

中国数字普惠金融区域差异与影响因素研究

——基于省级面板数据的实证分析

李 阳

乐山师范学院数学与统计学院, 四川 乐山

收稿日期: 2026年9月28日; 录用日期: 2026年10月19日; 发布日期: 2026年10月29日

摘 要

数字普惠金融在促进金融服务均等化的同时, 仍然面临着区域发展不平衡的问题。本文基于2011~2023年中国省级的面板数据, 将北京大学数字普惠金融指数作为核心的测度指标。首先, 本文通过Dagum基尼系数分解法和Kernel核密度估计法, 研究了中国数字普惠金融发展的区域差异、形成差异的原因和动态演变趋势; 其次构建了固定效应模型, 深入考察影响其发展的主要因素。研究发现: 一是我国数字普惠金融发展水平稳步提升, 全国总体差异逐年递减, 区域间存在差异, 具体表现为“东部领先、中部和西部次之、东北相对滞后”的阶梯式分布, 且区域间差异是构成总体差异的主要来源; 二是互联网发展水平、城乡收入差距与人口密度对数字普惠金融发展具有积极影响。为进一步地推动数字普惠金融的区域协调发展, 本文基于上述的研究结果提出实施差异化区域政策、加强数字基础设施建设、提升居民的数字金融素养等建议。

关键词

数字普惠金融, Dagum基尼系数, Kernel核密度估计, 固定效应模型

Research on Regional Differences and Influencing Factors of Digital Inclusive Finance in China

—An Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data

Yang Li

School of Mathematics and Statistics, Leshan Normal University, Leshan Sichuan

Received: September 28, 2026; accepted: October 19, 2026; published: October 29, 2026

Abstract

While promoting the equalization of financial services, digital inclusive finance still faces the problem of uneven regional development. Based on the panel data of Chinese provinces from 2011 to 2023, the core measurement index is the Peking University Digital Inclusive Finance Index. Firstly, this paper applies Dagum Gini coefficient decomposition method and Kernel density estimation method to study the regional differences, causes and dynamic evolution trend of China's digital inclusive financial development. Secondly, a fixed effect model is constructed to examine the main factors affecting its development. Main findings: Firstly, the development level of digital inclusive finance in China has been steadily improving, with overall national disparities decreasing year by year. There are regional differences, specifically manifested as a tiered distribution of "the east leading, the central and western regions following, and the northeast lagging behind relatively". Moreover, inter-regional differences are the main source of overall disparities. Secondly, the level of internet development, urban-rural income disparity, and population density have a positive impact on the development of digital inclusive finance. To further promote the coordinated development of digital inclusive finance across regions, this paper proposes suggestions based on the aforementioned research results, including implementing differentiated regional policies, strengthening digital infrastructure construction, and enhancing residents' digital financial literacy.

Keywords

Digital Financial Inclusion, Dagum Gini Coefficient, Kernel Density Estimation, Fixed Effect Model

Copyright © 2026 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

作为传统普惠金融与数字技术深度融合的产物，数字普惠金融已成为推动金融服务均等化、助力共同富裕的重要力量。2016年，国务院发布《推进普惠金融发展规划（2016—2020年）》，将数字普惠金融纳入国家战略层面；同年，G20杭州峰会通过《数字普惠金融高级原则》，我国数字普惠金融进入快速发展阶段；2021年，“十四五”规划将“增强金融普惠性”作为重要目标之一；2025年，“十五五”规划再次将普惠金融列为金融“五篇大文章”之一。随着数字技术高速发展和深度使用，中国数字普惠金融在提升金融服务覆盖面、便捷性和易使用性等方面取得显著成就。与传统普惠金融相比，金融机构可以利用数字技术突破金融服务在空间和时间上的部分限制，降低服务门槛和运营成本。然而，数字普惠金融高速发展同时表现出地区发展不平衡特征：东部沿海经济发达地区数字基础设施发达、人才储备雄厚、经济活力高，发展水平显著领先；中西部、东北等经济相对落后地区则面临网络基础设施薄弱、金融服务供给不足、金融知识匮乏等困难。数字普惠金融在促进共同富裕和乡村振兴背景下，对区域均衡发展具有重要作用，但区域内部和区域之间仍存在发展不平衡问题。由此，本文关注的核心问题是：中国数字普惠金融的区域差异具体表现为怎样的格局与特征？驱动或制约不同区域数字普惠金融发展的关键因素有哪些？

本文基于面板数据，对我国数字普惠金融发展的区域差异、演变趋势及影响因素进行考察。第一，从省级层面分析数字普惠金融发展的空间格局与动态变化，有助于揭示宏观层面区域发展不平衡现状，

为全面理解我国数字普惠金融发展态势提供支撑；第二，通过分析数字普惠金融发展的影响因素，能够为推进我国数字普惠金融发展提供有益意见。具体研究思路为：首先梳理国内外数字普惠金融发展相关文献，构建整体分析框架；其次通过 Dagum 基尼系数分解法测算全国及不同区域数字普惠金融发展的总体差异及其差异来源；然后通过 Kernel 核密度估计法分析全国及四大地区数字普惠金融的分布特征和演变趋势；最后构建回归模型，识别可能影响数字普惠金融发展的因素，并通过多种稳健性检验验证结论可靠性。

从既有研究看，学界对数字普惠金融的内涵已形成基本共识。2016 年 G20 发布的《G20 数字普惠金融高级原则》¹报告指出，数字普惠金融是以数字技术作为底层支撑的金融服务模式，不仅可使传统普惠金融难以覆盖的群体更容易获得金融服务，还可降低金融机构与金融科技公司的服务门槛和运营成本。应和瑜(2024)认为，数字普惠金融作为数字经济时代的主要推动力，通过深度融合互联网技术显著提升了金融资源配置效率[1]；王海净和康书生(2026)进一步指出，数字普惠金融包括依托数字技术的互联网机构以及传统金融机构所提供的普惠金融服务，明确了互联网机构与传统金融机构之间的协同作用[2]；尹志超等(2024)认为，普惠金融从小额信贷、微型金融逐渐向新型金融产品与服务演进，显著提升了金融服务的可得性[3]。在测度方面，Nguyen(2021)建立了综合性金融包容性指数体系(FI)，用以衡量发展中国家普惠金融发展程度[4]；高昕和李国权(2022)采用“北京大学数字普惠金融指数”衡量我国中部地区数字普惠金融发展水平[5]。可见，学界已将数字技术视为核心驱动力，以提升金融服务可及性与降低服务成本为主要目标，并从资源配置效率、参与主体构成等维度拓展其内涵，形成了多元化测量方法体系。

