

数字普惠金融驱动经济高质量发展的作用机制研究

——以四川省为例

王虹丹

西南大学经济管理学院，重庆

收稿日期：2024年9月14日；录用日期：2024年9月26日；发布日期：2024年11月15日

摘要

本文聚焦于2011至2019年期间四川省各地级市的相关数据，旨在探究数字普惠金融如何影响经济的高质量增长。为了全面评估经济高质量发展的水平，采用了熵权法，这是一种客观赋权的多指标综合评价方法，用以构建四川省各地级市的经济高质量发展指标体系。进一步地，通过构建并运用多元回归模型，本文对数字普惠金融与经济高质量发展之间的内在联系进行了实证分析。研究结果揭示了数字普惠金融在四川省不同地区促进经济高质量发展的积极作用。本研究通过机制分析发现数字普惠金融的覆盖广度是提升地区经济高质量发展水平的核心驱动因素，而其使用深度和数字化程度对于促进效应的贡献并不显著。为了进一步验证这一发现，本文采用了主成分分析法对经济发展水平进行了重新构建，并将其作为新的因变量纳入回归模型中。本文不仅为理解数字普惠金融在地方经济发展中的作用提供了新的视角，也为政策制定者提供了关于如何更有效地利用数字普惠金融以推动经济高质量发展的宝贵信息。

关键词

数字普惠金融，经济高质量发展，四川省，熵权法

Mechanisms of Digital Inclusive Finance Driving High Quality Economic Development Research

—Taking Sichuan Province as an Example

Hongdan Wang

Faculty of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: Sep. 14th, 2024; accepted: Sep. 26th, 2024; published: Nov. 15th, 2024

文章引用：王虹丹. 数字普惠金融驱动经济高质量发展的作用机制研究[J]. 金融, 2024, 14(6): 1939-1951.

DOI: 10.12677/fin.2024.146198

Abstract

This paper focuses on the relevant data of prefecture-level cities in Sichuan Province during the period from 2011 to 2019, aiming to explore how digital inclusive finance affects the high-quality growth of the economy. In order to comprehensively assess the level of high-quality economic development, this paper adopts the entropy weight method, which is an objectively empowered multi-indicator comprehensive evaluation method, to construct the index system of high-quality economic development for each prefecture-level city in Sichuan Province. Further, by constructing and applying a multiple regression model, this paper empirically analyzes the intrinsic connection between digital inclusive finance and high-quality economic development. The findings reveal the positive role of digital inclusive finance in promoting high-quality economic development in different regions of Sichuan Province. Through mechanism analysis, this study finds that the breadth of coverage of digital inclusive finance is the core driver of enhancing the level of high-quality development of regional economies, while the depth of its use and the degree of digitization does not contribute significantly to the promotion effect. To further validate this finding, we used principal component analysis to reconstruct the level of economic development and included it as a new dependent variable in the regression model. Encouragingly, the results of the empirical analysis maintain robustness. In addition, the results of the heterogeneity analysis indicate that digital inclusive finance has a more significant role in promoting high-quality economic development in cities with more developed economies. In light of these findings, Sichuan Province should pay special attention to the popularization and enhancement of financial services in backward areas in the future promotion and development of digital inclusive finance. Strengthening the inclusive features of digital finance can not only effectively promote the high-quality development of the local economy but also facilitate the realization of the goal of common prosperity, thus achieving social equity and harmony in economic development. This paper not only provides new perspectives for understanding the role of digital financial inclusion in local economic development, but also provides policymakers with valuable information on how to more effectively utilize digital financial inclusion to promote high-quality economic development.

Keywords

Digital Inclusive Finance, High-Quality Economic Development, Sichuan Province, Entropy Law

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

在经济发展进入持续、稳定的增长阶段，我国的金融发展与实体经济发展出现了不符合现今发展要求的各项问题，例如金融排斥现象严重、经济效率不高，以及潜在金融杠杆过大，风险聚集等的问题。这些现象迫切需要我国实行金融经济的改革，以数字技术为核心的互联网经济席卷全球，因此利用数字技术推动数字普惠金融发展，提高经济效率，对实现我国经济高质量发展具有重要意义。

当前，我国经济已经从高速增长转向了高质量发展阶段，经济增长的动力从以往的要素驱动和投资驱动转变成创新驱动和全要素生产率驱动，投资作为经济增长的三驾马车之一，对于进一步推动要素资源合理配置，产业结构优化升级和稳就业保民生等等起着无可替代的作用。相对于传统金融机构中凸显的“融资难、融资贵”等信贷约束问题，由互联网革命所带来的数字金融，可以惠及许多以往那些难以

