

数字普惠金融指数对城乡收入差距的影响机制研究

卢梦鸽

福建师范大学数学与统计学院, 福建 福州

收稿日期: 2026年5月28日; 录用日期: 2026年6月27日; 发布日期: 2026年7月16日

摘要

数字普惠金融作为破解城乡发展不平衡的重要依托, 打破城乡资源要素流动的体制障碍, 对改善城乡收入格局具有深远意义。本文选取了2011~2023年我国地级市的面板数据, 利用固定效应模型研究城乡收入差距的影响及其作用机制。研究发现: 发展数字普惠金融显著缩小城乡收入差距, 其影响具有显著的区域异质性; 互联网普及率是关键的赋能条件与调节效应, 完善的网络基础设施能通过缓解信息不对称, 显著发挥正向调节作用, 增强数字普惠金融的增收减贫效应。研究为推动我国城乡发展提供针对性政策性建议。

关键词

数字普惠金融指数, 城乡收入差距, 固定效应模型, 互联网普及率

Research on the Impact Mechanism of Digital Inclusive Finance Index on Urban-Rural Income Gap

Mengge Lu

School of Mathematics and Statistics, Fujian Normal University, Fuzhou Fujian

Received: May 28, 2026; accepted: June 27, 2026; published: July 16, 2026

Abstract

As a novel driver for tackling urban-rural development imbalances, digital inclusive finance breaks down institutional barriers to the flow of resources and factors between urban and rural areas,

exerting a profound impact on improving the urban-rural income structure. This study leverages panel data from Chinese prefecture-level cities spanning 2011 to 2023 and employs a fixed-effects model to examine the influence of digital inclusive finance on the urban-rural income gap and its underlying mechanisms. The findings indicate that the development of digital inclusive finance significantly narrows the urban-rural income gap, with notable regional heterogeneity in its effects. Internet penetration serves as a critical enabling condition and moderating factor, where well-developed digital infrastructure mitigates information asymmetry and significantly enhances the positive moderating effect, thereby strengthening the poverty-alleviation and income-boosting impact of digital inclusive finance. The study provides targeted policy recommendations for fostering balanced urban-rural development in China.

Keywords

Digital Financial Inclusion Index, Urban-Rural Income Gap, Fixed-Effects Model, Internet Penetration Rate

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

城乡收入差距是制约我国经济高质量发展目标实现的关键问题。在传统金融体系下，由于物理网点布局成本高昂、信贷审批门槛较高等因素，金融服务长期难以有效覆盖农村地区与低收入群体，这种“金融排斥”现象在一定程度上阻碍了城乡融合发展[1][2]，加剧了收入不平等。近年来，以大数据、云计算和移动互联为技术依托的数字普惠金融快速发展，以其覆盖广、成本低、效率高的优势，为解决这一难题提供了新的范式。通过移动支付、网络信贷、数字保险等创新服务，数字普惠金融有效弥补了传统金融的服务缺失，不仅提升了农村居民的金融可获得性，还有通过促进创业就业、优化产业升级、释放消费潜力等渠道，为缩小城乡收入差距注入力量。

现有大量实证研究表明了数字普惠金融的减贫增收效应，但探讨仍有进一步深化空间。一方面，两者之间关系并非简单的线性效应，存在“倒U型”拐点[3]，对数字普惠金融在不同发展阶段所表现出的“数字鸿沟”潜在风险尚需细化；另一方面，数字普惠金融的红利释放并非凭空发生，其效用高度依赖于底层信息基础设施的支撑，探讨“硬件”（网络设施）与“软件”（金融服务）的协同机制具有重要的现实意义。基于此，本文选取2011~2023年282个地级市数据，在验证整体收敛效应的基础上，重点考察不同发展阶段的异质性特征，并引入互联网普及率作为调节变量，研究其在缓解信息不对称、增强数字普惠金融效力中的赋能作用。本文的边际贡献在于：将研究尺度下沉至地级市以提升精度，并清晰界定了互联网基础设施在数字金融减贫路径中的“调节者”角色，为制定差异化的区域发展政策提供精细的经验证据。

2. 文献综述与理论分析

2.1. 文献综述

围绕数字普惠金融与城乡收入差距的关系，现有文献主要从以下三个维度展开探讨：

其一，数字普惠金融的线性减贫与收敛效应。多数学者肯定了数字普惠金融的包容性特质。杨怡等(2022)[4]、赵锦春和薛业飞(2023)[5]研究表明，数字普惠金融能有效缩小城乡收入差距，其主要通过提

