

欢迎按以下格式引用:张明如,周添,曹清华,等.数字普惠金融赋能经济高质量发展:理论机制与实证检验[J].长江大学学报(社会科学版),2025,48(2):72-79.

# 数字普惠金融赋能经济高质量发展: 理论机制与实证检验

张明如<sup>1</sup> 周添<sup>1</sup> 曹清华<sup>1</sup> 吴徽希<sup>2</sup>

(1.长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023;2.珠海高新金融投资有限公司,广东 珠海 519180)

**摘要:**数字普惠金融是促进全体人民共同富裕的有效举措,对经济高质量发展至关重要。论文利用2011~2022年中国30个省(市、区)的面板数据,深入剖析数字普惠金融对经济高质量发展的促进作用及其传导机制。结果表明,数字普惠金融与经济高质量发展显著正相关,其通过知识溢出效应提升经济高质量发展水平,且存在区域异质性。因此,政府应加强数字普惠金融的融合创新,构建区域间协同机制,充分发挥其知识溢出效应,以推动经济高质量发展。

**关键词:**数字普惠金融;经济高质量发展;知识溢出;传导机制

**分类号:**F832.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395(2025)02-0072-08

## 一、引言

党的二十大报告提出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。数字普惠金融作为国家战略的关键举措,在发展进程中发挥着关键的作用。相对传统金融服务,数字普惠金融凭借其数字化、智能化的优势,打破了时间和空间的限制,降低了金融服务的门槛和成本,为实现经济高质量发展提供了可能。数字普惠金融高效整合各类纷繁复杂的金融资源,对金融服务流程进行细致优化,显著地提高了资金配置的效率,从而激发企业的创新活力,促进产业升级与结构优化,为改善民生、缩小城乡差距、促进社会公平提供了有力支撑,在提升经济发展质量方面发挥着重要作用。因此,全面推进数字普惠金融的发展,成为促进我国经济高质量发展的迫切需要。

随着数字普惠金融的不断发展,数字普惠金融对经济高质量发展影响的研究成果越来越多。一是聚焦于数字普惠金融对经济高质量发展的直接影响

研究。张玲等(2023)认为,数字普惠金融对经济高质量发展具有显著的促进作用,并存在明显的区域异质性<sup>[1]</sup>。田晨阳等(2022)研究发现,数字普惠金融成为促进经济高质量发展的重要推动力<sup>[2]</sup>。姜松等(2021)研究发现数字普惠金融能够促进经济高质量发展,但数字普惠金融数字化程度对经济高质量发展呈现倒N形影响<sup>[3]</sup>。高婧等(2021)研究发现,数字普惠金融在加快融入传统金融服务过程中,促进了地区经济增长<sup>[4]</sup>。二是聚焦于数字普惠金融对经济高质量发展的间接影响研究。赵锦春等(2023)认为数字普惠金融能缓解城乡收入不平等,有助于促进城乡共同富裕,推动经济高质量发展<sup>[5]</sup>。黄娜娜(2024)则发现,数字普惠金融受到创新创业水平的影响,对区域经济增长起到了促进作用,从而推动经济高质量发展<sup>[6]</sup>。张芳等(2024)研究指出,数字普惠金融和产业结构升级对共同富裕的促进作用存在正向空间溢出效应<sup>[7]</sup>。李英杰等(2021)研究指

收稿日期:2024-11-25

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学项目“长江经济带粮食生产、储备与供应链‘三位一体’安全保障评价体系研究”(21Y068)

第一作者简介:张明如(1972—),男,河南光山人,教授,博士,主要从事绿色经济发展研究。

出,数字普惠金融促进了我国产业结构优化升级,提升经济高质量发展潜能<sup>[8]</sup>。

综上所述,学术界在数字普惠金融领域的研究已经取得一定的成果。但是已有的文献主要集中在数字普惠金融对经济高质量发展影响机理的理论剖析以及量化测度,定量研究方面则略显不足,评价指标体系的普适性应用还存在一定局限。与以往的文献相比,本文可能的边际贡献在于:(1)通过分析数字普惠金融对经济高质量发展的影响机理,为探究经济高质量发展影响因素提供新的证据;(2)剖析了数字普惠金融影响经济高质量发展的内在传导机制,拓展了研究视域;(3)探讨了数字普惠金融区域异质性,为因地制宜发挥数字普惠金融作用、提高经济高质量发展水平提供有益的政策启示。