享受到金融服务的低收入和弱势群体，切实使得中小微企业的融资紧张问题得到了改善，也大幅降低了综合融资成本，正是体现了普惠金融的应有之义(焦瑾璞等，2015) [1]。研究数字普惠金融与经济高质量发展的关系，对于推动一个地区的包容性增长和实现共同富裕发展方向具有积极而深刻的现实意义。

在“普惠性”的原则下，数字普惠金融为那些被传统金融所排斥的人群提供了无差别经济福利，让他们共同体验了新的支付方式和投资理财等金融化服务，实现各阶层共享的包容性增长[2]。首先，通过信贷、支付、储蓄等创新方式，数字普惠金融不但可以让公众更容易获取和利用金融服务，同时也增强了该部分人群的议价能力，使得他们在原先苛刻的金融服务门槛下本无法享受到的服务也能得以享受，多元化的金融服务有助于提升这类群体的收入水平，从而带动整个经济的发展[3]。其次，当金融排斥人群在面对诸如身体疾病、公共卫生事件等不稳定因素时，数字普惠金融能大幅度减少由信息不对称所带来的潜在风险，能够通过数字信息形成有效的信用支持，从而增强了他们预防风险的能力[4]。最后，数字普惠金融使广大人民群众资产结构和资产收益水平得到改善等方法，将金融发展与高质量发展目标耦合贯通，推动了经济在包容性增长的基础下，同步实现高质量发展[5]。

在双循环为主体的新发展格局下，数字普惠金融为数字贸易和传统货物贸易等贸易行为提供融资渠道和资金依托，降低其贸易门槛和交易成本，有助于我国各产业扩大海外市场，融入全球价值链的中高端。一方面，数字普惠金融有助于降低企业在出口时所面临的临界生产率和出口门槛，另一方面，也有助于企业在生产过程中减少融资约束的压力和经营状况的改善。数字普惠金融为以出口为导向的生产企业提供了更广泛，更低成本的融资支持，加快了该类企业的资金周转，并大幅减少了经济不确定性等不良信息对企业运营资本的负面冲击。

鉴于以上原因，四川省既拥有成渝地区双城经济圈核心城市——成都，而本身却又面临着严峻的区域发展不平衡问题，成为了本文一个十分合适的研究对象。在四川目前的经济局势下，发展数字普惠金融，不仅可以促进金融供给侧结构性改革，推动四川省金融行业的高质量发展，还可以通过采用增加高质量商品的供给、刺激内需活力等方式来推动数字金融和当地实体经济的相互渗透、深度融合。

2. 文献综述

数字普惠金融与经济高质量发展这两个概念提出的时间都相对较短，国外大多数学者都聚焦于传统普惠金融与经济发展的研究，国内研究数字普惠金融并得出了不同的结论。

目前，我国学术界关于数字普惠金融对经济高质量发展的研究走在世界的前列。詹韵秋(2018) [6]认为数字普惠金融存在经济增长数量的抑制效应，而对经济增长质量会产生显著的促进作用，数字普惠金融分别与经济增长数量 and 经济增长质量之间存在着“U”型和倒“U”型关系，且数量效应处于抑制区间、质量效应处于上升区间。滕磊和马德功(2020) [7]通过对我国 2012~2017 年 30 个省份的高质量水平的评价以及结合北京大学数字金融指数建立回归模型，发现数字金融确实能促进高质量发展水平。目前，国外文献综述主要研究了传统普惠金融对经济发展产生的影响。Galor (1993) [8]、Honohan (2004) [9]等学者指出，由于中小企业和低收入人群等金融排斥群体缺少信贷记录以及相关担保品，金融市场很难满足这部分群体的资金流动性，从而使他们无法及时、高效地进行高回报项目的投资，进而对经济发展造成负面影响。普惠金融能够有效地改善流动性，使被排斥的金融群体获得融资，从而推动了经济的发展。Huang 和 Lin (2009) [10]通过建立门槛效应模型进行实证分析，结果表明，普惠金融发展与区域增长具有正相关性，而且随着区域收入的不平衡程度的提高，两者的正向相关关系也更加明显[11]。总体来说，现有的文献基本基于指标构建的角度对普惠金融和经济高质量发展进行研究，而将这二者关系结合起来运用实证进行分析的文献较少。从研究角度来看，现有文章大多数是基于宏观经济的视角来对金融和经济发展进行分析研究，缺少微观角度的分析，以及背后影响机制的分析与梳理。从研究内容来看，目前关于数字

普惠金融的研究多数是针对促进消费和企业融资约束等方面，鲜少有文章将其与经济高质量发展结合分析[12]。因此，综上所述，本文能够一定程度填补这些研究的空白。

3. 数字普惠金融与经济高质量发展评价指标选取

数据来源于北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数》中各地级市数字普惠金融指数(DIFI)作为解释变量，该指数刻画了中国不同地区数字普惠金融的发展趋势，且具有较强的地区收敛特征、较强的空间集聚性和空间异质性。从体系编制方面来看，该指数从数字金融服务的覆盖广度(Breadth)、使用深度(Depth)和数字化程度(Digit)等维度构建数字普惠金融指标体系。

