

数字普惠金融能够促进城乡融合发展吗?——基于门槛效应模型的实证检验¹

崔建军 赵丹玉

(西安交通大学经济与金融学院, 西安 710061)

【摘要】: 本文基于 2011—2020 年 30 个省份的面板数据, 构建城乡融合发展水平指数评价体系, 使用熵权法进行测度, 运用固定效应模型分析数字普惠金融对城乡融合是否存在促进作用, 运用门槛模型实证检验了数字普惠金融发展水平及其覆盖广度、使用深度、数字化程度和传统金融发展水平, 对于城乡融合发展的非线性作用。分析发现: 数字普惠金融对城乡融合发展具有显著正向影响作用; 数字普惠金融发展水平及其覆盖广度、使用深度和数字化程度对城乡融合发展具有显著门槛效应, 且正向影响随门槛值的提高逐渐增加; 传统金融发展水平在数字普惠金融与城乡融合发展间存在显著门槛效应, 随着传统金融不断发展, 数字普惠金融对城乡融合发展的推动作用呈现出“倒 U 型”关系。

【关键词】: 数字普惠金融; 城乡融合; 传统金融; 门槛效应

【中图分类号】: F832. 0 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1006 - 2912(2023) 03 - 0079 - 18

一、引言

城乡融合发展是国家现代化的重要标志, 是“十四五”时期区域经济发展和新型城镇化发展的重大问题, 也是构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的关键一步。影响城乡融合发展的因素众多, 其中, 区位不可变, 资源禀赋、制度、文化、历史等因素的演变较漫长, 只有生产要素流动相对容易改变。当前, 我国农村发展水平整体仍滞后于城市, 城乡发展不平衡、不融合, 资金等生产要素城乡间配置失衡是根本问题, 亟待解决。资金要素能够发挥先导作用带动其它生产要素流动, 因此, 强化金融普惠化服务, 促进资金要素融通, 带动各项生产要素城乡间自由、合理地流动, 是缩减城乡发展差距、促进城乡融合发展的重要途径之一。

近年来, 随着大数据、人工智能等数字信息技术的不断革新和广泛应用, 以其为载体的数字普惠金融也得到快速发展。自 2016 年 G20 峰会上通过的《G20 数字普惠金融高级原则》首次提出数字普惠金融概念至今, 中国多项重要文件明确要大力发展数字普惠金融以促进乡村振兴和实现城乡融合发展。数字普惠金融是传统金融的创新性延伸, 以其不受时空限制、进入门槛低等更强的普惠性特点打破了传统金融服务的“二八定律”, 弥补了传统金融服务发展的空白, 有效提升了金融服务在农村地区的覆盖广度和深度, 能够促进资金在城乡间更自由、合理地流动。但同时, 快速发展的数字普惠金融可能在一定程度上挤占传统金融机构的市场, 削弱传统银行作为信用和支付中介的优势, 对传统金融体系形成冲击和挑战。因此, 对于数字普惠金融发展是否能有效推进城乡融合发展, 以及过程中作为数字普惠金融根源的传统金融发挥了何种影响作用进行系统分析尤为重要。基

¹ **作者简介**: 崔建军, 男, 陕西乾县人, 西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师, 研究方向: 金融改革与金融发展; 赵丹玉, 女, 陕西周至人, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生, 研究方向: 农村金融发展。

* **基金项目**: 国家社会科学基金重点项目“财政政策与货币政策在西部地区乡村振兴中的功效比较与协同研究”(18AZD009), 主持人: 崔建军。

于上述背景，文章构建城乡融合发展水平评价指标体系，对近十年省级层面城乡融合发展水平进行测度，并对数字普惠金融和传统金融发展如何影响城乡融合发展进行实证分析。

二、文献回顾

(一)关于城乡融合发展的研究

诸多研究从不同视角对城乡融合发展的理论内涵(金成武, 2019;魏后凯, 2020)^{[1][2]}、历史演进(孔祥智和张效榕, 2018)^[3]、存在问题(刘彦随等, 2016)^[4]、实现路径(叶兴庆和徐小青, 2014)等进行定性研究^[5],部分学者构建了城乡融合发展评价指标体系并进行测度(周江燕和白永秀, 2014;周佳宁等, 2019)^{[6][7]},探讨了城乡融合发展的经济效应和区域差异等问题(周江燕和白永秀, 2014;高波和孔令池, 2019)^{[8][9]},还有一些学者对于影响城乡融合发展的主要因素进行了分析,认为经济发展(廖祖君等, 2019)^[10]、产业发展融合(付伟, 2018)^[11]、要素错配和流动不畅(刘明辉和卢飞, 2019)^[12]、收入差距(黄晓明, 2014)^[13]、财政政策(周佳宁等, 2020)^[14]、金融发展(温涛和陈一明, 2020)^[15]等是影响城乡融合发展的重要因素。

(二)关于数字普惠金融对城乡融合影响的研究

作为传统金融的创新延伸,数字普惠金融是否推进城乡融合发展是本文研究的核心,从以下维度进行文献梳理:普惠金融对经济发展和贫困的影响、普惠金融对城乡差距的影响、数字普惠金融对城乡差距的影响。

1. 普惠金融对经济发展和贫困的影响。

普惠金融在世界范围内受到广泛重视和关注,许多学者对普惠金融发展水平构建了多维度评价指标并进行测度,并对其经济效应展开广泛讨论。绝大多数观点认为普惠金融能有效促进经济增长,缓减贫困(Bittencourt, 2007;邵汉华和王凯月, 2017)^{[16][17]},且普惠金融对经济增长的促进作用具有区域差异性(李建军, 2020)^[18]。少数学者则认为普惠金融存在阻碍经济发展的作用,李涛等(2016)运用跨国数据实证了普惠金融指标中“投资资金来自银行的企业占比”对世界经济体经济增长均存在稳健且显著的负面影响,其他指标无显著影响^[19]。还有学者研究指出普惠金融对经济发展存在门槛效应等非线性影响(刘亦文等, 2018)^[20],且随着经济增长水平的提升,普惠金融发展对农村贫困的抑制作用在跨越门槛值后显著强化,呈现出边际效益递增的非线性影响(顾宁和张甜, 2019)^[21]。

2. 普惠金融对城乡差距的影响。

关于普惠金融对城乡差距作用的研究主要聚焦于城乡居民收入差距方面,李建军和韩珣(2019)分别运用省级和县域层面数据实证发现普惠金融发展有利于农村居民增收,对缩小城乡居民收入差距和实现精准扶贫具有明显的促进作用^[22]。刘金全和毕振豫(2019)研究表明,普惠金融发展不仅能直接遏制城乡收入差距的扩大,也会通过经济增长和贫困减缓两个渠道对城乡收入差距带来间接的减小效应^[23]。吕勇斌和李仪(2016)则认为普惠金融对城乡收入差距的影响呈“倒U型”,我国大部分地区目前仍处于“倒U型”左侧^[24]。

3. 数字普惠金融对城乡差距的影响。

近年来,数字普惠金融已成长为数字经济时代下金融服务的关键组成,对推进城乡融合发展产生重要影响,也对经济增长存在积极作用(钱海章等, 2020)^[25]。和普惠金融相似,已有关于数字普惠金融对城乡差距的研究主要集中在城乡居民收入和消费差距上。宋晓玲(2017)、周利等(2020)分析得出,数字普惠金融的发展能够显著缩小城乡收入差距^{[26][27]}。胡振华和金旗(2021)则运用空间计量模型实证得出数字普惠金融发展与城乡收入差距间存在“倒U型”曲线关系^[28]。易行健和周利(2018)实证检验了数字普惠金融发展对城乡家庭消费的促进作用,提出数字普惠金融发挥作用存在区域差异性^[29]。部分学者则拓展研究范围,

