

数字普惠金融如何影响农村产业融合发展*

张林^{1,2} 温涛²

摘要：本文首先分析数字普惠金融影响农村产业发展的作用机理并提出研究假说，然后利用2011—2019年中国省级面板数据，采用空间杜宾模型实证检验数字普惠金融对农村产业发展的影响、作用机制及区域异质性。研究表明，数字普惠金融与农村产业融合发展均具有显著的空间集聚特征，主要表现为“高一高”和“低一低”两种集聚模式；数字普惠金融有助于本地农村产业融合发展，且具有显著的空间溢出效应，2015年开始农村产业融合发展试点以后该促进作用更加强烈。数字普惠金融对农村产业发展的促进作用在试点区与非试点区、数字普惠金融高水平区和低水平区存在显著差异。在作用机制方面，数字普惠金融主要通过提高支付便利性和缓解流动性约束两种途径对农村产业融合发展产生作用，其中，缓解流动性约束机制在所有区域均成立，而提高支付便利性机制仅在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融高水平区成立。

关键词：数字普惠金融 农村产业融合发展 支付便利性 流动性约束

中图分类号：F832.43 F320.2 **文献标识码：**A

一、引言

农村产业融合发展在推进农业发展方式转型、农村产业兴旺和农民福祉提升等方面具有重要作用。所谓农村产业融合发展，是指以农业产业为基础，以适度规模经营的新型农业经营主体为核心，以紧密的利益联结机制为纽带，通过农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透等手段打破农村产业边界，推动农业生产、农产品加工与销售、乡村休闲旅游等农村一二三产业有机整合、紧密相连、交叉互动与协同发展的一种动态化乡村产业发展方式（苏毅清等，2016；张林和温涛，2019）。可见，农村产业融合发展是一项系统性、复杂性的长期工程，受财政金融支持、自然环境、地理形态、市场条件等众多因素影响（赵霞等，2017；陈学云和程长明，2018；李晓龙和冉光和，2019），但其中金融服务无疑是最重要的因素之一，尤其是在金融长期处于抑制状态的农村地区，强力有效的金融支持是农村产业融合发展的关键动力（张红宇，2016）。主要原因在

*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”（编号：21ZDA062）、中央高校基本科研业务费专项资金重点项目“农村产业发展的投融资创新与风险控制研究”（编号：SWU2009215）、“西南大学创新研究2035先导计划”（编号：SWUPolitPlan026）的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。

于：第一，从农村产业融合的参与主体来看，各类农业经营主体在产业融合过程中都需要支付一定的融合成本，资金问题成为制约它们响应产业融合政策的关键因素（张岳和周应恒，2021）。第二，从农村产业融合的重要手段来看，无论是挖掘农业多种功能和培育农业新业态，还是深化农业社会化服务和创新农业生产技术，金融发展都扮演着重要的角色，优质高效的金融服务已成为其核心驱动力。第三，从当前阶段农村产业融合发展的主要产业来看，农产品加工、乡村旅游、农村电商的发展和壮大都有赖于农村金融服务创新（刘俊杰等，2020），农村金融服务的数量多寡和效率高低决定着这些产业的发展速度和可持续能力。鉴于此，国务院及重要政府部门先后出台了《中国农业银行关于做好农村一二三产业融合发展金融服务的意见》等一系列政策文件，强调要不断创新农村金融服务，加大对农村产业融合发展的金融支持力度。这些政策文件从宏观层面为金融支持农村产业融合发展指明了方向，也取得了显著成效。但是，目前大多数参与农村产业融合发展的新型农业经营主体仍处于创业初期，资金需求量大，投资回收期长、风险系数高，追求利润最大化的商业性金融对它们总是“望而却步”或“畏首畏尾”，导致金融支持农村产业融合发展的实践中普遍存在金融供需结构性失衡、金融服务持续性差等问题（张林和温涛，2019），金融服务数量不足和服务效率低下成为制约农村产业融合发展的最大短板。因此，如何有效解决农村产业融合发展的金融支持问题亟待研究。

2005年开始发展的普惠金融旨在为弱势群体提供价格合理、安全便捷的金融产品和金融服务，对支持农村产业融合发展大有可为，而且普惠金融与农村产业融合发展具有内在一致性，二者耦合互动不仅是互助互利的双赢关系，还可以产生更多的经济社会效应（张林和张雯卿，2021）。随着大数据、区块链、人工智能等现代信息技术与传统金融深度融合，数字普惠金融快速发展并逐渐成为普惠金融的主要模式，渗透到城乡居民生产生活的各个领域。然而，数字普惠金融发展及其经济社会效应发挥均受到基础设施建设、数字鸿沟和居民金融素养等诸多因素影响（星焱，2021），在基础条件差、资源禀赋少、金融素养低的农业农村领域，数字普惠金融发展能否打通金融服务的“最后一公里”，进而促进农村产业融合发展，还有待深入研究。此外，在中国迈进新发展阶段与构建新发展格局的关键节点上，数字经济与各行各业融合发展的步伐不断加快，建立健全适应农村实际情况的数字金融服务体系对推进数字乡村建设具有重要意义（陈一明，2021）。本文旨在梳理数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理，并实证分析数字普惠金融对农村产业融合发展的影响、作用机制及区域异质性，从而为健全金融服务体系促进农村产业融合发展提供理论借鉴和经验证据。

已有相关文献为本文提供了很好的思路借鉴，但尚未揭示数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机理，也鲜有涉及数字普惠金融对农村产业融合发展影响及异质性问题的实证研究。本文可能的贡献在于：一是从理论上分析了数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机理，拓展了关于数字普惠金融的研究范畴；二是基于2011—2019年中国30个省份的面板数据，在建立综合评价指标体系并测度省级农村产业融合发展水平的基础上，利用空间计量方法实证检验了数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机制，为农村产业融合发展的金融服务路径优化提供了证据支持；三是鉴于数字普惠金融与农村产业融合发展均存在较大的区域差异，本文将总样本地区分为农村产业融合发展试点区和非试点区、数字普惠金融发展高水平区和低水平区，实证检验了数字普惠金融影响农村产业

融合发展的区域异质性，为制定差异化的数字金融政策以推进农村产业融合发展提供了经验证据。

二、文献综述与理论分析

（一）相关文献综述

本文主要从金融支持农业产业化和金融支持农村产业融合发展两个方面对相关文献进行总结。

第一，农业产业化发展与金融支持问题研究。金融支持是影响农业产业化发展的关键因素，增加金融服务供给、完善农村金融服务体系等措施都有助于缓解农业经营主体的融资难题进而促进农业产业化（O'Toole et al., 2014），而且在金融渗透水平越高的地区，金融支持对农业产业化的促进作用越强（何婧等，2021）。但是，金融支持农业产业化必须做好金融成长周期与企业成长周期的有效衔接。21世纪以来，快速发展的普惠金融和互联网金融对推进农业产业化产生了重要影响。普惠金融能够带动资金、人才、技术等资源要素向农业产业集聚进而促进农业产业转型升级（彭建刚和徐轩，2019），而且普惠金融发展对促进农业产业化具有显著的空间溢出效应（章成等，2021）。

第二，农村产业融合发展与金融支持问题研究。国内学者主要关注金融服务影响农村产业融合发展的效应及具体路径。比如，张林和温涛（2019）认为，金融支持农村产业融合发展需要政府财政资金的引导和支持，财政支农有助于强化农业信贷和农业保险对农村产业融合发展的影响。李晓龙（2019）研究发现，农村金融深化有助于提升农村产业融合发展水平，且这种影响在东部地区更加显著，农业技术进步是农村金融深化影响农村产业融合发展的重要传导机制。何宏庆（2020）研究发现，数字金融可以通过增加金融供给、提高金融可获得性和扩大融资范围等途径为农村产业融合发展提供多元化的金融服务，是推动农村产业融合发展的重要力量，但同时也存在风险边界、成本边界、能力边界和人才边界等新困境。张岳和周应恒（2021）研究认为，数字普惠金融加快了农村产业融合进程，其中信贷业务的促进作用最强，传统金融竞争在数字普惠金融发展与农村产业融合之间起调节作用。数字经济与乡村产业的融合发展不仅可以提升乡村产业效益、竞争力和资源利用率，还有助于提高劳动生产率和管理效率（温涛和陈一明，2020），可以通过科技创新的技术协同作用，发挥信息技术创新中的乘数效应和溢出效应，进而实现可持续发展。但现阶段中国数字经济与乡村产业的融合发展存在融合程度浅、范围小、方式少、支撑不足等问题（陈一明，2021）。