二、影响机理及研究假设

(一)数字普惠对经济高质量发展的直接影响

数字普惠金融依托 5G、区块链等新型信息通信技术,显著降低了技术扩散的空间阻力,促进劳动力、技术、资本等生产要素的跨区域高效配置。数字普惠金融通过差异化的信贷配置机制,引导资源向战略性新兴产业与高技术制造业流动,加速产业技术迭代与创新扩散。数字普惠金融借助智能投顾、量化交易等技术,实现资本与项目的精准匹配,推动社会投资效率提升。数字普惠金融通过推进网络基础设施建设,降低区域交易成本,加快区域间的技术、劳动力等要素的流动,促进经济高质量发展<sup>[9]</sup>。数字普惠金融通过优化产业结构升级,激活了劳动市场活力并提高就业质量,为促进经济高质量发展提供动力<sup>[10]</sup>。此外,借助于投资效率,数字普惠金融还可以提高金融服务的水平,扩大市场需求,带动经济高质量发展<sup>[11]</sup>。基于此,本文提出以下研究假设:

H1:数字普惠金融与经济高质量发展呈现显著正相关性。

(二)数字普惠金融影响经济高质量发展的传导机制

数字普惠金融能在很大程度上发挥知识的扩散性,从而为经济高质量发展提供稳定的金融支持。一方面,数字普惠金融通过发挥知识溢出效应能够提高技术密集型企业向周边地区扩散,使适度的知识产权及创新需求因素更多地投入到完善和提高地区经济水平上,更好地促进经济高质量发展<sup>[12]</sup>。数字普惠金融可以通过知识溢出效应带动区域之间的合作,并对经济高质量发展水平产生正向作用<sup>[13]</sup>。另一方面,数字普惠金融不仅加速了信息、数据等知识的产生,还促进了地区经济知识密度提升,从而推进了经济高质量发展<sup>[14]</sup>。数字普惠金融与知识溢出效应有效融合,促进经济高质量发展<sup>[15]</sup>。数字普惠金融引发知识溢出效应的扩散,从而助推经济高质量发展<sup>[16]</sup>。基于此,本文提出以下研究假设:

H2:数字普惠金融通过发挥知识溢出效应从而促进经济高质量发展。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取了 2011~2022 年中国 30 个省(区、市)的面板数据,由于港澳台及西藏个别数据缺失严重,故剔除。数字普惠金融的相关数据来自于北京大学金融研究中心,其他变量涉及的原始数据均来自国家统计局、EPS 数据统计平台、中国科技统计年鉴、省级统计年鉴、《中国统计年鉴》及 CNRDS 数据库等。除了市场化指数(MAR)和科学技术水平(SCD)之外,对其他数据均作自然对数处理,相关变量描述性统计分析见表 1。

表 1 描述性统计结果

变量符号	变量名称	样本量	标准差	最小值	最大值	均值
<i>LnHQED</i>	经济高发展	360	0.377	-2.446	-0.379	-1.297
<i>LnDIF</i>	数字普惠金融	360	0.666	2.909	6.133	5.338
<i>LnKNS</i>	知识溢出	360	1.458	6.219	13.680	10.290
<i>LnHUM</i>	人力资本	360	0.277	-4.822	-3.132	-3.901
<i>MAR</i>	市场化指数	360	1.946	3.359	12.860	8.150
<i>lnDEN</i>	人口密度	360	1.279	2.079	8.282	5.483
<i>SCD</i>	科学技术水平	360	0.015	0.004	0.068	0.022
<i>lnENV</i>	环境规制	360	0.998	-10.020	-3.709	-6.401

(二)变量定义

1. 被解释变量:经济高质量发展(HQED)

