

数字普惠金融对农村居民收入影响研究

——基于省级面板数据的实证分析

马小梅

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年4月11日; 录用日期: 2025年4月26日; 发布日期: 2025年5月31日

摘要

本研究选取2012至2022年这一时间跨度, 涵盖中国31个省份(包括直辖市和自治区), 以期深入探究数字普惠金融对农村居民收入的潜在影响, 并运用固定效应模型开展详尽分析。研究结果表明, 数字普惠金融对农村居民收入增长方面发挥了显著的积极作用。此外, 研究还揭示了东部与中西部地区在数字普惠金融对农民收入影响上存在显著的区域性差异, 其中东部地区的正面效应更为突出。进一步地, 通过引入经济发展水平作为中介变量进行中介效应模型分析, 结果表明经济发展水平是数字普惠金融影响农民收入的关键中介因素。

关键词

数字普惠金融, 农村居民, 收入增长, 影响机制

Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on the Income of Rural Residents

—Empirical Analysis Based on Provincial Panel Data

Xiaomei Ma

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Apr. 11th, 2025; accepted: Apr. 26th, 2025; published: May 31st, 2025

Abstract

This study selects the time span from 2012 to 2022, covering 31 provinces (including municipalities directly under the Central Government and autonomous regions) in China, in order to deeply explore the potential impact of digital inclusive finance on the income of rural residents, and carry out a detailed analysis by using the fixed effect model. The results show that digital inclusive finance has

played a significant positive role in the income growth of rural residents. In addition, the study also reveals that there are significant regional differences between the eastern and central and western regions in the impact of digital inclusive finance on farmers' income, and the positive effect in the eastern region is more prominent. Furthermore, by introducing the level of economic development as a mediating variable, the mediating effect model is analyzed, and the results show that the level of economic development is the key mediating factor for digital inclusive finance to affect farmers' income.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Rural Residents, Income Growth, Impact Mechanism

Copyright © 2025 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

1.1. 研究背景

2025 年是“十四五”规划收官之年，为实现乡村全面振兴战略与共同富裕目标，农村居民的收入增长和生活质量提升成为了国家和社会关注的重点[1]。然而，农村地区长期面临着金融服务覆盖不足、信贷约束严重等问题，制约了农村居民收入的进一步提升。数字普惠金融通过互联网平台，使得农村家庭能够更容易地获得信贷资金、保险服务和理财工具，为农村经济的发展注入了新的活力。在中央一号文件¹首次明确提出“发展农村数字普惠金融”以后，中国政府在推动数字普惠金融发展方面采取了一系列措施和政策。

2024 年 11 月中国政府又通过《推动数字金融高质量发展行动方案》等政策文件²，旨在利用数字技术攻克传统农村金融领域存在的交易成本高昂、信息不对称等难题，从而显著缓解农村弱势群体的融资困境。尽管数字普惠金融为农村居民带来了诸多正面影响，但其在提升农村居民收入方面的具体作用机制及其效果在学术界尚未达成共识。研究显示，数字普惠金融在推动农村居民收入增长方面扮演了积极角色，这主要得益于其在农村地区金融服务可获得性的增强以及数字化服务应用水平的提升[2]。另一方面，也有观点认为数字普惠金融可能导致农村居民过度依赖金融资源，进而影响其长期发展。因此，深入研究数字普惠金融对农村居民收入的影响具有重要的理论和实践意义。

1.2. 研究意义

理论意义：关于数字普惠金融的研究主要集中在其对金融服务可及性和利用率的影响方面，而对于其对农村居民收入的具体作用尚未得到充分关注。通过对数字普惠金融与农村居民收入关系的深入研究，可以丰富和发展相关理论，为相关领域的理论研究提供新的视角和思路。

实践意义：通过系统研究，可以为政府制定相关政策提供科学依据，进一步推动数字普惠金融在农村地区的可持续发展。数字普惠金融的兴起，为解决农村地区长期存在的资金短缺、融资难等瓶颈问题开辟了新的道路。其成效不仅深刻影响着农村经济的全面振兴，而且直接关系到农民收入水平的提升，是推动农村经济社会发展的关键力量。因此，深入分析数字普惠金融的作用机制及其对农村经济的具体影响，有助于制定更加科学合理的农村金融政策[3]。

¹2021 年，中央一号文件《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》。

²党的二十届三中全会和中央金融工作会议精神。

1.3. 研究方法

研究方法体系涵盖了理论分析与实证分析两大核心部分，旨在综合现有研究成果以提炼研究假设，并通过实证手段加以验证。具体而言，研究首先系统回顾并总结了前人在数字普惠金融领域的理论成果与实践经验，以此为基础，提出了具有探索性的研究假设。实证分析研究充分利用了北京大学编制的数字普惠金融指数这一权威数据源，结合详尽的人力资本数据以及全国各省份的统计年鉴资料，构建了一系列计量经济模型。这些模型能够精确捕捉数字普惠金融发展、人力资本积累以及其他经济社会因素与农村居民收入之间的复杂关联。同时，结合政策文件等资料，进行综合分析和归纳。

