

数字经济赋能共同富裕的路径研究

——基于城乡均衡发展的视角

张 瑶¹, 杨博旭², 黄 莉³

(1. 烟台理工学院 经济管理学院, 山东 烟台 264003; 2. 中国社会科学院 数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;
3. 厦门理工学院 经济与管理学院, 福建 厦门 361024)

摘 要: 数字经济作为驱动产业转型、推动经济高质量发展的重要抓手, 其在推动共同富裕、统筹城乡协调均衡发展中的作用尚不明确。基于城乡均衡发展视角, 选取 2011—2020 年 201 个地级市面板数据, 实证探析数字经济影响共同富裕的路径机制。结果表明, 数字经济整体上对城乡均衡发展具有抑制效应, 且这一影响存在典型的“俱乐部收敛”现象, 表现为在东部地区会抑制城乡均衡发展, 在中部地区有利于推进城乡均衡发展。同时, 地区经济发展水平在这一影响路径中存在双重门槛效应, 随着经济水平提升, 数字经济对城乡均衡发展的影响表现为“先抑制、后促进、再抑制”的趋势。研究结论对中国依托数字经济发展, 实现在高质量发展中促进共同富裕提供了理论参考。

关键词: 数字经济; 城乡均衡发展; 区域异质性; 共同富裕

中图分类号: F49

文献标识码: A

文章编号: 1004-292X(2023)06-0123-06

Research on the Path of Digital Economy Enabling Common Prosperity : Based on the Perspective of Urban-Rural Balanced Development

ZHANG Yao¹, YANG Bo-xu², HUANG Li³

(1. School of Economics and Management, Yantai Institute of Technology, Yantai Shandong 264003, China; 2. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China; 3. School of Economics and Management, Xiamen University of Technology, Xiamen Fujian 361024, China)

Abstract: As an important starting point to drive industrial transformation and promote high-quality economic development, the role of digital economy in promoting common prosperity and coordinating urban-rural balanced development is still unclear. Based on the perspective of urban-rural balanced development, the panel data of 201 prefecture-level cities from 2011 to 2020 were used to empirically analyze the path mechanism of digital economy affecting common prosperity. The results show that the digital economy has an inhibitory effect on the urban-rural balanced development on the whole, and this effect has a typical phenomenon of "club convergence", which is manifested as inhibiting the urban-rural balanced development in the eastern region and promoting the urban-rural balanced development in the central region. The regional economic development has a double threshold effect in the above relationship. With the improvement of economic level, the impact of digital economy on the urban-rural balanced development shows a trend of inhibiting at first, then promoting, and then inhibiting. The Conclusion provides theoretical reference for promoting common prosperity in the high-quality development re-lying on the digital economy development.

Key words: Digital economy; Urban-rural balanced development; Regional heterogeneity; Prosperity in common

一、引言

党的二十大报告指出, “中国式现代化是全体人民共同富

裕的现代化”, 并强调“提高公共服务水平, 增强均衡性和可及性, 扎实推进共同富裕”。现阶段, 中国发展不平衡、不充分问

基金项目: 国家自然科学基金重点项目 (71932009); 国家社会科学基金青年项目 (21CGJ024); 中国社会科学院创新工程项目 (IQTE2023-08)。

作者简介: 张瑶, 烟台理工学院经济管理学院博士研究生, 研究方向: 战略管理、创新管理; 杨博旭 (通讯作者), 博士, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 研究方向: 创新地理学; 黄莉, 厦门理工学院经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 数字金融、绿色金融。

题突出,缩小地区差距、城乡差距、收入差距是实现共同富裕的主攻方向^[1]。从全国范围来看,制约区域均衡发展的主要障碍在农村,缩小城乡收入差距是推动城乡均衡发展的目标和基础,更是实现共同富裕的本质要求。在过去10年里,中国基尼系数依然维持在0.46~0.47,超出警戒线0.4,城乡收入差距尚未进入持续下降的转折期^[2]。如何缩小城乡收入差距、促进城乡均衡发展,是中国实现在经济高质量发展中促进共同富裕亟待解决的问题。

随着数字经济时代的到来,中国数字经济规模持续增长,截至2021年,数字经济规模超过45万亿元,占GDP比重近四成。通过将数字化技术融入农业、工业、医疗、教育、能源等行业领域,加速经济结构转型、产业深度融合和资源整合,成为推动社会和经济发展的新动能^[3]。但是,数字经济对于是否有效缩小城乡差距方面尚不明确。一方面,数字技术在农业领域的应用,有助于促进农民增收创富,缓解城乡差距、推动城乡均衡发展^[4];另一方面,“数字鸿沟”正在扩大地区和不同群体之间的不平衡发展^[5],不利于实现共同富裕。

