

数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制

樊轶侠, 徐昊, 马丽君

(中国财政科学研究院, 北京 100142)

摘要: 数字经济发展有利于赋能经济发展和优化产业结构, 其对城乡收入差距影响呈现与库兹涅茨假说相同或相反的“U型”型关系, 值得深入研究。从理论上分析数字经济可能对城乡居民收入差距产生的非线性影响, 并采用省级面板数据模型加以检验。提出政府缩小城乡收入差距的政策措施应因地制宜、努力弥合数字技术“可鉴别与利用程度”差异化带来的数字鸿沟、抓住农业数字化发展机遇、培育数字经济的“后发优势”、以数字经济助力乡村振兴的政策建议。

关键词: 数字经济; 城乡收入差距; 数字鸿沟; 非线性特征

中图分类号: F49 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2022)06-0181-12

Characteristics and Mechanism Analysis of the Influence of Digital Economy on the Income Gap between Urban and Rural Residents

FAN Yixia, XU Hao, MA Lijun

(China Academy of Fiscal Science, Beijing 100142, China)

Abstract: Whether its influence on the urban-rural income gap presents a “U-shaped” relationship contrary to Kuznets hypothesis is worth further study. This paper theoretically analyzes the non-linear influence that digital economy may have on the income gap between urban and rural residents, and uses the provincial panel data model to test it. Around the policy implications of this article is: the government should be based on the local actual situation rather than the kuznets hypothesis formulated related policies on narrowing the income gap between urban and rural areas, Efforts should be made to bridge the digital divide brought by the differentiation of “identifiability and utilization”, seize the development opportunities of agricultural digitization, and cultivate the “late-mover advantage” of digital economy.

Key words: digital economy; income gap between urban and rural areas; digital dividend; nonlinear feature

一、文献回顾与假设提出

近年来, 国内外学者对数字经济与城乡收入差距间经济关系展开深入研究, 相关研究结论并未达成一致, 主要有以下两类观点。

第一类观点认为数字经济具有的“普惠共享”特性可以赋予乡村“后发优势”, 通过“降成本、提收入”等方式缓解城乡居民收入差距。刘晓倩等

(2018)^[1]研究表明农民使用互联网可以提升农业收入、工资性收入以及创业收入。其中, 工资性收入增长最为明显, 增长速率约为城镇居民3倍^[2]。数字经济具有降低迁移人口适应成本、支持城镇生产体系、整合城市功能等发展潜力^[3], 可以通过规模经济、技术溢出效应以及优化劳动力配置等路径完善城镇化系统进而推动农业经济发展^[4]。

收稿日期: 2021-10-21 修回日期: 2022-05-12

作者简介: 樊轶侠(1980—), 女, 汉族, 河南南阳人, 中国财政科学研究院研究员、硕士生导师, 博士, 研究方向为税收理论与政策、数字经济、绿色财政。

数字普惠金融可以通过缓解金融约束、降低金融服务门槛等,精准地服务于特定群体与对象,提升其收入并改善其收入不平等^[5]。何宗樾等(2020)^[6]也通过实证研究表明,数字经济对农业类就业产生挤出效应,而对引导非农领域就业和创业活动产生出显著的促进作用。

第二类观点认为由于城乡要素禀赋差异较大,“数字红利”具有明显的城镇偏向,这反而会扩大城乡收入差距。王颂吉等(2013)^[7]指出城乡要素错配是阻碍我国城乡二元结构转型的重要原因。可见,为缩小城乡收入差距,应逐步弥补城乡要素鸿沟,加快偏远地区的数字基础设施建设^[8]。然而,当前我国存在着高投资和资源配置低效率并存^[9]。各项资本并非独立作用于经济发展,当资本存量到达一定程度时,资本间适配机制的重要性愈加凸显,单个资本的驱动作用将日渐薄弱,持续的粗放式资本投入反而会成为低效率生产模式的补偿手段^[10],进而扩大区域间发展差距。当前国内外大多数学者的相关研究将城乡生产要素禀赋的差异程度聚焦于数字技术和人力资本两方面,并认为“数字鸿沟”是导致城乡收入差距的主要原因,Grishchenko(2020)^[11]通过调查数据分析得出:俄罗斯关键社会群体的数字鸿沟随着互联网的可获得性和使用技能的提高而逐步缩小,但是差距仍然较为明显,数字鸿沟的变化会由于用户的社会人口统计和经济特征影响而呈现反向和抵制趋势。贺娅萍等(2019)^[12]实证研究发现互联网红利的显现与经济发展水平、资源分布以及教育程度等因素相关,乡村居民可获得资源水平、教育程度以及营商环境不及城镇居民,无法享受到与城镇居民相同的数字红利,导致城乡收入差距的进一步扩张。随着我国农业信息化建设进程的推进,城乡间“一级数字鸿沟”有了极大缓解。近年来,数字经济成为财政扶持的重点对象,地方政府提出了不少数字经济投资规划,但是乡村数字经济投资项目仍以信息基建资本投入为主导,城乡居民数字素养存在较大差异^[13]。而且我国资本布局呈现“资本和技能互补”,物质资本将通过城乡间劳动力资本差异进一步扩大城乡收入

