·经济学研究·

DOI:10.20004/j.cnki.ujn.2024.06.009

数字经济、区域创新与城乡收入差距

邓　峰,金森森

(新疆大学 经济与管理学院,新疆 乌鲁木齐 830000)

[摘　要]科技创新是助力高质量发展推进共同富裕的核心驱动力,也是数字经济发展的重要载体。利用双重固定效应的空间杜宾模型,分析数字经济对城乡收入差距的影响,研究表明:数字经济的直接效应和正向空间溢出效应扩大了城乡收入差距,且对东部和中部地区的影响较大,主要是扩大了工资性和财产性收入差距,缩小了经营性收入差距。创新的技能溢价效应和劳动力筛选效应是重要传导机制。进一步研究发现,数字经济通过促进研发人员流动导致工资性和财产性收入差距扩大,通过抑制研发资本流向周边导致经营性收入差距缩小。研究结论为地方从技术创新管理的角度缩小城乡收入差距,实现共同富裕指明了方向。

[关键词]数字经济;区域创新;城乡收入差距;研发人员流动;研发资本流动

[中图分类号]F325　　[文献标识码]A　　[文章编号]1671-3842(2024)06-0093-16

一、引言

当前,我国基尼系数持续处于国际警戒线水平之上,经济在高速增长期形成的二元经济结构凸显,城乡间的居民收入差距仍然偏大,成为实现共同富裕过程中亟待解决的难题。同时,数字经济的快速发展打破了以往的资源配置方式,将由传统生产要素驱动的经济增长模式,转变为以技术创新驱动的发展模式,成为经济高质量发展的关键转换动力①。根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2024年)》,2023年我国数字经济规模达到53.9万亿元,占GDP比重达到42.8%,已成为经济增长的重要引擎。

从金融资本②和劳动力③要素流动视角,探讨生产要素影响城乡收入差距中的重要性,是学术界研究城乡二元经济问题的主要方面。首先,数字资本的重点领域——数字金融发展给农户带来显著的增收效应④;其次,数字经济快速发展不仅有助于优化就业结构,促进中低技能劳动报酬的提升⑤,而且有助于持续改善就业环境,实现农民工的高质量就业⑥;另外,在市场化程度高和要素

[基金项目]国家社会科学基金一般项目"区域协调发展机制问题中的'产业援疆'路径研究"(项目编号:18BJL083);新疆维吾尔自治区高校基本科研业务费科研项目(项目编号:XJEDU2024J009)。

[作者简介]邓峰,新疆大学经济与管理学院教授、博士生导师;金森森(通讯作者),新疆大学经济与管理学院博士研究生,邮箱:jss1207@163.com。

①夏杰长,张雅俊:《数字经济赋能浙江共同富裕示范区建设:作用机理与实施路径》,《浙江工商大学学报》,2022年第5期。

②周利,冯大威,易行健:《数字普惠金融与城乡收入差距:"数字红利"还是"数字鸿沟"》,《经济学家》,2020年第5期。

③匡远凤:《选择性转移、人力资本不均等与中国城乡收入差距》,《农业经济问题》,2018年第4期。

④张勋,万广华,张佳佳等:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》,2019年第8期。

⑤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》,《经济研究》,2021年第5期。

⑥张广胜,王若男:《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》,《中国农村经济》,2023年第1期。

市场发育好的地区,数字经济能够显著缩小城乡收入差距[①]。然而,数字经济发展以创新为关键支撑。已有学者关注到数字经济对创新要素流动的影响,结果发现:数字化发展可以通过促进研发资本流动,缓解创新资源错配[②],其中互联网基础设施对研发资本流动的影响较大[③]。数字经济的空间溢出效应,可以缓解邻近地区研发要素配置扭曲[④],数字经济与创新资源流动之间存在正向的空间溢出效应,能够显著提升区域创新能力[⑤]。但是,鲜有研究考虑地区创新能力和创新要素的收入分配效应。区域创新是否驱动了城乡之间创新要素流动的变化?是否对城乡总体收入差距产生影响?是否对不同来源的收入差距产生影响?

本文利用2008—2021年中国30个省份(西藏、港澳台除外)数据,使用空间计量模型分析数字经济对城乡收入差距的影响,进一步借助中介效应模型,检验区域创新以及创新要素流动发挥的传导机制。可能的边际贡献有三个方面:首先,从区域创新视角,探讨了数字经济影响城乡收入差距问题,将创新的研究推进到研发人员流动和迁移层面,深入剖析创新要素流动产生的城乡收入差异;其次,构建了较为完整的理论分析框架,就数字经济如何通过区域创新影响城乡收入差距,以及影响的异质性进行了系统分析;最后,综合数字经济和区域创新的空间溢出效应,明晰了不同类型收入差距产生的原因,为地方顺利实现共同富裕提供参考。

二、理论分析和研究假说

(一)数字经济发展对城乡收入差距的影响

美国商务部经济分析局(BEA)通常用数字基础设施、数字交易系统和数字内容来界定数字经济。据此,数字经济的内涵应该包括互联网、信息化和数字化交易三个方面。已有研究表明,第一,互联网基础设施改变了城乡之间的信息传输壁垒,能够有效缓解信息不对称产生的摩擦性失业,提升居民收入水平;但由于城市网络基础设施建设进度快于农村,最终产生的城乡数字接入鸿沟导致居民收入差距扩大;加之互联网使用存在收入溢价效应,叠加进互联网建设产生的收入差距后,城乡收入差距被再次放大[⑥]。第二,随着手机、电脑等传统ICT设备接入鸿沟的逐渐蔓延,新一代信息技术革命引起大数据、云计算、物联网、区块链和人工智能等新数字技术应用鸿沟持续扩大,必然带来城乡之间经济增速的差异,导致城乡收入差距扩大。第三,数字化交易尤其是电子商务发展缩短了农产品产销区的地理和信息距离,帮助农户解决了特色产品销售难题,带来经营性收入增加,同时数字化交易依托互联网平台实现供需双方的实时衔接,帮助生产端降本增效,产生就业创造效应,引致地区间劳动力的虚拟流动[⑦],尤其是城市高技能需求行业的劳动力流动,如远程教育、互联网医疗、互联网运营等行业高级人才的线上工作需求增加,工资性收入占比提升速度远超

①邓晓军,吴淑嘉,邹静:《数字经济、空间溢出与农民收入增长》,《财经论丛》,2024年第3期;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》,《改革》,2023第4期