因此,厘清数字经济在促进均衡发展的理论机制,对于促进共同富裕具有重要的理论意义。虽然已有研究在数字经济与共同富裕的关系方面进行了一些探索,但依然存在一定不足。首先,在研究对象上,现有研究大多从省级层面探析数字经济与城乡均衡发展之间的关系,而在中国情境下,由于大多省份面积较大,且省内经济发展和资源禀赋等方面存在较大差距^[6],进而导致研究结果存在偏差。其次,不同地区经济发展、营商环境、创新能力之间的差距^[7],也会导致数字经济对城乡均衡发展的影响存在异质性。基于城乡均衡发展视角,探析数字经济赋能共同富裕的路径机制具有重要现实意义。

文章选取2011—2020年201个地级市层面的面板数据,探索数字经济对城乡均衡发展的影响机制,以及上述关系的地区异质性和门槛效应。研究可能产生的边际贡献在于:首先,基于城乡均衡发展视角,探析数字经济促进共同富裕的作用机制,拓展了共同富裕的路径机制研究。如何缩小城乡收入差距、推进城乡均衡发展是经济学家关注的重要话题,已有研究针对城乡收入差距的形成机制开展一系列研究^[8],文章在数字经济蓬勃发展的背景下,将数字经济与城乡收入差距纳入同一研究框架,是对城乡均衡发展研究的进一步拓展。其次,由于各地区在资源禀赋、地理位置等方面的差异^[9],经济发展的区域异质性一直是学者们关注的热点,由于数字经济具有普惠性、共享性等特征,其区域异质性尚未明确,文章通过探索数字经济影响城乡均衡发展的区域异质性,进一步强化了数字经济特征的研究。最后,门槛效应检验拓展了数字经济的非线性影响机制,经济发展水平的差异导致当地在数字基础设施和数字化战略方面的不同^[10],进而导致数字经济对城乡均衡发展的不同影响。

二、文献回顾与研究假设

随着中国进入经济高质量发展的新发展阶段,数字经济促进共同富裕的关键在于实现区域均衡发展,主要通过缩小收入差距和收入分配差距两种路径实现,而缩小收入差距既是城乡

均衡发展的目标和表现,又是共同富裕的本质要求,故对城乡均衡发展的研究重点聚焦在如何缩小城乡收入差距,基于数字经济的不同视角分析其对城乡收入差距的影响机制^[11]。收入差距问题是中国经济转型过程中的艰巨任务,农村居民的收入水平远低于城镇,是当前收入分配不均衡的重要表现,其本质是城乡收入差距问题^[12]。已有研究表明,农村居民的收入情况对城乡收入差距有直接影响^[13]。

农村居民取得收入的主要方式是从事农业和非农业两方面。数字经济的发展可以通过降低信息获取成本,有效地获取商品价格信息和市场供求信息,打破地域与时空的限制,为农民学习最新农业技术和农业改良实践提供保障,提高农业生产效率、推动营销模式创新,从而提高农村居民的农业收入;同时,农民可以利用微信公众号、就业网站和APP等公共媒体资源快速获取相关的行业资讯和招聘信息,及时了解市场动态,针对市场变化采取相应的有效措施,从而通过促进非农就业来提高其收入^[14]。数字经济可以利用其普惠性和共享性,与农村生产、就业、生态相结合,使农村获得“后发优势”,降低生产成本,改善基础设施建设,从而缓解城乡发展的不均衡,缩小收入差距^[15]。随着“数字革命”向“数字机遇”的逐步转化,“数字红利”日益呈现,诸多学者证实了数字金融能够通过缓解金融约束、增加可得性、降低服务门槛等方式,精准服务于特定对象与群体,提高收入、改善收入不对称,进而缩小城乡收入差距^[16]。另外,互联网的普及、区块链等技术的发展也给数字减贫和农村创新发展提供了更多机会,从而改善城乡收入分配的不均衡情况^[17]。故文章提出假设如下:

假设 H1: 数字经济发展能够推动城乡均衡发展。

地区间经济发展存在差异、城乡发展不均衡与经济体制有着密切关系,不同地区的发展战略会导致城乡居民收入差距的异质性^[5]。中国地区之间经济增长的趋同具有异质性,并表现出典型的“俱乐部收敛”现象^[18]。经济发展较快的地区,由于财政支出的城市偏向性,以及要素市场对劳动力资源的分配不合理等倾向于城市发展的地方经济政策会引起城乡收入差距的持续增大^[19]。伴随数字经济日益成为驱动经济发展的新动力,以大数据、移动互联网、人工智能等为代表的数字技术在城乡之间仍然存在不均衡发展,同时,城乡居民的数字素养也存在差异,对数字技术的学习和应用程度并不同步,会给城乡间造成“数字鸿沟”,反而加剧了收入差距。已有研究显示,数字经济对其的影响呈先降后升的“U”型趋势,且具有区域异质性,东部地区呈现扩大态势,中部、西部地区呈缩小态势^[20]。因此,文章认为数字经济与城乡均衡发展可能存在非线性关系,故提出假设如下:

假设 H2: 数字经济对城乡均衡发展的影响中存在地区经济发展水平的门槛效应。

三、研究设计

1. 模型构建

(1) 基准回归模型

根据前文理论分析,假设数字经济与城乡均衡发展存在线性关系,建立基准线性回归模型如下:

$$Gap_{it} = \alpha_i + \beta_1 Dli_{it} + \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Gap_{it} 表示被解释变量, α_i 为常数项, Dli_{it} 代表解释变量, X_{it} 为控制变量, ε_{it} 为随机误差项, 下标 i, t 分别为城市和年份。

(2) 面板门槛模型

为深入研究地区经济发展水平的门槛效应在数字经济与城乡均衡发展之间是否存在, 文章选取数字经济发展指数作为核心解释变量, 经济发展水平($Ecod$)为门槛变量, 建立门槛面板模型如下:

$$Gap_{it} = \tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_1 Dli_{it} Q(Ecod \leq \gamma_1) + \tilde{\beta}_2 Dli_{it} Q(\gamma_1 < Ecod \leq \gamma_2) + \dots + \tilde{\beta}_3 Dli_{it} Q(\gamma_{n-1} < Ecod) + \theta_i X_{it} + \delta_{it} \quad (2)$$

在式中, $Ecod_{it}$ 为门槛变量, Q 在门槛变量符合条件时取 1, 否则取 0。 $\tilde{\theta}_i$ 为控制变量系数, δ_{it} 为随机误差项, $\tilde{\beta}_1$ 、 $\tilde{\beta}_2$ 、 \dots 、 $\tilde{\beta}_3$ 为核心解释变量系数, $\tilde{\alpha}_i$ 为常数项。

2. 变量选取

(1) 被解释变量

城乡均衡发展(Gap)。目前中国城乡均衡发展的主要短板在农村, 缩小城乡收入差距是推进城乡均衡发展、促进共同富裕的重要着力点^[1]。因此, 选取城乡收入差距来衡量城乡均衡发展水平, 利用城镇与农村居民的人均可支配收入比作为评价指标。

(2) 核心解释变量

数字经济发展水平。借鉴赵涛等(2020)的研究方法, 采用互联网普及率、互联网相关从业人员数、互联网相关产出、移动互联网用户数、数字普惠金融发展五个方面的指标^[2], 建立数字经济指标体系, 具体如表 1 所示。利用熵值法测算得到各城市数字经济发展指数(Dli), 评价数字经济发展水平。

表 1 数字经济指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济发展水平	互联网普及率	每百人互联网用户数
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比
	互联网相关产出	人均电信业务总量
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数
	数字普惠金融发展	中国数字普惠金融指数

(3) 门槛变量

经济发展水平($Ecod$)。使用人均地区生产总值作为地区经济发展水平的测度指标, 并对数处理。

(4) 控制变量

为了降低遗漏变量产生的计量误差, 加入以下控制变量: 城镇化(Ur): 年末城镇常住人口/总人口; 政府财政支出(Gov): 地方一般公共预算支出/GDP; 产业结构高级化(TS): 第三产业与第二产业的产值之比; 产业结构合理化(TL): 产业结构泰尔指数, 借鉴干春晖等(2011)提出的方法计算泰尔指数, 作为衡量产业结构合理化的指标^[2]; 对外开放水平($open$): 进出口总额/GDP; 创新能力(pat_inv): 当年发明专利授权量取对数。

3. 数据来源

文章使用的城镇和农村居民人均可支配收入、数字经济发展指数中各指标数据、人均地区生产总值、年末居民人口数、全国及各产业产值、进出口总额、发明专利授权量等数据来自

历年的《中国城市统计年鉴》, 数字普惠金融指数来自《北京大学数字普惠金融指数报告》, 地区生产总值、地方一般公共预算支出数据来源于国家统计局官网, 对数据缺失较多的城市以及统计口径不一致导致数据不可收集的城市进行剔除, 少量缺失数据用均值法插补, 最终得到 2011—2020 年中国 201 个地级市的面板数据作为研究样本。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