差距。

综合考虑数字经济对城乡居民收入差距产生的正负影响效应,数字经济对城乡居民收入差距的影响趋势究竟为何?数字经济是利用数字科技对根植于产业内在要素的深度改造,不仅对市场潜力的增强和产业结构的优化有了更深刻的影响,而且对更深层次的专业化和复合化的知识和技能提出了需求。城乡间产业结构差异与数字经济逆向渗透趋势都将使得城镇的反哺作用愈加凸显。而且受制于农业生产率、高度内卷化以及低规模和低价值财产的束缚,当前我国农村居民收入问题的解决并不是靠农业,而是依靠农民外出打工获取的工资性收入。基于此,依据数字经济发展阶段特征对乡村居民工资性收入的影响加以分析,能够准确把握数字经济发展对城乡居民收入差距的影响趋势。徐春华等(2015)^[14]依据鲍莫尔—富克斯假说与面板数据模型,从理论和实证角度分析得出市场潜力、产业结构升级对城乡居民收入差距的影响呈与库兹涅茨曲线相反的 U 型关系。他们给出如下解释:一方面,市场潜力提升和产业结构升级都能促进企业选址该地区 and 塑造新业态,进而带来更多就业机会,缩小了呈现收入差距。另一方面,城镇居民凭借着人力资本优势在工资收入方面弃低择高的倾向,城市居民大多占据收入较高的技术依赖性岗位,这将加剧就业层级固化。由此可知,数字经济在赋能市场潜力和产业结构优化的同时很可能会存在 U 形关系。

数字经济发展早期,其发展模式主要以数字技术的推广为主,知识驱动力度较弱,因而此时数字技术所带来的新业态主要体现在产业末端,岗位对知识、技能的需求低,乡村居民仅需要掌握基本的数字设备和网络技术操作流程与部分机械化营业模式即可融入其中。由于我国早已于 2009 年跨越互联网普及对城乡居民收入差距的倒 U 型拐点^[15],近年来数字技术普及具有明显的惠农性,可以通过降低乡村居民的信息搜寻可变成本,提高搜寻效率,打破城乡就业机会和工资分布的离散性,进而有利于缩小城乡收入差距,而且工资性收

入作为驱动乡村居民收入增长的核心领域,也赋予其人力资本投资动力,缓解二级数字鸿沟。然而,随着数字技术的覆盖广度与深度逐步加强,深刻优化了传统产业结构和市场潜能,就业岗位的知识依赖性凸显,对人力资本提出了更高的匹配需求。乡村转移人口大多聚集于现代产业部门中的低技术依赖性岗位,不仅易遭受结构性失业风险,而且还为城镇居民弃低择高的择业倾向提供了条件。基于此,本文认为数字经济对城乡居民收入差距呈现U型影响趋势,而且前述的二级数字鸿沟是其影响路径中的重要中介变量。

二、计量模型、变量与数据说明

(一)模型设定

考虑到数据的可获得性,本文选择2013—2019年中国30个省份(除港澳台以及西藏)面板数据为样本^①,考察数字经济发展对城乡居民收入差距的影响。基于上述理论和文献分析,本文发现数字经济发展对城乡收入差距的影响很可能呈现U形趋势,因此本文在模型中引入数字经济各指标的二次项。对此,构建如下面板数据模型:

$$gap_{i,t} = \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 (X_{i,t})^2 + \gamma Control + \beta_3 + \sigma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 表示我国各省份($i=1,2,3,\dots,30$), t 代表年份($t=2013,\dots,2019$), gap 代表城乡居民收入差距, X 表示数字经济各指数, $Control$ 代表其他控制变量, δ 为省份固定效应, ε 为随机误差项。 β_1 为数字经济一次项的回归系数, β_2 为数字经济二次项的回归系数,二者大小与正负值可以表示数字经济对城乡收入差距影响效应的非线性特征, β_3 表示常数项。

(二)变量选择与测算

1. 被解释变量

城乡收入差距,考虑到国内学者常使用城乡居民收入比、消费支出比以及基尼系数等指标来衡量城乡收入差距,本文借鉴陈斌开等(2013)^[16]的做法,用城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均可支配收入来衡量城乡收入差距。同时,

作为对比,本文借鉴程名望等(2019)^[15]的做法,采用泰尔指数测算城乡收入差距,计算公式如式(2)所示:

$$Theil_t = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{I_{it}}{I_t} \right) \ln \left(\frac{\frac{I_{it}}{P_{it}}}{\frac{I_t}{P_t}} \right) \quad (2)$$

在式(2)中, $Theil_t$ 表示用泰尔指数表征的 t 年份城乡收入差距; I_{1t} 和 I_{2t} 分别表示 t 年份城市和乡村居民的人均可支配收入与地区常住人口的乘积; I_t 表示城乡居民总收入之和; P_{1t} 和 P_{2t} 分别表示 t 年份城镇和乡村地区常住人口。

为了研究不同收入类型下城乡居民收入差距的具体表现,本文分别引入城乡居民工资性收入比值、城乡居民经营净收入比值以及城乡居民收入比值作为被解释变量加以异质性分析,其中转移性收入由地方财政政策决定,与数字经济关联性并不强,因而并未纳入核算范围。

2. 核心解释变量

现有研究对于数字经济发展水平的研究尚处于初级阶段,对于其代理指标的选择意见不一。首先本文借鉴崔凯等(2020)^[17]关于农村数字经济指标体系的设计理念,从数字环境、产业数字化、数字产业化和数字经济发展潜力(本文使用居民数字素养表示)等一级层面构建指标体系以全面反映数字经济的发展程度。

(1)数字经济综合指数指标体系构建

对于信息基础设施水平,本文综合考虑刘军(2020)^[18]等基于互联网设施、信息设施指标的设定,按照选取与移动互联网、基础通信业硬件设施相关的光缆密度、移动基站密度、移动电话普及率以及人均接入宽带端口数作为测度指标。

对于数字产业化水平,本文借鉴温珺等(2020)^[19]对数字设备与服务供给的设定,选取人均电信业务量、人均软件业务收入、城镇单位信息传输、计算机服务与软件业从业人员占比进行加权测算。

^① 考虑到电子商务数据作为产业数字化水平测算的重要指标,但是该指标数据仅从2013年开始统计,且目前省级面板数据仅更新至2019年。

对于产业数字化水平,产业数字化不仅指企业上云、安装自动化系统等简单数字化转型模式,还包含企业生产与管理流程智能化、协同化等深度数字化转型模式。因而本文综合借鉴温珺等(2020)^[19]和赵涛等(2020)^[20]的指标选取,使用数字普惠金融指数、每百家企业电子销售额和每百家企业电子采购额作为企业数字化转型的整体应用能力的代表,数字化基础配置能力将以每百家企业的网站数与从事电子商务的企业比重表示。