在区域差异研究方面，现有文献总体表明我国数字普惠金融发展存在区域不平衡特征，经济发达地区发展水平普遍高于欠发达地区。郭峰等(2020)发现，中国数字普惠金融发展呈现较强地区收敛性，中西部地区与东部地区在金融覆盖广度上的差距显著缩小[6]；杨继梅和郭春梅(2022)指出，我国数字普惠金融发展存在显著区域非均衡特征和明显空间集聚效应，整体呈现“东强西弱、东慢西快”格局[7]；焦云霞(2022)认为，我国数字普惠金融发展整体上由两极分化逐渐演变为整体收敛，区域差异出现缩小态势，发展水平较低地区正在加速追赶[8]；Hasan 等(2020)也指出，尽管中国金融体系取得显著进步，但最发达地区与最不发达地区之间的发展不平衡依然突出[9]。从方法看，王小华和贺文瑾(2024)在 Dagum 基尼系数分解基础上引入 Weaver-Thomas 模型，探究各省级行政区数字普惠金融发展的核心驱动机制[10]；李婵娟等(2022)运用 Dagum 基尼系数、Kernel 核密度估计以及 Markov 链等方法研究长江经济带数字普惠金融发展，发现其水平逐年提升且具有显著正向空间集聚效应[11]；薛文祯(2022)以山东省为对象，采用泰尔指数分解法并结合收敛性分析，发现区域差异持续存在且主要来源于区域内差距[12]。总体来看，现有研究已较为丰富，但仍缺乏对影响因素的系统性实证检验，且多采用全国或三大区域等宏观尺度，区域划分与对比研究仍有拓展空间。

在影响因素研究方面，国内外学者已展开大量研究。Becha 等(2025)发现，在中国区域经济差异持续存在背景下，数字金融服务扩展能够促进区域发展和包容性增长，并强调政策干预对提高金融普惠水平的作用[13]；吴凡等(2025)认为，经济因素是影响数字普惠金融发展水平的主导因素，不利自然地理因素则具有抑制作用[14]；李俊清和戴思国(2025)发现，民族地区普惠金融指数总体稳步上升，教育水平提高与数字普惠金融显著正相关[15]；Kemala 等(2025)强调，金融科技尤其 P2P 与数字借贷平台通过扩大金融服务可及性，向金融服务匮乏社区和中小企业提供替代性融资渠道[16]；曾燕等(2024)认为，中国数字普惠金融影响因素存在动态演变，不同阶段经济基础与民生需求分别发挥主要驱动作用[17]；Wang 和 Zhang(2024)发现，数字化对农村金融发展具有积极作用，而数字素养具有显著抑制作用，且在东部和中部地区数字经济对农村普惠金融作用更明显[18]；Mhlanga (2020)研究发现，人工智能对数字普惠金融具有较强影响，尤其能够进行风险检测、缓解信息不对称[19]。总体而言，学术界已从单一维度分析转向多

¹<https://ts.whytouch.com/pdf/gb5a21a3d2d61a749a538dcb7e812952/index.php>

维度、多层次综合研究，普遍认为数字普惠金融发展并非由单一要素驱动，而是多种因素共同影响，但该领域仍有拓展空间。

基于上述背景与文献，本文的边际贡献主要体现在：第一，综合运用 Dagum 基尼系数分解法和 Kernel 核密度估计法分析数字普惠金融发展的区域差异，不仅揭示区域不均衡特征，还分析各区域发展的动态演变趋势；第二，重新将全国各省级行政区区分为东部、中部、西部以及东北地区，更加细致地刻画各区域间数字普惠金融发展差异；第三，在影响因素分析中采用固定效应模型，并结合多维度稳健性检验，例如将被解释变量数字普惠金融指数替换为数字化程度、使用深度和覆盖广度三个子维度以及调整固定效应模型设定等，从而增强结论可靠性。

2. 数字普惠金融的区域差异分析

本节旨在测算与分析中国省级区域数字普惠金融发展的地域差异，为后续探究差异成因以及制定建议提供了坚实的实证基础。首先，简要概述我国数字普惠金融的总体发展态势；然后，通过 Dagum 基尼系数分解法测算其总体及地区差异，把差异来源分为区域内差异、区域间差异和超变密度，用来揭示空间不平衡的主要构成；最后，采用 Kernel 核密度估计法动态刻画出其发展水平的分布形态和演进轨迹，从而总结数字普惠金融的时空演变规律。

2.1. 数字普惠金融的地区发展概况

本节的研究数据来源于“北京大学数字普惠金融指数”的省级层面数据，用来衡量中国数字普惠金融的发展水平，研究选取了 2011 年到 2023 年全国 31 个省级行政区(不含港澳台)的面板数据作为分析样本。为了考察区域发展的差异性，把全国划分为东部、中部、西部、东北四大区域，对样本进行分组比较与分析。

