

# 数字普惠金融，产业结构升级与经济高质量发展

## ——基于省级面板数据的研究

曾金鹏，郑月明

武汉科技大学文法与经济学院，湖北 武汉

收稿日期：2024年6月3日；录用日期：2024年6月27日；发布日期：2024年8月20日

### 摘要

作为我国经济高质量发展的重大机遇，“数字普惠金融”究竟会给我国区域经济发展带来什么？本文基于2011~2022年全国30个省份面板数据，运用中介效应模型对数字普惠金融对我国经济高质量发展的路径机制进行探索。结论表明，数字普惠金融的发展显著推动了经济的高质量发展。数字普惠金融通过提供便捷、低成本的金融服务，降低了企业融资成本，促进了产业升级，进而提升了经济效率和质量。异质性检验结果表明，数字普惠金融对于东、中与西部地区经济发展存在显著差异，对于中部地区影响程度大于东部地区，而西部地区影响程度又进一步增大。因此为了充分发挥数字普惠金融的作用，需要进一步完善政策金融服务体系、加强监管以促进我国经济高质量发展。

### 关键词

数字普惠金融，高质量发展，中介效应，产业结构升级

# Digital Inclusive Finance, Industrial Structure Upgrading and High-Quality Economic Development

## —A Study Based on Provincial Panel Data

Jinpeng Zeng, Yueming Zheng

College of Arts, Law and Economics, Wuhan University of Science and Technology, Wuhan Hubei

Received: Jun. 3<sup>rd</sup>, 2024; accepted: Jun. 27<sup>th</sup>, 2024; published: Aug. 20<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

As a major opportunity for the high-quality development of China's economy, what exactly will digital inclusive finance bring to China's regional economic development? This paper explores the path mechanism of digital financial inclusion on the high-quality development of China's economy based on the panel data of 30 provinces across the country from 2011 to 2022, using the mediation effect model. The conclusion shows that the development of digital inclusive finance significantly promotes the high-quality development of the economy. By providing convenient and low-cost financial services, digital inclusive finance reduces the cost of enterprise financing and promotes industrial upgrading, which in turn improves economic efficiency and quality. The results of the heterogeneity test show that there is a significant difference between digital financial inclusion for the economic development of the eastern, central and western regions, with a greater impact on the central region than on the eastern region, while the impact on the western region is further increased. Therefore, in order to give full play to the role of digital inclusive finance, it is necessary to further improve the policy and financial service system and strengthen regulation to promote the high-quality development of China's economy.

## Keywords

Digital Inclusive Finance, High-Quality Development, Intermediation Effects, Industrial Structure Upgrading

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

随着科技浪潮的推进和全球化趋势的加强，数字普惠金融正迅速崛起，成为助推经济发展的核心引擎。它依托金融基础设施的持续完善和数字技术的广泛应用，不仅将金融服务触角延伸至传统体系难以覆盖的角落，尤其为欠发达地区和社会低收入群体提供了高效便捷的金融渠道，显著提高了金融服务的普及率和可得性。在我国这一宏大背景下，数字普惠金融对经济高质量发展的影响力日益凸显。数字时代的翩然而至，为数字普惠金融注入了新的活力，其正重塑着金融生态环境，为循环经济的健康发展提供源源不断的动力与实现路径。随着数字化转型的深入推进，数字普惠金融不仅成为经济高质量发展的关键驱动力和支撑点，还在促进经济转型升级、推动绿色发展、实现可持续发展目标等方面展现出巨大的潜力。

综上所述，数字普惠金融的发展与经济增长、产业结构升级及创新能力提升之间呈现出紧密的正相关关系。展望未来，随着数字技术的不断创新与突破，数字普惠金融在推动经济高质量发展上的正向作用将更加显著，为构建更加繁荣、均衡和可持续的经济体系贡献力量。