分析了数字普惠金融对城乡其他方面差距和农业农村发展的影响。城乡其他差距方面，韩亮亮等(2022)研究发现数字普惠金融对共同富裕具有显著正向特征，且这种作用具有边际效应递增的非线性特征^[30]。谢升峰和卢娟红(2014)测算得出，数字普惠金融缩小了城乡居民福利差异^[31]。王文姬等(2021)实证得出，数字普惠金融的发展对城乡文化消费差距的影响表现为先扩大后缩小的“倒U型”曲线，拐点约出现在2016年^[32]。汪亚楠等(2020)认为，数字普惠金融能够通过收入效应和就业效应等中介传导机制显著提升社会保障水平^[33]。彭靖和李彦龙(2022)实证提出，数字普惠金融可以显著促进城乡教育机会均等化，对于地区间教育机会“过程均等化”的提升作用主要体现在农村地区^[34]。农业农村发展方面，孙学涛等(2022)基于1869个县域数据分析发现，数字普惠金融是促进农业机械化的重要途径^[35]。何宏庆(2020)认为，数字金融具有缓释传统金融的地理排斥、推动商业银行转型和为乡村产业融合发展提供多元化金融服务的优势，是推动乡村融合发展的重要动力^[36]。张永奇(2022)基于CFPS2014、2018两期面板数据及对应时期数字普惠金融指数(PKU-DFIIC)，分析得出数字普惠金融对农村土地流转具有推进作用，能加快中国特色农业农村现代化进程^[37]。

既有关于城乡融合发展、数字普惠金融的研究取得了丰富成果，但对二者关系的研究较少，且多聚焦于数字普惠金融对城乡融合发展某一方面的影响，如城乡产业融合、居民生活水平融合等，鲜有涵盖城乡融合发展各个维度。本文可能的边际贡献在于：首先，从空间结构、经济产业、居民生活、公共服务及生态环境五个维度构建了多元立体的城乡融合发展水平评价指标体系并进行测度分析；其次，构建数字普惠金融发展指数及其子维度对城乡融合发展的门槛效应模型，分析了数字普惠金融对城乡融合发展的非线性影响。第三，将传统金融发展纳入数字普惠金融影响城乡融合发展的分析框架中，分析传统金融在数字普惠金融对城乡融合发展影响中发挥的共同作用，拓宽了研究范围。

三、理论分析与研究假设

生产要素的自由流动和合理配置是城乡融合发展的前提。当前，我国城乡各项要素流动不畅、分配失衡。城乡经济长期“二元结构”桎梏下，资本的强流动性和逐利性导致城乡间金融资源配置失衡，农村资金向城市净流出，农村生产发展资金“有效供给”不足；农业产业基础薄弱、经营分散、产业融合度低；农村空心化问题日益突出，大量劳动力向城镇迁移，耕地大量抛荒、房屋闲置或废弃；由于缺乏现代化技术能力，部分农村劳动者进入城市后只能从事低技术含量及低收入工作，缺乏生活保障；城乡基础设施及公共服务水平差距虽日益缩小，但居民在享受公共服务配套方面仍有很大差异；农村环境治理起步晚、重视程度低，长期滥用化肥、农药等导致农村资源约束加剧、环境污染严重、生态系统退化明显，随着城市发展理念的转变，一些重工业部门由城镇迁往农村地区，造成大量工业垃圾聚集，进一步加重乡村生态环境负荷。因此，加大金融政策对农村发展的支持力度，确保资金有效供给，解决资金要素流动不畅和配置失衡是城乡融合发展的首要任务和必要路径。

数字普惠金融既具备传统普惠金融覆盖范围更广、进入门槛更低的特征，又能发挥数字信息技术传播速度更快、使用成本更低等优势，不仅通过提供更加便捷的基础金融服务促进农村地区资金积累，打破城乡资金要素流动壁垒，还通过信息技术共享的空间外溢效应和规模效应，发挥资金要素的先导作用，带动其他生产要素在城乡间合理流动，改善要素配置失衡状态，缓解农村地区要素短缺问题，进而破除城乡二元结构，促进城乡融合发展。数字普惠金融包含覆盖广度、使用深度和数字化程度等维度，各维度在数字普惠金融发展的不同阶段发挥不同作用，对推进城乡融合发展的作用也必然存在差异。覆盖广度是前期发展重心，通过电子账户数、智能化网点数等横向拓展普惠金融服务，当农村地区互联网基础设施建设不断加强、数字信息技术被城乡居民广泛且平等使用时，数字普惠金融服务成本不断降低，覆盖面扩大，长尾群体对于金融服务的可获得性越高，更易获得生活和生产经营所需资金；使用深度主要指数字普惠金融的纵向渗透水平，包括用户对支付、货币基金、信贷、保险、投资和信用等业务的实际使用量、使用活跃度及业务创新等方面，渗透度越高，进入门槛和风险水平越低，长尾群体对于金融服务的可使用性越高；数字化程度主要指普惠金融的移动化、实惠化、信用化和便利化程度，数字化程度越高，金融机构风险识别能力越强，金融市场信息不对称导致的数字鸿沟、逆向选择和道德风险等问题发生率越低，数字普惠金融服务越精准。因此，随着数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度不断提升，金融资金可获得性、可使用性和使用效率不断提高，农村地区产业发展、基础设施建设、生态环境保护等方面资金短缺和金融排斥等问题逐渐得到解决，长期发展中促进城乡融合。基于以上分析，本文提出如下假设：

H1:数字普惠金融能从整体上推进城乡融合发展,即数字普惠金融与城乡融合整体发展水平存在显著正相关关系。

H2:数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用存在门槛效应,当数字普惠金融及其各子维度水平超越门槛值时,对城乡融合发展的推进作用不断加强。

我国传统金融以商业银行为供给主体,主要服务大中型企业和城镇高收入人群,具有强商业性特征,与数字普惠金融在服务供给普惠性、信息对称性和风险水平等方面存在一定差异。因此,传统金融在数字普惠金融发展与城乡融合间如何发挥作用是本文讨论的另一个问题。学者们对数字金融和传统金融关系展开了众多讨论,少数研究讨论了二者的竞争关系,认为数字普惠金融的发展会从多个方面对传统金融机构业务空间产生冲击和挤压(郑志来,2015)^[38]。多数学者则认为二者间不是简单的对立竞争关系,存在较大融合空间。吴晓求(2015)认为,数字金融与传统金融相互竞争会推动金融结构变革和效率提升,使金融更具普惠性^[39]。姚耀军和施丹燕(2017)认为,互联网金融是对传统金融的延续性创新,传统金融是金融人才与知识的储备库、互联网金融发展的重要基础^[40]。黄益平和黄卓(2018)指出,传统金融的供给不足是数字金融发展的推动力^[41]。本文认为,传统金融拥有完善的金融监管体系和规范,长期积累了稳定大量的客户群体,为数字普惠金融发展奠定了良好基础,是其开展线下宣传、提供服务的重要渠道和载体,对数字普惠金融发展存在正向影响。因此,随着传统金融的充分发展,数字普惠金融进一步得到发展,其对城乡融合的推进作用也得到强化。然而,正如GJ理论(Greenwood&Jovanovic,1990)^[42]对于金融发展和收入分配关系的研究,由于传统金融服务“嫌贫爱富”的特征,金融资源分布存在明显的群体和区域歧视,更多为城镇居民和大中型企业发展提供服务,尤其当数字普惠金融处于发展初期时,不能很好地覆盖小微企业、低收入群体和农村居民等长尾客户,对城乡融合的推动作用较弱,但随着经济发展和信息技术的不断普及,数字普惠金融以传统金融稳定的客户群体和业务规模为载体快速发展,长尾群体的金融排斥得到不断缓解,数字普惠金融促进城乡缩差的正向推动作用得到快速提升。与此同时,数字普惠金融的深入发展反作用于传统金融机构,倒逼后者进行业务创新和服务提升以应对竞争,当传统金融发展水平到达某一临界值后,数字普惠金融对城乡融合的推进作用又逐渐下降,即传统金融对于数字普惠金融促进城乡融合发展存在库兹涅茨效应。基于以上分析,提出如下假说:

H3:传统金融发展对数字普惠金融促进城乡融合具有正向促进作用且存在门槛效应,即随着传统金融不断发展,数字普惠金融发展由于门槛效应对城乡融合的推动作用呈现出“倒U型”关系。

四、研究设计

(一)变量选取与数据说明

本文选取2011—2020年30个省份的年度数据,原始数据来自各年度《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国区域统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国社会保障统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、Wind数据库、国家统计局数据库等,个别缺失数据采用差值法补齐。

