

数字经济对城乡差距的影响研究： 基于空间经济学视角

孙爱军^{1,2}, 张建平^{1,2}, 葛扬²

(1. 江苏第二师范学院商学院, 江苏 南京 210013; 2. 南京大学经济学院, 江苏 南京 210093)

摘要:科学认识数字经济与城乡差距的关系对于实现城乡融合有着重要意义。数字经济以数据作为主要劳动对象,以现代信息网络平台为劳动工具,以数字产业化和产业数字化为生产业态,通过重组经济结构,作用于城乡差距的变化规律。具体而言,从互联网经济与数字金融两个维度衡量数字经济水平,并从城乡收入数量差距、城乡消费总量差距、城乡消费结构差距3个维度构造城乡差距指标。基于2011—2021年中国30个省份的面板数据,在充分考虑空间效应的情况下采用地理邻接关系的二进制和地理距离两种空间权重矩阵,运用空间计量模型分别从时间维度和区域视角对数字经济作用城乡差距的经济学机理进行研究。研究表明:一是数字经济发展可以显著缩小城乡差距,在使用替换核心解释变量检验后,结果依旧稳健。二是在机制分析层面,数字经济会通过市场化程度、劳动力配置和营商环境对城乡差距起到缩小作用。三是数字经济对城乡差距有显著为负的直接效应,即本地区的数字经济发展凭借“集聚效应”显著缩小本地区的城乡差距;间接效应为正,即由于“虹吸效应”的存在,本地区的数字经济发展会显著扩大相邻地区的城乡差距。在此基础上,从厚植有利于农村数字化发展的数字沃土、完善数字经济下要素市场化改革的体制机制与构建数字经济成果共享机制等层面提出相应的政策建议。

关键词:数字经济;城乡差距;市场化程度;劳动力配置;营商环境

中图分类号:F291.3;F49 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2024)06-0112-13

2022年中央经济工作会议进一步强调要扩大国内需求,要将恢复和扩大居民消费作为重点工作,强化居民消费能力,改善居民消费环境,多渠道提高城乡居民收入。党的二十大报告着重强调要增进民生福祉,提高生活品质,完善收入分配制度。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出要“全面提高城乡规划、建设、治理融合水平,促进城乡要素平等交换、双向流动,缩小城

乡差别,促进城乡共同繁荣发展”和“加快构建促进数字经济发展体制机制,完善促进数字产业化和产业数字化政策体系”^[1]。当前,国际逆全球化趋势此起彼伏,多重叠加的负面效应显著抑制了我国经济上行动力,作为居民福利水平的具体表现和居民收入水平的最终反映——居民消费水平的升级不仅是对冲当前经济下行趋势的必然路径,亦是扩大内需继而实现中国式现代化的道路上的主要抓手。在探究

引用本文:孙爱军,张建平,葛扬.数字经济对城乡差距的影响研究:基于空间经济学视角[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2024,26(6):112-124.

基金项目:教育部人文社会科学项目(23YJA790068);国家社会科学基金重大项目(22&ZD180);江苏省社会科学基金青年项目(24MLC004)

作者简介:孙爱军(1970—),男,教授,博士,主要从事经济增长研究。E-mail:hasaj@163.com

居民消费水平时,应该注意到,在全面实现中国式现代化和“两个一百年”的道路上,最艰巨最繁重的任务仍然在乡村,最主要的矛盾仍然是“三农问题”,增加农民收入,提高农民消费水平,使农民具备更多的获得感、幸福感,是践行乡村振兴战略的根本出发点和落脚点,更是全面建成社会主义现代化强国、达到共同富裕的本质要求。随着经济社会的发展,尽管农民消费水平与之前相比有了很大程度上的提升,但相比城市居民,由于农村居民的收入渠道有限、收入增速缓慢,致使其消费水平总体偏低。进一步地,受制于消费平台覆盖面窄、消费信息不对称等问题,农村居民的消费观念也远远落后于城市居民。因此,研究农村居民消费的提升路径,可以精准把握新时代农村居民的消费规律,通过结合农村居民消费水平的提升路径,有针对性地优化和整合农村居民消费结构,促使城乡居民消费差距缩小,以达到城乡融合的全面小康社会。

已有文献从不同视角研究了城乡居民消费问题。如,孙治一等研究表明,互联网素养可以促进农村居民家庭发展享受性消费占比和发展享受性消费倾向,进而促进消费结构升级^[2];靳涛等从公共支出视角出发,认为公共支出能够通过直接和间接效应影响城乡居民消费,进一步地,对公共支出采取3种分类,得出不同类型的公共支出对居民消费水平的存在差异化影响^[3];李宗翰等探究数字普惠金融对城乡居民消费差距发现,前者对缩小城乡居民消费差距有着显著的促进作用,但存在区域异质性和消费类型异质性^[4];王勇构建微观面板数据模型研究高质量发展视域下产业转型升级对居民消费结构的影响,结果发现产业结构升级会通过提高居民纯收入促进居民消费结构和消费结构升级^[5];张建平发现土地融资是扩大城乡差距的主要原因,并且土地融资可以通过城乡交通基础设施差距与房价两个机制作用于城乡差距^[6]。上述文献从不同角度分析了城乡居民消费差距的影响因素,然而,鲜有文献从数字化视角切入探究其对城乡居民消费差距的影响。实际上,随着移动互联网、大数据、云计算、人工智能、物联网等新技术的不断变革,数字经济正

在深刻影响人们的生产和生活方式,自然也会作用于居民消费支出和消费结构。习近平总书记在中共中央政治局第三十四次集体学习时指出,“数字经济……正在成为重组全球要素资源、重塑全球经济结构、改变全球竞争格局的关键力量”^[7]。网上购物、线上教育等新数字消费模式正蓬勃发展,发展数字经济是国家迈入新征程阶段实现竞争新优势的战略布局。《“十四五”数字经济发展规划》指出,数字经济是继农业经济和工业经济之后的主流经济形态,是以数据资源为主要要素,以现代通信技术网络为主要载体,以信息科技技术融合应用和全要素数字化转型为引擎,促使公平与效率更趋统一的新经济业态^[8]。