本文借鉴孙豪(2020)的研究构建经济发展指标

体系<sup>[17]</sup>,依据创新、协调、绿色、开放与共享 5 个维度设定 14 个指标,利用熵值法测算并构建经济高质量发展评价指标体系,见表 2。

表 2 经济高质量发展测算指标

一级指标	二级指标	指标内涵	指标属性
创新发展	R&D 经费投入强度	R&D 经费/GDP	+
	技术市场发展水平	技术市场成交额/GDP	+
	GDP 增长率	地区 GDP 增长率	+
协调发展	需求结构	社会消费品零售总额/GDP	+
	城乡结构	城镇人口/常住人口	+
	政府债务负担	政府债务余额/GDP	—
绿色发展	能源消耗弹性系数	能源消费增长率/GDP 增长率	—
	废水污染	废水排放量/GDP	—
	废气污染	二氧化硫排放量/GDP	—
开放发展	对外开放水平	进出口总额/GDP	+
	外商投资比重	外商投资总额/GDP	+
共享发展	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	—
	人均 GDP	GDP 总额/常住人口	—
	公共图书馆业机构数量	公共图书馆业机构个数	+

2. 解释变量:数字普惠金融(DIF)

本文选择北京大学金融研究中心编制的数字普惠金融指数报告中的数字普惠金融总指数,表示数字普惠金融变量。

3. 机制变量:知识溢出(KNS)

借鉴徐梦周等(2022)的研究,使用国内专利申请授权量(项)表征<sup>[18]</sup>。

4. 控制变量

考虑到影响经济高质量发展的因素众多,在参考已有研究的基础上,本文控制如下变量:人力资本(HUM),利用高等学校在校学生人数(万人)与总人口(万人)的比例表征;市场化指数(MAR),借鉴樊纲等(2011)的研究,使用市场平均增长率表征<sup>[19]</sup>;人口密度(DEN),使用省域人口密度(人/平方公里)表征;科学技术水平(SCD),利用地方财政科学技术支出(亿元)与地方财政一般预算支出(亿元)的比例表征;环境规制(ENV),利用工业污染治理投资额(亿元)与工业增加值(亿元)的比例表征。

变量定义及说明见表 3。

表 3 变量定义及说明

变量类型	变量符号	变量名称	单位	测度方法或来源
被解释变量	HQED	经济高质量发展	—	熵值法测算
解释变量	DIF	数字普惠金融	—	北京大学数字普惠金融指数
中介变量	KNS	知识溢出	(项)	国内专利申请授权量
控制变量	HUM	人力资本水平	(%)	高等学校在校学生人数/总人口
	MAR	市场化指数	(%)	市场平均增长率
	DEN	人口密度	(人/平方公里)	省域人口密度
	SCD	科学技术水平	(%)	地方财政科学技术支出/地方财政一般预算支出
	ENV	环境规制	(%)	工业污染治理完成投资额/工业增加值

(三)模型设定

1. 基准模型

本研究采用基准回归模型分析数字普惠金融对经济高质量发展的影响程度,从而为理解经济高质量发展提供深入的分析基础。设定具体模型如下:

$$HQED_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{i,t} + \alpha_n \sum Control_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

(1)

下标  $i$  和  $t$  分别代表省份和年份,  $\mu_i$  是省份固定效应;  $HQED_{i,t}$  为被解释变量, 表征省份  $i$  在  $t$  年的经济高质量发展水平;  $DIF_{i,t}$  为解释变量, 用以表征省份  $i$  在  $t$  年的数字普惠金融水平;  $Control_{i,t}$  是控制变量。此外,  $\alpha_0$  代表截距项;  $\epsilon_{i,t}$  表示扰动项。

2. 中介效应模型

参照温忠麟等(2014)的相关研究成果<sup>[20]</sup>, 构建如下线性回归方程式: 其一为数字普惠金融( $DIF$ )针对中介变量知识溢出( $KNS$ )的线性回归方程式(2); 其二为数字普惠金融( $DIF$ )与中介变量知识溢出( $KNS$ )共同作用于经济高质量发展水平( $HQED$ )的回归方程式(3)。在此基础上, 运用逐步回归法对中介效应展开检验, 通过验证  $\beta_1$ 、 $\gamma_1$  以及  $\gamma_2$  系数的显著性情况, 进而判定存在的是完全中介效应还是部分中介效应。模型具体形式设定如下:

$$KNS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIF_{i,t} + \beta_n \sum Control_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$HQED_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DIF_{i,t} + \gamma_2 KNS_{i,t} + \gamma_n \sum Control_{i,t} + \mu_i + v_t + \epsilon_{i,t} \tag{3}$$

