

# 数字普惠金融与经济高质量发展：理论机制、 经验证据及政策选择

潘雅茹 魏静

(武汉科技大学文法与经济学院 湖北武汉 430081)

**摘要:**数字普惠金融在推动我国经济高质量发展中扮演着重要角色。本文基于2011—2020年我国省级面板数据,借助系统GMM模型研究数字普惠金融对经济高质量发展的影响以及资本配置效率、技术创新的中介作用和金融发展水平的调节作用,并在此基础上进一步探究数字普惠金融对经济高质量发展的空间溢出效应。结果显示:数字普惠金融对经济高质量发展存在显著正向影响;数字普惠金融通过提高资本配置效率和促进技术创新来推动经济高质量发展;金融发展水平是数字普惠金融对经济高质量发展影响的调节变量,不断提高金融发展水平有利于发挥数字普惠金融对经济高质量发展的正向影响;数字普惠金融对经济高质量发展的影响存在区域异质性;数字普惠金融对经济高质量发展存在显著空间溢出效应。

**关键词:**数字普惠金融; 经济高质量发展; 金融发展水平

中图分类号:F832 文献标志码:A 文章编号:2095-1124(2023)02-0001-18

DOI: 10.12181/jjgl.2023.02.01

## 一、引言及文献综述

### (一) 引言

2005年,联合国在“国际小额信贷年”中首次提出普惠金融,强调让全体社会成员都能以合适的价格获得高水平的金融服务,但是传统落后地区的企业以及低收入人群还是难以获得正式的金融服务。随着数字技术如人工智能、移动互联网和大数据的迅猛发展,一个包含数字化的普惠金融——数字普惠金融兴起,为原来遭受金融排斥的人群提供便利的金融服务。2016年,G20杭州峰会上制定了《全球标准制定机构与普惠金融——演变中的格局》,其中明确界定了数字普惠金融的涵义:“泛指一切通过使用数字金融服务以促进普惠金融的行动”。2017年,党的十九大报告提出了“高质量发展”的表述,表明中国经济由快速增长阶段向高质量发展阶段转变。推动经济高质量发展已然成为我国目前和未来很长一段时期内实施宏观调控的首要目标<sup>[1]</sup>。2020年,在“十四五”规划和2035年远景目标纲要中明确指出要构建金融有效支持实体经济的体制机制<sup>[2]</sup>。相较于传统金融,数字普惠金融既基于数字化又包含普惠性质,能够更好地为经济高质量发展注入强劲活力。

近年来利用大数据、人工智能和云计算等新兴技术的数字普惠金融极大地降低了金融供给服务的门槛和成本,提升了落后地区金融服务的可得性,缓解了中小企业融资约束,促进了经济可持续发展。那么,在新常态背景下数字普惠金融能否引领经济实现高质量发展呢?数字普惠金融是否能够通过提升资本配置效

收稿日期:2022-10-23

基金项目:国家社会科学基金青年项目(17CJY001);湖北省中小企业研究中心开放基金课题(HBSME2020B03)。

作者简介:潘雅茹(1985—),女,博士,副教授,研究生导师,主要研究方向为宏观经济学;魏静(1998—),女,硕士研究生,主要研究方向为国际投融资理论与实务。

率、促进技术创新,进而推动经济高质量发展?进一步,金融发展水平越高,金融机构的组织流程和技术也会更加先进,为数字普惠金融发展创造良好的外部环境,使其能够更好地推动经济高质量发展,那么,金融发展水平在数字普惠金融的经济效应中能否发挥出正向调节作用?同时,随着各省份金融交流不断深入,数字普惠金融是否能够促进邻近地区经济高质量发展,表现出空间溢出效应呢?然而,已有文献未对以上问题展开深入的探讨。鉴于此,本文通过理论机制和实证分析对以上问题进行深入研究,为双循环格局背景下促进区域经济高质量协调发展提供理论依据和经验支持。

## (二) 文献综述

### 1. 经济高质量发展的相关研究

有关经济高质量发展内涵界定。金培<sup>[3]</sup>指出判断经济发展质量高低的标准是经济发展能否满足人民日益增长的美好生活需要。马茹等<sup>[4]</sup>指出高质量发展是更有效率、更可持续、更稳定安全的发展。任保平<sup>[5]</sup>认为经济高质量发展内涵要比经济增长质量宽泛很多,不仅要保证有效的供给,也要注重社会公平以及生态文明建设。

有关经济高质量发展水平测度研究。学者们一般会采用单一指标或者构建多维度的评价指标体系来表示经济高质量发展水平。张月友等<sup>[6]</sup>、刘思明等<sup>[7]</sup>采用全要素生产率来体现这一指标;常建新等<sup>[8]</sup>则采用考虑了环境因素的绿色全要素生产率来表示经济高质量发展水平。但单一指标很难全面系统地衡量经济高质量发展水平,因此有学者从多个维度综合考虑建立评价指标体系。潘雅茹和罗良文<sup>[9]</sup>、周超和黄乐<sup>[10]</sup>、王婉等<sup>[11]</sup>从创新、协调、绿色、开放、共享这5个方面运用熵值法全面测度经济高质量发展。也有学者在创新、协调、绿色、开放、共享这五大发展理念基础之上引入其他维度来测度经济高质量发展。谢旭升和严思屏<sup>[12]</sup>纳入了经济增长的两个维度即速度和规模;马黄龙和屈小娥<sup>[13]</sup>加入了经济提质增效的四个维度即经济结构优化、资源配置高效、市场体制完善和经济运行稳定来构建经济高质量发展评价指标体系。

### 2. 数字普惠金融的相关研究

有关普惠金融发展的相关研究,Sethy<sup>[14]</sup>认为普惠金融有助于消除贫困、减少不平等,使得弱势群体获得金融服务机会的可能性增加。孔维汉和李爱喜<sup>[15]</sup>则指出在促进农村居民消费方面普惠金融起到一定作用。Kassi D F等<sup>[16]</sup>经过实证分析表明,普惠金融对经济增长具有积极的促进作用。虽然普惠金融具有很多积极作用,但是在发展过程中却出现了很多问题。Chandran S<sup>[17]</sup>指出尽管银行业的发展在过去十年中相当值得称赞,但不幸的是,金融排斥的程度也与发展同步。徐忠<sup>[18]</sup>指出公平有效的引导资金流向机制可以给企业带来一定规模的融资,促使企业创新发展,但由于机制的欠缺,资金倾斜于大企业大项目,中小企业获取大规模有效资金的机会并不多。

有关数字普惠金融发展的中国经验相关研究,通过数字技术和普惠金融的有机结合,数字普惠金融形成以数字技术为支撑以传统普惠金融为基础的新型普惠金融业态,能够突破时间和空间的限制,扩大金融服务覆盖范围,提升金融服务质量,降低交易成本与金融服务风险。Shofawati A<sup>[19]</sup>认为依靠大数据、云计算等先进技术发展起来的数字金融迅速扩张,不断降低金融服务风险,使得穷人有效获得金融服务。黄倩等<sup>[20]</sup>、张志元和李胖<sup>[21]</sup>认为数字普惠金融提升了金融包容度,通过政策引导金融资源向贫困地区倾斜,改善了居民内部收入不均等,降低家庭贫困发生率。刘心怡等<sup>[22]</sup>认为数字普惠金融能够降低金融门槛、缓解乡村融资约束、降低金融服务成本、提高低收入群体福利水平,帮助欠发达地区加速发展进而降低城乡收入差距。谢绚丽等<sup>[23]</sup>研究发现数字普惠金融发展对地区创业活动具有积极促进作用,在异质性分析中对落后地区的创业活动促进作用更强。龙海明等<sup>[24]</sup>认为数字普惠金融对居民消费具有促进作用,但是由于数字基础设施发展不平衡会拉大弱势群体与高收入群体之间的消费差距,因此,数字普惠金融对数字基础设施提出了更高的要求。