关于居民数字素养水平,借鉴张艾莉等(2018)^[21]构建“互联网+”创新能力指标体系的具体思路,从资金投入和人力投入两个维度,分别使用研发经费强度,即规模以上工业企业研发经费占当年 GDP 的比重,以及平均受教育年限,其测度指标为(文盲人数 $\times 0$ + 小学学历人数 $\times 6$ + 初中学历人数 $\times 9$ + 高中学历人数 $\times 12$ + 中职学历人数 $\times 12$ + 大专以上学历人数 $\times 16$ + 研究生人数 $\times 19$)/地区统计样本总人数。

关于数字经济综合发展指数(基准),本文将使用改进的熵值法对数字经济综合指数及各分类明细指标进行测算,具体指标处理方式参考辛冲等(2019)^[22]。

由于当前学者对数字经济指标的设计存在一定主观性,为验证上述指标回归结果的稳健性,本文又借鉴赵涛等(2020)^[20]的做法从互联网发展和数字普惠金融两方面对数字经济综合发展指数(替换)进行衡量,分别选取移动电话普及率、人均电信业务收入以及数字普惠金融指数作为衡量指标的一部分。由于当前互联网普及率统计数据截至 2016 年,无法反映最新年份的发展状况。对此,本文借鉴刘军等(2020)^[18]的互联网发展指标选取方式,分别选用移动互联网用户人数占比和固定宽带用户人数占比代替。由于赵涛等(2020)^[20]选用城镇单位计算机服务和软件从业人员占比表征信息服务业发展水平,城镇单位就业人口与实际就业人口差异较大,统计信息存有一定偏差,而且当前计算机服务与软件业从业人数并不存在全口径的统计数据,为此选用计算机服务和软件行业固定资产投资占全社会固定资产投资比重表征。为保

证数据信息的准确性和客观性,统一选用改进的熵值法进行赋权。

3. 控制变量

基于现有文献的实证经验,不少因素会对城乡收入差距产生重要的影响,为了避免遗漏变量误差的影响,本文控制以下 6 个变量。

(1)对外开放程度。对外开放通过改变出口结构,进而影响市场主体对熟练劳动力和非熟练劳动力需求,扩大了城乡居民收入差距。因此,本文借鉴刘军等(2021)^[23]做法,使用对外进出口总额占 GDP 比重表示对外开发程度。

(2)外商直接投资。外商直接投资可以通过引入非农产业和劳动密集型产业吸收农村地区过剩劳动力就业,进而实现农业现代化和乡村转移人口收入的提升。本文借鉴李建军等(2020)^[24]做法,用外商直接投资总额占 GDP 比重表征。

(3)交通发达程度。交通基础设施发展可以促进农民就业非农化,进而为乡村居民带来明显的收入改善效果。本文借鉴欧阳志刚等(2020)^[25]的做法,使用单位省域面积的公路里程数表示。

(4)农业机械化水平。农业机械化水平越高越能提高农业生产效率,缓解部门间收入差距。本文借鉴李谷成等(2018)^[26]的做法,选取农业机械总动力表征农业资本投入与发展水平。

(5)财政支农支出占比。财政支农支出比重越高,地方财政扶持农业偏好越强,越有利于推进农业现代化,提高农民经营性收入,进而缓解城乡收入差距。本文使用财政农林水事业支出占本级财政支出总额表示。

(6)财政教育支出占比。近年来,我国财政支出取向实现了由建设性向民生性转型,李盛基等(2016)^[27]认为我国当前财政教育支出主要通过提高乡村教育基础设施水平,提高农村人力资本水平推动农业现代化生产水平,进而促进农民增收。本文使用财政教育支出占本级财政支出总额表示。

4. 中介变量

多数学者认为“城乡一二三级数字鸿沟”是影响数字经济与城乡收入差距经济关系的重要因素,

当前并未有学者提出系统的数字鸿沟测算方式,因此本文在考虑数据可获得性的基础上,依次引入指标衡量城乡一二级数字鸿沟。

(1)一级数字鸿沟主要反映数字基建和设备在城乡间的分布非均衡情况,而当前省级面板数据中与农村信息化相关的数据只有农村宽带接入用户数。本文使用城镇宽带接入用户率与农业宽带接入用户率的比值反映“一级数字鸿沟”的大小。

(2)二级数字鸿沟主要反映城乡居民获取、加工和利用信息能力在城乡间的分布非均衡情况,而受教育年限能够直接反映这部分能力。本文使用城乡居民受教育年限的比值反映“二级数字鸿沟”的大小。

5. 数据来源

考虑到城乡人均可支配收入数据从2013年才开始统计,而之前学者们对于乡村居民收入的衡量一般使用乡村居民人均纯收入。该口径与人均可支配收入衡量口径有较大差异,无法反映准确的城乡收入差距情况,此外与电子商务相关的数据也仅从2013年开始统计且未涉及港澳台以及西藏地区的数据。为此,本文选取我国2013—2019年30个省份面板数据进行实证分析。上述数据分别来源于2014—2020年《中国人口与就业统计年鉴》、国家统计局官网、各省份统计年鉴、北京大学数字金融研究中心所公布的《北京大学数字普惠金融指数报告》。表1为上述各变量的描述性统计结果。