(四)核密度估计特征

为更加直观展示数字普惠金融与经济高质量发展的联系, 借助 Matlab 软件绘制出 2011~2022 年数字普惠金融与经济高质量发展的三维动态 Kernal 核密度图(见图 1)。观察图 1 发现: 第一, 数字普惠金融和经济高质量发展分布重心均表现出右拖尾的趋势, 这表明数字普惠金融和经济高质量发展水平较高, 且保持着稳定的增长速度; 第二, 数字普惠金融和经济高质量发展均表现出单峰向多峰转化的趋势, 这表明呈现出极化趋势, 省域之间的差距开始逐渐拉大; 第三, 数字普惠金融和经济高质量发展随着时间推移, 均处于上升状态, 且发展程度都呈现出相同的趋势, 因此初步推断出二者存在相互关联。

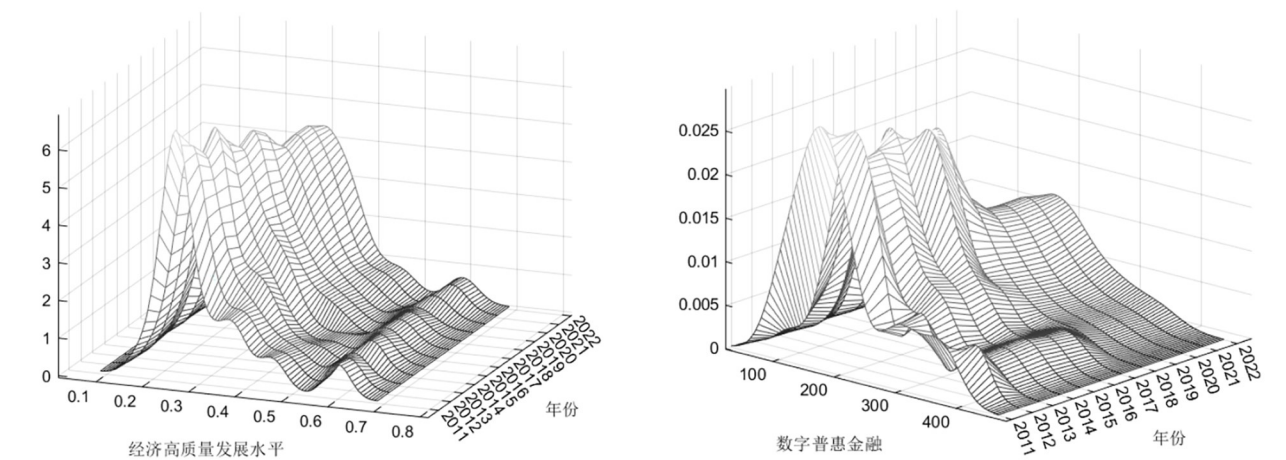


图 1 2011~2022 年数字普惠金融与经济高质量发展核密度分布

四、实证结果及分析

(一)数字普惠金融对经济高质量发展的影响

为了验证假设 1 是否成立, 首先, 进行豪斯曼检验, 以此来判定究竟是选择固定效应模型, 还是随机效应模型更为合适。经豪斯曼检验后, 所得结果拒绝原假设, 因此本文采用固定效应模型进行分析。其次, 使用固定效应模型进行基准回归, 结果见表 4。在未加入控制变量的条件下, 数字普惠金融的回归系数为 0.168 在 1% 水平上显著为正, 表明数字普惠金融可以促进经济高质量发展, 假设 H1 得到验证。最后, 依次加入控制变量, 第(2)~(6)列分别列

出了人力资本水平、市场化指数、人口密度、科学技术水平以及环境规制五个控制变量对经济高质量发展的影响。可以看出, 五个控制变量均能够有效提高经济高质量发展。但环境规制系数在 5% 的显著性水平上为负, 意味着工业污染治理完成投资额与工业增加值比重的提升会制约经济高质量发展, 因此环境规制会在相应程度上制约工业绿色发展, 其原因在于目前多数企业采用增加技术创新投入和对原有研发投入进行升级并调整其最佳生产决策的方式, 最终结果都会降低企业的创新能力和竞争力, 不利于工业绿色发展以至于对经济高质量发展可能产生负向影响<sup>[21]</sup>。