符号	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Gap	1809	2.382	0.484	1.495	4.626
Dli	1809	0.014	0.016	0.001	0.167
$Ecod$	1809	10.687	0.592	8.773	12.579
Ur	1809	0.544	0.140	0.214	0.950
Gov	1809	0.192	0.096	0.059	0.704
TS	1809	6.520	0.338	5.675	7.652
TL	1809	0.295	0.206	0.000	1.722
$open$	1809	0.280	0.275	0.013	1.548
pat_inv	1809	5.365	1.762	0.693	10.880

四、实证分析

1. 单位根检验

直接对非平稳数据建模容易产生伪回归, 故采用 LLC 检验和 Hadri 检验两种单位根检验方法对收集的面板数据进行处理可知, 各变量均显示不存在单位根, 且通过了 1% 的显著性检验, 表明各变量对应的面板数据是平稳的。

2. 基准回归分析

文章基于固定效应进行基准回归, 估计结果如表 3 所示。模型 M1 是数字经济对城乡均衡发展进行回归的结果, 模型 M2 是在 M1 的基础上加入控制变量进行回归的结果, 模型 M3 是基于聚类稳健标准误的回归结果, 模型 M4 为控制时间和地区效应后的回归结果。由表 3 可知, 数字经济水平的估计系数在模型 M1、M2、M3 和 M4 中均显著为正, 表明数字经济的发展对城乡均衡发展具有一定抑制作用。

表 3 基准回归结果

变量	M1	M2	M3	M4
Dli	5.8759*** (0.5708)	1.3420*** (0.4173)	1.3420*** (0.4173)	0.6612* (0.3980)
$Ecod$		-0.3881*** (0.0302)	-0.3881*** (0.0637)	-0.2725*** (0.0317)
Ur		-0.4756*** (0.1602)	-0.4756 (0.3307)	0.4806*** (0.1751)
Gov		-1.4632*** (0.1419)	-1.4632*** (0.5218)	-0.9936*** (0.1382)
TS		-0.2021*** (0.0469)	-0.2021** (0.0865)	-0.1139** (0.0517)
TL		-0.0588 (0.0415)	-0.0588 (0.0641)	-0.0215 (0.0389)
$open$		-0.2178*** (0.0569)	-0.2178 (0.1376)	-0.4516*** (0.0584)
pat_inv		-0.0262*** (0.0084)	-0.0262** (0.0124)	0.0256*** (0.0091)
$_cons$	2.3014*** (0.0091)	8.5873*** (0.2614)	8.5873*** (0.5340)	6.1346*** (0.4322)
N	1809	1809	1809	1809
R ²	0.062	0.554	0.554	0.622

注: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

3. 稳健性检验

(1) 更换城乡均衡发展的指标测度

使用泰尔指数($Theil$)代替城乡居民人均可支配收入比来测

度城乡均衡发展，再次进行固定效应回归，以验证回归结果的稳健性，检验结果如表 4 的列(2)所示。结果显示，数字经济的系数值虽比列(1)的系数值有所降低，但还是显著为正，通过了 1% 的显著性检验，与基准回归结果一致。