鉴于此,本研究从数字经济视角切入,深入探究其对城乡居民消费差距的影响。此次研究的创新之处在于:第一,在理论层面,阐述了数字经济以数字化的知识与信息作为主要的生产要素、以现代信息网络平台为主要途径、凭借数字产业化和产业数字化形成的业态创新和模式创新达到效率改善和经济结构重组,从而作用于城乡差距的变化规律,在此基础上,将数字经济影响城乡差距的3条作用渠道——劳动力错配、市场化程度和营商环境进行梳理。第二,在衡量城乡差距方面,从城乡收入数量差距、城乡消费总量差距、城乡消费结构差距3个维度出发,构造城乡差距指标体系。第三,在方法选取层面,考虑到数字经济可能存在极强的空间溢出性,且城乡差距在很大程度上可能表现为地区之间的集聚效应,数字经济对城乡差距的实证研究不能仅仅关注地理空间层面的关联性,更应将两者经济空间的关联考虑在内,因此,采用全国30个省份(包括直辖市和自治区,除西藏自治区和港澳台地区)2011—2021年面板数据,分别构建地理邻接 W_1 和地理距离 W_2 两种空间权重矩阵,采用空间计量模型检验数字经济与城乡差距的内在关联。

一、理论机制与研究假说:基于文献的分析

数字经济能够直接提升城乡居民福利水平并改善收入与消费结构,凭借数字平台,其创造

了大量就业机会,改善了农村低技能者的收入水平,从而可以抑制收入不平等^[9]。数字技术的革新对社会环境、经济模式、居民生活、企业发展及政策调控都存在影响:一方面,数字经济能够变革居民的工作模式、工作习惯,重塑居民获取收入的理念,使居民凭借多种数字技术手段拓宽增收渠道^[10]。另一方面,数字经济可以按照生产决定消费的路径直接作用于居民消费水平。由于数字经济可以助推产业结构转型升级,从而革新了企业的生产和销售渠道,因此能引发居民消费需求的多样化^[4]。实际上,就农村居民而言,传统农业发展不仅会受到地形、气候等不可控的自然环境的影响,更容易被市场需求变动等经济形势所制约,导致农民收入存在不确定性,因此,农民会以储蓄代替消费来保障未来生活。数字经济的出现改变了农村居民的生活环境,为他们提供了一个更方便、更快捷的收入和消费平台。如,直播平台的兴起为很多农民造就了足不出户获得收入的机会,凭借数字平台辅助本地销售农产品,不仅改善了当地农民的收入水平,还实现了农业供应链优化升级。应该说,数字经济的出现,较好地弥补了农村增收渠道和消费平台缺失的短板。因此提出假说1:数字经济可以缩小城乡差距。

市场化是理顺产品价格关系的抓手,积极使用市场价格杠杆调节各类产品尤其是农产品价格,对于改善农民收入水平缩小城乡差距而言有着积极意义^[11]。在一个合理、规范和透明的体制下,市场化可以更显著地缩小城乡差距^[12]。数字经济促使传统市场经济模式逐渐融入智能化、数字化,使市场运作能够利用大数据与云计算等技术,从而迅速锚定市场需求契机,制造适销对路的产品,将原本由于信息不对称而形成的标准化和规模化的市场加工模式逐渐调整为个性化和差异化的市场运营模式,再凭借数字经济的平台打破空间区域局限,为各个地区催生出因地制宜的市场环境。在进一步增强市场化水平的同时,数字化能提高产品供需匹配度,进而达到作用于居民福利水平的目的^[13]。与此同时,伴随数字信息技术的多元化发展,数字经济的外延产业也不断蔓延,各种繁多的新产业和新业态层出不穷,使社会主义市

场经济更趋多元化发展,例如智能家居服务、直播平台卖货、远程医学诊疗、线上会议教学等数字产业欣欣向荣,不断融入人们生活,为增加居民多种收入来源提供了引擎^[14]。更为重要的是,在商品流通层面,数字经济冲破了以往的实体店售货方式,形成了数字化售货和数字化物体体系,降低购物与销售成本的同时加快了消费者购物速度和频率。因此,提出假说2:数字经济可以通过加强市场化程度作用于城乡居民差距。

互联网、大数据、云计算和人工智能等技术的发展可以促进信息对称,从而助力健全法制化水平和政府治理能力,改善服务水平和监管功能,帮助政府进一步强化对宏观经济的可调控性,进而抑制道德风险和逆向选择等各种问题,促进政府与市场有机结合,从而为各地产业发展提供制度更加可信、规则更为健全的营商环境,使产业在良好的营商环境下实现规模报酬递增效应和范围经济效应^[15]。营商环境服务于市场主体(卖方),消费环境服务于买方,消费环境的改善来源于营商环境的升级,数字经济下企业的营商环境可以突破城乡二元经济上的时空限制和地域隔阂,企业能够在这样的营商环境中及时了解消费者的问题并进行反馈,有助于企业提前预判营商环境中的症结,迅速定制能够提高居民消费的新营销策略^[16]。网络平台下的营商环境将购物行为的人力跑变为网络跑,线上购物为居民消费提供了便利,刺激了居民的消费支出。同时,数字经济下的互联网供销平台软件的推出极大改善了农村企业营商环境,为农村电子商务发展和农村居民收入水平改善提供了良好的契机。因此,提出假说3:数字经济能够通过改善营商环境影响城乡差距。

无论是推广还是商业化运作,数字经济都需要劳动力的加入,由此可以催生新工作岗位,增加劳动力的就业机会^[17]。并且,依托数字经济平台下就业具备的容量大和门槛低等特征,可以使劳动力在从事一项工作的基础上灵活兼任数字经济下的新业态职业(诸如网约车司机、配送员和点评达人等)。换句话说,数字经济能够在衍生新岗位的过程中重组整合已有的

工作岗位,矫正劳动力要素的配置扭曲,提高劳动生产率。已有研究表明,要素市场化程度越深,经济的福利效应越能更好地体现,劳动力要素的市场扭曲会对城乡二元经济结构转换,尤其是城乡居民收入差距的缩小起到负向影响^[18]。工资性收入是城乡居民收入的关键构成部分,更是影响消费支出的基本指标,按此逻辑,劳动力市场扭曲将直接通过工资性收入对城乡差距造成负面影响。劳动力在不同部门之间的流动将对城乡二元经济结构起到融合的积极作用,然而农村部门在政策制定和社会保障获取层面较城市部门不利。数字经济的发展为农村居民提供了便捷的互联网渠道,以较低的成本获取知识和学习技能,从而掌握非农的工作技能^[19],为农村居民在非农业部门就业提供支持。数字经济不仅可以使城市居民趋于职业多元化发展,其具备的矫正劳动力错配功能还可以加速劳动力从农村部门涌向非农就业部门就业。农村劳动力的非农化流向亦可以促使城乡之间公共服务均等化发展,进而影响城乡居民消费支出。据此,提出假说4:数字经济可以通过矫正劳动力要素错配作用于城乡差距。