②黄敦平,倪加鑫:《数字经济、资源错配与长江经济带高质量发展》,《重庆大学学报》(社会科学版),2023年第6期。

③杨风召,李威:《互联网、创新要素流动与经济高质量发展——基于279个地级市层面的考察》,《南京财经大学学报》,2022第6期。

④邓若冰,吴福象:《数字经济抑制研发要素市场扭曲了吗》,《现代经济探讨》,2022年第11期。

⑤姚晨,胡海洋:《数字经济、创新资源流动与区域创新能力提升——基于城市面板数据的空间杜宾模型研究》,《西南民族大学学报》(人文社会科学版),2023年第4期。

⑥徐圣翔,刘传江:《互联网使用的收入溢价:兼论城乡收入差距与共同富裕》,《软科学》,2023年第6期。

⑦钱霖亮,吕鹏:《超越熟人社会模式的普惠型电商创业——数字经济促进共同富裕的路径探析》,《浙江工商大学学报》,2023年第4期。

农业经营收入增速，最终使得数字化交易也扩大了城乡收入差距。因此，从数字经济的内涵考虑其对城乡收入差距的影响，可能出现正向扩大效应。

就数字经济的内部结构而言，中国信通院和国内学者习惯从数字产业化和产业数字化两方面进行研究，二者近年基本维持二八比例。其中，产业数字化转型过程伴随着大量的数字化投入，加速行业技术进步，根据Acemoglu与Auto提出的技能偏向型技术进步理论[①]，技术进步会增加高技能劳动力需求，减少低技能劳动力需求，即产业数字化转型会通过技术进步影响劳动力就业结构。我国三次产业的就业结构变化表明，产业数字化转型能够促进劳动力的非农就业和农民增收[②]。而数字产业化以信息通信技术等行业为主，需要具有较高专业技能的劳动力和大量的资金投入，城市相比农村有更好的要素培育环境，支撑数字产业化发展。因此，二者相比，前者对城乡收入差距缩小具有正向影响，后者则可能加深城乡差距。如余小燕研究发现产业数字化能够显著缩小城乡收入差距，但数字基础设施和数字产业化则扩大了城乡收入差距，三者作用之和使得数字经济扩大了城乡收入差距，即产业数字化的迅猛发展产生的收入差距收缩效应，仍难以弥补城乡之间数字鸿沟带来的收入差距，影响城乡收入差距的关键仍是互联网和信息化发展[③]。这也是本文从BEA对数字经济内涵的界定层面，研究数字经济发展的重要原因。

此外，数字经济是依托网络载体运行的，而互联网又具有打破时空约束的特质，数据资源在通过互联网平台进行信息化加工、传输、存储和应用的过程中，形成新型生产要素后转化为生产力，产生数字流动空间[④]，增强不同地域间的经济联系，实现资源的跨区域流动和整合，产生“本地”数字经济发展的“邻地”溢出效应。如赵伟和赵玉婷对30个省份的数字经济发展和收入不平等现象进行研究，发现收入不平等具有显著的正自相关性，使用局部莫兰散点图描绘数字经济发展的空间相关性，发现大部分省份存在正向空间相关，局部地区存在负向空间相关，结论表明数字经济发展具有正向空间溢出效应，不仅扩大本地收入差距，而且会加深周边地区的收入不平等，尤其是东部和西部地区的不平等程度[⑤]。同时，搭乘数字经济发展契机特别是抢占电子商务发展机遇期，实现地区城乡收入差距缩小，是2008年全球金融危机爆发后企业和政府的共同选择，地区基于“竞争性学习”效应和“模仿”效应学习周边先进的电商发展经验，促进本地数字经济活动的发展，使得数字经济具有明显的空间溢出效益。因此，提出假说1。

H1：以互联网、信息化和数字化交易为特征的数字经济，对城乡收入差距具有直接扩大效应和正向空间溢出效应。

（二）数字经济、区域创新与城乡收入差距

首先是数字经济与区域创新的关系。在数字经济快速发展阶段，庞大的信息流充斥着市场，为地方高校和企业开展技术创新提供了良好的外部环境。第一，市场供需两端可以实现及时沟通，提升创新成功的概率；数字经济的信息共享性便于个体随时随地开展创新，从而有效降低交易成本[⑥]，带来创新能力的持续上升。第二，随着数字化交易规模不断扩大，平台经济模式促进新技术被

①ACEMOGLU D.，DAVID A.，Skills，Tasks and Technologies：Implications for Employment and Earnings，*NBER Working Paper*，No. 16082，2010. pp. 1043-1171.

②黄祺雨，王乃合，杨光：《数字经济发展的就业效应——基于三次产业的异质性分析》，《经济与管理研究》，2023年第11期。

③余小燕：《数字经济与城乡收入差距：“数字红利”还是“数字鸿沟”》，《商业研究》，2022年第5期。

④龚勤林，宋明蔚，贺培科等：《数字经济、流动空间与城乡收入差距》，《上海经济研究》，2023年第6期。

⑤赵伟，彭玉婷：《数字经济发展是否会影响收入不平等？——基于空间面板模型的实证检验》，《经济问题探索》，2022年第12期。

⑥袁航，朱承亮：《数字经济、交易成本与中国区域创新创业》，《科研管理》，2023年第4期。

多元化商业网络吸收,并打破空间限制实现创新成果共享,实现区域创新能力的正向溢出[①]。

其次是区域创新与城乡收入差距的关系。区域创新是数字经济影响经济增长[②]和区域协调发展[③]的重要机制。在收入不平等方面,内生增长理论认为,经济增长率是创新规模的增函数,技术创新是产生不平等的根本原因[④]。具体地,技能偏向型技术进步会扩大高技能劳动力需求,导致高技能劳动力收入增长[⑤],产生持续性"技能溢价效应"[⑥]加剧收入不平等现象。同时,地区行业发展会对具有特定技能的劳动力产生虹吸效应,导致拥有同类技能的劳动力集聚在特定城市,如近年互联网信息复刻、搬运者纷纷去了鹤岗,而计算机和电子信息产业高端人才聚集在深圳和北京等地,产生了技术创新的"劳动力筛选效应"[⑦],从而加剧地区收入不平等。因此,提出假说2。

