

# 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究

徐江林

(兰州财经大学统计与数据科学学院, 兰州 730000)

**摘要:** 基于 2011—2020 年中国 30 个省份的面板数据,运用时间地区固定效应模型、中介效应模型、调节效应模型和空间杜宾模型实证检验数字经济对城乡收入差距的影响机制及其空间溢出效应。结果表明,数字经济的发展会扩大城乡收入差距;城镇化水平在两者关系中起着中介作用;信息化水平能够调节二者的关系;数字经济对城乡收入差距具有空间溢出效应。因此,根据结论提出政策建议以缩小城乡收入差距,从而促进社会公平与稳定和实现共同富裕。

**关键词:** 数字经济; 城乡收入差距; 空间杜宾模型

**中图分类号:** F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)06-0052-08

随着数字经济的蓬勃发展,其对经济和社会的影响日益凸显。根据中国网络信息中心《中国互联网发展报告 2021》显示,中国数字经济总量已达 39.2 万亿元,占国内生产总值的 38.6%,已成为促进我国经济稳定发展的重要引擎<sup>[1]</sup>。数字经济具有效率高、创新能力强、可持续发展等特征,在推动经济发展、创造就业机会的过程中,对居民生活、消费习惯的转变具有重要作用。

数字经济如何影响城乡居民收入差异?近十年来,国内众多学者对此展开了深入的研究与探讨。梳理现有文献,主要有两种观点:一些学者认为,随着数字经济的发展,城乡居民的收入不平等进一步扩大,这主要是因为城乡之间存在着数字鸿沟。贺娅萍和徐康宁<sup>[2]</sup>认为影响互联网使用效率的是经济发展和人力资本等因素,城市和农村之间的互联网普及率及水平的差异扩大了城乡收入差距。农村地区的数字技术和数字化应用水平相对较低,缺乏数字技能和数字基础设施。这使得农村居民无法充分利用电商平台带来的商机。张磊和韩雷<sup>[3]</sup>认为电商经济所产生的数字经济并未在城乡间进行分享,使得城乡间的收入差距进一步拉大。使用互联网也在一定程度上影响了城乡之间的收入差距,刘晓倩和韩青<sup>[4]</sup>认为网络的使用已经拉大了不同性别和教育程度的乡村居民的收入差异。还有一些学者则认为,数字经济具有“普惠性”“共享”“有利于农民增收”和“推动乡村电商”的发展,能够有效地减少城乡居民的收入差距。

曾亿武等<sup>[5]</sup>的研究表明电子商务能够对农户农业收入产生显著的促进作用,农村电商的本质就是减少了中间流通环节,促进农户和消费者的互动。付晓东<sup>[6]</sup>的研究结果表明数字经济的普惠与共享有利于减少城乡居民的收入差距。

总之,当前学术界对数字经济影响城乡居民收入差异的研究尚未形成共识,而已有的研究也很少涉及机制检验和数字经济的空间外溢效应。因此,实证分析数字经济与城乡收入差距之间的关系、深入探讨数字经济的空间溢出效应,必将有助于进一步缩小城乡收入差距,助力共同富裕目标的早日实现。

## 1 理论分析与研究假设

尽管数字经济的发展给人类社会带来了极大的经济与社会效益。数字鸿沟的存在使得数字经济的发展可能扩大了城乡收入差距。究其原因,主要在于城市基础设施与资源优势,数字化技术得到了更广泛的应用,使得城市居民更能享受到数字化经济带来的好处。然而,在农村,因为基础设施与资源都比较匮乏,数字化技术的普及率不高,这使得他们很难享受到数字经济所提供的机遇与福利,这就造成了城乡之间的收入差距不断扩大。为此提出以下假设。