1.4. 文献综述

从作用机制来看，刘雪妹(2023) [4]从人力资本和经济增长视角分析了金融科技对农民收入的作用机制，认为数字普惠金融通过提供便捷的金融知识获取渠道和多样化的金融产品，促进了农村居民的金融教育与技能培训，提升了其人力资本水平，从而增加收入。然而，该研究仅从理论层面探讨了作用机制，缺乏实证数据支持，且未考虑其他可能的干扰因素，如农村居民的初始教育水平和家庭背景等。此外，部分研究指出，数字普惠金融对农村居民收入的影响还体现在其对农村经济增长的推动作用上[5]，数字普惠金融为农村地区的基础设施建设、农业现代化发展等提供了资金支持，促进了农村经济的转型升级，从而带动农村居民收入的普遍增长。但现有研究大多停留在理论分析层面，缺乏系统的实证检验，对于数字普惠金融与农村经济增长之间的因果关系也未能给出明确的解释。

在区域差异方面，孙志红等(2023) [6]从区域视角研究了数字普惠金融发展对农村居民收入的影响，发现不同区域之间存在显著差异。在经济发展水平较高、数字基础设施完善的地区，数字普惠金融对农村居民收入的促进作用更为明显；而在经济发展相对滞后、数字基础设施薄弱的地区，其影响力则相对较弱。这一研究结果表明，数字普惠金融的发展需要与区域的经济基础和基础设施建设相匹配。然而，该研究未能深入探讨区域差异的内在原因，也未提出针对性的政策建议。曹芷熙等(2023) [7]基于2014~2021年省级面板数据，研究了数字普惠金融、财政教育支出与城乡包容性增长之间的关系，发现财政教育支出在数字普惠金融对农村居民收入的影响中起到了协同作用。但该研究仅关注了财政教育支出这一单一变量，忽略了其他财政政策(如农村基础设施建设支出、农业补贴政策等)的潜在影响，也未能充分解释财政政策与数字普惠金融之间的协同机制。

此外，数字普惠金融对农村居民收入影响的内生性问题也受到关注。殷向宇等(2023) [8]对数字普惠金融对农村居民收入的影响进行了内生性检验，指出在研究过程中需要考虑内生性问题。他们通过采用工具变量等方法，验证了数字普惠金融对农村居民收入的正向影响是稳健的。然而，该研究仅采用单一工具变量，可能存在工具变量的弱相关性或外生性不足的问题，从而影响研究结果的可靠性。

尽管现有研究在一定程度上揭示了数字普惠金融对农村居民收入的正向影响，但在作用机制、区域差异、内生性等方面仍存在诸多不足。因此，本文在参考以上文献的基础上，结合最新数据进行了实证检验，关注区域差异，引入经济发展水平这一中介变量进一步研究其影响，并针对中国农村发展现状提出了具体的政策建议。

2. 概念界定和理论基础

2.1. 概念界定

2.1.1. 数字普惠金融

“普惠金融”是指使各类金融服务更加广泛地惠及社会各阶层，尤其是那些传统上被排除在正规金

融服务之外的群体，如低收入家庭、小微企业和农民等。其目标在于确保每个人都能以合理的价格获得基本的金融服务，从而提升社会整体的金融包容性。

而“数字”一词，则强调了技术，尤其是数字技术在实现这一目标中的关键作用[9]。具体而言，数字普惠金融凭借互联网、移动通信、大数据、云计算等数字技术，对金融服务模式进行了革新，大幅降低了服务成本，同时也提升了服务效率，进而使得金融服务得以更便捷、更高效地覆盖更广泛的用户群体[10]。

2.1.2. 农村居民收入

农村居民收入通常指的是居住在农村地区的人们通过各种经济活动所获得的收入，是一个综合性的概念。传统的农业生产收入，还涵盖了非农业收入、转移性收入和财产性收入等这些收入来源共同构成了农村居民的总收入，反映了他们经济状况的全貌[11]。转移性收入包括政府对农村居民的各种补贴、救济金、养老金等，这些收入虽然不是直接来自农村居民的生产活动，但也是他们收入的重要组成部分。财产性收入是指农村居民通过土地承包、房屋出租、股权投资等方式获得的收入，这些收入通常与农村居民的财产所有权和使用权有关。

2.2. 理论基础

2.2.1. 信息不对称与交易成本理论

信息不对称理论认为，在金融交易中，借款者通常比贷款者拥有更多关于投资项目的信息[12]。在数字普惠金融背景下，信息不对称问题呈现出新的特征，一方面，数字技术的发展使得金融机构能够通过大数据、云计算等手段获取更多的用户信息，从而降低信息不对称程度。另一方面，数字普惠金融的普及也使得信息传播更加迅速和广泛，但同时也可能导致信息过载和信息质量参差不齐的问题。因此，数字普惠金融在缓解信息不对称方面的作用机制需要进一步探讨。

交易成本涵盖了交易过程中产生的信息搜集、条件协商以及交易执行等各项费用。交易成本涵盖了交易过程中产生的信息搜集、条件协商以及交易执行等各项费用。数字普惠金融借助线上服务平台，有效减少了实体网点的建设与运营开支，进而降低了获取金融服务的门槛。然而，数字普惠金融的交易成本降低并不一定意味着其对农村居民收入的直接影响。例如，数字技术的应用可能会带来新的技术成本和学习成本，这些成本可能会对农村居民的收入产生负面影响。因此，需要深入分析数字普惠金融在降低交易成本方面的具体作用机制，以及其对农村居民收入的影响路径。