H2:数字经济通过区域创新的技能溢价效应和劳动力筛选效应,扩大城乡之间的收入差距。

(三)创新要素流动对城乡收入差距影响的差异

数字经济除为区域创新能力改善提供较好的外部环境,也可以推动区域内部的创新要素流动,促进地区生产率水平提升[⑧]。创新要素流动以创新人员和创新资本流动为主,创新人员具有高技能型人才属性,创新资本本质追求价值增值,倾向于获得更高效率的投资收益率,其对不同来源收入的影响可以分为以下方面:一是随着信息化水平提升,研发人员可以及时搜寻到创新边际收益更高的工作,借助"技能溢价效应"获得较高工资性收入和创新成果带来的财产性收入。二是在信息化环境充分的条件下,研发资本可以规避部分创新失败的风险,节约创新成本,带来研发机构的经营性收入增加,便于扩大研发投入规模,实现研发资本流动加速,经营性收入累加。由此可见,数字经济能够加速创新要素流动,分别引致工资性收入、财产性收入和经营性收入的增加。

此外,创新顺利转化为增长需要有较好的社会经济条件[⑨],地区自身对创新的消化过滤能力影响着创新对经济增长的作用[⑩]。在人力资本充足、社会资本供应有力的环境下,创新本身容易发生且吸收创新的能力也较强,转化为经济增长的动力也会较强。因此,数字经济发展良好的地区具有较好的创新环境,会引导研发人员向创新环境较好的城市迁移,产生创新的"劳动力筛选效应",结果扩大了城乡之间的工资性收入差距和财产性收入差距,使得城乡总体收入差距呈扩大态势。同时,数字经济环境下,研发资本倾向于流向具有较高创新收益的行业和区域,如第二、第三产业,高

①姜琪,李吉志,姜常梅:《平台经济能够提升区域创新能力吗?》,《山东财经大学学报》,2023年第2期。

②吴烨,罗芮钰,郁玉兵等:《数字化转型、创新能级与竞争优势》,《财经论丛》,2024年第7期。

③陈楠,蔡跃洲:《人工智能技术创新与区域经济协调发展——基于专利数据的技术发展状况及区域影响分析》,《经济与管理研究》,2023年第3期。

④AGHION P., Schumpeterian Chumpeterian Growth Theory and the Dynamics of Income Inequality, *Econometrica*, Vol. 70, No. 3, 2002, pp. 855-882.

⑤ACEMOGLU D., Technical Change, Inequality, and the Labor Market, *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1, 2002, pp. 7-72.

⑥ACEMOGLU D., Why do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, 1998, pp. 1055-1089.

⑦GITTLEMAN M., BROOKS P., Inter-industry Wage Differentials Job Content and Unobserved Ability, *ILR Review*, Vol. 64, No. 2, 2011, pp. 356-374.

⑧王钺,刘秉镰:《创新要素的流动为何如此重要?——基于全要素生产率的视角》,《中国软科学》,2017年第8期。

⑨RODRIGUEZ-POSE A., Innovation Prone and Innovation Averse Societies: Economic Performance in Europe, *Growth And Change*, Vol. 30, No. 1, 1999, pp. 75-105.

⑩CORNETT A. P., Aims and Strategies in Regional Innovation and Growth Policy: A Danish Perspective, *Entrepreneurship And Regional Development*, Vol. 21, No. 4, 2009, pp. 399-420.

新技术开发区等，使得以传统第一产业为支柱的农村地区研发资本投入相对偏少。此外，研发资本的创新效率受到地方政府研发支持力度的影响[①]，在数字经济发展环境较好的地区，地方政府对创新扶持的力度往往较大，会吸引本地增加创新投资和周边对本地的创新投资，使得研发资本流向具有较强的数字经济偏好，限制了数字经济发展条件较差地区的研发资本投入，产生研发资本的负向溢出，即本地数字经济发展较好可能抑制周边地区的创新资本流动。而本地创新效率提升为改变生产经营方式创造了条件，尤其是转变农业经营方式可以改善农民的经营性收入[②]，有利于缓解城乡经营性收入差距。因此，提出假说3。

H3：数字经济通过创新要素流动影响不同来源收入的城乡差距，表现为促进创新人员流动扩大工资性和财产性收入差距，阻碍创新资本向周边流动缩小本地经营性收入差距。

三、研究设计与实证分析

（一）研究设计

1. 模型构建

数字经济环境下，生产要素的流动性增强，地区经济发展与周边的关联性提高。以地理直线距离构建空间权重矩阵，使用Moran's I指数对2008-2021年期间的数字经济进行空间相关性检验，显示存在正向空间自相关。这意味着利用传统计量模型可能因被解释变量的自相关误差，出现估计结果偏误。为明确数字经济对城乡收入差距的影响，本文使用空间计量模型进行实证分析。首先，LM检验和Wald检验表明空间误差模型（SEM）和空间滞后模型（SAR）均通过显著性检验，故选择包含两者特征的空间杜宾模型（SDM），再次通过LR检验表明SDM模型不会退回为SAR模型和SEM模型，即SDM模型是有效的。其次，运用Hausman检验显示固定效应模型好于随机效应模型，通过对比地区固定效应、时间固定效应和双固定效应，结果表明双固定效应的SDM较好，因此，最终选择构建双重固定效应的空间杜宾模型，如式（1）。

$$income_{it} = \rho wincome_{it} + \beta_0 Dei_{it} + \beta_1 wDei_{it} + \theta_0 wCV_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

上式中，ρ为被解释变量城乡收入差距$Income_{it}$的空间自回归系数，β_0为解释变量数字经济发展水平Dei_{it}系数，β_1为解释变量的空间交互项系数，θ_0为控制变量的空间交互项系数，μ_i为地区固定效应，φ_t为时间固定效应，ε_{it}为随机误差项。

同时，为进一步检验数字经济通过区域创新影响城乡收入差距，本文构建中介效应模型，如式（2）和式（3）所示。其中$Patent_{it}$表示区域创新能力。β_1和β_2是关注的影响系数，数值为正表明数字经济会通过提升周边地区创新能力，扩大城乡收入差距。

$$patent_{it} = \beta_0 Dei_{it} + \beta_1 wDei_{it} + \theta_0 wCV_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$income_{it} = \rho wincome_{it} + \beta_0 Dei_{it} + \beta_1 wDei_{it} + \beta_2 patent_{it} + \beta_3 Wpatent_{it} + \theta_0 wCV_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

