,同时东部地区劳动力的文化素质相对较高,其运用数字技术进行

表9 年龄及地理区位异质性分析

变量	(1)中青年	(2)老年	(3)东部地区	(4)中西部地区
数字经济发展	-0.0079** (0.0037)	0.0072 (0.0102)	-0.0087** (0.0041)	-0.0021 (0.0052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	641070	9018	333756	316342
R ²	0.2392	0.1816	0.2588	0.1273

就业和创业的能力也越强,故数字经济对东部地区农民工收入不平等的减缓作用更明显。

四、结论与启示

本文基于2012—2018年中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据,采用双重差分模型实证检验了数字经济发展对农民工收入不平等的影响及作用机制。研究发现:第一,数字经济发展显著减缓了农民工收入不平等,该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。但数字经济发展对不同技能农民工收入不平等的影响存在明显差异,对低技能农民工收入不平等的减缓作用更强,对高技能农民工收入不平等的影响不显著,表明数字经济具有良好的包容性。第二,机制分析表明,数字经济发展主要通过拓展农民工社会资本、提高农民工信息可得性和促进农民工就业三种渠道减缓农民工收入不平等。第三,异质性分析表明,数字经济发展对农民工收入不平等的减缓作用在不同年龄和不同区域的农民工群体间存在显著的“数字鸿沟”。

基于以上结论,本文提出以下政策启示:第一,政府要持续推进“宽带中国”战略,加强信息技术基础设施建设,为推动城市数字化转型、减缓农民工收入不平等及推动共同富裕提供完善的基础设施体系。第二,基于数字经济在中青年和老年人、东部和中西部地区间存在“数字鸿沟”的结论,本文认为,一方面,政府在推进区域协调发展战略的同时,应加大对中西部地区数字基础建设的投资力度,在5G基站等互联网基建领域适当向中西部倾斜,加快推进中西部地区网络和数字产品的覆盖范围,促进区域数字经济协同推进,从而激发中西部地区就业潜力,改善中西部地区的收入分配。另一方面,要改善老年农民工数字经济使用环境,开展老年人智能手机使用、手机支付、互联网理财等维度培训,让老年人享受到数字经济的红利,积极拥抱数字经济。第三,应以改善社会资本水平、提高信息可得性和促进就业为切入口,持续提高农民工参与数字经济的福利,不断改善共同富裕框架下的农民工收入分配问题。

参 考 文 献

- [1] 李培林,朱迪.努力形成橄榄型分配格局——基于2006—2013年中国社会状况调查数据的分析[J].中国社会科学,2015(1):45-65.
- [2] 卢锋.中国农民工工资走势:1979—2010[J].中国社会科学,2012(7):47-67.
- [3] 唐灿,冯小双.“河南村”流动农民的分化[J].社会学研究,2000(4):72-85.
- [4] 许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020(5):23-41.
- [5] 张勋,杨紫,谭莹.数字经济、家庭分工与性别平等[J].经济学(季刊),2023,23(1):125-141.
- [6] 华中昱,林万龙,徐娜.数字鸿沟还是数字红利?——数字技术使用对农村低收入户收入的影响[J].中国农业大学学报(社会科学版),2022,39(5):133-154.
- [7] HOUNGBONONG V, LIANG J. Broadband internet and income inequality[J]. Review of network economics, 2018, 20(2):55-99.
- [8] 罗楚亮,梁晓慧.完善数字经济背景下的收入分配机制[J].中国高校社会科学,2022(5):39-46,158.
- [9] 刘诚.数字经济与共同富裕:基于收入分配的理论分析[J].财经问题研究,2022,461(4):25-35.
- [10] 裴长洪,倪江飞,李越.数字经济的政治经济学分析[J].财贸经济,2018,39(9):5-22.
- [11] 斯丽娟,汤晓晓.数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[J].经济评论,2022(5):100-116.
- [12] 毛宇飞,胡文馨,曾湘泉.扩大抑或缩小:互联网使用对户籍工资差距的影响——基于CGSS数据的经验证据[J].财经论丛,2021(2):3-12.
- [13] 冯喜良,高盼盼,罗荣波.互联网使用对农民工性别工资收入差距的影响[J].人口与经济,2021(5):111-124.
- [14] 王修华,赵亚雄.数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J].金融研究,2020(7):114-133.
- [15] 齐秀琳,江求川.数字经济与农民工就业:促进还是挤出?——来自“宽带中国”政策试点的证据[J].中国农村观察,2023(1):59-77.
- [16] LIN N. Social capital: a theory of social structure and action[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
- [17] 郭云南,姚洋, JEREMY F. 宗族网络与村庄收入分配[J].管理世界,2014, 244(1):73-89, 188.
- [18] GROOTAERT C, OH G T, SWAMY A. Social capital, household welfare and poverty in Burkina Faso[J]. Journal of African economies, 2002, 11(1): 4-38.
- [19] 武康平,田欣.信息不对称与供求失衡下的“用工荒”[J].经济学报,2020,7(2):194-230.
- [20] KAKWANI N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of business & economic statistics, 1984, 2(4):