2.2.2. 信贷约束理论

信贷约束理论指出，由于缺乏足够的抵押品或信用记录，农村居民往往面临严格的信贷限制。数字普惠金融通过提供无需抵押的小额贷款和基于信用评分的贷款服务，有助于缓解农村居民的信贷约束，促进其创业和投资活动，从而增加收入。然而，数字普惠金融的信贷服务也可能面临新的风险和挑战，例如信用风险的评估和控制、贷款的回收等问题。因此，需要进一步探讨数字普惠金融在缓解信贷约束方面的具体机制，以及其对农村居民收入的长期影响。

2.2.3. 包容性增长理论

“包容性增长”这一理念最初源自于亚洲开发银行，并在随后的十多年间，经由亚行、世界银行，以及经济合作与发展组织(OECD)和联合国(UN)等国际机构的共同努力下得以不断发展和完善，是指在经济增长的过程中，确保所有社会成员，特别是弱势群体，能够平等参与并公平分享其成果[13]。数字普惠金融通过降低金融服务的门槛，为农村居民提供了贴合其需求的金融产品和服务，有效缩小了城乡间的金融资源差距。这使得农村居民能够充分利用信贷、储蓄、保险等金融工具来改善经济状况，提高收入

水平,进而有助于减少贫困现象。这一进程不仅促进了经济的整体增长,还实现了社会公平的增进,体现了经济增长与社会公平并重的双重目标。

3. 影响机制分析与研究假设

3.1. 降低门槛效应

门槛效应指的是在金融市场中存在的各种限制和障碍,使得参与者进入市场面临一定的难度和成本。这些门槛可以是资金门槛、知识和技能门槛、政策和法规门槛等。数字普惠金融通过降低金融服务的门槛,主要体现在两个关键方面:一方面,它减少了金融服务获取的障碍。传统金融服务模式中,金融机构为了向缺乏金融知识的用户普及金融产品,往往需要投入巨大的资源,这不仅成本高,而且动力不足。然而,数字技术,特别是人工智能的应用,使得金融机构能够以较低的成本帮助金融知识不足的用户获取所需的金融服务[14]。另一方面,它降低了提供金融服务的风险程度。金融机构在推广金融产品时,通常需要进行信用评估,这往往导致资产较少、信用记录不完善的用户难以获得服务。随着数字技术,尤其是大数据技术的进步,金融机构能够快速获取用户的信用信息,并据此建立信用档案,使得低收入群体更容易获得信贷资源。

总体而言,数字普惠金融的实施显著降低了金融机构服务低收入群体的成本,包括人力和信息成本,降低了低收入群体获取金融服务的门槛,使他们能够更容易地获得信贷支持,进而投资于生产和其他经济活动。因此,本文提出以下假设:

H1: 数字普惠金融的发展有望显著提高农村居民的收入水平。

3.2. 非均衡效应

由于各地区经济发展水平和金融资源配置存在显著差异,加之金融机构追求利润和风险规避的天然倾向,导致了金融发展在地域间的不均衡。这种不平衡主要反映在这些地区银行网点的稀缺和金融服务设施的不完善[15]。这种不均衡状况导致资金从经济落后地区大量流出,进而制约了这些地区的经济增长。然而,数字技术的进步为缓解信息不对称问题提供了可能,有助于实现金融服务的均衡分配,缩小城乡及区域间的发展差距。但同时,数字鸿沟问题的出现表明,不同地区的数字技术发展水平与当地的经济发展、产业结构和人才储备等因素密切相关,造成了数字技术发展的区域差异。因此,我们可以提出以下假设:

H2: 数字普惠金融的发展对农村居民收入的影响表现出明显的区域差异性。

3.3. 涓滴效应

涓滴理论的核心观点是,经济繁荣和财富积累应当从富裕阶层或地区向较不富裕的群体或区域传递,进而推动整个社会的经济增长和社会发展。这一理论视贫困和落后为相对状态,认为它们在适当的条件下是可以被改变的。

数字普惠金融的涓滴效应体现在经济发达地区居民相较于贫困地区居民更容易接触到新技术,并享受到数字普惠金融带来的高效和低成本金融服务。那些因数字普惠金融服务而收入增加的“高收入”群体,能够通过“先富带动后富”的机制,间接地帮助“长尾”(低收入)群体实现收入增长,降低社会的贫困水平[16]。因此,涓滴效应更多地强调了经济发展间接作用对提升农村居民收入的重要性。基于这一分析,本文构建如下假设:

H3: 数字普惠金融的发展将通过经济发展水平这一中介因素,对农村居民的收入产生影响。

4. 实证研究设计

4.1. 数据来源与样本选择

本研究的数据来源主要包括国家统计局发布的农村居民收入数据、北京大学数字普惠金融指数以及在中国统计年鉴查找相关的宏观经济指标。在样本选取方面，本研究基于数据的可得性和代表性，选取2012年至2022年中国各省的年度面板数据作为分析对象。为保证样本数据的完整性和连续性，采用了插值法填补缺失数据，以保证实证分析结果的准确性和可靠性，最终共纳入341个样本数据。此外，为了消除分析结果中的异方差紊乱，对被解释变量农村居民人均收入和主要解释变量数字普惠金融指数进行了自然对数转换处理。