1. 被解释变量。

选取城乡融合发展指数(URI)为被解释变量,指数分值越大,城乡融合水平越高。根据高质量发展阶段城乡融合的新内涵,参考相关文献^{[7][9]},依据科学性、全面性和数据可得性等原则,从城乡“空间结构融合”、“经济产业融合”、“居民生活融合”、“公共服务融合”及“生态环境融合”5个维度23项指标构建系统化的城乡融合水平评价指标体系,包含测量“城乡发展差距”的对比指标、推进“城乡共同发展”的动力指标和表征“城乡融合发展”的状态指标,具体指标体系如表1所示。

表1 城乡融合水平评价指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	三级指标	指标代码	指标属性	指标权重
城乡空间 结构融合	城乡空间集聚	城镇化率	X1	正	0.0176
		城镇建成区面积占土地总面积比	X2	正	0.1072
	城市空间扩张	农作物播种面积占建成区面积比	X3	正	0.0347
	城乡邮电业务	人均邮电业务量	X4	正	0.0848
	城乡交通网络	城乡交通网络密度	X5	正	0.0269
城乡经济 产业融合	城乡经济总量	人均GDP	X6	正	0.0282
	城乡产业结构	各地区二三产业产值GDP占比	X7	正	0.0077
		城乡二元对比系数	X8	正	0.0302
	城乡就业结构	非农从业人员和农业从业人员比	X9	正	0.1217
	城乡技术进步	农业机械化水平	X10	正	0.0490
城乡居民 生活融合	城乡收入结构	城乡居民人均可支配收入比	X11	逆	0.0135
		城乡居民工资性收入比	X12	逆	0.0204
	城乡消费结构	城乡家庭人均消费比	X13	逆	0.0152
		城乡恩格尔系数比	X14	正	0.0064
城乡公共 服务融合	城乡交通通讯	城乡人均交通通信支出比	X15	逆	0.0195
	城乡教育水平	城乡中学生生均教师数比	X16	逆	0.0074
	城乡医疗卫生	城乡卫生技术人员比	X17	逆	0.0146
	城乡社会保障	社会保障与就业支出占地方公共财政支出比	X18	正	0.0245
	城乡文教娱乐	城乡人均文化事业经费支出比	X19	逆	0.0160
		单位国内生产总值二氧化硫排放量(每万元GDP)	X20	逆	0.3006

城乡生态环境融合	城乡节能减排	单位国内生产总值能源消费总量(每万元 GDP)	X21	逆	0.0028
	城乡环境保护	环境保护人均支出	X22	正	0.0462
	城乡垃圾处理	生活垃圾无害化处理率	X23	正	0.0050

测度城乡融合水平的常见方法包括主观赋权法、客观赋权法等，遵循面板数据分析的科学性、整体性和可比性原则，采用改进后的熵权法对城乡融合水平的各级指标进行赋权。为便于比较，首先对逆向指标采用倒数方式进行正向化处理，对各项指标数据进行标准化处理，采用极差法消除各指标量纲差异。

$$X_{ij}^* = X_{ij} - m_{ij} / M_{ij} - m_{ij} \quad (1)$$

其次，依次进行如下计算以确定各项指标权重：

$$P_{ij} = X_{ij}^* / \sum_i X_{ij}^* \quad (2)$$

$$E_j = -k \sum_i P_{ij}^* \ln P_{ij} \quad (3)$$

$$d_i = 1 - E_j \quad (4)$$

$$\omega_j = d_j / \sum_j d_j \quad (5)$$

最后，根据各指标标准化处理后的数据及指标权重，计算各省份分年度城乡融合指数：

$$URI_{it} = \sum_j (\omega_j X_{ij}^*) \quad (6)$$

其中，t 和 n 分别为样本涉及年份和省份数， X_{ij}^* 为标准化处理后的指标值， X_{ij} 表示指标原始值， M_{ij} 、 m_{ij} 为指标的最大值和最小值， P_{ij} 为各项指标权重， E_j 、 d_j 和 ω_j 分别为第 j 项指标的熵值、信息效用值和权重， $k=1/\ln(t*n)$ ， URI_{it} 表示各省份不同年度城乡融合水平。

2. 解释变量。

选取北京大学数字金融研究中心测量发布的 2011—2020 年数字普惠金融指数作为解释变量，该变量包含三个一级子维度共 33 个具体指标，有效保证了数字普惠金融发展水平测度的全面性、时效性及可靠性[43]。为便于比较，对原始数据除以 100 进行处理。

3. 门槛变量。

第一组门槛变量为数字普惠金融发展指数及三个一级子维度，分别为数字普惠金融覆盖广度(DIFI1)、使用深度(DIFI2)和数字化程度(DIFI3)。第二组门槛变量为传统金融发展水平，我国传统金融行业以银行体系为主，各省份银行竞争状况一定程度上反映了传统金融供给水平，借鉴姜付秀等(2019)的方法，运用中国银监会统计数据，构建银行业的赫芬达尔指数(HHI)作为传统金融发展水平的代理变量，计算各银行不同年度分支机构数量，衡量传统金融市场竞争程度，并剔除政策性银行、农村合作银行、信用社等三类金融数据[44]。赫芬达尔指数(HHI)计算方法如式(7)：

$$HHI_{it} = \sum_{k=1}^k (Branch_{kit} / Total_{Branches})^2 \quad (7)$$

其中， $Branch_{kit}$ 表示第 k 个银行第 t 年在 i 省的分支机构数量， $Total_{Branches}$ 为该省各银行分支机构总和， HHI_{it} 取值范围为 $(0, 1)$ ，数值越小传统金融市场竞争度越激烈。

4. 控制变量。

为降低遗漏变量影响，选取如下变量作为控制变量：①财政支持水平(FISC)，选取财政支农支出与农业生产产值之比衡量财政支持农村和农业发展水平；②对外开放水平(OPEN)，选取进出口贸易额占 GDP 比重衡量对外开放程度；③教育发展水平(EDU)，选取财政教育支出占 GDP 比重衡量教育发展程度；④固定资产投资水平(FI)，选取全社会固定资产投资占 GDP 比重衡量物质资本投资程度；⑤移动电话普及水平(MOB)，选取每百人移动电话拥有量衡量移动电话普及水平。

(二)模型设定

为检验数字普惠金融是否显著影响城乡融合发展，设定如下基准回归模型：

$$URI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIFI_{it} + \gamma Ctrl + \mu_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

为检验数字普惠金融及各子维度、传统金融发展在数字普惠金融对城乡融合发展推进中发挥的作用，参考 Hansen(1999) [45] 的面板门槛模型理论，分别将数字普惠金融发展指数、数字普惠金融三个一级子维度、传统金融发展水平作为门槛变量，构建如下模型：

$$\begin{aligned}
 URI_{it} = & \delta_0 + \delta_1 DIFI_{it} \times I(H_{it} \leq \theta_1) + \delta_2 DIFI_{it} \times I(\theta_1 < H_{it} \leq \theta_2) + \dots \\
 & + \delta_{n+1} DIF_{it} \times I(H_{it} > \theta_n) + \varphi Ctrl + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

其中， URI_{it} 为第 i 个省份 t 年城乡融合水平， $DIFI_{it}$ 为数字普惠金融水平， $I()$ 为示性函数， H_{it} 为门槛变量，分别代表数字普惠金融(DIFI)、覆盖广度(DIFI1)、使用深度(DIFI2)、数字化程度(DIFI3)及传统金融发展水平(HHI)。 θ 为未知门槛值， $Ctrl$ 为控制变量，包括财政支持水平(FISC)、对外开放水平(OPEN)、教育发展水平(EDU)、固定资本投资水平(FI)、移动电话普及水平(MOB)等。 α 、 γ 、 δ 、 ϕ 为待估参数， μ_i 反映个体效应， ϕ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 则表示随机误差项。当门槛变量满足示性函数括号内条件时 $I=1$ ，否则 $I=0$ 。