对前人得出的研究成果开展剖析，可以看出经济高质量发展有着非常丰富的内涵，也能够从多维度判断经济高质量发展[13]。基于不同评价价值，学者们设计出了多种测评指标体系，不同体系使用的指标存在差异，但是均使用了创新、开放、绿色和共享等发展理念。具体使用的指标维度见表 1。

Table 1. System of indicators for high-quality economic development
表 1. 经济高质量发展指标体系

| 准测层 | 具体测度指标 | 指标计算方法 | 指标方向 |
|------|-------------|-------------------|------|
| 经济质效 | 人均 GDP | GDP/总人口数 | + |
| | 消费贡献率 | 社会消费品零售总额/GDP | + |
| 创新驱动 | 申请专利数 | 专利申请数 | + |
| | R&D 经费投入强度 | R&D 经费支出/GDP | + |
| 结构优化 | 第二产业比重 | 第二产业比重 + 第三产业比重 | + |
| | 常住人口城镇化率 | 城镇常住人口数/总人口数 | + |
| 绿色发展 | 生活污水处理率 | 生活污水处理率 | + |
| | 工业固体废物综合利用率 | 工业固体废物综合利用率 | + |
| 民生共享 | 万人公共图书馆数 | 公共图书馆数/总人口数*10000 | + |
| | 人均教育经费 | 教育经费/总人口数 | + |

结合上节中所设计的经济高质量发展评价体系，本文从四川省统计年鉴等报告中，获取了 2011 年至 2019 年期间，成都市、攀枝花市、绵阳市、德阳市、乐山市、宜宾市、雅安市、自贡市、广元市、泸州市、眉山市、遂宁市、资阳市、广安市、达州市、内江市、南充市、巴中市等 18 个地级市(由于甘孜、阿坝、凉山三个自治州数据缺失值比较多，故将这三个地区剔除)的五个维度合计 10 个测度指标的宏观数据，并在下一节中使用熵权法进行统计。旨在综合评价四川省各地区经济高质量发展情况，在此基础上准确界定各地区经济发展情况。

这里在测试四川省各地区经济高质量发展水平时，使用的是熵权法进行测评和统计数据。此方法的优势在于熵权法不会受到主观因素干扰，并且法操作简单且能够得出具有参考价值的结果。所以使用此种方法计算得出的结果，准确性更高且意义更大。

对熵权法应用规则进行分析，此次研究按照下列步骤进行测算。

首先，将由于不同指标的不同量纲导致的差异剔除，并使用极差法来对剩余指标进行标准化处理：

若 X_{ij} 为正向指标， $Y_{ij} = \frac{X_{ij} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})}$

$$\text{若 } X_{ij} \text{ 为负向指标, } Y_{ij} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ij}}{\max(X)_{ij} - \min(X_{ij})}$$

公式当中评价指标和评价地区分别使用 j 和 i 表示, 对应的初始化值和无量纲化处理指标就分别使用 X_{ij} 和 Y_{ij} 表示, 其中最大值运用 \max 表示, 最小值运用 \min 表示。

其次, 将各个地区的指标 Y_{ij} 和熵值 E_j 计算出来:

$$E_j = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij} \right) \ln \left(Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij} \right) \right]$$

再次, 确定各个指标比重 Y_j , 计算出权重 W_j :

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{i=1}^n (1 - E_j)$$

最后, 计算各个地区经济高质量发展水平:

$$HED_{it} = \sum_{i=1}^n W_j Y_{ij}$$

由上述建立的经济高质量发展指标体系和综合评价方法, 测算出 2011~2019 年四川省各地市经济高质量发展水平如下表所示, 从各地市的经济高质量发展水平的平均值见表 2, 成都市、攀枝花市、绵阳市、德阳市、乐山市是经济高质量发展水平排名的前 5 名。