### 3. 数字普惠金融对经济高质量发展的研究

有关数字普惠金融对经济高质量发展的理论研究, 常建新等<sup>[8]</sup>认为数字普惠金融能够促进创新能力、扩大技术溢出和促进产业升级来推动经济高质量发展。有关数字普惠金融对经济高质量发展的实证研究, 张庆君和黄玲<sup>[25]</sup>进行实证分析发现数字普惠金融显著促进经济高质量发展。其他学者通过研究发现这种影响并不是呈现简单的线性关系, 张珍花和杨朝晖<sup>[26]</sup>借助 GMM 模型研究发现数字普惠金融与经济高质量发展之间呈现倒“U”型非线性关系。贺健和张红梅<sup>[27]</sup>则借助门槛模型研究发现当数字普惠金融发展水平高于门槛值后, 对经济高质量发展的促进作用就会有所下降。Yan S A 等<sup>[28]</sup>利用空间计量模型研究发现数字普惠金融显著促进经济增长, 同时对邻近地区有空间溢出效应。

综上所述, 国内外学者们对普惠金融和数字普惠金融的经济效应进行了丰富的研究, 为本文研究数字普惠金融对经济高质量发展提供了一定的理论基础。但是鲜有文献关注到金融发展水平的调节作用, 而且考虑到数字普惠金融对经济高质量发展的空间溢出效应的研究较少。基于此, 本文首先构建综合评价指标体系采用熵权 TOPSIS 法测度我国 30 个省份(因数据缺失, 不包含西藏和港澳台地区)2011—2020 年经济高质量发展水平; 其次, 借助系统 GMM 模型检验数字普惠金融对经济高质量发展的影响以及研究资本配置效率、技术创新的中介作用和金融发展水平的调节作用; 再次, 分地区研究数字普惠金融对经济高质量发展的影响是否存在区域异质性; 最后, 进一步探究数字普惠金融对经济高质量发展是否存在空间溢出效应。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 影响效应分析

传统金融营业机构主要分布于发达地区, 服务的对象主要是资信状况良好的大型企业和高收入人群, 位于落后地区的中小企业和低收入人群就难以获得正式的金融服务, 严重制约了我国经济持续健康发展。近年来, 数字普惠金融依靠计算机信息处理、数据通信、大数据分析、云计算等相关技术不断解决传统金融出现的弊端。一方面, 数字普惠金融依靠移动支付平台将金融服务转移到网上, 致力于解决地理空间限制问题以扩大金融服务范围和服务效率, 向欠发达地区的所有有金融服务需要的社会阶层和团体提供有效信息, 减少贷款过程中的信息不对称, 允许那些长期被传统金融服务排斥的人获得有效的金融服务。另一方面, 数字普惠金融利用大数据、云计算和人工智能技术, 以共享、方便、安全、低成本和低门槛等优势构建起基于数据的风险控制系统, 从而全面完善金融的风险控制, 提高金融服务的安全性。数字普惠金融同时依靠数字技术来为高科技产业和新兴产业提供高质量的金融服务, 降低他们获得融资的门槛和成本, 有助于企业进行技术研发、减能提效, 促进经济可持续发展。

综上, 本文提出假设 1: 数字普惠金融对经济高质量发展产生正向直接影响。

### (二) 影响机制分析

#### 1. 资本配置效率和技术创新的中介作用

数字普惠金融能够通过提高资本配置效率间接推动经济高质量发展。数字普惠金融能够通过建立资金引导机制, 引导资本流向利润高、能源利用率高和发展前景好的产业, 实现资本优化配置, 进而促进经济发展。随着数字普惠金融的发展, 能够在一定程度降低金融排斥现象, 有效提升金融资源的配置效率, 使得更多的资金流向落后地区的中小企业和低收入人群, 促进中小企业创业机会的增加和低收入人群的福利提高, 进而促进经济高质量发展。宇超逸等<sup>[29]</sup>认为数字普惠金融依托大数据、云计算技术以及产业网络的资源搜索, 可以消减经济系统内部的信息不对称性, 在降低资源供给者与企业之间的资本错配时实现资金的融通以及资本配置的优化, 进而促进经济高质量发展。

数字普惠金融能够通过促进技术创新来推动经济高质量发展。一方面,数字普惠金融具有促进信息共享的优势,同时加快了要素市场和产品信息的传输速度,有利于企业捕捉海量数据信息,降低收集数据的风险和成本,提高经济决策效率。在物联网、云计算和大数据分析的共同作用下,数字普惠金融帮助企业实现整合技术,促进创新资源的流动,带动产业链上下游企业互相模仿、学习和再创新,促进经济高质量发展。另一方面,数字普惠金融通过多样的、灵活便捷的金融服务工具,不断降低金融服务门槛和提升金融服务的可获得性,可以更好地对接企业高频的小额创新资金需求,尤其是提高对中小企业创新的资金支持,从而有利于企业提高创新能力,推动经济高质量发展。

基于此,本文提出假设 2:数字普惠金融能够通过提高资本配置效率和促进技术创新进而促进经济高质量发展。

## 2. 金融发展水平的调节作用

金融发展水平的不同也可能导致数字普惠金融发展存在差异,从而对经济的高质量发展产生不同影响。一方面,在金融发展水平更高的地区,金融资源流动的限制会大大减少,金融机构的组织流程和技术会更加先进,相应的金融工具和产品种类会更为丰富,居民的金融素养会更高,金融监管的力度也会更强,能够为数字普惠金融的发展提供便利条件。因此,会使得受到排挤的中小企业和低收入人群更容易获得金融服务,参与到市场竞争中,产生的竞争效应不仅会使金融资源高效配置,而且能够更加激励社会创新创业,促进地区经济高质量发展。另一方面,金融发展水平较低的地区意味着其金融体系还不够完善,金融结构也缺乏合理性,这就有可能导致数字普惠金融产生的溢出效应受到限制,公平有效的分配机制难以实现,因此数字普惠金融对经济高质量发展的促进作用受到影响。

据此,本文提出假设 3:金融发展水平在数字普惠金融对经济高质量发展的影响中发挥调节作用。

## (三) 区域异质性分析

由于中国各地区经济发展水平存在不均衡现象,区域数字普惠金融的发展也有所不同,数字普惠金融对经济高质量发展的影响可能存在较大差异,因此,捕捉此差异对因地制宜的调整数字普惠金融的相关政策具有重要的作用。东部地区经济发展水平较高和数字普惠金融发展较为成熟,拥有良好的研发环境和人力资本水平,金融知识和数字网络普及程度较高,对经济高质量发展的影响可能就会越大;也有可能数字普惠金融发展到一定程度,促进经济高质量发展的边际效益可能会降低。而西部地区经济发展水平相对较低,政府财政政策的倾斜力度较小,导致该地区的数字普惠金融发展较为缓慢,尤其是落后地区的农户金融知识匮乏,金融资产不足,获取金融服务受到很大限制,不利于数字普惠金融对经济发展质量促进作用的释放。