H1: 由于存在着数字鸿沟,数字经济的发展会扩大城乡收入差距。

数字经济的发展促进了农村地区的经济发展和产业结构升级,创造了更多非农就业机会,吸引农村人口向城市流动,提高了城镇化水平。同时,城市对

**收稿日期:** 2023-12-03

**基金项目:** 甘肃省哲学社会科学规划项目(2021YB072)

**作者简介:** 徐江林(2000—),男,安徽铜陵人,硕士研究生,研究方向为经济统计。

农村劳动力的需求增加,也提高了农村劳动力的收入水平。在这个过程中,城镇化水平作为中介变量,间接地缩小了城乡收入差距。为此提出以下假设。

H2:数字经济可以通过影响城镇化水平缩小城乡收入差距。

在农业、工业和服务业等领域,信息化技术的应用使得生产效率大大提高,同时也创造了更多的就业机会。这为农村居民提供了更多的收入来源。数字经济具有普惠性。传统的农村经济往往受到地域和资源的限制,而数字经济的兴起打破了这些限制。农村居民可以通过互联网等数字平台参与到更广泛的市场中,获取更多的商机和收入。总的来说,信息化水平的提高对缩小城乡收入差距具有积极的影响。它不仅推动了数字经济的发展,为农村居民提供了更多的就业机会和收入来源,有助于提高农村居民的综合素质和就业能力。为此提出以下假设。

H3:信息化水平在数字经济影响城乡收入差距过程中起显著调节作用。

一方面,发展数字经济促进了信息技术的普及和进步,使得原有的地域限制被打破了,更加密切了不同地区间的联系。这样既能促进区域间的经济交流,又能加快经济的发展,同时又能缩短城市与农村的经济差距。另一方面,数字经济的发展促进了生产效率的提高,特别是传统产业,如农业和制造业的数字化转型。数字技术的应用使得生产过程中的信息传递更加高效,资源配置更加合理,这样可以使得生产效率和效率得到了提高。数字经济发展对该地区城乡收入差距的影响不只影响该地区,而且还影响周围的区域。这主要是由于数字经济带来的产业分工和产业升级,能够把技术、知识、资源等向周边地区传播,让承接地的农村居民可以得到更多的收益,从而缩小承接地城乡居民之间的收入差距<sup>[7]</sup>。为此提出以下假设。

H4:数字经济的发展对城乡收入差距的影响具有空间溢出效应。

## 2 模型构建、变量选取与数据来源

### 2.1 模型构建

#### 2.1.1 固定效应模型

为验证以上研究假定,构建了如下的基本模型:

$$\text{Theil}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dig}_i + \alpha_n K_{int} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_i \quad (1)$$

式中:  $\text{Theil}_i$  为城乡收入差距;  $i$  为 30 个省份;  $t$  为年份;  $\text{dig}_i$  为数字经济发展水平;  $K_{int}$  为控制变量;  $\mu_i$  为固定了地区;  $\vartheta_t$  为固定了时间;  $\epsilon_i$  为随机扰动项。

#### 2.1.2 中介效应模型

为了揭示城镇化水平对数字经济影响城乡收入差距的中介机制。构建如下模型:

$$\text{urban}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dig}_i + \alpha_n K_{int} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Theil}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dig}_i + \alpha_2 \text{urban}_i + \alpha_n K_{int} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_i \quad (3)$$

式中:  $\text{urban}_i$  为  $t$  年  $i$  地区城镇化水平。

#### 2.1.3 调节效应模型

为进一步探究信息化水平在影响过程中的调节作用,设定以下模型:

$$\text{Theil}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{dig}_i + \alpha_2 \text{dig}_i \times \text{inf}_i + \alpha_n K_{int} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_i \quad (4)$$

式中:  $\text{inf}_i$  为  $t$  年  $i$  地区信息化水平。

#### 2.1.4 空间计量模型

为了验证数字经济发展水平对城乡收入差距是否存在空间效应时,构建了以下的空间计量模型:

$$\text{Theil}_i = \alpha_0 + \rho \mathbf{W} \text{Theil}_i + \alpha_1 \text{dig}_i + \beta_1 \mathbf{W} \text{dig}_i + \beta_n \mathbf{W} K_{int} + \alpha_n K_{int} + \mu_i + \theta_t + \epsilon_i \quad (5)$$

式中:  $\rho$  为空间回归系数;  $\mathbf{W}$  为空间矩阵;  $\beta_1$  和  $\beta_n$  分别为解释变量和控制变量的空间交互性弹性系数;  $\rho \mathbf{W} \text{Theil}_i$  为城乡居民收入差距的空间滞后效应;  $\beta_1 \mathbf{W} \text{dig}_i$  为数字经济发展水平的空间滞后效应;  $\beta_n \mathbf{W} K_{int}$  为控制变量的空间滞后效应;  $\mu_i$  为地区效应;  $\theta_t$  为时间效应;  $\epsilon_i$  为随机扰动项。