Table 2. Level of high-quality economic development in selected prefectures and cities in Sichuan Province from 2011~2019
表 2. 2011~2019 年四川省部分地市经济高质量发展水平

| 城市/年份 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | 均值 | 排名 |
|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----|
| 成都市 | 0.7387 | 0.7742 | 0.7891 | 0.8165 | 0.8055 | 0.6711 | 0.6988 | 0.7861 | 0.7422 | 0.758 | 1 |
| 攀枝花市 | 0.6215 | 0.4721 | 0.5962 | 0.4785 | 0.4712 | 0.5488 | 0.3311 | 0.3636 | 0.293 | 0.464 | 2 |
| 绵阳市 | 0.3017 | 0.206 | 0.2214 | 0.3175 | 0.2447 | 0.2786 | 0.3307 | 0.3933 | 0.4228 | 0.3019 | 3 |
| 德阳市 | 0.233 | 0.2037 | 0.2996 | 0.2933 | 0.3048 | 0.3369 | 0.288 | 0.3096 | 0.2945 | 0.2848 | 4 |
| 乐山市 | 0.3489 | 0.2138 | 0.3078 | 0.3208 | 0.276 | 0.312 | 0.2248 | 0.1868 | 0.2829 | 0.2749 | 5 |
| 宜宾市 | 0.3574 | 0.2129 | 0.2644 | 0.2316 | 0.2351 | 0.3338 | 0.2243 | 0.234 | 0.3057 | 0.2666 | 6 |
| 自贡市 | 0.3722 | 0.1925 | 0.2006 | 0.2664 | 0.3064 | 0.3074 | 0.1764 | 0.1969 | 0.2308 | 0.25 | 7 |
| 雅安市 | 0.4411 | 0.3237 | 0.3196 | 0.1557 | 0.2463 | 0.3079 | 0.1447 | 0.1742 | 0.1282 | 0.249 | 8 |
| 泸州市 | 0.273 | 0.2224 | 0.2174 | 0.2843 | 0.2354 | 0.2553 | 0.1804 | 0.2247 | 0.2037 | 0.233 | 9 |

4. 数字普惠金融影响经济高质量发展的实证分析

数字普惠金融的发展是我国结构性改革的重要组成部分, 这主要体现在伴随着我国经济发展, 金融供给规模扩大后, 结构性失衡问题不断涌现, 中小企业融资难、融资贵等问题普遍存在, 为了解决金融服务回归本源的问题, 普惠金融的重要性越来越重要。因而, 为了研究数字普惠金融对经济高质量发展之间的关系, 本文将引用多元回归模型进行分析, 考虑到不同年份数字普惠金融和经济高质量发展水平不同, 因此本文控制了年份效应, 具体模型如下所示:

$$HED_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{it} + \beta_2 LNGDP_{it} + \beta_3 INV_{it} + \beta_4 FD_{it} + \beta_5 GOV_{it} + \sum year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, HED 表示经济高质量发展水平, DIFI 表示数字普惠金融指数, DIFI、INV、FD、GOV 分别表示控制变量经济规模、固定资产投资、金融业发展水平以及政府干预水平, ε_{it} 表示随机扰动项, i 表示省份, t 表示年份。

对于本文而言, 本文预期数字普惠金融的发展对于经济高质量发展水平具有促进作用, 因而本文预期 β_1 的估计系数大于 0, 则可以说明本文的研究验证了猜想, 能够证实数字普惠金融的发展对于经济高质量发展水平具有促进作用。

本文采用综合评价方法对四川省地级市经济高质量发展水平进行分析, 同时由于数字普惠金融近年才正式提出并逐渐发展, 本文最终将样本区间定成 2011~2019 年, 本文数据主要来自《四川省统计年鉴》、国家统计局网站和 Wind 数据库。

本文模型中的变量主要分为三部分, 即被解释变量、核心解释变量、控制变量, 各变量选取如下。

第一, 被解释变量: 经济高质量发展水平(HED)。

第二, 解释变量: 数字普惠金融指数(DIFI)。

第三, 控制变量: 经济规模(LNGDP): 经济规模能有助于实现规模经济, 通过规模经济产生的边际效应降低经济运行成本, 进而促进经济高质量发展。在经济规模方面, 本文使用各地市地区生产总值的对数值作为经济规模的代理变量;

固定资产投资(INV): 固定资产投资能有助于实现经济资源的合理配置, 通过经济资源的合理配置来提升有限资源的利用和运用效率, 进而促进经济高质量发展。在固定资产投资方面, 本文使用固定资产投资占地区生产总值的比重作为固定资产投资的代理变量;

金融业发展水平(FD): 经济的高质量发展需要金融资源作为支撑, 金融资源的有效运用有助于促进资金等资源的配置效率, 进而促进经济的高质量发展。在金融业发展水平方面, 本文将地区年末金融机构各项存贷款余额与地区总人数的比重作为衡量一个地区金融业发展水平的代理变量;

政府干预水平(GOV): 政府干预对经济高质量发展有着不可忽视的作用, 特别是政府支出有助于提高本区域的发展水平, 通过政府支出促进居民与企业的生存与发展, 进而促进经济的高质量发展。在政府干预水平方面, 本文使用政府支出的对数作为政府干预水平的代理变量。