基于上述分析,本文提出假设 4:数字普惠金融对经济高质量发展的影响存在区域异质性特征。

## (四) 空间溢出效应分析

数字普惠金融的发展可能会产生地区间溢出效应,带动邻近地区经济高质量发展。在数字技术和互联网技术的大趋势下,金融服务由原来的单一化向多元化发展,在拓宽金融服务边界的同时打破了地理界限,使得相邻地区之间的数字普惠金融发展日益紧密。一方面,数字普惠金融发展将通过扩大金融服务覆盖范围,降低金融服务门槛与成本,促进个人消费和企业投资,进而促进本地区的经济增长,然后通过生产要素流动、贸易合作方式溢出,带动邻近省份经济发展。另一方面,数字普惠金融发展较快的地区,对周围省份的示范效应较强,优秀的技术就会纷纷被其他地区学习模仿,相继发展数字普惠金融,进而推动经济高质量发展。梁榜和张建华<sup>[30]</sup>实证研究发现我国的数字普惠金融具有显著的正向空间集聚效应。

由此,本文提出假设 5:数字普惠金融对经济高质量发展产生空间溢出影响。

综上所述,数字普惠金融与经济高质量发展的理论机制如图 1 所示。

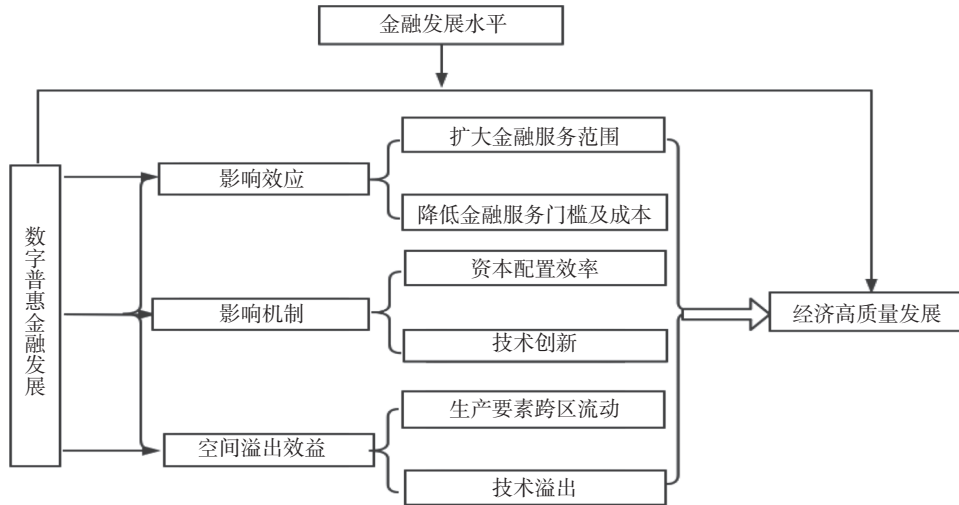


图 1 数字普惠金融促进经济高质量发展的理论机制图

### 三、研究设计

#### (一) 变量说明

##### 1. 被解释变量

(1)经济高质量发展指标体系构建。在参考大量文献后,本文选择从不同维度建立综合评价指标体系,这样能够更加全面衡量经济高质量发展水平。虽然学者们建立的综合评价指标体系不同,但总体来说是以五大发展理念为基础。本文参考了周超和黄乐的研究成果,选择了经济发展、创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展这六个准则层 17 个测度指标来构建衡量我国经济高质量发展的指标体系<sup>[10]</sup>,具体见表 1。

表 1 经济高质量发展指标体系

准则层	具体测度指标	指标计算方法	功效
经济发展	人均GDP	各省份GDP/年末人口	正向
	GDP增速	(本年GDP-上年GDP)/上年GDP	正向
创新发展	专利申请数	专利申请数	正向
	R&D人员投入力度	R&D人员投入量/年末人口	正向
	R&D经费投入强度	R&D经费支出/GDP	正向
	技术市场成交额占比	技术市场成交额/GDP	正向
协调发展	产业结构高级化程度	第三产业产值/第二产业产值	正向
	城乡居民人均可支配收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入	负向
	城镇失业情况	城镇失业率	负向
绿色发展	人均公园绿地面积	人均公园绿地面积	正向
	建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖率	正向
	生活垃圾无害化处理率	生活垃圾无害化处理率	正向
开放发展	外资依赖程度	外商直接投资额/GDP	正向
	外贸依存程度	进出口总额/GDP	正向
共享发展	教育发展水平	每十万人人口普通高等学校平均在校生数	正向
	医疗服务水平	每千人口卫生技术人员	正向
	人均私人汽车拥有量	人均私人汽车拥有量	正向

(2)测度方法。数字普惠金融近几年才被正式提出,本文则选择将样本区间定为 2011—2020 年,建立综合指标体系采用熵权 TOPSIS 法测度经济高质量发展水平。

(3)测度结果分析限于篇幅原因,本文仅汇报 2011—2020 年各省份经济高质量发展水平的测算均值,如图 2 所示。从 2011—2020 年,北京、上海、广东和天津这四个地区的经济高质量发展水平较高,可见,这四个地区不断引领着全国经济的发展。除了以上四个省市以外,浙江和江苏等省市经济高质量发展水平也比较高。而位于西部地区的贵州、云南、广西和新疆的经济高质量发展水平相对以上省份较落后,说明西部地区经济高质量发展水平比东部地区偏低。可知,我国各省市经济发展存在着不平衡不充分的问题。

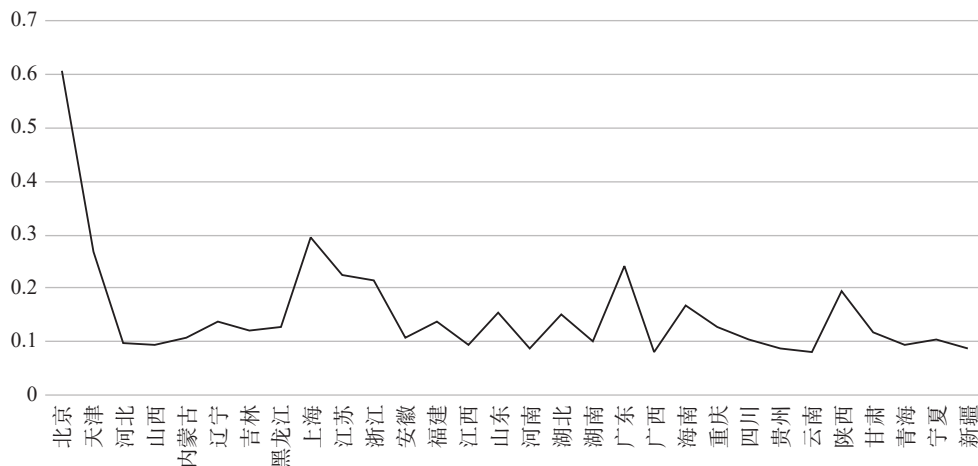


图 2 各省市 2011—2020 年经济高质量发展测算均值

## 2. 核心解释变量

数字普惠金融指数(Indifi)。本文采用北京大学数字金融研究中心公布的数字普惠金融总指数再取对数进行实证研究。

## 3. 中介变量

(1)资本配置效率(moc)。本文借助龚六堂和谢丹阳<sup>[31]</sup>的方法,首先设定 C-D 生产函数,然后将其转换成对数形式,最后采用双对数模型计算出资本的边际产出,即为资本配置效率。