二、研究设计与变量解释

1. 指标选取

(1)被解释变量:城乡差距(*urg*)

已有文献在衡量城乡差距时主要以城乡收入差距作为衡量指标,实际上,经济活动的落脚点是改善社会成员的生活状态和福利水平,收入只是反映居民生活状态和福利水平的一个因素,但不是全部因素。从广义上理解,消费是收入的目的,即无论是投资抑或是储蓄,其最终的落脚点仍是消费,而且消费比收入更能反映不同社会群体的福利获取状况。因此,相对于城乡收入差距,城乡消费差距是一个更为直接标度生活状态的指标,可以更好地在结果意义上表示城乡经济关系,在反映城乡居民的福利差异上更具说服力。需要注意的是,伴随经济增长方式和结构的转变,城乡消费差距会在总量和结构上产生差异,具体体现为城乡消费总量差距和城乡消费结构差距。城乡消费总量差

距可以通过城乡居民人均消费支出的绝对数比值来衡量,比值越大,城乡消费总量差距越大。恩格尔系数作为衡量居民家庭中食物支出占消费总支出的比重的指标,可以有效解释居民消费结构的差异,进而反映不同群体居民的富裕状况。因此,以城乡居民人均可支配收入的绝对数比值作为衡量该地区城乡收入总量差距的指标,以城乡居民人均消费支出的绝对数比值作为衡量该地区城乡消费总量差距的指标,以城乡居民恩格尔系数的比值作为衡量该地区城乡消费结构差距的指标,通过主成分分析法,利用城乡收入数量差距、城乡消费总量差距、城乡消费结构差距3个指标共同构建衡量城乡差距的指标体系。

在进行主成分分析之前,对所有逆指标采取倒数形式使其正向化。城乡差距的研究涉及 *n* 个指标(*n*=3),这 *n* 个指标构成的 *n* 维随机向量为 $\mathbf{W}=(w_1,w_2,\cdots,w_n)'$,对 $\mathbf{W}$ 进行线性变换,可以形成新的综合变量,用 *Y* 表示。换言之,新的综合变量可以由原来的变量线性表示,如下式所示:

$$Y_1=a_{11}w_1+a_{12}w_2\cdots+a_{1n}w_n \tag{1}$$

$$Y_2=a_{21}w_1+a_{22}w_2\cdots+a_{2n}w_n \tag{2}$$

$$\cdots \cdots \qquad \qquad \qquad \vdots$$

$$Y_n=a_{n1}w_1+a_{n2}w_2\cdots+a_{nn}w_n \tag{3}$$

将 *n* 个指标标准化后记为 $\mathbf{W}'=(w_1,w_2,\cdots,w_n)$,相关系数矩阵记为 $\mathbf{R}$ 。求得的主成分如下:

$$F_1=u_{11}w_1+u_{12}w_2\cdots+u_{1n}w_n \tag{4}$$

$$F_2=u_{21}w_1+u_{22}w_2\cdots+u_{2n}w_n \tag{5}$$

$$\cdots \cdots \qquad \qquad \qquad \vdots$$

$$F_n=u_{n1}w_1+u_{n2}w_2\cdots+u_{nn}w_n \tag{6}$$

式中, $u'_i=(u_{i1},u_{i2},\cdots,u_{in})'$, $\mathbf{F}=(F_1,F_2,\cdots,F_n)'$ 。式(4)~(6)可表述为: $\mathbf{F}=\mathbf{U}'\mathbf{W}$, $\mathbf{U}$ 为正交阵。现有研究一般根据前面几个主成分的累计贡献率大于某一特定值(如90%)来确定主成分的个数(表1)。

表1 城乡差距指标的统计特征

主成分	特征根	方差贡献率/%	累计方差贡献率/%
1	2.127	70.885	70.885
2	0.613	20.442	91.328

由表 1 可见,指标的前 2 个主成分综合原始数据信息的能力非常强,方差贡献率均已超过一般要求的 90%。因此,采用指标的前 2 个主成分来确定相应权重。

(2)解释变量:数字经济(*digi*)

借鉴郭峰等从互联网经济与数字金融两个维度衡量数字经济水平的研究^[20]:互联网发展水平包含互联网普及率、相关产业人员从业情况、相关产业产出情况和移动电话普及率,上述变量依次用百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量以及百人中移动电话用户数来衡量;数字金融包含数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度这 3 个方面。与上文测度城乡差距方法一样,通过主成分分析法将上述指标的数据进行标准化后降维处理,得到数字经济综合发展指数。在稳健性检验中,借鉴姜扬的研究^[21],采用主成分分析法,从数字经济发展载体、数字产业化、产业数字化和数字发展环境 4 个维度对数字经济程度进行测度。

(3)机制变量

选取以下的机制变量。营商环境(*be*):参照杨仁发等的研究,利用熵权法和主成分分析法进行“地区营商环境-政策环境指数”测算^[22];市场化程度(*mak*):借鉴樊纲等的市场化程度指标中的产品市场发育程度^[23];劳动力错配(*lm*):参考王良虎等的研究,使用 Aoki 模型与 C-D 生产函数测算劳动力错配指数^[24]。

(4)控制变量

基于对城乡差距影响因素的研究,选用以下的控制变量。政府治理(*gov*):采用政府财政支出与 GDP 比值表示;所有制偏向(*state*):选用各地国有企业固定资产投资额占地区固定资产投资比重表示地区所有制结构偏向,该比重越大,代表所有制结构偏向越严重;人民生活水平(*realgdp*):采用地方人均 GDP 表示;人力资本(*hr*):采用每万人普通本专科毕业生数作为衡量指标;城镇化(*urban*):采用城镇人口数占总人口的比例来衡量城镇化程度,探究其与城乡差距的关系。各变量解释及描述性统计见表 2。

2. 研究设计

作为世界最大的发展中国家,中国不同省份的经济水平、发展程度和社会结构都存在异质性,因此,讨论数字经济对城乡差距的作用应该将空间维度纳入考量。21 世纪以来,经济飞速发展,不同省域之间的经济变量相互作用的功能日趋凸显,以城乡消费差距为例,各地的城乡消费差距的随机分布规律已逐渐被集聚态势给取代,张建平等均发现城乡居民消费差距存在显著为正的空间溢出效应^[6,25],所以在探究数字经济与城乡差距的关系时,应当把空间效应考虑在内。