(2) 内生性检验

使用 1984 年每百人固定电话数作为数字经济的工具变量，来检验模型的内生性问题^[23]。基于传统信息技术，一个地区通信基础设施建设会通过及使用及开发程度、技术延伸等方式影响当下互联网技术的发展；另外，固定电话作为传统的通信工具，使用频率逐渐降低，对地区经济发展的影响也随之减弱，因此工具变量满足排他性。由于初始的工具变量数据是截面数据，故引入与时间有关的变量来构造面板工具变量，即用上一年全国互联网用户数分别与 1984 年各地级市每百人固定电话数量构造交互项，用作数字经济的工具变量，记为 *Instrument*。采用两阶段最小二乘法进行内生性检验，结果如表 4 的列(3)所示。结果显示，加入工具变量后数字经济指数对城乡均衡发展的影响效应依然存在。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	固定效应	替换变量	2sls-first	2sls-second		
<i>Dli</i>	1.3420*** (0.4173)	0.1368*** (0.0483)		6.032** (-2.58)		
<i>Instrument</i>			-0.000*** (-11.93)			
<i>Ecod</i>	-0.3881*** (0.0302)	-0.0200*** (0.0035)	0.001 (0.50)	-0.422*** (-11.43)		
<i>Ur</i>	-0.4756*** (0.1602)	-0.2324*** (0.0185)	0.019*** (2.86)	-0.294 (-1.59)		
<i>Gov</i>	-1.4632*** (0.1419)	-0.1030*** (0.0164)	-0.004 (-0.68)	-1.677*** (-9.46)		
<i>TS</i>	-0.2021*** (0.0469)	-0.0036 (0.0054)	-0.001 (-0.32)	-0.172*** (-2.74)		
<i>TL</i>	-0.0588 (0.0415)	-0.0023 (0.0048)	-0.000 (-0.08)	-0.102 (-1.59)		
<i>open</i>	-0.2178*** (0.0569)	-0.0239*** (0.0066)	0.017*** (6.50)	-0.073 (-0.79)		
<i>pat_inv</i>	-0.0262*** (0.0084)	-0.0013 (0.0010)	-0.000 (-0.21)	-0.042*** (-3.89)		
<i>_cons</i>	8.5873*** (0.2614)	0.4767*** (0.0303)				
N	1809	1809	1395	1395		
R ²	0.554	0.475		0.492		

注：模型(1)、(2)括号内为标准误；模型(3)括号内为 T 统计量；*p<0.10、**p<0.05、***p<0.01。

(3) “宽带中国” 战略的准自然实验

“宽带中国” 示范城市分别于 2014—2016 年分三次建设，故将“宽带中国” 试点政策的实施情况作为数字经济的外生代理变量，使用多期双重差分模型进行准自然实验，探析“宽带中国” 政策实施对城乡均衡发展的影响效果。如果地级市属于“宽带中国” 示范城市，设置组间虚拟变量 *Treat*=1，否则 *Treat*=0；“宽带中国” 试点城市建设当年及以后，设置时间虚拟变量 *Time*=1，否则 *Time*=0，二者交互项 *Treat*×*Time* 即为试点政策实施情况(*Policy*)。表 5 列(1)为基于固定效应的双重差分模型检验结果，*Policy* 的回归系数显著为正，表明“宽带中国” 试点战略对城乡均衡发展具有一定抑制作用，与前文数字经济发展的影响效应一致。为减轻样本选择偏误可能产生的干扰，将控制变量作为协变量，使用倾向得分匹配双重差分法(PSM-

DID)进行检验，回归结果如表 5 列(2)所示，*Policy* 的回归系数仍显著为正，表明匹配后“宽带中国” 政策对城乡均衡发展的抑制作用依旧存在，一定程度上验证了研究结论的稳健性。

表 5 准自然实验检验结果

变量	(1)	(2)
	DID	PSM-DID
<i>Policy</i>	0.0988*** (0.0134)	0.0955*** (0.0134)
<i>Time</i>	-0.2107*** (0.0126)	-0.2100*** (0.0127)
<i>Treat</i>	—	—
<i>Ecod</i>	-0.2882*** (0.0286)	-0.2888*** (0.0286)
<i>Ur</i>	0.0116 (0.1538)	0.0089 (0.1542)
<i>Gov</i>	-1.0655*** (0.1337)	-1.0582*** (0.1340)
<i>TS</i>	-0.1203*** (0.0437)	-0.1139*** (0.0440)
<i>TL</i>	-0.0476 (0.0385)	-0.0681* (0.0409)
<i>open</i>	-0.3414*** (0.0535)	-0.3442*** (0.0543)
<i>pat_inv</i>	0.0018 (0.0081)	0.0044 (0.0081)
<i>_cons</i>	6.6592*** (0.2716)	6.6151*** (0.2737)
N	1809	1809
R ²	0.618	0.613

注：*p<0.10、**p<0.05、***p<0.01；括号内为标准误。下同。

五、进一步分析

1. 机制分析

进一步考察在数字经济影响城乡均衡发展的过程中，是否存在地区经济发展水平的门槛效应。将地区经济发展水平设为门槛变量，检验门槛效应是否存在，分别作三重维度内不同梯度的门槛效应检验。

检验得出地区经济发展水平在 10% 的显著性水平下通过了双门槛检验，应该使用双重门槛模型对数字经济与城乡均衡发展的关系机制进行验证。

门槛值估计结果显示，以地区经济发展水平为门槛变量时，在 95% 的置信区间中，第一门槛值为 10.4683，第二门槛值为 11.7471。因此将数字经济对城乡均衡发展的影响根据地区经济发展水平划分出三部分区间，分别为较低经济发展区 (*Ecod*≤ 10.4683)、中等经济发展区(10.4683<*Ecod*≤ 11.7471)和较高经济发展区(*Ecod*>11.7471)。