高农村人力资本投入、促进农村劳动力私营部门就业以及提升农业绿色全要素生产率等渠道发挥作用。张玉静等(2025) [6]研究发现, 农业要素配置效率的提升是其中关键的传导机制。万强等(2024) [7]研究指出数字普惠金融对城乡收入发展的收敛效应具有显著的维度差异性。

其二, 复杂非线性与空间溢出效应。随着研究的深入, 学者们发现此效应并非均质。武建辉等(2025) [8]指出数字普惠金融与城乡收入差距呈“倒 U 型”关系, 在发展初期缩小差距, 但跨过一定门槛后因“数字鸿沟”产生负面影响。郭航(2024) [9]研究进一步证实了这一非线性特征, 并强调了其具备显著的空间溢出效应。梁双陆等(2018) [10]利用门槛模型研究了数字普惠金融对城乡收入差距具有收敛效应且存在区域差异性。

其三, 外部赋能条件与调节机制。屠萍萍(2024) [11]研究了互联网渗透率能够加强数字普惠金融缩小收入差距的效应。王曙光等(2023) [12]验证了影响作用有着地域差异, 在我国中西部地区比较明显, 而在东部地区则会呈现相反的效果。陈清华等(2024) [13]探讨了数字普惠金融能够缓解收入差距, 而数字鸿沟中的数字接入沟和使用抑制数字普惠金融对收入差距的作用。徐光顺等(2024) [14]研究发现数字普惠金融能够显著缩小城乡收入差距, 且农户人力资本投资对这一收敛效应具有正向调节作用。

综上所述, 一方面, 现有研究大多聚焦于省级层面, 掩盖了城市内部的结构差异; 另一方面, 在探讨互联网普及率的作用中往往将“外部赋能”与“传导路径”相混淆。本文旨在下沉至地级市维度, 从“资源配置协同”的视角, 清晰解构互联网普及率在数字普惠金融抑制城乡收入差距中的调节效应。

2.2. 理论分析

作为现代经济的核心, 金融的发展变化对现代产业的方方面面都产生了影响。在传统金融体系下, 信贷分配不均进一步加剧收入不平等。数字普惠金融依托信息化手段重构服务模式, 凭借其广泛覆盖、精准服务及高效风控等多维架构, 有效突破了物理网点局限, 降低了服务门槛[15]。这不仅为农户增收注入了内生动力, 也通过赋能农村产业升级、促进创业释放了经济活力。基于此, 提出假设:

H1: 数字普惠金融的发展能够显著抑制城乡收入差距的扩大。

数字普惠金融虽在整体上有助于缓解城乡收入差距, 但其作用效果可能因区域经济基础、市场环境差异而呈现非均衡特征[16]。数字普惠金融对实体经济的促进作用呈现“东高西低”分布[17]。在市场化程度高、基础设施完善的东部或高水平发展地区, 数字普惠金融能更顺畅地产生影响; 而在中西部及低水平地区, 由于受制于配套条件相对不足, 其增收效应可能受限, 甚至在跨越特定发展阶段后引发“数字鸿沟”风险。基于此, 提出假设:

H2: 数字普惠金融对缩小城乡收入差距的作用在不同地区及不同发展阶段存在显著的异质性。

数字普惠金融对城乡收入差距的收敛效应, 不仅取决于金融服务的数字化供给(软件), 也依赖于其渗透与应用的现实基础(硬件)。互联网基础设施的普及构成了数字金融触达用户的关键渠道。在互联网渗透更深的地区, 数字金融工具更易被广泛接纳与使用, 从而更有效地促进资源获取与信息传播, 缓解信息不对称带来的劣势。因此, 互联网普及率构成了数字普惠金融发挥效力的关键外部赋能条件。基于此, 提出假设:

H3: 互联网普及率在数字普惠金融缩小城乡收入差距的过程中发挥正向调节作用。即互联网普及率越高, 数字普惠金融的收敛效应越强。

3. 研究设计

3.1. 变量设定

(1) 核心解释变量: 数字普惠金融指数(DFI), 数字普惠金融指数选取了北京大学互联网金融研究中

心发布的 2011~2023 年地级市数字普惠金融总指数。该指数基于蚂蚁金服集团丰富的互联网金融数据编制,综合考虑覆盖范围、使用深度和数字化程度等维度,综合度量各地级市数字普惠金融的发展水平。由于指数数值较大,参考傅秋子和黄益平(2018)的做法,对其进行对数化处理[18]。