- 384-394.
- [21] 田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,38(5):72-84.
- [22] 聂伟,风笑天.就业质量、社会交往与农民工入户意愿——基于珠三角和长三角的农民工调查[J].农业经济问题,2016,37(6):34-42,111.
- [23] 张童朝,颜廷武,王镇.社会网络、收入不确定与自雇佣妇女的保护性耕作技术采纳行为[J].农业技术经济,2020(8):101-116.
- [24] 张连刚,史晓珂,彭志远.社会网络何以提升农民工城市定居意愿[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2023,24(1):64-73.
- [25] 林龙飞,祝仲坤.“稳就业”还是“毁就业”?数字经济对农民工高质量就业的影响[J].南方经济,2022(12):99-114.
- [26] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. American economic review, 1993,83: 685-709.
- [27] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of development economics, 2016,123: 73-85.
- [28] 尹志超,公雪,郭沛瑶.移动支付对创业的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据[J].中国工业经济,2019(3):119-137.
- [29] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of econometrics, 2021, 225: 200-230.
- [30] 张川川,赵耀辉.老年人就业和年轻人就业的关系:来自中国的经验证据[J].世界经济,2014,37(5):74-90.

“To Exacerbate” or “Mitigate” Income Inequality Among Migrant Workers: the Impact of Digital Economy

WANG Xiumei, YI Famin, JIANG Ye

Abstract Mitigating income inequality among migrant workers is an important measure for improving the income distribution system and achieving common prosperity. As a new economic form, the digital economy has a profound impact on the income distribution pattern in China. Based on the 2012—2018 China Mobility Dynamic Monitoring Survey (CMDS) data and the “Broadband China” policy pilot, this paper examines the impact of the digital economy on income inequality among migrant workers using a multi-period difference-in-differences method. It is found that the digital economy significantly mitigates income inequality among migrant workers and has a stronger mitigating effect on income inequality among low-skilled migrant workers and an insignificant effect on income inequality among high-skilled migrant workers. This finding remains robust after multiple stability checks, including placebo tests, demonstrating the inclusive nature of the digital economy. Mechanism analysis shows that the digital economy alleviates income inequality among migrant workers mainly through three channels: expanding social capital, improving information accessibility, and promoting employment for migrant workers. Heterogeneity analysis shows that the alleviation of migrant workers’ income inequality by the digital economy shows a strong “digital divide” in two dimensions: age and region. Therefore, it is suggested that while strengthening the digital economy to reduce income inequality among migrant workers and empowering the strategic goal of achieving common prosperity, we should also address the “digital divide” generated by the digital economy in the income distribution of migrant workers to avoid exacerbating income inequality.

Key words digital economy; income inequality of migrant workers; “broadband China” policy; common prosperity

(责任编辑:余婷婷)