表1 变量描述性统计

	变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	城乡居民收入比	210	2.57	0.36	1.85	3.56
	泰尔指数	210	0.09	0.04	0.02	0.19
	城乡居民工资性收入比	210	4.48	1.86	1.77	11.29
	城乡居民经营净收入比	210	0.77	0.25	0.33	1.67
	城乡居民财产性收入比	210	11.46	6.62	1.80	38.76
核心解释变量	数字经济综合指数(替换)	210	38.43	15.35	19.32	103.95
	数字经济综合指数(基准)	210	30.57	13.51	13.18	91.88
	信息基础设施水平	210	27.95	13.50	12.37	101.62
	居民数字素养	210	41.62	15.80	13.16	93.55
	数字产业化水平	210	22.84	14.16	10.39	110.00
	产业数字化水平	210	36.41	15.28	14.67	107.78
	对外开放程度	210	2.56	2.74	0.13	13.42
控制变量	外商直接投资	210	1.93	1.43	0.04	7.96
	交通发达程度	210	0.97	0.51	0.10	2.12
	农业机械化水平	210	1.71	0.81	0.33	4.33
	财政农业支出占比	210	11.55	3.30	4.11	18.97
	财政教育支出占比	210	16.15	2.55	9.89	20.99
中介变量	一级数字鸿沟	210	0.47	0.33	0.00	1.75
	二级数字鸿沟	210	1.003	0.001	1.001	1.005

四、实证结果与分析

(一)基准回归

本文采用固定效应模型估计式(1)。表2报告了数字经济综合指数对城乡居民收入差距影响效应的实证结果,其中为检验实证结论的稳健性,本文分别替换两种不同的城乡居民收入差距和数字经济综合指数进行实证分析,具体结果如表2的模型(1)—模型(4)显示:不管采用何种指标,数字经济综合指数的一次项系数皆显著为负且二次项系数(为避免多重共线性影响,核心解释变量二次项本文皆以去中心化后的指标相乘而得)显著为正,说明数字经济对城乡居民收入差距的影响趋势可能呈现U形曲线关系。由于以一次项和二次项是否显著所判断的U形关系可能呈现单调凹凸性曲线的特征。为避免该问题,Lind等(2010)^[28]提出了U形检验三步法:①核心解释变量的一次项和二次型系数相反且通过显著性检验;②要求各端点斜率要明显陡峭(正负性相反);③曲线拐点应在相应指标的样本区间内。本文依次就各模型的拐点、端点斜率进行测算,表3中呈现了表2的模型(1)—模型(4)中核心解释变量的U形关系检验结果,结果显示各模型所测拐点皆在样本区间内,而且区间端点处的斜率正负性相反,上述3点证明上文提出的U形假设成立。同时,从图1比较2019年数字经济综合指数与拐点信息发现,目前除北京、上海、浙江、广东、江苏、天津6个省份跨越拐点外,大部分省份仍处于拐点左侧,整体上数字经济发展仍有利于缩小城乡居民收入差距。

表2 数字经济影响城乡收入差距的非线性特征
(基准回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	城乡居民收入比	城乡居民收入比	泰尔指数	泰尔指数
数字经济综合指数(基准)	-0.00764 *** [-8.72]		-0.00112 *** [-13.69]	
数字经济综合指数(替换)				
数字经济综合指数(基准)	0.00009 *** [5.76]		0.00001 *** [7.70]	
数字经济综合指数(替换)		-0.00368 *** [-7.95]		-0.00057 *** [-13.20]
数字经济综合指数(替换)		0.00005 *** [4.34]		0.00001 *** [5.68]
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	2.79062 *** [30.09]	2.80127 *** [26.27]	0.12819 *** [13.58]	0.13157 *** [12.34]
样本数	210	210	210	210
拟合优度	0.685	0.636	0.845	0.797

注:***表示回归系数在10%水平上显著;[]内数据表示统计t值。

表 3 U 检验结果(基准回归)

模型	(1)		(2)		(3)		(4)	
因变量	城乡居民收入比		城乡居民收入比		泰尔指数		泰尔指数	
自变量	数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(替换)		数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(替换)	
β_1	-0.00764		-0.00368		-0.00112		-0.00057	
β_2	0.00009		0.00005		0.00001		0.00001	
拐点	44.61545		38.64256		38.1693		33.54054	
端点	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
端点值	13.18347	91.87853	19.3156	103.953	13.18347	91.87853	19.3156	103.953
斜率	-0.0053834	0.0080948	-0.0018397	0.0062168	-0.0007322	0.001574	-0.0002418	0.0011969
结论	U 形		U 形		U 形		U 形	

(二)数字经济各明细指标实证分析

为研究上述 U 形影响趋势的具体构成,本文将数字经济各明细指标及其二次项替换为式(1)的核心解释变量进行实证检验。表 4 回归结果显示信息基础设施、数字产业化与产业数字化水平的一次项系数显著为负且二次项系数显著为正。此外,本文依据表 5 呈现的 U 检验结果,证实了上述 3 项指标 U 形影响趋势的存在性。这表明短期内信息基础设施、数字产业化以及产业数字化水平的提升有利于缩小城乡居民收入差距,但是长期内将逐步转正呈现扩大趋势。由于数字经济不同指标的功能存在明显差异,其对劳动力市场的供需结构也将产生不同影响。

一方面,信息基础设施和数字产业化水平的提升主要通过去中心化的手段打破城乡劳动力市场存在的信息壁垒,实现乡村居民就业向现代化部门转移,弱化了摩擦性失业的负面影响,进而短期内有利于缩小城乡居民收入差距。而其为乡村居民所带来的知识溢出效应大多局限于产业末端,无法摆脱就业岗位低技术依赖性的束缚。随着信息基础设施普及和数字产业的发展,大量乡村转移人口通过城镇化路径大量聚集于现代产业部门的低技术依赖性行业,进而会对城乡居民收入差距产生不利的影响。

另一方面,产业数字化不仅指的是鼓励企业引入数字设备,还包括利用数字化设备对根植于产业内在要素进行深度改造,对更深层次的专业化和复合化的知识和技能提出了需求。因而早期产业数字化的发展仅仅实现了简单的数字设备引