选取经济地理矩阵作为空间权重矩阵,考虑了两个因素,一个是经济,一个是地理,可以更好地反映区域间的联系。经济地理矩阵由距离矩阵和反映各区域经济水平的对角矩阵嵌套而成。其中,在构建对角矩阵时,首先要计算各区域人均 GDP 的年均值,接着要计算年均值的平均数,再计算两者的比值,最后将各比值按对角线的相应顺序排序<sup>[8]</sup>。

具体计算如下:

$$\mathbf{W}_1 = W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (6)$$

$$\mathbf{W}_2 = \mathbf{W}_1 \times \text{diag} \left( \frac{\overline{\text{gdp}_1}}{\text{gdp}}, \frac{\overline{\text{gdp}_2}}{\text{gdp}}, \dots, \frac{\overline{\text{gdp}_n}}{\text{gdp}} \right) \quad (7)$$

$$\overline{\text{gdp}} = \sum_{i=1}^n \frac{\text{gdp}_i}{n} \quad (8)$$

$$\text{gdp}_i = \frac{\sum_{t_0}^{t_1} \text{gdp}_i}{t_1 - t_0 + 1} \quad (9)$$

式中:  $\mathbf{W}_1$  为距离矩阵;  $\mathbf{W}_2$  为经济地理矩阵;  $n$  为样

本;  $t_0$  为起始年份;  $t_1$  为末年;  $gdp_{it}$  为  $i$  区域  $t$  年的人均地区  $gdp$ 。

## 2.2 变量选取

### 2.2.1 被解释变量

城乡收入差距的测度可以使用城乡居民可支配收入比和泰尔指数,与城乡居民可支配收入比相比,泰尔指数考虑了人口结构的变化,可以更好地反映城乡居民收入差距<sup>[9]</sup>。因此选取的被解释变量为泰尔指数,并将城乡居民可支配收入比进行稳健性检验。以下是计算泰尔指数的公式:

$$Theil_{it} = \sum_{i=1}^2 \left( \frac{Y_{it}}{Y_t} \right) \times \ln \left( \frac{Y_{it}}{Y_t} / \frac{X_{it}}{X_t} \right) \quad (10)$$

式中:  $i$  为地区, 1 和 2 分别表示城市和农村;  $Y_{it}$ 、 $X_{it}$  分别为  $i$  地区在  $t$  时间的城市或者农村的可支配收入、城市或者农村的人口总数;  $Y_t$ 、 $X_t$  分别为  $t$  时间城市和农村地区的可支配收入的总和、城市和农村人口数总和。

### 2.2.2 解释变量

(1) 数字经济发展水平(Dig)。数字经济是一种十分复杂的经济体系,难以使用单个指标来衡量它的发展水平,因此需要构建一个综合的指标评价体系。借鉴中国信息通讯研究院发布的《中国数字经济白皮书(2021)》中提出的数字经济发展水平评价指标,同时结合辛金国等<sup>[10]</sup>和张丽君等<sup>[11]</sup>的研究,在数字基础设施、数字产业化、产业数字化、数字经济创新能力等四个维度上建立了数字经济发展的指标体系,为避免主观因素的影响使用熵值法测度各省份的数字经济发展水平。

表 1 数字经济发展水平评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
数字经济发展水平	数字基础设施	光缆长度/km	正向
		移动电话年末用户数/万户	正向
		移动电话普及率/每百人部数	正向
		互联网宽带接入端口数/万个	正向
		互联网域名数/万个	正向
	数字产业化	电信业务量/亿元	正向
		软件业务收入/亿元	正向
		电子信息制造业企业数/个	正向
		企业拥有网站数/个	正向
	产业数字化	快递量/万件	正向
		电子商务销售额/亿元	正向
		数字普惠金融指数	正向
	数字经济创新能力	规模以上工业企业 R&D 经费支出/亿元	正向
		规模以上工业企业 R&D 项目数/个	正向
		技术合同成交总额/亿元	正向
		专利申请数/件	正向

### 2.2.3 机制变量

中介变量选取城镇化水平(Urban),用年末城镇人口占全部人口的比例表示。调节变量选取信息化水平(Inf),用邮电业务总量占 GDP 的比例表示。

### 2.2.4 控制变量

选取以下几个控制变量:经济发展水平(lngdp),取各地区人均 GDP 的对数值来表示;对外开放水平(Open),用各地区的进出口总值与 GDP 的比例表示;产业结构(Gover),用各地区第三产业增加值占该地区生产总值的比例表示;财政支出(Fin),取各地区一般公共预算支出占该地区生产总值的比例表示;创新水平(lninvite),取各地区专利申请数的对数来表示。