依次设立空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM):

$$y_{iu} = \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} y_{ju} + \beta x_{iu} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{iu} \quad (7)$$

$$y_{iu} = \beta x_{iu} + \mu_i + \delta_t + \theta_{iu} \quad (8)$$

表 2 变量解释与描述性统计

变量	观测值	均值	最小值	最大值
城乡差距(<i>urg</i>)	330	2. 14	1. 51	4. 74
数字经济(<i>digi</i>)	330	5. 29	2. 90	6. 18
政府治理(<i>gov</i>)	330	0. 25	0. 11	0. 64
所有制偏向(<i>state</i>)	330	1. 69	-0. 08	5. 51
人民生活水平(<i>realgdp</i>)	330	10. 43	9. 19	11. 71
人力资本(<i>hr</i>)	330	8. 98	7. 16	12. 21
城镇化(<i>urban</i>)	330	0. 59	0. 35	0. 94
营商环境(<i>be</i>)	330	6. 93	1. 21	22. 27
市场化(<i>mak</i>)	330	0. 27	0. 07	0. 76
劳动力错配(<i>lm</i>)	330	0. 27	0. 00	0. 89

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} y_{jt} + \beta x_{it} + \gamma \sum_{j=1}^N W_{ij} x_{jt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

(9)

$$\theta_{it} = \omega \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \theta_{jt} + \varepsilon_{it}$$

(10)

式中: y_{it} 为被解释变量城乡差距; x_{it} 为包含数字经济和控制变量的一系列变量; ρ 为空间滞后项系数; ω 为空间误差项的空间自回归系数; γ 和 β 为模型待估参数。

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \omega_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{Z^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}}$$

(11)

式中: $Z^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})$; W_{ij} 为 $N \times N$ 维经过标准化的非负空间权重矩阵;空间权重矩阵 W 是两个区域之间关联度强弱的系数矩阵。参考姜松等的研究^[26],分别建立基于地理邻接关系的二进制空间权重矩阵 W_1 和地理距离空间权重矩阵 W_2 ,所有矩阵 W 均进行标准化。

邻接关系的二进制空间权重矩阵为:

$$W \times d_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

(12)

式中:两地相邻则权重矩阵中所对应元素 W_{ij} 取 1,反之取 0。

地理距离空间权重矩阵具体形式为:

$$W \times d_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

(13)

其中, d 表示根据国家基础地理信息系统提供的地级市经纬度数据所测算的地区 i 和 j 之间的球面距离。

表 3 全局城乡差距的空间自相关性检验

年份	Moran 值	E(I)	sd(I)	z	p-value
2011 年	0.53	-0.03	0.12	4.92	0.00
2012 年	0.52	-0.03	0.12	4.69	0.00
2013 年	0.44	-0.03	0.12	4.05	0.00
2014 年	0.46	-0.03	0.12	4.17	0.00
2015 年	0.53	-0.03	0.12	4.73	0.00
2016 年	0.51	-0.03	0.12	4.61	0.00
2017 年	0.44	-0.03	0.12	4.06	0.00
2018 年	0.45	-0.03	0.12	4.12	0.00
2019 年	0.42	-0.03	0.12	3.87	0.00
2020 年	0.30	-0.03	0.12	2.96	0.00
2021 年	0.28	-0.03	0.12	2.78	0.00

由于存在空间相关性,空间计量模型外生变量的总效应可分解为直接效应与间接效应,前者指考虑空间相关性后地区 i 外生变量的改变对地区 i 被解释变量的影响,后者表示其他地区外生变量的改变对地区 i 被解释变量的影响。二者可以采用被解释变量对解释变量求偏导得出,如式(12)所示:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(y)}{\partial x_{ik}} \dots \frac{\partial E(y)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{ik}} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{ik}} & \dots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix}$$

$$= [I - \rho W]^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\gamma_k & \dots & w_{1N}\gamma_k \\ w_{21}\gamma_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\gamma_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\gamma_k & w_{N2}\gamma_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix}$$

(14)

其中, $[I - \rho W]^{-1} = I + \rho W + \rho W^2 + \rho W^3 + \dots$, w_{ij} 为空间权重矩阵 W 的第 (i, j) 个元素。

3. 数据来源

数据源自 CEIC 数据库、《新中国六十年统计资料汇编》《中国统计年鉴》和各省统计年鉴、万得数据库和《中国劳动统计年鉴》。

三、数字经济与城乡差距空间计量检验

1. 空间自相关检验

通过式(5)观测 2011—2021 年中国城乡差距是否存在空间相关性,在使用地理邻接关系为空间权重矩阵检验后,全局城乡差距的空间自相关性检验如表 3 所示,Moran's I 值均大

于0,这表明城乡差距存在正的空间相关性,验证其的确存在空间溢出效应^[11]。

全局 Moran 值能够体现出国家层面的空间相关性,为进一步探究局部省级范围的空间相关性,使用局部 Moran 值的散点图来探究空间上的集聚性,图1和图2分别为2011年和2021年的城乡差距的局部 Moran 值散点图。在局部 Moran 值散点图中,横轴为标准化后的指标,纵轴为权重与标准化的乘积,不难理解,此为城乡差距和空间滞后向量的关联,散点图中的4个象限依次识别一个省域与相邻省域之间的关联。落在第一象限内的省份,说明本省份和相邻省份的城乡差距较大;落在第二象限的省份,说明本省份的城乡差距较小,相邻省份的城乡差距较大;落在第三象限的省份,说明本省份和相邻省份的城乡差距都比较小;落在第四象限的省份,说明本省份的城乡差距比较高,相邻省份的城乡差距比较低。由图1可知,大部分省份在第一象限和第三象限,说明省级层面的城乡差距以空间集聚分布为主,省份之间存在空间自相关性,这与全局空间的自相关分析结果一致。从时间维度上分析,2011—2021年 Moran 值逐渐变大,说明城乡差距的空间相关