此外，本文还使用区域创新能力$patent_{it}$与劳动力转移率$transfer_{it}$和劳动力迁移率$migrant_{it}$的交互项，体现区域创新的技能溢价效应和劳动力筛选效应，检验其对城乡收入差距的影响，具体如式（4）和（5）所示。其中β_3是关注的影响系数，若数值为正表明区域创新能力提升会推动劳动力转移和迁移，导致城乡收入差距扩大。

---

①陈永强，张昕钰：《数字经济发展对地区产业结构优化的影响机制——基于2011—2019年省级面板数据的实证分析》，《财经论丛》，2023年第4期；卓乘风，邓峰：《创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验》，《科学学与科学技术管理》，2017年第7期。

②谭智心，孔祥智：《创新驱动条件下农民增收的政策选择》，《改革》，2015年第9期。

$$income_{it} = \rho wincome_{it} + \beta_0 Dei_{it} + \beta_1 wDei_{it} + \beta_2 patent_{it}*\text{transfer}_{it} + \beta_3 wpatent_{it}*\text{transfer}_{it} + \theta_0 wCV_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$income_{it} = \rho wincome_{it} + \beta_0 Dei_{it} + \beta_1 wDei_{it} + \beta_2 patent_{it}*\text{migrant}_{it} + \beta_3 wpatent_{it}*\text{migrant}_{it} + \theta_0 wCV_{it} + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

2. 变量选取和说明

(1)城乡收入差距(Income):用城乡居民人均可支配收入比值表示城乡收入差距,同时为避免价格因素的干扰,以2008年CPI数据为基期,对城乡居民可支配收入进行平减。后续研究中用附加地区人口比重的泰尔指数替换城乡人均可支配收入之比,进行稳健性检验,计算公式如式(6)。

$$Theil_{it} = \sum_{i=1}^{2}\left(\frac{Y_{it}}{Y_t}\right) \times \ln\left(\frac{Y_{it}}{Y_t} / \frac{X_{it}}{X_t}\right) \quad (6)$$

上式中,i表示地区分类,有城市和农村两类,分别记为1和2。Y_{it}和Y_t分别为城镇或农村可支配收入和总收入,X_{it}和X_t分别为地区人口和总人口。

(2)数字经济发展指数(Dei):参照刘军等对数字经济内涵的界定[①],包括信息化发展、互联网发展和数字交易发展三个部分,从基础设施建设和应用两个层面选取11个指标(如表1),利用各指标对数字经济的贡献权重,建立综合评价指标体系核算数字经济发展。个别缺失指标采用线性插值法进行补充。

表1　数字经济发展综合评价指标体系

一级指标	指标类别	二级指标	权重
信息化发展	信息化基础	光缆密度	0.062
		移动电话基站密度	0.069
		信息化从业人员占比	0.038
	信息化影响	电信业务总量	0.102
		软件业务收入	0.160
互联网发展	互联网固定端	互联网接入端口密度	0.073
		宽带接入用户数	0.046
	互联网移动端	移动电话普及率	0.041
数字化交易	数字化交易基础	每百人使用计算机数	0.033
		每百家企业拥有网站数	0.065
	数字化交易结果	电子商务销售额	0.311

(3)其他控制变量:一是城镇化水平,用城镇人口数与年末常住人口数的比值表示;二是产业结构,用第三产业总产值占地区总产值的比重表示;三是外商投资,用外商投资企业投资总额表示;四是金融发展,用地区金融机构存贷款余额之和占地区GDP比重表示;五是交通基础设施,用铁路里程、内河航道里程和公路里程之和与地区行政区域面积之比表示;六是地方公共服务水平,用地方一般公共服务支出与财政预算支出的比值表示;七是老龄化水平,用65岁以上人口数占地区总人口数表示;八是人才数字素养,用每十万人口高校在校生数量表示。

(4)主要机制变量

区域创新能力(*Patent*):本文对区域创新的研究限定在技术创新方面,现有专利的统计分类分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种类型,其中发明专利属于高水平的实质性创新,能

①刘军,杨渊鋆,张三峰:《中国数字经济测度与驱动因素研究》,《上海经济研究》,2020年第6期。

够有效推动技术进步，实用新型专利和外观设计专利则是迎合产业政策进行的微小创新，创新动机上属于策略性创新范畴[①]。而专利授权量相比申请量也更能直观体现地区创新水平，故采用地区发明专利授权量占专利授权总量的比重来测度区域创新能力。

劳动力转移率（*Labortransfer*）：当前，工业智能化对高技能劳动力需求增加[②]，会扩大高技能劳动力与低技能劳动力之间的工资差距，产生技能溢价效应[③]。由于传统农业生产对劳动力的知识和技能要求相对偏低，随着技术创新水平和经济结构的不断优化，劳动力逐渐从第一产业向第二和第三产业进行就业转移，使得高技能劳动力和低技能劳动力就业分布具有较为明显的行业差异，出现就业极化现象[④]。因此，本文用劳动力非农转移率间接反映技术创新产生的技能溢价效应，劳动力非农转移率提高则技能溢价效应提升，相反则下降。具体用第一产业就业人数占地区年度就业人数的比来表示。

劳动力迁移率（*Labormigra*）：在数字经济发展规模不断扩大的背景下，地区的专业化分工会逐渐凸显，拥有相似技能的劳动力会向具有特殊技能需求的城市集聚，产生劳动力筛选效应。而城市相比农村具有较好的数字经济发展环境，数字素养较好和技能水平较高的劳动力会倾向于迁移到拥有较高工资的城市，相反数字素养差、技能水平较低的劳动力则滞留在农村，因此本文用地区劳动力迁移率表示劳动力筛选效应。由于统计资料缺乏对劳动力迁移的宏观数据统计，用常住人口迁移率表示劳动力迁移率[⑤]，计算方法为：劳动力迁移率=（当年常住人口-上年常住人口总数）/上年常住人口数-人口自然增长率。

创新要素流动（*FL*）和（*FC*）：创新要素流动是影响地区创新效率的关键，本文从创新人员和创新资本流动两方面说明。创新人员流动测度使用包含工资吸引力变量的引力模型[⑥]，如式（7）。由于2019年以后不再公布固定资产价格指数，因此对创新资本流动的测算用引力方程[⑦]，具体如式（8）：

$$FL_i = \sum_{j=1}^{n}\left(Lnpe_i \times Lnwage_j \times R_{ij}^{-2}\right) \tag{7}$$

$$FC_i = \sum_{j=1}^{n}\left(\frac{Lnfc_i \times Lnfc_j}{R_{ij}}\right) \tag{8}$$