入,具体功能仍然局限于乡村劳动力的部门间转移,有利于缩小城乡收入差距,但是产业数字化的进一步发展实现了产业内在要素的深度改造,产业结构优化趋势明显,对聚集于低技术依赖性岗位的需求产生了明显的挤出效应,进而会扩大城乡收入差距。此处值得说明的是,城乡居民的就业环境和行业特征也会对数字经济与城乡居民收入差距间经济关系产生显著影响,乡村居民大多集聚于低技术依赖性行业,而城镇居民可以凭借要素优势利用好数字红利进入高技术依赖性行业,长期的工作需求和竞争环境决定乡村居民大多局限于数字设备的消费、流通以及日常通讯应用,而城镇居民在利用数字科技的同时具备明显的“干中学效应”,这也进一步拉大了城乡收入差距。居民数字素养水平的一次项系数显著为负,二次项系数虽然为正,但是并未通过显著性检验,这表明居民数字素养水平对城乡居民收入差距的影响趋势呈现负向线性特征,居民数字素养的提升能够持续降低城乡居民收入差距。同时,本文将计算出信息基础设施水平、数字产业化、产业数字化水平的拐点值分别与 2019 年各指标水平相比较,结合图 1 发现目前仅有上海市的信息基础设施水平跨越拐点;北京、上海、浙江、广东 4 个省份数字产业化水平跨越拐点;北京、上海、广东、山东、海南、内蒙古 6 个省份的产业数字化水平跨越拐点。为了检验上述结果的稳健性,本文将使用泰尔指数替换城乡居民可支配收入比值衡量城乡居民收入差距,重新进行实证分析,具体结果如表 4 和表 5 的模型(5)—模型(8)所示,实证结论依然成立。

表 4 数字经济影响城乡收入差距的非线性特征(数字经济明细指标回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	城乡居民收入比	城乡居民收入比	城乡居民收入比	城乡居民收入比	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
基础设施水平	-0.00704 *** [-5.77]				-0.00112 *** [-10.21]			
基础设施水平平方项	0.00005 *** [3.38]				0.00001 *** [6.60]			
数字产业化水平		-0.00360 *** [-8.87]				-0.00053 *** [-11.91]		
数字产业化水平平方项		0.00003 *** [5.22]				0.00001 *** [4.88]		
产业数字化水平			-0.00424 *** [-5.23]				-0.00059 *** [-6.12]	
产业数字化水平平方项			0.00004 *** [4.40]				0.00001 *** [4.79]	
居民数字素养				-0.00411 * [-1.91]				-0.00068 ** [-2.44]
居民数字素养平方项				0.00002 [0.55]				0.00001 [1.49]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2.93543 *** [22.97]	2.88474 *** [24.58]	2.84610 *** [23.19]	3.01933 *** [17.19]	0.14765 *** [10.92]	0.14585 *** [10.54]	0.13605 *** [9.53]	0.16948 *** [7.55]
样本数	210	210	210	210	210	210	210	210
拟合优度	0.591	0.563	0.579	0.424	0.766	0.665	0.688	0.486

注:*、**、*** 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著;[]内数据表示统计 t 值。

表 5 U 检验结果(数字经济明细指标回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
因变量	城乡居民收入比	城乡居民收入比	城乡居民收入比	城乡居民收入比	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
自变量	基础设施水平	数字产业化	产业数字化	居民数字素养	基础设施水平	数字产业化	产业数字化	居民数字素养
β_1	-0.00704	-0.00360	-0.00424	-0.00411	-0.00112	-0.00053	-0.00059	-0.00068
β_2	0.00005	0.00003	0.00004	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
拐点	66.39366	52.84428	50.55076	107.6181	50.80762	47.01217	37.85547	52.71622
端点	Min	Min	Min	Min	Min	Min	Min	Min
	Max	Max	Max	Max	Max	Max	Max	Max
端点值	12.3652	101.6223	10.39136	110	14.67235	107.7778	13.15531	93.54598
斜率	-0.0057278	0.0037348	-0.0028959	0.0038988	-0.0030073	0.0047967	-0.0036094	-0.0005377
结论	U 形	U 形	U 形	负向线性	U 形	U 形	U 形	负向线性

(三)基于不同收入类型城乡居民收入差距指标的异质性分析

数字经济发展对不同收入类型的城乡居民收入差距的影响效应存在显著的异质性。因而本文依次选用城乡居民工资性收入差距、城乡居民经营净收入差距以及城乡居民财产性收入差距,替换为式(1)被解释变量进行实证分析,具体实证结果如表 6 的模型(1)—模型(3)所示。数字经济综合指数对城乡居民工资性收入差距和城乡居民财产性收入差距的影响效应皆呈现一次项回归系数显著为负和二次项回归系数为正的影响趋势,结合表 7 的 U 检验结果,可以判断数字经济发展对城乡居民工资性收入差距和财产性收入差距的影响效应呈现 U 形。

对此,本文给出如下解释:数字经济发展初期实现了居民就业的部门间转移,为其提供了优惠

的数字化金融服务条件,进而有利于实现乡村居民的工资性收入与财产性收入的快速提升。但是,数字经济进一步发展会对劳动力市场的供需结构产生明显的冲击影响,进而扩大了城乡居民的工资性收入差距。目前乡村居民持有的财产规模和价值不足,而且农业部门生产效率低下且内卷化倾向严重,因而乡村居民财产性收入的积累大多依赖于外出打工形成的工资性收入,二者影响趋势具有一致性。

值得注意的是,数字经济对城乡居民经营净收入差距的一次项回归系数显著为正,而二次项回归系数显著为负,结合表 7 中 U 检验结果可以判断出,数字经济对呈现城乡居民经营净收入差距的影响趋势呈现倒 U 形。数字经济发展初期对农业的渗透性较弱,此外我国农业发展基础薄弱,生产效率低下,因而早期数字经济发展会扩大城