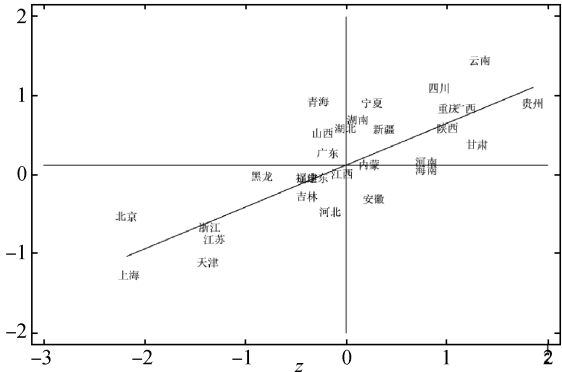


图1 2011年城乡差距散点图

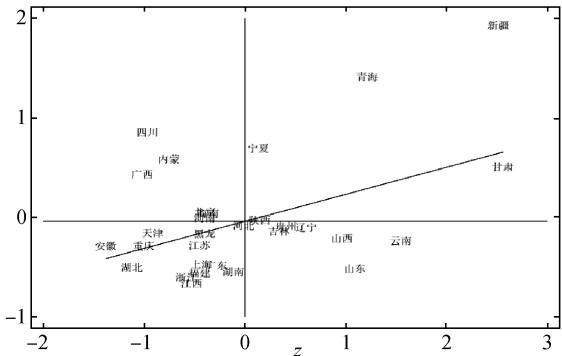


图2 2021年城乡差距散点图

性有不断变强的态势,更多的地区向第一象限和第三象限趋近,在不同省份之间的互相影响下,不同地区均呈现不断扩散的态势,由此说明省域空间相关性愈加明显。

2. 空间模型适用性检验

当空间自相关存在时,表示可以采用空间滞后模型(SAR)或者空间误差模型(SEM)。进一步地,采用 LR 方法检验空间杜宾模型能否简化为空间滞后与空间误差模型。当假设 1 ($H_0:\gamma=0$)和假设 2 ($H_0:\gamma+\rho\beta=0$)都被拒绝或者 LM 与 LR 统计指向的模型不一致时,采用空间杜宾模型;当假设 1 ($H_0:\gamma=0$)和假设 2 ($H_0:\gamma+\rho\beta=0$)都不被拒绝时,根据 Robust LM 检验选择空间滞后或者空间误差模型。

由于选择的是 30 个省份 11 年的面板数据,空间地理位置带来的区域异质性和政策变动产生的影响无法避免,所以固定效应模型比随机效应模型更合适,同时 Hausman 检验结果显示采用固定效应模型。通过似然比(LR)检验的联合显著性结果表明,空间固定效应与时间固定效应均存在,因此可以建立双向固定效应模型。由表4可知,在使用地理邻接关系、地理距离和经济距离3种不同空间权重矩阵进行 LM 和稳健的 LM 检验,均通过显著性检验,进一步反映中国省份之间存在城乡差距的空间相关性。LR (SEM)和 LR (SAR)的统计量显著,拒绝将模型设置为空间误差模型(SEM)与空间滞后模型(SAR)。综上,在探究数字经济与城乡差距的关系时以双向固定的空间杜宾模型(SDM)为主。

表4 空间模型适用性检验

检验模型	结果
LM-SAR	4.58 **
R-LM-SAR	4.81 **
LM-SEM	11.138 ***
R-LM-SEM	12.614 ***
LR Test(SAR)	26.69 ***
LR Test(SEM)	27.10 ***
Wald(SAR)	13.74 ***
Wald(SEM)	16.26 ***
空间和时间固定效应联合显著性检验(LR统计量)	
空间固定效应	26.05 ***
时间固定效应	47.11 ***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下同。

3. 计量结果分析

(1)主回归分析

数字经济对城乡差距影响的空间计量回归结果如表 5 所示。表 5 中第(1)列至第(3)列使用地理邻接关系的二进制空间权重矩阵 W_1 进行的回归分析,其中,第(1)列至第(3)列依次为空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)与空间误差模型(SEM)。第(4)列至第(6)列为采用反距离矩阵 W_2 作为空间计量回归的稳健性检验,依次也为空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)与空间误差模型(SEM)。

表 5 主回归结果显示,地理邻接关系的二进制空间权重矩阵 W_1 的系数 ρ 均在 1%水平下显著为正,进一步说明城乡居民消费差距在地理上的确存在空间溢出效应,并且第(1)列至第(3)列的数字经济对城乡差距的系数均显著为负,说明发展数字经济能够缩小城乡居民消费差距,验证假说 1。第(4)列至第(6)列使用反距离矩阵 W_2 的回归结果与主回归一致,说明研究结论较为稳健。空间溢出效应表明,数字经济存在显著的正向空间溢出效应,也就是说,本地区的数字经济发展会显著扩大相邻地区的城乡差距。

表 5 数字经济对城乡差距影响的空间计量回归结果

变量	01 矩阵			反距离矩阵		
	(1) SDM	(2) SAR	(3) SEM	(4) SDM	(5) SAR	(6) SEM
<i>digi</i>	-0.128 62 ** (-2.110 65)	-0.074 69 *** (-3.441 76)	-0.110 63 *** (-4.053 92)	-0.244 76 * (-1.798 60)	-0.056 81 ** (-2.561 41)	-0.105 84 *** (-3.744 51)
<i>realgdp</i>	0.053 78 (0.539 99)	-0.155 75 ** (-2.058 44)	-0.206 19 ** (-2.533 51)	0.071 55 (0.910 31)	-0.156 99 ** (-2.119 75)	-0.208 72 ** (-2.491 46)
<i>urban</i>	-0.793 26 (-1.382 44)	-1.739 91 *** (-4.027 79)	-2.213 43 *** (-4.845 67)	-0.495 89 (-1.425 25)	-1.585 08 *** (-3.682 53)	-2.258 50 *** (-4.838 63)
<i>gov</i>	0.972 86 ** (2.565 35)	1.312 17 *** (3.940 71)	1.414 10 *** (3.972 18)	0.473 54 ** (2.482 25)	1.363 10 *** (4.173 26)	1.515 35 *** (4.305 54)
<i>state</i>	-0.026 41 ** (-2.124 23)	-0.031 92 *** (-2.598 51)	-0.037 05 *** (-2.933 38)	-0.010 12 (-0.730 69)	-0.032 08 *** (-2.646 18)	-0.041 25 *** (-3.287 46)
<i>hr</i>	-0.019 86 (-0.482 38)	-0.026 64 (-1.015 95)	-0.038 58 (-1.271 35)	0.099 71 *** (3.286 24)	-0.025 82 (-0.997 63)	-0.048 27 (-1.467 03)
<i>digi</i>	0.083 43 * (1.710 77)			0.325 67 (1.167 96)		
<i>realgdp</i>	-0.465 26 *** (-3.264 24)			-0.055 98 (-0.307 23)		
<i>urban</i>	-0.264 51 (-0.324 43)			-0.523 51 (-0.597 65)		
<i>gov</i>	1.448 97 ** (2.225 20)			1.082 39 ** (2.451 83)		
<i>state</i>	0.027 41 (1.111 63)			0.044 92 (1.167 16)		
<i>hr</i>	-0.020 39 (-0.407 37)			-0.062 93 (-0.907 95)		
Spatial						
ρ	0.220 09 *** (2.954 29)	0.301 28 *** (4.454 06)		0.070 05 * (1.684 25)	0.400 85 *** (5.210 50)	
ω			0.196 82 ** (2.468 85)			0.283 12 *** (3.097 41)
Variance						
σ^2	0.013 81 *** (12.787 19)	0.014 53 *** (12.746 98)	0.015 26 *** (12.793 33)	0.042 67 *** (12.832 64)	0.014 16 *** (12.694 46)	0.015 03 *** (12.753 35)
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330
R^2	0.062 05	0.173 89	0.170 21	0.416 36	0.222 85	0.164 39