式（7）和式（8）中，FL_i和FC_i分别为i地区创新人员流动和创新资本流动，pe_i为i地区创新人员的全员当量，$wage_j$为j地平均工资水平，R_{ij}为i和j两地中心位置的地理距离，该距离借助国家地理信息系统网站上1:400万电子地图测算得到。

3. 数据来源和处理

本文以2008—2021年除西藏和港澳台以外的30个省份、自治区和直辖市为样本，部分省份的年度缺失数值使用线性插值法补齐。由于一些变量存在不同量纲无法比较的特点，故对数据进行极大值标准化处理。同时，为了避免变量可能存在的异方差问题，对标准化后的所有值加1取对数。

①黎文靖，郑曼妮：《实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响》，《经济研究》，2016年第4期。

②孙早，侯玉琳：《工业智能化如何重塑劳动力就业结构》，《中国工业经济》，2019年第5期。

③董直庆，蔡啸，王林辉：《技能溢价：基于技术进步方向的解释》，《中国社会科学》，2014年第10期。

④郝楠，江永红：《谁影响了中国劳动力就业极化?》，《经济与管理研究》，2017年第5期。

⑤许召元，李善同：《区域间劳动力迁移对地区差距的影响》，《经济学（季刊）》，2009年第1期。

⑥王钺，刘秉镰：《创新要素的流动为何如此重要？——基于全要素生产率的视角》，《中国软科学》，2017年第8期。

⑦卓乘风，邓峰：《创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验》，《科学学与科学技术管理》，2017年第7期。

数据主要来源于国家统计局,各省(市、自治区)统计年鉴、《中国劳动统计年鉴》《中国科技年鉴》等。

(二)实证分析

1. 空间自相关检验与基准回归

(1)Moran's I指数检验

依据30个省份地理距离构建二进制空间权重矩阵,进行Moran's I指数检验。数字经济发展水平在2008—2021年期间的莫兰指数均为正值,且在1%水平上显著,故存在空间正自相关,使用空间计量模型进行分析是合理的。

(2)基准回归

表2　数字经济发展与城乡收入差距关系的基准回归分析

变量	个体固定SDM		时间固定SDM		双向固定SDM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
logdei	0.083**	0.093**	−0.207***	0.134*	0.093**	0.102***
	(2.76)	(3.19)	(−4.43)	(2.32)	(3.19)	(3.72)
Wxlogdei	−0.170***	0.242**	−2.932***	1.158**	0.447**	0.754***
	(−4.82)	(3.04)	(−11.29)	(2.70)	(2.77)	(4.35)
Wxlogurban		−1.376***		−3.252***		−0.674*
		(−6.24)		(−7.29)		(−1.97)
Wxlogstrcture		0.475**		0.243		0.982***
		(3.12)		(0.53)		(3.65)
Wxlogfdi		−0.327*		−2.823***		−0.652***
		(−2.13)		(−5.36)		(−3.36)
Wxlogfinance		0.105		0.007		0.160
		(1.06)		(0.02)		(0.81)
Wxlogtraffic		0.092		0.334		0.448
		(0.25)		(1.32)		(1.04)
Wxlogpublic		0.054		−0.901**		0.066
		(0.81)		(−2.66)		(0.47)
Wxlogolder		−0.176*		−2.244***		−0.292
		(−2.07)		(−7.50)		(−1.93)
Wxlogtalent		0.222		0.552		−0.443
		(1.21)		(1.36)		(−1.80)
Spatial-ρ	0.869***	0.063	0.656***	−1.070***	0.088	−0.835***
	(33.32)	(0.55)	(8.12)	(−4.98)	(0.57)	(−4.03)
R^2	0.118	0.423	0.175	0.587	0.241	0.004
N	420	420	420	420	420	420

注:括号内为t值;***、**、*分别表示变量在1%、5%和10%水平上显著,下同。

表2第(1)(3)(5)列仅考虑核心解释变量,第(2)(4)和(6)列为加入控制变量后的结果。可以发现,考虑时间固定效应和双向固定效应时,数字经济对城乡收入差距有正向空间溢出效应,影响系

数较仅考虑个体固定效应时明显增大。由于个体和时间均固定的空间杜宾模型有较好的解释能力，因此本文选择双向固定的空间杜宾模型进行实证分析。表2的第(6)列显示，加入所有控制变量以后，数字经济发展对城乡收入差距的影响系数为正，且在1%水平上显著，表明周边数字经济发展会带动本地城乡收入差距扩大，因而城乡收入差距总体上呈扩大趋势。

(3)空间溢出效应分解

表3　数字经济发展对城乡收入差距影响的空间溢出效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
logdei	0.082**	0.391***	0.472***
	(2.76)	(3.56)	(4.49)
logurban	−0.017	−0.376	−0.393*
	(−0.27)	(−1.79)	(−2.15)
logstrcture	0.056	0.542**	0.597***
	(1.83)	(3.27)	(3.43)
logfdi	0.032	−0.397**	−0.365**
	(1.43)	(−3.23)	(−3.04)
logfinance	0.048	0.071	0.119
	(1.49)	(0.62)	(1.04)
logtraffic	0.009	0.239	0.248
	(0.17)	(1.01)	(1.02)
logpublic	0.075**	0.004	0.079
	(3.01)	(0.04)	(1.02)
logolder	−0.024	−0.151	−0.175*
	(−0.97)	(−1.65)	(−2.08)
logtalent	−0.197***	−0.153	−0.350**
	(−4.40)	(−1.11)	(−2.86)

为能够更加清晰地说明数字经济发展与城乡收入差距的关系，以及其他控制变量的影响，本文将空间溢出效应分解为直接效应、间接效应和总效应(表3)。数字经济发展水平的直接效应、间接效应和总效应均在5%、1%的水平显著为正。控制变量方面，产业结构升级对城乡收入不平等有较大的正向空间溢出效应，外商投资总额对城乡收入不平等有负向空间溢出效应；公共财政支出仅能扩大本地的收入不平等，数字人才素养能抑制本地城乡收入差距，但二者对周边地区的影响均不明显；城镇化率和人口老龄化会抑制城乡收入不平等，但直接效应和空间效应不明显；交通基础设施水平和金融发展水平会扩大城乡收入差距，但其影响均不显著。