(2) 被解释变量:城乡收入差距(GAP),借鉴王少平等(2008)的相关研究与计算方法[19],使用泰尔指数进行测算,公式为:

$$GAP_{it} = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{I_{it}}{I_t} \right) \times \left(\ln \left(\frac{I_{it}}{P_{it}} \right) - \ln \left(\frac{I_t}{P_t} \right) \right),$$

其中, I_t 为 t 时期总收入, I_{1t} 与 I_{2t} 为 t 时期城镇居民总收入和农村居民总收入。 P_t 为 t 时期总人口, P_{1t} 与 P_{2t} 为 t 时期城镇总人口与农村总人口。

(3) 调节变量:互联网普及率(IPR),测算标准为固定互联网宽带接入用户数与年末常住人口比值。

(4) 控制变量:为控制其他因素影响,本研究设定如下变量作为控制变量。其中:金融发展水平(FIN)使用年末金融机构贷款总量与地区生产总值的比值进行测算,政府支出水平(GOV)使用地方财政公共预算支出与地区生产总值的比值进行测算,教育支出水平(EDU)使用教育支出与地方财政公共预算支出的比值进行测算,城镇化水平(URB)使用农村总人口与常住人口数之比进行测算。

3.2. 数据来源

本文选取 2011~2023 年中国 282 个地级市的面板数据进行分析(不包含港澳台地区和西藏自治区)。原始数据大多来源于《中国城市统计年鉴》¹及 EPS 数据库,其中部分缺失值使用了线性插值法补充。数字普惠金融数据均来自于《北京大学数字普惠金融指数》²。

3.3. 模型建构

根据理论分析,首先构建基准模型检验 H1 与 H2:

$$GAP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_t + e_{it},$$

其中, μ_i 为城市固定效应, ε_t 为年份固定效应, e_{it} 为随机扰动项。若 $\beta_1 < 0$ 且显著,说明数字普惠金融缩小了城乡收入差距。

为验证 H3 中互联网普及率的调节效应,在基准模型基础上引入互联网普及率(IPR)及其与数字普惠金融的交互项(DFI×IPR):

$$GAP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{it} + \alpha_2 IPR_{it} + \alpha_3 (DFI_{it} \times IPR_{it}) + \gamma Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_t + e_{it}.$$

若交互项系数 α_3 显著为负,则表明互联网普及率强化了数字普惠金融缩小城乡收入差距的作用。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

首先对研究变量中的各指标进行描述性统计,其结果如表 1 所示。

4.2. 基准回归结果

本文检验了数字普惠金融对城乡收入差距的直接影响,表 2 呈现了基准模型的回归分析结果。分析结果显示,无论是否引入控制变量,数字普惠金融发展变量的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负。

¹<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

²<https://idf.pku.edu.cn/>

在未加入任何控制变量的模型(1)中,数字普惠金融的系数为-3.544,这说明数字普惠金融发展指数(DFI)每上升1个单位,城乡收入差距(GAP)平均会下降3.544个单位。在逐步加入控制变量后,数字普惠金融的系数在模型(2)至(4)中始终为负,统计显著性保持高度稳健。在控制变量最为全面的模型(4)中,数字普惠金融的系数为-1.763。这表明了数字普惠金融的发展,在控制其他因素不变的情况下,对于帮助缩小城乡收入差距这一负面影响依然显著。基准回归结果有力支持了H1,即数字普惠金融的发展显著促进了城乡收入差距的缩小。

Table 1. Descriptive Statistics of Research Variables

表 1. 研究变量的描述性统计

变量名	count	mean	sd	min	max
DFI	3666	5.1973	0.5256	2.8344	5.9222
GAP	3666	7.0297	4.3027	0.04222	77.4973
FIN	3666	1.1068	0.6577	0.1322	12.8163
GOV	3666	0.2055	0.1170	0.0119	3.0764
EDU	3666	0.1780	0.0611	0.0146	2.9910
URB	3666	0.5703	0.1489	0.1815	1.3551
IPR	3666	27.0966	14.8610	2.6586	86.1103