注:括号内为 t 值。下同。

从表 5 可知,城镇化系数显著为负,说明推进城镇化能够缩小城乡差距,这与已有研究的结论一致。人力资本的系数显著为正,这可能是由于人力资本水平的提升偏向于城市居民,因此能显著提高城市居民获取收入的能力,从而扩大城乡居民消费差距。所有制结构系数显著为正,说明国有企业占比越高,城乡差距越大,这主要是因为国有企业面对高额的雇佣成本常常会减少对劳动力的需求,因此,当一个地区国有企业数量较多,则该地区对劳动力的需求强度较弱^[27],从而更不利于农村居民福利水平的提升。

(2) 稳健性分析

数字经济对城乡差距影响的稳健性分析结果如表 6 所示。使用经济发展载体、数字产业化、产业数字化和数字发展环境 4 个维度对数字经济程度进行重新测度并替换后进行回归的方法,表 6 中第(1)列至第(3)列使用地理邻接关系的二进制空间权重矩阵 W_1 进行的回归分析,第(4)列至第(6)列为采用反距离矩阵 W_2 进行的回归分析。

由表 6 可知,在替换原有数字经济指标后,不论是使用地理邻接关系的二进制空间权重矩阵 W_1 还是采用反距离矩阵 W_2 进行的空间计量分析都显示,数字经济依旧能够缩小城乡居民消费差距,再一次较好地说明了研究结果十分稳健,控制变量系数与主回归基本一致。

表 6 数字经济对城乡差距影响的空间计量回归结果

变量	01 矩阵			反距离矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	SDM	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM
<i>digi</i>	-0.128 62** (-2.110 65)	-0.074 69*** (-3.441 76)	-0.110 63*** (-4.053 92)	-0.000 83* (-1.783 71)	-0.000 58*** (-4.911 39)	-0.000 89*** (-6.247 63)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>digi</i>	0.083 43* (1.710 77)			0.000 55 (1.091 93)		
控制变量	Yes			Yes		
Spatial						
ρ	0.220 09*** (2.954 29)	0.301 28*** (4.454 06)		0.235 84*** (2.625 48)	0.302 29*** (3.674 48)	
ω			0.196 82** (2.468 85)			0.289 48*** (3.068 41)
Variance						
σ^2	0.013 81*** (12.787 19)	0.014 53*** (12.746 98)	0.015 26*** (12.793 33)	0.012 62*** (12.786 43)	0.013 61*** (12.758 44)	0.013 78*** (12.742 30)
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330
R^2	0.062 05	0.173 89	0.170 21	0.347 22	0.232 96	0.190 84

(3) 直接效应和间接效应分析

表 7 展示了数字经济影响城乡差距的直接效应和间接效应。由表 7 可知,不论是地理邻接关系的二进制(0-1)空间权重矩阵 W_1 还是反距离矩阵 W_2 ,数字经济对本地城乡差距直接效应显著为负,对相邻地区的城乡差距的溢出效应显著为正。出现这样的原因可能是在经济发展进程中大多存在“虹吸效应”,这是指在数字经济发展的初始阶段,单项的要素流动和城市集聚产生城乡要素回报率差距扩大,致使城市经济增长与农村地区经济落后的现象同时存在。这是由于数字经济能改善本地区城市部门的劳动力要素配置模式和就业模式、基础设施、公共服务与社会保障,进而对本地区和周边地区的优质农村劳动力要素具备较强的吸引力。然而,本地区形成的“虹吸效应”在扩大本地城乡差距和相邻地区城乡差距后,又会在本地区(包括本地区的城市和农村)产生经济“集聚效应”,这个“集聚效应”将会缩小本地区城乡差距,但是在本地区集聚效应的基础上会进一步加大对相邻地区农村劳动力的吸引,也就是对相邻地区农村区域的“虹吸效应”会更大,从而展示出来的本地城乡差距由于“集聚效应”的快速形成而缩小,相邻地区城乡差距却由于“虹吸效应”进一步放大而扩大。概言之,各地区都会由于集聚效应而减少本地的城乡差距,而由于“虹吸效应”扩大周围地区城乡差距。

表 7 数字经济影响城乡差距的直接效应和间接效应分析

变量	01 矩阵		反距离矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>digi</i>	-0.123 62 ** (-2.050 91)	0.063 73 * (1.656 93)	-0.253 77 * (-1.790 82)	0.338 51 (1.274 90)
<i>realgdp</i>	0.025 44 (0.268 03)	-0.545 20 *** (-3.506 91)	0.068 82 (0.896 62)	-0.062 13 (-0.366 97)
<i>urban</i>	-0.765 75 (-1.400 48)	-0.492 11 (-0.553 68)	-0.460 46 (-1.355 41)	-0.410 85 (-0.487 93)
<i>gov</i>	1.052 48 *** (2.894 25)	2.024 39 *** (2.940 80)	0.459 78 ** (2.465 80)	1.008 84 ** (2.277 69)
<i>state</i>	-0.024 77 ** (-1.977 17)	0.026 30 (0.878 82)	-0.010 66 (-0.787 01)	0.040 93 (1.117 54)
<i>hr</i>	-0.019 42 (-0.495 43)	-0.029 90 (-0.588 91)	0.098 78 *** (3.462 38)	-0.069 69 (-1.069 10)