(三) 城乡融合水平测度结果分析

1. 城乡融合综合水平及分维度发展趋势分析。

根据熵权法计算各指标权重，结果如表 1 所示。生态环境融合维度表征城乡融合的生态成本，对城乡融合发展的解释度最大，权重占比为 35.45%，说明城乡融合需要较强的环境承载力；城乡空间结构融合解释度次之，该维度指标衡量了城乡融合的动力条件，权重占比 27.13%，说明城乡融合需要劳动力、土地、交通信息技术等要素支持的重要性和必要性；经济产业融合是城乡融合的核心和关键，只有城乡产业融合发展、产业结构转型升级才能促进城乡经济和社会全面融合发展，实现共同富裕，该维度权重占比 23.68%；居民生活融合和公共服务融合维度表征城乡融合的结果，城乡居民收入、消费水平不断缩差和基础公共服务供给均衡是城乡融合的最终目的，权重占比分别为 5.55% 和 8.19%。

图 1 显示了城乡融合发展综合水平及各一级指标变化趋势。从指标横向变动趋势看，2011—2020 年我国城乡融合整体水平及各一级维度指标逐年上升，且呈现出明显的两阶段化，2016 年前增速较缓，2016 年起转入快速增长。其中，城乡空间结构融合水平最高且增速最快，样本期间增长 2.22 倍，年均增长率 51.65%，说明我国城乡空间结构融合的快速发展为经济产业融合发展提供了有力的要素支持，在此作用下，城乡经济产业融合增长 1.63 倍，年均增长率 21.07%，高于城乡融合综合水平；城乡公共服务和居民生活融合水平略低于总体水平，前者增长波动较大，后者增速最慢，年均增长率仅 12.9%，说明囿于长期“重城轻乡”发展政策，城乡公共服务和居民生活水平形成“刚性”较强的分割模式，阻碍要素自由流动和合理分配，需要加快补齐该维度“短板”；城乡生态环境融合既关乎城乡经济一体化发展，也与我国可持续发展战略息息相关，该维度融合水平最低，与城乡融合综合水平相去甚远，说明目前城乡生态环境“二元化”问题仍然凸显，需要重点关注。

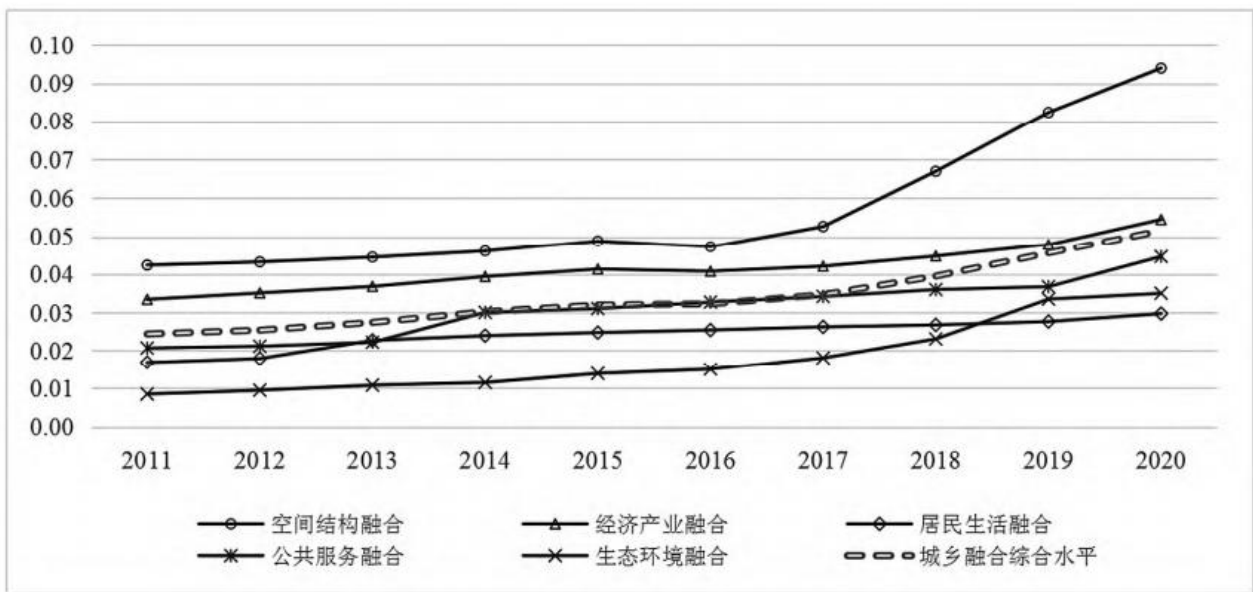


图1 城乡融合综合水平及一级指标变化趋势

2. 城乡融合空间差异分析。

分省份看，30个省(区、市)城乡融合呈波动中上升趋势，但整体水平仍偏低，省际差距大(见表2)。将城乡融合水平分为四个阶段：高水平(≥ 0.3)，中高水平($\geq 0.2-0.3$)，中低水平($\geq 0.1-0.2$)，低水平(< 0.1)。2011年，仅北京和上海达到中高水平，8个西部地区省份及海南省处于低水平，其余省份均处于中低水平，无高水平省份，城乡融合指数最高(上海市)和最低省份(广西)相差3.91倍；2016年，城乡融合发展转入快速增长阶段，仅甘肃省仍处于第四梯队，中高发展水平以上省份增加至5个；2020年底，绝大部分省份跨入中高水平行列，北京、上海、浙江、天津发展指数大于0.3，甘肃、云南、新疆、山西四省城乡融合发展水平低于0.2，最高(北京市)和最低省份(甘肃省)城乡融合指数相差4.14倍。虽然城乡融合整体发展向好，但两极差距逐渐扩大。

表2 城乡融合发展指数

省份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	平均值
北京	0.2235	0.2336	0.2427	0.2655	0.2831	0.2990	0.3318	0.4384	0.6370	0.6720	0.3627
天津	0.1757	0.1888	0.2100	0.2332	0.2460	0.2578	0.2784	0.2826	0.3281	0.3367	0.2537
河北	0.1416	0.1481	0.1616	0.1721	0.1823	0.1697	0.1779	0.1970	0.2178	0.2497	0.1818
山西	0.1024	0.1104	0.1189	0.1306	0.1343	0.1290	0.1331	0.1488	0.1642	0.1902	0.1362
内蒙古	0.1076	0.1098	0.1234	0.1427	0.1496	0.1480	0.1575	0.1760	0.1952	0.2177	0.1528
辽宁	0.1197	0.1225	0.1327	0.1430	0.1549	0.1482	0.1551	0.1680	0.1827	0.2060	0.1533
吉林	0.1109	0.1177	0.1213	0.1368	0.1425	0.1435	0.1530	0.1666	0.1838	0.2170	0.1493

黑龙江	0.1283	0.1354	0.1495	0.1596	0.1707	0.1702	0.1922	0.2056	0.2362	0.2488	0.1796
上海	0.2927	0.2828	0.2856	0.3169	0.3219	0.3386	0.3796	0.4242	0.4772	0.5724	0.3692
江苏	0.1625	0.1708	0.1757	0.1879	0.1990	0.2049	0.2190	0.2479	0.2701	0.2973	0.2135
浙江	0.1424	0.1499	0.1666	0.1859	0.2012	0.2114	0.2292	0.2627	0.3055	0.3462	0.2201
安徽	0.1245	0.1279	0.1393	0.1551	0.1632	0.1657	0.1718	0.1940	0.2178	0.2451	0.1704
福建	0.1015	0.1090	0.1175	0.1344	0.1445	0.1468	0.1531	0.1763	0.2050	0.2260	0.1514
江西	0.1134	0.1188	0.1192	0.1308	0.1370	0.1416	0.1503	0.1660	0.1919	0.2192	0.1488
山东	0.1591	0.1713	0.1758	0.1882	0.1932	0.1824	0.1911	0.2090	0.2262	0.2451	0.1942
河南	0.1414	0.1450	0.1597	0.1755	0.1841	0.1880	0.1951	0.2152	0.2345	0.2651	0.1903
湖北	0.1137	0.1211	0.1348	0.1523	0.1637	0.1653	0.1760	0.1923	0.2149	0.2386	0.1673
湖南	0.1175	0.1242	0.1332	0.1446	0.1502	0.1513	0.1567	0.1695	0.1902	0.2267	0.1564
广东	0.1090	0.1139	0.1265	0.1387	0.1552	0.1503	0.1665	0.2139	0.2477	0.2684	0.1690
广西	0.0749	0.0796	0.0896	0.1079	0.1150	0.1201	0.1322	0.1521	0.1752	0.2052	0.1252
海南	0.0900	0.0934	0.1076	0.1225	0.1362	0.1403	0.1470	0.1715	0.1922	0.2234	0.1424
重庆	0.1091	0.1204	0.1310	0.1391	0.1488	0.1542	0.1635	0.1878	0.2091	0.2320	0.1595
四川	0.0988	0.1032	0.1144	0.1251	0.1322	0.1339	0.1433	0.1602	0.1793	0.2113	0.1402
贵州	0.0763	0.0782	0.0884	0.1006	0.1080	0.1118	0.1230	0.1481	0.1843	0.2141	0.1233
云南	0.0779	0.0812	0.0883	0.1036	0.1096	0.1091	0.1224	0.1391	0.1614	0.1863	0.1179
陕西	0.1001	0.1020	0.1104	0.1189	0.1299	0.1273	0.1384	0.1607	0.1842	0.2065	0.1378
甘肃	0.0773	0.0760	0.0883	0.0977	0.1011	0.0942	0.1005	0.1229	0.1374	0.1625	0.1058
青海	0.0963	0.1030	0.1095	0.1082	0.1169	0.1135	0.1177	0.1459	0.1740	0.2075	0.1292
宁夏	0.0835	0.0842	0.0967	0.1106	0.1203	0.1161	0.1368	0.1611	0.1711	0.2101	0.1290
新疆	0.0812	0.0813	0.0881	0.0988	0.0969	0.1011	0.1019	0.1202	0.1466	0.1869	0.1103