(2)技术创新(lnrd)。本文选择高新技术企业拥有的有效专利数量来衡量。

## 4. 调节变量

金融发展水平(fin)。本文采用年末金融机构存贷款余额之和与 GDP 的比重来表示。

## 5. 控制变量

在进行实证研究过程中,考虑到其他因素也有可能对经济高质量发展造成影响,因此为了保证计量模型能够更加全面以及准确,选取了以下控制变量。

(1)教育水平(edue)。我国经济发展在新常态下逐渐由要素驱动向技术和资本驱动转变,在劳动者素质方面要求更加严格。因为教育水平越高,越能培养更多的专业型人才,促使技术进步,进而助推经济高质量发展。本文采用各省市普通高等学校在校生数占年末人口的比重来衡量教育水平。

(2)政府财政支出(gov)。政府财政支出是我国经济不断发展的重要保障,在改善生态环境,降低城乡居民收入差距以及保持经济发展活力等方面充分发挥作用,政府不断制定有利于经济高质量发展的政策以及不断加大对经济高质量发展的补贴,从而对经济高质量发展产生影响。本文采用各地区政府财政支出占地区生产总值的比重来衡量。

(3)城镇化水平(urban)。城镇化水平的不断提高,使得农村剩余劳动力向城市迁移,投资需求也因此不断增加,居民收入水平随之提高,直接推动了全社会投资的增加,进而有利于经济高质量发展。本文选择城镇人口占各地区总人口的比重来表示。

## (二)数据来源及描述性统计

本文选取中国30个省份(因数据缺失,不包含西藏和港澳台地区)2011—2020年的面板数据作为样本集。所有数据来源于《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴以及北京大学数字金融研究中心。30个省份共有300个样本作为观测值,所有变量的描述性统计如表2所示。

表2 各变量描述性统计

	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	经济高质量发展水平(hqed)	300	0.154	0.107	0.053	0.661
解释变量	数字普惠金融指数(ln difi)	300	5.219	0.668	2.909	6.068
	数字普惠金融覆盖范围(ln wide)	300	2.772	0.820	-1.630	3.681
	数字普惠金融使用深度(ln depth)	300	5.201	0.648	1.911	6.192
	数字普惠金融数字化程度(ln dis)	300	5.510	0.698	2.026	6.136
中介变量	资本配置效率(moc)	300	0.193	0.060	0.070	0.325
	技术创新(ln rd)	300	7.235	2.020	0.000	12.348
调节变量	金融发展水平(fin)	300	3.231	1.161	1.518	8.131
控制变量	教育水平(educ)	300	0.026	0.008	0.011	0.056
	政府财政支出(gov)	300	0.250	0.103	0.110	0.643
	城镇化水平(urban)	300	0.590	0.122	0.350	0.896

## (三)模型构建

本文基于理论机制分析,设定以下回归模型:

$$hqed_{it} = \omega_0 + \omega_1 \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$i$ 和 $t$ 分别表示省份和年份, $hqed_{it}$ 表示 $i$ 省份在历年的经济高质量发展水平, $\ln difi_{it}$ 表示 $i$ 省份在历年的数字普惠金融指数, $controls_{it}$ 为控制变量, $\mu_t$ 为时间固定效应, $\lambda_i$ 为地区固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

由于当期的经济高质量发展水平较容易受到前一期发展水平的影响。因此,进一步引入被解释变量的1阶滞后变量,将基本模型变为动态面板模型:

$$hqed_{it} = \omega_0 + \omega_1 hqed_{it-1} + \omega_2 \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为进一步研究数字普惠金融对经济高质量发展的间接影响机制,引入中介变量资本配置效率(moc)和技术创新(ln rd),构建如下中介效应模型:

$$moc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$hqed_{it} = \beta_0 + \beta_1 hqed_{it-1} + \beta_2 \ln difi_{it} + \beta_3 moc_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln rd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$hqed_{it} = \beta_0 + \beta_1 hqed_{it-1} + \beta_2 \ln difi_{it} + \beta_3 \ln rd_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

模型(7)增加了金融发展水平与数字普惠金融这一交乘项,以验证金融发展水平能否更有利于数字普惠金融促进经济高质量发展。

$$hqed_{it} = \pi_0 + \pi_1 \ln difi_{it} \times fin_{it} + \phi controls_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

为了验证空间溢出效应的存在,建立空间计量模型检验空间效应,空间计量模型主要分为三类:空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)以及空间杜宾模型(SDM)。本文具体设置如下:

SAR 模型:

$$hqed_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij}hqed_{jt} + \alpha \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

SEM 模型:

$$hqed_{it} = \alpha \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \theta_{it} \quad (9)$$

其中,  $\theta_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij}\theta_{jt} + \varepsilon_{it}$

SDM 模型:

$$hqed_{it} = \delta \sum_{j=1}^N W_{ij}hqed_{jt} + \alpha \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \sum_{j=1}^N W_{ij}(\eta \ln difi_{jt} + \varphi controls_{jt}) + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,  $hqed_{jt}$  表示 j 省份在历年的经济高质量发展水平,  $\ln difi_{jt}$  表示 j 省份在历年的数字普惠金融指数,  $W_{ij}$  为空间距离权重矩阵,通常采用地理距离平方的倒数来表示。

#### 四、实证结果

##### (一) 基准回归结果

表 3 列出了 OLS、FE、系统 GMM 及差分 GMM 模型结果,经济高质量发展的滞后一期 L.hqed 的回归系数均通过了 1% 水平下的显著性检验,表明当期的经济高质量发展受到上一期的影响。OLS 和系统 GMM 模型中无论是否加入控制变量,核心解释变量  $\ln difi$  的回归系数均显著为正;FE 模型中只有加入控制变量时核心解释变量  $\ln difi$  的系数才显著为正;差分 GMM 模型在未加入控制变量时核心解释变量  $\ln difi$  的系数通过了 1% 水平下的显著性检验。以上结果表明数字普惠金融对经济高质量发展会产生正向影响,假设 1 成立。由表 3 模型检验结果可知,系统 GMM 模型和差分 GMM 模型中 AR(2) 的 p 值均大于 0.1,即残差不存在二阶自相关,系统 GMM 模型中 Sargan 检验的 p 值均大于 0.1,表示工具变量不存在过度识别,但是差分 GMM 模型在未加入控制变量时 Sargan 检验的 p 值小于 0.1,且差分 GMM 模型中加入控制变量后核心解释变量不显著,表明用差分 GMM 模型进行回归分析是无效的。因此,本文将采用系统 GMM 模型进行回归结果分析。

表 3 基准回归结果

变量	OLS		FE		系统GMM		差分GMM	
	hqed		hqed		hqed		hqed	
L.hqed	1.0099***	0.9832***	0.7723***	0.7857***	1.0047***	0.8757***	0.8581***	0.7070***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Indifi	0.0068***	0.0072***	0.0189	0.0444**	0.0100*	0.0109**	0.0132***	0.0071
	(0.001)	(0.001)	(0.267)	(0.032)	(0.079)	(0.047)	(0.007)	(0.202)

表 3 (续)