（二）理论分析与研究假说

金融服务对农村产业融合发展具有重要作用，增强金融支持力度有助于促进农村产业融合发展（张林和温涛，2019）。但是，由于金融追本逐利的本性和农村产业的弱质性，各类农业经营主体都面临着不同程度的金融排斥。快速发展的数字普惠金融对缓解农业经营主体的金融排斥问题具有重要作用，成为促进农村产业融合发展的核心动力。数字普惠金融是金融机构和互联网公司依托于传统金融，以数字技术对传统普惠金融的改造升级，不仅具有传统普惠金融的基本功能，还可以调低金融服务门槛和扩大农村金融供给，增强“长尾客户”的金融服务可得性，扩宽农业经营主体的金融服务获取渠道，从而促进农村产业融合发展。实践亦证明，数字普惠金融对农村产业融合发展产生了重要影响。譬如，中国农业银行打造的“惠农e贷”采取线上线下相结合的方式办理涉农贷款，“惠农e付”利用多种

支付方式提供了方便快捷的基础金融服务，“惠农e商”为农业生产经营者提供了全流程的“电商+金融”服务（何宏庆，2020）；京东数字科技集团利用数字农贷、农村众筹、京东白条等产品，走全产业链和全产品链的农村金融战略路线，有效促进了新型农业经营主体的成长和壮大；河南兰考县试点的综合数字金融服务平台“惠农通APP”和四川成都试点的农村金融保险综合服务平台“农贷通APP”，在增加农村金融服务供给、降低农村金融服务成本和有效防范农村金融风险等方面发挥了重要作用，有效推动了农村产业融合发展。另外，数字普惠金融所依托的数字技术具有较强的正外部性，允许信息以较低的成本、合适的方式和较快的速度在不同地区市场参与者之间自由流动（Andrianaivo and Kpodar, 2012），使得数字普惠金融可以降低地理距离和经济距离在金融供给中的重要性，减弱金融服务的路径依赖效应，并有效克服传统金融的空间地理排斥，突破空间区位限制，扩大金融服务边界，从而对周边地区的农村产业融合发展产生空间溢出效应。据此，本文提出假说H1。

H1：数字普惠金融有助于本地农村产业融合发展，同时对周边地区农村产业融合发展产生空间溢出效应。

数字普惠金融发展逐渐改变着传统普惠金融的基本逻辑，可以通过场景、数据、信息和创新来弥补传统普惠金融服务的短板，并降低金融服务中的信息不对称和道德风险（黄益平和黄卓，2018；Berg et al, 2020），具有“覆盖广、成本低、速度快”等优势（Moeninghoff and Wieandt, 2013）。因此，数字普惠金融对农村产业融合发展的作用机制也明显区别于传统普惠金融。本文课题组在重庆永川、四川成都、河南兰考、河南信阳、湖南沅陵、贵州湄潭等多个地区调研发现，数字普惠金融可以通过多种途径影响农村产业融合发展，缓解流动性约束和提高支付便利性是其中最主要的作用机制。

一方面，农村产业融合发展项目前期投资大、回收期长，各类重要参与主体都面临着创业初期启动资金不足、发展时期资金周转不畅等问题，资金约束是阻碍各类参与主体响应农村产业融合发展的关键因素，金融机构所提供的金融服务数量和质量也直接影响着参与主体的创业意愿和成功率（Welter and Smallbone, 2014）。数字普惠金融发展不仅可以丰富农村金融市场的资金供给，拓展传统农村金融的服务广度和服务深度，还可以通过“鲶鱼效应”和“技术溢出效应”促使传统农村金融机构降低客户门槛、创新金融产品和金融服务，为农业经营主体提供多元化的融资渠道和融资方式，从而为农村产业融合发展提供资金支持。而且，数字普惠金融可以利用大数据技术实现企业和个人海量信息的精准抓取与有效整合，减缓金融机构与客户之间的信息不对称，快速实现资金的有效配置，整个信贷审批过程具有即时性、自动性和远程性等特征（Francis et al, 2017），线上借贷手续简单、借款额度和还款方式比较灵活，有助于降低金融服务的交易成本和增强金融交易灵活性（Abraham et al, 2019），提高农业经营主体的融资可得性和融资效率，从而缓解农村产业融合发展的流动性约束问题。

另一方面，随着数字普惠金融的快速发展和普及，数字化支付平台因为安全、便捷等优势已经广泛渗透到城乡居民生产生活的各个领域。课题组调研数据显示，90%以上的普通农户和新型农业经营主体都使用过数字普惠金融服务，其中，使用过数字化支付的普通农户和新型农业经营主体占比分别为80.19%和93.34%，在农业生产经营过程中使用数字化支付并认为对生产经营具有积极影响的新型农业经营主体占比为77%，每周使用数字化支付超过5次的新型农业经营主体占比高达61.6%。数字

化支付平台的快速发展为农产品加工业、乡村旅游业和农村电商等重点产业发展创造了条件，进而推进了农村产业融合发展。首先，数字化支付可以为农产品加工企业在生产生活资料采购、农副产品销售、劳动者工资支付等方面提供支付便利，有助于降低农产品加工企业持有现金的机会成本和支付结算的交易成本，加速资金周转和提高经营利润，从而不断扩大生产经营规模和范围，延伸农业产业链。其次，数字化支付在乡村旅游景区、乡村民宿、农家乐、乡村超市等场所的广泛使用为城镇居民下乡旅游、消费和购物带来了支付便利，有效迎合了城镇居民的线上支付习惯，增强了城镇居民乡村旅游的舒适度和满足感，从而带动了乡村旅游业发展。再次，在互联网购物快速发展的背景下，大力发展农村电商，以农村电商为平台实现农副产品产地直销、个性化定制、品牌化销售，是推进农村产业融合发展的重要方式之一（张岳和周应恒，2021）。便利的数字化支付和网上结算为农产品线上销售、网络直播带货等新业态奠定了基础，为农村电商发展创造了条件。据此，本文提出假说 H2。

H2: 缓解流动性约束和提高支付便利性是数字普惠金融促进农村产业融合发展的主要作用机制。

已有研究表明，数字普惠金融对居民消费、居民创业、产业结构升级等方面的影响存在基于地区经济发展水平、财政支持力度等外部因素和基于数字普惠金融自身发展水平的门槛效应（蓝乐琴和杨卓然，2021；章成等，2021）。当门槛变量低于门槛值时，数字普惠金融的影响不显著；当门槛变量跨越门槛值后，数字普惠金融的影响将变得更为明显更强烈。由于这些门槛变量存在区域差异，数字普惠金融对农村产业融合发展的影响也可能存在区域异质性。一方面，2015 年开始农村产业融合发展试点以来，各级政府不仅颁布了一系列重要政策文件，还安排了财政专项资金支持农村产业融合发展试点。在这些政策的引导和资金支持下，试点地区数字普惠金融支持农村产业融合发展的产业基础、政策基础和外部环境都优于非试点地区，使得试点地区农村产业融合发展速度快于非试点地区。另一方面，各地区数字普惠金融发展水平受人均收入水平、传统金融发展水平、数字基础设施、互联网普及率、金融市场生态和居民数字金融素养等众多因素的影响（星焱，2021），这些影响因素的区域差异使得农村数字普惠金融发展水平存在显著的区域差异（张龙耀和邢朝辉，2021），导致数字普惠金融的经济效应及作用机制也存在区域异质性（张勋等，2020）。据此，本文提出假说 H3。