本文对各指标进行了描述性统计, 分别计算了各指标的样本量、均值、标准差最小值、最大值等指标, 结果见表 3。

Table 3. Results of descriptive statistics for the main variables

表 3. 主要变量描述性统计结果

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|-----|---------|--------|---------|---------|
| EQ | 162 | 0.2690 | 0.1481 | 0.1114 | 0.8055 |
| DIFI | 162 | 4.9416 | 0.5077 | 3.5576 | 5.5864 |
| Breadth | 162 | 4.8241 | 0.5634 | 3.0052 | 5.5510 |
| Depth | 162 | 4.9692 | 0.4619 | 3.8247 | 5.6030 |
| Digit | 162 | 5.1751 | 0.5687 | 3.4791 | 5.6804 |
| LNGDP | 162 | 25.5201 | 0.6871 | 24.2790 | 28.0591 |
| INV | 162 | 0.4770 | 0.3327 | 0.1192 | 1.6939 |
| FD | 162 | 2.3628 | 0.5366 | 1.4259 | 3.5573 |
| GOV | 162 | 0.2139 | 0.0936 | 0.1175 | 0.6246 |

从计算结果来看，经济高质量发展水平质量的平均值为 0.2690，最小值为 0.1114，最大值为 0.8055，整体来看，四川省各地市的经济高质量发展水平是存在差异的；数字普惠金融指数的平均值为 4.9416，最小值为 3.5576，最大值为 5.5864，整体来看，四川省各地市的数字普惠金融发展水平的分布相对均匀。

Pearson 相关系数是一种常见的线性相关系数。对变量进行相关性分析，结果见表 4。从计算结果来看，被解释变量经济高质量发展水平与解释变量数字普惠金融指数相关系数为 0.159；而从解释变量数字普惠金融指数与其他各控制变量的相关系数可以看出，各个变量存在相关性，且没有严重的多重共线性。

Table 4. Correlation analysis
表 4. 相关性分析

| | EQ | DIFI | LNGDP | INV | FD | GOV |
|-------|-----------|----------|-----------|--------|----------|-----|
| EQ | 1 | | | | | |
| DIFI | 0.159 | 1 | | | | |
| LNGDP | 0.425*** | 0.453*** | 1 | | | |
| INV | 0.114 | -0.076 | -0.290*** | 1 | | |
| FD | 0.187** | 0.374*** | 0.273*** | 0.019 | 1 | |
| GOV | -0.350*** | -0.07 | -0.520*** | 0.153* | 0.486*** | 1 |

注：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为保证回归模型的可靠性，本文利用方差膨胀因子(VIF)检验，对各变量之间是否存在多重共线性进行检验。在统计学上认为，当各变量的 VIF 值均小于 10 时，模型不存在严重的多重共线性。多重共线性检验如表 5 所示，从计算结果来看，各指标的方差膨胀因子均低于 10，这说明解释变量与控制变量之间不存在明显的线性关系，符合后续分析的要求。

Table 5. Multicollinearity test
表 5. 多重共线性检验

| Variable | VIF | 1/VIF |
|----------|------|--------|
| GOV | 3.33 | 0.2999 |
| LNGDP | 3.16 | 0.3166 |
| FD | 2.76 | 0.3622 |
| DIFI | 1.38 | 0.7260 |
| INV | 1.12 | 0.8908 |
| Mean VIF | 2.35 | |

本文利用怀特检验对模型的异方差进行检验，结果如下表 6 所示。从计算结果来看，怀特检验的统计量为 67.52，对应的 P 值为 0.000，拒绝同方差的原假设，说明模型存在异方差问题，因此本文利用聚类稳健标准误方法进行回归分析。

本文通过多元回归模型对模型式进行估计，相关回归结果如表 7 所示。为了便于进行分析，本文将各解释变量以及控制变量依次加入模型，并利用聚类稳健标准误方法进行回归分析。

Table 6. Heteroscedasticity test
表 6. 异方差检验

| | | | |
|--|-------------|--------|--------|
| White's test for H0: homoskedasticity | | | |
| Against H1: unrestricted heteroskedasticity | | | |
| | chi2(20) | 67.52 | |
| | Prob > chi2 | 0.0000 | |
| Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test | | | |
| Source | chi2 | df | p |
| Heteroskedasticity | 67.52 | 20 | 0.0000 |
| Skewness | 23.46 | 5 | 0.0003 |
| Kurtosis | 2.09 | 1 | 0.1479 |
| Total | 93.08 | 26 | 0.0000 |