分地区看，2011—2020年东、中、西部地区^①城乡融合差异呈“东高西低”特征，与经济发展水平的区域差异基本一致协调，即经济发展水平更高、区位优势更明显的东部地区城乡融合远高于全国平均水平，中部地区发展水平趋近于全国均值，西部地区尚处于融合初步阶段，与全国均值差距较大(见图2)。样本期间，各地区呈现出以2016年为谷底的“v”字形波动增长，且2016年以来增长速度大幅提升，西部地区平均增速最高，为9.72%，东部地区次之，平均增速为9.24%，中部地区平均增速最低，为7.73%，低于全国平均增速1.17%。究其原因，“十三五”以来，各省和地区城乡融合发展体制机制和政策体系不断健全，城乡融合发展动能十足，助力城乡融合水平整体加速提升，西部地区由于经济发展速度慢，发展水平基数较小，加之国家对西部

地区政策的倾斜，增幅明显高于发展水平基数相对较高的东部和中部地区。

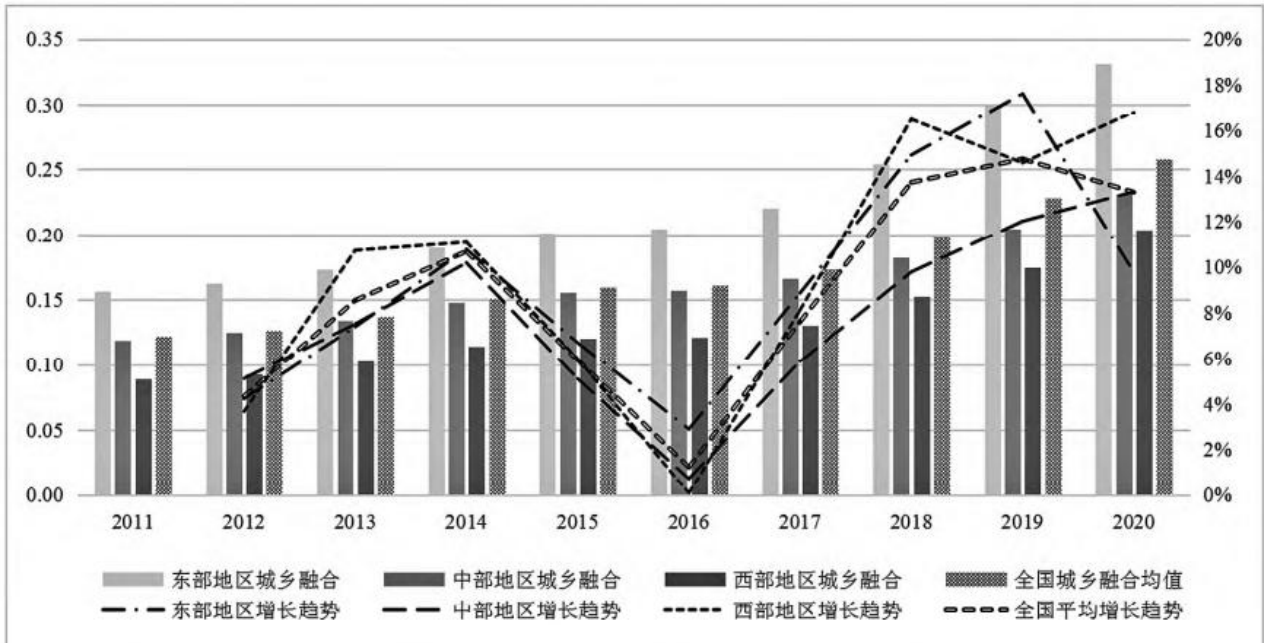


图2 东、中、西部地区城乡融合水平及增长趋势

五、实证分析

(一) 描述性统计检验

对各主要变量进行描述性统计检验，如表3所示，我国不同地区城乡融合发展、数字普惠金融水平及各控制变量均存在显著差异。传统金融发展(HHI)均值为0.9535，标准差0.0269，最小值和最大值分别为0.08735、0.9935，市场竞争激烈。考虑到文章选用了较多控制变量，对变量间是否存在多重共线性进行检验，最大方差膨胀因子(VIF)为4.34，远小于10，说明变量间无严重的多重共线性问题。

表3 变量描述性统计

	变量名称	符号	均值	标准误	最小值	最大值	样本量
被解释变量	城乡融合发展水平	URI	0.1714	0.0789	0.0749	0.6720	300
解释变量	数字普惠金融发展指数	DIFI	2.1725	0.9697	0.1833	4.3193	300
控制变量	财政支持水平	FISC	0.5189	0.8011	0.1260	5.1422	300
	对外开放水平	OPEN	0.2698	0.3078	0.0072	1.6533	300

	教育发展水平	EDU	0.0396	0.0142	0.0000	0.0907	300
	固定资本投资水平	FI	0.7945	0.2581	0.2100	1.5164	300
	移动电话普及水平	MOB	99.2590	24.9158	52.0400	189.4600	300
门槛变量	数字普惠金融发展水平	DIFI	2.1725	0.9697	0.1833	4.3193	300
	数字普惠金融覆盖广度	DIFI1	1.9801	0.9633	0.0196	3.9002	300
	数字普惠金融使用深度	DIFI2	2.1204	0.9811	0.0676	4.8868	300
	数字普惠金融数字化程度	DIFI3	2.9023	1.1764	0.0758	4.6223	300
	传统金融发展水平	HHI	0.9535	0.0269	0.8735	0.9935	300

(二)数字普惠金融对城乡融合发展的基准检验

1. 基准检验。

运用 STATA16.0 对面板数据分别进行 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验，在混合回归模型、固定效应模型和随机效应模型中选出最合适的估计模型。根据检验结果，基准回归模型在 1% 的显著性水平上分别通过 F 检验和 Hausman 检验，确定采用固定效应模型进行分析，结果如表 4 所示。第 (1) 列为不加入控制变量的回归结果，(2)–(6) 为依次加入各控制变量的回归结果。无论是否加入控制变量，数字普惠金融均显著影响城乡融合发展，且在 1% 的水平上显著为正，说明数字普惠金融的发展能有效推进城乡融合，这验证了前文假设 H1。

表 4 基准回归结果

变量	固定效应					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIFI	0.0417*** (0.0043)	0.0345*** (0.0019)	0.0340*** (0.0018)	0.0343*** (0.0018)	0.0362*** (0.0028)	0.0355*** (0.0093)
FISC		0.0493*** (0.0139)	0.0460** (0.0187)	0.0456** (0.0186)	0.0442** (0.0182)	0.0440** (0.0204)
OPEN			-0.0169 (0.0354)	-0.0170 (0.0354)	-0.0130 (0.0365)	-0.0143 (0.0458)
EDU				-0.2928 (0.2647)	-0.2679 (0.2525)	-0.2665 (0.2598)