2. 稳健性检验

(1)变换空间权重矩阵

本文用空间邻接权重矩阵、公路距离权重矩阵、经济距离权重矩阵和经济—地理距离权重矩阵进行稳健性分析。其中空间邻接矩阵中两地相邻记为1，不相邻记为0；公路距离权重矩阵以两地间公路里程的倒数表示；经济距离权重矩阵用样本观测年度两地间实际人均GDP均值之差的倒数；经济—地理距离权重矩阵用两地间实际人均GDP均值之差与两地直线地理距离的平方之比表

示(如表4所示)。第(1)到(4)列中为加入控制变量后的结果,直接效应和总效应均显示数字经济可以扩大城乡收入差距,且影响系数相差不大,与基础回归结果基本一致。

表4　变换空间权重矩阵的稳健性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	空间邻接权重矩阵	公路距离权重矩阵	经济距离权重矩阵	经济—地理权重矩阵
logdei	0.086**	0.091**	0.135***	0.129***
	(2.80)	(2.89)	(4.86)	(5.06)
Wxlogdei	0.062***	0.291***	−0.022**	0.005**
	(1.07)	(1.59)	(−0.81)	(0.77)
Spatial-ρ	−0.144*	−0.515	−0.026	−0.004
	(−1.97)	(−0.23)	(−0.77)	(−0.33)
直接效应	0.085**	0.087**	0.136***	0.130***
	(2.70)	(2.65)	(4.77)	(4.96)
间接效应	0.046	0.163	−0.024	0.004
	(0.89)	(1.36)	(−0.87)	(0.70)
总效应	0.131*	0.250*	0.112**	0.135***
	(2.28)	(2.08)	(3.18)	(5.12)
是否加入控制变量	是	是	是	是
R^2	0.112	0.215	0.202	0.139
N	420	420	420	420

(2)变量再度量和样本调整

为防止指标选择偏误带来的影响,采用变换解释变量和样本的方法进行稳健性检验。主要包括三种方法:一是用熵值法再度测算数字经济发展水平(如表5中(1)—(2)列)。二是用附加地区人口比重的泰尔指数衡量城乡收入差距(如表5中(3)—(4)列)。三是考虑党的十八大以来,我国提出城乡融合战略,仅考察2012—2021年期间宏观政策环境一致情况下数字经济发展与城乡收入差距的关系(如表5中(5)—(6)列)。结果和基准回归保持一致,即数字经济不仅加剧本地城乡收入差距,而且通过周边空间溢出效应扩大本地城乡收入不平等。

(3)内生性问题的处理

由于居民收入水平是影响数字产品消费和数字化交易的重要因素,城乡居民可支配收入差距会反向影响数字经济整体发展水平,即二者可能存在互为因果关系,需要对模型存在的内生性问题进行处理。借鉴黄群慧等的方法①,以各省滞后一期的互联网用户数与1984年每万人固定电话数量的交乘项为工具变量,可以满足与内生解释变量相关,与城乡收入变化不相关的要求。检验结果如表6所示。(1)—(2)列为不加入控制变量的回归结果,缓解数字经济的内在影响后,数字经济对城乡收入差距的影响系数依然为正,且在1%水平上显著;(3)—(4)列为加入控制变量后的回归结果,两阶段的影响系数有所增大,且依然在1%水平上正向显著;另外Wald F统计量和Sargen统计量表明工具变量不是弱工具变量且有效。结果与基准回归保持一致。

①黄群慧,余泳泽,张松林:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》,2019年第8期。

表5　变换解释变量和样本

变量	*logincome*		*logtheil*		*logincome*	
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
logdei1	0. 157***	0. 0989**				
	（4. 92）	（2. 87）				
logdei			0. 003	0. 054**	0. 066*	0. 056*
			（0. 09）	（3. 23）	（2. 29）	（2. 10）
Wxlogdei1	0. 605**	0. 529**				
	（3. 27）	（2. 80）				
Wxlogdei			0. 377	0. 137*	0. 373*	0. 386*
			（1. 75）	（−1. 32）	（2. 43）	（2. 48）
Spatial-ρ	0. 079	−0. 688***	0. 792***	−0. 666***	0. 418**	−0. 287
	（0. 51）	（−3. 39）	（14. 73）	（−3. 41）	（2. 83）	（−1. 20）
是否加入控制变量	否	是	否	是	否	是
R^2	0. 043	0. 015	0. 113	0. 819	0. 127	0. 262
N	420	420	420	420	300	300

表6　工具变量法进行内生性问题处理

变量	*logde_dei*	*logde_income*	*logde_dei*	*logde_income*
	（1）	（2）	（3）	（4）
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
logde_IV	0. 428***		0. 451***	
	（18. 44）		（17. 68）	
logde_dei		0. 135***		0. 221***
		（3. 22）		（5. 51）
是否加入控制变量	是	是	是	是
控制省份变量	是	是	是	是
控制时间变量	是	是	是	是
Constant	0. 020**	0. 384***	0. 047	0. 386***
	（2. 25）	（53. 93）	（1. 25）	（14. 32）
R^2		0. 978		0. 983
Observations	420	420	420	420
Wald F statistic	340. 092		312. 437	
Sargen statistic	0. 000		0. 000	

3. 异质性分析

（1）数字经济影响城乡收入分配的外部地区差异

数字经济发展水平存在地区分布差异，对城乡收入差距的影响也可能存在不一致，故按照国家统计局的划分标准，将样本划分为东、中、西部和东北四个区域进行实证分析。其中东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南10省（市）；中部地区包括山西、安徽、

江西、河南、湖北和湖南6省;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆11省(区、市);东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江3省。根据表7可知,东部和中部地区数字经济发展不仅对本地城乡收入差距有正向影响,还能够显著扩大周边地区的城乡收入差距,但是西部和东北地区的影响并不显著。总体上看,数字经济发展的直接效应和间接效应,均会扩大东部和中部地区城乡收入差距,且对中部地区的影响大于东部地区。

