

数字金融对经济高质量发展的影响

——基于空间杜宾模型的研究

曾燕萍¹, 蒋楚钰², 崔智斌³

(1. 国际关系学院 经济金融学院, 北京 100091; 2. 中央财经大学 信息学院, 北京 102206;

3. 中国人民大学 财政金融学院, 北京 100872)

摘要: 数字金融是促进中国经济高质量发展的重要力量。基于2011—2018年中国30个省份的面板数据^①, 利用空间杜宾模型实证检验数字金融对中国经济高质量发展的影响及其空间溢出效应, 并考察不同地区、数字金融结构及城镇化率影响的异质性。研究表明数字金融能够显著促进本地区经济高质量发展, 但对邻近地区的溢出效应有限, 该结论在考虑内生性及稳健性检验之后仍然成立。异质性分析中, 数字金融发展对东中西部地区经济高质量发展均存在显著促进作用, 但对西部地区的影响更大; 且仅在东西地区表现出正向空间溢出效应。数字金融覆盖广度和使用深度对本地区经济高质量发展均存在显著促进作用, 而其数字化程度却产生明显抑制效应; 仅数字金融覆盖广度对邻近地区经济高质量发展具有正向溢出影响。高城镇化率地区的数字金融发展有助于本地区经济高质量发展, 但在低城镇化率地区的作用不明显, 且均不存在显著的空间溢出效应。应强化数字金融监管, 促进数字金融在东中西部地区协调发展, 加快地区经济圈与城镇化建设, 强化数字金融在省际之间的溢出效应。

关键词: 数字金融; 经济高质量发展; 空间外溢效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F832.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)4—0094—13

一、引言

数字金融是基于数字技术的金融创新活动。从2004年支付宝账户体系上线到2013年余额宝开张, 再到中央银行数字货币逐渐落地, 中国数字金融在过去十几年得到快速发展, 不仅成为数字经济的重要部分, 更是引领全球数字金融的一面旗帜。中国已经是许多数字金融企业的全球领导者。根据毕马威(KPMG)发布的《2019年全球金融科技100强》, 中国共有10家金融科技企业或科技企业在金融科技企业50强榜单中, 其中蚂蚁金服蝉联榜首, 京东数科(京东金融母公司)、度小满金融分别列居第三位和第六位。此外, 根据北京大学数字金融研究中心构建的数字金融指数(郭峰等, 2020), 2011—2018年间中国数字金融业务实现了跨越式发展, 2011年各省数字金融指数的中位数为33.6, 到2018年增长到294.3, 指数值年均增长36.4%, 中国数字金融快速的增长趋势由此可见一斑。在快速增长的同时, 中国数字金融发展程度也存在地区差异, 东部地区发展遥遥领先中西部地区, 但是这种地区差异性在不断地缩小。

移动支付是中国最突出的数字金融业务(黄益平和黄卓, 2018)。2012—2020年间中国的移动支付业务在交易数量和交易金额方面都不断增长, 尤其是2014年以来迎来“井喷式”扩大, 一直到2020年仍保持增长态势。根据Wind数据库统计, 2012年银行共处理移动支付业务5.4亿笔, 金额仅2.3亿元, 2020年移动支付业务笔数和金额分别增加到1232.2亿笔和432.2万亿元。中国移动支付业务规模持续增长主要与以下两点原因有关: 一是移动支付加速与电商平台的融合渗透, 在电商平台日益发展健壮的同时推动了支付工具的使用; 二是数字技术的发展促进了移动支付场景的实现, 比如支付宝推出的刷脸支付功能大大简化支付流程, 提高移动支付效率。2019年9月中国人民银行在《金融科技发展规划(2019—2021)》中强调进一步增强金融科技应用能力; 2021年3月发布的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远

收稿日期: 2021-08-30

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“‘一带一路’背景下推进中国对外文化贸易发展的路径研究”(18CJY044); 中央高校基本科研业务专项经费项目“全球疫情背景下我国经济安全状态评估及风险的国别来源研究”(213262020T39)

