

数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互效应

——基于空间联立方程的实证检验

管璇¹, 徐浩然², 吴忆莲¹, 刘艳华¹

(1. 安徽工业大学商学院, 安徽马鞍山 243032; 2. 中信银行滁州分行, 安徽滁州 239000)

摘要: 推进基本公共服务均等化是实现共同富裕的重要内容, 数字普惠金融发展可以直接和间接地扩大基本公共服务供给。基于基本公共服务的空间溢出特性, 分析数字普惠金融发展与基本公共服务均等化可能存在的空间交互作用机制; 利用2011—2021年省级面板数据, 通过空间联立方程等模型实证检验数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互作用。结果发现: 地区内部, 数字普惠金融发展和基本公共服务均等化存在明显的正向互促效应。地区之间, 数字普惠金融发展与基本公共服务均等化具有负向的空间交互效应, 主要表现在邻近地区的基本公共服务均等化对本地数字普惠金融发展具有负向的空间溢出效应; 同样地, 邻近地区数字普惠金融发展对本地基本公共服务均等化也具有显著的负向空间溢出效应。据此, 建议在着力推动本地数字普惠金融发展和基本公共服务均等化的同时, 更应注重两者的区域协调发展, 减少彼此具有的负向交互效应。

关键词: 数字普惠金融; 基本公共服务均等化; 空间交互效应; 空间联立方程; 共同富裕

中图分类号: F 832 **文献标志码:** A **doi:** 10.12415/j.issn.1671-7872.24176



The Spatial Interaction Effects Between Digital Inclusive Finance Development and Equalization of Basic Public Services

——An Empirical Test Based on Spatial Simultaneous Equations

GUAN Xuan¹, XU Haoran², WU Yilian¹, LIU Yanhua¹

(1. Business School, Anhui University of Technology, Maanshan 243032, China; 2. China CITIC Bank Chuzhou Branch, Chuzhou 239000, China)

Abstract: Promoting the equalization of basic public services is an important aspect of achieving common prosperity. The development of digital inclusive finance can directly and indirectly expand the supply of basic public services. Based on the spatial spillover characteristics of basic public services, the potential spatial interaction mechanisms between the development of digital inclusive finance and the equalization of basic public services were analyzed. Using provincial panel data from 2011 to 2021, the spatial interactions between digital inclusive finance development and basic public service equalization were empirically tested through models such as spatial

收稿日期: 2024-10-11

基金项目: 国家社会科学基金项目(22BJY205); 安徽工业大学芜湖技术创新研究院产学研专项资金项目(ZXCXYW202403)

作者简介: 管璇(1999—), 男, 安徽合肥人, 硕士生, 主要研究方向为农村金融与县域经济发展。

通信作者: 刘艳华(1979—), 男, 山东新泰人, 博士, 教授, 主要研究方向为农村金融发展与乡村振兴。

引文格式: 管璇, 徐浩然, 吴忆莲, 等. 数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互效应: 基于空间联立方程的实证检验[J]. 安徽工业大学学报(自然科学版), 2025, 42(2):223-234.

simultaneous equations. The results reveal that within regions, there is a significant positive mutual promotion effect between digital inclusive finance development and basic public service equalization. Between regions, however, there is a negative spatial interaction effect, mainly manifested in the negative spatial spillover effect of neighboring regions' basic public service equalization on local digital inclusive finance development. Similarly, the development of digital inclusive finance in neighboring regions also has a significant negative spatial spillover effect on local basic public service equalization. Based on these findings, it is recommended that while efforts should be made to promote local digital inclusive finance development and basic public service equalization, greater attention should be paid to the coordinated regional development of both, reducing the negative interaction effects between them.

Keywords: digital inclusive finance; equalization of basic public services; spatial interaction effect; simultaneous equations of space; common prosperity

推进基本公共服务均等化是实现共同富裕的重要内容。目前,我国基本公共服务非均等化问题仍较为严重,随着城镇化建设的不断推进,基本公共服务资源不断向城镇聚集,农村地区的基本公共服务总量和质量亟待提升,空间内基本公共服务发展并不平衡^[1-3]。作为现代经济的核心,金融可以引导基本公共服务的配置方向。作为一种新兴的金融业态,数字普惠金融发展可直接和间接地扩大基本公共服务供给^[4-5]。与传统金融相比,本地的数字普惠金融发展对其他地区的基本公共服务均等化是否具有空间溢出效应?金融具有突破时空限制对金融资源进行配置的独特优势,可拓展金融服务的地理边界。其他地区的基本公共服务均等化是否会影响本地的数字普惠金融发展?即数字普惠金融发展与基本公共服务均等化是否存在空间交互效应?空间交互效应是如何产生的?空间交互的性质和程度如何?对这些问题的回答,可为厘清数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的关系规律、促进数字普惠金融发展和提升基本公共服务均等化发展水平提供新的思路,对拓展数字普惠金融发展与基本公共服务均等化交互关系的理论和实证研究具有重要价值。

通过文献梳理发现,直接研究数字普惠金融发展与基本公共服务均等化空间交互的文献尚未多见,学界主要探讨两者在同一空间的相互作用关系。一方面,学界将教育、医疗等基本公共服务类型的代表性指标纳入到某一指标体系,评价数字普惠金融发展对其产生的作用^[4-6]。这类研究在一定程度上表明数字普惠金融发展对基本公共服务均等化的作用,但研究的针对性及深度有待加强。另一方面,学界探究了数字普惠金融发展对具体类型基本公共服务的作用,例如:数字普惠金融发展可促进教育服务和教育机会的均等化^[7-8];数字普惠金融发展具备的

医疗服务改善效应和健康风险抑制效应,可促进医疗公共服务均等化^[9-10]。

此外,学界对数字普惠金融发展与基本公共服务的空间特征也进行了一定研究。在数字普惠金融发展的空间溢出效应方面,研究表明:数字普惠金融发展及其子维度均具有显著的空间溢出效应,并且东部地区的溢出效应更显著^[11];北京、上海、江苏等网络中心城市或省份的数字普惠金融发展具有明显的虹吸效应,西北、西南等经济发展水平相对落后地区的溢出效应也较为明显^[12];此外,数字普惠金融发展对促进居民消费^[13]、经济增长^[14-15]、缩小城乡收入差距^[16]以及对碳排放强度的抑制^[17-18]等方面具有一定的空间溢出效应。在基本公共服务的空间特征方面,学者们指出公共服务的范围和性质决定了公共服务具有空间属性,基本公共服务均等化的研究对象可涵盖城乡间、区域间以及不同社会群体之间^[19]。现有研究从城乡^[20]、省际^[21]、市域^[22]等维度对我国基本公共服务的区域差异和均等化程度进行了测度,结果显示基本公共服务整体水平呈现东高西低,发达地区优于欠发达地区的地理特征。针对长江经济带^[23]、长三角城市群^[24]、京津冀城市群^[25]等特定区域的研究发现,近年来这些地区的基本公共服务水平普遍提升,且均等化程度显著改善。医疗卫生^[26]和教育^[27]等领域均等化水平虽逐步提高,但仍存在东、中、西梯度差异,整体差距呈缩小趋势。