## 2.3 数据来源

选取 2011—2020 年中国 30 个省份(因数据缺失,未包括西藏地区、港澳台地区),指标数据均来源于《中国第三产业统计年鉴》《中国统计年鉴》和各个地区的统计年鉴,数字普惠金融指数来自《北京大学数字普惠金融指数报告》,部分年份的数据缺失使用插值法补充。表 2 是变量的描述性统计结果。

表 2 各个变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
Theil	300	0.092	0.042	0.018	0.227
Dig	300	0.117	0.127	0.004	0.886
Urban	300	0.590	0.122	0.350	0.896
Inf	300	0.063	0.057	0.014	0.290
lngdp	300	10.841	0.436	9.706	12.013
Open	300	0.265	0.289	0.008	1.458
Gover	300	0.250	0.103	0.110	0.643
Fin	300	0.471	0.098	0.297	0.839
lninvite	300	9.570	1.404	5.318	12.280

## 2.4 空间相关性检验

分析数字经济对城乡收入差距是否存在空间效应时,需要进行空间相关性检验。根据全局莫兰指数(Moran's  $I$ )计算并检验被解释变量的空间相关性。莫兰指数的计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (11)$$

式中:  $n$  为所研究的 30 个省份;  $x_i$  和  $x_j$  分别为第  $i$ 、 $j$  个省份的城乡收入差距;  $\bar{x}$  为全国 30 个省份的城乡收入差距的平均值;  $w_{ij}$  为空间矩阵,选取经济地理矩阵。

表3为莫兰指数检验结果,可以看出 $P$ 都是显著的,因此被解释变量之间存在着明显的空间相关关系。

表3 2011—2020年莫兰指数

年份	莫兰指数	莫兰指数标准差	Z	P
2011	0.376	0.087	4.717	0.000
2012	0.376	0.087	4.730	0.000
2013	0.381	0.086	4.816	0.000
2014	0.377	0.086	4.763	0.000
2015	0.378	0.087	4.762	0.000
2016	0.371	0.086	4.694	0.000
2017	0.367	0.086	4.649	0.000
2018	0.364	0.086	4.618	0.000
2019	0.358	0.086	4.560	0.000
2020	0.335	0.086	4.304	0.000

### 3 实证分析

#### 3.1 基准回归

参考魏君英<sup>[12]</sup>、徐源和陈永红<sup>[13]</sup>的研究方法,在进行基准回归估计之前,首先对解释变量和控制变量进行方差膨胀因子(VIF)检验。结果显示,解释变量和控制变量的VIF值都小于10,所以变量都被保留了。为了研究数字经济与城乡收入差距的关系,使用固定效应模型。具体的模型估计检验结果如表4所示。

在表4中,列(1)是没有加控制变量的结果,其解释变量数字经济发展水平的系数为0.053,并且

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Dig	0.053*** (4.22)	0.074*** (6.25)	0.047*** (3.80)	0.051*** (4.17)
lngdp		-0.040*** (-7.29)	-0.041*** (-5.46)	-0.031*** (-3.81)
Open			-0.037*** (-5.32)	-0.036*** (-5.20)
Gover			-0.004 (-0.11)	0.015 (0.47)
Fin				0.041 (1.69)
lninvite				-0.005* (-2.30)
常数	0.116*** (65.48)	0.532*** (9.32)	0.564*** (6.60)	0.479*** (5.18)
样本量	300	300	300	300
R <sup>2</sup>	0.748	0.791	0.812	0.818
地区	Yes	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes	Yes