变量	OLS		FE		系统GMM		差分GMM	
	hqed		hqed		hqed		hqed	
edue		0.0104		0.0670*		0.1516***		0.0001
		(0.205)		(0.058)		(0.000)		(0.999)
gov		0.0762***		0.1781***		0.0207*		0.0709
		(0.000)		(0.007)		(0.098)		(0.381)
urban		-0.0198*		-0.2425***		0.0122		0.2769***
		(0.087)		(0.001)		(0.616)		(0.000)
Constant	-0.0278**	-0.0373***	-0.0532	-0.0995	-0.0443	-0.0838**		
	(0.012)	(0.001)	(0.499)	(0.217)	(0.124)	(0.017)		
AR(2)					-1.12	-1.15	-1.02	-1.27
					(0.264)	(0.249)	(0.308)	(0.204)
Sargan					29.13	22.60	24.83	17.85
					(0.305)	(0.484)	(0.099)	(0.214)
样本量	300	300	300	300	300	300	300	300
R <sup>2</sup>	0.986	0.987	0.865	0.874				

注: 括号内为检验值对应的P值, \*\*\*, \*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著, 下同。

系统 GMM 模型结果显示, 数字普惠金融  $Indifi$  的系数在 5% 的显著性水平下为正, 表明数字普惠金融有利于经济发展质量的提升, 分析可能的原因是, 数字普惠金融具有门槛低、成本低以及覆盖范围广等优点有效缓解了传统金融存在的金融排斥和金融抑制的问题, 表现出较强的亲贫性, 提高了落后地区低收入群体和中小企业获取金融服务的可能性, 使得居民收入差距不断缩小, 企业融资渠道拓宽, 不断提高创新能力, 进而促进了经济高质量发展。从控制变量来看, 教育水平  $edue$  的回归系数通过了 1% 水平的显著性检验且为正, 表明一个地区的教育越发达, 越能促进经济高质量发展; 政府财政支出  $gov$  的回归系数通过了 5% 水平的显著性检验且为正, 表明一个地区政府财政干预程度越高, 对市场运行的控制能力越强, 进而维持经济稳定促进经济高质量发展; 城镇化水平  $urban$  的回归系数并未通过显著性检验, 表明城镇化水平的提高没有满足经济高质量发展的需要。因为城镇化水平的发展, 可能会使得就业机会增加, 改善居民生活, 但也有可能由于资源向城市靠拢, 再次加大城乡居民收入差距, 因此导致城镇化水平对经济高质量发展总的影响不显著。

## (二) 稳健性检验

虽然本文选择运用系统 GMM 模型进行基准回归, 在一定程度上对内生性问题进行避免。但是各个经济指标之间可能存在一定关系, 很难完全解决存在的内生性问题, 因此要对实证结果的稳健性进行检验。为了使研究结果稳健, 一方面, 本文选择更换为熵值法对经济高质量发展进行综合测算, 另一方面, 将数字普惠金融的二级指标作为核心解释变量进行验证。稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 稳健性检验结果分析

变量	更换被解释变量		更换解释变量	
	L.hqed	0.9630***	0.8731***	0.8807***
(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)

表 4 (续)

变量	更换被解释变量		更换解释变量	
Indifi	0.0148**			
	(0.016)			
lnwide		0.0099**		
		(0.036)		
lndepth			0.0128*	
			(0.054)	
Indis				0.0073*
				(0.099)
控制变量	是	是	是	是
AR(2)	0.74	-1.27	-1.14	-1.18
	(0.459)	(0.205)	(0.254)	(0.238)
Sargan	28.77	22.45	27.65	23.35
	(0.12)	(0.493)	(0.229)	(0.440)
样本量	300	300	300	300

表 4 的结果显示,无论是更换被解释变量还是采用数字普惠金融的二级指标进行检验,核心解释变量的系数稍有变化,但是显著性和正负号都没有实质性变化,并且 AR(2) 和 Sargan 检验的 p 值仍然大于 0.1,这表明模型的回归结果是稳健的,根据模型结果进行研究分析是有效的。

(三) 影响机制检验

1. 资本配置效率和技术创新的中介效应

根据模型(3)、(4)、(5)、(6)进行中介效应的检验,表 5 中第一、三列给出了数字普惠金融对两个中介变量资本配置效率和技术创新的回归结果,数字普惠金融对资本配置效率和技术创新的回归系数分别通过了 5% 和 1% 水平的显著性检验且为正,这表明数字普惠金融发展促进了资本配置效率的提高和技术创新的提升。第二、四列为加入两个中介变量后的回归结果,可以得知,资本配置效率和技术创新对经济高质量发展的回归系数均通过了 10% 水平下的显著性检验,且系数为正,表明资本配置效率的提高和技术创新的促进有助于推动经济高质量发展。而且数字普惠金融的回归系数仍然显著为正,说明数字普惠金融不仅能直接影响经济高质量发展,而且能通过提高资本配置效率和促进技术创新这两条路径推动经济高质量发展。因此,假设 2 得到证实。

表 5 中介效应检验结果

变量	资本配置效率		技术创新	
	moc	hqed	lnrd	hqed
L.hqed		0.8600***		0.8686***
		(0.000)		(0.000)
Indifi	0.1354**	0.0073*	0.0142***	0.0111*
	(0.018)	(0.099)	(0.002)	(0.059)
moc		0.0217*		
		(0.063)		

表 5 (续)

变量	资本配置效率		技术创新	
	moc	hqed	lnrd	hqed
lnrd				0.1651* (0.060)
控制变量	是	是	是	是
Constant	-0.1091 (0.824)	-0.0872*** (0.003)	0.0170 (0.571)	-0.1016** (0.015)
AR(2)		-1.11 (0.265)		-1.06 (0.288)
Sargan		19.60 (0.608)		24.51 (0.321)
样本量	300	300	300	300

2. 金融发展水平的调节效应

我们加入数字普惠金融与金融发展水平的交互项, 来探究在金融发展水平不断提高的条件下, 数字普惠金融是否能够更好地促进经济高质量发展水平的提高。检验结果如表 6 所示, 数字普惠金融与金融发展水平的交互项系数在 5% 水平下显著为正, 表明不断提高金融发展水平, 能够更有利于数字普惠金融促进经济高质量发展。因此, 假设 3 成立。

表 6 调节效应结果

变量	金融发展水平	资本配置效率	技术创新
L.hqed	0.8480*** (0.000)	0.8715*** (0.000)	0.7720*** (0.000)
lnrd*fin	0.0015** (0.043)		
lnrd*moc		0.0159 (0.202)	
lnrd*lnrd			0.0227 (0.348)
控制变量	是	是	是
Constant	-0.0177 (0.319)	-0.0525* (0.065)	-0.1116*** (0.000)
AR(2)	-1.13 (0.260)	-1.27 (0.240)	-1.38 (0.166)
Sargan	23.18 (0.450)	26.02 (0.300)	10.34 (0.586)
样本量	300	300	300

(四) 政策效应检验

本文采用自助抽样法检验程式, 以验证金融发展水平在数字普惠金融对经济高质量发展的影响中是否存

在完全或部分中介效应。基于该方法拓展还可检验出政策作用机制的非中介效应,如调节效应、遮蔽效应等。为检验数字普惠金融是否可通过金融发展水平这一中介机制来促进经济高质量发展,联合上文回归方程(1),建立以下回归模型(11)和(12)。

$$fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln difi_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

$$hqed_{it} = \beta_0 + \beta_1 hqed_{it-1} + \beta_2 \ln difi_{it} + \beta_3 fin_{it} + \phi controls_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

