

# 数字金融、居民消费与地区经济增长

王文姬<sup>1</sup> 夏杰长<sup>2</sup>

(1. 南京邮电大学, 江苏 南京 210003; 2. 中国社会科学院, 北京 100006)

**摘 要** 基于固定效应、中介效应、门槛效应和空间杜宾模型, 利用数字普惠金融发展指数、NPP-VIIRS 夜间灯光数据等对 2013—2020 年中国数字金融作用于地区经济增长的效应和机制进行实证研究。结果表明: 数字金融的发展显著促进了地区经济增长, 通过使用历史数据作为工具变量、替换被解释变量以及更换样本期等一系列稳健性检验后, 这一结论仍然成立。作用机制分析显示, 拉动居民消费是数字金融赋能经济增长的重要机制, 其中主要是生存型消费起到了中介机制的作用。通过门槛模型检验发现, 数字金融促进地区经济增长存在“边际效应”非线性递增特征, 并且数字金融对经济增长的促进作用呈现空间溢出性。

**关键词** 数字金融; 居民消费; 经济增长; 空间溢出

DOI:10.16059/j.cnki.cn43-1008/c.2023.04.011

## 一、问题的提出

近年来, 全球的科技创新空前活跃, 数字经济发展进入快车道, 诞生于互联网和大数据时代的数字金融正迎来全面发展的新阶段。传统金融的互联网业务拓展和科技网络公司的金融业务开展, 已成为数字金融的主要部分, 为现代金融体系注入了新活力。从 2011 年开始, 随着数字金融服务水平的大幅度提升, 我国金融服务相对较为落后的地区快速追赶上来, 数字金融的普惠性愈发明显。我国的移动支付普及率世界领先, 移动支付市场发展规模和速度保持世界第一。中国支付清算协会《中国支付产业年报 2022》显示, 2021 年我国金融支付用户规模已经突破 9.04 亿, 占网民整体的 87.6%, 移动支付与消费频次密切相关, 移动支付越发达, 消费频次越频繁。因此, 数字金融的发展被认为是激发消费需求和推动经济增长的重要因素。正因为如此, 数字金融与居民消费及其地区经济增长问题, 受到学术界的普遍关注。那么, 数字金融的发展是否驱动了地区经济的增长, 如果是, 其背后的作用机制是什么? 数字金融对经济增长的作用又有何特点? 本文将围绕这一议题展开探讨。

数字金融的最初研究可以追溯到金融和技术相互交织发展的 20 世纪 70 年代, 贝廷格最早提出了“金融科技”的概念。国内数字金融研究开始于 20 世纪末传统金融与电子技术相结合的时期, 彼时有学者对“电子金融”“互联网金融”的内涵和发展进行学术探讨。简单说, 数字金融就是“数字

作者简介: 王文姬, 女, 博士, 南京邮电大学管理学院副教授; 夏杰长, 男, 中国社会科学院财经战略研究院研究员、博士生导师。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“生产网络视角下服务业技术进步影响因素、机制及路径优化研究”(项目编号: 72073139); 国家社科基金重大项目“5G 时代文化产业新业态、新模式研究”(项目编号: 20ZD05)。

+金融”即用数字技术“武装”金融业务。广义上,银行、其他传统金融机构以及互联网企业利用数字技术开展的新型金融模式都可以称为数字金融<sup>①</sup>。无论在政策文件上还是在学术研究中,普遍认为“互联网金融”“金融科技”“数字普惠金融”“数字金融”具有相似的内涵和功能,是不同发展时期产生的称呼。本文的研究与两类文献密切相关:一是数字金融与经济发展的研究;二是数字金融与消费的研究。众多学者研究论证了数字金融能够有效地促进地区经济发展<sup>②</sup>,还有研究发现,数字金融对经济增长的促进作用存在非线性特征、空间相关性以及集聚效应<sup>③</sup>。对作用机制的研究发现,数字金融能够通过提升家庭收入、改善农村创业行为、促进实体经济的发展,实现中国包容性增长和高质量发展<sup>④</sup>。在数字金融与消费方面,研究表明数字金融能够显著提高居民文化消费水平、引导消费结构升级<sup>⑤</sup>,数字金融对居民消费的影响存在异质性特点<sup>⑥</sup>,数字金融作为农村消费的“助推器”能够通过激发农村居民消费能力拉动内需增长<sup>⑦</sup>。