FI					-0.0326* (0.0191)	-0.0325* (0.0195)
MOB						0.0001 (0.0006)
Cons	0.0807*** (0.0092)	0.0707*** (0.0071)	0.0781*** (0.0198)	0.0894*** (0.0184)	0.1098*** (0.0171)	0.1064*** (0.0335)
时间固定	是	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是	是
R2	0.6299	0.7420	0.7426	0.7435	0.7507	0.7507
N	300	300	300	300	300	300

注：括号内为标准误，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

各控制变量中，财政支持水平的系数在 5%的水平下显著为正，说明财政资金投入是城乡融合发展的重要资金来源，统筹财政支农资金，有助于推进城乡基本公共服务均等化发展，进而推进城乡融合；教育发展水平系数为负但不显著，说明虽然财政教育支出占 GDP 比重不断增加，但优质教育资源更集中于城镇地区，短期内难以改变农村教育资源匮乏的现状，对于推进城乡融合发展发挥负面作用；固定资本投资水平系数为负，并通过了 10%的显著性水平检验，表明物质资本投资水平与城市建设、产业水平发展关联性更强，一定程度上扩大了城乡发展差距，对推进城乡融合发展发挥负面作用；对外开放水平系数为负，说明对外贸易扩张会在一定程度上制约城乡融合发展，但效果不显著；移动电话普及水平系数为正但不显著，说明虽然智能通讯设备和移动互联网络能够提升数字普惠金融服务普及度，促进资金在城乡间更广泛迅速流动，长期发展中推进城乡融合，但正向作用不显著。

2. 数字普惠金融各子维度检验。

考虑到数字普惠金融各子维度对城乡融合发展的作用可能存在差异，提高数字普惠金融覆盖广度是基础，覆盖广度越大，用户获取金融资源的渠道越广、机会越多；使用深度越深，各种金融服务供给的频率越高、可持续性越强；数字化程度越高，数字普惠金融的价值实现越有保障，越能持续发挥数字普惠金融对城乡融合发展的正向作用。进一步对数字普惠金融覆盖广度(DIFI1)、使用深度(DIFI2)和数字化程度(DIFI3)三个维度进行实证检验。如表 5 所示，三个子维度对城乡融合发展的系数分别为 0.0395、0.0310 和 0.0105，且均在 1%的水平上显著为正，说明过去十年中国数字普惠金融覆盖广度提升较快，对城乡融合的推动作用最大，使用深度发挥的作用次之，数字化程度处于数字普惠金融发展的后期阶段，发展水平尚不够高，对城乡融合发挥的推进作用也较小。

3. 区域差异检验。

根据前文测度数据，不同地区数字普惠金融和城乡融合水平差异较大，二者间作用关系也势必存在区域差异。将样本分为东部、中部和西部地区进行检验。如表 5 列(1)1 所示，三地区数字普惠金融对城乡融合发展均存在显著正向作用，东部和西部地区在 1%水平上显著，系数估计值分别为 0.0554、0.0365，中部地区在 5%水平上显著，系数估计值为 0.0240，数字普惠金融对东部地区城乡融合发展的推动作用最强，西部地区次之，对中部地区城乡融合发展的推动作用相对较弱。究其原因，东部地区资源禀赋高、政策偏向性强、经济发展领先，数字普惠金融发展起步最早、发展水平高，更好地发挥了资金要素城乡自由流动和合理配置促进作用，并引导其他生产要素优化城乡间配置；西部地区城乡融合发展起步晚、远低于全国平均水平，存在更大提升空间，加上国家政策不断倾斜，引导金融资源流向因地域性排斥无法公平获得金融服务的弱势群体(农村群体、中小企业群

体等),投资边际回报率不断提升,进而推进城乡融合;中部地区数字普惠金融对城乡融合促进作用相对弱于东部和西部地区,呈现出“中部塌陷”。列(2)-(4)依次为数字普惠金融三个子维度系数估计结果,三地区数字普惠金融的覆盖广度(DIFI1)均在1%的水平上显著为正,系数分别为0.0560、0.0442和0.0320,和数字普惠金融区域作用水平差异相同,说明提升覆盖广度是发挥数字普惠金融推进作用的基本前提;东部和西部地区使用深度(DIFI2)估计系数在1%水平上显著为正,中部地区在10%水平上显著为正,说明数字普惠金融使用深度对东部和西部地区城乡融合发展的推进作用较大,中部地区人口密集度高,城镇化发展和乡村振兴进程相对缓慢,数字普惠金融的下沉速度较慢,其对城乡融合发展的推动作用相对较弱;数字化程度(DIFI3)对三地区城乡融合发展均存在正向推进作用,西部和东部地区分别在10%和5%水平上显著为正,中部地区不显著,可能是因为西部地区经济发展相对落后,数字信息技术也有较大提升空间,数字普惠金融的数字化程度越高,对城乡融合发展的推动作用越大。整体上,数字普惠金融既在经济基础越好的地区发挥更好的城乡融合促进作用,也能兼顾经济发展相对落后地区,体现了其“普惠性”。过去十年间,三大地区数字普惠金融覆盖广度都得到快速发展,为数字普惠金融促进城乡融合奠定了坚实基础;使用深度是数字普惠金融发展中期重点,已在大部分地区取得显著成效,对于数字普惠金融推动城乡融合发挥重要作用;提升数字化程度是进一步深化,仅在部分地区发挥了较为显著的正向作用。因此,需要依据地区存在问题和需求,采取更具针对性的差异化数字普惠金融发展政策。

表 5 各子维度全国及分地区回归结果

区域	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
全国范围 (N=300)	DIFI	0.0417*** (0.0043)			
	DIFI1		0.0395*** (0.0092)		
	DIFI2			0.0310*** (0.0086)	
	DIFI3				0.0105*** (0.0038)

续表 5

区域	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
东部地区 (N=110)	DIFI	0.0554*** (0.0151)			
	DIFI1		0.0560*** (0.0155)		
	DIFI2			0.0473*** (0.0116)	
	DIFI3				0.0203* (0.0105)

中部地区 (N=80)	DIFI	0.0240** (0.0086)			
	DIFI1		0.0320*** (0.0076)		
	DIFI2			0.0148* (0.0075)	
	DIFI3				0.0047 (0.0045)
西部地区 (N=110)	DIFI	0.0365*** (0.0054)			
	DIFI1		0.0442*** (0.0038)		
	DIFI2			0.0219*** (0.0069)	
	DIFI3				0.0080** (0.0034)
	控制变量	是	是	是	是
	时间固定	是	是	是	是
	省份固定	是	是	是	是

注：括号内为标准误，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

(三) 稳健性检验

为保证检验结果不受样本范围、变量选取的特殊性影响，采用以下三种方式进行稳健性检验，结果如表 6 所示。增加控制变量，选取发明、实用新型和外观设计等三种专利授权总数表示技术发展水平(TEC)，作为新的控制变量重新进行回归，数字普惠金融回归系数的方向和显著性与基准回归结果基本一致。改变样本范围，考虑到直辖市经济发展速度、金融发展和城乡融合水平普遍高于其他省份，具有特殊性，剔除原始样本中北京、天津、上海、重庆数据并重新进行回归，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用仍在 1%的系数水平上显著为正。使用工具变量，为消除由变量间反向因果关系造成的内生性问题，采用数字普惠金融指数的滞后一期值作为工具变量，运用两阶段最小二乘法进行估计。LM 统计量为 53.31，P 值为 0，说明工具变量与解释变量相关，Wald F 统计量大于 10%的临界值，说明普惠金融滞后一期不是弱工具变量。

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	增加控制变量	改变样本范围	数字普惠金融滞后一期
DIFI	0.0276***	0.0363***	0.0425***

	(0.0073)	(0.0070)	(0.0048)
TEC	0.0028*** (0.0007)		
Cons	0.0591** (0.0273)	0.1083*** (0.0291)	0.0700*** (0.0254)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
省份固定	是	是	是
R2	0.7855	0.8314	0.7426
N	300	300	300