表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>LnHQED</i>	<i>LnHQED</i>	<i>LnHQED</i>	<i>LnHQED</i>	<i>LnHQED</i>	<i>LnHQED</i>
<i>LnDIF</i>	0.168*** (0.007)	0.081*** (0.008)	0.065*** (0.008)	0.061*** (0.008)	0.059*** (0.008)	0.061*** (0.008)
<i>LnHUM</i>	—	0.509*** (0.033)	0.419*** (0.036)	0.409*** (0.035)	0.410*** (0.035)	0.378*** (0.038)
<i>MAR</i>	—	—	0.036*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.029*** (0.007)	0.028*** (0.007)
<i>LnDEN</i>	—	—	—	3.604*** (0.006)	3.422*** (0.006)	3.306*** (0.006)
<i>SCD</i>	—	—	—	—	0.121 (0.116)	0.114 (0.115)
<i>LnENV</i>	—	—	—	—	—	−0.010** (0.05)
常数项	−2.196*** (0.003)	0.254 (0.162)	−0.302 (0.189)	−0.345 (0.181)	−0.989 (0.183)	−1.141 (0.191)
省份效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	360	360	360	360	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.648	0.795	0.811	0.828	0.828	0.831

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示显著水平为 10%、5%和 1%，()内数值为 *P* 值，下同。

(二)稳健性检验

为了检验数字普惠金融对经济高质量发展影响的可靠性,排除其他潜在因素所带来的干扰,本文采用替换被解释变量与剔除特殊年份两种方法进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量

本文选取夜间灯光数据作为经济高质量发展的

代理变量。夜间灯光(*NIG*)数据能够反映出不同区域的经济发展水平和差异,而数字普惠金融的发展往往会受到区域经济基础、基础设施建设等因素的影响,这样就有效避免了互为因果关系的发生。由表 5 第(1)列可知,经济高质量发展指数被替换为夜间灯光数据后,数字普惠金融指数的系数仍在 1%的水平上显著为正,表明模型的稳健性得到满足。

表 5 稳健性检验及内生性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LnHQED</i> 替换被解释变量	<i>LnHQED</i> 剔除特定年份	<i>LnHQED</i> 第一阶段	<i>LnHQED</i> 第二阶段
<i>LnNIG</i>	0.835*** (0.003)	0.017*** (0.002)	—	—
<i>L. lnDIF</i>	—	—	—	—
<i>LnNET</i>	—	—	3.024*** (0.002)	—
<i>LnDIF</i>	—	—	—	3.376*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM	—	—	74.662***	—
LM statistic	—	—	[0.00]	—
agg-Donald Wald F	—	—	244.343	—
ald statistic	—	—	[16.38]	—
样本量	360	300	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.451	0.787	—	0.893

注：[0.00]为 Kleibergen-Paap rk LM 识别不足检验中的 *P* 值；[16.38]为 Cragg-Donald Wald F 弱工具变量检验中 10%水平上的临界值。

2. 剔除特定年份

鉴于 2020、2021 年期间新冠肺炎疫情的存在,其有可能对所构建的模型产生负面干扰,进而导致

模型出现失真的情况。本文在研究过程中剔除了 2020、2021 年的相关样本。在剔除上述样本后,不仅能够提升研究结果的准确性,而且有助于更精准

地呈现与其他年份之间的内在关联,从而切实有效地弱化 2020 年和 2021 年样本给模型带来的不利影响<sup>[22]</sup>。从表 5 第(2)列的相关数据可以看出,数字普惠金融依旧对经济高质量发展起着促进作用,这一结果进一步佐证了前文所得出的相关结论。

(三)内生性分析

在研究过程中,鉴于存在“经济发展质量越高的省份,数字普惠金融发展水平越高”这一反向因果关系所可能引发的内生性问题。本文借鉴了谢绚丽等(2018)的相关研究成果<sup>[23]</sup>,选取互联网普及率(*NET*)作为工具变量开展内生性分析。通过对表 5 第(3)、(4)列相关数据的观察可知,工具变量的不可识别检验结果显示其 *P* 值为 0.000,依据统计学原理,在此情况下可显著拒绝原假设。同时,弱工具变量检验的 *F* 值达到了 244.343,该数值大于 10%水平上的临界值,这意味着所选的工具变量顺利通过了不可识别检验以及弱工具变量检验。上述检验结果充分表明,数字普惠金融对经济高质量发展所产生的作用方向以及系数显著性,均与基准回归结果保持一致。