表 6 汇总了固定效应及门槛效应模型的回归检验结果。

在数字经济发展对城乡均衡发展影响的第一阶段 (*Ecod*≤ 10.4683)，数字经济的估计系数为 3.0219，表明伴随数字经济的发展城乡收入差距会进一步扩大，不利于城乡均衡发展。这一阶段的地区经济发展水平普遍较低，数字基础设施不完善，金融市场发展程度、政府支持政策力度等均存在较大差距，在大数据、移动互联网、人工智能等数字信息技术方面存在“数字鸿沟”，尽管农村数字基础设施建设在不断推进，数字技术水平逐步提高，但差距还是较大。另外，乡村居民的整体教育素养较低，尤其在经济发展缓慢地区，与城镇居民差距明显，缺乏对互联网等信息技术的掌握及应用，城镇和乡村间的数字技术普及程度存在较大差异，加剧了城乡“数字鸿沟”，从而

表6 固定效应和门槛效应模型回归结果

变量	Gap	
	门槛效应	固定效应
$Ecod \leq 10.4683$	3.0219*** (0.5213)	-
$10.4683 \leq Ecod \leq 11.7471$	-1.2543** (0.5551)	-
$Ecod > 11.7471$	2.4612*** (0.7510)	-
<i>Dli</i>	-	1.3420*** (0.4173)
<i>Ecod</i>	-0.4430*** (0.0317)	-0.3881*** (0.0302)
<i>Ur</i>	-0.3126** (0.1586)	-0.4756*** (0.1602)
<i>Gov</i>	-1.5013*** (0.1390)	-1.4632*** (0.1419)
<i>TS</i>	-0.1483*** (0.0464)	-0.2021*** (0.0469)
<i>TL</i>	-0.0697* (0.0406)	-0.0588 (0.0415)
<i>open</i>	-0.1734*** (0.0565)	-0.2178*** (0.0569)
<i>pat_inv</i>	-0.0222*** (0.0083)	-0.0262*** (0.0084)
_cons	8.503*** (34.49)	8.5873*** (0.2614)
N	1809	1809
R ²	0.574	0.554

导致城乡差距继续扩大，城乡均衡发展受到限制。

第二阶段 ($10.4683 < Ecod \leq 11.7471$)，数字经济的估计系数为 -1.2543，表明数字经济的发展对城乡居民收入差距产生一定的抑制作用，有利于推进城乡均衡发展。这一阶段地区经济发展较为平稳、市场发展相对完善、资源配置较为均衡，乡村教育投入的提高给农民带来了更多的学习机会，数字经济的普惠性也为农民带来了更多的工作和创业机会，降低了金融服务的门槛，同时减少了交易成本和信息不对称带来的影响，数字经济发展带来的数字红利效应凸显，帮助农村居民增加收入，从而能够缩小城乡收入差距，促进城乡均衡发展。

第三阶段 ($Ecod > 11.7471$)，数字经济的估计系数为 2.4612，这一阶段地区经济发展水平较高，数字经济的快速发展对居民的数字素养有了更高要求，对劳动力的素质要求也随之进一步提高，而农民的综合素养与城镇居民的整体差距依旧存在，城乡居民的就业开始出现两极分化，中低技能的农村劳动力就业条件和收入降低。另外，由于城镇地区人力资本、地理位置、资源禀赋等原因，使得城镇与农村的数字经济发展程度存在较大差异，城镇居民对数字信息技术的认识、使用及接受程度较高，所以数字经济对于城镇居民提高收入的效果更显著，从而导致城乡收入差距扩大，不利于城乡均衡发展。

在线性和门槛模型中经济发展水平 (*Ecod*) 的估计系数分别为 -0.3881、-0.4430，表明地区经济发展水平的提高有助于城乡均衡发展。在门槛模型中城镇化水平 (*Ur*) 的估计值为 -0.3126，在固定效应模型中的估计值为 -0.4756，城镇化水平的提高有利于城乡均衡发展的实现，原因可能是随着城镇化水平的提升，其相关的工作就业岗位也会进一步提升，从而提升了农村地区居民非农业生产性的收入。在门槛模型中政府财政支出 (*Gov*) 估计值为 -1.5013，在固定效应模型中为 -1.4632，反映出增加财政支出能缓解城乡间收入的不平衡，推动城乡均衡