H3: 数字普惠金融对农村产业融合发展的影响及作用机制存在区域异质性。

三、研究设计：模型、指标与数据

（一）计量模型设定

正如理论分析所述，数字普惠金融不仅对本地农村产业融合发展产生影响，还可以突破空间局限，对周边其他省份的农村产业融合发展产生影响，而且农村产业融合发展本身也具有一定的空间溢出效应，因此，本文使用空间计量模型进行实证检验。空间计量模型主要包括空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）和空间杜宾模型（SDM），其中，空间杜宾模型同时包含被解释变量和解释变量的滞后项，是空间滞后模型的拓展。Elhorst（2010）也指出，如果同时存在空间误差和空间滞后效应，并且 LM 检验拒绝不包含空间效应的 OLS 估计结果，则应该选择空间杜宾模型。因此，本文借鉴 Fischer et al.（2009）的思想，设计以下空间杜宾模型，并采用极大似然估计方法（ML）进行估计：

$$C_{it} = \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} C_{jt} + \beta \sum_{j=1}^N W_{ij} DF_{jt} + \gamma DF_{it} + \phi \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \kappa X_{it} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} \varepsilon_{jt} + v_{it} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中, C_{it} 为省份 i 在第 t 年的农村产业融合发展指数, DF_{it} 为省份 i 在第 t 年的数字普惠金融指数, X_{it} 为控制变量, ρ 表示空间自回归系数, α_i 、 μ_t 、 ε_{it} 分别表示地区固定效应、时间固定效应和随机误差项, β 、 γ 、 ϕ 、 κ 分别为各变量的系数, W_{ij} 为空间权重矩阵。

(二) 指标选择

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为各省份农村产业融合发展指数。关于农村产业融合发展指数测度的研究主要可以分为两大类, 一类是专门就某个省份或某个区域的农村产业融合发展指数进行测度(程莉和孔芳霞, 2020), 另一类是在实证研究农村产业融合发展的影响因素或经济社会效应等问题时对农村产业融合发展指数进行测度(张林和温涛, 2019; 李晓龙和冉光和, 2019; 张岳和周应恒, 2021)。尽管以上文献基于自身研究目的和研究对象选择了不同的评价指标, 尚未形成一套普遍认可的综合评价指标体系, 但基本上都包含了农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透等几个维度。本文结合农村产业融合发展的概念内涵以及对以上相关文献的借鉴, 同时综合考虑指标的科学性和全面性、数据的可得性和可比性, 从农业产业链延伸、农业多功能拓展、农业服务业融合、农业新业态培育、农业技术渗透和利益联结机制完善六个维度, 构建包含 9 个具体指标的农村产业融合发展指数综合评价指标体系, 如表 1 所示。

第一, 农业产业链延伸。农业产业链延伸是指通过农产品生产、加工、销售等环节的串联与整合, 将农业产业向产前产后纵向延伸。考虑到现阶段农业产业链延伸的重点是大力发展农产品加工业, 并将农业增值收益留给农民, 本文选择第一产业总产值占比、人均农副产品加工业总产值两个指标来反映农业产业链延伸水平。两个指标的相关原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农产品加工业发展报告》及各省份统计年鉴。

第二, 农业多功能拓展。农业多功能拓展是指不断拓展农业经济、社会、文化、生态等多种功能, 推进农业与旅游、文化、康养等产业的深度融合, 形成农村产业融合发展新业态, 进而带动农民返乡创业或就近就业。考虑到现阶段农业多功能拓展的重点是大力发展乡村休闲旅游业, 本文选择休闲农业发展情况、乡村非农就业占比两个指标来反映农业多功能拓展情况。休闲农业年营业收入的相关数据来源于历年《中国休闲农业年鉴》及各省份的统计年鉴, 乡村二三产业就业人数来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》及各省份统计年鉴。

第三, 农业服务业融合。农业服务业融合是指农业与为农业产前、产中、产后环节提供服务的农业服务业的融合互动与协调发展。农业服务包括农机作业服务、农技推广服务、农资配送服务、农业信息服务、农产品营销服务等多种类型。本文选择人均农林牧渔服务业产值来反映农业服务业融合发展情况, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。

第四，农业新业态培育。农业新业态培育是指以新思维、新技术、新模式对传统农业进行改造，形成多元化的新型农业形态。考虑到设施农业是中国重点发展的农业新业态之一（李晓龙和冉光和，2019），本文选择设施农业面积占比来反映农业新业态培育情况，原始数据来源于农业农村部农业机械化司的全国温室数据系统^①。

第五，农业技术渗透。农业技术渗透是指在农业生产领域引入现代农业机械设备或物联网、大数据等信息技术，加快推进农业生产经营的数字化、智能化和标准化，从而提高农业生产效率。因此，本文选择农业机械化程度、农业劳动生产率两个指标来反映农业技术渗透情况，原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。

第六，利益联结机制完善。推进农村产业融合发展的主要目的之一是通过完善小农户与现代农业经营主体的利益联结机制，实现联农带农，进而促进农民持续增收。考虑到农民专业合作社是现阶段数量最多、辐射作用最大的新型农业经营主体（张林和温涛，2021），本文选择每万人拥有农民专业合作社数量来反映农村产业融合发展中的利益联结机制完善情况，数据来源于历年各地区市场主体发展报告和工商行政管理局的网站报道，通过人工收集整理得到。

表1 农村产业融合发展指数评价指标体系

目标	二级指标	三级指标	指标计算方法	方向
农村 产业 融合 发展 指数	农业产业链延伸	第一产业总产值占比	第一产业增加值/地区生产总值	-
		人均农副产品加工业总产值	规模以上农副产品加工业总产值/农村人口数	+
	农业多功能拓展	休闲农业发展情况	休闲农业年营业收入/第一产业总产值	+
		乡村非农就业占比	乡村二三产业从业人数/乡村从业总人数	+
	农业服务业融合	人均农林牧渔服务业产值	农林牧渔服务业产值/农村人口数	+
	农业新业态培育	设施农业面积占比	设施农业总面积/耕地总面积	+
	农业技术渗透	农业机械化程度	农业机械总动力/耕地总面积	+
农业劳动生产率		第一产业总产值/第一产业从业人数	+	
利益联结机制完善	每万人拥有农民合作社数量	农民专业合作社数量/农村人口数	+	

根据表1中的指标体系，本文采用极差法对各指标的原始数据进行无量纲化处理和平移处理^②。指标数据标准化处理的计算公式为：

$$\text{正向指标: } S_{ijt} = \frac{Y_{ijt} - \min(Y_j)}{\max(Y_j) - \min(Y_j)} + 0.0001 \quad (3)$$

$$\text{负向指标: } S_{ijt} = \frac{\max(Y_j) - Y_{ijt}}{\max(Y_j) - \min(Y_j)} + 0.0001 \quad (4)$$

^①全国温室数据系统网址：<http://data.sheshiyuanyi.com/AreaData>。

^②无量纲化处理得到的标准化数据存在部分零值，会影响熵值取对数的计算，因此采用平移的办法予以解决。

(3) 式和(4)式中, S_{ijt} 为各指标的标准化值, 值越大表示该指标对农村产业融合发展指数的贡献度越大。 Y_{ijt} 为各指标的实际值, $i = 1, 2, \dots, m$, $j = 1, 2, \dots, n$, m 和 n 分别表示样本数和指标数, t 表示年份。 $\max(Y_j)$ 和 $\min(Y_j)$ 分别表示基期年 30 个样本中第 j 个指标的最大值和最小值。

本文采用 TOPSIS 法测度中国各省份农村产业融合发展指数。囿于篇幅, TOPSIS 法的计算过程未予列出, 具体可参见魏敏和李书昊(2018)。本文采用主客观综合赋权法对每个评价指标赋权, 计算公式为: 综合权重=主观权重 \times 0.5+客观权重 \times 0.5, 其中, 主观权重采用专家打分法确定, 客观权重采用熵值赋权法确定。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为各省份数字普惠金融指数, 采用北京大学数字普惠金融指数, 数据来源于北京大学数字金融研究中心课题组发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2020年)》。该指数的指标体系覆盖了数字普惠金融的覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度, 包括了 33 个具体指标, 能够比较客观、全面地反映数字普惠金融的实际发展状况。而且, 该指数是目前最具影响力、使用最频繁最广泛的数字普惠金融指数, 已有较多学者利用该指数研究数字普惠金融对农业生产经营活动的影响(张岳和周应恒, 2021; 孙学涛等, 2022)。

