

# 数字鸿沟阻碍共同富裕的影响机制研究

高 枫<sup>1</sup>, 张正荣<sup>2\*</sup>, 魏 吉<sup>3</sup>

<sup>1</sup>浙江理工大学经济管理学院, 浙江 杭州

<sup>2</sup>浙江树人学院经济与民生福祉学院, 浙江 杭州

<sup>3</sup>浙江金融职业学院国际商学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年8月13日; 录用日期: 2024年9月9日; 发布日期: 2024年11月25日

## 摘要

数字鸿沟是区域间数字化发展不均衡、不充分的集中体现, 阻碍新时期共同富裕的实现, 而普惠金融的发展是否有助于抑制数字鸿沟的负面效应有待探索。基于我国2011~2021年省际面板数据, 使用固定效应和调节效应模型对数字鸿沟阻碍共同富裕发展进程和普惠金融的影响情况深入研究。实证显示: 数字鸿沟阻碍了共同富裕的实现; 调节效应分析显示, 普惠金融的负向调节作用削弱了数字鸿沟对共同富裕的负面效应; 异质性分析显示, 数字鸿沟对共同富裕的影响存在区域异质性, 对东中部地区的影响效果显著强于西部地区。研究对于补充和完善数字鸿沟研究框架, 助力普惠金融纵深推进以及共同富裕的实现具有积极意义。

## 关键词

数字鸿沟, 普惠金融, 共同富裕, 固定效应, 调节效应

# Research on the Influence Mechanism of Digital Divide Hindering Common Prosperity

Feng Gao<sup>1</sup>, Zhengrong Zhang<sup>2\*</sup>, Ji Wei<sup>3</sup>

<sup>1</sup>School of Economics and Management, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou Zhejiang

<sup>2</sup>School of Economics and Welfare, Zhejiang Shuren University, Hangzhou Zhejiang

<sup>3</sup>School of International Business, Zhejiang Financial College, Hangzhou Zhejiang

Received: Aug. 13<sup>th</sup>, 2024; accepted: Sep. 9<sup>th</sup>, 2024; published: Nov. 25<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

The digital divide is a concentrated manifestation of the uneven and insufficient digital development

\*通讯作者。

among regions, which hinders the realization of common prosperity in the new era, and whether the development of inclusive finance helps to curb the negative effects of the digital divide is yet to be explored. Based on the provincial panel data from 2011 to 2021, the fixed effect, and moderating effect models were used to conduct an in-depth study on the impact of the digital divide hindering the development process of common prosperity and financial inclusion. The results of the empirical analysis show that the digital divide hinders the realization of common prosperity; the moderating effect analysis shows that the negative moderating effect of inclusive finance weakens the negative effect of the digital divide; the heterogeneity analysis reveals that the hindrance of digital divide to common prosperity is significantly stronger in the eastern and central regions than in the western regions. This study is of positive significance to supplement and improve the research framework of the digital divide, and to promote the in-depth promotion of financial inclusion and the realization of common prosperity.

## Keywords

**Digital Divide, Financial Inclusion, Common Prosperity, Fixed Effect, Moderating Effect**

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征[1]。党的十九大报告中提到了共同富裕的2035和2050年目标，提出到2035年“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”，到2050年“全体人民共同富裕基本实现”。党的二十大报告指出，“共同富裕是中国特色社会主义的本质要求，也是一个长期的历史过程”。实现全体人民共同富裕是久久为功的伟大事业[2]，具有长期性、复杂性和艰巨性。我国当前仍然存在不同地区发展差距较大的问题，因此，如何缩小地区差距，实现共同富裕是当前不得不面对的重大问题，同时也是建立健全新时代发展格局和发展体系的迫切需要。

21世纪是数字经济的新时代，作为一种新型经济，数字经济为经济发展注入新动能，成为经济转型升级的重要驱动力[3]。据国家网信办统计，2022年我国数字经济规模达50.2万亿元，占GDP比重提升至41.5%。在数字经济时代，不同地区、行业间的资源配置与经济成果分享受数字经济发展程度的影响。而我国数字经济区域分布呈现巨大的不平衡，东中西部呈现梯度递减的分布规律[4]，这种情况导致了地区间资源配置的不平衡，长期过度的不平衡会引发严重的数字鸿沟问题，造成不均衡发展现象，成为通往共同富裕道路上的新阻碍。