## 2. 文献综述及研究假说

### 2.1. 文献综述

近年来，我国数字普惠金融的发展势头迅猛，相关研究亦呈现蓬勃增长的态势。众多学者致力于探

讨数字普惠金融如何有力地推动经济实现高质量发展, 并取得了丰硕的研究成果。在理论层面, 唐文进和李爽(2019) [1]利用 283 个城市的经验数据, 实证分析数字普惠金融的发展显著促进了产业结构的优化升级, 且这种影响在不同地区、不同发展阶段存在异质性。杜金岷(2020) [2]从理论和实证两个角度分析了数字普惠金融、区域创新能力与产业结构升级之间的关系。研究发现, 数字普惠金融的发展不仅直接促进了产业结构的升级, 还通过提升区域创新能力间接推动产业结构的优化。易行健和周利平(2018) [3]探讨了数字普惠金融发展对消费升级和产业结构转型的影响。文章指出, 数字普惠金融的发展不仅促进了消费升级, 还通过优化资源配置、提高金融服务效率等方式推动了产业结构的转型和升级。李涛和徐翔(2016) [4]探讨了数字普惠金融对经济增长的影响。文章指出, 普惠金融的发展通过提高金融服务的覆盖面和效率, 促进了经济增长, 进而对产业结构升级产生了积极影响。谢平和邹传伟(2012) [5]研究对互联网金融(包括数字普惠金融)的模式进行了深入研究。文章指出, 互联网金融通过数字技术降低了金融服务的成本, 提高了金融服务的效率, 对产业结构升级产生了积极影响。数字普惠金融对产业结构升级的影响也得到了广泛探讨。例如, 李飞(2024) [6]的研究表明, 数字普惠金融可以促进第三产业的快速发展, 进而推动产业结构的优化升级。

## 2.2. 理论分析

数字普惠金融作为一种新型的金融服务模式, 以其广泛覆盖、便捷高效的特点, 为经济高质量发展注入了新的活力。特别是在产业结构升级的大背景下, 数字普惠金融的作用愈发凸显。

### (1) 数字普惠金融对经济增长的推动作用

数字普惠金融的普及和发展为经济高质量发展提供了强有力的支撑。通过运用大数据、云计算等现代信息技术手段, 数字普惠金融能够更精准地满足各类经济主体的融资需求, 降低交易成本, 提高金融服务的可得性和便利性[7]。这不仅有助于激发市场活力, 促进经济增长, 还能推动产业结构优化升级, 提升经济的质量和效益[8]。

### (2) 数字普惠金融对产业结构的优化作用

产业结构升级是经济高质量发展的核心。随着科技进步和消费需求的变化, 传统产业的转型和新兴产业的发展成为推动经济增长的关键。数字普惠金融通过为小微企业和创新型企业提供低成本、高效的融资服务[9], 促进了这些企业的成长和发展, 进而推动了产业结构的优化升级。同时, 数字普惠金融还能助力传统产业转型升级, 实现经济结构的优化和升级。

### (3) 数字普惠金融对区域创新能力的作用

数字普惠金融的发展扩大了传统金融服务的覆盖范围, 提升了社会资本流转速度以及便利了社会资金融通, 为区域创新活动提供了充裕的资金支持[10]。这种资金支持不仅降低了创新生产的成本, 还激发了社会的创新活力。数字普惠金融的发展具有较强的扩散效应, 凭借其低成本、高效率的特点, 可以对其他产业产生较强的冲击, 推动不同产业间的交叉融合, 为创新活动营造良好的环境。这种融合不仅促进了技术的创新, 还推动了不同产业间的协同发展, 从而提升了整个区域的创新能力。

### (4) 数字普惠金融对城乡区域协调发展的促进作用

数字普惠金融的发展, 对城乡区域协调发展起到了积极的推动作用。数字普惠金融的发展有利于缩小城乡间的金融发展差距。由于客观条件的制约, 依赖于实体网点的传统金融往往不能覆盖到偏远地区, 而数字普惠金融则可以通过强大的数字技术突破时间和空间的限制, 有效衔接资金供求双方, 使更多的人享受到金融服务。这不仅提高了金融服务的普及率和可得性, 还为创新活动提供了更加广阔的舞台, 促进了当地经济的发展。同时, 数字普惠金融的发展也加速了城乡之间的资金流动和资源共享, 推动了城乡区域协调发展。

因此本文根据以上的理论分析提出假说:

假说一: 数字普惠金融会显著推动经济增长;

假说二: 数字普惠金融通过促进产业结构更加高级, 替代原始传统的产业结构, 助力推动经济高质量发展;

假说三: 数字普惠金融通过促进产业更加合理化进而推动经济高度发展。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 数据来源

本文基于 2011 年至 2022 年我国 30 个省份的面板数据展开研究, 数字普惠金融发展指数来源于北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团共同制定的数字普惠金融指标和明细核算。其余数据来源于中国各省市统计年鉴以及统计公报等。

#### 3.2. 变量选取

解释变量为数字普惠金融指数(DFI)。数字普惠金融指数来源于北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团共同制定的指标和明细核算最终的指数, 该指数非常详细的以多个维度衡量数字普惠金融的程度、广度、深度, 为后续研究提供了非常有效的帮助。