Table 2. Baseline regression results

表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
DFI	-3.544*** (0.157)	-3.106*** (0.157)	-2.772*** (0.143)	-1.763*** (0.116)
FIN		-0.885*** (0.125)	-0.598*** (0.103)	0.568*** (0.095)
GOV		15.660*** (0.822)	18.221*** (0.740)	9.664*** (0.761)
EDU			30.648*** (1.722)	18.119*** (1.429)
URB				14.485*** (0.602)
Cons	25.408*** (0.844)	20.948*** (0.833)	12.947*** (0.821)	18.692*** (0.819)
N	3666	3666	3666	3666
R ²	0.187	0.343	0.411	0.561

注: 括号内稳健标准误; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。下同。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 替换被解释变量

本文在基准回归基础上,为检验结论的稳健性,借鉴陈斌开和林毅夫(2013)[20]的研究,采用城镇居民可支配收入与农村居民人均纯收入的比值作为城乡收入差距的替代衡量指标并重新进行回归分析。该指标为正向指标,其数值增大表示城乡收入差距扩大。如表 3 (1)所示,回归结果依然保持一致:数字普

惠金融指数(DFI)的回归系数在各模型中均显著为负。这表明，数字普惠金融的发展能够显著降低城乡居民收入之比，即有效缩小城乡收入差距，这与基准回归的核心结论是完全一致的。

加入控制变量的回归结果与基准回归保持一致：财政发展水平(FIN)与政府干预程度(GOV)之间的系数显著正数，显示其存在城乡差距扩大的倾向；但城镇化率(URB)系数明显为负值，是促进城乡区域发展均衡的核心动力。所有模型的样本量稳定，拟合优度逐步提升。综上所述，通过调整被解释变量的测量方法，本文的主要研究成果表明：数字普惠金融能够有效缩小城乡收入差距，并得到了稳健性检验的充分验证。

4.3.2. 缩尾处理

根据表 3 (2)的结果可知，数字普惠金融(DFI)的系数为-2.563，在 1%水平上显著为负。结果显示数字普惠金融的发展对缩小城乡收入差距，在排除极端值干扰后，仍具有显著的负面效应，其作用方向与基准模型一致，表明结论具有稳健性。

Table 3. Robustness check results
表 3. 稳健性检验结果

	(1) GAP	(2) GAP
DFI	-0.308*** (0.020)	-2.563*** (0.566)
FIN	0.084*** (0.019)	0.485*** (0.153)
GOV	0.550*** (0.105)	1.682 (1.369)
EDU	1.005*** (0.226)	6.494*** (2.175)
URB	-0.854*** (0.186)	-12.956*** (1.759)
Constant	3.667*** (0.138)	24.054*** (2.185)
N	3666	3666
R ²	0.187	0.343

4.4. 内生性检验

选取滞后一期的数字普惠金融指数(DFI)作为工具变量，采用两期最小乘法进行估算，以期缓解数字普惠金融与城乡收入差距可能存在的内生性问题。由表 4 回归结果可知，回归第一阶段，工具变量系数为 0.432，在 1%的水平上具有显著性；第二阶段回归结果显示，与基准回归结论一致的数字普惠金融指数(DFI)系数为-5.8598，且在 10%上具有显著性，得出的结论是该模型不存在内在的问题。

Table 4. Instrumental variable (IV) regression results
表 4. 工具变量回归结果

第一阶段回归(因变量: DFI)		第二阶段回归(因变量: GAP)	
IV	0.432***	DFI	-5.8598*
控制变量	是	控制变量	是
年份固定效应	是	年份固定效应	是

续表

城市固定效应	是	城市固定效应	是
样本量	3666	样本量	3666
R ²	0.9950	R ²	0.9422

4.5. 异质性分析

4.5.1. 空间异质性分析

按照中国国家统计局的官方标准规定东中西部进行分组回归，见表 5 (1)~(3)列结果显示，数字普惠金融的收敛效应在东部地区高度显著(-4.264, 1%显著)，但在中西部地区不具备统计显著性。这反映了各地区数字化基础设施、金融市场深度及政策执行效率的巨大差异。这种异质性源于各地区数字化基础设施、金融市场深度及政策执行效率的差异。东部地区得益于更完善的市场环境和更高的数字化水平，数字普惠金融的增收与分配效应能够得到更充分发挥；而中西部地区受限于硬件设施、金融素养及产业结构的约束，其效能未能充分显现。因此，未来政策应注重因地制宜，在东部地区可进一步深化数字金融创新，而在中西部地区则需优先补足基础设施与人力资本短板，以促进数字红利的普惠共享。