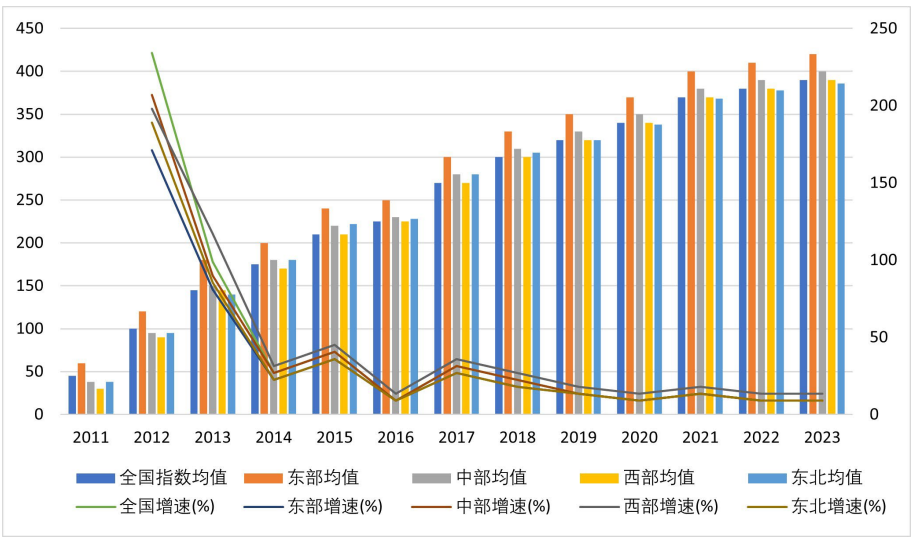


Figure 1. National digital inclusive finance index, 2011~2023
图 1. 2011~2023 年全国数字普惠金融指数

根据图 1 中的数据可知，在 2011~2023 年间，全国及东部、中部、西部、东北四大区域的数字普惠金融指数的均值均实现持续的增长，区域间呈现出的总体格局为“东部领先、中部与西部跟随、东北相对滞后”。其中，东部地区的指数均值始终高于全国及其他地区同期的水平，保持显著领先的地位。从增速变化来看，2011~2013 年为高速增长期，各地区的增速普遍高于 50%；2014 年后增速开始明显的放

缓, 2014~2017 年间呈现上下波动的趋势; 自 2018 年起, 增速逐步进入低于 10% 的平稳增长区间, 反映出数字普惠金融正从快速扩张阶段向平稳发展的转变。整体而言, 在实现我国数字普惠金融广泛覆盖的同时, 区域差异的持续存在与增速的动态收敛共同勾勒了其从快速普及迈向逐步成熟以及由快转稳的发展路径。

2.2. 数字普惠金融的区域差异

1) 研究方法

本节通过 Dagum 基尼系数分解法对数字普惠金融的区域发展的差异进行分析, 此方法把总体基尼系数 G 分解成三个部分, 即: $G = G_w + G_{nb} + G_t$, 其中, G 是总体基尼系数, G_w 是区域内的差异贡献, G_{nb} 是区域间的差异贡献, G_t 是超变密度贡献。

总体差异 G 的计算如公式(1):

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{hr}|}{2\mu n^2} \quad (1)$$

其中, y_{ji} (y_{hr}) 为 j (h) 地区的第 i (r) 个省级行政区的数字普惠金融指数, n_j (n_h) 是 j (h) 地区的省级行政区数量, μ 为所有省级行政区指数均值, n 为所有省级行政区的数量, k 为划分的地区数量。

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{2\mu_j n_j^2} \quad (2)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^{n_j} G_{jj} p_j s_j \quad (3)$$

公式(2)、(3)中, G_{jj} 为 j 所在地区内基尼系数, G_w 为区域内差异贡献, μ_j 为 j 地区内所有省级行政区指数的均值, $p_j = \frac{n_j}{n}$, $s_j = \frac{n_j \mu_j}{n \mu}$ 。

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\mu_j + \mu_h)} \quad (4)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (5)$$

公式(4)、(5)中, G_{jh} 为 j 和 h 所在区域间的基尼系数, G_{nb} 为区域间差异贡献, D_{jh} 为 j 、 h 所在区域间的数字普惠金融指数的相对影响, $p_h = \frac{n_h}{n}$, $s_h = \frac{n_h \mu_h}{n \mu}$ 。

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (6)$$

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (7)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (8)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (9)$$

公式(6)~(9)中, G_i 为超变密度贡献率, d_{jh} 为 j 和 h 区域间数字普惠金融指数的差值, p_{jh} 为超变一阶矩, F_j 和 F_h 分别表示区域 j 和 h 的累积密度分布函数。

Dagum 基尼系数分解法可以解释我国数字普惠金融的总体分布差异、区域内差异、区域间差异及其差异的来源, 下文中将使用 Dagum 基尼系数分解法研究 2011~2023 年的全国数字普惠金融的地区差异。

2) 总体差异、地区内差异及地区间差异

通过 Dagum 基尼系数分解方法, 基于 2011~2023 年的数字普惠金融指数分别计算全国以及四大地区的基尼系数, 最终结果如表 1:

Table 1. Overall national and intra-regional Gini coefficients
表 1. 全国总体以及地区内部的基尼系数

年份	总体	东部	中部	西部	东北
2011	0.247842	0.148517	0.057917	0.187011	0.123496
2012	0.118082	0.092061	0.030793	0.079232	0.038995
2013	0.088628	0.074254	0.025084	0.05617	0.032907
2014	0.068837	0.065271	0.02631	0.040163	0.028137
2015	0.054527	0.053166	0.01634	0.028518	0.018825
2016	0.048472	0.048058	0.015813	0.028966	0.014257
2017	0.045919	0.046194	0.016365	0.023058	0.010625
2018	0.052277	0.048872	0.021527	0.024076	0.012843
2019	0.054281	0.050088	0.02064	0.024409	0.01356
2020	0.054033	0.049187	0.017833	0.024919	0.01433
2021	0.047628	0.043564	0.017072	0.020191	0.011448
2022	0.04961	0.040844	0.016832	0.025846	0.013617
2023	0.045086	0.039362	0.015644	0.021385	0.012014

如表 1 所示, 2011~2013 年数字普惠金融指数总体基尼系数的急剧下降, 本质上反映了数字普惠金融发展在初期有了跨越式的发展。首先, 2011 年各省的传统金融基础有着显著的差距, 此时的基尼系数较大; 其次, 在 2012~2013 年之间, 像移动支付、网上银行等数字金融服务得到了广泛普及, 使得部分落后地区快速地接入了新型的金融体系, 各省级行政区之间金融发展的差距得到改善, 因此基尼系数开始大幅下降。