被解释变量选取地区生产总值(GDP)地区生产总值揭示了该地区经济的整体规模与结构特征, 为观察和理解国家宏观经济走向提供了重要视角。同时, 它也是制定和调整经济政策的关键依据, 通过对比和分析, 我们可以评估经济政策的实际效果, 以便做出更为科学和有效的决策。此外, 区域生产总值还是衡量地区经济活力和增长潜力的重要尺度。

#### 3.3. 中介变量

产业结构高级化(ISU1)很多学者们用不同的方法来构建产业结构高级化的测算指标, 本文参考刘翠花(2022) [11]使用第三产业与第二产业的产值之比来表示产业结构高级化, 具体计算公式为:

$$ISU1 = \left( \frac{Y3_{it}}{Y2_{it}} \right)$$

其中,  $Y2$ 、 $Y3$  分别表示第二产业和第三产业产值。

产业结构合理化(ISU2)对于这一指标则使用泰尔指数对其进行衡量, 具体计算公式为:

$$TL = \sum_{i=1}^n \frac{Y_i}{Y} \ln \left( \frac{Y_i}{L_i} / \frac{Y}{L} \right)$$

其中,  $Y_i$  为产业  $i$  的产值,  $L_i$  为产业  $i$  的就业人数,  $n$  为产业部门数。 $TL$  与产业结构合理化为逆向指标, 其值越接近 0 表示产业结构越合理, 反之越不合理。

控制变量为了使得模型更加全面以及准确加入以下的控制变量。收入水平(IL)本文以人均 GDP 来衡量收入水平。通常认为收入水平可能会影响个体对数字普惠金融产品和服务的需求和接受程度, 因此控制收入可以帮助我们更准确地评估数字普惠金融对经济发展的实际影响, 并且收入高可能会使得人们愿意主动增加金融消费促进金融产品与生产从而促进经济增长。外商直接投资(FDI)通过大量学者的研究我们不难发现一个地区的对外开放程度越高, 外商直接投资资产以及技术进入该地区的程度越大。当大量资金以及外来高新技术赋能该地区的生产创新发展最能更大限度的使得该地区经济高质量发展。对外开放程度(Open)使用以各省进出口总额占 GDP 比重衡量。营商环境(Market)则采用市场化指数来衡量, 我

们认为良好的营商环境会促进区域经济的发展, 并且数字技术的进步有助于营造良好的营商环境。

## 4. 模型设计

### 4.1. 基准回归模型

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DFI_{it} + \beta_2 IL_{it} + \beta_3 Open_{it} + \beta_4 FDI_{it} + \beta_5 Market + \mu + \varphi + \varepsilon$$

在此模型中,  $i$  代表某个省份地区,  $t$  表示在该地区的某个时间范围内,  $\alpha_0$  为常数项,  $\mu$ 、 $\varphi$  分别为固定区域控制效应和固定时间控制效应,  $\varepsilon$  代表随机误差项。

### 4.2. 中介效应模型

本文参考温忠麟与叶宝娟(2014) [12]的中介效应“三步法”分析方法尝试建立中介效应模型。

$$\begin{aligned} GDP_{it} &= \theta_0 + \theta_1 FDI_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \\ ISU1_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \\ GDP_{it} &= \rho_0 + \rho_1 FDI_{it} + \rho_2 ISU1_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \\ GDP_{it} &= \theta_0 + \theta_1 FDI_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \\ ISU2_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 FDI_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \\ GDP_{it} &= \rho_0 + \rho_1 FDI_{it} + \rho_2 ISU2_{it} + X_{it} + \mu + \varphi + \varepsilon \end{aligned}$$

在此模型中,  $i$  代表某个省份地区,  $t$  表示在该地区的某个时间范围内,  $\theta_0$ 、 $\alpha_0$ 、 $\rho_0$  为常数项,  $\mu$ 、 $\varphi$  分别为固定区域控制效应和固定时间控制效应,  $\varepsilon$  代表随机误差项,  $X_{it}$  表示控制变量。中介效应模型将重点关注系数  $\alpha_1$ 、 $\rho_1$  与  $\rho_2$ 。在  $\beta_1$  与  $\alpha_1$  均显著的情况下, 观察中介变量参与在基准回归中的系数显著情况。如果  $\rho_1$  与  $\rho_2$  均显著, 则说明存在间接中介效应。如若两者至少有一个不显著则需要使用更加精准的方法 sobel 检验法与 bootstrap 自举抽样法检验中介效应。