与此同时，近年来随着以互联网、大数据等为代表的数字技术快速发展，传统金融服务与数字技术开始融合[5]，金融普惠化和数字化的发展趋势逐渐形成，普惠金融应运而生。作为金融行业的新型模式，普惠金融具有服务范围广泛、服务方式灵活、服务效率高等特点，可以有效缓解传统金融存在的信息不对称、服务方式受限等问题，显著增强金融服务可获得性，进一步弥合数字鸿沟问题，助力共同富裕目标的实现。那么，数字鸿沟的存在是否显著阻碍了共同富裕的实现？这种阻碍是否存在区域异质性？进一步，普惠金融是否能够有效弥合数字鸿沟问题？对以上问题的回答将有助于我们理清数字鸿沟的影响机理，丰富共同富裕的理论研究和实践探索。

为了回答上述问题，本文基于2011~2021年31省份面板数据，通过熵值法构建数字鸿沟和共同富裕指数，实证研究数字鸿沟对共同富裕的阻碍作用以及普惠金融的调节作用及其作用机制，边际贡献在于：

第一，本文选题具有较高的前沿性。数字鸿沟、普惠金融是现阶段我国经济发展不平衡的热点问题和未来金融发展的重要改革方向，将数字鸿沟、普惠金融与共同富裕相结合进行研究，具有较高的前瞻性和指引性。第二，本文引入数字鸿沟这一新的研究视角。基于已有研究，从数字经济发展过程中产生的“数字鸿沟”问题这一视角切入，分析其对共同富裕的影响，角度较为新颖。第三，在实证中引入普惠金融这一调节因子，考察其在数字鸿沟影响共同富裕过程中的调节作用，理清三者的作用机理，丰富相关理论研究。

## 2. 文献回顾与研究假说

### 2.1. 数字鸿沟对共同富裕的影响研究

数字经济发展的不均衡性会导致数字鸿沟问题的出现，加剧群体和地区之间的差异，使其无法享受到数字红利，阻碍群体及地区的发展。有关数字鸿沟对共同富裕的影响，一方面是从共同富裕的子维度说明数字鸿沟对其的影响，相关文献主要涉及数字鸿沟对城乡贫富差距[6]、城乡收入差距[7]、居民消费[8]等较为微观层面的实证分析，除此之外还涉及到数字鸿沟对经济增长[9]、高质量发展[10]等重大宏观战略方向的研究。上述文献尽管是从共同富裕的子维度出发，但都实证说明了数字鸿沟的存在造成了收入差距、贫富差距和经济发展的差异化，从而间接阻碍了共同富裕的实现。

另一方面则是从数字鸿沟对共同富裕指标的直接效应出发，然而，此研究方向鲜有文献将数字鸿沟作为核心解释变量进行实证探析，而更多地是将数字鸿沟作为机制变量来说明其对共同富裕的阻碍作用。如尹应凯和陈乃青(2022)从接入沟、使用沟和能力沟三个维度实证检验数字鸿沟作为调节变量抑制了数字普惠金融对共同富裕的促进作用[11]；孙继国和杨晓倩(2022)基于中国家庭金融调查数据(CHFS)，从农村相对贫困缓解的视角实证检验普惠金融对共同富裕的影响效应，Probit 回归分析表明互联网使用和金融素养数字鸿沟的存在使得数字普惠金融对农村相对贫困的缓解作用要弱于传统普惠金融[12]。综上，数字鸿沟的存在直接或间接影响了共同富裕的实现，因此，本文提出假说 1：

H1：数字鸿沟阻碍了共同富裕的实现。

### 2.2. 普惠金融作用的研究

普惠金融通过扩大金融普惠范围，增加地区间不同群体获取金融服务的机会，对共同富裕产生深远影响。已有研究认为普惠金融对共同富裕的实现有积极的作用。普惠金融及其三大子维度均能够显著促进共同富裕[13]，而且普惠金融既能够促进物质共同富裕，也能够促进精神共同富裕[14]。此外，普惠金融可以有效缓解数字技术差异所导致的互联网偏向问题，通过提供低成本、易于获取的金融服务，降低经济参与门槛，使不同地区和群体尤其是弱势群体能够平等地享受金融资源，提高其经济活动参与度，进而增加收入和财富积累的机会，为实现共同富裕提供了坚实的经济基础和社会条件。基于上述讨论，本文提出假说 2：