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为Z值。

在1%的水平下显著,可以得出数字经济的发展扩大了城乡收入差距,即H1成立。列(2)~列(4)的结果中依次加入了人均生产总值、对外开放程度、产业结构、财政支出和专利申请数等控制变量,数字经济发展水平的系数没有大的改变,数字经济的发展扩大了城乡收入差距。控制变量人均GDP、对外开放程度和专利申请数与被解释变量存在负向相关关系,产业结构、财政支出与被解释变量存在正向相关关系,其中人均GDP、对外开放程度和专利申请数的系数显著。人均生产总值、对外开放程度和专利申请数量能缩小城乡收入差距主要还是因为人均GDP的提高可以促进经济的发展和科技创新,从而为城市和农村地区创造更多的就业机会和收入来源。这些收入来源的增加有助于缩小城乡之间的收入差距;对外开放能推动国际贸易,为城市和农村居民提供很多工作机会,提高他们的收入。随着对外开放程度的提高,农村地区的产品和资源可以更广泛地进入国际市场,提高其市场价值,增加农村居民的收入。此外,对外开放还可以引进外资和技术,促进当地产业升级和经济发展,进一步提高农村地区的收入水平;专利申请数的提高代表着科技创新的进步。科技创新可以带动产业升级、提高生产效率、开发新产品和市场,从而带来更多的经济机会和收入来源。这些机会和收入来源不仅限于城市地区,农村地区也可以从中受益。专利制度的完善可以激励创新,促进技术转移和扩散,提高农村地区的生产力和竞争力,从而增加农村居民的收入。

#### 3.2 异质性分析

因中国各地区的发展状况不尽相同,所以有必要分别对东部、中部和西部地区<sup>①</sup>分别进行分析,结果如表5所示。东部地区和西部地区的数字经济发展水平的系数显著为正,两个地区数字经济的发展都扩大了该地区的城乡收入差距,其原因可能有以下几个方面:在东部地区,数字经济的发展往往集中在城市和沿海地区,如北京、上海、深圳等。这些城市由于其地理位置、政策优势和经济实力,吸引了大量的数字经济企业和投资。这导致了资源分配的不平衡,使得城乡之间的收入差距扩大。沿海地区的快速发展与内陆农村地区的相对滞后形成了鲜明的对比。西部地区的数字经济发展往往集

①根据国家统计局的划分,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,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、新疆。

表5 分地区回归结果

变量	东部	中部	西部
Dig	0.011** (0.80)	0.251 (2.39)	0.065* (1.47)
lngdp	-0.010 (-0.71)	-0.042 (-1.35)	-0.041** (-3.13)
Open	-0.013 (-1.85)	-0.267*** (-5.22)	-0.085*** (-3.94)
Gover	-0.017 (-0.31)	0.025 (0.23)	-0.025 (-0.61)
Fin	-0.001 (-0.01)	-0.031 (-0.58)	0.095** (2.95)
Ininvite	-0.010* (-2.48)	-0.003 (-0.96)	0.000 (0.13)
常数项	0.293*** (1.75)	0.608*** (1.74)	0.560*** (3.74)
样本量	110	90	100
R <sup>2</sup>	0.704	0.847	0.947
地区	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 Z 值。

中在省会城市或者少数几个大城市,这些城市拥有更多的高科技企业、创新机构和高素质人才,而农村地区缺乏这样的优势资源。这导致了城乡之间的技术和人才差距,进而影响了收入水平的差异。

中部地区数字经济发展水平的系数不显著,并且该地区的数字经济的发展扩大了城乡收入差距,主要的原因是中部地区的城市拥有丰富的自然资源和资金,这些资源更多地用于城市的数字经济发展,而农村地区的资源投入相对较少,导致了城乡之间的资源配置不均衡,进而影响了收入差距的扩大。一些中部地区政府在数字经济发展方面的政策扶持不足,城市地区获得更多的政策支持和资金投入,而农村地区的政策扶持相对较少,这也导致了城乡收入差距的扩大。

### 3.3 机制检验

#### 3.3.1 城镇化水平的中介效应

城镇化水平在数字经济对城乡收入差距的影响研究中的中介效应结果如表6所示。列(1)检验的是数字经济发展对城镇化水平的影响,结果显示数字经济的回归系数显著为正,说明数字经济会提升当地的城镇化水平。列(2)检验的是城镇化水平中介效应下数字经济发展对城乡收入差距的影响,结果显示城镇化水平的回归系数显著为负,说明了城镇化水平的发展会缩小城乡收入差距。为确保中介效应是否稳健,故采用 Sobel 检验模型检验中介效应。Sobel 检验的  $P$  远小于 0.01,表明上述中