## 5. 实证分析

### 5.1. 描述性统计

本文选取 2011~2022 年中国 30 个省份(西藏由于数据缺失较为严重因此剔除)作为研究对象, 相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国市场化指数数据库》与各省市统计年鉴, 部分数据来源于相应的各省市政府官方统计局网站, 各年度极少缺失值通过插值法补齐。部分主要变量的描述性统计见表 1 所示。

Table 1. Descriptive statistics for variables

表 1. 变量描述性统计

| 变量     | 样本数 | 均值       | 标准差      | 最小值    | 最大值    |
|--------|-----|----------|----------|--------|--------|
| GDP    | 360 | 28.337   | 0.9230   | 25.841 | 34.353 |
| DFI    | 360 | 243.928  | 107.64   | 18.33  | 460.69 |
| ISU1   | 360 | 1.34686  | 0.7299   | 0.527  | 5.244  |
| ISU2   | 360 | 0.20351  | 0.1949   | 0.212  | 1.042  |
| Open   | 360 | 0.27269  | 0.2817   | 0.008  | 1.464  |
| FDI    | 360 | 0.01964  | 0.0182   | 0.005  | 0.121  |
| IL     | 360 | 58,673.6 | 30,563.4 | 16,024 | 19,009 |
| Market | 360 | 8.10713  | 1.94469  | 3.360  | 12.922 |

结果显示，各地区数字普惠金融(DFI)的标准差为 107.64，平均值为 243.928，最小值为 18.33，最大值为 460.69，表明各地区的数字普惠金融发展存在较大差异，在中介变量方面，产业结构合理化与产业结构高级化均呈现均值较大，标准误较小的特点，各省份地区之间同样展现出差异。

5.2. 基准回归

首先对于数据进行 LM 检验时 p 值为  $0.000 < 0.05$ ，因此拒绝原假设，证明随机效应模型由于 OLS 普通最小二乘法模型。在进行 F 检验时，p 值为  $0.000 < 0.05$ ，因此拒绝原假设，证明固定效应模型优于 OLS 普通最小二乘法模型，在最后我们进行 Hausman 检验时 p 值为 0.000 显著通过检验，说明固定效应优于随机效应。因此本回归模型采用固定效应模型，同时由于不同时期可能会给经济发展带来影响，因此本文采用时间与个体的双固定效应模型。

Table 2. Baseline regression results  
表 2. 基准回归结果

|                | (1)<br>GDP              | (2)<br>GDP              | (3)<br>GDP              | (4)<br>GDP              | (5)<br>GDP              |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| DFI            | 0.00823***<br>(4.2863)  | 0.009314***<br>(4.6890) | 0.008489***<br>(4.2959) | 0.006452**<br>(2.5046)  | 0.006404**<br>(2.5135)  |
| Open           |                         | 0.4252**<br>(2.0051)    | 0.2928<br>(1.3731)      | 0.4280*<br>(1.7854)     | 0.3311<br>(1.3823)      |
| FDI            |                         |                         | 3.9683***<br>(3.1650)   | 4.0729***<br>(3.2436)   | 3.3189***<br>(2.6134)   |
| IL             |                         |                         |                         | 0.000003773<br>(1.2309) | 0.000003864<br>(1.2745) |
| Market         |                         |                         |                         |                         | 0.07833***<br>(2.8368)  |
| 常数项            | 27.554***<br>(301.2623) | 27.365***<br>(208.4506) | 27.342***<br>(210.8999) | 27.237***<br>(175.3982) | 26.736***<br>(114.2233) |
| 时间             | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| 个体             | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     | YES                     |
| N              | 360                     | 360                     | 360                     | 360                     | 360                     |
| R <sup>2</sup> | 0.5563                  | 0.5619                  | 0.5754                  | 0.5774                  | 0.5879                  |

注：显著性水平 10%、5%和 1%分别以\*、\*\*、\*\*\*表示，且括号内数值为 t 统计量，下同。

如表 2 为基准实证回归结果，第一个模型为没有加入控制变量时数字普惠金融对地区生产总值之间回归结果显示数字普惠金融对于经济发展的影响通过了 1%的显著性水平，相关系数达到了 0.00823。数字普惠金融对于地区生产总值起到显著的正向推动作用。在后续回归中依次添加控制变量之后，数字普惠金融对于经济高质量发展均具有显著正向推动作用，且通过了 1%显著性水平，相关系数为 0.006404，假设一得到验证。