注：括号内为标准误，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

(四) 门槛效应检验

考虑到数字普惠金融和传统金融关系紧密，进一步分析二者是否对于数字普惠金融促进城乡融合存在非线性效应，根据式(9)对数字普惠金融发展指数及其覆盖广度、使用深度、数字化程度和传统金融发展的门槛效应进行检验，运用自助法(Bootstrap)抽样 300 次得出 F 值和 P 值，检验结果如表 7 所示。整体上看，数字普惠金融发展指数的单门槛效应和双门槛效应均在 5%显著性水平上通过检验，未通过三门槛显著性检验。分维度看，三个子维度均存在不同程度的门槛效应，覆盖广度和使用深度均存在双门槛效应，二者的单门槛效应分别在 10%、1%显著性水平上通过检验，双门槛效应分别在 5%、10%显著性水平上通过检验，且均未通过三门槛显著性检验；数字化程度的单门槛效应在 1%水平上显著，但未通过双门槛显著性检验，说明存在单门槛效应。传统金融发展水平在单门槛效应估计中，F 值为 42.80，P 值为 0.0633，双门槛效应估计的 F 值为 27.48，P 值为 0.0900，均在 10%水平上显著，未通过三门槛效应显著性检验，说明传统金融发展对数字普惠金融促进城乡融合发展具有双门槛效应。

表 7 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	RSS	MSE	F 值	P 值	门槛值	95%置信区间
DIFI	单门槛	0.1152	0.0004	166.43**	0.0200	2.9095	[2.8752, 2.9231]
	双门槛	0.0825	0.0003	114.95**	0.0367	3.8161	3.8161
	三门槛	0.0755	0.0003	26.77	0.6533		
DIFI1	单门槛	0.1152	0.0004	166.43*	0.0533	2.8731	[2.8538, 2.9006]
	双门槛	0.0779	0.0003	138.59**	0.0133	3.6211	3.6211
	三门槛	0.0741	0.0003	15.04	0.8067		
DIFI2	单门槛	0.1152	0.0004	166.41***	0.0000	3.0592	[3.0138, 3.0914]
	双门槛	0.0981	0.0003	50.38*	0.0867	4.0180	[4.0040, 4.0207]

	三门槛	0.0933	0.0003	14.93	0.9067		
--	-----	--------	--------	-------	--------	--	--

续表 7

门槛变量	门槛数	RSS	MSE	F 值	P 值	门槛值	95%置信区间
DIFI3	单门槛	0.1384	0.0005	89.79***	0.0100	4.2292	[4.2107, 4.2998]
	双门槛	0.1170	0.0004	53.19	0.1100		
HHI	单门槛	0.1580	0.0005	42.80*	0.0633	0.9311	[0.9284, 0.9350]
	双门槛	0.1443	0.0005	27.48*	0.0900	0.9342	[0.9340, 0.9352]
	三门槛	0.1155	0.0004	6.28	0.8167		

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 8 为各门槛变量门槛效应值参数估计结果。由列(1)-(4)1 可知，数字普惠金融发展水平及各子维度均对城乡融合发挥非线性的正向作用，且随着各门槛变量跨越门槛值，影响更强烈。不同覆盖广度下，数字普惠金融对城乡融合发展的影响作用不同，但均在 1%水平上显著为正。当覆盖广度(DIFI1) ≤ 2.8731 时，数字普惠金融数每提升 1%，城乡融合水平提升 0.0215%，对城乡融合的推动作用较低；当覆盖广度介于中间水平(2.8731 < DIFI1 ≤ 3.6211)时，每 1%数字普惠金融的提升带来城乡融合 0.0330% 的增长；当覆盖广度达到较高水平(DIFI1 > 3.6211)时，数字普惠金融对城乡融合的影响作用更高，达到 0.0588%。随着使用深度的不断加深，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用不断加强，且均在 1%水平上显著为正。当使用深度低于第一道门槛值(DIFI2 ≤ 3.0592)时，每 1%数字普惠金融的提升带来城乡融合 0.0234% 的增长，而当使用深度大于第二道门槛值(DIFI2 > 4.0180)时，城乡融合提升 0.0596%。当数字化水平跨越第一道门槛时(DIFI3 > 4.2292)，系数估计值为 0.0557，相较于前一阶段(DIFI3 ≤ 4.2292)，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用显著提升。以上分析说明，数字普惠金融及各子维度均存在不同程度的门槛效应，当各变量超越门槛值时，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用进一步加强，存在“正向边际递增效应”，假设 H2 成立。传统金融的门槛效应回归结果如列(5)所示，当传统金融发展(HHI) ≤ 0.9311 时，数字普惠金融与城乡融合发展在 1%水平上显著正相关，影响系数为 0.0356；当传统金融发展水平介于两道门槛值之间(0.9311 < HHI ≤ 0.9342)时，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用增强，系数增加至 0.0540，且在 1%水平上显著；当传统金融跨越第二道门槛值(HHI > 0.9342)时，数字普惠金融对城乡融合发展的推进作用仍然在 1%水平上显著为正，但系数下降至 0.0286，由于传统金融发展指数为负向指标，数值越小，代表传统金融发展水平越高。以上分析说明，随着传统金融不断发展，数字普惠金融对城乡融合发展的推动作用呈现出先增加后回落的“倒 U 型”关系，假设 H3 成立。数字普惠金融是传统金融的有效补充，二者既互补又存在竞争，应关注传统银行机构扩张速度和规模，将传统金融发展水平控制在效用最大化范围内，以保证数字普惠金融对城乡融合加速度促进作用的持续发挥。

表 8 门槛模型回归估计结果

门槛变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DIFI	DIFI1	DIFI2	DIFI3	HHI
DIFI (DIFI ≤ 2.9095)	0.0215*** (0.0030)				
DIFI	0.0326***				

(2. 9095<DIFI ≤ 3. 8161)	(0. 0029)				
DIFI (DIFI>3. 8161)	0. 0591*** (0. 0034)				

续表 8

门槛变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	DIFI	DIFI1	DIFI2	DIFI3	HHI
DIFI (DIFI1 ≤ 2. 8731)		0. 0215*** (0. 0029)			
DIFI (2. 8731 < DIFI1 ≤ 3. 6211)		0. 0330*** (0. 0028)			
DIFI (DIFI1 > 3. 6211)		0. 0588*** (0. 0033)			
DIFI (DIFI2 ≤ 3. 0592)			0. 0234*** (0. 0032)		
DIFI (3. 0592 < DIFI2 ≤ 4. 0180)			0. 0318*** (0. 0030)		
DIFI (DIFI2 > 4. 0180)			0. 0596*** (0. 0035)		
DIFI (DIFI3 ≤ 4. 2292)				0. 0310*** (0. 0036)	
DIFI (DIFI3 > 4. 2292)				0. 0557*** (0. 0042)	
DIFI (HHI ≤ 0. 9311)					0. 0356*** (0. 0037)
DIFI (0. 9311 < HHI ≤ 0. 9342)					0. 0540*** (0. 0046)
DIFI (HHI > 0. 9342)					0. 0286*** (0. 0039)
FISC	0. 0211*** (0. 0048)	0. 0197*** (0. 0047)	0. 0217*** (0. 0050)	0. 0178*** (0. 0064)	0. 0342*** (0. 0059)
OPEN	-0. 0244 (0. 0166)	-0. 0264 (0. 0162)	-0. 0041 (0. 0175)	-0. 0368** (0. 0209)	-0. 0332 (0. 0215)
EDU	-0. 0442	-0. 0771	-0. 0265	-0. 2228	-0. 4553*

	(0.2042)	(0.1991)	(0.2165)	(0.2540)	(0.2614)
FI	0.0035 (0.0088)	0.0024 (0.0086)	-0.0214*** (0.0088)	-0.0366*** (0.0104)	-0.0327*** (0.0106)
MOB	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0004** (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0002 (0.0002)
Cons	0.1108*** (0.0151)	0.1028*** (0.0161)	0.0794*** (0.0175)	0.1068*** (0.2058)	0.1184*** (0.0215)
R2	0.8782	0.8840	0.8651	0.8097	0.8016
N	300	300	300	300	300

注：括号内为标准误，*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

六、结论与政策建议

本文测度了30个省(区、市)2011—2020年城乡融合发展水平，在此基础上实证得出：第一，数字普惠金融与城乡融合发展间存在显著正相关关系，即数字普惠金融发展能够促进城乡融合；第二，数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度均对城乡融合发展具有显著促进作用且存在门槛效应，当各变量水平超越门槛值时，数字普惠金融对城乡融合的推进作用进一步加强，其中覆盖广度和使用深度存在双门槛效应，数字化程度存在单门槛效应；第三，传统金融发展水平对数字金融推进城乡融合具有正向作用且存在门槛效应，随着传统金融不断发展，数字普惠金融对城乡融合的推动作用呈现出先增加后回落的“倒U型”变化。