表6 中介效应机制检验结果

变量	(1)	(2)
Dig	0.061** (3.25)	0.0306** (2.85)
Urban		-0.339*** (-9.57)
lngdp	0.0681*** (5.44)	-0.00834 (-1.12)
Open	0.0787*** (7.55)	-0.00904 (-1.39)
Gover	0.0517 (1.04)	0.0328 (1.16)
Fin	0.0311 (0.84)	0.0514* (2.47)
Ininvite	0.00658* (2.08)	-0.00256 (-1.42)
常数项	-0.128 (-0.83)	0.412*** (4.70)
样本量	300	300
R <sup>2</sup>	0.748	0.791
地区	Yes	Yes
时间	Yes	Yes
Sobel 统计量	5.732***	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 Z 值。

介效应成立。综上所述,城镇化水平在数字经济对城乡收入差距的影响研究中具有显著中介效应,因此 H2 是成立的。

#### 3.3.2 信息化水平的调节效应

信息化水平关于数字经济发展与城乡收入差距的调节作用结果如表7所示,列(1)中未加入控制变量,将信息化水平作为交互项引入到模型中,结果发现数字经济与信息化水平交互项回归系数显著为负,说明了信息化水平能够显著降低数字经济给城乡收入差距带来的负面影响。列(2)中加入了控制变量的回归结果,发现数字经济与信息化水平交互项回归系数正负向与显著性均未发生变化。综上,信息化水平在数字经济发展影响城乡收入差距过程中具有显著的正向调节作用,因此 H3 是成立的。

### 3.4 空间溢出效应分析

由上述检验结果可知,被解释变量之间存在着明显的空间相关关系,因此需要构建空间计量模型来检验是否存在空间溢出效应。表8是空间计量模型的检验的结果。首先是通过 LM 检验,故选择空间回归模型更加的合适。其次是通过 LR 检验和 Wald 检验,故选择了空间杜宾模型(SDM)。最后也通过了 Hausman 检验,故选取的模型是空间杜宾模型。

SDM 的空间回归结果如表 9 所示,在选定固定效应的前提下对 SDM 模型分别进行地区固定、时间固定、地区和时间双固定模型的模型,根据结果进行分析,最终选择地区和时间双向固定的 SDM 模型。根据表 9 SDM 双固定的结果,数字经济发展水平的系数为 0.030,并且在 1% 的显著水平下显著,可以得到数字经济对城乡收入差距在空间上会扩大收入差距。空间相关系数  $\rho$  为 0.295 并且是正向显著的,说明数字经济对城乡收入差距存在着空间溢出效应,因此 H4 是成立的。

表 7 调节机制检验结果

变量	(1)	(2)
Dig	0.079*** (2.74)	0.096*** (3.57)
Inf	-0.156*** (-5.39)	-0.144*** (-5.83)
Dig×Inf	-0.227* (-1.86)	-0.288*** (-2.69)
lngdp		-0.028*** (-3.71)
Open		-0.030*** (-4.78)
Gover		0.043 (1.43)
Fin		0.042 (1.92)
lninvite		-0.004* (-2.32)
常数项	0.047*** (8.38)	0.402*** (4.30)
样本量	300	300
R <sup>2</sup>	0.965	0.976
地区	Yes	Yes
时间	Yes	Yes

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 Z 值。

表 8 空间面板模型检验结果

检验类型	统计量	P
莫兰指数	15.465	0.000
LM 空间滞后检验	211.928	0.000
稳健的 LM 空间滞后检验	75.332	0.000
LM 空间误差检验	167.864	0.000
稳健的 LM 空间误差检验	31.268	0.000
LR 空间滞后检验	61.760	0.000
LR 空间误差检验	61.400	0.000
Wald 空间滞后检验	49.040	0.000
Wald 空间误差检验	83.940	0.000
豪斯曼检验	24.450	0.027

相邻的省份之间往往存在着复杂的关系,通过分解空间效应,有助于更好地了解空间变量对被解释变量的作用机理。将直接效应与间接效应进行分解,有助于分析空间因素对解释变量的作用途径,从而更深入地理解影响机制。根据偏微分效应分解把数字经济对城乡收入差距的空间效应进行了分解,分解的结果如表 10 所示。间接效应各变量的系数若大于直接效应的系数,表明空间溢出是主导因素。直接效应的数字经济估计系数为 0.034,在 1% 的显著性水平下显著,间接效应的数字经济估计系数为 0.101,在 5% 的显著性水平下显著,总效应的数字经济估计系数为 0.135,在 1% 的显著性水平下显著,同时间接效应的数字经济发展水平的系数要比直接效应要大,说明了空间溢出效应是主