由此得出数字普惠金融对于各省份经济高质量发展具有显著正向推动作用，并且具有明显的差异性 [13]。从控制变量来看，人均收入的增加可能会由于消费以及生产的扩张最终会导致经济长期发展。政府

对外开放程度的增加，会导致外部资本以及高技术人才大量进入我国生产和创造性活动过程中，从而会导致地区行业内创新能力的增长。政府使用外商直接投资的增加，可能会使得外部资本进入我国产业内，为行业提供创造性活动的资金来源，并且会加速企业内部管理结构的优化升级，减小企业内部管理成本增加企业盈利。并且创新性活动给企业带来的利润会激励企业更加从事创造性活动，加速产业结构升级与技术更新迭代，助力于我国经济高级发展。

### 5.3. 中介机制检验

#### 5.3.1. 中介机制检验 1

**Table 3.** Mediation effect test 1

**表 3.** 中介效应检验 1

|                | (1)<br>GDP             | (2)<br>ISU1           | (3)<br>GDP              |
|----------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| DFI            | 0.006**<br>(2.514)     | 0.008***<br>(5.498)   | 0.001***<br>(3.256)     |
| Open           | 0.331<br>(1.382)       | -0.925***<br>(-6.737) | 0.405*<br>(1.788)       |
| FDI            | 3.319***<br>(2.613)    | 1.146<br>(1.575)      | 3.900***<br>(3.106)     |
| IL             | 0.000<br>(1.274)       | -0.000***<br>(-5.443) | 0.000***<br>(3.731)     |
| Market         | 0.078***<br>(2.837)    | -0.046***<br>(-2.890) | 0.057**<br>(2.108)      |
| ISU1           |                        |                       | 0.031<br>(0.346)        |
| 常数项            | 26.736***<br>(114.223) | 1.648***<br>(12.288)  | 26.875***<br>(110.056)  |
| N              | 360                    | 360                   | 360                     |
| R <sup>2</sup> | 0.588                  | 0.714                 | 0.568                   |
| F              | 28.002                 | 48.988                | 71.035                  |
| 时间             | YES                    | YES                   | YES                     |
| 个体             | YES                    | YES                   | YES                     |
| Sobel 检验       |                        |                       | Z = -1.877              |
| Bootstrap 95%  |                        |                       | (p = 0.061)             |
| 置信区间           |                        |                       | [-0.001678, -0.0001164] |

表 3 所示将产业结构高级化作为中介变量纳入回归模型中，可以看出数字普惠金融对于产业结构高级化起到正向推动作用，且通过了 1%显著性水平，并且产业结构高级化对于地区经济发展呈现正向推动作用，虽然没有通过显著性水平，但后续的 sobel 检验与 bootstrap 抽样法均验证存在中介效应，因此产

业结构高级化在数字普惠金融对于地区经济高质量发展的影响存在中介效应，且中介效应为 35.1%。由此可以看出数字普惠金融的发展通过显著推动地区产业结构趋于更加高级化的水平，进而提升区域经济发展的质量提升，假说二得到验证。

5.3.2. 中介机制检验 2

Table 4. Mediation effect test 2  
表 4. 中介效应检验 2

|                       | (1)<br>GDP             | (2)<br>ISU2           | (3)<br>GDP                           |
|-----------------------|------------------------|-----------------------|--------------------------------------|
| DFI                   | 0.006**<br>(2.514)     | -0.002*<br>(-1.744)   | 0.007***<br>(2.634)                  |
| Open                  | 0.331<br>(1.382)       | 0.055<br>(0.577)      | 0.321<br>(1.340)                     |
| FDI                   | 3.319***<br>(2.613)    | 1.888***<br>(3.736)   | 2.965**<br>(2.287)                   |
| IL                    | 0.000<br>(1.274)       | -0.000***<br>(-2.721) | 0.000<br>(1.462)                     |
| Market                | 0.078***<br>(2.837)    | 0.016<br>(1.486)      | 0.075***<br>(2.720)                  |
| ISU2                  |                        |                       | 0.187<br>(1.322)                     |
| 常数项                   | 26.736***<br>(114.223) | 0.301***<br>(3.228)   | 26.679***<br>(112.271)               |
| N                     | 360                    | 360                   | 360                                  |
| R <sup>2</sup>        | 0.588                  | 0.410                 | 0.590                                |
| F                     | 28.002                 | 13.626                | 26.521                               |
| 时间                    | YES                    | YES                   | YES                                  |
| 个体                    | YES                    | YES                   | YES                                  |
| Sobel 检验              |                        |                       | Z = 2.017                            |
| Bootstrap 95%<br>置信区间 |                        |                       | (p = 0.044)<br>[ 0.000158, 0.004814] |