乡居民经营净收入差距。随着数字经济发展,其对农业的渗透作用逐步凸显,而且数字经济在引导乡村居民非农就业的同时减弱了乡村过剩劳动力的束缚,也扩大了农产品需求市场的覆盖范围,农产品需求的提升和农业过剩劳动力的逐步转移对农业资本有机构成的优化提出了新的发展需求,提高了农业发展的技术依赖性。同时,由于长期工农剪刀差的影响,农业的发展和提升空间更广阔,而且农业凭借着丰裕的土地和自然资源以及污染低的生态环境较现代部门有着明显的优势。

为比较当前我国数字经济发展对不同类型收入差距的影响效应,本文从图 1 可知,2019 年我国各省份数字经济综合指数水平皆已跨越城乡居民工资性和经营净收入差距的拐点,分别呈现显著的扩大和缩小趋势,当前仅有北京市和上海市财产性收入差距跨越拐点,总体上数字经济发展有利于缩小城乡居民财产性收入差距。本文替换数字经济指标进行重新回归分析,实证结果如表 6 的模型(4)—模型(6)所示,可以发现各项数字经济的回归系数方向、大小与显著性检验皆未发生明显改变,实证结论具有一定的稳健性。

表 6 数字经济影响城乡收入差距的非线性特征(不同收入类型回归)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	城乡居民工资性收入比	城乡居民经营净收入比	城乡居民财产性收入比	城乡居民工资性收入比	城乡居民经营净收入比	城乡居民财产性收入比
数字经济综合指数(基准)	-0.03326 *** [-4.52]	0.00382 ** [2.11]	-0.18042 *** [-2.83]			
数字经济综合指数(基准)平方项	0.00061 *** [2.98]	-0.00009 ** [-2.48]	0.00150 * [1.96]			
数字经济综合指数(替换)				-0.01752 *** [-4.44]	0.00236 ** [2.19]	-0.09085 ** [-2.67]
数字经济综合指数(替换)平方项				0.00035 ** [2.50]	-0.00006 *** [-2.95]	0.00158 * [1.80]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.64774 *** [8.86]	0.49800 ** [2.71]	20.39639 *** [5.14]	6.98640 *** [10.02]	0.46191 ** [2.47]	18.90468 *** [5.71]
样本数	210	210	210	210	210	210
拟合优度	0.507	0.271	0.146	0.487	0.273	0.137

注: *、**、*** 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著;[] 内数据表示统计 t 值。

表 7 U 检验结果(不同收入类型回归)

模型	(1)		(2)		(3)	
因变量	城乡居民工资性收入比		城乡居民经营净收入比		城乡居民财产净收入比	
自变量	数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(基准)	
β_1	-0.03326		0.00382		-0.18042	
β_2	0.00061		-0.00009		0.00150	
拐点	27.16248		22.19755		60.33853	
端点	Min	Max	Min	Max	Min	Max
端点值	13.18347	91.87853	13.18347	91.87853	13.18347	91.87853
斜率	-0.0053834	0.0080948	0.0015493	-0.0119766	-0.1410027	0.0943107
结论	U 形		倒 U 形		U 形	

(四) 中介机制分析

不少学者认为 ICT 既会在城乡居民间形成“数字鸿沟”,又有利于弥合“数字鸿沟”,进而对城乡居民收入差距产生影响,可见“数字鸿沟”是数字经济影响城乡居民收入差距的重要路径。然而,当前并没有学者对其具体影响进行实证研究。本文按照既有学者的观点将“数字鸿沟”分为“一

级数字鸿沟”与“二级数字鸿沟”两类,并将其分别引入基准回归方程,以考察“数字鸿沟”在数字经济对城乡居民收入差距影响路径中的具体作用。本文首先研究数字经济发展对数字鸿沟的影响效应,将式(1)的被解释变量分别替换为一级数字鸿沟和二级数字鸿沟,具体实证结果如表 8 的模型(3)和模型(7)所示,数字经济对一级数字鸿沟的

一次项回归系数显著为正,二次项系数显著为负,而数字经济对二级数字鸿沟的一次项回归系数显著为负,二次项回归系数显著为正。结合表9的U检验结果,本文发现数字经济对一级数字鸿沟影响呈现倒U形影响趋势,而对二级数字鸿沟影响呈现U形影响趋势。通过表9测算的拐点信息可知,数字经济发展对数字鸿沟呈现明显的阶段性影响特征,数字经济综合指数小于23.78时城市凭借要素优势优先加大了一级数字鸿沟;大于23.78时,城市信息设备和基建基本完善缩小了一级数字鸿沟;位于[23.78,48.46]区间时信息共享降低乡村居民就业搜寻成本有利于人力资本积累,进而缩小了二级数字鸿沟;大于48.46时,技术冲击和城市化边际效益递减的影响,对乡村居民工资性收入产生负面影响进而扩大了二级数字鸿沟。

本文在式(1)基础上引入一二级数字鸿沟作

为中介变量,以考察一二级数字鸿沟对城乡居民收入差距的影响效应,具体实证结果如表8的模型(1)和模型(5)所示。数字经济一二级数字鸿沟的回归系数虽然都为正,但是一级数字鸿沟的影响却不显著,二级数字鸿沟影响显著。通过进一步比较数字经济对一二级数字鸿沟影响效应的拐点数据和2019年各省份数字经济水平可知(见图1),北京、上海、浙江、广东、江苏、天津6省份跨越了二级数字鸿沟的U型拐点,该结果与基准回归测算结论一致,且二级数字鸿沟的U型中介传导机制显著,说明二级数字鸿沟是导致数字经济影响城乡居民收入差距U形关系的关键机制。为确保实证结论的稳健性,本文在表8和表9中同时引入替换数字经济综合指数后的中介机制实证结果和U检验结果,证明上述实证结论具有稳健性。