(4) 机制检验

为进一步刻画数字经济作用于城乡差距的内在机制,本研究验证其核心影响机制——市场化、劳动力错配与营商环境,以验证假说 2、3 和 4。具体检验可以划分为两个模型:第一个模型以市场化(*mak*)、劳动力错配(*lm*)、营商环境(*be*)为被解释变量,分别观察数字经济(*digi*)对其的影响;第二个模型以城乡差距(*urg*)为被解释变量,分别观察市场化(*mak*)、劳动力错配(*lm*)、营商环境(*be*)对城乡差距(*urg*)的作用。对应模型设定如下:

$$mak_{it}, lm_{it} \text{ or } be_{it} = \delta_1 digi_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} + c \tag{15}$$

$$urg_{it} = \vartheta_1 mak_{it} + lm_{it} \text{ or } be_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} + c \tag{16}$$

表 8 展示了数字经济对城乡差距的机制检验结果,第(1)(2)列、第(3)(4)列及第(5)(6)列分别检验了市场化、劳动力错配和营商环境 3 种数字经济对城乡差距的影响机制。受篇幅限制,此处均采用地理邻接关系的二进制(0-1)空间权重矩阵 W_1 的空间杜宾(SDM)检验。表 8 第(1)(2)列可知,数字经济显著强化了市场化程度,随着市场化水平提高,城乡差距得以缩小,验证了假说 2;第(3)(4)列表明,数字经济可以通过降低劳动力要素的错配程度来缩小城乡差距,验证了假说 3;第(5)(6)列说明,数字经济能够通过改善营商环境来缩小城乡差距,验证了假说 4。

表 8 数字经济对城乡差距的机制检验

变量	(1) 市场化	(2) 城乡差距	(3) 劳动力错配	(4) 城乡差距	(5) 营商环境	(6) 城乡差距
<i>digi</i>	0.029 40 ** (2.390 42)		-0.068 57 *** (-3.318 75)		0.082 47 *** (4.913 15)	
<i>mak</i>		-0.325 42 ** (-2.319 38)				
<i>lm</i>				0.086 65 * (1.762 87)		
<i>be</i>						-0.142 47 * (-1.746 84)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Wx 变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Spatial						
ρ	-0.212 87 ** (-2.355 08)	0.198 37 ** (2.480 22)	0.271 88 *** (3.829 73)	0.199 78 ** (2.487 32)	0.505 93 *** (7.398 85)	0.218 35 *** (2.841 29)
Variance						
σ^2	0.002 17 *** (12.785 39)	0.012 17 *** (12.714 80)	0.001 59 *** (12.760 15)	0.012 32 *** (12.713 70)	0.135 58 *** (12.462 16)	0.010 88 *** (12.730 89)
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330
R^2	0.005 70	0.010 94	0.023 09	0.027 70	0.118 85	0.000 05

四、研究结论与政策建议

1. 研究结论

从数字经济出发,探究其作用于城乡差距的作用机理。可以发现,凭借特有的经济属性,数字经济对社会环境、经济模式、居民生活、企业发展及政策调控都存在影响,数字经济能够变革居民的工作模式、工作习惯,使得非农部门不断吸纳更多的就业人数,在增加非农就业收入的同时重塑居民获取收入的理念,使得就业者凭借多种数字技术手段拓宽增收渠道。

本研究在使用省级数据采用空间计量模型进行检验后发现:首先,不论是采用二进制 W_1 还是采用地理距离 W_2 两种空间权重矩阵,以数字技术与数字金融作为数字经济的核心代表能够有效缩小城乡差距,且采用替代核心解释变量的方法检验后,结果依旧稳健。其次,机制分析表明,数字经济会通过市场化程度、劳动力配置和营商环境这3个机制对城乡差距形成影响。由此可知,不断发展的数字经济不仅改变了地方居民的生产方式,如共享经济、直播带货、线上支付、智能化服务和企业数字化转型等,更重要的是直接改善了人们的生活。推进数字经济正是解放和发展生产力的具体表现,城乡差距缩小也正是趋向共同富裕的重要体现之一。最后,空间计量结果显示,数字经济对城乡差距的直接效应显著为负,即本地区的数字经济发展能够凭借集聚效应显著缩小本地区的城乡差距;间接效应为正,即由于“虹吸效应”的存在,本地区的数字经济发展会显著扩大相邻地区的城乡差距。

2. 政策建议

本研究认为应积极提高我国数字经济水平,激发“数字红利”,具体建议如下:一是厚植有利于农村数字化发展的数字沃土。数字经济是新时期经济可持续发展的重要基础与关键动能,弥合城乡数字鸿沟是当前实现城乡融合发展的紧迫任务,因此,应厚植农村地区的数字沃土,如打造城乡融合的大数据平台、城乡网络一体化体系,为新型基础设施在农村地区生根发芽奠定基础。数字经济在助推经济效率的同时也会形成财富鸿沟,地方政府尤其应制定与农村数字经济相对应的顶层设计与规划宏图,要

避免一个地区数字经济发展过快形成的数字垄断,制定数字经济市场化渗透的规章,促进各地区数字经济均衡发展。

二是完善数字经济下要素市场化改革的体制机制。当前是实现城乡融合发展的关键阶段,应遵循在城乡要素资源配置中的“市场主导与政府治理”原则,破除阻碍数字化环境下企业构建良好营商环境的体制机制弊端。加强数字经济的资源配置尤其是劳动力要素合理配置的作用,在数字经济重新变革劳动力就业结构的基础上,政府应制定提升农村转移劳动力人力资本的政策,使其可以适应城市工业与服务业企业的用工需求,以解决农村转移劳动力的就业症结,改善农村转移劳动力的消费能力。结合不同地域的情况,在充分支持不同区域发展数字经济的同时,因各地市场化发展程度制定异质性发展规划,如户籍改革方面如果能让城市外来农民工的消费得到释放,将从整体上改善城乡差距过大的情况。