4.2. 模型构建与变量定义

4.2.1. 模型构建

本研究参考杜晓彤、马婷婷(2024) [17]文献采用固定效应模型来分析数字普惠金融对农村居民收入的影响。模型的基本形式如下：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{indif}_{it} + \beta_2 \text{is}_{it} + \beta_3 \text{ur}_{it} + \beta_4 \text{gov}_{it} + \beta_5 \text{edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{agr}_{it} + \beta_7 \ln \text{gdp}_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中， y_{it} 表示第*i*个城市在第*t*年的农村居民收入水平(取自然对数)， indif_{it} 表示第*i*个城市在第*t*年的数字普惠金融发展水平(取自然对数)， index 、 is 、 ur 、 gov 、 $\ln \text{agri}$ 、 $\ln \text{gdp}$ 为一系列控制变量，*i*表示各省市序号，*t*表示相应的年份， ε_{it} 为误差项。

4.2.2. 变量定义

产业结构(is)：产业结构现代化程度的一个关键指标是第二、三产业增加值占国内生产总值(GDP)的比重，这一比例能够直观反映地区经济中产业结构的转型升级情况。李练军(2024)在其研究中，明确指出随着第二产业(如制造业、建筑业)和第三产业(如服务业、信息技术业)的快速发展，农村居民获得了更为多样化的就业机会，从而有效提升了他们的经济收入水平[18]。鉴于此，本研究将采纳地区GDP中第二、三产业增加值所占的比例作为衡量产业结构发展状况的重要指标，具体衡量见表1。

Table 1. Variable names and meanings

表 1. 变量名称与含义

变量类型	变量符号	变量名称含义	度量方法
被解释变量	lny	农村居民收入	农村居民人均可支配收入取对数
解释变量	Indif	数字普惠金融发展水平	数字普惠金融指数
控制变量	is	产业结构	二、三产业增加值/GDP 比重
	edu	教育水平	教育支出/地方财政支出
	gov	政策支出	农林水事务支出/地方财政支出
	ur	城镇化率	城镇常住人口/常住人口
	lnagri	农业发展水平	农业生产总值取对数
中介变量	lngdp	经济发展水平	人均生产总值取对数

教育水平(edu)：教育支出占财政总支出的比重是衡量人力资本水平的一个重要指标，这一比例不仅反映了政府对教育的投入程度，也间接体现了农村人力资本的整体状况，提高教育水平对于农村居民而言，具有深远的意义，特别是在增强他们的金融知识方面[19]。

城镇化率(ur)：裴平(2022)确实指出，城镇化过程主要是一个农业人口向非农业人口转移的动态变化

过程[20]。这一转移伴随着农村劳动力向城市的流动，为农村居民提供了更多的就业机会，进而有助于提升他们的收入水平。为了量化这一进程，研究者们通常采用城镇常住人口与总人口的比例来衡量城镇化水平。

农业生产总值(lnagri)：是衡量农村地区经济发展水平的重要指标，其与农村居民收入密切相关。农业生产总值的增加通常意味着农村地区的经济发展水平较高，农村居民的收入水平也相对较高[21]。此外，农业生产总值的增加还可能与数字普惠金融的发展相互促进。一方面，数字普惠金融的发展可以为农业生产提供更多的资金支持，促进农业生产总值的增加；另一方面，农业生产总值的增加也可以为数字普惠金融的发展提供更好的经济基础。

政策支持(gov)：以农林水事务支出占 GDP 比重来衡量，反映政策对农村居民收入的影响。财政对农业的支持主要体现在对农业生产的补贴、农业基础设施的投资以及对农村产业的扶持等方面。张婷婷[22]等人研究发现在财政支持力度较大的地区，农业生产的成本相对较低，同时农民收入也相对较高。

人均 GDP (lngdp)：在经济发展较为先进的地区，农村居民的收入水平往往更高[23]。数字普惠金融的发展为农村地区引入了更多的金融资源，推动地区经济的整体增长，农民得以从经济增长的溢出效应中获益，间接地提升农民的收入水平。

5. 实证结果分析

5.1. 描述性统计

如表 2 所示，农村居民收入(lny)的自然对数均值为 9.493，表明样本中农村居民收入的平均水平。标准差为 0.402，说明样本中农村居民收入的变异程度相对较小，数据较为集中。数字普惠金融差异(lndif)的自然对数均值为 5.489，标准差为 0.419，显示了数字普惠金融差异在样本中的变化程度，最小值和最大值之间的范围表明了数字普惠金融差异的分布情况。标准差为 0.126，说明城镇化率在样本地区之间存在一定的差异。农业发展水平(inagri)在描述性统计标准差 1.147 明显高于变量，这也间接说明各省份的农业发展水平可能受到农业基础设施、生产能力、农业科技、适宜种植面积等影响。城镇化率(urban)的平均水平为 0.608，最大值、最小值差距较大，这也可以看出全国各省的城市化发展程度的差距明显。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