现有研究表明,数字普惠金融发展与基本公共服务均具有显著的空间属性,但既有文献多聚焦于两者的单向影响关系。为此,将数字普惠金融发展和基本公共服务纳入同一框架下,分析两者相互作用机理,并运用空间联立方程实证检验两者的空间交互效应,从而为促进数字普惠金融与基本公共服务的协同发展提供理论依据和政策启示。

1 理论分析与假设

基于基本公共服务的空间溢出特性,分析数字普惠金融发展与基本公共服务均等化可能存在的空间交互作用机制。

1.1 数字普惠金融发展和基本公共服务均具有空间溢出效应

地理学第一定律认为,地物间的相关性会随着地理距离的接近而增强。在当今万物互联互通的社会中,资源要素的流动跨越时间和空间2个维度,进一步强化了各地区经济主体在空间上的联系。基本公共服务同样具有空间溢出特性。

一方面,当某一地区的基本公共服务供给水平较高时,在金融机构竞争激励机制的作用下,各地区的数字普惠金融会追求更加优惠与便捷的金融服务,从而产生示范效应,进而促进异地数字普惠金融的发展。

另一方面,由于经济发展的区域差异,各地区对基本公共服务的需求和供给水平也存在空间异质性。地方政府间的协调合作机制或竞争机制,可能引发经济发达地区对相对落后地区的示范效应。此外,受地理空间承载力的限制,经济发达地区的经济活动存在边界扩张的需求,为寻求更大的地理发展空间,资源向邻近地区集聚,从而带动邻近地区基础设施建设水平和公共服务水平的提升。随后的产业迁入和升级也会推动迁入地区的经济发展,从而促进当地基本公共服务水平的提升。进一步来看,基本公共服务通常具有非排他性和非竞争性。一个地区的基本公共服务水平高,可能会导致地区间公共服务供给的“搭便车”现象,吸引人才等资源涌入该地区,产生虹吸效应,进而造成流入地基本公共服务负担过重,引发拥挤效应。从长期来看,人口流入的“规模效应”会逐渐超过“拥挤效应”^[28],最终虹吸效应转变为溢出效应,形成知识外溢、人才外溢和资源外溢,为周边欠发达地区提供发展动力^[29]。

1.2 数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互作用机制

1.2.1 数字普惠金融发展对基本公共服务均等化的空间溢出效应

数字普惠金融将金融服务转移到线上,突破了时间和空间的限制,使客户能够随时随地享受金融服务,促进了金融资源在区域间的自由流动,从而显著提高了金融服务的覆盖面。在这个过程中,数字普惠金融发展能够将基本公共服务的空间溢出由空间相邻扩大到空间相隔。也就是说,数字普惠金融

的发展不仅使基本公共服务的溢出效应惠及相邻地区,还可能进一步延伸到非相邻地区。

一方面,数字普惠金融的发展通过提升基本公共服务的供给能力和扩大其供给水平,促进了本地基本公共服务均等化。数字普惠金融具备资金集聚功能和储蓄向投资转化的职能,能够满足公共部门在生产基本公共产品和服务过程中的资金需求,从而提升基本公共产品和服务的生产能力。一是数字普惠金融平台的支付结算功能,能够保障当地居民获取便捷和高效的基本公共服务;二是政府部门将一些基本公共服务嵌入数字普惠金融平台,能够提高基本公共服务信息查询和处理的效率,推动公共信息服务均等化的实现。

另一方面,数字普惠金融发展对异地的基本公共服务具有负向空间溢出效应。数字普惠金融发展能够突破地区限制,发挥信用中介职能,为异地提供资金支持。然而,当一个地区的数字普惠金融发展较为迅速时,在资本逐利的作用下,金融集聚效应可能会充当异地资金的“抽水机”,吸引异地资金流向该地区,导致异地基本公共服务建设缺乏足够的金融支持,从而削弱临近地区生产基本公共产品和服务的能力。

因此,提出假设H1:数字普惠金融发展对异地基本公共服务均等化具有负向空间溢出效应。

1.2.2 基本公共服务均等化对数字普惠金融发展的空间溢出效应

基本公共服务是决定人力资本空间分布的关键因素。一方面,教育公共服务供给水平的变化显著影响流动人口的留居意愿^[30];另一方面,公共服务对流动人口具有收入识别效应,通常会选择高收入人口而挤出低收入人口^[31]。由于高收入人群的受教育程度相对较高,基本公共服务水平的提高有助于更好地吸引优质的人力资源进入该地区,从而形成人力资本的增量,并进一步转化为该地区的创新动力。此外,高质量的基本公共服务供给还能缩小收入差距,推动经济高质量发展^[32]。经济发展水平较高的地区通常具备完善的公共服务体系,通过强大的虹吸效应促进经济快速增长,这为人才的长效化供应提供了有力支持。

由此可见,地区人力资本、创新能力及经济发展水平等因素的积极变化,能够为本地数字普惠金融发展创造有利条件。其一,经济发展水平较高的地区通常具有较高的资金流入效率和较快的数字技术更新速度,能够有效缓解金融排斥现象,从而

推动数字普惠金融发展指数的提升;其二,人口受教育程度的提高是提高居民教育质量和培养居民金融意识的重要途径,有助于改善地区金融发展环境,进而提高数字普惠金融的服务效率;其三,数字普惠金融发展源于科技创新,而人力资本投资和技术创新的持续推进将进一步加速数字普惠金融的发展进程。

然而,一个地区的基本公共服务均等化水平较高,虽然能够显著促进该地区数字普惠金融发展,但同时由于虹吸效应,人才、资金、技术等数字普惠金融赖以发展的核心要素会流向该地区,从而对异地的数字普惠金融发展产生负向作用。