表8 数字经济影响城乡收入差距的非线性特征(中介机制检验)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
变量	城乡居民收入比	城乡居民收入比	一级数字鸿沟	一级数字鸿沟	城乡人均收入比	城乡人均收入比	二级数字鸿沟	二级数字鸿沟
数字经济综合指数(基准)	-0.00788 *** [-9.18]		0.01754 *** [5.96]		-0.00701 *** [-9.04]		-0.00003 *** [-4.27]	
数字经济综合指数(基准)平方项	0.00009 *** [5.10]		-0.00037 *** [-4.24]		0.00008 *** [5.50]		3.20e-07 * [1.94]	
数字经济综合指数(替换)		-0.00375 *** [-7.72]		0.01098 *** [7.46]		-0.00330 *** [-7.96]		-0.00002 *** [-5.21]
数字经济综合指数(替换)平方项		0.00005 *** [4.48]		-0.00024 *** [-3.95]		0.00004 *** [4.04]		2.43e-07 ** [2.62]
一级数字鸿沟	0.01367 [0.51]	0.00633 [0.23]						
二级数字鸿沟					20.29739 * [1.75]	21.77242 * [1.83]		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	2.78765 *** [30.60]	2.80098 *** [26.36]	0.21677 [0.82]	0.04568 [0.23]	-1.8e+01 [-1.51]	-1.9e+01 [-1.60]	1.00400 *** [925.50]	1.00387 *** [913.22]
样本数	210	210	210	210	210	210	210	210
拟合优度	0.686	0.636	0.513	0.513	0.699	0.652	0.207	0.220

注: *、**、*** 分别表示回归系数在1%、5%、10%水平上显著;[]内数据表示统计t值。

表9 U检验结果(中介机制检验)

模型	(3)		(4)		(7)		(8)	
因变量	一级数字鸿沟		一级数字鸿沟		二级数字鸿沟		二级数字鸿沟	
自变量	数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(替换)		数字经济综合指数(基准)		数字经济综合指数(替换)	
β_1	0.01754		0.01098		-0.00003		-0.00002	
β_2	-0.00037		-0.00024		3.20e-07		2.43e-07	
拐点	23.77883		23.20873		48.45571		35.9311	
端点	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
端点值	13.18347	91.87853	19.3156	103.953	13.18347	91.87853	19.3156	103.953
斜率	0.0078173	-0.0502442	0.0018415	-0.0381931	-0.0000226	0.0000278	-8.07e-06	0.0000331
结论	倒U形		倒U形		U形		U形	

(五) 稳健性检验

为确保上述实证结论的可靠性和稳健性,本文选用下述三类方式对实证模型的稳健性进行检验。

1. 替换被解释变量

本文不仅使用城乡居民可支配收入的比值作为城乡居民收入差距的衡量指标,而且还使用泰尔指数进行重新回归分析,在替换被解释变量进行重新回归后,实证结果皆表明本文得到的实证结论具有稳健性。

2. 替换核心解释变量

由于目前学者们并未建立统一的数字经济综合指数,本文一方面只能尽可能在学者们已有的研究基础上构建完善的数字经济指标体系,另一方面使用学者们构建的其他数字经济指标体系替换后进行重新回归分析。上述实证结论皆一致,说明实证结论具有稳健性。

3. 内生性问题处理

本文选用当前学术界普遍认可的面板工具变量法对上述方程进行内生性处理。对于工具变量的选取,本文借鉴陈维涛等(2019)^[29]的做法,用2001年各省份人均邮电业务量与全国互联网投资额滞后一期乘积项作为数字经济综合指数的工具变量,选择该工具变量的原因在于:一方面,地区的邮电业务量能够代表地区电信技术应用和发展水平,也必将对地区数字经济水平产生影响;另一方面,2001年我国信息技术应用和发展技术较为落后,而且滞后期的历史数据并不会对2013—2019年城乡收入差距产生影响。因而,本文选取的该工具变量满足外生性与内生变量相关的要求,变量的选取具有合理性。由于本文同时引入数字经济一次项和二次项表征其产生的非线性影响效应,因而本文也同时引入人均邮电业务量与全国互联网投资额滞后一期和其去中心化的二次项作为工具变量,面板工具变量法回归结果显示本文选取的变量拒绝了无法识别和弱工具变量的原假设,证明了工具变量选取的合理性。同时,工具变量回归结果皆与上文结论相一致,表明上文

结论具有稳健性。由于篇幅限制,工具变量回归结果不在文中显示。

五、结论与政策建议

(一) 结论

(1)数字经济对城乡居民收入差距的影响呈现先下降后上升的“U型”趋势,2019年我国数字经济除北京、上海、浙江、广东、江苏、天津6个省份跨越拐点,其余24个省份处于拐点左侧,数字经济发展整体上仍有利于缩小城乡收入差距。

(2)信息基础设施、数字产业化与产业数字化对城乡居民收入差距的影响呈现“U型”趋势,而居民数字素养对城乡居民收入差距的影响呈现“负向线性”趋势,2019年各明细指标跨越拐点的仍为少数东部地区,各明细指标水平的提升整体有利于缩小城乡收入差距。

(3)由于市场竞争机制、产业发展空间与要素优势的影响,数字经济对城乡居民工资性收入差距和财产性收入差距影响呈现“U型”,而对城乡居民经营性收入差距影响呈现“倒U型”。

(4)数字经济对“城乡数字鸿沟”呈现阶段性影响特征,其中“可鉴别与利用程度”差异化带来的数字鸿沟是数字经济影响城乡居民收入差距的关键机制。

(二) 政策建议

(1)数字经济发展并非必然扩大城乡收入差距,对数字技术的“可鉴别与利用程度”是制约数字经济“后发优势”释放的关键因素,且是扩大城乡收入差距的重要原因。政策重点在于降低乡村居民人力资本成本和信息壁垒,弱化摩擦性失业产生的负面影响,实现乡村居民就业的部门间转移。目前,部门间转移并没有从根本上改变城乡收入差距。其原因在于,数字经济通过优化产业结构,带来城乡居民的就业分层固化,农村转移劳动力在低技术依赖性行业集聚对其工资性收入提升产生制约作用。受制于农村居民较低的财产性收入,其工资性收入的制约作用将愈加凸显。