H2：普惠金融对数字鸿沟阻碍共同富裕的实现有负向调节作用。

### 2.3. 数字鸿沟对共同富裕的影响差异研究

地区间数字经济发展的差异性是数字鸿沟产生的原因，数字鸿沟的差异性又进一步影响了其对共同富裕的阻碍程度。汪明峰(2005)从空间视角研究互联网用户在不同地区的增长与分布情况，提出我国区域间的数字鸿沟已成为中国社会经济发展的新差距[15]；王俊松等(2006)认为，我国地理环境的差异，使得信息化发展水平不同，进一步导致东西部地区呈现出日益扩大的数字鸿沟[16]；林双全(2018)基于全国 28 个省市区面板数据，构建空间滞后模型实证分析数字鸿沟的外部影响因素，结果表明数字鸿沟具有空间溢出效应[17]。基于上述已有研究，本文提出假说 3：

H3: 数字鸿沟对共同富裕的阻碍作用存在区域异质性。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 模型设定

##### 3.1.1. 数字鸿沟阻碍共同富裕的固定效应模型

为了探索数字鸿沟对共同富裕实现的阻碍作用以及区域异质性问题, 设定如下模型:

$$CP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Div_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $CP_{it}$  代表省份  $i$  在  $t$  年的共同富裕指数,  $Div_{it}$  代表省份  $i$  在  $t$  年的数字鸿沟指数;  $Controls_{it}$  是一组控制变量, 包括政府干预(Gov)、经济开放程度(Open)、外商直接投资水平(Fdi)、产业结构(Ind)和市场化程度(Mar);  $\theta_i$  为省份  $i$  不随时间变化的个体固定效应,  $\delta_t$  则为时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项;  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_3$  分别为常数项、解释变量和控制变量的回归系数。

##### 3.1.2. 普惠金融的调节效应模型

为了研究普惠金融对数字鸿沟阻碍共同富裕的调节作用, 构建如下调节效应模型:

$$CP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Div_{it} + \beta_2 FI_{it} + \beta_3 (Div \times FI)_{it} + Controls_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $FI_{it}$  代表省份  $i$  在  $t$  年的普惠金融指数,  $Div \times FI$  代表数字鸿沟与普惠金融的交互项, 其余变量含义同前文。

#### 3.2. 变量选取

##### 3.2.1. 被解释变量

共同富裕指数(CP): 本文基于共同富裕的内涵并且参照陈丽君(2021)[18]的做法, 将共同富裕分解为发展性、共享性和可持续性三个维度, 并且在每个维度下得出具体的指标。具体指标如表 1 所示。

**Table 1.** Comprehensive index system of common prosperity

**表 1.** 共同富裕综合指标体系

| 一级指标 | 二级指标    | 三级指标                  | 属性 |
|------|---------|-----------------------|----|
| 发展性  | 富裕度     | 居民人均可支配收入(元)          | 正向 |
|      |         | 居民人均消费支出(元)           | 正向 |
|      |         | 农村居民恩格尔系数(%)          | 负向 |
|      | 共同度     | 城镇居民恩格尔系数(%)          | 负向 |
|      |         | 城乡收入泰尔指数              | 负向 |
|      | 城镇化率(%) |                       | 正向 |
| 共享性  | 医疗      | 城乡收入倍差                | 负向 |
|      |         | 每万人拥有执业(助理)医师数(人)     | 正向 |
|      | 教育      | 每万人医疗机构床位数(张)         | 正向 |
|      |         | 平均受教育年限(年)            | 正向 |
|      |         | 人均拥有公共图书馆藏量(册/人)      | 正向 |
| 社会保障 |         | 教育文化和娱乐支出(亿元)         | 正向 |
|      |         | 社会保障和就业支出占 GDP 的比重(%) | 正向 |

续表

|      |        |                            |    |
|------|--------|----------------------------|----|
|      |        | 每万人拥有公共交通车辆(标台)            | 正向 |
|      | 公共基础设施 | 人均城市道路面积(平方米/人)            | 正向 |
|      |        | 人均公园绿地面积(平方米/人)            | 正向 |
|      |        | 每万人拥有公共厕所(座)               | 正向 |
|      | 信息化水平  | 移动电话普及率(部/百人)              | 正向 |
|      |        | 互联网宽带接入用户(万户)              | 正向 |
|      |        | 人均 GDP(元/人)                | 正向 |
|      | 发展质量   | 劳动者报酬占 GDP 比重(%)           | 正向 |
|      |        | 城镇登记失业率(%)                 | 负向 |
| 可持续性 | 生态环境   | 森林覆盖率(%)                   | 正向 |
|      |        | PM2.5 浓度                   | 负向 |
|      | 科技创新   | 规模以上工业企业 R&D 经费占 GDP 比重(%) | 正向 |
|      |        | 每万人专利授权数(件)                | 正向 |