本文选取2013—2020年全国31个省(区、市)(不含我国香港、澳门和台湾地区)的数字普惠金融发展指数、居民消费水平和夜间灯光数据,运用固定效应模型、中介模型、门槛模型和空间杜宾模型实证检验了数字金融对地区经济增长的影响效应及作用机制。本文的可能贡献是:第一,以夜间灯光数据来衡量经济增长情况,并以人均GDP作为被解释变量的替代变量做稳健性检验,可以使相关研究有更多甚至可能更好的数据基础。第二,探究了数字金融主要通过何种路径来影响经济增长这一重要问题,通过验证居民消费作为中间变量的作用机制,验证了数字金融对于经济增长的积极作用,丰富了现有研究。第三,借鉴现有文献,通过固定效应模型、中介模型、门槛模型和空间杜宾模型对数字金融和经济增长关系进行了较为全面的检验,讨论二者的时空演化特征和影响关系,以图更加准确全面地刻画数字金融对经济增长的影响效应和作用机制。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 数字金融影响居民消费和推动经济增长的作用机制

数字金融可以提升居民消费能力,培养消费行为和模式,从而提升居民消费水平。第一,数字金融以“低门槛”“低成本”“高可得性”的优势,使原本被排斥在正规金融体系之外的群体能够相对容易地获得金融产品和服务,居民可以通过投资股市、基金、债券等获得投资性收入,中小企业可以通过数字金融更方便地获取金融支持,增加居民的就业岗位和收入,进而提升居民消费能力。第二,数字金融通过小额消费信贷和互联网保险缓解流动性约束和降低预防性储蓄,从而促进消费增长。一般来说,消费者即期消费决策会受到信贷约束和未来不确定影响。数字金融平台可以通过对消费者的消费习惯、偏好等信息的收集和分析,为消费者提供更加精准的金融服务。例如,推荐更符合消费者需求的金融产品、提供更加个性化的理财建议等,从而降低预防性储蓄,激发消费者的消

①王勋、黄益平、苟琴等《数字技术如何改变金融机构:中国经验与国际启示》,《国际经济评论》2022年第1期。

②钱海章、陶云清、曹松威等《中国数字金融发展与经济增长的理论与实证》,《数量经济技术经济研究》2020年第6期。

③余进韬《数字金融的经济增长效应及其机制研究》,四川大学博士学位论文,2022年,第I—III页。

④张勋、万广华、张佳佳等《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019年第8期。

⑤王文姬、顾江《数字金融发展与居民文化消费增长》,《农村经济》2022年第7期。

⑥谢家智、吴静茹《数字金融、信贷约束与家庭消费》,《中南大学学报(社会科学版)》2020年第2期。

⑦夏杰长、杨昊雯《数字消费金融激发农村内需潜力的内在逻辑与实施路径》,《东北财经大学学报》2023年第3期。

费欲望<sup>①</sup>。第三,数字金融通过降低支付成本和提升便捷度,培养新兴消费行为和创新消费模式。数字金融平台可以提供更加便捷和快速的支付方式,减少消费者在支付过程中的时间和金钱成本,提升消费者的消费动机。数字金融平台还通过为消费者提供各种数字金融知识、技能的培训和教育,培养消费者的数字金融意识和能力,提高他们的金融素养和消费素质<sup>②</sup>,以激励消费需求和提升消费能力。

居民消费水平的提升是推动经济增长的主要力量。首先,从最终需求角度来看,可持续的经济增长主要取决于消费的增长速度和消费率的高低,当消费需求增加时国民收入会增加。并且,消费需求提升引致了投资需求,从而拉动投资、推动经济增长。其次,消费结构影响经济增长。在市场经济条件下,消费是引导资源有效配置和产业结构优化的重要因素,消费结构变动必然引致产业结构随之变动并为之相适应,进而对经济增长产生一定的影响。消费结构变动在很大程度上是与居民消费类型变化息息相关的。在消费结构加速转型升级的背景下,除了检验论证居民消费水平是数字金融影响经济增长的作用机制外,还需要探索哪种消费类型是其影响机制。从2013~2020年的统计数据看,生存型消费占比虽呈现略微下降趋势,但较享受型消费和发展型消费相比仍然是主要消费支出,占比在58.8%~63.2%之间。可以推测,居民消费作为数字金融促进经济增长的中介机制,生存型消费是关键。基于以上分析,本文提出如下假设:

研究假设1:数字金融的发展显著促进了地区经济的增长。

研究假设2:居民消费是数字金融促进地区经济增长的中介机制,其中生存型消费是关键机制。

## (二) 数字金融对经济增长的非线性效应

一方面,按照“梅特卡夫法则”,网络的价值与互联网用户的平方成正比。所以,用户人数越多,每个用户得到的效用就越高,“增值”以指数关系不断变大<sup>③</sup>。目前,我国全民数字化程度不断提高,用户粘性不断增长,构建于手机及互联网之上的数字金融随着网络用户的增加,平均成本和边际成本逐渐降低,数字金融产生和带来的效益将呈指数形式增长,改变了传统经济中的“收益递减规律”。另一方面,虽然数字金融的普惠性能够使得落后地区产生“后发优势”,以更快的速度追赶发达地区。但不能忽视的是,我国数字金融的发展并不均衡,基于互联网、大数据、区块链等技术基础的数字金融首先会产生和应用于大城市,而当数字金融的覆盖广度、使用深度和数字程度在落后地区、弱势群体中得到显著提高时,数字金融对经济发展的促进作用才会显著提升。因此,可能存在当数字金融发展或消费达到某一水平时,对地区经济发展的影响就会出现拐点。有学者从柯布一道格拉斯生产函数出发,理论推导了金融科技对实体经济增长的影响可能存在非线性特征,并通过计量分析验证了该推测<sup>④</sup>。另有研究表明,随着人力资本水平、技术创新水平和信息基础设施水平跨越门槛值,数字金融对地区经济增长的促进作用呈现逐渐增强的趋势<sup>⑤</sup>。据此,本文提出如下研究假设:

研究假设3:数字金融门槛下,数字金融对经济增长的影响呈非线性特征。

①张勋、杨桐、汪晨、万广华《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》2020年第11期。

②王頔《数字普惠金融助力共同富裕:现实困境与进路窥探》,《科学管理研究》2022年第4期。

③赵涛、张智、梁上坤《数字经济、创业活跃度与高质量发展—来自中国城市的经验证据》,《管理世界》2020年第10期。

④刘兴华、易扬《金融科技发展与区域实体经济增长的非线性关系—基于省级面板门槛模型的实证研究》,《华北金融》2021年第4期。

⑤邓丽媛《数字金融促进了地区经济增长吗——基于数字鸿沟的门槛效应》,《现代金融》2023年第3期。

研究假设 4: 居民消费门槛下, 数字金融对经济增长的影响呈非线性特征。

### (三) 数字金融对经济增长的空间溢出效应

数字金融借助移动化、智能化、便捷化优势, 颠覆了支付、融资、投资等业务处理方式, 导致金融消费与渠道发生了变化, 消除了对时空的依赖, 缓解了信息不对称带来的弊端, 增强了区域间经济活动关联的广度和深度。事实上, 我国传统金融资源在空间上的分布存在非均质性和不连续性, 因为省域间地理上有相连性, 但由于个别地方行政壁垒和地方保护行为的存在, 导致市场分割, 妨碍全国统一大市场形成<sup>①</sup>, 使得传统金融对周边地区的空间溢出效应有限。数字金融的出现, 在很大程度上打破了空间地理的限制和市场分割的局面, 这就意味着只要拥有移动网络和终端设备便可获得数字金融服务, 影响效应的空间溢出成为可能。同时, 数字金融的发展实质上依然遵循金融的核心属性和发展规律, 学者们的研究也验证了我国数字金融发展确实存在空间集聚效应, 而产业集聚所产生的知识与技术溢出会带动周边经济发展<sup>②</sup>。依马佐(Yilmaz)等较早通过实证检验关注到了信息化带来的空间溢出效应<sup>③</sup>, 国内许多研究也得出了数字产业能够产生网络外部性, 对社会和经济发展带来空间溢出效应的结论<sup>④</sup>。基于以上分析, 本文认为数字金融对地区经济发展会存在空间上的溢出效应, 据此提出如下研究假设:

研究假设 5: 数字金融可以通过空间外溢效应影响邻近地区的经济增长。

## 三、研究设计与数据说明

### (一) 计量模型设定

本文首先构建了数字金融对地区经济增长影响的直接传导机制, 采用固定效应模型如下:

$$DN_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Dif_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

公式(1)中,  $Dif_{i,t}$  为地区  $i$  在  $t$  时期的数字金融指数指标, 并对其取对数表示。  $DN_{i,t}$  为地区  $i$  在  $t$  时期的经济增长水平指标,  $Z_{i,t}$  代表一系列控制变量,  $\mu_i$  表示地区  $i$  的个体固定效应,  $\delta_t$  则表示时间固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  表示随机扰动项。

公式(1)所检验的是数字金融影响地区经济增长的直接效应, 而后对其影响机制进行检验,  $\ln Con_{i,t}$  为中介变量居民消费水平, 设定如下模型:

$$\ln Con_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dif_{i,t} + \beta_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$DN_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Dif_{i,t} + \gamma_2 \ln Con_{i,t} + \gamma_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

除了固定效应模型和中介效应模型检验了直接和间接传导机制外, 还应该考虑数字金融影响经济增长可能存在的非线性动态效应。本文使用门槛模型对此进行检验, 设定如下:

$$DN_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 \ln Dif_{i,t} \times I(Adj_{i,t} \leq \theta) + \phi_2 \ln Dif_{i,t} \times I(Adj_{i,t} > \theta) + \phi_c Z_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

公式(4)中  $I(\cdot)$  是指示函数, 满足括号内条件即为 1, 否则为 0,  $Adj_{i,t}$  为数字金融和居民消费水平门槛变量。

最后, 为了全面考察数字金融对经济增长的空间溢出效应, 本文构建一般空间杜宾模型(SDM)的基准回归模型, 如公式(5)所示:

①彭伟斌《构建全国统一大市场的基本逻辑与时代意义》,《求索》2022年第6期。

②梁榜、张建华《中国城市数字普惠金融发展的空间集聚及收敛性研究》,《财经论丛》2020年第1期。

③Serdar Yilmaz, Kingley E. Haynes, Mustafa Dinc, "Geographic and Network Neighbors: Spillover Effects of Telecommunications Infrastructure," *Journal of Regional Science*, vol. 42, no. 2(2002).

④王俊豪、周晟佳《中国数字产业发展的现状、特征及其溢出效应》,《数量经济技术经济研究》2021年第3期。

$$DN_{i,t} = \alpha_0 + \rho WDN_{i,t} + \phi_1 W \ln Dif_{i,t} + \alpha_1 \ln Dif_{i,t} + \phi_c WZ_{i,t} + \alpha_c Z_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,  $\rho$  代表空间自回归系数,  $W$  为空间权重矩阵, 本文采用了邻接矩阵进行回归。  $WDN_{i,t}$  为经济增长的空间滞后项;  $W \ln Dif_{i,t}$  为数字金融的空间滞后项, 反映了邻近地区数字金融发展对本地区经济增长的影响情况;  $Z$  为相关控制变量所组成的向量,  $WZ_{i,t}$  为其空间滞后项。  $\mu_i$  和  $\delta_t$  分别表示个体固定效应和时间固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  表示随机扰动项。

## (二) 变量测度及数据说明

### 1. 被解释变量

经济增长水平( $DN$ )。GDP是衡量地区经济发展普遍使用的指标。GDP核算体系统计可能存在统计口径不一、价格指数不够准确、数据可能失真等问题,而夜间灯光数据则不受人为操作的影响,有真实性、可靠性与易得性的特点。国外学者艾威杰(Elvidge)等较为正式地将夜间灯光数据引入经济学的分析框架<sup>①</sup>,国内学者也深入探讨了将夜间灯光数据作为衡量经济水平指标的理论基础<sup>②</sup>。因此,夜间灯光数据可以作为衡量国家(地区)经济发展水平比较好的替代指标。本文所用的NPP-VIIRS夜间灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA)提供的2013年到2020年的月度数据,并按不变区域法进行稳定性校正、连续性校正和过饱和校正去除异常值,以获取稳定月度像元(DN)值。最后以每个地区每年12期DN值的平均值合成为该地区年度DN值,使长时间序列下的灯光数据具有可比性,成为衡量地区经济增长的替代指标。