前文已经验证了金融发展水平存在政策调节效应,结果如表 6 所示,但是否还存在政策中介效应则需要进一步检验,具体的检验程式见图 3。另外检验了资本配置效率和技术创新是否存在调节效应,结果如表 6 所示,发现资本配置效率和数字普惠金融的交互项、技术创新和数字普惠金融的交互项的回归系数均不显著,表明资本配置效率和技术创新不存在调节效应,但是根据模型(3)、(4)、(5)、(6)进行检验时,结果均通过显著性检验,因此,本文将资本配置效率和技术创新作为中介变量进行检验是合理的。

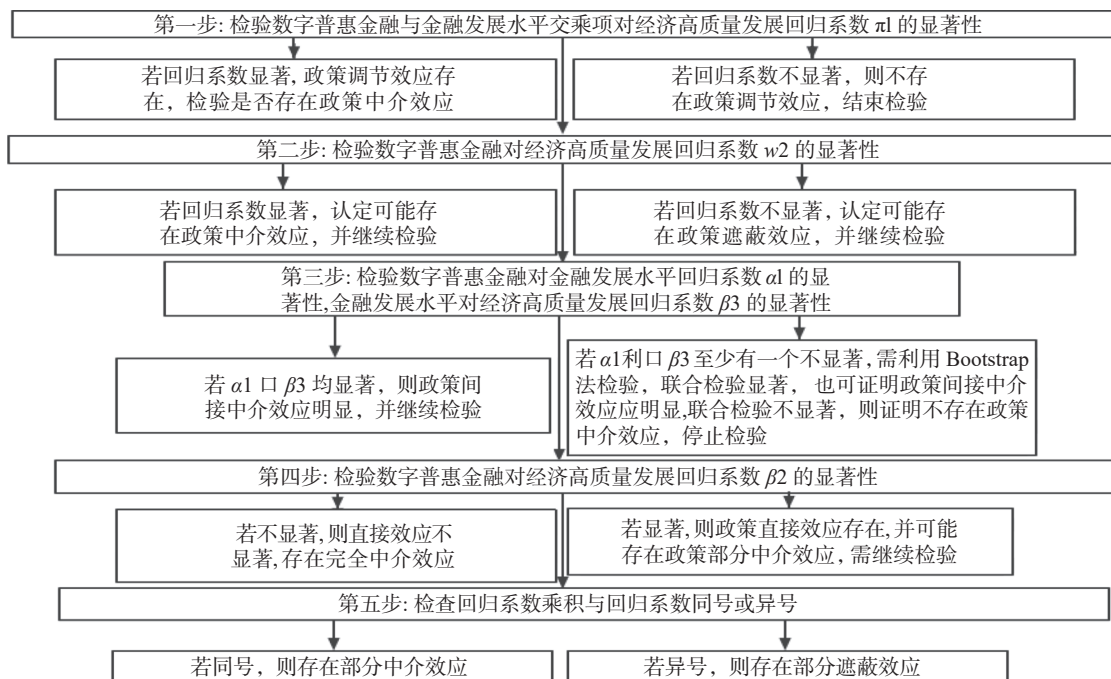


图 3 政策变量中介效应检验流程

表 7 结果显示,数字普惠金融对经济高质量发展的回归系数  $w_2$  显著,说明可能存在政策中介效应。然后进行下一步检验,检验数字普惠金融对金融发展水平回归系数  $\alpha_1$  的显著性以及检验金融发展水平对经济高质量发展回归系数  $\beta_3$  的显著性,发现  $\alpha_1$  和  $\beta_3$  均不显著,因此根据检验步骤,需要做 Bootstrap 联合检验,如果检验结果拒绝  $\alpha_1\beta_3=0$  的原假设,表明政策间接中介效应明显;如果检验结果接受  $\alpha_1\beta_3=0$  的原假设,则表明政策间接中介效应不存在,检验结束。结果显示 Bootstrap 联合检验不显著,即表明金融发展水平不是数字普惠金融促进经济高质量发展的政策间接中介变量,但前文检验调节效应是显著的,因此,本文将金融发展水平作为政策调节变量来进行研究的做法是稳妥的。

表 7 金融发展水平是否可以作为政策中介变量的检验结果

变量	经济高质量发展hqed
总效应	检验数字普惠金融Indifi对经济高质量发展hqed回归系数w2的显著性
	0.0109**
	(0.047)

表 7 (续)

变量	经济高质量发展hqed
间接效应检验 $\alpha_1$	检验数字普惠金融Indifi对金融发展水平fin回归系数 $\alpha_1$ 的显著性
	-0.0382
	(0.512)
间接效应检验 $\beta_3$	检验金融发展水平fin对经济高质量发展hqed回归系数 $\beta_3$ 的显著性
	-0.0010
	(0.926)
间接检验效应 $\alpha_1\beta_3$	Bootstrap法检验 $\alpha_1\beta_3 \neq 0$ 的联合显著性
	0.0023
	(0.508)
结论	根据图3政策变量中介效应检验流程, Bootstrap检验不显著即停止后续检验
	金融发展水平是数字普惠金融促进经济高质量发展的政策调节效应, 并不存在政策中介效应

(五) 区域异质性

数字普惠金融对经济高质量发展的影响可能受到地区经济发展水平的制约。本文将 30 个省份划分为东部、中部、西部三大区域, 表 8 给出了东部、中部及西部系统 GMM 估计结果。三大区域数字普惠金融发展并不都显著促进了经济高质量发展, 具体来说, 东部和中部地区数字普惠金融对经济高质量发展的影响均显著为正, 西部地区数字普惠金融对经济高质量发展的影响未通过显著性检验, 且东部地区数字普惠金融对经济高质量发展的提升作用更大。表明, 东部和中部地区数字普惠金融有利于经济高质量发展, 而西部地区数字普惠金融未能有效促进经济高质量发展。分析原因可能是东部地区数字化程度较高, 创新能力较强, 资本、技术及人才相对充足, 数字普惠金融得以快速发展, 并以其门槛低、成本低和覆盖广等优点迅速渗透到各个产业领域中, 呈现出显著的亲贫性, 不断推动经济高质量发展, 但是由于边际效益递减使得东部地区数字普惠金融对经济高质量发展的影响比中部较弱。西部地区经济水平相对较低, 数字普惠金融还存在很多不完善之处, 虽然“西部大开发”战略不断促使其经济发展, 但是西部地区互联网普及率、电信发展水平都不高, 使得数字普惠金融的发展受到很大限制, 不能满足经济高质量发展的需求。从检验结果可知, 数字普惠金融对经济高质量发展的影响存在显著区域异质性, 假设 4 成立。

表 8 区域异质性检验结果

变量	东部	中部	西部
L.hqed	0.7000***	0.6192*	0.5840
	(0.000)	(0.051)	(0.136)
Indifi	0.0178*	0.0190*	0.0149
	(0.059)	(0.093)	(0.475)
控制变量	是	是	是
Constant	-0.1178**	-0.1853	-0.1130
	(0.031)	(0.192)	(0.241)
AR(2)	-0.90	-1.17	0.44
	(0.367)	(0.243)	(0.663)
Sargan	0.82	5.39	6.62
	(1.000)	(1.000)	(0.999)
样本量	110	80	110

## 五、进一步讨论

随着数字普惠金融的不断发展,其产生的空间溢出效应能够推动邻近地区经济高质量发展。因此,考虑到数字普惠金融与经济高质量发展可能存在的空间相关性,采用空间计量模型,进一步探究数字普惠金融与经济高质量发展的空间关系。