Variable	N	Mean	p50	SD	Min	Max
lny	341	9.493	9.469	0.402	8.503	10.59
lndif	341	5.489	5.590	0.419	4.119	6.133
lnagri	341	7.150	7.479	1.147	3.956	8.846
urban	341	0.608	0.602	0.126	0.229	0.896
is	341	0.903	0.906	0.0520	0.747	0.998
gov	341	5.508	5.548	0.742	3.697	7.264
lngdp	341	10.90	10.86	0.445	9.849	12.15
edu	341	0.0570	0.0520	0.0200	0.0350	0.171

5.2. 共线性检验

5.2.1. 相关性分析

一般认为，如果相关系数小于 0.8，则变量之间的相关性较弱，不足以对回归分析的结果产生重大影

响。根据表 3 的数据显示, 变量间的相关系数最高值为 0.768, 低于 0.8, 这表明解释变量与被解释变量之间缺乏明显的线性相关性。但这并不意味着可以排除变量间非线性关系的可能性, 因此, 需要进行多重共线性检验以确认。

Table 3. Correlation analysis

表 3. 相关性分析

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) lny	1.000							
(2) lndif	0.701*	1.000						
(3) lngdp	0.768*	0.695*	1.000					
(4) urban	0.736*	0.483*	0.796*	1.000				
(5) is	0.515*	0.260*	0.671*	0.521*	1.000			
(6) gov	0.572*	0.421*	0.609*	0.485*	0.473*	1.000		
(7) lnagri	-0.031	0.116*	-0.126*	-0.130*	-0.352*	0.220*	1.000	
(8) edu	0.372*	0.165*	0.469*	0.437*	0.402*	0.616*	-0.318*	1.000

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1.

5.2.2. 多重共线性诊断

为保证模型的稳定性和预测能力, 运用 VIF (方差膨胀因子)这一标准进行检验。从表 4 的输出结果可以看出, 所有自变量的 VIF 值都小于 10, 这一结果表明, 本文所选用的自变量之间相关性较低, 它们能够有效地独立影响因变量。

Table 4. Diagnosis of multicollinearity

表 4. 多重共线性诊断

Variable	VIF	1/VIF
lngdp	6.960	0.144
gov	4.730	0.212
lnagri	3.470	0.288
is	3.180	0.314
urban	2.890	0.346
lndif	2.620	0.382
edu	2.480	0.404
Mean	VIF	3.760

5.3. 豪斯曼检验

在处理面板数据时, 选择合适的模型是至关重要的, 而 Hausman 检验是研究人员常用的一种方法来决定是选择随机效应模型还是固定效应模型。这一检验的初始假设是支持使用随机效应模型。如果检验结果显示 Prob > chi2 的值非常小, 比如 0.0000, 这意味着我们拒绝了随机效应的原假设, 转而支持使用固定效应模型。表 5 中展示了 ols (普通最小二乘法)、固定效应模型和随机效应模型三种方法的结果。值

得注意的是，无论在何种模型中，数字普惠金融(indif)作为主要解释变量都表现出了显著的统计特性[24]。这一结果不仅强化了数字普惠金融对农村居民收入具有显著影响的观点，还表明这种影响在不同的模型设定下都是稳健的。

Table 5. Hausman test
表 5. 豪斯曼检验

	Ols	Fe	Re
Indif	0.276*** (0.023)	0.172*** (0.017)	0.187*** (0.015)
lngdp	0.564*** (0.036)	0.714*** (0.033)	0.728*** (0.028)
urban	0.433*** (0.082)	0.306* (0.179)	0.350*** (0.131)
is	-1.101*** (0.207)	-1.130*** (0.292)	-1.238*** (0.260)
gov	0.110*** (0.018)	0.105*** (0.030)	0.080*** (0.023)
lnagri	-0.047*** (0.010)	0.017 (0.024)	-0.007 (0.014)
edu	-2.197*** (0.481)	-1.407*** (0.501)	-1.349*** (0.459)
_cons	2.416*** (0.253)	0.980*** (0.318)	1.136*** (0.289)
N	341.000	341.000	341.000
r2	0.924	0.984	
r2_a	0.923	0.982	

Prob > chi2 = 0.0000.

5.4. 实证结果与分析

5.4.1. 主效应回归结果与分析

经过相关分析，其主要变量之间都在 10%的水平下具有一定程度的关联性，因此，可以通过这些变量来进行回归分析。输出结果如表 6 所示。由参数估计结果可知方程总体上是显著的，绝大多数主要变量的回归系数均在不同统计水平上显著，仅有少数变量未通过显著性检验。并且 F 统计量分别为 760.775、1347.620，拒绝不显著假设，方程总体线性关系显著成立。

根据回归分析的结果，我们可以观察到数字普惠金融对农村居民收入具有显著的促进作用。具体来说，数字普惠金融(indif)变量的 t 统计量为 14.850，对应的回归系数为 0.342，在 1%的显著性水平下显著为正。这表明，表明数字普惠金融的发展有效地促进了农村居民收入水平的提高，同时，通过对比发现，加入数字普惠金融(indif)这一关键变量以后，模型变得更好，相关系数从 3.860 提升到了 4.712，也从侧面说明了主要被解释变量的显著性。