4.5.2. 发展阶段异质性分析

依据样本期内数字普惠金融指数(DFI)的中位数进行高低水平分组。表 5 (4)和(5)列揭示了非线性特征：在低水平组中，DFI 系数显著为负(-2.668)，表现出明显的“增收减贫”效应；但在高水平组中，DFI 系数转为显著为正(1.760, 10%显著)。这印证了 H2，表明数字普惠金融的发展存在阶段性的异质性特征。当发展水平跨越特定阶段后，技术与资本红利过度向城镇或高收入群体集中，可能引发“数字鸿沟”反噬，从而拉大收入差距。这一结果表示，在数字普惠金融发展的初级阶段，其普惠属性占据主导，

Table 5. Heterogeneity analysis result
表 5. 异质性分析结果

	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 低水平组	(5) 高水平组
DFI	-4.264*** (1.295)	-1.558 (1.154)	2.277 (3.758)	-2.668** (1.119)	1.760* (3.907)
FIN	0.707*** (0.189)	0.105 (0.124)	0.119 (0.125)	0.191 (0.143)	0.201 (0.129)
GOV	-8.246*** (2.731)	3.396 (2.388)	2.266 (2.522)	4.501*** (1.660)	-3.715* (4.288)
EDU	0.786 (2.588)	5.653* (3.025)	17.129*** (6.272)	6.092* (3.445)	0.114 (3.450)
URB	-8.123*** (1.067)	-9.566*** (2.342)	-31.455*** (11.633)	-7.637*** (1.674)	-22.265** (9.263)
Cons.	29.343*** (5.610)	18.109*** (5.145)	15.448 (9.872)	22.211*** (4.478)	14.017 (10.008)
N	1326	1300	1040	1836	1830
R ²	0.740	0.716	0.573	0.724	0.482

有助于缩小差距；但在高级阶段，若缺乏配套的政策引导，其技术特性可能导致金融资源的马太效应，反而加剧不平等。

4.6. 调节效应机制检验

基于模型(2)，本文检验了互联网普及率(IPR)在其中的调节作用。根据表 6 的机制分析结果可知，交互项(DFI×IPR)的系数在 OLS 与固定效应(FE)模型中均显著为负(FE 模型中回归系数-0.568，5%显著)。这一结果具有明确的经济学含义：互联网普及率对数字普惠金融的作用强度发挥了显著的正向调节效应。即在互联网基础设施更普及的地区，居民与企业获取信息的成本更低，网络信贷与支付等数字金融工具能更顺畅地触达弱势群体，从而显著放大了数字普惠金融缩小城乡收入差距的效能。这验证了 H3 的理论推测，表明“硬件”(互联网基础设施)是“软件”(数字金融服务)发挥包容性作用不可或缺的基石。

Table 6. Mechanism analysis
表 6. 机制分析

GAP	(1) OLS	(2) FE
DFI	-2.163***	-2.524***
IPR	0.117	-0.640*
DFI*IPR	-0.402**	-0.568**
控制变量	是	是
年份固定效应		是
城市固定效应		是
R ²	0.5536	0.5707

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文基于 2011~2023 年我国 282 个地级市的面板数据，实证检验了数字普惠金融对城乡收入差距的影响及其作用机制，主要结论如下：

首先，数字普惠金融整体上具有显著的收敛效应，能有效抑制城乡收入差距的扩大。该结论在经过工具变量法缓解内生性及稳健性检验后依然成立。

其次，数字普惠金融的效应存在鲜明的区域空间与发展阶段异质性。空间上，其收敛效应在东部地区高度显著，而中西部不显著；发展阶段上，表现出“低水平缩小、高水平拉大”的特征，揭示了过度发展阶段衍生的“数字鸿沟”潜在风险。

最后，互联网普及率是数字普惠金融发挥效力的关键外部赋能条件。机制检验证实，互联网普及深化在数字普惠金融缩小城乡差距的过程中扮演了正向的调节角色，底层网络设施的完善能够通过缓解信息不对称，从而增强数字普惠金融的包容性红利。