### (一) 空间相关性检验与分析

本文通过 Moran's I 指数来检验我国 30 个省份(因数据缺失,不包含西藏和港澳台地区)数字普惠金融与经济高质量发展的空间相关性, Moran's I 指数定义如下:

$$\text{Moran}'I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

其中,  $x_i$  为观测值,  $W_{ij}$  为空间距离权重矩阵, 全局的 Moran's I 计算结果如表 9 所示。

表 9 经济高质量发展水平与数字普惠金融指数的全局 Moran's I 值

年份	Moran's I	
	hqed	Indifi
2011年	0.225***	0.334***
2012年	0.222***	0.400***
2013年	0.218***	0.384***
2014年	0.231***	0.385***
2015年	0.237***	0.332***
2016年	0.218***	0.378***
2017年	0.174***	0.385***
2018年	0.176***	0.406***
2019年	0.278***	0.415***
2020年	0.280***	0.422***

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

其中 2011—2020 年数字普惠金融和经济高质量发展的 Moran's I 值均在 1% 水平下显著且均为正值, 即表明数字普惠金融和经济高质量发展都具有显著的正向空间相关性。因此在考察数字普惠金融影响经济高质量发展时, 空间相关性不可忽视。

### (二) 空间计量模型的检验

在对变量的空间相关性检验完后, 需要检验空间计量模型是否适用。先建立混合 OLS 回归模型进行 LM 检验, 检验结果如表 10 所示, LM-spatial lag、Robust LM-spatial lag、LM-spatial error 和 Robust LM-spatial error 都通过了检验, 即说明变量之间存在空间关系应该建立空间计量模型。于是本文分别建立 SEM 模型、SAR 模型和 SDM 模型进行 LR 检验和 Wald 检验, 发现均通过了 5% 水平下的显著性检验, 则 SDM 模型不可能退化为 SAR 模型或 SEM 模型, 因此选择 SDM 模型进行实证分析。然后 hausman 检验得到 p 值为 0.0382, 则选择固定效应下的 SDM 模型。

表 10 LM 检验、LR 检验及 Wald 检验

检验方法	检验量	统计量	p值
LM检验	LM-spatial lag	4.191	0.041
	Robust LM-spatial lag	10.553	0.001
	LM-spatial error	31.433	0.000
	Robust LM-spatial error	37.794	0.000
LR检验	LR-spatial lag	53.20	0.0000
	LR-spatial error	69.21	0.0000
Wald检验	Wald-spatial lag	49.42	0.0000
	Wald-spatial error	30.42	0.0000

### (三) 空间计量模型结果分析

表 11 中的结果显示, 在空间计量模型中, 由 LM 检验、LR 检验和 Wald 检验得到采用空间杜宾模型。由时间固定 SDM 模型、空间固定 SDM 模型以及双固定 SDM 模型结果显示, 本文选择时间固定效应下的空间杜宾模型更合适。数字普惠金融在 1% 水平下的显著性为正, 即说明数字普惠金融的发展对经济高质量发展具有明显的直接促进作用。数字普惠金融利用大数据、人工智能和云计算等一系列新兴技术极大地降低了金融供给服务的门槛和成本, 缓解了传统金融机构对低收入群体和中小企业的排斥, 促进了经济可持续发展。同时数字普惠金融依靠互联网技术降低了金融服务风险, 提高了金融服务效率, 更好地保证金融服务实体经济, 进而促进了经济高质量发展。时间固定 SDM 模型的空间滞后系数为正, 且通过了显著性检验, 这表明数字普惠金融具有显著的空间溢出效应。随着某一省份数字普惠金融不断发展, 有助于消除信息不对称促进信息共享, 缓解企业的融资约束, 跨地区提供金融服务的渠道更加完善, 能够更好地落实金融为实体经济服务的重任, 故数字普惠金融的发展不仅有利于本地区经济高质量发展, 同时也会带动邻近地区经济高质量发展。因此假设 5 成立。

表 11 空间计量模型回归结果

变量	时间固定SDM	空间固定SDM	双固定SDM
Indifi	0.067***	-0.013	-0.014
	(0.000)	(0.144)	(0.123)
W×Indifi	0.074*	0.019*	0.011
	(0.071)	(0.055)	(0.614)
控制变量	是	是	是
$\lambda/\rho$	0.378***	-0.157*	-0.265***
	(0.000)	(0.095)	(0.006)
sigma2_e	0.0001***	0.0001***	0.0001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
AIC	-1209.5	-1787.5	-1808.1
BIC	-1150.3	-1728.3	-1748.8

表 11 (续)

变量	时间固定SDM	空间固定SDM	双固定SDM
Log-likelihood	620.7662	909.7625	920.0278
样本量	300	300	300
R <sup>2</sup>	0.552	0.412	0.223

## 六、研究结论与政策建议

### (一) 研究结论

本文基于 2011—2020 年我国各省份面板数据, 构建了经济高质量发展评价指标体系, 建立空间计量模型研究数字普惠金融对经济高质量发展的影响。研究结论如下:

第一, 基准检验表明, 数字普惠金融对经济高质量发展具有显著正向影响, 即数字普惠金融的发展能够有效提升区域经济高质量发展水平。

第二, 影响机制分析表明, 数字普惠金融通过提高资本配置效率和促进技术创新来推动经济高质量发展。金融发展水平是数字普惠金融对经济高质量发展影响的调节变量, 不断提高金融发展水平可以更好地发挥数字普惠金融提高经济高质量发展的正向功能。

第三, 分区域检验结果显示, 东部和中部地区数字普惠金融对经济高质量发展存在显著正向影响, 且中部地区的影响效果最大, 西部地区数字普惠金融对经济高质量发展影响不显著。

第四, 空间溢出效应检验结果表明, 数字普惠金融不仅有利于本地区经济高质量发展水平的提升, 还有利于促进邻近地区经济高质量发展。

### (二) 政策建议

第一, 充分发挥数字普惠金融对经济高质量发展的促进作用。一方面, 在数字普惠金融发挥促进作用过程中政府应该给予配套的软硬件支持, 包括构建高效的管理体系和协调机制, 让数字普惠金融在不断扩大服务范围的过程中降低试错成本。此外政府需要关注并加大对落后地区信息化建设的投资力度, 给予低收入人群一定补贴, 降低其使用互联网的成本并让金融排斥群体看到数字普惠金融的可得性, 从而促进我国数字普惠金融在发达地区和偏远落后地区的协调发展, 不断推动数字普惠金融帮助落后地区缩小同发达地区的经济差距, 更好地促进我国经济高质量发展。另一方面, 要不断完善数字普惠金融在支付、信贷、保险等方面的功能, 充分发挥其覆盖范围广、服务成本低的优势, 加强对数字普惠金融潜在风险的防范, 为经济高质量发展提供更加坚实的金融保障。同时要加大建设多样化的数字普惠金融基础设施, 全力推进金融机构数字化转型, 保证数字普惠金融长期为经济高质量发展续力。

第二, 提高资本配置效率和技术创新能力来促进经济高质量发展。通过完善资金引导机制, 引导资本能够更加高效地流向能源利用率高和发展前景好的产业, 实现资本优化配置, 促进经济发展。还应加强金融产品创新, 降低交易成本和金融服务门槛, 不断提高股票、债券等金融资产在金融市场上的配置速度, 提高金融效率进而促进经济增长。通过优化技术创新环境, 建立高效率的科技创新体系和高质量的科技创新标准, 更好满足中小企业对创新资金的需求, 促进企业创新活动的推进, 最终促进我国经济高质量发展。