表7　数字经济影响城乡收入差距的地区差异和内在结构差异

变量	东部地区	中部地区	西部和东北地区	*Wage*	*Manage*	*Porperty*	*Transfer*
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
logdei	0.201***	0.248*	0.037	0.307***	−0.201**	0.159	0.036
	(3.89)	(2.02)	(0.63)	(5.74)	(−3.21)	(1.78)	(0.52)
Wxlogdei	0.965***	1.157**	−0.450	0.425	−0.936*	2.480***	−0.448
	(4.81)	(2.77)	(−1.93)	(1.27)	(−2.40)	(4.47)	(−1.03)
Spatial-ρ	−0.649***	−1.088***	−0.764***	−0.101	−1.684***	−1.385***	0.137
	(−4.14)	(−4.81)	(−3.96)	(−0.49)	(−8.30)	(−5.92)	(0.88)
直接效应	0.120**	0.091	0.075	0.308***	−0.164*	0.052	0.036
	(2.78)	(1.08)	(1.19)	(5.57)	(−2.20)	(0.52)	(0.49)
间接效应	0.602***	0.605**	−0.307*	0.385	−0.257	1.072***	−0.505
	(4.44)	(2.87)	(−2.11)	(1.10)	(−1.47)	(3.73)	(−0.96)
总效应	0.722***	0.695*	−0.232	0.693*	−0.422**	1.124***	−0.470
	(4.44)	(2.50)	(−1.62)	(1.97)	(−2.86)	(4.31)	(−0.88)
是否加入控制变量	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.149	0.531	0.116	0.392	0.217	0.101	0.094
N	140	84	196	420	420	420	420

(2)数字经济影响城乡收入分配的内在结构差异

按照现行统计方法对收入来源的划分,我国居民人均可支配收入包括工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移支付性收入。数字经济发展的溢出效应总体上扩大了城乡收入差距,但对不同来源的城乡收入差距影响会有所不同。表7中(4)—(7)列的检验结果显示,数字经济发展对本地工资性收入的城乡差距直接影响效应增大,对周边地区财产性收入差距的间接影响效应增加,导致数字经济发展水平上升10%,工资性收入和财产性收入的城乡差距分别扩大6.93%和11.24%。同时,对本地经营性收入的城乡差距有一定缓解作用,但对周边地区的影响不明显,导致总效应缩小4.22%。但是,数字经济发展对转移支付性城乡收入不平等的影响未见显著。可能的原因是,数字经济发展对财政转移支付的影响还未形成有效衔接。相比,数字经济发展对城乡之间的工资性收入和财产性收入差距扩大、经营性收入差距缩小产生了重要影响。

四、影响机制分析

区域创新能力是影响地区经济增长和收入不平等的关键。本文尝试从区域创新角度,分析数字经济对城乡收入差距的影响,进一步构建中介效应模型(如式(3)和式(4)),并使用交互项考察

创新带来的劳动力“技能溢价效应”和“筛选效应”(如式(5)和式(6))对城乡收入差距的影响。

表8　数字经济影响城乡收入差距的机制分析

变量	*logpatent*	*logincome*	*logincome*	
	(1)	(2)	(3)	(4)
logdei	−0.0346	0.113***	0.110***	0.116***
	(−0.21)	(4.12)	(3.97)	(4.32)
logpatent		0.0107		
		(1.31)		
*log(patent*transfer)*			0.0109	
			(0.98)	
*log(patent*migrant)*				0.0286*
				(2.55)
Wxlogdei	−2.591*	0.782***	0.772***	0.805***
	(−2.54)	(4.51)	(4.45)	(4.73)
Wxlogpatent		0.140**		
		(2.60)		
*Wxlog(patent*transfer)*			0.119*	
			(1.66)	
*Wxlog(patent*migrant)*				0.284***
				(3.97)
是否加入控制变量	是	是	是	是
Spatial−rho	−0.592**	−0.872***	−0.850***	−0.976***
	(−2.87)	(−4.20)	(−4.10)	(−4.65)
sigma2 e	0.010***	0.000***	0.000***	0.000***
	(14.35)	(14.32)	(14.33)	(14.27)
R^2	0.0100	0.0675	0.0302	0.116
N	420	420	420	420

(一)创新的技能溢价效应

表8中第(1)到(3)列为区域创新和创新产生的技能溢价效应带来的影响,(1)列表明周边数字经济发展弱化了本地区的创新能力,可能是数字经济的信息化水平提升,有利于地区间信息及时沟通,实现周边地区对本地创新成果的共享和利用。(2)列把区域创新能力加入模型后,数字经济发展不仅能够扩大本地城乡收入差距,而且能够带来周边地区对本地城乡收入不平等的正向溢出,且本地区域创新也会导致周边地区的城乡收入差距扩大。(3)列加入区域创新能力与劳动力转移率的交互项,结果表明本地区域创新的技能溢价效应会导致周边地区城乡收入差距扩大,主要是互联网和信息化增加了地区间劳动力的技能学习机会,本地的高技能劳动力技能溢价10%会传导给周边地区的高技能劳动力,产生1.19%的溢价效应,总体上出现城乡收入差距扩大。

(二)创新的劳动力筛选效应

使用区域创新能力与劳动力迁移率的交互项表示创新的劳动力筛选效应,结果如表8的第(4)列,数字经济发展扩大了本地和周边地区的城乡收入差距,创新的劳动力筛选效应也会扩大本地和周边地区的城乡收入差距,且二者对周边地区的溢出效应相比直接效应均偏大,数字经济发展水平提升10%,周边地区的城乡收入差距会扩大8.05%,创新的劳动力筛选效应增强10%,周边地区城乡收入差距会扩大2.84%。

五、拓展性分析:创新人才流动视角

(一)创新人才的流动

表9 数字经济影响城乡收入差距的创新人才流动机制

变量	*logrdl*	*logwage*	*logproperty*	*logwage*		*logproperty*	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
logdei	0.077***	0.178**	0.059	0.276***	0.225***	0.191*	0.112
	(9.78)	(3.09)	(0.60)	(5.22)	(4.08)	(2.14)	(1.20)
logrdl		1.203***	0.789				
		(3.61)	(1.39)				
e1				0.405*		−0.823**	
				(2.47)		(−2.98)	
e2					0.890***		0.103
					(3.64)		(0.25)
Wxlogdei	0.211***	−0.674	1.400*	0.218	−0.428	2.376***	1.414*
	(4.03)	(−1.68)	(2.04)	(0.66)	(−1.09)	(4.27)	(2.12)
Wxlogrdl		6.016**	6.498*				
		(3.27)	(2.10)				
Wxe1				2.118**		2.610*	
				(2.72)		(2.00)	
Wxe2					5.479**		8.485**
					(3.15)		(2.89)
Spatial-rho	0.300*	−0.224	−1.418***	−0.163	−0.168	−1.378***	−1.38***
	(2.14)	(−1.01)	(−6.06)	(−0.76)	(−0.79)	(−5.87)	(−5.91)
sigma2 e	0.000***	0.001***	0.003***	0.001***	0.001***	0.003***	0.003***
	(14.06)	(14.46)	(13.78)	(14.48)	(14.48)	(13.80)	(13.82)
R^2	0.092	0.414	0.122	0.355	0.428	0.133	0.205
N	420	420	420	420	420	420	420