因此,提出假设 H2:基本公共服务均等化对异地数字普惠金融发展具有负向的空间溢出效应。

2 研究设计

为检验数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互作用,构建理论计量模型、选取变量并设计实证研究的基本框架。

2.1 计量模型的设定

2.1.1 空间权重矩阵

在空间分析中,选择合适的空间权重矩阵是确保研究结果准确性和稳健性的关键。单纯地使用邻接矩阵(即相邻地区取值为1,非相邻地区取值为0)虽然简单直观,但其仅考虑了地理邻接关系,而忽略了地区间在经济、社会等方面的联系,因此可能无法全面反映空间特征。为了提高分析的可信度,文中采用综合考虑地理距离和经济距离的经济地理矩阵。基于距离的二进制邻接矩阵的数学表达式为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 和 } j \text{ 的距离} < d \\ 0, & i \text{ 和 } j \text{ 的距离} \geq d \end{cases} \quad (1)$$

经济地理矩阵的数学表达式为:

$$K_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|P_{GDPi} - P_{GDPj}|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

式中: W_{ij} 为区域 i 与区域 j 的邻近关系矩阵; K_{ij} 为经济地理矩阵; P_{GDPi} 为地区 i 的人均 GDP(国内生产总值, gross domestic product); P_{GDPj} 为地区 j 的人均 GDP。为减小数据误差,文中对权重矩阵进行标准化。

2.1.2 空间相关性检验

因变量和自变量均具有空间相关性,这是空间计量模型分析的基础。为此,本文利用北京大学的数字普惠金融发展指标和选取的基本公共服务指标,分别测算数字普惠金融化水平和基本公共服务均等

化水平,并分别计算两者的 Moran 指数,以识别两者的空间相关性。同时,通过 Moran 指数散点图,进一步判断我国数字普惠金融发展和基本公共服务均等化的空间分布格局。Moran 指数公式为:

$$\text{Moran} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

其中: n 为空间单元总数; x_i 和 x_j 分别为第 i 和第 j 个空间单元的属性值; \bar{x} 为空间单元属性的平均值。

2.1.3 空间计量模型

空间滞后模型 (spatial autoregressive model, SAR)、空间误差模型 (spatial error model, SEM) 和空间杜宾模型 (spatial durbin model, SDM) 是 3 种主要的空间计量模型。为全面考察数字普惠金融发展和基本公共服务均等化可能存在的空间关联,构建以下空间回归模型:

$$Q_{it} = \theta_1 W_{ij} Q_{it} + \theta_2 D_{ij} + \theta_3 W_{ij} D_{it} + \mu \quad (4)$$

$$\mu = \lambda W_{ij} \mu + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N[0, \sigma^2 I] \quad (5)$$

其中: Q_{it} 为被解释变量,表示基本公共服务均等化水平; t 为时间; i 为地区; D_{ij} 为解释变量,表示数字普惠金融化水平; θ_1 和 θ_3 为空间相关系数,表示邻近地区基本公共服务均等化水平和数字普惠金融发展对本地区基本公共服务均等化的影响程度; θ_2 为数字普惠金融发展的相关系数; μ 和 ε 为随机误差, ε 遵循正态分布; λ 为空间误差系数。当 $\theta_1 \neq 0, \theta_3 = 0$ 且 $\lambda = 0$ 时,为空间自回归模型;当 $\theta_1 = 0, \theta_3 = 0$ 且 $\lambda \neq 0$ 时,为空间误差模型;当 $\theta_1 \neq 0, \theta_3 \neq 0$ 且 $\lambda = 0$ 时,为空间杜宾模型。

传统空间计量模型并未将被解释变量和解释变量的交互作用分离,仅能检验解释变量对被解释变量空间溢出效应。而空间联立方程模型进一步明确了两变量在空间范围内的相互作用效果。为保证回归结果的稳健性,本文继续构建空间联立方程模型,对数字普惠金融发展和基本公共服务均等化水平之间的空间交互作用进行实证检验。模型形式如下:

$$Q_{it} = \theta_0 + \theta_1 \sum_{j \neq i}^n W_{Qij} Q_{jt} + \theta_2 \sum_{j \neq i}^n W_{Dij} D_{jt} + \theta_3 D_{it} + \theta_4 X_{it} + \varphi_{it} \quad (6)$$

$$D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{j \neq i}^n W_{Dij} D_{jt} + \beta_2 \sum_{j \neq i}^n W_{Qij} Q_{jt} + \beta_3 Q_{it} + \beta_4 M_{it} + v_{it} \quad (7)$$

其中: X 为影响基本公共服务均等化的控制变量,主

要包括公共服务支出水平、人口密度和对外开放程度; M 为影响数字普惠金融发展的控制变量,包括城镇化率、互联网普及率和人均受教育水平; W_Q 和 W_D 分别为基本公共服务均等化 Q 和数字普惠金融发展 D 的空间变量,具体见后文变量选取; φ, ν 为随机误差项。

在空间联立方程模型中,数字普惠金融发展与基本公共服务均等化均为内生变量,且两者会同时受到其他因素影响,导致误差项存在相关性。若使用最小二乘法(ordinary least squares, OLS)估计,可能会影响结果的一致性。广义三阶段最小二乘法(generalized three stages least squares method, GS3SLS)能够克服变量之间的空间相关性和随机误差项间的相关性,且被广泛用于联立方程组的参数估计,可提高参数估计的有效性。因此,本文采用GS3SLS进行模型估计。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

基本公共服务均等化水平(Q)。文中参考《国家基本公共服务标准(2021)》和《“十四五”公共服务规划》的要求,结合文献[2]中的指标选取方法以及数据可得性,从教育、文化、医疗和社保四方面构建基本公共服务水平指标体系。基于该指标体系,选取264个地级市的样本数据作为省级样本,并通过熵值法计算基本公共服务水平的基尼系数,以基尼系数表示基本公共服务的均等化程度。为剔除地区人口规模的影响,采用人均相对指标进行测算。具体地,教育均等化指标包括小学和初中师生比、学前教育毛入园率、小学和初中生均校舍面积;医疗均等化指标包括每万人卫生机构数、每万人卫生机构床位数以及每万人医生数;社保均等化指标包括每万人城镇医疗保险参保数、每万人城乡养老保险参保数和每万人失业保险参保数;文化均等化指标包括人均图书馆藏书量、每万人文化体育娱乐业从业人员数、每万人公共图书馆机构数、每万人体育场馆个数、每万人文化馆和文化站机构数。