第三, 高度重视金融发展水平的调节效应。我国落后地区的数字普惠金融发展还不完善, 仍然存在较高的金融风险, 金融体系还不够健全, 金融结构也缺乏合理性, 这使得数字普惠金融的经济效应不能得以完全释放, 因此要不断提高金融发展水平, 为数字普惠金融发展创造良好条件。一方面, 要不断降低金融风险, 政府部门应该建立对金融风险的监控和预警的机制, 为金融科技创新提供保障; 另一方面, 要不断优化金融市场环

境, 扩大金融规模, 尤其要拓宽创新资金的融资渠道, 并且深化各个区域金融合作, 积极引导金融资源向落后地区流动, 提高金融资源利用效率。

第四, 鉴于数字普惠金融对经济高质量发展会受到教育水平、政府财政支出等因素的影响, 因此要加大对教育的投入, 培养更多的信息化人才, 利用大数据、人工智能、云计算等数字技术, 不断推动经济高质量发展。并且要借助税收优惠、财政补贴等措施积极落实 5G 网络、大数据中心等基础设施的完善, 进而不断扩大互联网技术的普及范围, 提高落后地区获取金融服务的可得性。另外东部和中部地区数字普惠金融对经济高质量发展影响显著, 因此, 要加强区域间的交流与合作, 引导东部和中部地区数字普惠金融发展经验向中部和西部扩散, 缩小区域间数字普惠金融发展差距, 为促进各地区经济高质量协调发展提供基本动力。

### 参考文献:

- [1] 徐铭, 沈洋, 周鹏飞. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J]. *资源开发与市场*, 2021, 37(9): 1080-1085.
- [2] 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): 1-15.
- [3] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. *中国工业经济*, 2018(4): 5-18.
- [4] 马茹, 罗晖, 王宏伟, 等. 中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J]. *中国软科学*, 2019(7): 60-67.
- [5] 任保平. 新时代中国经济从高速增长转向高质量发展: 理论阐释与实践取向[J]. *学术月刊*, 2018, 50(3): 66-86.
- [6] 张月友, 董启昌, 倪敏. 服务业发展与“结构性减速”辨析——兼论建设高质量发展的现代化经济体系[J]. *经济学动态*, 2018(2): 23-35.
- [7] 刘思明, 张世瑾, 朱惠东. 国家创新驱动力度及其经济高质量发展效应研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36(4): 3-23.
- [8] 常建新, 范立春, 高莉. 数字普惠金融能够推动经济高质量发展吗?[J]. *金融发展研究*, 2021(12): 69-76.
- [9] 潘雅茹, 罗良文. 基础设施投资对经济高质量发展的影响: 作用机制与异质性研究[J]. *改革*, 2020(6): 100-113.
- [10] 周超, 黄乐. 数字普惠金融对区域经济高质量发展的影响研究[J]. *价格理论与实践*, 2022(2): 1-5.
- [11] 王婉, 范志鹏, 秦志根. 经济高质量发展指标体系构建及实证测度[J]. *统计与决策*, 2022(3): 124-128.
- [12] 谢旭升, 严思屏. 绿色金融驱动经济高质量发展的空间溢出效应及路径机制研究[J]. *武汉金融*, 2021(10): 22-34.
- [13] 马黄龙, 屈小娥. 数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析[J]. *经济问题探索*, 2021(10): 173-190.
- [14] SETHY S K. Towards Financial Inclusion in India: Progress so far, Issues and Challenges[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2017.
- [15] 孔维汉, 李爱喜. 普惠金融发展对农村居民消费的影响研究[J]. *东北财经大学学报*, 2019(4): 47-55.
- [16] KASSI D F, LI Y, DONG Z. The Mitigating Effect of Governance quality on the Finance-Renewable Energy-Growth Nexus: Some International Evidence[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2020.
- [17] CHANDRAN S. Financial Inclusion Strategies For Inclusive Growth In India[J]. *Ssrn Electronic Journal*, 2011.
- [18] 徐忠. 新时代背景下中国金融体系与国家治理体系现代化[J]. *经济研究*, 2018, 53(7): 4-20.
- [19] SHOFAWATI A. The Role of Digital Finance to Strengthen Financial Inclusion and the Growth of SME in Indonesia[J]. *KnE Social Sciences*, 2019, 3(13): 389.
- [20] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. *改革*, 2019(11): 90-101.
- [21] 张志元, 李朕. 共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究[J]. *济南大学学报(社会科学版)*, 2022, 32(1): 117-132.
- [22] 刘心怡, 黄颖, 黄思睿, 等. 数字普惠金融与共同富裕: 理论机制与经验事实[J]. *金融经济研究*, 2022(2): 1-15.
- [23] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(4): 1557-1580.
- [24] 龙海明, 李瑶, 吴迪. 数字普惠金融对居民消费的影响研究: “数字鸿沟”还是“数字红利”?[J]. *国际金融研究*, 2022(5): 3-12.
- [25] 张庆君, 黄玲. 数字普惠金融、产业结构与经济高质量发展[J]. *江汉论坛*, 2021(10): 41-51.
- [26] 张珍花, 杨朝晖. 数字普惠金融对经济高质量增长影响研究——基于政府参与视角[J]. *华东经济管理*, 2022, 36(4): 71-78.
- [27] 贺健, 张红梅. 数字普惠金融对经济高质量发展的地区差异影响研究——基于系统GMM及门槛效应的检验[J]. *金融理论与实践*, 2020(7): 26-32.

- [28] YAN S A, WH A, CJH B. Digital Financial Inclusion and Economic Growth: A Cross-country Study[J]. *Procedia Computer Science*, 2021(187): 218 – 223.
- [29] 宇超逸, 王雪标, 孙光林. 数字金融与中国经济增长质量: 内在机制与经验证据[J]. *经济问题探索*, 2020(7): 1 – 14.
- [30] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J]. *当代经济科学*, 2019, 41(5): 74 – 86.
- [31] 龚六堂, 谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. *经济研究*, 2004(1): 45 – 53.

## Digital Financial Inclusion and High-Quality Economic Development: Theoretical Mechanism, Empirical Evidence and Policy Choice

Pan Yaru    Wei Jing

(School of Law & Economics, Wuhan University of Science & Technology, Wuhan, Hubei 430081, China)

**Abstract:** Digital Financial Inclusion (DFI) has a significant spatial spillover effect on high-quality economic development. Based on the provincial panel data of China from 2011 to 2020 and with the help of systematic GMM model, this paper studies the impact of DFI on high-quality economic development, as well as the intermediary role of capital allocation efficiency, technological innovation and the regulatory role of financial development level, and further explores the spatial spillover effect of DFI on high-quality economic development. The results are as follows: (1) DFI has a significant positive impact on high-quality economic development; (2) DFI promotes high-quality economic development by improving the efficiency of capital allocation and promoting technological innovation; (3) The financial development level is the regulating variable of the impact of DFI on high-quality economic development, improving financial development level constantly is conducive to giving full play to the positive impact of DFI on high-quality economic development; (4) There is regional heterogeneity in the impact of DFI on high-quality economic development; (5) DFI has a significant spatial spillover effect on high-quality economic development.

**Keywords:** Digital Financial Inclusion; high-quality economic development; financial development level

[ 编校: 谭金蓉 ]