Table 6. Regression results of main effects
表 6. 主效应回归结果

	lny	lny
urban	4.173*** (14.652)	1.657*** (6.008)
is	1.399** (2.314)	0.240 (0.514)
gov	0.021*** (11.189)	0.010*** (8.238)
lnagri	0.237*** (5.160)	0.218*** (6.212)
edu	-1.185 (-1.257)	
Indif		0.342*** (14.850)
_cons	3.860*** (6.385)	4.712*** (10.133)
N	341	341
R ²	0.926	0.957
F	760.775	1347.620

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

5.4.2. 地区异质性分析

基于相关资料，将各省划分为两个地理区域：东部、中西部[24]。东部地区包括北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南；其余地区全部划分为中西部。

根据表 7 的分析结果，东部、中部和西部地区数字金融可得性的发展在 1%的水平上具有统计显著性，相应的回归系数分别为 0.421 和 0.180。这说明各地区数字金融普惠性对农村居民收入的影响存在地区差异，但总体上都表现出显著的正效应，尤其是东部地区的正效应更为显著。这种差异可能是由于不同省份数字金融普惠性发展水平、地区经济条件和农村居民收入起点的差异造成的[25]。在中西部地区，由于农业面积较大，经济发展主要以与农产品加工相关的二、三产业为主，这在一定程度上限制了该地区获得发展普惠数字金融所需的经济资源和条件。因此，这些因素综合影响了普惠数字金融对农村收入的影响程度和效果。

Table 7. Regression results of regional heterogeneity
表 7. 区域异质性回归结果

	东部	中西部
Indif	0.421*** (7.761)	0.180*** (6.972)
is	-2.199 (-1.433)	0.296*** (8.298)

续表

gov	0.372*** (5.103)	0.165*** (3.029)
lnagri	0.126** (2.493)	0.104 (2.158)
urban	0.346 (0.655)	2.375*** (7.227)
edu	-2.230** (-2.190)	-2.444** (-2.147)
_cons	6.339*** (4.981)	4.134*** (19.485)
N	110	231
R ²	0.958	0.975
F	355.025	1577.002

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

5.5. 稳健性检验

本文的稳健性检验方法主要参考熊凯军、范君茹[26]等运用的滞后解释变量的主要方法进行稳健性检验。所谓的滞后解释变量，是指在回归分析中将当前时期的数据作为自变量，而将前一时期的数据视为因变量。通过这种方式，我们可以评估模型的稳健性。这种方法的核心思想在于，使用前期的数据来对本期的数据进行预测，并将这些预测结果作为因变量进行回归分析。主要对数字普惠金融(lndif)滞后两期进行检验。检验结果如表 8 所示，可以看出是一个逐步递减的过程，从显著到不显著，说明数字普惠金融这一变量具有一定滞后性。这种效应的存在意味着数字普惠金融的发展和其对农村居民收入的提升作用之间可能存在时间差[27]。具体来说，数字普惠金融的推广和应用可能需要一段时间才能在地区经济中扎根并产生积极的影响，从而间接提高农村居民的收入水平。

Table 8. Robustness test
表 8. 稳健性检验

	lny	滞后一期	滞后二期
lngdp	0.714*** (0.033)	0.618*** (0.034)	0.596*** (0.041)
lnagri	0.017 (0.024)	0.049** (0.022)	0.073*** (0.024)
urban	0.306* (0.179)	-0.206 (0.183)	-0.110 (0.212)
is	-1.130*** (0.292)	-1.191*** (0.288)	-1.445*** (0.321)
gov	0.105*** (0.030)	0.020 (0.029)	0.025 (0.032)

续表

edu	-1.407*** (0.501)	-1.261*** (0.468)	-1.319*** (0.507)
ln dif	0.172*** (0.017)	0.292*** (0.044)	0.341*** (0.062)
L.ln dif		0.059*** (0.023)	
L2.ln dif			0.018 (0.029)
_cons	0.980*** (0.318)	1.648*** (0.319)	1.815*** (0.358)
N	341.000	310.000	279.000
r ²	0.984	0.986	0.984
r ² _a	0.982	0.984	0.981

5.6. 中介效应

根据前文的分析,我们已经了解到数字普惠金融能够通过经济发展水平影响农村居民的收入。本文将经济发展水平作为中介变量,构建中介效应模型,并进行实证分析。参考李金洲[28]构建中介效应模型如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dif_{it} + \sum \alpha_i C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln gdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln dif_{it} + \sum \beta_i C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln y_{it} = b_0 + b_1 \ln dif_{it} + b_2 \ln gdp_{it} + \sum b_i C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

在这些模型中, $\ln gdp_{it}$ 代表中介变量, C_{it} 代表控制变量, a_1 表示解释变量($\ln dif$)对被解释变量($\ln y$)的总效应, $a_1 \times b_2$ 表示中介效应, 用 $(a_1 \times b_2)/a_1$ 来表示中介效应的大小, i 表示各省份, t 表示时间年份, ε 代表随机扰动项。结合模型与输出结果, 我们可以量化经济发展水平和在数字普惠金融对农村居民收入影响中的中介作用。如表 9 所示, $a_1 = 0.195$, $b_2 = 0.619$, 因此中介效应的大小为 0.12 (0.195×0.619), 占总效应比重为 61.53% ($0.12/0.195 \times 100\%$), 可知数字普惠金融的发展可以通过很大程度带动整体经济发展这一中介变量通过涓滴效应来提升农民收入。