3.控制变量。根据课题组调研所了解的农村实际情况, 并借鉴已有相关文献, 本文模型选取以下控制变量: ①财政支农强度, 采用各省份财政农林水事务支出与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ②传统金融支农强度, 考虑到传统金融对农村产业融合发展的支持以信贷为主, 本文采用农林牧渔业贷款余额与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国金融年鉴》; ③农业保险深度, 采用各省份农业保险保费收入与农林牧渔业总产值之比衡量, 原始数据来源于 Wind 资讯数据和 EPS 数据库; ④产业结构高级化程度, 采用各省份二三产业总产值与地区生产总值之比衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ⑤农村公路密度, 采用各省份农村公路里程数与除建成区以外的行政区划面积之比衡量, 计算公式为: 农村公路密度=(等级公路总里程—高速公路里程—一级公路里程—二级公路里程+等外公路里程)/(行政区划面积—建成区面积), 单位为“公里/平方公里”, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》; ⑥农村人力资本水平, 采用各省份农村劳动力平均受教育年限衡量, 原始数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》; ⑦互联网普及率, 采用各省份互联网宽带接入用户数占比衡量, 其中, 2011—2016 年数据直接来源于历年《中国统计年鉴》, 2017 年和 2018 年数据来源于网宿科技发布的《网宿·中国互联网发展报告》^①, 2019 年的互联网普及率数据采用移动互联网用户数除以常住人口数计算得到; ⑧固定资产投资, 采用各省份农村居民人均固定资产投资额衡量, 单位为“万元/人”, 原始数据来源于历年《中国固定资产投资统计年鉴》和各省份统计年鉴。

(三) 数据说明

2015 年中央“一号文件”首次提出“农村一二三产业融合发展”的概念, 若以 2015 年为研究起

^①2017 年《网宿·中国互联网发展报告》, <https://max.book118.com/html/2019/0212/7010111015002006.shtm>; 2018 年《网宿·中国互联网发展报告》, <http://www.199it.com/archives/863926.html>。

始年，数据可得性问题将导致研究样本太少，研究结论缺乏说服力。考虑到农村产业融合发展与农业产业化在时间上的继起性（苏毅清等，2016；张红宇，2016），以及北京大学数字普惠金融指数起始年为2011年，本文将研究时间区间确定为2011—2019年，研究对象包括除西藏、香港、澳门、台湾外的30个省份。缺失的个别数据采用线性插值法予以补齐，对所有与价格有关的变量值以2011年为基期进行平减处理，对数值较大的非比值型指标均取对数处理。各变量的描述性统计结果如表2所示。

表2 变量描述性统计结果

变量	平均值	最大值	最小值	中位数	标准差	观测值数量
农村产业融合发展指数	0.3319	0.7595	0.0638	0.3144	0.0084	270
数字普惠金融指数	5.1513	6.0168	2.9085	5.3681	0.6701	270
财政支农强度	0.2501	2.0753	0.0748	0.1610	0.2916	270
传统金融支农强度	0.4052	1.8706	0.1064	0.3247	0.2686	270
农业保险深度	0.5204	3.2504	0.0182	0.3451	0.5206	270
产业结构高级化程度	0.9027	0.9973	0.7389	0.9081	0.0512	270
农村公路密度	0.8093	1.9969	0.0797	0.7957	0.4223	270
农村人力资本水平	7.7810	9.8009	5.8783	7.8360	0.6084	270
互联网普及率	0.5022	0.7800	0.2420	0.5010	0.1215	270
固定资产投资	7.3278	8.4848	4.4504	7.4244	0.5678	270

四、数字普惠金融与农村产业融合发展：实证分析

（一）空间相关性检验

空间计量模型要求核心变量具有空间相关性，因此，本文首先分别计算样本期内数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的Moran's I指数，以判断数字普惠金融和农村产业融合发展各自是否具有空间相关性。表3展示了2011—2019年数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的Moran's I指数测算结果。由表3中结果可知，历年数字普惠金融指数和农村产业融合发展指数的Moran's I指数全部为正，且都在1%的水平上通过了显著性检验，说明各省份数字普惠金融与农村产业融合发展并非表现出随机状态，而是存在显著的空间正相关性，在地理空间上表现出明显的集聚现象。同时，绘制数字普惠金融指数和农村产业融合发展指数的Moran's I指数散点图^①可以发现，中国数字普惠金融和农村产业融合发展主要表现为东部地区的“高一高”集聚和西部地区的“低—低”集聚两种类型。这两种类型的分化现象基本符合中国经济发展水平从东到西呈阶梯状分布的空间格局，说明数字普惠金融和农村产业融合发展在空间地理分布上存在明显的依赖性和集聚模式异质性，因此，采用空间计量模型进行实证检验是合理而又必要的。

^①囿于篇幅，Moran's I指数散点图未在文中展示。

表3 数字普惠金融指数与农村产业融合发展指数的 Moran's I 指数

	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年
数字普惠金融指数	0.342*** (3.869)	0.419*** (4.736)	0.401*** (4.552)	0.396*** (4.508)	0.339*** (3.920)	0.397*** (4.536)	0.406*** (4.638)	0.418*** (4.724)	0.431*** (4.848)
农村产业融合发展指数	0.466*** (5.319)	0.493*** (5.535)	0.486*** (5.431)	0.466*** (5.518)	0.438*** (4.890)	0.372*** (4.210)	0.270*** (3.184)	0.244*** (2.903)	0.202*** (2.467)

注：***表示1%的显著性水平，括号内为z统计量。

(二) 基准回归分析

为了保证结果的稳健性，本文在研究过程中同时采用了空间邻接、空间距离、经济距离三种空间权重，并对相应的结果做了比较。囿于篇幅，本文仅报告基于空间距离平方的倒数设定空间权重的实证结果。表4展示了全样本下空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型三类空间面板模型的估计结果。经过Wald Spatial lag和LR Spatial lag等相关检验后，本文将空间杜宾模型作为最终的空间计量模型。从表4中结果可以看出，在控制其他影响因素的情况下，数字普惠金融对农村产业融合发展有显著的正向影响。以空间杜宾模型的结果为例，数字普惠金融指数的回归系数为0.0611，数字普惠金融指数空间滞后项的回归系数为0.0533，且均在1%的水平上显著。这说明，数字普惠金融不仅可以促进本地农村产业融合发展，还会对周边地区的农村产业融合发展产生促进效应，即数字普惠金融对农村产业发展的促进作用具有明显的空间溢出效应。本文假说H1得证。

表4 全样本的空间计量模型估计结果

	空间滞后模型		空间误差模型		空间杜宾模型	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融指数	0.0596**	0.0251	0.0618***	0.0213	0.0611***	0.0142
财政支农强度	0.0541***	0.0172	0.0385**	0.0171	0.0443**	0.0212
传统金融支农强度	0.0609***	0.0121	0.0622***	0.0122	0.0617***	0.0124
农业保险深度	0.0484**	0.0217	0.0500**	0.0241	0.0238	0.0202
产业结构高级化程度	0.3611**	0.1682	0.3854**	0.1678	0.0545**	0.0242
农村公路密度	-0.0208	0.0241	0.0241*	0.0132	0.0239*	0.0138
农村人力资本水平	0.0005	0.0110	0.0005	0.0110	0.0109**	0.0054
互联网普及率	0.0026***	0.0008	0.0040***	0.0011	0.0019***	0.0006
固定资产投资	0.0574**	0.0255	0.0452**	0.0218	0.0511**	0.0238
数字普惠金融指数空间滞后项					0.0533***	0.0115
财政支农强度空间滞后项					-0.0091**	0.0040
传统金融支农强度空间滞后项					0.0552***	0.0198
农业保险深度空间滞后项					0.0144	0.0160
产业结构高级化程度空间滞后项					0.0195**	0.0079
农村公路密度空间滞后项					-0.0622*	0.0321

农村人力资本水平空间滞后项				0.0844**	0.0405
互联网普及率空间滞后项				0.0019**	0.0008
固定资产投资空间滞后项				0.0413**	0.0202
空间自回归系数	0.3282***	0.0822	0.2712***	0.0913	0.2425***
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制
Log-Likelihood	468.5821		471.3542		460.6251
R ²	0.2039		0.2018		0.2053

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

当空间面板模型存在空间滞后项时，可以使用微积分方法将总效应分解为直接效应和间接效应（LeSage and Pace, 2009），以避免利用点估计方法检验空间溢出效应所导致的偏误。本文将比较数字普惠金融影响农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应，具体结果见表 5。从表 5 中结果可知，数字普惠金融对农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应全部显著，且系数为正，这进一步验证了本文的假说 H1。比较发现，直接效应值和显著性水平明显高于间接效应，说明数字普惠金融对本地农村产业融合发展的直接作用更大。这意味着要充分发挥数字普惠金融对农村产业融合发展的促进作用，各地区不能指望通过“搭便车”来“坐享其成”，而应该积极主动采取措施加快数字普惠金融发展，各地区协同发力从而产生“1+1>2”的效果。