中国全国总体的基尼系数从 2011 年的 0.247842 持续下降至 2023 年的 0.045086, 表明中国数字普惠金融的区域差异整体上呈显著缩小的趋势。分区域看, 东部、中部、西部和东北地区的基尼系数也基本呈现出了持续下降的态势, 与总体趋势保持一致。其中, 西部地区的基尼系数下降最为明显, 从 2011 年的 0.187011 大幅降至 2023 年的 0.021385; 中部地区基尼系数始终维持在较低水平, 2023 年仅为 0.015644。但值得关注的是, 在 2018 年, 全国总体和四大区域的基尼系数都出现短暂的小幅上升趋势, 却并未扭转整体下降的趋势。此后, 全国总体基尼系数虽没有再回落到 2017 年的最低点(0.045919), 但一直稳定在 0.05 左右。从总体上看, 数据反映出了中国数字普惠金融的区域均衡性的持续改善, 尤其是在西部地区 and 东北地区进步很显著, 整体区域差异控制在一个相对较低且比较稳定的水平。

此外, 还测算了东部、中部、西部以及东北四大地区两两地区之间的差异, 每两个地区之间的基尼

系数如表 2 所示：

Table 2. Inter-regional Gini coefficients
表 2. 各地区间的基尼系数

年份	东部 - 中部	东部 - 西部	东部 - 东北	中部 - 西部	中部 - 东北	西部 - 东北
2011	0.301735	0.377768	0.296891	0.157371	0.107966	0.180232
2012	0.143856	0.189621	0.147249	0.069959	0.043617	0.072534
2013	0.105664	0.143558	0.114028	0.053145	0.035104	0.05294
2014	0.084139	0.109104	0.087144	0.041606	0.029001	0.04156
2015	0.078036	0.087458	0.070558	0.026261	0.020179	0.030517
2016	0.05885	0.077412	0.062962	0.030139	0.017044	0.027205
2017	0.054825	0.07497	0.067936	0.028563	0.020073	0.019397
2018	0.060275	0.084971	0.08401	0.034368	0.031666	0.020361
2019	0.059723	0.087705	0.091303	0.037622	0.038576	0.020599
2020	0.056936	0.086873	0.092764	0.038889	0.042531	0.021437
2021	0.049682	0.077097	0.081901	0.035853	0.039245	0.01754
2022	0.049147	0.079815	0.082939	0.038923	0.040495	0.021831
2023	0.047016	0.072697	0.076817	0.033706	0.03615	0.018337

根据表 2 的数据来看，2011 年~2023 年期间我国各地区间的数字普惠金融发展水平的差异整体上呈现出显著下降并趋于收敛的态势。具体来看，东部 - 中部、东部 - 西部、东部 - 东北、中部 - 西部、中部 - 东北、西部 - 东北六组区域间基尼系数均从较高水平持续下降，表明了全国范围内的区域协调发展取得了比较好的进展。

表 2 数据中，2011 年东部 - 西部之间的基尼系数高达 0.377768，这反映了当时中国数字普惠金融发展在区域上存在着巨大的不均衡，形成这种现象的主要原因是：在起步阶段，东部地区凭借更加完善的互联网基础设施、更发达的经济金融土壤等取得了先发优势，而西部地区在这些方面的滞后导致其发展几乎从零开始，这种经济基础的差异直接映射到了金融服务的可获得性上。因此，较高的基尼系数是当时中国区域发展不平衡在数字经济萌芽的一个缩影。

从变化趋势上来看，地区间差异的缩小过程呈现出了很明显的阶段性的特征。2011 年至 2017 年，各组区域间的基尼系数都快速下降，其中东部 - 西部差异从 0.377768 下降到了 0.074971，东部 - 中部差异从 0.301735 下降到了 0.054825，显示出在这一时期内，跨区域数字普惠金融的均衡化进程推进得十分迅速；然而，在 2018 年至 2020 年间，大多数区域间差异出现了小幅的波动，其中，东部 - 西部在 2019 年升至 0.087705，东部 - 东北在 2020 年达到了 0.092764，反映该阶段区域协同发展进入了平台期，增速开始逐步放缓；2021 年后，各组差异再度呈现平稳下降的态势，到 2023 年已基本恢复到了较低的水平。

3) 差异来源及贡献

本节还分析了 2011~2023 年期间中国数字普惠金融的贡献率和区域差异来源，其中贡献率包括区域内差异、地区间差异和超变密度的贡献率，超变密度贡献主要是指在衡量总体区域差异时，因不同组别之间存在数据交叉重叠时，而无法被组内差异和组间差异完全解释的那部分差异的贡献率，计算结果如表 3 所示：

Table 3. Sources of regional disparities and their contribution rates
表 3. 区域差异来源及其贡献率

年份	贡献率		
	区域内	区域间	超变密度
2011	0.184528	0.688288	0.127184
2012	0.197956	0.684649	0.117395
2013	0.200239	0.691264	0.108497
2014	0.209017	0.641767	0.149215
2015	0.199752	0.633632	0.166616
2016	0.211474	0.657472	0.131054
2017	0.200325	0.71897	0.080705
2018	0.189297	0.744564	0.066139
2019	0.185452	0.759048	0.0555
2020	0.183807	0.765183	0.05101
2021	0.179208	0.769176	0.051616
2022	0.182027	0.760932	0.05704
2023	0.18114	0.763258	0.055602