在实现共同富裕的目标导向下,政府不仅要

注重城镇化的引导作用,还要打破农村劳动力转移中可能存在的经济要素约束。首先,要继续加快户籍制度改革,健全乡村居民入城的社会保障体系,进一步完善城镇保障性住房普惠机制,提高城乡居民教育公平程度。其次,通过政府补贴、税收优惠等手段鼓励职业培训团队加大针对性培训,为集聚于低技术依赖性行业的农村转移人口提供优质普惠的专业化就业服务,并加强政企合作,为农村转移人口提供“技能培训—实习—就业”一条龙服务。最后,发挥数字普惠金融的成本优势,通过政府补贴和成立风险担保基金等手段为农村居民提供优惠的信贷服务。同时,为调动农村转移劳动力接受教育、提高就业能力的积极性,相关部门可以为相应优惠政策提供一定的阶段性奖励机制,以弱化低技术依赖性就业可能产生的回流。

(2)数字经济发展对城乡居民经营净收入差距的影响呈现明显的“倒U型”趋势,农业数字化转型应成为乡村振兴政策的着力点之一。以数字化技术为依托发展农业生态旅游、农业文化交流等新型服务业业态可进一步挖掘市场潜力,带动农业原材料供给和农产品加工制造领域的发展。地方政府的支农和教育投入不能局限于电子商务等领域,而应通过数字化技术打通城乡市场,发挥农业的自然属性及优势,不断创新服务业业态。农产品生产、加工以及智能决策管理应是数字化背景下政府支农政策的重点。

(3)弱化农业低技术依赖性,增强数字资本的可持续发展优势。短期内,产业数字化投入仍会产生明显的政府依赖。政府可对于具有不同要素禀赋和收益能力的经营主体提供差异化的补贴机制。构建市场主体间利益共享机制。中央财政要注重发挥不同地区的相对优势,通过引入区域间合作共赢机制,实现“以大带小”“以强扶弱”的帮扶机制。

参考文献:

[1] 刘晓倩,韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业技术经济,2018(9): 123-134.

[2] 韩长根,张力. 互联网普及对于城乡收入分配的影响——基于我国省际面板数据的系统GMM分析[J]. 经济问题探索,2017(8): 18-27.

[3] DEKKER R, ENGBERSEN G. How social media transform migrant networks and facilitate migration [J]. Global networks, 2014,14(4):401-418.

[4] 刘涛,王波,李嘉梁. 互联网、城镇化与农业生产全要素生产率[J]. 农村经济,2019(10): 129-136.

[5] 邹克,倪青山. 普惠金融促进共同富裕:理论、测度与实证[J]. 金融经济研究,2021,36(5):48-62.

[6] 何宗樾,宋旭光. 数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J]. 经济学家,2020(5): 58-68.

[7] 王颂吉,白永秀. 城乡要素错配与中国二元经济结构转化滞后:理论与实证研究[J]. 中国工业经济,2013(7): 31-43.

[8] 刘心怡,黄颖,黄思睿,等. 数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J]. 金融经济研究,2022,37(1): 135-149.

[9] 张月玲,林锋,陈宝国. 中国区域资本积累、要素匹配与动态效率差异[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2016,36(12):23-34.

[10] 钟文,钟昌标,郑明贵. 资本匹配、创新力培育与区域协调发展:理论机制与经验证据[J]. 科技进步与对策,2020,37(18):36-43.

[11] GRISHCHENKO N. The gap not only closes: resistance and reverse shifts in the digital divide in Russia [J]. Telecommunications policy, 2020,44(8):1-15.

[12] 贺娅萍,徐康宁. 互联网对城乡收入差距的影响:基于中国事实的检验[J]. 经济经纬,2019,36(2):25-32.

[13] 樊轶侠,徐昊. 财政助力数字经济高质量发展:核心机理与经验启示[J]. 改革,2020(8):83-91.

[14] 徐春华,刘力. 省域市场潜力、产业结构升级与城乡收入差距——基于空间关联与空间异质性的视角[J]. 农业技术经济,2015(5):34-46.

[15] 程名望,张家平. 互联网普及与城乡收入差距:理论与实证[J]. 中国农村经济,2019(2):19-41.

[16] 陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学,2013(4):81-102, 206.

[17] 崔凯,冯献. 数字乡村建设视角下乡村数字经济指标体系设计研究[J]. 农业现代化研究,2020,41(6): 899-909.

- [18]刘军,杨渊鋆,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):81-93.
- [19]温珺,阎志军,程愚.数字经济驱动创新效应研究——基于省际面板数据的回归[J].信息系统工程,2020(3):31-38.
- [20]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.
- [21]张艾莉,张佳思.以“互联网+”为驱动的制造业创新能力评价[J].统计与信息论坛,2018,33(7):100-106.
- [22]辛冲冲,陈志勇.财政分权、政府竞争与地方政府财政汲取能力——基于动态空间面板模型的实证分析[J].山西财经大学学报,2019,41(8):1-16.
- [23]刘军,曹雅茹,鲍怡发,等.制造业智能化对收入差距的影响研究[J].中国软科学,2021(3):43-52.
- [24]李建军,彭俞超,马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究,2020,55(4):37-52.
- [25]欧阳志刚,陈普.要素禀赋、地方工业行业发展与行业选择[J].经济研究,2020,55(1):82-98.
- [26]李谷成,李焯阳,周晓时.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?[J].中国农村经济,2018(11):112-127.
- [27]李盛基,吕康银,金凤龄.财政教育支出减贫的空间溢出效应分析[J].税务与经济,2016(6):48-52.
- [28]LIND J T, MEHLUM H. With or without U? the appropriate test for a U-shaped relationship [J]. Oxford bulletin of economics & statistics, 2010,72(1):109-118.
- [29]陈维涛,韩峰,张国峰.互联网电子商务、企业研发与全要素生产率[J].南开经济研究,2019(5):41-59.

(本文责编:辛 城)