Table 9. Mediating effect analysis

表 9. 中介效应分析

	lngdp	lny
ln dif	0.209*** (8.328)	0.195*** (12.551)
lngdp		0.619*** (22.471)
is	1.818*** (3.569)	-1.003*** (-3.456)

续表

gov	0.000*** (7.789)	0.000*** (3.548)
lnagri	0.284*** (7.422)	0.011 (0.470)
edu	-1.495* (-1.902)	-0.766* (-1.738)
urban	1.581*** (5.255)	0.488*** (2.782)
_cons	5.074*** (10.001)	1.128*** (3.456)
N	341	341
R ²	0.934	0.984
F	720.508	2680.229

***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

6. 结论与政策建议

6.1. 研究结论总结

经过对我国 31 个省(直辖市、自治区)为研究对象, 构建固定效应模型, 在 2012 至 2022 年间样本数据的回归分析以及稳健性检验, 研究结果证实了各项假设。研究数据显示, 第一, 数字普惠金融作为核心自变量, 对农村居民的收入状况展现出了明显的正向影响。具体而言, 数字普惠金融指数的上扬, 有效地推动了农村居民人均可支配收入的增加与提升。另外, 控制变量政策支持在数字普惠金融发展中起到了关键作用, 特别是在提高农村居民收入方面。政府的补贴政策和金融支持措施能够有效增加农村居民的收入。第二, 通过异质性分析我们发现, 东部地区的农村居民从数字普惠金融中获得的收入提升效应更为明显, 相比之下, 中西部地区的影响则相对温和。第三, 进行传导机制分析影响数字普惠金融的具体影响, 实证结果表明经济发展水平是影响机制的关键中介因素。

根据实证分析的结果, 可以得出结论, 数字普惠金融对于提高农村居民的收入具有积极的影响, 显示出其普惠性质。接下来, 本文将依据这些实证分析的结果, 提出针对性的政策建议。

6.2. 政策建议

6.2.1. 建设数字基础设施, 发挥其显著作用

为了更有效地推动数字普惠金融的发展, 并最大化其对农村居民收入的正面效应, 首要任务是加强农村地区的数字基础设施建设。具体而言, 政府应加大对农村地区的投资力度, 提升互联网的普及程度。例如, 政府可以通过补贴等方式, 鼓励电信运营商在农村地区建设更多的基站, 提高网络覆盖范围和质量[29]。此外, 政府还可以通过与企业合作, 共同推进数字基础设施建设。例如, 政府可以与互联网企业合作, 共同开展数字普惠金融试点项目, 探索适合农村地区的数字普惠金融发展模式。

接着, 金融机构需要在农村地区扩展服务网络, 增强服务的覆盖范围和深度。特别是在中西部地区, 结合线上和线下服务的方式尤为重要。例如, 金融机构可以在农村地区设立更多的线下服务网点, 提供面对面的金融服务。同时, 金融机构还可以通过移动银行、在线信贷等数字技术手段, 降低交易成本并

提高服务效率。例如，金融机构可以开发专门针对农村居民的移动银行应用程序，提供便捷的金融服务。

6.2.3. 区域差异化政策，推动数字普惠金融均衡发展

综合分析表明，数字普惠金融对农村居民收入的作用存在显著的区域差异性。因此，在制定和实施相关政策时，必须充分考虑不同地区的具体情况，采取差异化的策略来促进数字普惠金融的发展，以便在不同地区实现更公平的收入增长。应因地制宜制定政策，需要根据各地区的经济发展水平、金融基础设施、教育资源等因素，制定和调整政策，以确保数字普惠金融能够有效地促进农村居民收入的提升，特别是在经济较为落后的地区。对于经济发达地区，应鼓励创新和深化数字普惠金融的应用；对于经济欠发达地区，应加大政策扶持力度，缩小数字鸿沟，最大限度地发挥数字普惠金融在促进区域均衡发展和减少收入不平等中的潜力。

6.2.3. 乡村产业融合发展，促进经济水平整体提升

实证研究的结果显示，数字普惠金融在推动经济增长方面发挥了重要作用，进而对农村居民收入的提升产生了积极影响。这一发现强调了，在致力于通过数字普惠金融实现减贫与增收目标的过程中，我们不能仅仅局限于农村区域内部的数字普惠金融发展，而应从整体出发，促进城乡发展的协调性。

首先，政府需要建立一个城乡金融协同发展的机制，强化城乡金融合作与协调。通过组织金融协同发展研讨会、制定合作计划等措施，加强城乡金融机构间的交流与合作，优化金融资源配置，提高资源利用效率。其次，借助数字普惠金融推动城乡产业融合。实证结果显示，产业结构与农民收入都呈正相关，这表明，对第二、三产业的支持能够有效提升农民收入。因此，政府应引导金融机构增加对农村产业的扶持，提供便捷、低成本的金融服务，助力农村地区从第一产业向第二、三产业转型。例如，推广各地特色农产品等，同时，鼓励城市企业通过数字普惠金融平台与农村地区建立产业联系，促进产业链的完善和升级，如农文旅结合的康养产业的发展模式。