表 9 空间杜宾模型回归结果

变量	SDM 时间固定	SDM 个体固定	SDM 双固定
Dig	0.096*** (5.83)	0.022** (2.13)	0.030*** (2.88)
lngdp	-0.058*** (-6.64)	-0.018*** (-2.61)	-0.017** (-2.40)
Open	-0.046*** (-4.94)	-0.022*** (-3.89)	-0.025*** (-4.35)
Gover	0.106*** (4.96)	0.029 (1.05)	0.042 (1.53)
Fin	-0.067*** (-2.73)	0.058*** (3.00)	0.080*** (4.06)
lninvite	-0.000 (-0.05)	-0.002 (-1.37)	-0.004** (-2.28)
$\rho$	0.319*** (3.04)	0.551*** (8.13)	0.295*** (2.86)
sigma2_e	0.000*** (12.14)	0.000*** (12.05)	0.000*** (12.07)
R <sup>2</sup>	0.124	0.124	0.124

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 Z 值。

表 10 空间杜宾模型溢出效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
Dig	0.034*** (3.08)	0.101** (2.37)	0.135*** (2.87)
lngdp	-0.019*** (-2.90)	-0.076** (-2.38)	-0.095*** (-2.87)
Open	-0.028*** (-4.76)	-0.090*** (-3.29)	-0.118*** (-3.94)
Gover	0.039 (1.49)	-0.055 (-0.45)	-0.016 (-0.12)
Fin	0.087*** (4.30)	0.193* (1.94)	0.280*** (2.59)
lninvite	-0.005*** (-2.76)	-0.023*** (-3.21)	-0.028*** (-3.58)

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 Z 值。

导因素。这也进一步证明随着数字经济的发展,区域间的收入差距不断拉大,而区域的数字经济的发展,也将进一步拉大邻近区域之间的收入差距。

### 3.5 稳健性检验

为了验证前述回归结果,可采用三种方法进行稳健性检验。一是替换被解释变量,以城乡居民可支配收入比来替代泰尔指数;二是剔除四个直辖市以改变样本,由于直辖市的行政级别、经济发展水平等方面高于一般省级行政区,对实证研究的结论存在一定的影响,为此将直辖市的数据剔除重新做了回归分析<sup>[14]</sup>;三是对被解释变量进行1%的缩尾处理,通过对被解释变量进行1%缩尾处理,可以用一个更接近于正常观测值的数值来代替极限观察值,从而降低其对模型估计和检验结果的影响。三种方法的检验结果如表11所示。检验结果都表明数字经济对城乡居民收入差距是正向显著的,回归的结果和基准回归的结果是相同的。所以本文的研究是可靠的。

表11 模型回归估计的内生性与稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Dig	0.049*** (4.02)	0.027* (2.05)	0.555*** (3.45)
lngdp	-0.0312*** (-3.90)	-0.028*** [(-3.43)	-0.252* (-2.33)
Open	-0.035*** (-5.15)	-0.053*** (-4.38)	-0.280** (-3.11)
Gover	0.010 (0.32)	0.018 (0.53)	0.310 (0.72)
Fin	0.025 (1.04)	0.074** (3.21)	0.368 (1.16)
lninvite	-0.005* (-2.35)	-0.002 (-1.03)	-0.068* (-2.48)
常数项	0.491*** (5.36)	0.420*** (4.60)	5.974*** (4.93)
样本量	300	260	300
R <sup>2</sup>	0.817	0.867	0.720
地区	Yes	Yes	Yes
时间	Yes	Yes	Yes

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为Z值。

## 4 结论与对策建议

### 4.1 结论

基于2011—2020年中国30个省份的面板数据,运用固定效应模型、中介效应模型和调节效应模型分析数字经济对城乡收入差距的影响机制,利用空间杜宾模型分析数字经济对城乡收入差距是否有空间溢出效应。所得结论如下。

第一,由于城乡与农村之间有数字鸿沟的存在,数字经济的发展会扩大城乡收入差距。从区域角度来看,东部、中部和西部地区的数字经济的发展均会扩大该地区的城乡收入差距,其中对中部地区的影响最大,存在着中部地区>西部地区>东部地区的特征。

第二,在机制检验方面,对城镇化水平可能存在中介效应进行了实证检验,城镇化水平在数字经济对城乡收入差距的影响研究中具有显著中介效应。对信息化水平可能存在调节效应进行了实证检验,信息化水平在数字经济发展影响城乡收入差距过程中具有显著的调节作用。