表 4 模型为将产业结构合理化为中介变量纳入回归模型中，可以看出数字普惠金融对于产业结构合理化的相关系数为-0.002，且通过了 10%显著性水平，但由于使用泰尔指数所衡量的产业结构合理化为逆向指标，由此可以充分证明数字普惠金融显著推动产业迈向更加合理化的程度从而显著推动经济发展。模型(三)当将产业结构合理化一同纳入模型中可以看出数字普惠金融对于地区经济高质量发展也呈现正向推动作用，且通过了 1%显著性水平，同样的进行了 sobel 检验与 bootstrap 抽样法检验是否存在中介效应时，sobel 检验 p 值为  $0.044 < 0.05$ ，因此拒绝原假设，另外 bootstrap 抽样 1000 次时检验 95%置信区间内不包含 0，证明产业结构合理化在数字普惠金融推动经济高质量发展的过程中具有中介效应，假说三

得到验证。

5.4. 稳健性检验

- (1) 模型替换：考虑到面板数据中潜在的异方差和序列自相关的问题，从而提高参数估计结果的准确性和效率，本文在模型(1)中引入面板校正误差模型(PCSE)以验证模型回归结果的稳健性。
- (2) 遗漏变量：考虑到双向固定效应在处理遗漏变量问题上较为“柔性”同时为了更好地捕捉数字普惠金融对于经济高质量发展随时间变化且在不同地区间存在差异的潜在影响因素因此在双向固定效应中进一步引入城市与时间交互项，进而更好地验证模型的稳健性。
- (3) 滞后检验：考虑到数字普惠金融的发展存在一定的周期，因此对于地区的经济发展存在一定的时间滞后性，因此本文将解释变量数字普惠金融指数滞后一期以验证回归结果的稳健性。
- (4) 变量处理：为了使数据避免极端值、离群值对于整体模型估计所带来的偏误，因此本文将变量采取缩尾处理，将有效地减少异常值对于模型回归的扭曲，使得结果更加的稳健，如下表 5。

Table 5. Robustness test results  
表 5. 稳健性检验结果

|                | 面板修正<br>GDP            | 遗漏变量<br>GDP             | 滞后检验<br>GDP             | 缩尾处理<br>GDP_w           |
|----------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| DFI            | 0.006404**<br>(2.4033) | 0.006403***<br>(2.5441) |                         |                         |
| L.DFI          |                        |                         | 0.005253*<br>(1.8969)   |                         |
| DFI_w          |                        |                         |                         | 0.004193***<br>(4.6913) |
| 常数项            | 26.736***<br>(84.9273) | 26.898***<br>(113.1501) | 26.872***<br>(101.8494) | 26.876***<br>(314.9567) |
| 时间             | YES                    | YES                     | YES                     | YES                     |
| 个体             | YES                    | YES                     | YES                     | YES                     |
| N              | 360                    | 360                     | 360                     | 360                     |
| R <sup>2</sup> | 0.5879                 | 0.5991                  | 0.5221                  | 0.9067                  |

5.5. 异质性检验

由于我国国土辽阔，各个地区的资源要素禀赋存在显著差异，经济发展战略也不尽相同，因此为了探究不同区域之间的差异本文将中国各地区划分为东部、中部和西部三个区域，并分别进行了区域异质性分析，结果如下表 6。结果表明数字普惠金融对于东部、中部与西部地区的经济发展均呈现显著的正向推动作用。虽然三个地区的影响方向相同，但影响程度(即系数大小)有所不同。中部地区的系数(0.00839)大于东部地区(0.00256)，但小于西部地区(0.00987)。这反映了数字普惠金融在不同地区的推动作用存在差异[13]。数字普惠金融对于中部地区的经济发展推动作用显著大于东部地区，我们研究发现可能存在的原因是由于东部地区作为中国经济发展的前沿地带，其经济总量、人均收入以及产业结构等方面均处于全国领先地位，这使得数字普惠金融的普及程度可能已经达到一定水平，并且其他经济因素在推动经济增长中也扮演了重要角色，因此，数字普惠金融在具有较高的经济发展水平区域中的边际效应较小。而