为进一步探明区域创新影响不同类型城乡收入差距的原因,本文从劳动力流动的两个层面——劳动力迁移和劳动力转移,分析创工资性收入差距和财产性收入差距产生的原因,通过构造

创新人才流动量分别与地区劳动力迁移率、地区劳动力非农转移率的交互项，表示创新型人才迁移e_1和转移e_2（如表9）。

（1）—（2）列数字经济发展通过促进研发人员流动，扩大城乡之间的工资性收入差距。（4）和（5）列结果表明，研发人员转移对城乡工资性收入差距的影响是研发人员迁移的两倍多。主要是研发人员迁移受地区户籍管理政策、房价、教育医疗等影响较大，且需要支付一定的迁移成本，而研发人员的就业转移比较容易，这和我国流动人员数量较大的基本事实相吻合。

（6）和（7）列为研发人员迁移和转移对城乡间财产性收入差距的影响。第（6）列本地研发人员迁出比例提高，会导致本地创新动力不足，周边地区创新能力提升，导致财产性收入差距扩大。第（7）列研发人员转移对本地财产性收入差距影响不显著，但会带来周边地区财产性收入差距扩大。主要是专利收入是居民财产性收入的构成部分，因而研发人员迁移较转移对本地财产性收入的影响更加明显。

（二）创新资本的流动

创新资本的流动是地区提升创新绩效的关键生命线。在创新资本流动充足条件下，创新资本的集聚有利于区域间协同创新，减小地区间创新能力差异。

表10第（1）列为数字经济发展对创新资本流动的影响，结果表明：数字经济发展抑制了本地和周边地区创新资本的流动，且对周边创新资本流动的负向溢出大于本地，第（2）列加入创新资本流动变量后，创新资本流动能够缩小本地城乡间的工资性收入差距，但由于数字经济发展抑制了本地创新资本流动，创新资本流动变小使得本地城乡间的工资性收入差距呈扩大态势，第（3）列数字经济发展可以缩小本地和周边城乡之间的经营性收入差距，且创新资本流动亦能缩小周边城乡经营性收入差距，即数字经济发展通过抑制周边创新资本流动，缩小周边地区城乡之间的经营性收入差距。第（4）列表明数字经济发展抑制本地创新资本流动，使得本地城乡居民财产性收入差距缩小。

表10　数字经济影响城乡收入差距的创新资本流动机制

变量	*logrdp*	*logwage*	*logmanage*	*logproperty*
	（1）	（2）	（3）	（4）
logdei	–0. 0348***	0. 167***	–0. 228***	0. 0867
logrdp		–4. 175***	0. 291	–1. 598*
		（–12. 24）	（0. 63）	（–2. 44）
Wxlogdei	–0. 116**	0. 00399	–1. 267**	2. 135***
	（–2. 71）	（0. 01）	（–3. 09）	（3. 69）
Wxlogrdp		2. 089	–8. 096**	–3. 301
		（0. 92）	（–2. 64）	（–0. 76）
Spatial–rho	0. 300*	–0. 220	–1. 736***	–1. 421***
	（2. 05）	（–1. 02）	（–8. 58）	（–6. 09）
sigma2e	0. 0000163***	0. 000737***	0. 00136***	0. 00272***
	（14. 07）	（14. 49）	（13. 63）	（13. 78）
R^2	0. 153	0. 322	0. 274	0. 00159
N	420	420	420	420

六、结论

创新是影响经济高质量发展的重要因素,数字经济发展以创新为依托,又能够推动地区创新能力的提升。本文利用2008—2021年30个省的数据构建空间杜宾模型,深入探究数字经济发展产生的创新“技能溢价”和“劳动力筛选”效应对城乡收入差距的影响。结果表明:数字经济发展整体上扩大了本地和周边地区的城乡收入差距,且对周边地区城乡收入差距的影响大于本地。对不同地区而言,东部、中部地区城乡收入差距扩大较为明显;就不同来源收入而言,数字经济发展导致工资性收入和财产性收入差距扩大。机制分析表明,创新的技能溢价效应和劳动力筛选效应均会扩大城乡收入不平等。进一步研究发现,数字经济发展促进研发人员流动,导致工资性收入和财产性收入差距扩大。

随着数字经济发展规模的不断扩张,需避免城乡之间收入不平等扩大,扎实推进全体人民的共同富裕,结合上述研究结论,提出五个方面的发展建议:第一,针对不同地区的发展差异,制定差异化的数字经济发展策略。东部、中部地区应进一步提升数字经济的产业集聚和创新能力,同时关注城乡平衡发展,避免数字鸿沟进一步扩大。西部和东北部地区应加大数字基础设施建设和人才培养力度,提升数字经济发展潜力。加强数字经济与实体经济的深度融合,推动传统产业数字化转型,提升农村地区的数字经济参与度,促进城乡经济协调发展。第二,完善收入分配制度。建立健全工资增长机制,保障劳动者合理收入,防止工资性收入差距过大。同时,加强对财产性收入的监管,防止资本无序扩张和垄断,确保收入分配公平合理。鼓励和支持农村地区发展经营性收入,提供政策扶持和市场指导,帮助农民增加收入渠道,缩小城乡经营性收入差距。第三,加强区域创新体系建设。加大对创新活动的投入,提升区域创新能力,特别是周边地区应加强创新基础设施建设,吸引创新人才和资本流入,促进创新成果的转化与应用。建立区域创新合作机制,促进不同地区间的创新交流和合作,共享创新资源和成果,推动城乡创新能力的均衡发展。第四,引导人才流动。建立完善的人才流动机制,鼓励研发人员向农村地区流动,提供政策优惠和职业发展机会,促进城乡人才资源的均衡配置。第五,加强政策监管和评估。建立健全数字经济发展和收入分配政策的监管机制,确保政策的有效执行和落地。

[责任编辑:袁朋伟]