2.2.2 核心解释变量

数字普惠金融发展指数(D)。北京大学发布的数字普惠金融发展指数分为覆盖广度、使用深度和数字化程度3个维度,能够从不同角度客观反映数字普惠金融的发展水平。由于该指数数据易于获取且具有较高的权威性,本文选用该指数作为数字普惠金融发展的衡量指标。为提高数据的平滑性,本文对数字普惠金融发展指数取对数进行处理。

2.2.3 控制变量

可能影响基本公共服务均等化水平的控制变量如下:

1) 公共服务支出水平(F)。政府的公共服务支出是基本公共服务供给的主要资金来源之一,文中用政府的教育、医疗、社保和文化支出占一般公共预算支出的比例表示政府公共服务支出水平。

2) 人口密度(R)。人口密度高会摊低地区公共服务的供给成本,人口密度与公共服务均等化正相关,文中用每平方公里的万人规模表示人口密度。

3) 对外开放程度(V)。对外开放程度越高的地区,越鼓励通过提高基本公共服务水平来提升该地区对外的吸引力。文中用各省进出口贸易总额占其GDP的比重反映对外开放程度。

可能影响数字普惠金融发展的控制变量如下:

1) 城镇化率(C)。城镇化进程可为数字普惠金融发展提供科技、人才、通讯设施等必备条件,文中选择地区城镇人口比例表示城镇化率。

2) 互联网普及率(H)。互联网是数字普惠金融业务开展的平台,互联网普及率越高,数字普惠金融的发展效率也会越高。文中选取国家统计局发布的互联网宽带接入用户数占总用户数的比重表示互联网普及率。

3) 居民受教育水平(E)。居民受教育水平越高,居民的金融知识素养和对金融服务的接受度越高,越有利于提升数字普惠金融的覆盖度。文中以国家统计局发布的六岁及六岁以上接受教育程度的人口为计算对象,再以相应的人口数为权重计算而得。具体方法为,将不同学历人口数与对应受教育年限相乘再除以总人口数得出人均受教育水平,其中小学学历为6a、初中学历为9a、高中学历为12a及大专以上学历为16a。

2.3 数据说明与描述性统计

受到北京大学发布的数字普惠金融发展指数所属年份的限制,本文的样本年限区间选择为2011—2021年。为提高数据的完整性,西藏、青海和海南等地区未纳入样本体系,因此样本考察对象为中国内地24个省份。其他样本数据源自历年的《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及国家统计局官网等。对于部分缺失的样本数据,使用插值法进行补齐。变量的描述性统计如表1。由表1可知:基本公共服务均等化水平的标准差为1.054,极值为6.267;而教育、文化、医疗和社保等不同维度类型的基本公共服务均等化

水平极值分别高达 10.159, 12.547, 15.921 和 5.275。题均较为严重,基本公共服务均等化水平也存在较大地区差异。总体看,不同省份和直辖市的公共服务非均等化问题

表 1 描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
基本公共服务均等化水平(Q)	264	3.363	1.054	1.363	7.630
教育均等化水平(G)	264	4.607	1.659	1.391	11.550
文化均等化水平(L)	264	2.490	1.787	1.023	13.570
医疗均等化水平(Y)	264	4.541	2.377	1.729	17.650
社保均等化水平(S)	264	2.488	0.822	1.095	6.370
数字普惠金融发展指数(D)	264	5.260	0.676	2.916	6.074
人口密度(R)	264	5.329	1.014	2.596	6.720
对外开放程度(V)	264	9.620	0.762	7.901	11.620
公共服务支出(F)	264	0.439	0.034	0.347	0.520
互联网普及率(H)	264	0.713	0.247	0.200	1.000
城镇化率(C)	264	0.565	0.089	0.350	0.746
人均受教育水平(E)	264	9.092	0.539	7.589	10.230

3 实证结果与分析

对核心变量进行空间相关性检验后,以此为基础,利用样本数据对构建的理论空间计量模型参数进行估计和分析。

3.1 空间相关性检验结果与分析

运用全局 Moran 指数对数字普惠金融发展和基本公共服务均等化水平进行空间自相关检验,分

别使用空间邻接权重和地理距离矩阵计算 Moran 指数,结果如表 2。由表 2 可知:两指标的 Moran 指数均为正,说明两者存在正向的空间相关性;数字普惠金融化水平的 Moran 指数大部分年份在 5% 显著性水平下显著,且纳入经济地理因素后, Moran 指数显著提升,说明经济地理因素是影响变量空间溢出效应的重要因素;基本公共服务均等化水平的 Moran 指数在大部分年份也保持显著。

表 2 数字普惠金融发展和基本公共服务均等化水平的全局 Moran 指数

Tab. 2 Global Moran Index between the development of digital inclusive finance and the equalization level of basic public services

年份	数字普惠金融发展				基本公共服务均等化			
	邻接矩阵		经济地理矩阵		邻接矩阵		经济地理矩阵	
	I	z	I	z	I	z	I	z
2011	0.073**	2.242	0.514***	3.221	0.081***	2.445	0.030	0.434
2012	0.060**	2.021	0.591***	3.739	0.112***	3.222	0.314**	2.236
2013	0.026*	1.347	0.613***	3.817	0.063***	2.388	0.232**	1.876
2014	0.036*	1.525	0.607***	3.765	0.106***	3.143	0.228**	1.720
2015	0.028*	1.380	0.599***	3.752	0.139***	3.525	0.331**	2.172
2016	0.092***	2.591	0.592***	3.647	0.120***	3.176	0.344**	2.261
2017	0.087***	2.503	0.653***	4.031	0.114***	3.663	0.443***	2.868
2018	0.079***	2.323	0.648***	3.957	0.123***	3.460	0.417***	2.895
2019	0.063**	2.026	0.652***	3.965	0.091***	2.504	0.374**	2.332
2020	0.069**	2.114	0.677***	4.093	0.083***	2.414	0.295**	1.937
2021	0.055**	1.861	0.697***	4.190	0.042*	1.606	0.276**	1.799

注: ***, **, *分别为 1%, 5%, 10% 显著性水平下显著; I, z 分别为数字普惠金融发展和基本公共服务均等化水平的全局 Moran 指数。下同。

局部 Moran 指数可通过散点图反映出各省份的空间异质性。位于第一、三象限的省份具有正向空间相关性,第二、四象限的省份则具有负向空间

相关性。文中以 2011, 2021 年基本公共服务均等化的局部 Moran 指数为例进行分析。结果表明:2011 年各省份的散点分散在 4 个象限,第一象限包括吉林、