### 2. 核心解释变量

数字金融发展指数( $\ln Dif$ )。本文选取北大数字金融发展中心编制的中国数字普惠金融指数作为替代变量,原因有三:其一,数字普惠金融指数底层数据主要来源于支付宝的微观数据统计,能够更贴切地反映居民使用的支付金融、贷款金额、保险业务等情况,与本研究关注的居民消费比较契合;其二,此指数是以海量的数据、科学的构建体系和严谨的测算方法来获得的,具有较强权威性和广泛应用性<sup>③</sup>;其三,数字普惠金融指数提供了若干年的连续数据,并具有多层次指标数据,满足计量分析的需要。本文对数字普惠金融指数取对数记为 $\ln Dif$ ,其包含的3个一级维度的指标为:覆盖广度( $\ln Dif1$ )、使用深度( $\ln Dif2$ )和数字化程度( $\ln Dif3$ )。

### 3. 中介变量

居民消费水平( $\ln Con$ )。本文以2013年为基期,利用消费价格指数进行平减后的地区居民人均消费性支出来衡量居民消费水平。按照国家统计局的分类标准,我国居民消费支出分为八大类。借鉴以往学者的分类,本文把居民消费组合分为三类,分别代表生存型消费(食品烟酒+衣着+居住)、享受型消费(生活用品及服务+交通和通信)和发展型消费(教育文化和旅游+医疗保健)<sup>④</sup>。

### 4. 控制变量

为了更加全面地分析经济增长过程中数字金融的影响效应,还需要设定对经济增长可能产生

①C. D. Elvidge, P. Cinzano, D. R. Pettit, J. Arvesen, P. Sutton, C. Small, R. Nemani, T. Longcore, C. Rich, J. Safran, J. Weeks, S. Ebener, "The Nightsat mission concept". *International Journal of Remote Sensing*, vol. 28, no. 12 (2007).

②徐康宁、陈丰龙、刘修岩《中国经济增长的真实性的检验:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015年第9期。

③郭峰、王靖一、王芳等《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》2020年第4期。

④张颖熙、夏杰长《以服务消费引领消费结构升级:国际经验与中国选择》,《北京工商大学学报(社会科学版)》2017年第6期。

影响的控制变量,本文设定如下控制变量:(1)固定资产投资(*FAI*):用政府固定资产投资比地区生产总值来表示;(2)政府支出(*Gov*):使用各地区政府财政支出额与地区国内生产总值的比值来衡量;(3)城镇化率(*Urb*):用城镇人口除以当地总人口得到的数值作为城镇化率的代理变量;(4)第二产业发展(*Ind*):使用第二产业生产总额占国内生产总值的比值进行度量;(5)第三产业发展(*Ser*):使用第三产业生产总额占国内生产总值的比值进行度量。(6)人才投入(*Per*):采用6岁及6岁以上大专及以上学历抽样调查人口数占总人口抽样调查数比重来表示。

### (三) 数据来源和描述性统计

选取2013—2020年全国31个省(市、区)为考察对象,共形成248个观测数据。研究使用前文所述中国数字普惠金融指数作为解释变量,其他数据主要来自《中国统计年鉴》和《中国价格统计年鉴》。测算变量方差膨胀因子均值为4.38,可视为变量之间不存在多重共线性的问题。

## 四、数字金融与地区经济增长:实证分析

### (一) 基准回归结果分析

依据前文构建的模型公式(1)回归,表1列出了基准回归的结果。从表1中列(1)(2)可以看出,数字金融(*lnDif*)的估计系数均显著为正,数字金融促进了地区经济的增长,研究假设1得到验证。在加入控制变量后的回归结果列(2)显示,数字金融对经济增长的影响系数为1.192,各控制变量与经济增长的回归结果提示:人才占比的提升有利于地区经济的增长;城镇化率较为显著地降低了经济增长水平,可能原因是随着经济增长,城镇化、房地产拉动的作用比重会逐渐降低,有的地区甚至可能会出现负向效应。未来我国城镇化将从粗放型向集约型、从东西南北中各大城市一起发展转变为城市群或都市圈集聚的新发展模式;政府财政支出显著降低了地区经济的增长,可能的原因是随着政府财政支出的继续扩大,政府债务水平可能已经接近或超过了最优水平,当越过这个拐点后则对经济增长会产生一定的负面影响;固定资产投资、第二产业发展、第三产业发展对经济增长的影响作用均不显著。