Table 7. Benchmark regression results
表 7. 基准回归结果

| | | | | | |
|--------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | EQ | EQ | EQ | EQ | EQ |
| DIFI | 0.0102*** (14.23) | 0.00886*** (9.78) | 0.00744*** (7.26) | 0.00740*** (7.10) | 0.00769*** (7.03) |
| LNGDP | | 0.0304* (1.86) | 0.0616*** (3.19) | 0.0606*** (3.11) | 0.0760*** (3.85) |
| INV | | | 0.0711*** (2.72) | 0.0698** (2.55) | 0.0713** (2.59) |
| FD | | | | 0.0103 (0.59) | -0.0141 (-0.66) |
| GOV | | | | | 0.201 (1.34) |
| _cons | -0.174*** (-4.48) | -0.877** (-2.24) | -1.630*** (-3.54) | -1.623*** (-3.53) | -2.013*** (-4.23) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 162 | 162 | 162 | 162 | 162 |
| F | 25.16 | 25.85 | 25.95 | 26.27 | 26.58 |
| r2 | 0.696 | 0.702 | 0.719 | 0.720 | 0.724 |
| r2_a | 0.678 | 0.682 | 0.699 | 0.698 | 0.700 |

注：t statistics in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

从表 7 可以看出，各模型的 F 值均显著大于 10，调整后的 R^2 均大于 0.6，说明模型的整体是具有较强解释力的。

数字金融普惠指数的估计系数均为正值，且在 0.01 的显著性水平下可以拒绝原假设。从该结果来看，数字普惠金融指数越高，经济高质量发展水平就越高，该计算结果说明数字普惠金融发展水平与经济高质量发展水平具有正向的相关关系。

经济规模的估计系数为正值且在 0.10 的显著性水平下可以拒绝原假设，该计算结果说明经济规模与经济高质量发展水平呈现正相关关系，经济规模越大，则经济高质量发展水平也越高。

金融发展水平与政府干预水平的估计系数在 0.05 的显著性水平下无法拒绝原假设，这说明金融业发展水平与政府干预程度对于经济高质量发展水平不具有显著的关联关系。

为了进一步拆分出，数字普惠金融的三个指标中，究竟是哪一方面对经济高质量发展起到直接影响，本文将覆盖广度、使用深度和数字化程度这三个维度分别作为解释变量，并利用聚类稳健标准误方法，代入基准回归模型中进行分析，以验证不同维度的构造下数字普惠金融对经济高质量发展的影响机制，实证结果如表 8 所示。

Table 8. Mechanistic impact analysis of digital financial inclusion

表 8. 数字普惠金融的机制影响分析

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| | EQ | EQ | EQ |
| Breadth | 0.00718*** (10.04) | | |
| Depth | | 0.000884 (0.76) | |
| Digit | | | -0.00126 (-1.17) |
| LNGDP | 0.0562*** (3.05) | 0.171*** (7.42) | 0.187*** (9.42) |
| INV | 0.0439** (2.33) | 0.142*** (4.67) | 0.151*** (5.50) |
| FD | -0.0428** (-2.21) | 0.0153 (0.61) | 0.0118 (0.47) |
| GOV | 0.317** (2.28) | 0.0306 (0.23) | 0.0400 (0.30) |
| _cons | -1.389*** (-2.98) | -4.163*** (-7.85) | -4.444*** (-8.97) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 162 | 162 | 162 |
| F | 33.70 | 15.54 | 15.56 |
| r ² | 0.812 | 0.625 | 0.633 |
| r ² _a | 0.795 | 0.592 | 0.601 |

注：t statistics in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表中实证结果显示，对于数字普惠金融而言，其覆盖广度一项正是影响经济高质量发展的核心关键原因。相较于使用深度和数字化程度两项，覆盖广度体现了普惠金融的普惠性，以公平的机会让原先难以获得金融支持的中小微企业，个体等弱势群体得以获得融资机会，作为市场数量最大的群体，能极大激发出市场活力，促进经济的繁荣发展。

上文中采用的经济高质量发展指标为使用熵权法进行构造，为了进一步检验本文结论的可靠程度，采用更换被解释变量构造的方法进行稳健性检验。在重新选取衡量经济高质量发展水平的变量时，参考闫海春，齐红倩(2022) [14]和郭佳钦，田逸飘(2021) [15]的做法，采用主成分分析法来进行构造。相对于熵权法，主成分分析法有着独特的优越性，该方法能够充分反映经济发展质量各个维度，各项基础指标对于形成总指数的贡献大小，因此本文采用主成分分析法，采用四川省的数据来估算该区域的经济高质量发展水平。

主成分分析方差解释结果如表 9 所示，从中可以看出，前三个主成分的累计方差贡献率近 60%，基本涵盖了原始变量的大部分信息，具有较强的解释性，因此提取了三个主成分，分别是 Factor1、Factor2、Factor3。