中部地区由于经济发展水平处于中间地带，对于数字普惠金融的推广上可能取得了较好成效，并且，中部地区相比西部地区的基础设施建设相对完善，包括互联网、移动通信、数据中心等在内的信息通信基础设施发达，为数字技术的应用提供了有力支撑，因此在数字普惠金融的应用和普及上具备一定的优势，能够更好地利用数字普惠金融来推动经济发展。而西部地区在经济发展水平上相对滞后，数字技术的普及和应用程度也较低，但其基数较小，增长潜力大，因此相关系数也较大。同时也进一步的说明了，数字普惠金融的发展对于推动地区经济发展的重要性。

Table 6. Heterogeneity test results  
表 6. 异质性检验结果

|                | (1)<br>GDP               | (2)<br>GDP               | (3)<br>GDP              |
|----------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| DFI            | 0.002566***<br>(2.8655)  | 0.008392***<br>(4.5591)  | 0.009875**<br>(2.7887)  |
| Open           | 0.5249<br>(1.2728)       | 0.8912*<br>(1.9954)      | -0.4803<br>(-1.4602)    |
| FDI            | 5.2507**<br>(2.3688)     | -0.6417<br>(-0.3277)     | -2.0034<br>(-0.6427)    |
| IL             | 0.000004060*<br>(1.8460) | 0.00001295**<br>(2.5788) | 0.000003089<br>(0.4782) |
| 市场化指数          | 0.01123<br>(0.3307)      | 0.07556***<br>(4.9865)   | 0.08533***<br>(3.2680)  |
| 常数项            | 27.245***<br>(44.6409)   | 26.781***<br>(188.4745)  | 26.553***<br>(117.3509) |
| 时间             | YES                      | YES                      | YES                     |
| 个体             | YES                      | YES                      | YES                     |
| N              | 132                      | 96                       | 132                     |
| R <sup>2</sup> | 0.3818                   | 0.9758                   | 0.9489                  |

6. 总结分析

数字普惠金融在我国经济转型升级中扮演着至关重要的角色。它借助数字技术的力量，成功地将传统金融服务延伸至那些传统渠道难以触及的人群，显著扩大了金融服务的覆盖范围和可得性。数字普惠金融以其创新性、普惠性和可持续性等特点，为推动我国经济向高质量发展注入了新的动力。本研究深入剖析了数字普惠金融在促进产业结构优化升级和经济高质量发展中的关键作用。通过综合运用定量分析与定性研究的方法，我们得出了以下结论：

(1) 数字普惠金融对产业结构的优化升级起到了显著推动作用。通过提供高效、便捷的金融服务，数字普惠金融有效缓解了中小企业融资的难题，降低了融资成本，为新兴产业的迅速崛起和传统产业的转型升级提供了强有力的支撑。在这个过程中，数字普惠金融扮演着“催化剂”的角色，推动了资源向更加高效、环保和创新性更强的产业流动，为产业结构的优化升级注入了新的活力[14]。

(2) 数字普惠金融对经济高质量发展的推动作用不容忽视。它不仅拓展了金融服务的覆盖范围和渗透

率, 还通过降低交易成本、提高资金配置效率等手段, 有效促进了经济的质量和效率双提升。这种推动作用体现在经济增长的稳定性增强、创新驱动能力提升以及绿色发展水平提高等多个方面, 为经济高质量发展注入了强大动力。

(3) 产业结构的优化升级与经济高质量发展之间存在密切的正相关关系。研究发现, 产业结构的优化升级是推动经济高质量发展的核心驱动力之一。数字普惠金融通过促进产业结构的优化升级, 间接地对经济高质量发展产生了积极的影响[15]。这一发现为政策制定者提供了重要的启示, 即在推动经济高质量发展的过程中, 应当充分发挥数字普惠金融的重要作用, 加强政策引导和支持, 以推动其更好地服务于实体经济, 助力中国经济实现高质量发展。

综上所述, 本研究认为数字普惠金融在促进产业结构优化升级和经济高质量发展方面发挥着不可替代的重要作用。未来, 政策制定者应当进一步优化数字普惠金融的发展环境, 加大政策扶持力度, 推动其更好地服务于实体经济, 为中国经济的高质量发展提供有力支撑。

## 7. 政策建议

### (1) 构建全面高效的数字普惠金融监管机制:

加强对数字普惠金融业务的全面监管, 构建稳固有效的监管框架, 以维护金融市场的稳定与安全。强化金融机构的合规性审查, 筑牢风险防范屏障, 切实保护消费者权益。同时, 完善风险预警与处置机制, 确保金融风险能够及时发现并得到有效化解。