基于表 3 数据, 2011 年至 2023 年间, 我国数字普惠金融总体区域差异的来源构成呈现出以下特征: 首先, 区域间差异的贡献率始终占据着主导地位, 且整体呈上升的趋势, 由 2011 年的 68.83%持续增至 2023 年的 76.33%, 表明了东部、中部、西部及东北地区之间的发展不均衡是构成整体差异的主要因素; 其次, 区域内差异的贡献率虽有所波动, 但是波动幅度较小, 维持在 17.92%到 21.147%的相对低位, 反映出四大区域内部各省级行政区之间的发展差距较小, 态势较为平稳; 最后, 超变密度的贡献率显著下降, 从 2011 年的 12.72%降至 2023 年的 5.56%, 说明区域间重叠交叉效应逐步减弱, 差异的来源结构趋于清晰。综上所述, 我国数字普惠金融的区域差异主要源自于四大区域之间的发展不平衡, 且这一主导作用持续地增强, 而各区域内部的发展则相对均衡。因此, 未来的政策应重点聚焦于促进区域间的协调发展, 通过加强跨区域的资源统筹与政策协同, 进一步地缩小东部与中西部、东北地区之间的数字鸿沟, 推动全国数字普惠金融实现更高质量、更加均衡的发展。

2.3. 数字普惠金融的分布动态演变

前文中通过 Dagum 基尼系数分解法揭示了中国数字普惠金融发展的区域差异和差异来源, 它侧重于测度与分解相对差异, 但是这种方法很难描述在时间维度上发展水平的绝对差异的动态演化与分布变化。进一步将采用 Kernel 核密度估计方法, 深入探究全国以及四大区域的数字普惠金融发展的绝对差异。

核密度估计是一种非参数方法, 能对随机变量的概率密度进行估计, 它通过连续的密度曲线对随机变量的分布形态进行描述, 并且逐渐成为一种用来分析区域发展非均衡分布特征的重要工具。设中国数字普惠金融发展指数 x , 其概率密度函数为 $f(x)$, 在点 x 的概率密度估计由公式(10)所得:

$$f_h(x)=\frac{1}{Nh}\sum_{i=1}^NK\left(\frac{X_i-x}{h}\right) \tag{10}$$

其中, N 为观测值的个数, $K(\cdot)$ 为核密度函数, X_i 为独立分布的观测值, x 为观测值的均值, h 为宽带,

宽带越小，估计的精确度就越高。

$$K(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}}$$

(11)

通过 Kernel 核密度估计方法，分析全国整体和四大地区的数字普惠金融指数发展的演进趋势，得出数字普惠金融的分布特征，由此可以对不同区域的数字普惠金融发展平均水平的高低进行分析。本节所需的数据来源于“北京大学数字普惠金融指数”省级层面的数据。

总体而言，无论是全国整体，还是东部、中部、西部、东北地区四大区域，数字普惠金融发展水平总体持续上升、区域内绝对差距先迅速缩小然后轻微波动，此外数字普惠金融发展的速度呈现出先快速扩张然后稳步放缓，并且逐渐趋于成熟的特征。

3. 数字普惠金融发展的影响因素分析

3.1. 模型构建及变量的选取与说明

1) 模型建立

对我国数字普惠金融发展的影响因素进行深入分析，主要考察产业结构、城乡收入差距、政府干预、人口密度、互联网发展水平以及教育水平这七大因素，本文构建模型为：

$$\begin{aligned} DIFI_{i,t} = & \alpha + \beta_1 THR_{i,t} + \beta_2 \ln GAP_{i,t} + \beta_3 GOV_{i,t} + \beta_4 POP_{i,t} \\ & + \beta_5 INTERNET_{i,t} + \beta_6 EDU_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

(12)

其中， $DIFI_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的数字普惠金融指数； $THR_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的第三产业占地区生产总值的比重； $GAP_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的城乡收入差距； $GOV_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的政府财政支出占总 GDP 的比重； $POP_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的人口密度，即地区人口数/地区面积； $INTERNET_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的互联网发展水平，即互联网宽带接入用户数； $EDU_{i,t}$ 表示的是第 t 年 i 地的教育水平，即每十万人人口高校平均在校生数； μ_i 为地区固定效应； λ_t 为时间固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

2) 变量选取与说明

本节主要考察经济与社会因素对数字普惠金融发展的影响，不同地区的数字普惠金融发展存在差异性，因此将选择省级的面板数据对数字普惠金融发展的影响因素进行分析。本文研究数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》、Wind 数据库以及“北京大学数字普惠金融指数”各地区政府部门官方网站公布的公开信息，选取了 2011~2023 年全国 31 个省级行政区(不含港澳台)的相关指标，每个指标共计 403 个观测值，可得到以下七个变量(表 4)：

Table 4. Variable definitions
表 4. 变量说明表

维度	变量	符号	计算方法
数字普惠金融发展	数字普惠金融指数	DIFI	北京大学数字普惠金融指数
产业结构	第三产业占比	THR	第三产业 GDP/GDP
城乡收入差距	城乡收入差距	GAP	城镇居民收入/农村居民收入
政府干预	政府财政支出占比	GOV	政府财政支出/GDP
人口密度	人口密度	POP	地区人口/地区面积
互联网发展水平	互联网发展水平	INTERNET	互联网宽带接入用户数
教育水平	教育水平	EDU	6 岁以上大专及以上学历人口数/年末常住人口

3.2. 数字普惠金融发展影响因素的实证分析

1) 描述性统计分析

首先，本文对全国 31 个省级行政区(不含港澳台)的核心变量及数字普惠金融指数进行了描述性统计分析。通过对数字普惠金融指数、产业结构及相关变量进行初步的统计描述，可以把握各省级行政区的基本特征，主要变量的描述性统计结果如表 5 所示：

Table 5. Descriptive statistics of main variables
表 5. 主要变量描述性统计

变量	平均值	最小值	最大值	标准偏差	样本数
DIFI	254.478	16.220	473.834	111.325	403
THR	0.513	0.333	0.852	0.088	403
GAP	2.538	1.794	3.672	0.384	403
INTERNET	1171.646	12.8	4824	1025.768	403
EDU	0.145	0.021	0.481	0.0758	403
GOV	0.283	0.105	1.326	0.199	403
POP	316.480	2.241	2748.931	468.936	403