五、进一步研究

(一)机制检验

在数字普惠金融推动经济高质量发展的过程中,知识溢出具备传导机制效应。本研究参照陈海波等(2022)以及胡国晖等(2022)的研究方法<sup>[24,25]</sup>,运用逐步回归法与 Sobel 检验相结合的方式展开验证。由表 6 中第(1)列的相关数据可知,在 1%的显著性水平下,数字普惠金融对经济高质量发展的影响系数为 0.061,这一结果有力地证实了数字普惠金融在助力经济高质量发展方面所发挥的积极作用。第(2)列中,在 1%的显著性水平下,数字普惠金融的系数为 0.359,此结果充分表明数字普惠金融对知识溢出有着积极的促进作用。第(3)列中,数字普惠金融对经济高质量发展的影响系数为 0.046,对知识溢出的影响系数为 0.041,且二者均处于 1%的显著水平。在引入中介变量之后,数字普惠金融仍

旧对经济高质量发展展现出显著的正向促进作用,基于此,可以判定知识溢出在数字普惠金融与经济高质量发展二者之间发挥了部分中介效应。此外,Sobel 检验结果详见表 6,其检验数值为 0.013,且在 1%水平下呈现显著状态。

表 6 中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>LnHQED</i>	<i>LnKNS</i>	<i>LnHQED</i>
<i>LnDIF</i>	0.061*** (0.008)	0.359** (0.032)	0.046*** (0.009)
<i>LnKNS</i>	—	—	0.041** (0.014)
省份效应	已控制	已控制	已控制
常数项	-4.316*** (0.001)	-6.331*** (0.006)	-3.654*** (0.001)
样本量	360	360	360
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.812	0.865	0.817
Sobel	<i>Z</i> = 2.468***( <i>P</i> = 0.013)		

综合上述分析可知,数字普惠金融借助发挥知识溢出效应,诸如优化资源配置、优化金融服务等途径,有效地促进了经济高质量发展,进而验证了假设 H2。

在利用逐步回归法对相关效应进行验证时,考虑到该方法可能会受到遮掩效应等因素的干扰,进而影响验证结果的准确性与可靠性,为此,本文开展了 Bootstrap 检验,旨在进一步验证中介效应的稳健性。在具体操作中,将重复抽取次数设定为 1000 次,以此来对中介效应结果进行严格检验,相应的检验结果展示于表 7 之中。通过 Bootstrap 检验可以发现,中介变量的间接效应和直接效应所对应的 *P* 值分别为 0.001 和 0.000,二者均在 1%的显著性水平下显著,并且其置信区间均不包含 0 在内。综合上述检验情况能够充分说明,中介效应结果具备良好的稳健性,确实存在数字普惠金融借助知识溢出效应、进而促进经济高质量发展水平提升的传导机制。

表 7 Bootstrap 检验结果

Bootstrap 检验	估计系数	标准误	<i>Z</i> 值	<i>P</i> 值	95%置信区间	
					下限	上限
间接效应	-0.026	0.008	-3.280	0.001	-0.041	-0.010
直接效应	0.087	0.019	4.640	0.000	0.050	0.123

(二)异质性分析

数字普惠金融是一个包含覆盖广度、使用深度与数字化程度的多维度概念,不同维度对地区经济高质量发展影响可能存在异质性。同时,区域资源禀赋差异也会导致数字普惠金融对经济高质量发展水平影响的差异性。因此本文着重聚焦于数字普惠金融分维度差异以及东中西部地区差异,深入探究数字普惠金融对经济高质量发展影响所产生的异质性问题。

1. 分维度异质性分析

本文从数字普惠金融的覆盖广度、使用深度与

数字化程度等三个维度探讨了数字普惠金融对经济高质量发展的影响。由表 8 第(2)、(3)列的相关数据可知,数字普惠金融使用深度(0.057)>覆盖广度(0.047)>数字化程度(0.040),系数均在 1%的水平上显著为正,但对数字化程度影响较小。这主要是由于数字普惠金融发展的时序性,对数字普惠金融数字化服务与金融机构体系的积极影响具有滞后效应,数字化程度可能还处于逐步发展阶段,因此数字普惠金融使用深度对经济高质量发展的影响较大,而数字化程度对经济高质量发展的影响较小。