### (2) 完善数字普惠金融法律规制体系:

制定并完善数字普惠金融相关法律法规, 明确市场主体的权利与义务, 为市场的健康发展提供坚实的法律支撑。加大法律法规的宣传普及力度, 提升公众对数字普惠金融的认知度和理解度。

### (3) 加强数字普惠金融教育与培训:

强化公众数字普惠金融教育和培训, 提升公众的金融素养和风险防范意识。鼓励金融机构积极开展金融知识普及活动, 帮助公众更好地理解和运用数字金融服务。

### (4) 推动数字普惠金融与科技创新的深度融合:

支持金融机构与科技企业携手合作, 共同研发和推广先进的金融科技产品, 提升数字金融服务的效率和质量。同时, 鼓励金融机构加大科技投入, 提升金融科技研发和应用能力, 推动数字普惠金融创新发展。

### (5) 强化数字普惠金融的普惠性:

特别关注农村地区和欠发达地区的数字普惠金融发展, 加大对这些地区的金融支持力度, 促进金融服务的均衡分布。降低数字金融服务的门槛和成本, 提高金融服务的可得性和可负担性, 让更多人群享受到便捷、高效的金融服务。

### (6) 加强国际交流与合作:

积极参与国际数字普惠金融合作与交流, 借鉴国际先进经验和技术, 提升我国数字普惠金融的国际竞争力。同时, 加强与“一带一路”沿线国家的金融合作, 推动数字普惠金融在更广泛区域内的普及和应用。

综上所述, 通过构建全面高效的监管机制、完善法律规制体系、加强基础设施建设、优化政策环境、加强教育和培训、推动科技创新融合、强化普惠性以及加强国际交流与合作等多方面的措施, 我们可以进一步完善数字普惠金融的政策环境, 推动其更好地服务于实体经济。这将有助于发挥数字普惠金融在产业结构升级和经济高质量发展中的积极作用, 为我国经济的持续健康发展注入新的动力。

## 基金项目

2022 年湖北省中小企业研究中心科研项目：数字普惠金融对中小微企业技术创新的影响分析 (HBSME2022C06)。

## 参考文献

- [1] 唐文进, 李爽, 陶云清. 数字普惠金融发展与产业结构升级——来自 283 个城市的经验证据[J]. 广东财经大学学报, 2019, 34(6): 35-49.
- [2] 杜金岷, 郭红兵, 梁岭. 数字普惠金融、区域创新能力与产业结构升级[J]. 金融经济研究, 2020(4): 104-119.
- [3] 易行健, 周利平. 数字普惠金融发展、消费升级与产业结构转型[J]. 经济问题探索, 2018(11): 137-148.
- [4] 李涛, 徐翔, 孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究, 2016(4): 1-16.
- [5] 谢平, 邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究, 2012(12): 11-22.
- [6] 李飞, 李嘉豪, 蓝心悦. 数字普惠金融对产业结构优化升级影响研究——基于不同业务体系视角的分析[J]. 价格理论与实践, 2024(3): 156-162.
- [7] 罗君名, 王彬. 小微企业融资的困境及对策[J]. 市场论坛, 2021(11): 57-63.
- [8] Jia, Z., Li, G. and Zetzsche, D. (2022) Fintech Services and Industrial Upgrading. *Journal of Corporate Finance*, **102**, 88-105.
- [9] 朱尔茜, 宋晓玲. 数字普惠金融微观用户采纳行为的影响因素[J]. 求索, 2023(3): 100-107.
- [10] Witsil, K., Khalaf, R. and Widyaningsih, Y.A. (2018) Fostering Sustainable Development: Understanding and Embracing the Digital Finance Revolution. *Development Policy Review*, **36**, 771-792.
- [11] 刘翠花. 数字经济对产业结构升级和创业增长的影响[J]. 中国人口科学, 2022(2): 112-125, 128.
- [12] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [13] 李明贤, 郑洲舟, 陈艳. 县域数字普惠金融发展的空间格局演化与影响因素分析——以湖南省为例[J]. 经济地理, 2021, 41(8): 136-143.
- [14] 宋晓玲, 王婉濛, 王光远. 数字普惠金融能否为中小企业创新提供动能——来自新三板挂牌企业的经验证据[J]. 投资研究, 2023, 42(1): 120-137.
- [15] 杜金岷, 韦施威, 吴文洋. 数字普惠金融促进了产业结构优化吗? [J]. 经济社会体制比较, 2020(6): 38-49.