Table 9. Principal component analysis variance interpretation
表 9. 主成分分析方差解释

| Factor | 特征值 | 方差解释率 | 累计方差解释率 |
|----------|--------|--------|---------|
| Factor1 | 3.4871 | 0.3487 | 0.3487 |
| Factor2 | 1.3307 | 0.1331 | 0.4818 |
| Factor3 | 1.0199 | 0.1020 | 0.5838 |
| Factor4 | 0.9560 | 0.0956 | 0.6794 |
| Factor5 | 0.8722 | 0.0872 | 0.7666 |
| Factor6 | 0.7920 | 0.0792 | 0.8458 |
| Factor7 | 0.6259 | 0.0626 | 0.9084 |
| Factor8 | 0.5367 | 0.0537 | 0.9620 |
| Factor9 | 0.2809 | 0.0281 | 0.9901 |
| Factor10 | 0.0988 | 0.0099 | 1.0000 |

从表 10 中的计算结果中可以看出，采用主成分分析法所算得的经济高质量发展水平同上文采用熵权法算得的结果十分相近，不管是数字普惠金融，还是数字普惠金融的三类影响渠道，都同上述回归结果保持一致，因此可以认为主成分分析法是合适的被解释变量构造方法，本文的实证结果是稳健的。

Table 10. Robustness check
表 10. 稳健性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------|---------------------|-----|-----|-----|
| | EQ | EQ | EQ | EQ |
| DIFI | 0.0311*** (5.70) | | | |

续表

| | | | | |
|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Breadth | | 0.0281*** | | |
| | | (7.96) | | |
| Depth | | 0.00213 | | |
| | | (0.52) | | |
| Digit | | -0.00453 | | |
| | | (-1.14) | | |
| LNGDP | 0.233** | 0.169* | 0.638*** | 0.681*** |
| | (2.41) | (1.88) | (7.08) | (8.15) |
| INV | 0.0932 | -0.00427 | 0.387*** | 0.414*** |
| | (0.83) | (-0.04) | (3.24) | (3.50) |
| FD | -0.105 | -0.214** | 0.0122 | 0.000392 |
| | (-1.00) | (-2.19) | (0.11) | (0.00) |
| GOV | 0.894 | 1.323** | 0.178 | 0.231 |
| | (1.25) | (2.11) | (0.29) | (0.39) |
| _cons | -7.779*** | -5.653** | -16.86*** | -17.59*** |
| | (-3.37) | (-2.52) | (-7.89) | (-8.46) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 162 | 162 | 162 | 162 |
| F 检验 | 33.83 | 36.70 | 19.29 | 19.23 |
| r2 | 0.700 | 0.767 | 0.611 | 0.617 |
| r2_a | 0.674 | 0.746 | 0.577 | 0.584 |

注：t statistics in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

考虑到不同经济发展水平下，数字普惠金融指数对经济高质量发展水平具有不同的影响，本文利用各地级市人均 GDP，将各地级市分为经济发达地级市(高分位的 50%)、经济不发达地级市(低分位的 50%)，然后分组进行回归分析，并利用聚类稳健标准误方法进行回归估计，结果如下表所示。从表 11 可以看出，各模型的 F 值均显著大于 10，调整后的 R^2 均大于 0.4，说明各模型均有较强的解释力。可以看出，对于经济发达地区而言，普惠金融的覆盖广度可能越大，因此对经济高质量的发展的促进作用越明显；对于经济欠发达地区而言，数字普惠金融的发展和推广可能尚未足够深入，还有一定的空间可以提升，因此相对而言其对经济的促进作用稍低于发达地区。

Table 11. Heterogeneity analysis regression results
表 11. 异质性分析回归结果

| | (1) 经济欠发达地级市 | (2) 经济发达地级市 |
|------|--------------|-------------|
| | EQ | EQ |
| DIFI | 0.00280** | 0.00676*** |
| | (2.41) | (2.91) |

续表

| | | |
|-------------------|----------------------|----------------------|
| LNGDP | −0.0236 (−1.23) | 0.136*** (3.85) |
| INV | 0.0126 (0.63) | 0.204*** (3.70) |
| FD | −0.000191 (−0.01) | −0.0567* (−1.83) |
| GOV | −0.0779 (−0.71) | −0.221 (−1.01) |
| _cons | 0.715 (1.47) | −3.416*** (−4.23) |
| 年份固定效应 | 控制 | 控制 |
| N | 81 | 81 |
| F | 6.052 | 36.16 |
| r ² | 0.457 | 0.782 |
| r ² _a | 0.351 | 0.740 |

注：t statistics in parentheses; * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