表 5 数字普惠金融影响农村产业融合发展的直接效应、间接效应和总效应估计结果

	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融指数	0.0589**	0.0251	0.0159*	0.0092	0.0748**	0.0342
财政支农强度	0.0512**	0.0208	-0.0615	0.0546	-0.0103*	0.0058
传统金融支农强度	0.0607***	0.0215	0.0148*	0.0081	0.0755***	0.0185
农业保险深度	0.0189	0.0206	-0.0283	0.0359	-0.0094	0.0448
产业结构高级化程度	0.0248**	0.0111	0.0114**	0.0052	0.0362**	0.0171
农村公路密度	0.0245**	0.0117	-0.0143	0.1082	0.0102**	0.0044
农村人力资本水平	0.0019**	0.0009	0.0013**	0.0006	0.0032**	0.0014
互联网普及率	0.0021**	0.0010	0.0014**	0.0006	0.0035**	0.0016
固定资产投资	0.0291**	0.0137	-0.0114	0.0122	0.0177**	0.0072

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）政策效应检验

2015 年推出农村产业融合发展试点政策以后，试点地区得到了中央及地方政府更多的财政支持，非试点地区在政策引导下也不断探索和推进农村产业融合发展。为了考察数字普惠金融对农村产业融合发展的影响在试点前后两个阶段是否具有—致性，本文以 2015 年为时间基准生成哑变量，2015 年以前该变量取值为 0，2015 年及以后该变量取值为 1，模型估计结果见表 6 中的（1）列和（2）列。从回归结果可以看出，哑变量的回归系数为 0.0125，在 1%的水平上显著，哑变量空间滞后项的回归系数为 0.2639，在 5%的水平上显著，这说明，从 2015 年开始的试点政策对农村产业融合发展产生了

显著的促进作用。

本文以 2015 年为时间节点，将总样本分成试点前和试点后两个子样本，试点前样本的时间区间为 2011—2014 年，试点后样本的时间区间为 2015—2019 年，基于两组样本的估计结果见表 6 中（3）～（6）列。从回归结果可以看出，无论是试点前还是试点后，数字普惠金融指数及其空间滞后项的回归系数均为正，且全都显著，这再次证明数字普惠金融可以对本地及周边地区农村产业融合发展产生促进作用。但是，比较试点前后数字普惠金融指数回归系数的大小可知，试点后数字普惠金融指数的回归系数（0.1026）要大于试点前的回归系数（0.0477），而且试点后显著性水平也有所提高，说明数字普惠金融对农村产业发展的促进作用在试点政策推出以后变得更加强烈。可能的原因在于：一是政府相关政策对金融机构支农的支持和引导作用不断加强，金融机构对农业农村领域的金融服务数量和质量都有所提高；二是在经济效应逐渐显现的“诱使”下，农业经营主体向金融机构“主动出击”的意愿更强，农村金融服务供求的结构性失衡有所减缓，使得金融支持农村产业融合发展的质量和效率不断提高。

表 6 农村产业融合发展试点政策效应检验结果

	试点政策效应		试点前：2011—2014 年		试点后：2015—2019 年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字普惠金融指数	0.0706***	0.0212	0.0477**	0.0205	0.1026***	0.0352
哑变量	0.0125***	0.0048				
数字普惠金融指数空间滞后项	0.1234**	0.0511	0.0566**	0.0273	0.1045**	0.0426
哑变量空间滞后项	0.2639**	0.1132				
空间自回归系数	0.2948***	0.0316	0.2735***	0.0901	0.2816***	0.0651
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	381.3518		294.0581		315.4143	
R ²	0.2973		0.3112		0.3086	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（四）内生性讨论与稳健性检验

尽管本文尽可能地控制了相关变量，但数字普惠金融与农村产业融合发展之间仍可能存在内生性问题。首先，考虑农村产业融合发展的动态性，在模型中加入农村产业融合发展指数滞后一期变量，采用动态空间杜宾模型进行回归分析，估计结果见表 7 中的（1）列。结果显示，数字普惠金融指数及其空间滞后项的回归系数均为正，且都显著。然而，动态空间杜宾模型无法解决由解释变量和被解释变量相互影响而产生的联立内生性问题（韩峰和阳立高，2020）。为了解决数字普惠金融与农村产业融合发展之间相互影响而形成的联立内生性问题，本文参考 Vega and Elhorst（2017）的做法，选取合适的工具变量，采用系统 GMM 估计方法对动态空间杜宾模型进行估计。现有相关研究大多采用地区与杭州之间的空间距离（张勋等，2020）、数字普惠金融指数滞后一期变量（孙学涛等，2022）等

作为数字普惠金融指数的工具变量,来解决内生性问题。本文借鉴张勋等(2020)和孙学涛等(2022)的做法,分别采用省会城市与杭州的空间距离、数字普惠金融指数滞后一期变量作为工具变量,估计结果分别见表7的(2)列和(3)列。根据回归结果可知,Sargan 检验统计量的伴随概率均大于0.1,接受所有工具变量有效的原假设,AR(1)检验统计量的伴随概率均小于0.01,但AR(2)检验统计量的伴随概率均大于0.1,接受不存在二阶自相关的原假设,由此说明本文的工具变量选择是有效的。根据(2)列和(3)列结果可知,采用两种工具变量进行动态空间杜宾模型GMM估计时,数字普惠金融指数及其空间滞后项的估计结果并未发生明显改变,这验证了前面的实证结果。

同时,为了保证实证结果的科学性,本文做了如下两方面的稳健性检验。一是更换被解释变量的测度方法,采用线性加权求和法合成各省份农村产业融合发展指数,检验结果见表7中的(4)列。二是更换核心解释变量的处理方式,对各省份数字普惠金融指数除以100,以减少异方差的影响,检验结果见表7的(5)列。从表7中(4)列和(5)列的稳健性检验结果可知,数字普惠金融指数及其空间滞后项均显著,系数都为正,说明本文的实证结果是稳健的。

表7 内生性讨论与稳健性检验结果

	动态空间 杜宾模型 (1)	IV: 省会城市与 杭州的空间距离 (2)	IV: 数字普惠金融 指数滞后一期 (3)	更换被解释 变量 (4)	更换核心 解释变量 (5)
农村产业融合发展指数 滞后一期	0.1215*** (0.0131)	0.1189*** (0.0158)	0.1168*** (0.0143)		
数字普惠金融指数	0.0164*** (0.0039)	0.0145*** (0.0048)	0.0152*** (0.0046)	0.1428** (0.0589)	0.0267** (0.0113)
农村产业融合发展指数 空间滞后项	0.0125** (0.0057)	0.0131** (0.0055)	0.0129** (0.0060)		
农村产业融合发展指数 滞后一期空间滞后项	0.0248** (0.0107)	0.0231** (0.0113)	0.0242** (0.0116)		
数字普惠金融指数空间 滞后项	0.0194** (0.0089)	0.0183** (0.0077)	0.0189** (0.0085)	0.0608** (0.0291)	0.0332** (0.0149)
空间自回归系数	0.2315*** (0.0611)	0.2206*** (0.0625)	0.2310*** (0.0681)	0.2043*** (0.0701)	0.2151*** (0.0606)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区与时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log-Likelihood	403.0525			377.1153	419.4051
R ²	0.2994			0.2987	0.3008
Wald 检验		426.55***	455.19***		
自相关检验 AR(1)		-3.4108 [0.0000]	-3.1512 [0.0000]		
自相关检验 AR(2)		0.5581 [0.2189]	0.6325 [0.1864]		
Sargan 检验		28.7395 [0.2168]	30.4145 [0.2233]		