### 3.2.2. 核心解释变量

数字鸿沟(*Div*): 本文参考罗廷锦和茶洪旺(2018) [19]的处理方法, 从数字鸿沟的信息技术基础、信息技术意识、信息技术应用和信息技术环境四个层次运用熵值法进行合成。具体指标如表2所示。

**Table 2.** Comprehensive index system of digital divide  
**表 2.** 数字鸿沟综合指标体系

| 一级指标   | 二级指标          | 指标说明                  | 属性 |
|--------|---------------|-----------------------|----|
| 信息技术基础 | 光缆线路长度        | 每平方公里光缆长度(千米/平方公里)    | 负向 |
|        | 长途光缆线路长度      | 每平方公里长途光缆长度(千米/平方公里)  | 负向 |
| 信息技术意识 | 互联网接入端口       | 每百人互联网宽带接入端口数量(个/百人)  | 负向 |
|        | 国家教育支出        | 国家教育支出(亿元)            | 负向 |
| 信息技术应用 | 国家科学技术支出      | 国家科学技术支出(亿元)          | 负向 |
|        | 大学专科及以上学历人数占比 | 大学专科及以上学历人数占总人数的比例(%) | 负向 |
| 信息技术环境 | 域名数           | 每万人域名数(个/万人)          | 负向 |
|        | 网页数           | 每万人网页数(个/万人)          | 负向 |
|        | 互联网宽带接入用户数    | 互联网宽带接入用户数(万户)        | 负向 |
|        | 电信业务量         | 人均电信业务量(元/人)          | 负向 |
| 信息技术环境 | 信息技术从业人员占比    | 信息技术从业人员占总人口的比例(%)    | 负向 |
|        | 技术交易活跃度       | 技术交易成交额占 GDP 的比例(%)   | 负向 |

### 3.2.3. 机制变量

普惠金融(*FI*): 考虑到与数字技术水平的相关性, 本文普惠金融水平的衡量指标选取北京大学的数字普惠金融指数。该指数由北京大学数字研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组负责编制, 从数字

金融覆盖广度、数字金融使用深度以及普惠金融数字化程度三个维度构建了数字普惠金融指标体系，编制了全国各省市的数字普惠金融指数。

### 3.2.4. 控制变量

考虑到仍有其他外部变量可能对共同富裕产生影响，本文选取政府干预、经济开放程度、外商直接投资水平、产业结构和市场化程度作为控制变量。其中政府干预(Gov)，采用地方财政一般预算支出占GDP比重表示；经济开放程度(Open)，采用进出口总额占GDP比重表示；外商直接投资水平(Fdi)，采用外商直接投资总额占GDP比重表示；产业结构(Ind)，采用第三产业增加值占GDP比重表示；市场化程度(Mar)，采用樊纲等人(2011) [20]测算的中国市场化指数表示。

## 3.3. 数据来源与描述性统计

本文数据来源于2011~2021年《中国统计年鉴》、国家统计局官方网站、北京大学数字金融研究中心等。基于数据的可得性，本文选取了2011~2021年我国31个省份的相关面板数据，对于个别遗漏缺失的数据，采取线性插值法进行补充，并且为避免量纲范围过大带来的影响，本文对相关数据进行了无量纲化处理。

下表3列示了本文选取的主要变量的描述性统计结果。样本期间，共同富裕指数均值为0.2934，说明共同富裕处在一个发展过程，其最大值和最小值分别为0.5536、0.1789，可见我国共同富裕区域发展不均衡；数字鸿沟的均值为0.7565，最大值为0.9702，最小值为0.4560，标准差为0.1155，表明各地区存在较大的数字鸿沟。各地区其他主要变量同样存在着明显的差异。

**Table 3.** Descriptive statistics of variables

**表3.** 变量描述性统计

| 变量   | 均值       | 标准差      | 最小值    | 最大值      |
|------|----------|----------|--------|----------|
| CP   | 0.2934   | 0.0748   | 0.1789 | 0.5536   |
| Div  | 0.7565   | 0.1155   | 0.4560 | 0.9702   |
| FI   | 300.8456 | 116.9249 | 7.5800 | 462.2278 |
| Gov  | 0.2928   | 0.2062   | 0.1050 | 1.3538   |
| Open | 0.1785   | 0.1935   | 0.0000 | 1.0000   |
| Fdi  | 0.2136   | 0.2266   | 0.0000 | 1.0000   |
| Ind  | 0.3264   | 0.1761   | 0.0000 | 1.0000   |
| Mar  | 6.7165   | 2.3304   | 0.0100 | 12.4800  |