数字普惠金融指数测算是由度量覆盖广度、使用深度和数字化程度的3个一级维度的指标合成,为了进一步厘清三者分别对经济增长影响的差异性,本文依次进行回归,结果如表1列(3)(4)(5)所示。结果显示,数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度的改善都有利于经济增长。其中,数字金融使用深度对经济增长的促进作用更强。

表1 数字金融对经济增长的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnDif</i>	1.173*** (0.060)	1.192*** (0.192)			
<i>lnDif1</i>			0.497** (0.152)		
<i>lnDif2</i>				0.806*** (0.120)	
<i>lnDif3</i>					0.311* (0.126)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	248	248	248	248	248
$R^2$	0.239	0.297	0.259	0.305	0.252

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内数字为估计值对应的标准误,以下同。

## (二) 非线性效应分析

采用面板门槛回归模型进行非线性效应的实证检验。首先使用“自助法”(Boorstrap)重复抽样1000次检验面板门槛的存在性,测算结果显示,以数字金融作为门槛变量时,通过了双门槛检验,而以居民消费作为门槛变量时只通过了单一门槛的检验。在此基础上进一步回归,结果如表2所示。表2列(1)结果显示,随着数字金融的发展,其对经济增长的影响系数从0.816到0.935再上升到1.169,表明边际效应是持续递增的,假设3成立。列(2)结果表明,以居民消费为门槛变量时,数字金融对经济增长的促进影响也是显著增强的,数字金融对经济增长影响具有“边际效应”递增的非线性特征得到充分验证,假设4成立。更进一步看,当数字金融变量达到第二门槛值5.248(即对应数字普惠金融指数为190.2)时,数字金融对地区经济增长的促进作用呈现进一步扩大趋势。从样本数据看,各地区数字普惠金融指数超过此门槛值的样本占比78.6%。也就是说,我国大部分省份已经跨越数字普惠金融门槛。

表2 数字金融影响经济增长能力门槛模型的回归结果

变量		调节变量	
		(1) lnDif	(2) lnCon
门槛值	q1	5.210	
	q2	5.248	10.249
	$\ln Dif \cdot I(Th \leq q1)$	0.816** (0.163)	0.568** (0.163)
	$\ln Dif \cdot I(q1 < Th \leq q2)$	0.935** (0.160)	3.308** (0.247)
	$\ln Dif \cdot I(Th > q2)$	1.169*** (0.156)	
	控制变量	YES	YES
	时期数	8	8
	样本量	248	248
	R <sup>2</sup>	0.351	0.308

## (三) 空间溢出效应分析

根据前文关于数字金融与经济增长的理论阐述,预测数字金融对经济增长的影响存在空间溢出效应。借鉴以往学者的研究,本文采用莫兰指数(Moran'I)计算邻接矩阵下各年度的空间自相关性。从计算结果看<sup>①</sup>2013—2020年数字金融发展指数和经济增长在邻接矩阵权重下的Moran'I均为正且通过1%的显著性水平检验,说明2013—2020年我国省域层面上的数字金融和经济增长均具有显著的空间自相关性,即二者在空间分布上出现集聚现象,且空间集聚程度在不断加强。

在确定具有空间自相关性之后还要选择合适的空间计量模型进行回归,通过LM(LM-lag和LM-err)检验、Hausman检验以及Wald检验和LR检验,结果表明更适合选择固定效应的空间杜宾模型进行实证分析。为了对比回归的稳健性,表3同时报告了空间自回归模型结果。可以看出数字金融对经济增长的直接效应、空间溢出效应和总效应都显著为正。在SDM模型中三个空间效应系数分别为1.158、0.663、1.820。从系数可以看出,空间溢出效应在总效应中占36.4%,说明虽然存在空间溢出效应,但总效应还是主要由直接效应所决定,数字金融的发展既促进本地经济的增长也对周边经济的增长起到了积极作用。因此,数字金融可以通过空间外溢效应影响邻近地区的经济增长,从而验证假设5。

<sup>①</sup>限于篇幅,数据表未列出。

表3 数字金融影响经济增长空间模型的回归结果

	直接效应	间接效应	总效应	<i>Log-lik</i>	$R^2$
<i>SDM</i>	1.158*** (4.08)	0.663** (2.73)	1.820** (1.86)	90.699	0.676
<i>SAR</i>	1.056*** (5.14)	1.952** (3.05)	3.008*** (3.84)	79.996	0.486
控制变量	YES	YES	YES		