四川、黑龙江、辽宁、江西、河北 6 个地区,第三象限包括广东、福建、江苏、云南和新疆 5 个地区;2021 年散点则主要集中在第一、三象限,第一象限包括吉林、河南、河北、江西、山西、广西、安徽、江苏、湖南、云南、贵州、内蒙古 12 个地区,第三象限包括广东、陕西、宁夏、甘肃、四川和新疆 6 个地区。从 2011 年至 2021 年,落入第一、三象限的省份数量增加,表明大部分省份的该项指标和相邻地区呈现正向空间关联性,空间相关性增强。因此,需考虑空间因素影响,选择空间计量模型进行后续检验。

根据空间相关性检验结果,数字普惠金融发展与基本公共服务均等化水平具有空间溢出效应,但两者间的具体关系仍需通过计量模型进一步检验。拉格朗日乘子 (Lagrange Multiplier, LM) 检验可用于识别空间滞后效应与空间误差效应。本文采用 LM 检验对样本数据进行检验,结果如表 3。由表 3 可知:4 种 LM 检验结果均拒绝了原假设,表明样本数据同时存在空间滞后效应和空间误差效应。

表 3 LM 检验结果
Tab. 3 LM test results

检验	LM值	P值
LM-Lag检验	52.172	0.000
稳健的LM-Lag检验	11.216	0.001
LM-Error检验	43.902	0.000
稳健的LM-Error检验	2.947	0.086

3.2 模型估计结果与分析

空间杜宾模型可同时反映空间误差和空间滞后

效应,因此选择空间杜宾模型作为基础回归模型。为体现回归结果的稳健性,在基础回归中同时列出空间误差、空间滞后和空间杜宾模型的回归结果,即表 4 中的模型 1 至模型 3。表 4 显示:模型 1 至模型 3 中的空间自回归系数均显著为正,表明基本公共服务均等化存在显著的空间关联效应,即一个地区的基本公共服务水平会受到邻近地区的正向影响,这有助于缩小区域间基本公共服务水平的差距,促进均等化;3 个模型中,数字普惠金融发展的系数均为正,且在 5% 以下的显著性水平上显著,表明数字普惠金融发展对基本公共服务均等化具有正向促进作用。在空间杜宾模型中,以基本公共服务均等化的空间变量为被解释变量建立模型 4,结果显示:数字普惠金融发展的空间滞后项估计系数为负,且通过 1% 的显著性检验,表明一个地区的数字普惠金融发展对其他地区的基本公共服务均等化水平具有显著负向影响。进一步将空间杜宾模型的总空间效应 (模型 7) 分解为直接效应 (模型 5) 和间接效应 (模型 6),结果显示:数字普惠金融发展变量的间接效应系数为负,表明一个地区的数字普惠金融发展对邻近地区的基本公共服务均等化具有显著的抑制作用。这可能源于数字普惠金融发展对当地带来的虹吸效应,导致邻近地区的人力、技术等要素涌入本地区,从而带动本地区经济发展,而当基本公共服务的空间溢出效应不足以抵消虹吸效应时,便会对邻近地区的基本公共服务均等化产生负向作用。由此,初步证实了假设 H1。

表 4 空间计量模型的回归结果

Tab. 4 Regression results of spatial econometric model

变量	SEM	SAR		SDM			
	ρ	ρ	ρ	空间变量	直接效应	间接效应	总效应
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
D	0.330*** (0.097)	0.108** (0.047)	1.111** (0.562)	-2.132*** (0.774)	0.888 (0.549)	-2.554** (1.065)	-1.667 (1.149)
F	1.534 (1.502)	2.540* (1.403)	10.044*** (2.292)	3.804 (2.813)	10.64*** (2.074)	8.975** (3.716)	19.612*** (5.028)
R	0.170 (1.237)	0.744 (0.942)	-0.194** (0.083)	0.186 (0.141)	-0.169** (0.079)	0.170 (0.186)	0.001 (0.186)
V	-0.135 (0.127)	-0.015 (0.132)	-0.062 (0.098)	0.428*** (0.148)	-0.014 (0.107)	0.531*** (0.179)	0.517** (0.207)
$\lg L$	-162.84	-162.37	-324.68				
σ^2	0.174*** (0.016)	0.175*** (0.016)	0.661*** (0.058)				
$\rho(\lambda)$	0.585*** (0.041)	0.563*** (0.041)	0.304*** (0.066)				

注: () 中的数据表示标准误; σ_2 和 $\rho(\lambda)$ 分别表示空间滞后回归系数和空间自回归系数。下同。

根据理论机制分析,数字普惠金融发展对基本公共服务均等化具有负向空间溢出作用,同时基本公共服务均等化对数字普惠金融发展也具有负向空间溢出作用。为此,将两者纳入同一模型框架下,使用空间联立方程模型进行估计和分析,结果如表5。

表5 空间联立方程模型的回归结果

Tab. 5 Regression result of spatial simultaneous equation model

变量	经济地理矩阵		邻接矩阵	
	Q	D	Q	D
	模型8	模型9	模型10	模型11
W_Q	0.890*** (0.096)	-0.106*** (0.033)	0.076*** (0.008)	-0.017*** (0.004)
W_D	-2.604** (1.008)	0.871*** (0.049)	-0.060*** (0.006)	0.012*** (0.003)
Q		0.085* (0.046)		0.322*** (0.037)
D	2.538** (1.009)		0.800*** (0.120)	
F	6.749*** (1.703)		6.502*** (1.780)	
R	-0.095* (0.551)		0.256** (0.995)	
V	-0.090 (0.087)		-0.459*** (0.105)	
C		0.555*** (0.152)		1.366*** (0.479)
E		0.014 (0.028)		-0.108 (0.071)
H		0.193* (0.117)		1.702*** (0.150)

表5中基于经济地理矩阵和邻接矩阵的模型回归结果显示:数字普惠金融发展对基本公共服务均等化水平的作用系数为2.538和0.800,在5%和1%的显著性水平下显著(模型8和模型10);与不同的矩阵相对应,如模型9和模型11,基本公共服务均等化对数字普惠金融发展的作用系数分别为0.085和0.322,分别在90%和99%的置信度上显著。由此表明,数字普惠金融发展与基本公共