## 4. 实证结果与分析

### 4.1. 基准回归结果

本文采用逐步添加控制变量的方法，运用2011~2021年的省际面板数据对上述模型进行了六次回归，表4汇报了数字鸿沟对共同富裕影响的六次回归结果，所有回归结果都控制了个体和时间固定效应。第(1)列回归只研究了核心解释变量数字鸿沟与共同富裕的关系，第(2)列至第(6)列回归则是在第(1)列回归的基础上依次加入控制变量进行研究，即模型(6)显示了全部变量的回归结果。通过观察六次回归结果可以发现，无论采取哪种模型设定形式，核心解释变量数字鸿沟均通过了1%或5%的负向显著性水平检测，说明该系数的显著性较稳定，可信度较高，表明数字鸿沟的存在对共同富裕的实现有着显著的阻碍作用，

前文的假说 H1 得到验证。

**Table 4.** Baseline regression results of digital divide on common prosperity

**表 4.** 数字鸿沟对共同富裕的基准回归结果

|                | (1)<br>CP           | (2)<br>CP           | (3)<br>CP            | (4)<br>CP            | (5)<br>CP            | (6)<br>CP            |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Div            | -0.229**<br>(0.095) | -0.235**<br>(0.091) | -0.251***<br>(0.070) | -0.253***<br>(0.071) | -0.253***<br>(0.071) | -0.244***<br>(0.069) |
| Gov            |                     | 0.129**<br>(0.051)  | 0.116**<br>(0.049)   | 0.125**<br>(0.052)   | 0.132**<br>(0.050)   | 0.128**<br>(0.053)   |
| Open           |                     |                     | -0.092***<br>(0.022) | -0.108***<br>(0.023) | -0.106***<br>(0.023) | -0.094***<br>(0.024) |
| Fdi            |                     |                     |                      | -0.029<br>(0.028)    | -0.029<br>(0.028)    | -0.023<br>(0.027)    |
| Ind            |                     |                     |                      |                      | -0.007<br>(0.041)    | -0.026<br>(0.041)    |
| Mar            |                     |                     |                      |                      |                      | 0.008**<br>(0.004)   |
| Cons           | 0.432***<br>(0.084) | 0.401***<br>(0.080) | 0.440***<br>(0.063)  | 0.447***<br>(0.063)  | 0.447***<br>(0.063)  | 0.394***<br>(0.071)  |
| N              | 341                 | 341                 | 341                  | 341                  | 341                  | 341                  |
| R <sup>2</sup> | 0.923               | 0.928               | 0.938                | 0.939                | 0.939                | 0.943                |
| year           | yes                 | yes                 | yes                  | yes                  | yes                  | yes                  |
| id             | yes                 | yes                 | yes                  | yes                  | yes                  | yes                  |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别代表在 0.1、0.05、0.01 水平上显著，括号内为估计的稳健标准差。下同。

## 4.2. 稳健性检验

在上文回归模型中，面临着不确定性和结论有效性的考验，故需要借助一定的方法来验证实证结论是否具有可靠性。稳健性检验可以帮助在模型设定合理的情形下，通过改变一些条件或假设去完成对主回归结论的验证。为了检验上述结果的稳健性，本文进行如下稳健性检验：

第一，替换被解释变量。前文是使用熵值法计算出的共同富裕综合指数，本部分更换变量的测度方法，使用客观赋权法中的主成分分析法计算被解释变量共同富裕的综合指数。本文提取 7 个主成分计算共同富裕综合得分，并进行回归，得到如表 5 第(1)列所示结果，数据显示，数字鸿沟的回归系数为 -0.428，并在 1% 的水平下显著为负，与前文基准回归的结果相一致，说明基准回归分析结果是稳健的。

第二，删除四个直辖市。数字鸿沟对共同富裕的影响由于受时空制约，所以在不同的区域存在较大的差异，极端数据的存在会影响实证检验结果。本文的样本范围为全国 31 个省份，考虑到北京、天津、上海和重庆四个直辖市在经济发展水平和政策倾斜方面的特殊性，将其从样本中删除，然后进行回归分析，结果如表 5 第(2)列所示，可以发现核心解释变量数字鸿沟的回归系数为 -0.265，且在 1% 水平下显著为负，和前文的基准回归结果相一致，说明基准回归分析结果具有稳健性。