第三,数字经济对城乡居民收入差距的影响具有空间溢出效应。直接效应、间接效应与总效应分析结果表明数字经济与城乡居民收入差距具有正向的显著性,同时间接效应的数字经济发展水平的系数要比直接效应要大,说明了空间溢出效应是主导因素,区域的数字经济的发展也将进一步拉大邻近区域之间的收入差距。

### 4.2 对策建议

发展数字经济是时代大势,而缩小城乡居民收入差距是实现共同富裕的必然要求。显然,根据前述研究结论,发展数字经济的同时,想方设法提高农村居民收入才能有效缩小城乡居民收入差距。为此,提出如下的建议。

第一,加大基础设施建设:增加对农村地区数字基础设施建设的投资力度,包括网络覆盖、电力供应和数字设备的普及等,以确保农村居民能够充分利用数字技术和数字经济机会。

第二,促进数字金融服务:推动数字金融服务在农村地区的普及,包括移动支付、小额贷款和保险等,以提供更多的金融支持和便利,帮助农村居民开展数字经济活动。

第三,支持农村电商发展:鼓励和支持农村居民开展电子商务活动,为他们提供一些培训和服务,帮助他们将农产品和手工艺品等传统产业与数字技术相结合,拓宽收入来源。

第四,加强区域间的交流合作:可以制定区域协同发展政策,促进不同区域之间的合作与交流。通过加强区域间的数字经济合作,可以实现资源共享、优势互补,从而缩小不同区域之间的收入差距。

### 参考文献

- [1] 陈文,吴赢. 数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差

- 距[J]. 南方经济, 2021(11): 1-17.
- [2] 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.
- [3] 张磊, 韩雷. 电商经济发展扩大了城乡居民收入差距吗? [J]. 经济与管理研究, 2017, 38(5): 3-13.
- [4] 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.
- [5] 曾亿武, 郭红东, 金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. 中国农村经济, 2018(2): 49-64.
- [6] 付晓东. 数字经济: 中国经济发展的新动能[J]. 人民论坛, 2020(21): 20-23.
- [7] 周明生, 谢金雨. 数字经济发展对长三角产业结构优化的空间效应[J]. 上海商学院学报, 2022, 23(5): 17-34.
- [8] 王寅俊宸. 数字经济对城乡收入差距的影响研究[D]. 南昌: 江西财经大学, 2023.
- [9] 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[J]. 改革, 2023(4): 53-69.
- [10] 辛金国, 郭晶晶, 蔡婧靓. 数字经济对城乡收入差距空间及门槛效应研究[J]. 杭州电子科技大学学报(社会科学版), 2023, 19(4): 19-26.
- [11] 张丽君, 梁怡萱, 巩蓉蓉. 数字经济对城乡收入差距的动态影响研究——来自中国 31 个省(区、市)的证据[J]. 经济问题探索, 2023(3): 18-40.
- [12] 魏君英, 胡润哲, 陈银娥. 数字经济发展如何影响城乡消费差距: 扩大或缩小? [J]. 消费经济, 2022, 38(3): 40-51.
- [13] 徐源, 陈永红. 数字经济对城乡收入差距的影响研究[J]. 生产力研究, 2022(11): 26-32.
- [14] 司增绰, 李燕. 数字经济减缩城乡居民收入差距的逻辑及效应[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2023, 40(4): 76-86.

## Research on the Impact of Digital Economy Development on Urban Rural Income Gap

XU Jianglin

(School of Statistics and Data Science, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730000, China)

**Abstract:** Based on panel data from 30 provinces (cities) in China from 2011 to 2020, this study empirically tests the impact mechanism and spatial spillover effect of the digital economy on the urban-rural income gap using time regional fixed effect model, mediation effect model, moderation effect model, and spatial Durbin model. The results indicate that the development of the digital economy will widen the income gap between urban and rural areas; The level of urbanization plays a mediating role in the relationship between the two; The level of informatization can regulate the relationship between the two; The digital economy has a spatial spillover effect on the income gap between urban and rural areas. Therefore, based on the conclusion, policy recommendations are proposed to narrow the urban-rural income gap, thereby promoting social equity and stability and achieving common prosperity.

**Keywords:** digital economy; income gap between urban and rural areas; spatial Durbin model