三是构建数字经济成果共享机制。数字经济扩大相邻地区城乡差距是技术进步和城市化进程中无法避免的过程,更是规模经济、集聚效应体现功能的表现。数字经济平台利用超强的锁定功能、网络功能和规模经济,结合各种数据资源、数字技术及雄厚资本,容易形成垄断发生的“重灾区”,形成“数字鸿沟”。但假如因为扩大相邻地域的城乡差距而抑制数字经济的发展,则会挫伤地方科技创新的积极性,这不利于“做大数字蛋糕”,因而也就无法达到改善城乡差距,达到共同富裕的目的。做强做优做大我国“数字蛋糕”,最关键的是要检审数字蛋糕的基础性范畴——数字劳动。习近平总书记在中共中央政治局第三十四次集体学习时指出:“要健全法律法规和政策制度,完善体制机制,提高我国数字经济治理体系和治理能力现代化水平”^[7]。数字劳动是新型劳动,其核心枢纽是数字技术和数字金融,数字技术和数字金融正是本研究表征数字经济的两个维度,其中数字金融具有强烈的资本逐利属性,数字技术具有显著的技术壁垒属性,都会在一定程度上宰控数字时代下从事数字劳动的劳动者,造成城乡数字鸿沟,而这实际上就是上文空间溢出效应显示数字经济对城乡差距具有正向空间溢出

效应的本质原因。因此,要想避免这一症结,学界应该加快对数字劳动内涵及特征的学理性研究,在此基础上,政府应优化数字劳动环境,积极建立健全数字劳动的法规体系与监管体制,构建数字经济成果共享机制,以达到进一步释放数字经济活力的目的。

参考文献:

[1] 中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定[N]. 人民日报,2024-07-22(01).

[2] 孙治一,董珺,李德阳. 农村居民消费升级:互联网素养重要吗? [J]. 经济问题, 2022 (2): 103-111.

[3] 靳涛,陶新宇. 政府支出和对外开放如何影响中国居民消费? ——基于中国转型式增长模式对消费影响的探究[J]. 经济学(季刊),2017,16(1):121-146.

[4] 李宗瀚,郑江淮. 数字普惠金融对城乡居民消费差距的影响[J]. 现代经济探讨,2023(6):42-50.

[5] 王勇. 产业结构转型、居民消费结构与高质量发展[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版),2023,54(3):47-58.

[6] 张建平,葛扬. 土地融资影响城乡消费差距的传导机制——基于房价与城乡交通基础设施差距的研究[J]. 财政研究,2021(8):31-46.

[7] 习近平. 不断做强做优做大我国数字经济[J]. 求是,2022(2):4-8.

[8] 国务院. 关于印发“十四五”数字经济发展规划的通知[R]. 中华人民共和国国务院公报,2022.

[9] 刘明星. 数字经济发展与消费者福利水平变化——基于时间分配理论研究[J]. 南方经济,2022(11):1-19.

[10] 陈建,邹红,张俊英. 数字经济对中国居民消费升级时空格局的影响[J]. 经济地理,2022,42(9):129-137.

[11] 阎大颖. 中国市场化进程与各地区城乡收入差距:内在联系与影响机制[J]. 当代财经,2007(10):18-24.

[12] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2009 年报告[M]. 北京:经济科

学出版社,2010,90.

[13] 任晓刚,李冠楠,王锐. 数字经济发展、要素市场化与区域差距变化[J]. 中国流通经济,2022,36(1):55-70.

[14] 何地,林木西. 数字经济、营商环境与产业结构升级[J]. 经济体制改革,2021(5):99-105.

[15] 范合君,吴婷,何思锦. “互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境? ——基于互动治理的视角[J]. 管理世界,2022(10):126-153.

[16] 周伟. 数据赋能:数字营商环境建设的理论逻辑与优化路径[J]. 求实,2022(4):30-42.

[17] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展与就业白皮书[M]. 北京:中国信息通信研究院,2019.

[18] 马述忠,胡增玺. 数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角[J]. 经济学(季刊),2022,22(1):303-322.

[19] 李晓钟,李俊雨. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 农业技术经济,2022(2):77-93.

[20] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.

[21] 姜扬. 数字经济如何促进创业发展——基于宏观和微观的双重视角[J]. 经济管理,2024,46(4):66-79.

[22] 杨仁发,魏琴琴. 营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验[J]. 调研世界,2021(10):35-43.

[23] 樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011(9):4-16.

[24] 王良虎,王钊. 中国自由贸易试验区设立能否降低资源错配? [J]. 西南大学学报(社会科学版),2021,47(5):91-101.

[25] 徐敏,姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2015(3):3-21.

[26] 姜松,王钊. 中国城镇化与房价变动的空间计量分析[J]. 科研管理,2014,35(11):163-170.

[27] 郭冬梅,陈斌开,吴楠. 城乡融合的收入和福利效应研究——基于要素配置的视角[J]. 管理世界,2023,39(11):22-46.

Research on the Impact of Digital Economy on Urban-Rural Gap: Based on the Perspective of Spatial Economics /SUN Aijun^{1,2}, ZHANG Jianping^{1,2}, GE Yang² (1. School of Business, Jiangsu Second Normal University, Nanjing 210013, China; 2. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Scientific understanding of the relationship between digital economy and urban-rural gap is of great significance for the realization of urban-rural integration. From the perspective of digital economy, this paper expounds that the digital economy takes digital knowledge and information as the main production factors, takes modern information network platform as the main way, and relies on digital industrialization and industrial digitization to form business innovation and mode innovation, so as to achieve efficiency improvement and economic structure reorganization, and act on the change law of urban-rural gap. This paper measures the level of digital economy from the two dimensions of Internet economy and digital finance, and uses the principal component analysis method to construct the urban-rural gap index from the three dimensions of urban-rural income gap, consumption gap and consumption structure gap. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2021, taking full account of the spatial effect, this paper adopts the binary and geographical distance spatial weight matrices of geographical adjacency relationship, and uses the spatial econometric model to study the economic mechanism of the role of digital economy in urban-rural gap from the time dimension and regional perspective. The research results are as follows. First, the development of digital economy can significantly narrow the urban-rural gap. After using the replacement core explanatory variable test, the results are still robust. Second, at the level of mechanism analysis, the digital economy will narrow the urban-rural gap through marketization, labor allocation and business environment. Third, the digital economy has a significantly negative direct effect on the urban-rural gap, that is, the development of the digital economy in the region significantly narrows the urban-rural gap in the region by virtue of the “agglomeration effect”. And the indirect effect is positive, that is, due to the existence of the “siphon effect”, the development of digital economy in the region will significantly expand the urban-rural gap between adjacent regions. On this basis, this paper puts forward corresponding policy suggestions from three aspects: cultivating digital fertile soil conducive to the digital development of rural areas, improving the institutional mechanism of factor marketization reform under the digital economy and constructing the sharing mechanism of digital economic achievements.

Key words: digital economy; urban-rural gap; the degree of marketization; labor force allocation; business environment