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，圆括号内为稳健标准误，方括号内为伴随概率。

五、数字普惠金融与农村产业融合发展：作用机制

（一）缓解流动性约束

数字普惠金融的主要优势之一就是可以满足“长尾客户”的借贷需求，从而缓解或消除流动性约束。因此，本文首先采用数字普惠金融的信贷业务指数来检验缓解流动性约束是否为数字普惠金融促进农村产业融合发展的作用机制，回归结果见表 8 中的（1）列和（2）列。从结果可以看出，信贷业务指数的回归系数为 0.0127，在 5%的水平上显著，说明信贷业务发展有助于促进农村产业融合发展。此外，信用业务是信贷业务开展的基本前提，也与流动性约束相关，因此，本文也采用信用业务指数来检验缓解流动性约束机制是否成立。但北京大学数字普惠金融指数中的信用业务指数仅有 2015—2019 年的数据，因此本文利用试点以后的样本数据进行实证检验，回归结果见表 8 中的（3）列和（4）列。从结果可以看出，信用业务指数的回归系数为 0.0126，在 5%的水平上显著，但信用业务指数空间滞后项的回归系数不显著，说明信用业务的发展能促进本地农村产业融合发展，但对周边地区农村产业融合发展的影响不明显。为了检验该结果的稳健性，本文将包含信贷业务指数和信用业务指数的使用深度指数纳入全样本的模型进行分析，回归结果见表 8 的（5）列和（6）列。从结果可以看出，使用深度指数的回归系数为 0.0065，在 10%水平上显著，但使用深度指数空间滞后项的回归系数不显著，这说明数字普惠金融使用深度的提升可以促进本地农村产业融合发展。综上可知，数字普惠金融能通过缓解流动性约束促进农村产业融合发展，即假说 H2 中的缓解流动性约束机制是成立的。

表 8 缓解流动性约束机制检验结果

	2011—2019 年		2015—2019 年		2011—2019 年	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信贷业务指数	0.0127**	0.0058				
信用业务指数			0.0126**	0.0055		
使用深度指数					0.0065*	0.0037
信贷业务指数空间滞后项	0.0137**	0.0069				
信用业务指数空间滞后项			-0.0305	0.0812		
使用深度指数空间滞后项					0.0011	0.0010
空间自回归系数	0.2695***	0.0932	0.2631***	0.0822	0.2533***	0.0908
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	451.0082		390.1354		439.3512	
R ²	0.3158		0.3253		0.3139	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）提高支付便利性

本文借鉴张勋等（2020）的思路，利用数字普惠金融分指数来检验支付便利性对农村产业融合发展的影响。北京大学数字普惠金融指数包括覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分指数，其中，使用深度又可以分为支付服务、信贷服务、保险服务、投资服务、信用服务等细分指数，数字化程度又可以分为移动化、实惠化、信用化和便利化等细分指数。在所有这些分指数中，覆盖广度、支付服务和数字化程度三个指数可以反映支付便利性。表9展示了覆盖广度、支付服务和数字化程度三个分指数对农村产业融合发展影响的模型估计结果。之所以将这三个分指数分别代入模型，是因为这三类分指数均包含支付便利性的信息，统一纳入模型可能存在共线性问题。从表8中的结果可知，在控制其他影响因素的情况下，覆盖广度指数、支付服务指数、数字化程度指数的回归系数都为正，并通过了显著性检验，三个分指数空间滞后项的回归系数也都为正，在5%的水平上显著，说明数字普惠金融的覆盖广度、支付服务、数字化程度不仅对本地农村产业融合发展具有显著的正向影响，还对周边地区的农村产业融合发展具有促进作用，即提高支付便利性是数字普惠金融促进农村产业融合发展的作用机制，假说H2中的提高支付便利性机制是成立的。

表9 提高支付便利性机制检验结果

	覆盖广度		支付服务		数字化程度	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
覆盖广度指数	0.0139**	0.0063				
支付服务指数			0.0115***	0.0039		
数字化程度指数					0.0108**	0.0045
覆盖广度指数空间滞后项	0.0223**	0.0102				
支付服务指数空间滞后项			0.0096**	0.0045		
数字化程度指数空间滞后项					0.0118**	0.0052
空间自回归系数	0.2417***	0.0892	0.2652***	0.0894	0.2453***	0.0925
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区与时间固定效应	已控制		已控制		已控制	
Log-Likelihood	481.2021		468.4853		450.1359	
R ²	0.3458		0.3405		0.3345	

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

六、数字普惠金融与农村产业融合发展：区域异质性

（一）基于试点区与非试点区的比较

2016年，为了贯彻落实《国务院办公厅关于推进农村一二三产业融合发展的指导意见》精神，中央财政专项安排12亿元，重点支持安徽、重庆、贵州、黑龙江、江苏、江西、辽宁、山东、河南、湖北、湖南、浙江共12个省（市）开展农村一二三产业融合发展试点工作。鉴于此，本文将以上12个省份作为试点区，其余18个省份作为非试点区，以2015—2019年面板数据检验数字普惠金融对农村产业融合发展影响的区域异质性。

首先检验数字普惠金融对农村产业融合发展的影响在试点区与非试点区的差异，回归结果见表 10 中的（1）列和（5）列。从结果可知，在试点区和非试点区样本下，数字普惠金融指数的回归系数分别为 0.0410 和 0.0225，数字普惠金融指数空间滞后项的回归系数分别为 0.0245 和 0.0228，全部通过了显著性检验，说明无论是试点区还是非试点区，数字普惠金融均有助于本地和周边地区的农村产业融合发展。横向比较基于两组样本的回归系数可知，试点区数字普惠金融对农村产业融合发展的效应明显高于非试点区，空间溢出效应也略强于非试点区。在试点区，中央和地方财政投入了大量专项资金支持农村产业融合发展，对金融支持农村产业融合发展产生了重要的引导和强化作用；在非试点区，农村产业融合发展尚处于探索阶段，大多数响应产业融合发展的经营主体还处于创业期，金融机构对它们的支持仍比较谨慎，导致这些经营主体能够获得的金融服务数量明显少于试点区的农业经营主体。

其次，本文将进一步检验数字普惠金融影响农村产业融合发展的作用机制在试点区与非试点区是否存在差异。囿于篇幅，本文仅展示采用覆盖广度、使用深度和数字化程度三类分指数对作用机制异质性的检验结果，回归结果见表 10 的（2）～（4）列和（6）～（8）列。根据结果可知，使用深度指数的回归系数在试点区和非试点区都为正，都在 5% 的水平上显著，说明缓解流动性约束机制在试点区和非试点区均成立。覆盖广度指数和数字化程度指数的回归系数在试点区均为正，且都显著，在非试点区不显著，说明提高支付便利性机制在试点区成立，在非试点区不成立。

表 10 基于试点区与非试点区比较的检验结果

	试点区				非试点区			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字普惠金融指数	0.0410*** (0.0108)				0.0225** (0.0097)			
覆盖广度指数		0.0081** (0.0037)				0.0075 (0.0051)		
使用深度指数			0.0528** (0.0225)				0.0359** (0.0158)	
数字化程度指数				0.0067*** (0.0011)				0.0058 (0.0042)
数字普惠金融指数空间滞后项	0.0245** (0.0118)				0.0228* (0.0121)			
覆盖广度指数空间滞后项		0.0114* (0.0059)				0.0166 (0.0182)		
使用深度指数空间滞后项			0.1113* (0.0599)				0.1442*** (0.0405)	
数字化程度指数空间滞后项				-0.0149 (0.0475)				-0.0062 (0.0208)
空间自回归系数	0.2247*** (0.0703)	0.2258*** (0.0715)	0.2250*** (0.0726)	0.2341*** (0.0721)	0.1267** (0.0607)	0.1319** (0.0628)	0.1475** (0.0693)	0.1244** (0.0585)

数字普惠金融如何影响农村产业融合发展

控制变量	已控制	已控制							
地区与时间固定效应	已控制	已控制							
Log-Likelihood	210.4259	234.1543	229.6024	243.0511	317.1924	310.1304	312.7059	321.1582	
R ²	0.2281	0.2315	0.2231	0.2261	0.3149	0.3126	0.3188	0.3191	

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

（二）基于数字普惠金融发展水平的分组比较

本文采用面板门槛模型检验数字普惠金融对农村产业融合发展的影响是否存在基于数字普惠金融发展水平的门槛效应。基于全样本的门槛效应检验结果显示，数字普惠金融对农村产业融合发展的影响存在基于数字普惠金融发展水平的单门槛效应，门槛值为 5.1009^①。当数字普惠金融发展水平超过门槛值后，数字普惠金融对农村产业融合发展具有促进作用；反之，不能有效促进农村产业融合发展。