**Table 5.** Regression results of robustness test  
**表 5. 稳健性检验回归结果**

|                | (1)<br>替换被解释变量       | (2)<br>剔除四个直辖市       |
|----------------|----------------------|----------------------|
| Div            | -0.428***<br>(0.132) | -0.265***<br>(0.062) |
| Gov            | 0.099<br>(0.138)     | 0.090*<br>(0.050)    |
| Open           | -0.059<br>(0.052)    | -0.116**<br>(0.044)  |
| Fdi            | -0.063<br>(0.047)    | -0.011<br>(0.030)    |
| Ind            | -0.136<br>(0.083)    | 0.006<br>(0.041)     |
| Mar            | 0.009<br>(0.008)     | 0.009**<br>(0.004)   |
| Cons           | 0.588***<br>(0.146)  | 0.406***<br>(0.067)  |
| N              | 341                  | 297                  |
| R <sup>2</sup> | 0.961                | 0.942                |
| year           | yes                  | yes                  |
| id             | yes                  | yes                  |

### 4.3. 内生性检验

尽管本文尽可能地控制了相关变量，但依然面临着可能的内生性问题：第一，遗漏变量偏误，回归中难免会遗漏部分对共同富裕具有正向影响和负向影响的变量，可能造成对回归系数的估计存在偏误。第二，双向因果关系，一方面，数字鸿沟可能会通过收入分配效应、减贫效应等作用于共同富裕；另一方面，共同富裕可能通过收入效应、供需调节等反向作用于数字鸿沟，双向因果所致内生性问题非常复杂，很难判断偏误方向。

为解决上述所提到的内生性问题，本文采用两阶段最小二乘法(IV-2SLS)用以检验实证分析结果。借鉴黄群慧等(2019) [21]、赵涛等(2020) [22]的做法选取各地区 1984 年末邮局数构建工具变量，其逻辑在于，一方面，邮电业务的发展对地区互联网技术的应用产生影响，历史上邮局数量多的地区的信息网络基础设施建设更完善，可以反映当地信息技术禀赋的历史，满足工具变量的相关性；另一方面，随着邮局对经济发展的影响日渐式微，历史上邮局数量未对或较少的对当地发展产生直接影响，满足工具变量的外生性。

需要说明的是，由于本文所采用的基础数据是基于时间 - 地区的双固定面板数据，而 1984 年地区层面的邮局数为截面数据，不能直接用于面板数据的计量分析，为满足基础数据与工具变量的匹配性，本文以 1984 年各地区邮局数与各地区对应年份互联网接入用户数构造交互项作为数字鸿沟的工具变量，并且通过了若工具变量检验和可识别检验，说明选择的工具变量是合理的。回归结果如表 6 第(1)列所示，

数据表明核心解释变量数字鸿沟的回归系数为-0.905，且在1%的水平下显著为负，与基准回归分析的结果是一致的，表明基准回归分析结果是稳健的。

**Table 6.** Instrumental variable test  
**表 6. 工具变量检验**

|                | (1)                  |
|----------------|----------------------|
|                | 工具变量法(IV-2SLS)       |
| Div            | -0.905***<br>(0.098) |
| Gov            | 0.162***<br>(0.041)  |
| Open           | -0.110***<br>(0.024) |
| Fdi            | -0.027*<br>(0.016)   |
| Ind            | -0.040<br>(0.027)    |
| Mar            | 0.006***<br>(0.002)  |
| Cons           | 1.075***<br>(0.079)  |
| N              | 341                  |
| R <sup>2</sup> | 0.948                |
| year           | yes                  |
| id             | yes                  |

#### 4.4. 普惠金融的调节作用分析

为了验证前文提出的研究假说H2，接下来进行调节效应检验，回归结果如表7所示。由表7第(2)列可以看出，数字鸿沟与普惠金融交互项(adj)的回归系数在1%的水平上显著为正，而数字鸿沟的系数为负，与其符号相反，这表明普惠金融起到了负向调节作用，说明普惠金融推广使用较好的地区，数字鸿沟对共同富裕的负向影响就越小，即普惠金融削弱了数字鸿沟对共同富裕的阻碍作用。

**Table 7.** Moderating effect test of digital financial inclusion  
**表 7. 数字普惠金融的调节效应检验**

|     | (1)<br>CP            | (2)<br>CP           |
|-----|----------------------|---------------------|
| Div | -0.244***<br>(0.069) | -0.150**<br>(0.062) |
| FI  |                      | 0.000***<br>(0.000) |