6.3. 研究局限性与未来展望

尽管本研究为数字普惠金融对农村居民收入的影响提供了实证依据，但仍需注意其存在的局限性。首要局限在于数据来源的约束，这有可能引发样本选择上的偏差问题。其次，模型可能未能完全捕捉到所有影响因素，未来研究可以进一步探索数字普惠金融与其他变量之间的相互作用。未来的研究工作可进一步拓展样本覆盖广度，细致探究数字普惠金融对不同收入层次农村居民的差异化影响，并深入剖析数字普惠金融在不同经济发展阶段的运作机理及其发挥的作用。

参考文献

- [1] 中国信息通信研究院. 中国数字经济发展白皮书[Z]. 北京: 中国信息通信研究院, 2020.
- [2] 张勋, 等. 数字普惠金融能够促进农村居民收入增加[J]. 农业经济问题, 2020(4): 46-53.
- [3] 中国电子商务研究中心. 中国农村电商发展报告[Z]. 杭州: 中国电子商务研究中心, 2021.
- [4] 刘雪妹. 金融科技对农民收入的作用机制分析——基于人力资本和经济增长视角[J]. 甘肃农业, 2023(5): 54-61.
- [5] 李琼, 王世浩. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响——基于农村人力资本投资的调节效应分析[J]. 中国商论, 2024(6): 104-108.
- [6] 孙志红, 何亚萍, 何洪飞. 区域视角下数字普惠金融发展对农村居民收入的影响研究[J]. 金融发展评论, 2023(4): 48-60.
- [7] 曹芷熙, 刘沐阳, 薛寒. 数字普惠金融、财政教育支出与城乡包容性增长: 基于 2014-2021 年省级面板数据的实证研究[J]. 山西农经, 2023(11): 189-192.
- [8] 殷向宇, 周龙, 闫亮. 数字普惠金融对农村居民收入的影响及内生性检验[J]. 农场经济管理, 2023(1): 30-32.

- [9] 中国互联网络信息中心. 第 47 次中国互联网络发展状况统计报告[Z]. 北京: 中国互联网络信息中心, 2021.
- [10] 李丽莉, 等. 数字技术、市场信息获取与农民收入增长[J]. 管理世界, 2022(3): 112-125.
- [11] 姜松, 刘成微. 数字普惠金融对城乡居民财产性收入的影响研究[J]. 金融理论与实践, 2023(11): 39-52.
- [12] 仵志忠. 信息不对称理论及其经济学意义[J]. 经济学动态, 1997(1): 66-69.
- [13] 葛笑如. “包容性增长”的正义镜像与中国实践[J]. 社会主义研究, 2011(1): 56.
- [14] 徐仁刚, 张心怡, 梁栋. 发展数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响研究——基于门槛效应检验[J]. 现代金融, 2023(10): 22-29.
- [15] 李璐. 数字金融的共同富裕效应: 数字金融与农村居民增收[J]. 甘肃农业, 2023(10): 20-24.
- [16] 付新颖. 山西省数字普惠金融的发展现状及政策建议[J]. 山西财政税务专科学校学报, 2023, 25(5): 16-19, 28.
- [17] 萨茹拉, 马婷婷, 杜晓彤. 数字普惠金融对农村居民收入影响分析——基于 282 个地级以上城市面板数据[J]. 金融理论与教学, 2024, 42(4): 29-37.
- [18] 李练军, 龚钰. 数字普惠金融、农村三产融合与农村居民收入——基于 2011-2020 年中国省级面板数据的实证分析[J]. 江西科技师范大学学报, 2024(2): 61-70, 128.
- [19] 蒯小明, 李锋. 数字普惠金融对农村居民消费的影响研究[J]. 山西农经, 2024(17): 187-194.
- [20] 裴平, 占韦威. 数字普惠金融与包容性增长[J]. 南大商学评论, 2021(4): 21-36.
- [21] 高飞宇, 张立. 内蒙古数字普惠金融对农村居民收入影响的区域差异研究[J]. 内蒙古科技与经济, 2024(5): 45-48, 54.
- [22] 张婷婷, 李天惠, 杨子帆. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响研究——以甘肃省为例[J]. 经济研究导刊, 2024(9): 100-102.
- [23] 李愉航. 数字普惠金融对农村居民收入的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 兰州: 兰州财经大学, 2024.
- [24] 雷鑫悦. 数字普惠金融对农村居民收入的影响[J]. 全国流通经济, 2024(5): 165-168.
- [25] 张桂川, 金莲. 西部地区数字普惠金融对居民收入和碳排放的影响研究[J]. 中国管理信息化, 2024, 27(4): 106-108.
- [26] 熊凯军, 范君茹. 中国数字普惠金融发展是否显著影响了农村居民收入——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的经验数据[J]. 上海经济, 2024(1): 67-83.
- [27] 绳楠. 数字普惠金融发展对农村居民收入的影响研究[J]. 时代金融, 2023(10): 29-31.
- [28] 李金洲, 李锦生. 数字普惠金融对江苏省农村居民消费的影响研究——基于中介效应及门槛效应的检验[J/OL]. 经营与管理, 1-13[2025-01-05]. <https://doi.org/10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.20230619.003>
- [29] 徐旭初, 徐之倡, 吴彬. 数字乡村建设能够促进农村居民增收吗?——基于 801 个县域的 PSM-DID 检验[J]. 学习与探索, 2023(12): 77-89, 178.