服务均等化存在空间互动效应,基本公共服务水平的提升是吸引人力资本的重要因素,随之而来的资源聚集为当地数字普惠金融的发展创造了积极条件。

表5中空间滞后项的结果显示:在模型9和模型11中,周边地区的数字普惠金融发展对本地区的数字普惠金融发展具有显著的促进作用,影响系数分别为0.871和0.012,且均在1%的显著性水平下显著。这主要是由于数字普惠金融具有跨时空作用的特征,其覆盖人群和地区均大于传统金融,产生地区金融资源的外溢。在模型8和模型10中,周边地区的基本公共服务均等化对本地区的基本公共服务均等化同样具有显著的正向作用,影响系数分别为0.890和0.076,证实了基本公共服务均等化具有正向空间外溢效应。

由表5进一步可看出:在模型8和模型10中,周边地区的数字普惠金融发展对本地基本公共服务均等化水平的影响系数分别为-2.604,-0.060,且分别在5%和1%的水平下显著。原因在于,当金融资源流向周边数字普惠金融发展水平较高的地区时,本地用于基本公共服务供给的资金可能相应减少,从而制约本地基本公共服务均等化的提升。假设H1得以证实。

而表5模型9和模型11的结果显示,周边地区基本公共服务均等化水平对本地数字普惠金融发展的影响系数分别为-0.106和-0.017,且分别在1%的水平下显著。原因在于,当周边地区基本公共服务水平比较完善时,会对本地区的人力、金融、技术等资本产生虹吸效应,从而不利于本地数字普惠金融的进一步发展。由此,假设H2得以证实。

综上,在影响基本公共服务均等化的控制变量中,政府的公共服务支出对推动基本公共服务均等化具有积极作用;人口密度的影响因空间权重矩阵的不同而异,在纳入经济地理因素后,其影响系数显著为负,表明若邻近地区经济水平较高,较大的人口密度可能导致基础设施拥挤,从而加剧基本公共服务供给不足;对外开放水平对基本公共服务均等化具有抑制作用;而城镇化率和互联网普及率的提升则在一定程度上促进了数字普惠金融的发展。为了更清晰、综合地描述数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的空间交互关系,绘制如图1所示的示意图。

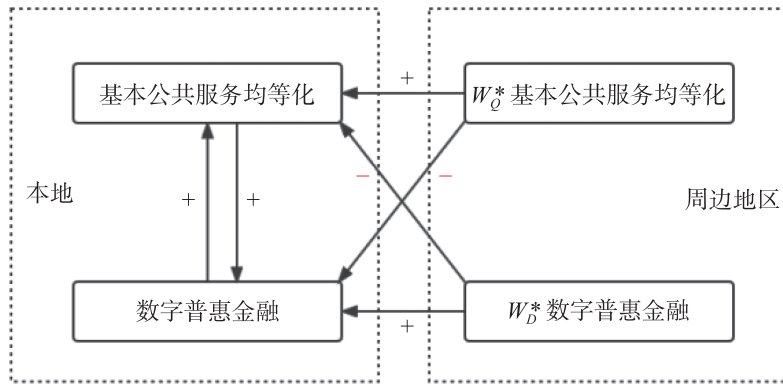


图1 数字普惠金融发展和基本公共服务均等化的空间交互作用关系示意图

Fig. 1 Schematic diagram of the spatial interaction between the development of digital inclusive finance and the equalization of basic public services

3.3 分维度分析

基本公共服务涉及医疗、教育、社保等多种维度,不同维度的公共服务均等化与数字普惠金融发

展的空间交互作用可能存在差异。因此,对基本公共服务均等化按不同维度进行检验,结果如表6。

表6 分维度空间回归结果

Tab. 6 Multidimensional spatial regression results

变量	教育均等化		文化均等化		医疗均等化		社保均等化	
	G	D	L	D	Y	D	S	D
	模型12	模型13	模型14	模型15	模型16	模型17	模型18	模型19
W_Q	0.006 (0.033)	-0.000 (0.009)	0.129* (0.068)	-0.077*** (0.017)	0.064*** (0.007)	-0.000 (0.003)	0.089*** (0.009)	-0.028*** (0.006)
W_D	0.002 (0.031)	-0.002 (0.009)	-0.068** (0.034)	0.038*** (0.008)	-0.057*** (0.010)	-0.001 (0.003)	-0.054*** (0.005)	0.015*** (0.003)
D	0.817*** (0.197)		0.788*** (0.263)		0.651** (0.257)		0.733*** (0.100)	
Q	0.200*** (0.041)		0.218*** (0.037)		0.096*** (0.036)		0.387*** (0.049)	
F	11.648*** (3.228)		9.956*** (3.027)		10.881** (4.193)		5.628*** (1.404)	
R	-0.002 (0.159)		-0.005 (0.166)		0.285 (0.233)		0.218*** (0.792)	
V	-0.068 (0.165)		-0.303 (0.186)		-0.459* (0.240)		-0.359*** (0.084)	
C	0.925* (0.493)		2.495*** (0.560)		0.894 (0.594)		1.548*** (0.494)	
E	-0.005 (0.071)		-0.072 (0.067)		-0.061 (0.083)		-0.123 (0.075)	
H	1.646*** (0.161)		1.113*** (0.190)		1.916*** (0.155)		1.575*** (0.161)	

由表6可看出不同维度的空间估计结果与基准回归基本一致,具体如下:

在地区内部,表6中的模型12、模型14、模型16和模型18结果显示,数字普惠金融发展对教育、文化、医疗和社保四类基本公共服务均等化具有显著

的正向作用;同时,模型13、模型15、模型17和模型19结果显示,四类基本公共服务均等化对数字普惠金融发展也具有积极作用。这表明数字普惠金融可以通过便捷的支付结算、信息生产和传递、信用中介等功能,为基本公共服务的供给提供有力支持;

同时,基本公共服务在实现均等化时通过资源集聚,为数字普惠金融发展提供人力资本和技术等条件。

从空间相邻关系看,对于基本公共服务均等化的空间溢出效应,表6中的模型12、模型14、模型16和模型18的结果显示,除了教育服务均等化变量外,邻近地区的基本公共服务对本地区基本公共服务均等化具有不同程度的显著正向影响;模型13、模型15、模型17和模型19的结果显示,除了教育和医疗服务均等化外,邻近地区的基本公共服务对本地数字普惠金融发展的作用效果与基础回归结果基本保持一致,均为显著负向影响。对于数字普惠金融发展的空间溢出效应,模型12、模型14、模型16和模型18的估计系数表明,除了教育服务均等化变量外,邻近地区的数字普惠金融发展对本地四类基本公共服务均等化均具有显著的负向作用。这说明邻近区域数字普惠金融发展水平越高,越容易形成当地金融资源和客户的集聚现象,在数字普惠金融跨地区竞争的情况下,本地数字普惠金融服务相对竞争力会有所降低,其服务基本公共服务建设的相对能力也会减弱。