## 五、数字金融与地区经济增长: 传导机制和稳健性检验

### (一) 传导机制: 居民消费

依据前文构建的模型公式(2)和(3)检验居民消费水平是否为数字金融影响经济增长的作用机制,回归结果见表4。表4中列(1)的回归结果证实了数字金融正向促进了地区经济增长,列(2)的回归结果显示数字金融对居民消费水平的影响系数为0.421且显著,验证了数字金融对居民消费起到了正向促进作用。表4中列(3)是将居民消费这一中介变量放回数字金融对经济增长影响的回归方程中的结果,发现核心解释变量  $\ln Dif$  的系数值从列(1)的1.192下降到1.005,说明居民消费是数字金融促进经济增长的作用机制。

表4 以居民消费水平为中介的检验结果

变量	(1) <i>DN</i>	(2) $\ln Con$	(3) <i>DN</i>
$\ln Dif$	1.192*** (0.192)	0.421*** (0.037)	1.005*** (0.324)
$\ln Con$			0.503* (0.620)
控制变量	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES
时期数	8	8	8
样本量	248	248	248
$R^2$	0.270	0.325	0.245

表4检验结果虽然表明居民消费确实是数字金融促进地区经济增长的传导机制,但为了更深入研究,我们再探究不同类型的居民消费是否在其中发挥不一样的作用。首先,分消费类型做回归检验(表5)。从检验结果可得出,数字金融的发展对三种类型的消费都起到了显著的提升作用。从回归系数看,对发展型消费和享受型消费的影响系数都在0.5以上,而对生存型消费的影响系数相对较低,为0.315。这可能是随着数字技术发展和电商平台的多样化,在线教育、线上娱乐产品、数字出行、数字医疗等供给端产品不断丰富,极大迎合了现代社会人们对文化、娱乐和健康的需求,数字金融通过提供支付、贷款、保险等业务协助人们完成消费,从而促进消费增长。其次,对这三类消费是否成为传导机制做回归分析表明(表6),生存型消费是数字金融促进地区经济增长的传导机制,而发展型消费和享受型消费则不是。综上,研究假设2得到验证。

需要说明的是,这一发现并不意味着享受型消费和发展型消费无助于提升地区经济增长。事实上,本文也对这三类消费促进经济增长做了回归分析,发现结果都是正向显著,即三类消费都对地区经济增长起到了积极的带动作用,生存型消费、享受型消费和发展型消费对地区经济增长的回归系数分别为1.683、0.425和0.465,表明当下生存型消费对地区经济增长起主要作用。



表 5 数字金融影响三种消费类型的检验结果

变量	生存型消费	享受型消费	发展型消费
$\ln Dif$	0.315*** (0.030)	0.591*** (0.067)	0.616*** (0.083)
$N$	248	248	248
$R^2$	0.404	0.370	0.359

表 6 分三种消费类型为中介的检验结果

	$DN$	$DN$	$DN$
$\ln Dif$	1.004*** (4.02)	2.053*** (5.54)	1.953*** (5.61)
生存型消费	2.129*** (2.66)		
发展型消费		0.0714 (0.20)	
享受型消费			-0.119 (-0.36)
$N$	248	248	248
$R^2$	0.383	0.335	0.315

## (二) 稳健性检验

### 1. 工具变量方法

可能存在的遗漏变量、反向因果等引起的内生性问题直接影响回归结果的可信度,因此,本文选择使用工具变量法来缓解可能存在的内生性问题。选用各省在 1990 年的固定电话用户数这一历史数据作为数字金融发展的工具变量,同时引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量,即以本年移动互联网用户数分别与 1990 年各省固定电话用户数量构造交互项,作为该年数字金融的工具变量,且通过了工具变量的外生性检验和弱工具变量检验。通过表 7 列(1)和列(2)的回归结果可以看出,使用工具变量后数字金融对经济增长的促进作用仍然显著,进一步说明了前文估计结果的稳健性。