5.2. 建议

基于上述结论，本文提出如下政策建议：

第一，坚持推动数字普惠金融纵深发展，但需警惕“数字鸿沟”的潜在风险。应继续将数字普惠金融作为提高经济水平的重要抓手，鼓励服务下沉。对于高水平发展的地区，政策重心必须从“规模扩张”

转向“服务公平”，通过开展农村数字技能培训、实施弱势群体定向金融补贴等方式，防止技术红利被城镇高收入群体垄断。

第二，实施“分类指导、因地制宜”的差异化区域发展战略。鉴于效应的显著空间异质性，必须摒弃“一刀切”政策。对东部发达地区，重在“深化应用于监管并行”，鼓励金融科技在绿色农业、农村电商等复杂场景的应用；对中西部及低水平地区，重在“数字扫盲与普及供给”，优先解决金融服务“有没有”的问题。

第三，强化“下沉与渗透”，推动数字基础设施与金融服务一体化。鉴于互联网普及率的显著调节效应，应制定“新基建”与数字乡村建设的协同联动政策。鼓励电信运营商、金融机构与地方政府合作，在偏远农村推广“宽带接入 + 数字金融”一体化服务站，降低农村居民的整体数字准入门槛，从根本上打破信息壁垒，最大化释放数字经济的普惠价值。

参考文献

- [1] 殷紫燕, 黄安民. 旅游业发展水平对共同富裕的影响效应[J]. 福建师范大学学报(自然科学版), 2024, 40(3): 54-64.
- [2] 晋铭铭, 张盼, 曹芳萍. 数字普惠金融、城乡居民收入与消费差距[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 138-143.
- [3] 宋科, 刘家琳, 李宙甲. 数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应[J]. 中国软科学, 2022(6): 133-145.
- [4] 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.
- [5] 赵锦春, 薛业飞. 数字普惠金融与城乡收入差距的缩小——基于 CMDS 数据的经验证据[J]. 南京社会科学, 2023(10): 42-56+103.
- [6] 张玉静, 涂圣伟. 数字普惠金融、农业要素配置效率与城乡居民收入差距——来自中国 1572 个县域的证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2025, 25(1): 182-192.
- [7] 万强, 曾军, 刘晓云, 高华蕾, 朱岩. 数字普惠金融如何影响城乡收入差距——基于空间溢出效应实证研究[J]. 金融发展研究, 2024(1): 44-49.
- [8] 武建辉, 杨泽云, 秦涛, 傅巧灵. 数字普惠金融对缩小城乡收入差距的影响[J]. 统计与决策, 2025, 41(2): 66-71.
- [9] 郭航. 数字普惠金融发展能缩小城乡收入差距吗[J]. 江西财经大学学报, 2024(5): 38-52.
- [10] 梁双陆, 刘培培. 数字普惠金融与城乡收入差距[J]. 首都经济贸易大学学报, 2019, 21(1): 33-41.
- [11] 屠萍萍. 数字普惠金融与缩小城乡居民收入差距[J]. 价格理论与实践, 2024(2): 185-188+224.
- [12] 王曙光, 刘彦君. 数字普惠金融是否有助于缩小城乡收入差距? [J]. 农村经济, 2023 (2): 75-84.
- [13] 陈清华, 杨卫平, 李瑞宁. 数字普惠金融与收入差距——基于城市人力资本和数字鸿沟视角的分析[J]. 当代金融研究, 2024, 7(1): 27-44.
- [14] 徐光顺, 冯林. 数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J]. 农业经济问题, 2022(5): 60-82.
- [15] 张天舒, 唐一鸣, 马靖淳. 金融集聚对实体经济发展的影响机制分析——基于长三角和珠三角城市群的实证研究[J]. 东北师大学报(自然科学版), 2022, 54(4): 144-154.
- [16] 何淼, 张阳, 栾韶涵, 高慧, 张文霞, 黄俊立. 基于 LMDI-Tapio-GA-BP 的中国城乡居民消费碳排放分析[J]. 华南师范大学学报(自然科学版), 2024, 56(6): 1-16.
- [17] 黎艳, 周玉红, 邵永同. 数字普惠金融、城乡居民消费与实体经济增长[J]. 投资研究, 2025, 44(2): 89-103.
- [18] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-71.
- [19] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. 中国社会科学, 2008(2): 54-66.
- [20] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81-102.