4 结论与启示

4.1 结论

分析数字普惠金融发展和基本公共服务均等化的空间交互机制,通过空间杜宾和空间联立方程等模型对两者的空间交互作用进行实证检验。结果表明:在地区内部,数字普惠金融发展与基本公共服务均等化能够相互促进;而在地区之间,两者则表现出负向的空间交互效应。具体而言,邻近地区的基本公共服务均等化对本地数字普惠金融的发展具有负向的空间溢出效应;同时,邻近地区数字普惠金融发展也对本地基本公共服务均等化产生了显著的负向空间溢出效应。

4.2 启示

基于上述研究结论,为推进基本公共服务均等化建设和数字普惠金融的良性发展,从基本公共服务供给、数字普惠金融发展及其空间交互关系三方面提出如下政策建议:

1) 加大基本公共服务生产和供给,并努力提升基本公共服务均等化水平,通过较高的基本公共服务均等化水平形成对资源的虹吸效应,促进本地区的经济发展。一方面,加强基本公共服务一体化建设,加快公共服务资源共享建设。根据人口分布和流动趋势,合理配置基本公共服务资源,尤其是鼓励

优质资源向农村和偏远地区倾斜,促进城乡和区域间的均衡发展;推动跨区域公共服务设施的共建共享,利用数字化手段实现公共服务资源地区共享;改善基层公共服务设施条件,提升服务能力和水平,推动公共服务向社区、乡村延伸,提升公共服务质量和可及性。另一方面,立足区域自身资源要素特色、人口特征和发展特色,因地制宜、精准施策,针对性地重点发展需要的公共服务。

2) 大力发展数字普惠金融,发挥其对基本公共服务均等化的正向促进作用。加强数字支付、移动支付等基础设施建设,推进数字身份认证系统建设,完善数字金融基础设施,提高金融服务的可获得性和安全性;针对不同群体和场景,开发定制化的金融产品和服务,满足多样化的金融需求,同时利用大数据、人工智能等技术提高金融产品的精准匹配和风险控制能力;开展金融知识普及教育,提高居民的金融素养和风险意识,进而提高居民对数字普惠金融的有效需求和使用效率;利用数字技术优化公共服务流程,推动公共服务数据的共享和开放,提高服务效率和便捷性。

3) 促进数字普惠金融发展与基本公共服务均等化的区域协调发展,减少因数字普惠金融发展和基本公共服务均等化的区域差异而产生的负向空间交互效应。在数字普惠金融发展和基本公共服务建设中,统筹考虑地区差异,加大对落后地区的政策支持,着力提升落后地区的数字普惠金融发展和基本公共服务均等化水平。一方面,根据地区数字普惠金融发展和基本公共服务供给水平的差异,通过制定和实施区域战略规划,明确目标任务,完善政策法规,为数字普惠金融发展和基本公共服务均衡发展提供政策依据;另一方面,加大中央和地方财政对数字普惠金融和公共服务领域的投入,特别是对欠发达地区和农村地区的支持。

参考文献:

- [1] 杨晓军,陈浩.中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):127-145.
YANG X J, CHEN H. Regional differences and convergence of equalization of basic public services in urban and rural areas in China[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2020, 37(12):127-145.
- [2] 李继霞,刘涛,霍静娟.中国农村公共服务供给质量时空格局及影响因素[J].经济地理,2022,42(6):132-143.

- LI J X, LIU T, HUO J J. Spatiotemporal pattern and influencing factors of rural public service supply quality in China[J]. *Economic Geography*, 2022, 42(6):132-143.
- [3] 卢盛峰, 杨光照, 马静, 等. 面向乡村振兴的公共服务均等化研究: 以医疗和教育为例 [J]. *财政研究*, 2022(6): 50-63.
- LU S F, YANG G Z, MA J, et al. Research on equalization of public services for rural revitalization: taking healthcare and education as examples[J]. *Public Finance Research*, 2022(6):50-63.
- [4] LI W, WANG H, ZHANG L, et al. Digital inclusive finance, consumer consumption and high-quality economic development[J]. *PLoS One*, 2023, 18(8):e0285695.
- [5] 张金林, 董小凡, 李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕?: 基于微观家庭数据的经验研究 [J]. *财经研究*, 2022, 48(7):4-17,123.
- ZHANG J L, DONG X F, LI J. Can digital inclusive finance promote common prosperity?:an empirical study based on micro household data[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2022, 48(7):4-17,123.
- [6] XIA D S, KONG C L. The impact of digital inclusive finance on rural revitalization: evidence from China[J]. *Journal of Organizational and End User Computing*, 2024, 36(1):1-18.
- [7] 彭锦, 李彦龙. 数字普惠金融与教育机会均等化 [J]. *统计与决策*, 2022, 38(13):142-146.
- PENG J, LI Y L. Digital inclusive finance and equalization of educational opportunities[J]. *Statistics & Decision*, 2022, 38(13):142-146.
- [8] 徐小阳, 李洁, 金丽馥. 普惠金融对农村教育贫困的纾解效应 [J]. *中国农村经济*, 2020(9):41-64.
- XU X Y, LI J, JIN L F. The alleviation effect of inclusive finance on rural education poverty[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020(9):41-64.
- [9] 吕光明, 刘文慧. 移动支付、医疗基础设施与农村居民医疗服务利用 [J]. *北京社会科学*, 2022(4):95-105.
- LV G M, LIU W H. Mobile payment, medical infrastructure and rural residents' medical services utilization[J]. *Social Sciences of Beijing*, 2022(4):95-105.
- [10] YU C J, JIA N, LI W Q, et al. Digital inclusive finance and rural consumption structure-evidence from Peking University digital inclusive financial index and China household finance survey[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2022, 14(1):165-183.
- [11] 张嘉怡, 胡志明. 中国城市数字普惠金融发展的时空演化特征及影响因素研究 [J]. *西南民族大学学报(人文社会科学版)*, 2022, 43(4):108-118.
- ZHANG J Y, HU Z M. Study on temporal and spatial evolution characteristics and influencing factors of digital inclusive finance development in China city[J]. *Journal of Southwest Minzu University (Humanities and Social Science)*, 2022, 43(4):108-118.
- [12] 陈惠中, 赵景峰. 中国数字金融空间关联网络结构特征与影响因素分析 [J]. *统计与决策*, 2023, 39(11):145-149.
- CHEN H Z, ZHAO J F. Structural characteristics and influencing factors of spatial correlation network of digital finance in China[J]. *Statistics & Decision*, 2023, 39(11):145-149.
- [13] HU N N, HOU G Y. Mobile payment, digital inclusive finance, and residents' consumption behavior research[J]. *PLoS One*, 2024, 19(7):e0288679.
- [14] 褚翠翠, 佟孟华, 李洋, 等. 中国数字普惠金融与省域经济增长: 基于空间计量模型的实证研究 [J]. *经济问题探索*, 2021(6):179-190.
- CHU C C, TONG M H, LI Y, et al. China's digital inclusive finance and provincial economic growth: empirical research based on spatial econometric model[J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2021(6):179-190.
- [15] WANG W J, HE T Y, LI Z H. Digital inclusive finance, economic growth and innovative development[J]. *Kybernetes*, 2023, 52(9):3064-3084.
- [16] YU N S, WANG Y Z. Can digital inclusive finance narrow the Chinese urban-rural income gap? the perspective of the regional urban-rural income structure[J]. *Sustainability*, 2021, 13(11):6427
- [17] 苏培添, 王磊. 数字普惠金融对中国农业碳排放强度影响的空间效应与机制 [J]. *资源科学*, 2023, 45(3): 593-608.
- SU P T, WANG L. Spatial effect of digital inclusive finance on agricultural carbon emission intensity and mechanism[J]. *Resources Science*, 2023, 45(3):593-608.
- [18] WANG H L, GUO J G. Impacts of digital inclusive finance on CO₂ emissions from a spatial perspective: evidence from 272 cities in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 355:131618.
- [19] 韩志明. 公共服务均等化的空间政治学分析 [J]. *探索*, 2009(2):65-70.
- HAN Z M. Spatial political analysis of equalization of public services[J]. *Probe*, 2009(2):65-70.
- [20] 韩增林, 李彬, 张坤领. 中国城乡基本公共服务均等化及其空间格局分析 [J]. *地理研究*, 2015, 34(11):2035-2048.
- HAN Z L, LI B, ZHANG K L. Evaluation and spatial analysis of the equalization of basic public services in urban and rural areas in China[J]. *Geographical Research*, 2015, 34(11):2035-2048.
- [21] 王晓玲. 我国省区基本公共服务水平及其区域差异分析 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2013(3):23-29,158-159.