如表 5 所示，数字普惠金融指数(DIFI)均值为 254.478，但最大值与最小值差距悬殊，且标准差较大，表明各省级行政区之间数字普惠金融发展水平存在明显的不均衡；第三产业占比的均值为 0.513，反映出第三产业在地区生产总值中已占主导地位；城乡收入差距的均值为 2.538，说明城镇居民收入平均为农村居民的 2.5 倍以上，即收入分化问题依然突出；互联网发展水平的均值为 1171.646，表明互联网基础设施的普及程度总体偏低，且区域间差异显著；教育水平的均值为 0.145，其分布同样存在明显的不平衡特征；政府财政支出占 GDP 比重的均值为 0.283，显示了政府在经济活动中扮演着重要的角色，但干预程度在不同的地区存在明显差异；人口密度的均值为 316.480 人/平方公里，且各地区之间的人口密度差距悬殊。

2) 基准回归分析

(1) 多重共线性检验

在线性回归的分析中，为避免多重共线性所导致的回归误差，需要剔除存在高度共线性的解释变量。为此，本研究采用了方差膨胀因子(VIF)对所选变量进行多重共线性检验，以判断其是否符合研究要求，结果如表 6 所示：

Table 6. Multicollinearity test
表 6. 共线性检验

自变量	VIF	1/VIF
lnGAP	4.07	0.245794
EDU	3.66	0.272859
THR	3.28	0.305004
INTERNET	3.20	0.312944
GOV	1.51	0.661540
POP	1.12	0.894932
Mean	2.81	

表 6 中的方差膨胀因子检验结果显示,所有自变量的 VIF 值均低于 5,最大值为 4.07,最小值为 1.12,表明模型中不存在严重的多重共线性问题,因此不需要剔除变量。尽管“EDU”、“lnGAP”和“THR”三个变量的 VIF 值相对较高,但都是小于 5 的,而其余变量的 VIF 值较低,系数估计较为稳健。因此,所有选取解释变量均符合研究要求,可以用于后续的回归分析。

(2) F 检验和 Hausman 检验

在检验完多重共线性之后,具体选择哪个模型需要进一步地检验,本节中选择 F 检验和 Hausman 检验进行分析,结果如表 7 所示:

Table 7. F-test and Hausman test results
表 7. F 检验和 Hausman 检验结果

检验	统计量	P 值	自由度	结论
F 检验	6949.11	0.00000	(18, 354)	固定效应优于混合 OLS
Hausman 检验	44.68	0.00000	6	固定效应优于随机效应

如表 7 可知,为了判断 OLS 模型与固定效应模型哪一个更适合所选样本数据,进行了 F 检验,由结果可知 P 值为 0.00000,表明在 1%水平显著,固定效应模型比 OLS 模型更合适;再进行 Hausman 检验,检验结果中 P 值为 0.00000,表明固定效应模型优于随机效应模型。

(3) 基准回归分析

根据多重共线性检验、F 检验和 Hausman 检验的结果,选择双向固定效应进行基准回归分析,回归分析结果如表 8 第(1)列所示:

Table 8. Results of baseline regression analysis and robustness tests
表 8. 基准回归分析与稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
THR	-4.327 (-0.25)	-19.1104 (-0.42)	-7.8083 (-0.51)	10.12003 (0.31)	86.281*** (5.17)	998.928*** (15.26)
lnGAP	137.697*** (8.23)	332.806*** (7.51)	31.76865** (2.11)	222.822*** (7.05)	-25.106*** (-4.28)	-608.179*** (-11.5)
INTERNET	0.007*** (7.07)	0.01584*** (6.03)	0.00526*** (5.91)	0.00533*** (2.85)	0.00969*** (9.90)	0.01242*** (2.71)
EDU	50.695** (2.19)	13.52746 (0.22)	10.876 (0.52)	143.5328*** (3.29)	103.512*** (5.27)	723.257*** (8.11)
GOV	-29.015** (-2.12)	-21.10324 (-0.58)	-31.6341*** (-2.57)	-28.61704 (-1.11)	-23.680*** (-4.76)	-204.205*** (-3.22)
POP	0.04439*** (4.65)	0.08813*** (3.49)	0.00335 (0.39)	0.094925*** (5.26)	0.01689*** (8.26)	0.15295*** (3.17)
常数项	-109.398*** (-6.74)	-307.38*** (-7.15)	9.976526 (0.68)	-217.37*** (-7.09)	13.4459* (1.78)	191.5053*** (3.10)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	不控制
省级行政区固定效应	控制	控制	控制	控制	不控制	控制
R ²	0.9972	0.9833	0.9979	0.9887	0.9860	0.9210
样本数	403	403	403	403	403	403

注: *、**、***分别为在 10%、5%、1%的水平上保持显著。

表 8 第(1)列展示了数字普惠金融指数影响因素的回归结果，具体分析如下：第一，城乡收入差距在 1% 的显著水平上对数字普惠金融指数呈现正向影响，说明在城乡收入差距较大的地区，往往并存着高收入群体与广大的农村低收入群体。传统金融服务在覆盖农村长尾客户时存在一定局限性，而数字金融凭借其低门槛与广覆盖特性，能够有效地满足这部分被传统金融体系相对忽视的人群，从而成为一种重要的补充性金融供给；第二，互联网发展水平在 1% 的显著水平上对数字普惠金融指数具有正向影响，体现了互联网基础设施的完善、数字技术的普及等降低了金融服务的获取成本与门槛，互联网发展的越好，越能够促进数字普惠金融的发展；第三，人口密度对数字普惠金融指数在 1% 的显著水平上具有正向影响，体现了人口集聚带来的规模经济、网络效应以及服务渗透效率的提升，人口密度越大，越有助于数字普惠金融发展；第四，教育水平在 5% 的显著水平上对数字普惠金融指数呈现正向影响，体现了受教育程度越高的人群，对金融产品的风险识别能力和信任度也更强，从而更愿意主动参与数字金融活动，说明受教育程度的提升有助于促进数字普惠金融的发展；第五，政府干预在 5% 的显著水平上对数字普惠金融指数呈现负向影响，如果政府过度干预可能表现为对金融市场的准入、产品定价和业务范围等方面的严格管制，这会削弱金融机构开展数字普惠金融业务的灵活性和积极性，限制了他们的创新空间，因此过度的政府干预在一定程度上会抑制数字普惠金融的发展。在基准回归中产业结构对数字普惠金融总值数的估计系数未通过显著性检验，并且呈现负向关系，可能原因在于：第三产业的提高往往伴随着高端服务业的扩张，但这些服务可能更多集中于城市地区和高收入人群，而数字普惠金融主要面向长尾客户，两者在目标人群上出现差异，导致产业结构指标无法有效反映普惠层面的金融需求。