在此基础上，本文以门槛值为分组依据，将 30 个省份分为数字普惠金融高水平区域和低水平区域，数字普惠金融指数历年平均值低于门槛值的为低水平区域，历年平均值高于门槛值的为高水平区域，基于门槛值分组的检验结果如表 11 所示。从结果可以看出，在数字普惠金融指数较高的区域，数字普惠金融指数、覆盖广度指数、使用深度指数、数字化程度指数及其空间滞后项的回归系数全部为正，且都显著，说明数字普惠金融对本地及周边地区农村产业融合发展具有显著的促进作用，提高支付便利性机制和缓解流动性约束机制在数字普惠金融高水平区域成立。在数字普惠金融指数较低的区域，数字普惠金融指数及其空间滞后项均不显著，说明在数字普惠金融低水平区域，数字普惠金融尚未对农村产业融合发展产生明显的促进效应，这也印证了门槛模型的回归结果。分指数方面，仅有使用深度指数的回归系数为正，在 5%的水平上显著，而覆盖广度指数和数字化程度指数均不显著，这说明在数字普惠金融发展水平较低的区域，缓解流动性约束机制成立，但提高支付便利性机制不成立，即数字普惠金融主要通过缓解流动性约束来影响农村产业融合发展。

表 11 基于数字普惠金融高水平区域和低水平区域比较的检验结果

	数字普惠金融高水平区域				数字普惠金融低水平区域			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字普惠金融指数	0.0512*** (0.0112)				0.0120 (0.0106)			
覆盖广度指数		0.0145** (0.0071)				0.0168 (0.0137)		
使用深度指数			0.0326** (0.0148)				0.0251** (0.0116)	
数字化程度指数				0.0069** (0.0029)				0.0055 (0.0043)
数字普惠金融指	0.0172**				0.0076			

^①囿于篇幅，门槛效应检验结果未列出。门槛值 5.1009 是数字普惠金融指数取对数后的值。

数字普惠金融如何影响农村产业融合发展

数空间滞后项	(0.0069)				(0.0071)			
覆盖广度指数空 间滞后项	0.0044** (0.0019)				0.0049 (0.0039)			
使用深度指数空 间滞后项	0.0122** (0.0057)				0.0163** (0.0074)			
数字化程度指数 空间滞后项	0.0026** (0.0012)				-0.0030 (0.0022)			
空间自回归系数	0.2524*** (0.0718)	0.2459*** (0.0651)	0.2346*** (0.0691)	0.2504*** (0.0731)	0.1989*** (0.0644)	0.1782** (0.0715)	0.2013*** (0.0647)	0.1718** (0.0712)
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	已控制
地区与时间固定 效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Log-Likelihood	274.4822	281.1159	286.1355	281.1564	238.1246	243.1354	248.5565	239.1354
R ²	0.3206	0.3191	0.3182	0.3118	0.2811	0.2319	0.2297	0.2605

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为稳健标准误。

综上所述，缓解流动性约束机制在所有区域均成立，但提高支付便利性机制仅在试点区和数字普惠金融高水平区域成立，在非试点区和数字普惠金融低水平区域不成立。结合数字普惠金融指数的指标体系和农村数字金融使用的实际情况可知，这一结果是比较符合农村实际的。首先，推进农村产业融合发展是乡村振兴战略的核心内容，无论是试点区还是非试点区，各级政府都给予了高度重视，在相关政策尤其是财政专项资金的引导和支持下，各类金融机构投放到农业农村领域的金融产品和金融服务逐渐增多，数字普惠金融的快速发展又为各类农业经营主体尤其是“长尾客户”提供了更多的融资渠道和融资模式，对传统普惠金融形成了有效补充，而且数字普惠金融信贷过程具有即时性，有助于降低金融服务的交易成本和提高金融交易灵活性，即数字普惠金融可以提高各类农业经营主体的融资可得性和融资效率，在一定程度上缓解他们融资难、融资贵、融资慢的问题，进而促进农村产业融合发展。本文课题组调查数据显示，目前有过线上借贷经历的新型农业经营主体和普通农户占比分别为 14.38%和 7.65%，线上融资已逐渐成为农业经营主体的重要融资渠道之一。其次，从北京大学数字普惠金融指数的指标体系可知，覆盖广度的具体衡量指标主要体现在支付宝账号数量、绑卡比例等方面，数字化程度的具体衡量指标主要体现在移动支付、花呗支付和芝麻信用的金额和笔数等方面。调研也发现，在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融发展高水平区域，新型农业经营主体和普通农户在农业生产经营过程中使用数字化支付的占比分别超过 70%和 25%。在非试点区和数字普惠金融发展低水平区域，农村产业融合发展仍处于多样化产业融合模式的探索阶段，农业产业发展水平低、产业链条较短，农村居民使用移动支付、二维码支付主要集中于日常消费的小额收支，在生产经营过程中使用数字化支付的占比不足 10%，所以，数字化支付对农村产业融合发展的影响不明显。

七、研究结论与政策建议

本文首先从理论上阐释了数字普惠金融影响农村产业发展的作用机理，然后利用 2011—2019 年中国 30 个省份的面板数据，建立空间杜宾模型实证分析了数字普惠金融对农村产业发展的影响、作用机制及区域异质性。研究发现，中国数字普惠金融与农村产业融合发展均存在显著的空间集聚特征，主要表现为“高一高”和“低一低”两种集聚模式；数字普惠金融有助于促进农村产业融合发展，且该影响在 2015 年开始农村产业融合发展试点以后变得更加强烈；数字普惠金融对农村产业发展的影响具有正向空间溢出效应，可以促进周边地区的农村产业融合发展。进一步研究发现，数字普惠金融对农村产业发展的促进作用存在区域异质性，试点区大于非试点区，数字普惠金融高水平区域大于低水平区域。作用机制方面，数字普惠金融主要通过提高支付便利性和缓解流动性约束两种途径对农村产业融合发展产生影响，其中缓解流动性约束机制在所有区域均成立，而提高支付便利性机制仅在农村产业融合发展试点区和数字普惠金融高水平区域成立。

本文认为，要充分发挥数字普惠金融对农村产业发展的促进作用及其空间溢出效应，首要任务在于解决农村产业融合发展中的资金需求问题，这需要各地区协同发力加快推进数字普惠金融发展并跨越门槛值，提高农村数字普惠金融的覆盖广度和使用深度，同时为数字普惠金融支持农村产业融合发展创造良好的外部条件，从而充分发挥数字普惠金融缓解流动性约束的作用，解决农业经营主体融资难问题。具体而言，可以从以下几个方面着手：

一是各地方政府协同推进农村数字普惠金融发展，多措并举不断提升数字普惠金融覆盖广度，助力数字普惠金融低水平区域跨越门槛。以城市经济圈为基础，联合制订数字普惠金融发展战略，各地方政府联合其他相关部门共同发力，协同推进区域内各省份或各城市的数字普惠金融发展水平，提升农村数字普惠金融覆盖广度，实现数字普惠金融“1+1>2”的空间溢出效应。在数字普惠金融发展水平较低的省份，地方财政资金引导，农业部门、通信部门、科技部门等多方联合出资出力，实施村级联动机制，统一规划建设设备先进、服务齐全的农村数字普惠金融服务站（室），并配置专业工作人员，提高农村数字普惠金融覆盖面，同时不断加快推进农村 5G 网络、互联网终端建设，增加农村地区信号基站布局，提高农村互联网普及率，助力数字普惠金融发展跨越门槛。

二是设计与农村特征相符合的数字金融产品与服务，提高农村数字普惠金融供求匹配度，有效解决农业经营主体融资难、融资贵、融资慢的问题。在风险可控的前提下，鼓励各类金融机构下沉创新权限，允许县域金融机构根据当地实际情况，设计操作简单、交易便捷、“接地气”的数字信贷产品与数字金融服务，简化数字普惠金融服务手续和流程，减缓数字普惠金融的供需结构性失衡。加快推进电子签名、视频签约、人脸识别等信息技术在数字普惠金融领域的合法应用，开发可以简单几步完成甚至“一键完成”的数字金融移动终端，提供跨地域电话支付结算、视频转账等金融服务，实现金融产品生产数字化、消费网络化、交易信息化，提高金融服务效率和降低农业经营主体的融资成本。