表 8 异质性检验结果

变量	全样本 (1) <i>LnHQED</i>	覆盖广度 (2) <i>LnHQED</i>	使用深度 (3) <i>LnHQED</i>	数字化程度 (4) <i>LnHQED</i>	东部 (5) <i>LnHQED</i>	中部 (6) <i>LnHQED</i>	西部 (7) <i>LnHQED</i>
<i>LnDIF</i>	0.061*** (0.008)	—	—	—	0.054*** (0.012)	0.070*** (0.012)	0.056*** (0.015)
<i>LnCOV</i>	—	0.047*** (0.007)	—	—	—	—	—
<i>LnUSE</i>	—	—	0.057*** (0.008)	—	—	—	—
<i>LnDIG</i>	—	—	—	0.040*** (0.006)	—	—	—
常数项	-1.141* (0.064)	-1.253* (0.065)	-1.106* (0.065)	-0.808* (0.066)	-2.751** (0.047)	-1.813* (0.073)	-0.704 (0.132)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	360	360	360	360	132	96	132
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.831	0.826	0.825	0.820	0.810	0.921	0.859

2. 区位异质性分析

鉴于不同地区在经济、技术发展水平以及高技术人才储备等方面存在显著差异,为探析是否呈现出区域异质性的特征,本文根据国家统计局的地理划分标准,将这些省份分为东部(北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南)、中部(山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南)和西部(内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)三大地区,并利用固定效应模型对其进行回归分析。由表 8 中第(5)~(7)列可知,东部(0.054)、中部(0.070)和西部(0.056)的数字普惠金融系数均在 1%的水平下显著为正且大于 0,与基于全国样本的回归分析结果相吻合,进一步证实了数字普惠金融在推动经济高质量发展中具有积极作用。具体来说,东部地区由于经济水平较高,已拥有完善的传统金融体系,数字普惠金融更多起到的是协助和补充的作用,相对于经济高质量发展而言推动作用较小。然而,在中部

和西部地区,由于经济发展水平相对较低,数字普惠金融的普惠性得以充分发挥,与传统金融发展形成互补,极大地推动了中西部地区享受到更优质的金融服务。因此,在中西部地区的经济高质量发展中数字普惠金融扮演了更为关键的角色,这也进一步印证了数字普惠金融对经济高质量发展的影响确实存在区域异质性。

六、研究结论与政策建议

(一)研究结论

本文选取中国 2011~2022 年间 30 个省份的数据作为研究样本,运用熵值法对经济高质量发展指数予以测度,同时借助固定效应模型与中介效应模型,深入探究了数字普惠金融对经济高质量发展所产生的直接作用与间接作用。主要研究结论如下:

(1)数字普惠金融能够促进经济高质量发展发展,并且该项结论在一系列稳健性检验和工具变量法检验后下依旧成立;(2)数字普惠金融对经济高质

量发展的影响呈现异质性。从维度异质性来看,数字普惠金融使用深度、覆盖广度和数字化程度对经济高质量发展均有显著正向作用,但是还需要逐渐完善数字普惠金融数字化程度,加强三者之间的深度融合。从地区异质性来看,数字普惠金融对经济高质量发展产生异质性影响,影响大小表现为中部地区>西部地区>东部地区;(3)数字普惠金融对经济高质量发展存在知识溢出效应,能通过信息、资源等要素的外溢来提升经济高质量发展水平。

(二)政策建议

第一,强化数字普惠金融使用深度、覆盖广度和数字化程度融合发展。数字普惠对经济高质量发展具有突出作用。要加强数字普惠金融数字化程度的应用创新,进一步扩展和延伸各省份的数字普惠金融的覆盖广度和使用深度,健全数字普惠金融的基础设施条件,利用数字技术服务广大居民。并逐步解决传统金融体系的弊端,从而使得数字普惠金融成为推动经济高质量发展的重要抓手。