城乡融合发展是解决我国社会主要矛盾的必然选择和拓展发展空间的强大动力。综合上述研究结论，本文认为，进一步发挥数字普惠金融缩减城乡差距、推进城乡全方位融合发展的重要作用需要政府、金融机构和监管机构协同发力，并提出如下政策建议：首先，针对各地区数字普惠金融发展差异，制定更具针对性的差异化发展政策，重点加强西部地区农村数字化基础设施建设，弥合城乡数字化基建差距；加快布局数字普惠金融服务点，进一步拓宽西部地区数字普惠金融覆盖广度；加强中、西部地区数字普惠金融服务宣传，积极开展针对小微企业、低收入人群和农村居民的普惠金融教育，增强长尾群体对数字普惠金融的认知；提供长尾群体生产经营所需多样化金融服务，进一步扩展中、西部地区数字普惠金融使用深度。其次，财政资金投入和固定资产投资是农村基础设施和公共服务建设、农业发展的重要资金保障，对数字普惠金融推进城乡融合具有显著影响，应提升政府对资金流动的引导和统筹能力，继续加强财政支农投入和物质资本投资向农村倾斜，建立与数字普惠金融协同引导要素城乡合理流动配置，推进城乡融合的长效机制。第三，监管机构对数字普惠金融项目的审核和资金流向进行全过程严格把控，不仅帮助金融机构降低信贷风险和损失，更要防止“精英俘获”和“寻租行为”，确保数字普惠金融资金实现“精准帮扶”。最后，加强对传统银行机构扩张速度和规模管控，不一味进行扩张，使其始终保持在门槛效应最大化范围内。同时，传统金融市场应紧跟数字化金融的发展趋势，加快数字化业务布局，拓展面向农村地区的数字金融业务，强化对数字普惠金融促进城乡融合的正向传导作用。

参考文献

- [1] 金成武. 中国城乡融合发展与理论融合——兼谈当代发展经济学理论的批判借鉴[J]. 经济研究, 2019, 54(08):183-197.
- [2] 魏后凯. 深刻把握城乡融合发展的本质内涵[J]. 中国农村经济, 2020(06):5-8.

-
- [3] 孔祥智, 张效榕. 从城乡一体化到乡村振兴——十八大以来中国城乡关系演变的路径及发展趋势[J]. 教学与研究, 2018(08):5-14.
- [4] 刘彦随, 严兵, 王艳飞. 新时期中国城乡发展的主要问题与转型对策[J]. 经济地理, 2016, 36(07):1-8.
- [5] 国务院发展研究中心农村部课题组, 叶兴庆, 徐小青. 从城乡二元到城乡一体——我国城乡二元体制的突出矛盾与未来走向[J]. 管理世界, 2014(09):1-12.
- [6] 周江燕, 白永秀. 中国省域城乡发展一体化水平: 理论与测度[J]. 中国农村经济, 2014(06):16-26, 40.
- [7] 周佳宁, 秦富仓, 刘佳, 朱高立, 邹伟. 多维视域下中国城乡融合水平测度、时空演变与影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(09):166-176.
- [8] 周江燕, 白永秀. 中国城乡发展一体化水平的时序变化与地区差异分析[J]. 中国工业经济, 2014(02):5-17.
- [9] 高波, 孔令池. 中国城乡融合发展的经济增长效应分析[J]. 农业技术经济, 2019(08):4-16.
- [10] 廖祖君, 王理, 杨伟. 经济集聚与区域城乡融合发展——基于空间计量模型的实证分析[J]. 软科学, 2019, 33(08):54-60, 72.
- [11] 付伟. 城乡融合发展进程中的乡村产业及其社会基础——以浙江省 L 市偏远乡村来料加工为例[J]. 中国社会科学, 2018(06):71-90, 205-206.
- [12] 刘明辉, 卢飞. 城乡要素错配与城乡融合发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 农业技术经济, 2019(02):33-46.
- [13] 黄小明. 收入差距、农村人力资本深化与城乡融合[J]. 经济学家, 2014(01):84-91.
- [14] 周佳宁, 邹伟, 秦富仓. 等值化理念下中国城乡融合多维审视及影响因素[J]. 地理研究, 2020, 39(08):1836-1851.
- [15] 温涛, 陈一明. 社会金融化能够促进城乡融合发展吗?——来自中国 31 个省(直辖市、自治区)的实证研究[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2020, 46(02):46-58, 191.
- [16] Bittencourt, M. Financial Development and Inequality: Brazil 1985-1999[J]. Economic Change&Restructuring, 2007(02):113-130.
- [17] 邵汉华, 王凯月. 普惠金融的减贫效应及作用机制——基于跨国面板数据的实证分析[J]. 金融经济学研究, 2017, 32(06):65-74.
- [18] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究, 2020, 55(04):37-52.
- [19] 李涛, 徐翔, 孙硕. 普惠金融与经济增长[J]. 金融研究, 2016(04):1-16.

-
- [20] 刘亦文, 丁李平, 李毅, 胡宗义. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学, 2018(03):36-46.
- [21] 顾宁, 张甜. 普惠金融发展与农村减贫: 门槛、空间溢出与渠道效应[J]. 农业技术经济, 2019(10):74-91.
- [22] 李建军, 韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究, 2019(03):129-148.
- [23] 刘金全, 毕振豫. 普惠金融发展及其收入分配效应——基于经济增长与贫困减缓双重视角的研究[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(04):37-46.
- [24] 吕勇斌, 李仪. 金融包容对城乡收入差距的影响研究——基于空间模型[J]. 财政研究, 2016(07):22-34.
- [25] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 曹雨阳. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(06):26-46.
- [26] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(06):14-25.
- [27] 周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距: “数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020(05):99-108.
- [28] 胡振华, 金旗. 数字普惠金融发展与城乡收入差距: 扩大还是缩小?——基于空间计量模型的实证检验[J]. 数学的实践与认识, 2021, 51(16):67-76.
- [29] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11):47-67.
- [30] 韩亮亮, 彭伊, 孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J/OL]. 软科学: 1-18[2022-07-27]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.g3.20220218.1626.004.html>
- [31] 谢升峰, 卢娟红. 普惠金融发展影响城乡居民福利差异的效应测度[J]. 统计与决策, 2014(21):127-130.
- [32] 王文姬, 刘柏阳, 李欣哲. 数字普惠金融如何影响城乡文化消费差距?[J]. 农村经济, 2021(10):90-98.
- [33] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(07):92-112.
- [34] 彭锦, 李彦龙. 数字普惠金融与教育机会均等化[J]. 统计与决策, 2022, 38(13):142-146.
- [35] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869 个县域的证据[J]. 中国农村经济, 2022(02):76-93.
- [36] 何宏庆. 数字金融助推乡村产业融合发展: 优势、困境与进路[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(03):118-125.
- [37] 张永奇. 数字普惠金融对农村土地流转的影响及机制研究——来自 CFPS 与 PKU-DFIIC 的经验证据[J]. 经济与管理, 2022, 36(03):30-40.

-
- [38] 郑志来. 互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J]. 财经科学, 2015(05):34-43.
- [39] 吴晓求. 互联网金融: 成长的逻辑[J]. 财贸经济, 2015(02):5-15.
- [40] 姚耀军, 施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究, 2017(05):127-142.
- [41] 黄益平, 黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(04):1489-1502.
- [42] Greenwood, J., B. Jovanovic. Financial Development, Growth and the Distribution of Income[J]. Journal of Political Economy, 1990(98):1076-1107.
- [43] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学季刊, 2020(04):1401-1418.
- [44] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 李行天. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(06):72-88.
- [45] BRUCE E. HANSEN. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.

注释

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、上海、江苏、浙江、广东、福建和海南 11 省、市;中部地区包括山西、河南、江西、安徽、湖南、湖北、吉林和黑龙江 8 省;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、广西和内蒙古 11 省、区, 本文研究样本未包括西藏。