三是加强农业经营主体数字金融素养培训，减少农村居民对数字普惠金融的自我排斥，提升农村数字普惠金融使用深度。组建数字普惠金融宣讲团和专业技能培训团，或是开办数字普惠金融夜校，发放数字普惠金融基础知识宣传小册，制定关于数字普惠金融使用的讲解视频，加强对农村居民尤其是新型农业经营主体负责人的数字金融基础知识教育和基本操作技能培训，帮助农村居民逐渐跨越“数

字鸿沟”，提高农村居民对网络诈骗的鉴别与防范能力，从而使农村居民“会使用”“想要用”“敢于用”“愿意用”数字普惠金融产品和服务，最终提高农村数字普惠金融使用深度。

参考文献

- 1.陈学云、程长明，2018：《乡村振兴战略的三产融合路径：逻辑必然与实证判定》，《农业经济问题》第11期，第91-100页。
- 2.陈一明，2021：《数字经济与乡村产业融合发展的机制创新》，《农业经济问题》第12期，第81-91页。
- 3.程莉、孔芳霞，2020：《长江上游地区农村产业融合发展水平测度及影响因素》，《统计与信息论坛》第1期，第101-111页。
- 4.韩峰、阳立高，2020：《生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级？——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架》，《管理世界》第2期，第72-94页、第219页。
- 5.何宏庆，2020：《数字金融助推乡村产业融合发展：优势、困境与进路》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第3期，第118-125页。
- 6.何婧、蔡新怡、赵亚雄，2021：《金融渗透、金融获得与农业产业化——来自湖南省87个县市的证据》，《财经理论与实践》第2期，第12-19页。
- 7.黄益平、黄卓，2018：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学（季刊）》第4期，第1489-1502页。
- 8.蓝乐琴、杨卓然，2021：《数字普惠金融能提升居民消费水平吗？》，《财经问题研究》第12期，第49-57页。
- 9.李晓龙，2019：《农村金融深化、农业技术进步与农村产业融合发展》，重庆大学博士学位论文。
- 10.李晓龙、冉光和，2019：《农村产业融合发展如何影响城乡收入差距——基于农村经济增长与城镇化的双重视角》，《农业技术经济》第8期，第17-28页。
- 11.刘俊杰、李超伟、韩思敏、张龙耀，2020：《农村电商发展与农户数字信贷行为——来自江苏“淘宝村”的微观证据》，《中国农村经济》第11期，第97-112页。
- 12.彭建刚、徐轩，2019：《农业产业化与普惠金融的耦合关系及协调发展——以湖南省为例》，《财经理论与实践》，第5期，第19-26页。
- 13.苏毅清、游玉婷、王志刚，2016：《农村一二三产业融合发展：理论探讨、现状分析与对策建议》，《中国软科学》第8期，第17-28页。
- 14.孙学涛、于婷、于法稳，2022：《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》，《中国农村经济》第2期，第76-93页。
- 15.魏敏、李书昊，2018：《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》，《数量经济技术经济研究》第11期，第3-20页。
- 16.温涛、陈一明，2020：《数字经济与农业农村经济融合发展：实践模式、现实障碍与突破路径》，《农业经济问题》第7期，第118-129页。
- 17.星焱，2021：《农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”》，《经济学家》第2期，第102-111页。
- 18.张红宇，2016：《金融支持农村一二三产业融合发展问题研究》，北京：中国金融出版社，第1-2页。

- 19.张林、温涛, 2019: 《财政金融服务协同与农村产业融合发展》, 《金融经济学研究》第5期, 第53-67页。
- 20.张林、温涛, 2021: 《农村金融高质量服务乡村振兴的现实问题与破解路径》, 《现代经济探讨》第5期, 第110-117页。
- 21.张林、张雯卿, 2021: 《普惠金融与农村产业融合发展的耦合协同关系及动态演进》, 《财经理论与实践》第2期, 第2-11页。
- 22.张龙耀、邢朝辉, 2021: 《中国农村数字普惠金融发展的分布动态、地区差异与收敛性研究》, 《数量经济技术经济研究》第3期, 第23-42页。
- 23.张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020: 《数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践》, 《管理世界》第11期, 第48-63页。
- 24.张岳、周应恒, 2021: 《数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合》, 《农业技术经济》第9期, 第68-82页。
- 25.章成、洪铮、王林, 2021: 《农村普惠金融对农业产业化的影响研究》, 《贵州财经大学学报》第3期, 第35-44页。
- 26.赵霞、韩一军、姜楠, 2017: 《农村三产融合: 内涵界定、现实意义及驱动因素分析》, 《农业经济问题》第4期, 第49-57页、第111页。
- 27.Andrianaivo, M., and K. Kpodar, 2012, "Mobile Phones, Financial Inclusion and Growth", *Review of Economics and Institutions*, 3(2): 1-30.
- 28.Abraham, F., S. L. Schmukler, and J. Tessada, 2019, "Robo-Advisors: Investing Through Machines", <https://documents1.worldbank.org/curated/en/275041551196836758/pdf/Robo-Advisors-Investing-through-Machines.pdf>.
- 29.Berg, T., V. Burg, A. Gornovi, M. Puri, and A. Karolyi, 2020, "On the Rise of the FinTechs-Credit Scoring Using Digital Footprints", *Reviews of Financial Studies*, 33(7): 2845-1897.
- 30.Elhorst, J. P., 2010, "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar", *Spatial Economic Analysis*, 5(1): 9-28.
- 31.Fischer, M. M., T. Scherngell, and M. Reismann, 2009, "Knowledge Spillovers and Total Factor Productivity: Evidence Using a Spatial Panel Data Model", *Geographical Analysis*, 41(2): 204-220.
- 32.Francis, E., J. Blumenstock, and J. Robinson, 2017, "Digital Credit: A Snapshot of the Current Landscape and Open Research Questions", CEGA White Paper, <http://escholarship.org/uc/item/88r1j7sz>.
- 33.LeSage, J., and R. Pace, 2009, "Regional Convergence and International Integration", *Journal of Urban Economics*, 48(2): 286-306.
- 34.Moenninghoff, S. C., and A. Wieandt, 2013, "The Future of Peer-to-peer Finance", *Schmalenbachs Zeitschrift Für Betriebswirtschaftliche Forschung*, 65(5): 466-487.
- 35.O'Toole, C. M., C. Newman, and T. Hennessy, 2014, "Financing Constraints and Agricultural Investment: Effects of the Irish Financial Crisis", *Journal of Agricultural Economics*, 65(1): 152-176.
- 36.Vega, S. H., and J. P. Elhorst, 2017, "Regional Labour Force Participation across the European Union: A Time-space Recursive Modelling Approach with Endogenous Regressors", *Spatial Economic Analysis*, 12(2-3): 138-160.
- 37.Welter, F., and D. Smallbone, 2014, "Institutional Perspectives on Entrepreneurial Behavior in Challenging Environments", *Journal of Small Business Management*, 42(2): 35-50.

(作者单位: ¹西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心;

²西南大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does Digital Inclusive Finance Affect the Integrated Development of Rural Industries?

ZHANG Lin WEN Tao

Abstract: Digital Inclusive Finance plays an important role in the integrated development of rural industries. This article firstly analyzes the mechanism of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries and proposes research hypotheses, and then empirically tests the impact, mechanism and regional heterogeneity of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries based on the panel data collected from 30 provinces in China from 2011 to 2019 and a spatial Durbin model. The results indicate that both digital inclusive finance and the integrated development of rural industries have significant spatial agglomeration characteristics, being manifested mainly in the "high-high" and "low-low" agglomeration modes. Digital inclusive finance can promote the integrated development of local provincial rural industries during the sample period, and the promotion effects has become more obvious after the pilot projects started in 2015. The promotion effect of digital inclusive finance on the integrated development of rural industries is higher in pilot areas than in non-pilot areas, and the effect is also significantly different between areas with low level of digital inclusive financial and those with high level of digital inclusive finance. In terms of its mechanism, digital inclusive finance mainly promotes the integrated development of rural industries by improving the payment convenience and alleviating liquidity constraints. The mechanism of alleviating liquidity constraints holds in all regions, while the mechanism of improving payment facilitation holds only in pilot areas of the integrated development of rural industries and the areas with high level of digital inclusive finance.

Keywords: Digital Inclusive Finance; Integrated Development of Rural Industry; Payment Facilitation; Liquidity Constraint