(4) 稳健性检验分析

在进行基准回归分析后，为了保证结论的稳健性和实证结果的可靠性，本文进行了稳健性分析，其中表 8 第(2)列到第(4)列将被解释变量分别替换为数字普惠金融的三个子维度——数字化程度、覆盖广度与使用深度；表 8 第(5)列仅控制时间固定效应而未控制个体固定效应，表 8 第(6)列仅控制个体固定效应而未控制时间固定效应。

从第(2)列至第(4)列的回归结果可以看出，数字普惠金融各维度的驱动机制存在着显著差异：互联网发展水平对所有三个子维度均具有 1% 水平上的显著正向作用，是最稳健的驱动因素；城乡收入差距与三个子维度显著正相关，反映出低收入群体为了满足日常交易和小额融资需求，反而可能更积极地接入数字金融，使得在收入差距扩大的同时，数字化程度、覆盖广度和使用深度都得到提升；教育水平仅在 1% 水平上显著促进使用深度，说明教育水平的提升更多地是促进数字普惠金融的使用深度；政府干预在 1% 的水平上显著抑制覆盖广度，说明过度干预主要阻碍基础服务的普及度；人口规模在 1% 水平上显著正向影响数字化程度和使用深度；产业结构的所有子维度都通过了显著性检验，表明第三产业占比的提升未对数字普惠金融各层面产生可靠的影响。

进一步改变模型的设定，在第(5)列与第(6)列结果中，所有解释变量对数字普惠金融指数的影响方向均保持稳定：城乡收入差距与政府干预呈负向影响，产业结构、互联网发展水平、教育水平与人口密度呈显著正向影响，且均通过了 1% 水平的显著性检验；但第(6)列所有变量的系数绝对值远大于第(5)列，表明仅控制时间固定效应对低估变量的真实影响，而仅控制个体固定效应会放大变量的影响，且第(5)列的模型拟合度显著高于第(6)列，反映出时间维度的共同冲击对数字普惠金融指数的解释力更强。

(5) 城乡收入差距正向效应的进一步讨论与分维度异质性解释

基准回归结果显示，城乡收入差距对数字普惠金融指数具有显著正向影响，但该结果不宜被直接解释为城乡收入差距扩大有利于数字普惠金融发展。其可能受潜在内生性影响：一是数字普惠金融发展可能反向作用于城乡收入差距，产生反向因果；二是模型虽已控制多种因素，仍可能遗漏数字素养、传统金融密度、城镇化水平等变量；三是收入差距的测度误差亦可能引致估计偏误。据此，本文提出三类替

代性解释：其一，“金融排斥－补位假说”，即传统金融供给不足时，数字金融对农村长尾客户形成补充性供给；其二，“数字鸿沟抑制假说”，即低收入群体数字能力不足会制约数字金融的实际使用；其三，“需求分化假说”，即高收入群体的深度金融需求与低收入群体的基础金融需求共同推高数字金融指数。稳健性检验中城乡收入差距对数字化程度、覆盖广度和使用深度均呈正向影响，表明补位效应与需求分化可能并存，但这并不构成收入差距具有合理性的依据。

从政策含义看，该正向效应存在明显悖论：其更可能反映传统金融供给不足条件下的“补位性增长”，而非数字普惠金融包容性的实质提升。若仅追求账户数量与覆盖广度扩张，可能引致“有账户、无使用”的虚化现象。因此，政策重点应在于缩小城乡收入差距、提升农村居民数字金融素养、完善数字基础设施并优化监管方式，推动数字普惠金融由“补位式扩张”转向“包容性发展”。

分维度结果进一步表明，数字普惠金融发展具有非均质性。覆盖广度主要受“基础设施－准入”机制驱动，互联网发展水平具有显著正向作用，政府干预则显著抑制覆盖广度。使用深度主要受“能力－需求”机制驱动，教育水平与人口密度显著促进使用深度，表明居民认知能力与人口集聚程度影响其由“拥有账户”向“频繁使用”的转化。数字化程度主要受“技术接受－场景嵌入”机制驱动，互联网发展水平与人口密度显著促进数字化程度，说明移动支付、线上借贷等高频场景更易在互联网普及率高、人口密集地区形成规模效应。产业结构对三个子维度均未通过显著性检验，表明第三产业占比提升并未自动转化为数字普惠金融的覆盖深化。综上，覆盖广度依赖基础设施与准入，使用深度依赖能力与需求，数字化程度依赖技术与场景，政策应据此分类推进。

4. 研究结论

本文利用 2011~2023 年的数字普惠金融指数以及细分指数，结合中国省级层面的其他面板数据，对我国的数字普惠金融的区域差异及其影响因素进行了实证分析。首先，采用了 Dagum 基尼系数分解法和 Kernel 核密度估计法，深入探究数字普惠金融发展的区域差异及动态演变；进一步，通过构建双向固定效应模型，分析产业结构、政府干预、城乡收入差距、人口密度、互联网发展水平和教育水平对数字普惠金融的影响。本文的主要结论如下：