第二,构建区域之间交流协作机制,进一步统筹发展数字普惠金融。基于数字普惠金融对经济高质量发展产生的异质性影响,应着重加强在全区位的发展,以确保各地区能够均衡受益,推动经济全面、高质量发展。继续统筹推进中西部数字普惠金融的发展,做好东部、中部、西部地区协同发展顶层设计,继续搭建东部地区高技能人才及高科技水平向中西部地区转移的途径。引导其运用大数据、人工智能、云计算、区块链等金融科技,强化各省份之间信息、技术、人才、知识等要素的联系,加快数字普惠金融的建设,为经济高质量发展提供坚实基础。

第三,充分发挥数字普惠金融的知识溢出效应。数字普惠金融通过发挥知识溢出效应推动经济高质量发展。因此,一方面,要重视各地区的教育建设,平衡不同地区的教育资源。积极培养数字普惠金融发展所需要的高技能人才,促进人才与科技设备相匹配,因地制宜地发展数字普惠金融,避免蝴蝶效应的产生;另一方面,在创新驱动发展战略的推动下,鼓励企业把握高新技术交流的机会,有效加快区域间技术交流的速度,增强整个经济社会的知识溢出效应,从而提高自主创新的水平,为经济高质量发展提供生机活力。

参考文献:

[1]张玲,董成立,张伟伟.数字普惠金融对经济高质量发展的影响机制研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2023(6).

[2]田晨阳,刘自强,王雪璐.数字普惠金融与金融生态环境的耦合协调及其驱动因素研究[J].金融发展研究,2022(11).

[3]姜松,周鑫悦.数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J].金融论坛,2021(8).

[4]高婧,唐宇宙.服务下沉视角下金融发展与城乡居民消费差距关系探讨——基于数字普惠金融与传统金融的比较分析[J].商业经济研究,2021(7).

[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).

[6]黄娜娜.数字普惠金融与区域经济韧性——基于创新创业水平的中介效应检验[J].商业经济研究,2024(2).

[7]张芳,蔡甜甜.数字普惠金融、产业结构升级与共同富裕[J].技术经济与管理研究,2024(1).

[8]李英杰,韩平.数字经济发展对我国产业结构优化升级的影响——基于省级面板数据的实证分析[J].商业经济研究,2021(6).

[9]刘成杰,冯婷,李勇.网络基础设施建设、数字普惠金融与数字鸿沟——基于“宽带中国”示范城市创建的政策效应分析[J].财经科学,2022(12).

[10]刘雅欣.数字普惠金融、产业结构与就业质量[J].调研世界,2023(12).

[11]李季刚,成群蕊.数字普惠金融与实体企业投资效率[J].统计与决策,2022(14).

[12]孙芳城,伍桂林,蒋水全.数字普惠金融、知识产权保护与企业创新[J].技术经济,2022(12).

[13]王军,常红.知识溢出、吸收能力与经济发展——基于调节效应的检验[J].经济与管理研究,2020(9).

[14]张焱.数字经济、溢出效应与全要素生产率提升[J].贵州社会科学,2021(3).

[15]杨国歌,邓峰,王一飞,等.数字经济、知识溢出与区域高质量发展[J].统计与决策,2023(6).

[16]郑丽琳,刘东升.数字经济、知识溢出与企业创新[J].统计与信息论坛,2024(10).

[17]孙豪,桂河清,杨冬.中国省域经济高质量发展的测度与评价[J].浙江社会科学,2020(8).

[18]徐梦周,胡青,吕铁.信息消费能促进区域创新效率提升吗?——基于省域面板数据的实证研究[J].中国软科学,2022(8).

[19]樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济发展的贡献[J].经济研究,2011(9).

[20]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(5).

[21]郭毅敏,储小平.双碳目标驱动下环境规制对我国工业绿色发展的影响[J].工业技术经济,2024(5).

[22]吴继英,崔静.数字经济赋能扩大内需的影响机制研究——基于多重中介模型[J].华东经济管理,2024(9).

[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(4).

[24]陈海波,张琳琳,刘洁.数字贸易是否驱动了外贸高质量发展——兼论科技创新的中介效应[J].价格月刊,2022(10).

[25]胡国晖,赵婷婷.数字化基础、数字普惠金融与居民创业——基于中介效应模型的实证分析[J].工业技术经济,2022(4).

责任编辑 刘玉成 E-mail:770533213@qq.com