发展，因此应该推出更多向乡村倾斜的惠农财政政策。产业结构高级化 (*TS*) 在门槛效应模型中的估计值为 -0.1483，在固定效应模型中为 -0.2021，表明产业结构升级可能为乡村劳动力提供更多就业机会，使得农民收入得以提升，降低了城乡差距，带动地区均衡发展。产业结构合理化 (*TL*) 在两个模型中均表现为不显著，其在经济意义方面的显现并不明显。对外开放水平 (*open*) 在门槛效应模型中的估计值为 -0.1734，在固定效应模型中为 -0.2178，对外开放能够为地区经济发展带来更多人才、技术等资源，创造新的发展机遇，有利于推动城乡均衡发展。在门槛模型中创新能力 (*pat_inv*) 估计值为 -0.0222，在固定效应模型中为 -0.0262，表明地区创新能力的提高有利于城乡均衡发展，创新是推动地区发展的核心动力，能够带动地区产业结构的优化转型，完善地区基础设施、公共服务建设和资源配置，促进区域协调均衡发展。

2. 异质性检验

进一步考查数字经济影响城乡均衡发展的区域异质性，将各个地级市划分为东部、中部、西部三大区域，基于固定效应进行分组回归比较，结果如表7所示。

表7 区域异质性检验结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区
<i>Dli</i>	1.1592** (0.5709)	-0.6004* (1.2812)	-0.1082 (0.6385)
<i>Ecod</i>	-0.2869*** (0.0395)	-0.3961*** (0.0630)	-0.3509*** (0.0746)
<i>Ur</i>	0.0210 (0.1677)	-1.3876*** (0.5106)	-2.8431*** (0.5892)
<i>Gov</i>	-2.8962*** (0.2646)	-1.5113*** (0.3560)	-0.3123 (0.2010)
<i>TS</i>	-0.4008*** (0.0902)	0.1726* (0.0943)	0.0517 (0.0873)
<i>TL</i>	-0.0203 (0.0798)	0.0977 (0.0799)	-0.0454 (0.0579)
<i>open</i>	-0.3705*** (0.0618)	-1.0544** (0.5024)	1.1326*** (0.3796)
<i>pat_inv</i>	-0.0600*** (0.0131)	-0.0356** (0.0141)	-0.0142 (0.0170)
_cons	8.9954*** (0.4864)	6.7460*** (0.5806)	7.3869*** (0.7332)
N	747	702	360
R ²	0.593	0.545	0.691

由表7可知，数字经济对城乡均衡发展的影响具有异质性特征。在东部地区，数字经济的回归系数为 1.1592，说明该地区数字经济的发展会扩大城乡居民的收入差距，不利于城乡均衡发展；在中部地区，数字经济的回归系数为 -0.6004，说明该地区数字经济的发展有利于推进城乡均衡发展；而在西部地区，数字经济的回归系数并不显著，经济意义不明显。

可能的原因是，东部地区整体经济发展水平较高，具备数字经济发展所需的资金、基础设施、信息技术支持等条件，故数字经济的发展相对较快，因而对数字经济的使用和开发程度更深，对劳动力素质、数字设施水平、公共服务等要求更高，而城镇与农村居民的整体教育素养差异较大，数字经济更有助于城镇居民收入的提高，使得城乡间的“数字鸿沟”更加显著，导致城乡差距加剧，不利于城乡均衡发展。而中部地区的整体经济发展水平较低，城镇与农村发展不均衡，数字经济的普惠性能够提高农村居民的农业收入和非农收入，具有显著的

“后发优势”，使农村地区享受到数字红利效应，从而缩小城乡差距，推动城乡均衡发展。

六、结果与政策建议

1. 研究结论

选取 2011—2020 年中国 201 个地级市的面板数据，通过构建固定效应模型、门槛效应模型，实证检验了数字经济对城乡均衡发展的影响，研究结果表明：

第一，数字经济对城乡均衡发展具有一定抑制作用，现阶段，数字经济的发展在一定程度上会扩大城乡居民收入差距，并不利于统筹城乡均衡发展。第二，数字经济对城乡均衡发展的影响具有区域异质性。在东部地区，数字经济的发展会扩大城乡居民的收入差距，不利于推动城乡均衡发展，而在中部地区能够促进城乡均衡发展。第三，在数字经济影响城乡均衡发展的过程中，受到地区经济发展水平的双重门槛效应。在门槛值的第一阶段，数字经济的发展会对城乡均衡发展产生抑制作用；当处于第二阶段时，数字经济的良好发展对城乡均衡发展具有显著促进作用；到达第三阶段，数字经济对城乡均衡发展再次出现抑制效应。