5. 研究结论与政策建议

5.1. 研究结论

本文引用多元回归模型进行实证分析，使用 2011~2019 年四川省各地市的经济数据进行分析，得出了以下结论。

第一，四川省地区的数字普惠金融发展水平与经济高质量发展水平具有显著的正向相关关系，数字普惠金融能有效促进各地区的经济高质量发展。对于其他控制变量中，我们发现：经济规模和固定资产投资与经济高质量发展水平呈现正相关关系，金融业发展水平与政府干预程度对于经济高质量发展水平不具有显著的关联关系。

第二，在对数字普惠金融的指标进行拆解后发现，该项金融服务的覆盖广度是真正影响地区经济高质量发展水平的重要影响机制，而使用深度和数字化程度相对而言对经济高质量发展并不显著。可能的解释是数字金融作为一个新兴服务行业，其对应的推广程度和发展在四川省地区可能还不够深入和完善，因此在未突破一定的“门槛限制”时，并不能对经济高质量发展起到明显的促进效应。

第三，对于经济较为发达的地区，数字普惠金融对经济高水平发展的促进作用要强于欠发达地区。因此，数字普惠金融作为一个有力推动当地经济高质量发展的渠道，四川省具有很大的空间去提升该项金融服务业的发展，对于欠发达地区更要重视其发展和推广，以促进区域间包容性增长。

5.2. 政策建议

根据研究结论，为了进一步发挥数字普惠金融对四川省经济增长数量和质量的积极作用，从以下几个方面提出建议。

第一，从实证结果上看，目前四川省的数字普惠金融的覆盖广度一项对经济高质量发展已初见成效，但使用深度和数字化强度仍然有许多提高的空间，因此本文建议加强四川省数字普惠金融体系建设，扩

大通信网覆盖面。

第二，异质性部分结果发现对于经济欠发达地区来说，数字金融的普及程度仍然不够，对经济高质量发展的助力效果不及发达地区，因此要进一步加强欠发达地区财政知识的宣传，加强居民的金融意识，为普及普惠服务打下坚实的基础，以推动经济包容性增长。

第三，在扩大和发展数字普惠金融同时也要加强数字普惠金融监管。以云计算、大数据为基础，以数字技术为支撑，加速四川数字普惠金融系统的发展，及时解决信息不对称问题，对各种风险进行实时监控和处置，以提升数字普惠金融的服务效能和风险管理。

参考文献

- [1] 焦瑾璞, 孙天琦, 黄亭亭, 汪天都. 数字货币与普惠金融发展——理论框架、国际实践与监管体系[J]. 金融监管研究, 2015(7): 19-35.
- [2] 钟红, 陆香怡. 数字金融发展指标构建与国际比较研究[J]. 国际金融研究, 2024(9): 48-60.
- [3] 陈伟宏, 唐子翔, 梁文亮, 周鑫雪. 数字经济背景下地区专精特新企业梯度培育的实现路径与制约因素研究[J]. 研究与发展管理, 2024: 1-13.
- [4] 孙珩, 陈建成. 数字普惠金融、劳动力流动与农村居民消费[J]. 统计与决策, 2024, 40(17): 75-79.
- [5] 李哲, 张优, 李畅, 张璐. 数字金融对经济发展质量影响的区域异质性研究[J]. 中国商论, 2024, 33(16): 44-47.
- [6] 詹韵秋. 数字普惠金融对经济增长数量与质量的效应研究——基于省级面板数据的系统 GMM 估计[J]. 征信, 2018(8): 51-58.
- [7] 滕磊, 马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗? [J]. 统计研究, 2020(11): 80-92.
- [8] Galor, O. and Zeira, J. (1993) Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, **60**, 35-52. <https://doi.org/10.2307/2297811>
- [9] Honohan, P. (2004) Financial Development, Growth and Poverty: How Close Are the Links? In: Goodhart, C.A.E., Ed., *Financial Development and Economic Growth*, Palgrave Macmillan, 1-37. https://doi.org/10.1057/9780230374270_1
- [10] Huang, H. and Lin, S. (2009) Non-Linear Finance-Growth Nexus: A Threshold with Instrumental Variable Approach. *Economics of Transition*, **17**, 439-466. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2009.00360.x>
- [11] 牟鸿旭. 数字普惠金融对全国居民消费水平的影响——基于中介效应的实证研究[J]. 中国商论, 2024, 33(16): 75-78.
- [12] 穆鹏云, 张守夫. 数字普惠金融、农业现代化与农民农村共同富裕[J]. 统计与决策, 2024, 40(16): 134-139.
- [13] 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.
- [14] 熊敏, 田逸飘, 郭佳钦, 等. 成渝地区双城经济圈农业循环经济发展水平评价及障碍因素诊断[J]. 西南林业大学学报(社会科学), 2022, 6(6): 46-52.
- [15] 闫海春, 齐红倩. 民族地区省域经济高质量发展的测度与分析——以内蒙古自治区为例[J]. 生态经济, 2022, 38(1): 53-59.