续表

|                |                      |                     |
|----------------|----------------------|---------------------|
| adj            |                      | 0.053***<br>(0.019) |
| Gov            | 0.128**<br>(0.053)   | 0.124***<br>(0.039) |
| Open           | -0.094***<br>(0.024) | -0.018<br>(0.029)   |
| Fdi            | -0.023<br>(0.027)    | -0.014<br>(0.018)   |
| Ind            | -0.026<br>(0.041)    | -0.054*<br>(0.029)  |
| Mar            | 0.008**<br>(0.004)   | 0.005<br>(0.003)    |
| Cons           | 0.394***<br>(0.071)  | 0.266***<br>(0.061) |
| N              | 341                  | 341                 |
| R <sup>2</sup> | 0.943                | 0.958               |
| year           | yes                  | yes                 |
| id             | yes                  | yes                 |

#### 4.5. 异质性分析

由于各地区数字经济发展呈现不均衡的态势，所以在不同区域之间，数字鸿沟对实现共同富裕的阻碍作用可能也是不一致的，为了研究数字鸿沟对共同富裕阻碍程度的区域异质性，本文将样本数据划分成了东部地区、中部地区和西部地区三个部分进行研究。结果如表8所示。

**Table 8.** Regional heterogeneity analysis of digital divide on common prosperity

**表8. 数字鸿沟对共同富裕的区域异质性分析**

|      | (1)<br>东部           | (2)<br>中部           | (3)<br>西部         |
|------|---------------------|---------------------|-------------------|
| Div  | -0.302**<br>(0.096) | -0.336**<br>(0.108) | -0.073<br>(0.102) |
| Gov  | 0.194*<br>(0.091)   | -0.134**<br>(0.055) | 0.010<br>(0.055)  |
| Open | -0.093**<br>(0.035) | 0.070<br>(0.132)    | 0.041<br>(0.073)  |
| Fdi  | -0.065<br>(0.036)   | 0.019<br>(0.089)    | 0.004<br>(0.036)  |
| Ind  | -0.123**<br>(0.054) | -0.031<br>(0.024)   | 0.053<br>(0.034)  |

续表

|                |                     |                     |                    |
|----------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| Mar            | 0.005<br>(0.006)    | -0.004<br>(0.008)   | 0.004<br>(0.004)   |
| Cons           | 0.563***<br>(0.105) | 0.548***<br>(0.076) | 0.235**<br>(0.091) |
| N              | 121                 | 88                  | 132                |
| R <sup>2</sup> | 0.968               | 0.978               | 0.948              |
| year           | yes                 | yes                 | yes                |
| id             | yes                 | yes                 | yes                |

由第(1)列可知数字鸿沟的回归系数为-0.302, 第(2)列数字鸿沟的回归系数为-0.336, 都通过了5%的显著性检验, 说明数字鸿沟对共同富裕的阻碍作用在东部地区和中部地区比较明显, 值得注意的是中部地区回归系数大于东部地区回归系数, 可能是因为中部地区相较于东部地区而言缺乏各种资源优势, 数字经济发展存在不均衡现象, 导致相较于东部地区而言存在着较为显著的数字鸿沟现象, 进一步阻碍了共同富裕的实现。由第(3)列可知数字鸿沟的回归系数为-0.073, 但并没有通过显著性检验, 说明在西部地区, 数字鸿沟对共同富裕实现的阻碍作用不显著, 这可能是因为相较于东中部地区而言, 数字经济在西部的发展本身就处于一个相对较低的水平, 发展速度缓慢, 其红利还未充分释放, 虽存在少部分的鸿沟问题, 但对共同富裕的阻碍作用并不显著。由此可见, 数字鸿沟对共同富裕的阻碍作用存在东、中、西部的区域异质性, 前文的假说H3得到验证。

## 5. 结论与建议

本文基于2011~2021年省际面板数据, 使用固定效应和调节效应模型对数字鸿沟阻碍共同富裕发展进程和普惠金融的影响情况进行深入研究。研究结论如下: 第一, 数字鸿沟阻碍了共同富裕的实现, 而普惠金融的负向调节作用削弱了数字鸿沟的负面效应。第二, 数字鸿沟对共同富裕的影响存在区域异质性, 对东中部地区的影响效果显著强于西部地区。基于以上结论, 本文提出以下政策建议:

第一, 加强数字基础设施建设与数字素养提升。政府和相关部门应该加大投资, 特别是在中西部地区, 以加强数字基础设施的建设, 提高互联网覆盖率、提升网络速度和质量、降低上网成本等, 以缩小不同地区间的数字鸿沟, 促进信息资源的公平获取, 从而推动共同富裕的实现。同时, 开展全民数字素养教育项目, 提升居民的信息获取、处理和利用能力, 以减少数字鸿沟对共同富裕共享性的阻碍。