已有研究提出中国城市间经济增长趋同具有异质性特征，表现为国家针对地区实施统一的经济政策，不同地区由于其经济特质差异的存在导致政策效果呈现显著差异。这也在一定程度上解释了文章的结论，现有文献中关于中国城乡均衡发展的研究表明存在收入趋同现象，而实际数据显示城乡居民的收入差距整体存在扩大情况，东部和中部地区分别表现为扩大和缩小的相反现状，且在经济发展的不同阶段，地区城乡均衡差距受到各因素的影响也存在不同效应。

2. 政策建议

首先，应持续建立完善数字经济基础设施支撑建设，包括农村数字化通信、平台等。持续降低移动网络和宽带网络费率，让农村地区居民用得起、用得好，坚持 5G 相关技术研发与落地应用。手机、电脑等移动终端的普及，使得数字化生产生活方式也能进入农村地区，使农村居民有机会接触各种互联网平台企业，不仅改变了传统的生产方式和消费理念，还促使生产消费结构得到升级，拓宽了农村地区居民创造非农收入的路径。

其次，加强乡村地区互联网知识教育水平，提高农民数字素养。通过对农村居民开展多种数字经济知识培训，提高农村居民对互联网模式的认识，培养农村居民使用互联网学习创业的能力以及从事农村电商活动的的能力。

最后，基于地区差异和地区特色，因地施策。对经济发展水平较高的沿海城市，可以通过城镇化对农村经济的带动作用，改善消费结构以及创造公平的就业机会。对城镇化水平不高、经济活力不足的城市，可以加强农村地区数字经济基础设施建设，培养出具有本土化特色的产业链，提供高质量就业岗位，促进当地百姓就业，完善当地产业链，增加工作岗位机会，提高农村居民收入，从而缩小城乡居民收入差距，推动区域协调均衡发展。

【参考文献】

- [1] 李实, 朱梦冰. 推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现 [J]. 管理世界, 2022(1): 52-61+76+62.
- [2] 罗楚亮, 李实, 岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013—2018) [J]. 中国社会科学, 2021(1): 33-54+204-205.
- [3] 谢康, 肖静华. 面向国家需求的数字经济新问题、新特征与新规律 [J]. 改革, 2022(1): 85-100.
- [4] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. 经济研究, 2019(8): 71-86.
- [5] Correa T, Pavez I, Contreras J. Digital inclusion through mobile phones? A comparison between mobile-only and computer users in internet access, skills and use [J]. Information, Communication & Society, 2018(7): 1-18.
- [6] 孙焱林, 马绍雄, 汪小愉. 数字经济发展不平衡抑制了经济周期协同性吗? [J]. 经济问题探索, 2022(8): 14-36.
- [7] 王小华, 胡大成. 金融科技对城乡收入差距的影响研究 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2022(7): 141-151.
- [8] 宋佳莹, 高传胜. 人口老龄化与中国居民收入差距: 影响与机制分析——基于共同富裕背景下再分配视域的实证研究 [J]. 西北人口, 2022(4): 104-117.
- [9] 李清华, 何爱平. 数字经济对区域经济协调发展的影响效应及作用机制研究 [J]. 经济问题探索, 2022(8): 1-13.
- [10] 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(2): 25-32.
- [11] 王雪莹, 李梦雪, 叶堂林. 数字服务业能否助力推进共同富裕?——基于解决发展不平衡问题的视角 [J]. 经济问题探索, 2022(10): 1-15.
- [12] 李实, 朱梦冰. 中国经济转型 40 年中居民收入差距的变动 [J]. 管理世界, 2018(12): 19-28.
- [13] 方毅, 卫剑, 陈煜之. 基于收入结构视角的我国城乡收入差距影响因素研究 [J]. 浙江社会科学, 2021(7): 54-65+157.
- [14] 李晓娟, 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.
- [15] 何宗榭, 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.
- [16] 杨怡, 陶文清, 王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响 [J]. 改革, 2022(5): 64-78.
- [17] 李东坡, 罗浚文. 区块链助推数字减贫及农业现代化建设: 架构与应用 [J]. 东北财经大学学报, 2021(1): 86-97.
- [18] 坤荣, 马俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究 [J]. 经济研究, 2002(1): 33-39+94-95.
- [19] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距 [J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [20] 樊侠侠, 徐昊, 马丽君. 数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制 [J]. 中国软科学, 2022(6): 181-192.
- [21] 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.
- [22] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16+31.
- [23] 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 [J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.

(责任编辑: FZF)