第一，我国数字普惠金融的发展水平显著提升，但区域发展存在着不均衡的特征。从时间趋势来看，全国及东、中、西、东北四大区域的数字普惠金融指数均持续上升，增速已从早期的快速扩张阶段进入了平稳发展阶段；从空间格局来看，发展水平始终呈现出“东部领先、中部与西部次之、东北相对滞后”的阶梯式分布。Dagum 基尼系数分解表明，全国总体差异在 2011~2023 年间大幅下降，但从差异来源来看，区域间差异的贡献率持续占据主导地位且呈上升的趋势，表明了东部与中西部、东北地区之间的发展差距是造成全国发展不平衡的主要矛盾，而区域内的发展相对均衡。Kernel 核密度估计结果显示，全国及各地区的发展水平在时间上持续向右移动，分布曲线的形态变化表明区域内的绝对差异先快速缩小，后小幅波动。

第二，数字普惠金融发展的影响因素的分析表明，互联网发展水平、教育水平以及人口密度是驱动其发展的关键因素，模型显示三者对数字普惠金融指数均具有显著的正向影响，证实了互联网基础设施的完善、居民受教育程度的提升以及人口集聚带来的规模效应，能够有效降低金融服务的门槛、增强用户参与意愿，进而推动数字普惠金融的发展。城乡收入差距的显著正向影响，在一定程度上说明在传统金融服务缺失的地区，数字普惠金融作为一种有效的补充性金融供给，满足了部分以往未被覆盖的金融需求。与之相反，政府干预对数字普惠金融发展存在显著的负向影响，表明过度的金融管制在一定程度上会抑制数字普惠金融的发展活力。

第三，理论对话与理论贡献。本文发现总体上支持金融排斥理论、长尾理论和交易成本理论：互联

网、教育和人口密度显著促进数字普惠金融，说明数字技术通过降低信息与交易成本，缓解了传统金融对长尾客户的排斥。同时，本文对包容性增长理论构成有条件修正：区域间差异仍是总体差异主要来源，城乡收入差距的正向效应更多是传统金融供给不足下的“补位性增长”，而非收入差距本身合理；数字金融规模扩张并不自动等于包容性提升。本文还对政府干预理论形成补充：政府干预显著抑制数字普惠金融指数和覆盖广度，说明过度管制会削弱数字金融创新与下沉服务，政府角色应从直接干预转向制度供给。此外，分维度结果与数字鸿沟理论相呼应：覆盖广度依赖基础设施与准入，使用深度依赖教育能力，数字化程度依赖技术场景。据此，本文将理论贡献概括为“技术-能力-制度”三重边界：技术决定能否覆盖，能力决定能否使用，制度决定能否持续包容发展。

参考文献

- [1] 应和瑜. 数字普惠金融对农户贫困脆弱性的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 杭州: 浙江农林大学, 2024.
- [2] 王海净, 康书生. 数字普惠金融与共同富裕: 联动效应与双向传导路径[J]. 统计与决策, 2026, 42(19): 144-150.
- [3] 尹志超, 李皓然, 吴子硕. 数字普惠金融对中国家庭收入波动的影响[J]. 经济纵横, 2024(12): 83-92.
- [4] Nguyen, T.T.H. (2020) Measuring Financial Inclusion: A Composite FI Index for the Developing Countries. *Journal of Economics and Development*, **23**, 77-99. <https://doi.org/10.1108/jed-03-2020-0027>
- [5] 高昕, 李国权. 中部地区数字普惠金融的时空演进与发展趋势[J]. 金融理论与实践, 2022(1): 56-64.
- [6] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [7] 杨继梅, 郭春梅. 中国城市数字普惠金融的空间格局及其演变特征[J]. 统计与决策, 2022, 38(22): 130-135.
- [8] 焦云霞. 中国数字普惠金融: 发展逻辑、时空格局与区域差异[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2022, 50(3): 52-66.
- [9] Hasan, M.M., Yajuan, L. and Mahmud, A. (2020) Regional Development of China's Inclusive Finance through Financial Technology. *Sage Open*, **10**, No. 1. <https://doi.org/10.1177/2158244019901252>
- [10] 王小华, 贺文瑾. 数字普惠金融发展的时空特征及其动力机制研究[J]. 农业经济问题, 2024(1): 16-33.
- [11] 李婵娟, 吕优, 钟雨欣. 长江经济带数字普惠金融发展的区域差异、动态演进与收敛性考察[J]. 统计与决策, 2022, 38(20): 132-138.
- [12] 薛文祯. 数字普惠金融发展的区域特征以及影响因素分析[D]: [硕士学位论文]. 上海: 东华大学, 2022.
- [13] Becha, H., Kalai, M., Houidi, S. and Helali, K. (2025) Digital Financial Inclusion, Environmental Sustainability and Regional Economic Growth in China: Insights from a Panel Threshold Model. *Journal of Economic Structures*, **14**, Article No. 4. <https://doi.org/10.1186/s40008-025-00347-4>
- [14] 吴凡, 彭宝玉, 聂孟洋, 等. 黄河流域数字普惠金融的空间分异及影响因素[J]. 河南大学学报(自然科学版), 2025, 55(1): 56-66.
- [15] 李俊清, 戴思国. 民族地区普惠金融发展测度及影响因素研究[J]. 上海经济研究, 2025(11): 61-72.
- [16] Kemala, P.N., Koesrindartoto, D.P. and Hakam, D.F. (2025) Advancing Inclusive Finance through Financial Technology (FinTech): Peer-to-Peer (P2P) and Digital Lending as Catalyst for Financial Inclusion. *Digital Finance*, **8**, Article No. 1. <https://doi.org/10.1007/s42521-025-00166-z>
- [17] 曾燕, 查佳婧, 杨海生, 等. 中国数字普惠金融的发展模式探究: 经济与民生的视角[J]. 经济研究, 2024, 59(8): 39-56.
- [18] Wang, Y. and Zhang, Z. (2025) Digital Development and Rural Financial Inclusion: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, **73**, Article ID: 102637. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2024.102637>
- [19] Mhlanga, D. (2020) Industry 4.0 in Finance: The Impact of Artificial Intelligence (AI) on Digital Financial Inclusion. *International Journal of Financial Studies*, **8**, Article 45. <https://doi.org/10.3390/ijfs8030045>