第二, 制定区域差异化的数字发展战略。政府和有关部门应根据不同地区的经济发展水平、社会和文化特点, 制定差异化的数字发展战略。对于西部地区, 应重点发展适合当地条件的数字经济模式, 同时加强与东中部地区的数字经济合作, 促进区域间的数字资源共享和平衡发展。

第三, 推广数字普惠金融政策, 深化数字普惠金融体系。政府和金融机构应共同推动数字普惠金融政策, 进一步深化普惠金融体系, 通过提供更加便捷、低成本的金融服务, 改善地区金融结构, 支持小微企业和低收入群体的金融需求, 从而促进地区经济的均衡发展和共同富裕。

第四, 重视技术创新在普惠金融中的作用, 提升金融服务效率。加强普惠金融对于中小型企业技术研发、技术创新的支持力度, 鼓励中小型科技公司与金融机构深度合作, 加大对创新型企业的支持力度, 同时, 政策制定者要注重普惠金融和技术创新在弥合数字鸿沟助力共同富裕进程中的重要作用, 多措并举推动数字经济时代普惠金融的发展, 缩小地区间的数字鸿沟, 助力共同富裕目标的实现。

## 基金项目

国家社会科学基金一般项目“平台人工智能标准增进数字市场包容性的机制与政策研究”(24BJY032);教育部人文社会科学基金项目“中国式现代化推进中填平数字鸿沟的双链耦合机制及其政策启示”(23A10338009)。

## 参考文献

- [1] 习近平. 扎实推动共同富裕[J]. 求是, 2021(20): 4-8.
- [2] 李逸飞, 王盈斐. 迈向共同富裕视角下中国中等收入群体收入结构研究[J]. 金融经济学研究, 2022, 37(1): 88-100.
- [3] 刘航, 伏霖, 李涛, 等. 基于中国实践的互联网与数字经济研究——首届互联网与数字经济论坛综述[J]. 经济研究, 2019, 54(3): 204-208.
- [4] 黄敦平, 朱小雨. 我国数字经济发展水平综合评价及时空演变[J]. 统计与决策, 2022, 38(16): 103-107.
- [5] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1489-1502.
- [6] 陈银娥, 邹一源, 李鑫. 数字普惠金融对城乡贫富差距的影响研究——基于数字鸿沟的调节效应分析[J]. 宏观经济研究, 2023(10): 4-22+40.
- [7] 刘骏. 城乡数字鸿沟持续拉大城乡收入差距的实证研究[J]. 统计与决策, 2017, 33(10): 119-121.
- [8] 杨碧云, 王艺璇, 易行健, 张凌霜. “数字鸿沟”是否抑制了居民消费?——来自中国家庭金融调查的微观证据[J]. 南开经济研究, 2023(3): 95-112.
- [9] 王兴华. 数字鸿沟与中国经济增长[J]. 统计与信息论坛, 2010, 25(7): 53-57.
- [10] 沈红丽. 数字鸿沟视角下数字金融对高质量发展的影响[J]. 统计与信息论坛, 2023, 38(4): 103-113.
- [11] 尹应凯, 陈乃青. 数字普惠金融、数字鸿沟与共同富裕——基于新结构经济学的视角[J]. 上海大学学报(社会科学版), 2022, 39(6): 13-31.
- [12] 孙继国, 杨晓倩. 普惠金融、数字鸿沟与共同富裕——基于农村相对贫困缓解的视角[J]. 金融论坛, 2022, 27(10): 13-22.
- [13] 谭燕芝, 施伟琦. 数字普惠金融对共同富裕的影响及机制研究[J]. 经济经纬, 2023, 40(2): 55-65.
- [14] 王中伟, 焦方义, 赵彤彤. 数字普惠金融、绿色技术创新与共同富裕[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2023, 44(6): 111-122.
- [15] 汪明峰. 互联网使用与中国城市化——“数字鸿沟”的空间层面[J]. 社会学研究, 2005(6): 112-135+244.
- [16] 王俊松, 李诚. 我国数字鸿沟的空间表现及原因分析[J]. 情报科学, 2006, 24(11): 1620-1625.
- [17] 林双全. 我国的区域数字发展不平等现状研究[D]: [硕士学位论文]. 厦门: 厦门大学, 2018.
- [18] 陈丽君, 郁建兴, 徐铱娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021(4): 5-16+2.
- [19] 罗廷锦, 茶洪旺. “数字鸿沟”与反贫困研究——基于全国 31 个省市面板数据的实证分析[J]. 经济问题探索, 2018(2): 11-18+74.
- [20] 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, 46(9): 4-16.
- [21] 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.
- [22] 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.