表 7 数字金融影响经济增长的稳健性检验

	工具变量法		替换被解释变量		更换样本期	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln Dif$	1.487*** (0.079)	2.064*** (0.506)	0.617*** (0.014)	0.511*** (0.034)	1.815*** (0.211)	1.201*** (0.216)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Kleibergen - Paap rk	92.969	28.340				
LM 统计量	[0.000]	[0.000]				
Kleibergen - Paap rk	1470.987	29.376				
Wald F 统计量	{16.38}	{16.38}				
$N$	248	248	248	248	217	217
$R^2$	0.221	0.269	0.303	0.352	0.271	0.143

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著;()内数值为估计值对应的标准误,[]数值为  $P$  值,{}数值为 Stock - Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。

## 2. 替换被解释变量

前文在衡量地区经济增长水平时采用的是省级夜间灯光数据,并通过实证分析发现了数字金融与地区经济增长的因果关系和作用机制。为了佐证结论的科学性,本文进一步使用省级人均GDP作为地区经济增长水平的替代变量进行重新回归,回归结果如表7列(3)和列(4)所示。从结果可以看出,数字金融对地区经济增长的回归系数为0.511且在1%的水平上显著,即表明在替换了被解释变量后回归结论依然与前文保持一致。

## 3. 更换样本期

考虑到样本极端值可能会影响估计的准确性,从而影响前文主要结论,本文将2020年的样本进行剔除,然后再进行估计,结果如表7列(5)和列(6)所示。回归结果表明,核心解释变量的估计系数为1.201且在1%的水平上显著,与前文基准回归中估计系数1.192非常接近,说明前文的估计结果是稳健的。

## 六、结论与建议

数字化、网络化、智能化是当前科技革命的突出特征,对经济社会发展和人民生活带来重大而深远的影响。本文以数字金融的发展为视角,首先对数字金融促进经济增长的理论机制进行分析,然后通过模型验证,全面剖析数字金融促进经济增长的中介渠道和影响特征。为保证实证结果更加真实可靠,本文选取NPP-VIIRS夜间灯光数据和数字普惠金融指数作为地区经济增长和数字金融的衡量指标进行计量分析。研究结论如下:第一,数字金融的发展显著促进了地区经济增长,数字金融的使用深度较使用广度和数字化程度对地区经济增长的影响效应更加明显。第二,居民消费作为中介变量通过实证检验,其中拉动生存型消费成为数字金融赋能地区经济增长的重要机制。第三,在以数字金融和居民消费水平分别作为门槛变量的情况下,数字金融对地区经济的作用依次通过了“双门槛”和“单门槛”检验,回归结果证实了“边际效应”递增的非线性特征。第四,空间计量分析结果发现,数字金融不仅存在对本地区经济增长的正向影响,同时还促进了周边地区经济的增长,呈现空间溢出特征。其中,直接效应占主导,空间溢出效应在总效应中占比36.4%。第五,更多的检验还发现,数字金融的发展均拉动了生存型消费、享受型消费和发展型消费的发展,拉动效应呈现“发展型消费>享受型消费>生存型消费”的特征。在居民消费促进经济增长的检验中发现,三种类型的消费均促进了地区经济的增长,促进效应呈现“生存型消费>发展型消费>享受型消费”的特征。

根据上述研究结论,提出如下政策建议:第一,加快数字创新技术成果的市场转化,强化数字技术的应用场景,夯实数字金融发展的技术基础,进一步巩固数字金融为地区经济发展带来的红利优势。第二,努力开发数字金融的使用深度,针对不同消费客体实现更高效、更准确和更快速的金融服务。在使用技术上,对缺乏数字技能的人群通过课程、在线培训或实践练习等方式,提供数字技能培训;在使用内容上,设计简单的用户界面、易于理解的指示和易于操作的功能,以便那些存在“数字鸿沟”的群体可以轻松访问和使用;在金融服务上,通过支持和发展社区金融帮助更多用户获得金融产品和服务,并提高他们的金融素养和参与度。第三,健全省际金融合作机制,增进各地区间经济联动性。政府在政策制定中应充分考虑数字金融空间效应的积极作用,努力促进金融政策、金融要素市场、金融数据信息和金融人才等在省域间的自由流动,尤其需要提升高水平数字金融地区对周边地区的辐射带动作用。第四,加强数字金融监管,保证数字金融的健康、可持续发展。逐步完善政府、金融机构、企业、自律组织、媒体和公众组成的全社会监管支持体系。

(责任编辑:刘险峰)