- WANG X L. Study of the level of basic public services and its regional disparities among provinces in China[J]. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2013(3):23-29,158-159.
- [22] 卢小君, 张新宇. 我国中小城市基本公共服务水平的区域差异研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2017, 38(1):139-143.
- LU X J, ZHANG X Y. Regional disparity of basic public service of small and medium-sized cities in China[J]. Journal of Dalian University of Technology (Social Sciences), 2017, 38(1):139-143.
- [23] 熊兴, 余兴厚, 蒲坤明. 长江经济带基本公共服务综合评价及其空间分析[J]. 华东经济管理, 2019, 33(1):51-61.
- XIONG X, YU X H, PU K M. Basic public services comprehensive evaluation and spatial analysis in the Yangtze River economic belt[J]. East China Economic Management, 2019, 33(1):51-61.
- [24] 吴晶. 长三角城市群基本公共服务的区域差异及空间演变研究[J]. 上海经济, 2017(6):46-58.
- WU J. The regional difference and spatial evolution of basic public service in the Yangtze River Delta urban agglomerations[J]. Shanghai Economy, 2017(6):46-58.
- [25] 孙钰, 章圆, 齐艳芬, 等. 京津冀城市群基本公共文化服务水平的时空演变、溢出效应与驱动因素研究[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2022, 20(2):58-68.
- SUN Y, ZHANG Y, QI Y F, et al. A study on the spatial and temporal evolution, spillover effects and driving factors of basic public cultural service levels in Beijing-Tianjin-Hebei City cluster[J]. Journal of Beijing Union University (Humanities and Social Sciences), 2022, 20(2):58-68.
- [26] 朱德云, 刘慧. 中国城乡医疗卫生基本公共服务均等化的区域差异及收敛性研究[J]. 宏观经济研究, 2022(10):143-160.
- ZHU D Y, LIU H. A study on regional differences and convergence in the equalization of basic public services for medical and health care in urban and rural in China[J]. Macroeconomics, 2022(10):143-160.
- [27] 于璇, 王晓静. 基本公共教育服务均等化的地区差异及时空收敛性[J]. 统计与决策, 2022, 38(17):55-60.
- YU X, WANG X J. Regional differences and spatial-temporal convergence of equalization of basic public education services[J]. Statistics & Decision, 2022, 38(17):55-60.
- [28] 兰峰, 王晨, 孙伟增, 等. 拥挤效应还是规模效应: 人口流入对基本公共服务水平的影响研究[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 54(1):127-142,175.
- LAN F, WANG C, SUN W Z, et al. Crowding effect or scale effect: on the impact of population inflow on the level of basic public services[J]. Journal of East China Normal University (Humanities and Social Sciences), 2022, 54(1):127-142,175.
- [29] SHI Y T, CHENG Q W, WU Y Z, et al. Promoting or inhibiting? digital inclusive finance and cultural consumption of rural residents[J]. Sustainability, 2023, 15(3):2719.
- [30] 刘兵慧, 李薇, 马慧强. 教育公共服务对城市流动人口居留意愿的影响效应: 以太原市为例[J]. 经济问题, 2022(4):116-123.
- LIU B H, LI W, MA H Q. The effect of educational public service on the residence willingness of urban floating population: take Taiyuan city as an example[J]. On Economic Problems, 2022(4):116-123.
- [31] 魏新月. 公共服务供给对流动人口的“挤出效应”与“选择效应”: 基于2017年全国流动人口动态监测数据的分析[J]. 人口与发展, 2022, 28(4):15-27.
- WEI X Y. The “crowding-out effect” and “selection effect” of the supply of public services on the floating population: based on the analysis of the national floating population dynamic monitoring data in 2017[J]. Population and Development, 2022, 28(4):15-27.
- [32] XU W T, WANG S J. Analysis of the impact of county-levelization on economic growth and public service development based on panel data[J]. Discrete Dynamics in Nature and Society, 2023, 2023(1):6500191.

责任编辑: 何莉