作者简介: 曾燕萍, 博士, 国际关系学院经济金融学院副教授, 研究方向: 区域经济发展; 蒋楚钰, 中央财经大学信息学院硕士研究生, 研究方向: 金融科技; 崔智斌, 中国人民大学财政金融学院博士研究生, 研究方向: 金融科技。

① 由于数据可获得性的原因, 不包括西藏和港澳台地区。下同。

景目标纲要》再次提出“增强金融普惠性,有序推进金融创新,稳妥提升金融科技水平,加快金融机构数字化转型”等发展目标。可见,数字金融仍是未来中国经济发展的重点。

当前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。研究表明,2001—2017年间,中国经济高质量发展指数以1.6%的年均增长率稳步提升,且在2012年以后开始转向“质量型”导向(聂长飞和简新华,2020);但省际差异较大,并呈现明显的空间分布差异,经济高质量发展集中分布在沿海地带,总体呈现“东高西低,南高北低”的布局(方大春和马为彪,2019)。

金融是现代经济的血脉,经济高质量发展离不开金融的创新驱动及金融对实体经济的有效支持。其中,数字金融是经济高质量发展的关键领域和重要动力。数字金融以数字技术作为支撑,通过场景、数据和结合金融创新产品来补足传统金融服务的短板,能够充分发挥“成本低、覆盖广、效率高”的优势,降低金融服务门槛和服务成本,显著扩大金融服务范围(Sarma和Pais,2011;Lu,2018),进而改善中小微企业的融资环境,提高社会金融资源配置效率(王馨,2015;黄益平和黄卓,2018),进而促进经济高质量发展。事实也表明,随着中国数字金融的快速发展,中国经济高质量发展指数也在稳步提升,且呈现相似的地区差异^②。那么,数字金融与经济高质量发展二者之间是否存在内在关联?

关于数字金融的经济效应,已有研究表明,数字金融有助于缓解融资约束(顾海峰和杨立翔,2018;Yin et al,2019),促进创业和就业(Labaye和Remes,2015;谢绚丽等,2018;何婧和李庆海,2019;李德山等,2021),促进技术创新和提高区域创新效率(Hsu et al,2014;唐松等,2020;熊雯婕和殷凤,2020;聂秀华等,2021),增加居民消费(易行健和周利,2018;张勋等,2020),创造农村金融需求(傅秋子和黄益平,2018),带来减贫效应(黄倩等,2019;李建军和韩珣,2019;温玉卓和刘楠,2021),并促进产业结构升级(苏任刚等,2020)。部分学者则直接探讨了数字金融对经济增长的作用。张勋等(2019)基于中国家庭追踪调查的微观数据,发现数字金融的发展带来了创业机会的均等化,显著提升家庭收入,促进了中国的包容性增长;钱海章等(2020)基于省级面板数据,利用双重差分法发现数字金融通过促进技术创新和地区创业推动了经济增长,且该正向作用在城镇化率低和物质资本高的省份中更显著。

目前,围绕数字金融对经济高质量发展影响的研究较少。理论方面,何宏庆(2019)提出数字金融契合了经济高质量发展对金融创新的要求,是推动经济高质量发展的重要驱动力;薛莹和胡坚(2020)认为金融科技有助于发挥资源配置效应和创新效应,提升传统金融业服务实体经济的能力,推动经济高质量可持续发展。实证检验中,贺健和张红梅(2020)基于系统GMM(generalized method of moments)和门槛效应模型,研究发现数字普惠金融对中国经济高质量发展存在单一门槛的促进作用,且在不同地区有着不同的促进效果;滕磊和马德功(2020)使用面板固定效应模型也得到数字金融促进了经济高质量发展的基本结论,其中的作用机制为数字金融通过缓解企业融资约束提升了区域创新水平和对外开放水平;蒋长流和江成涛(2020)基于258个地级以上城市的面板数据研究发现数字金融通过激励中小企业的研发创新活动提升企业全要素生产率进而促进经济高质量发展,且该作用存在一定的网络技术门槛。总体而言,现有研究均认可数字金融对经济高质量发展存在正向作用。但是,已有文献主要基于空间同质性假设对二者之间的关系进行实证分析,未将空间异质性和空间依赖性纳入分析框架,因而对数字金融的空间溢出效应缺乏相应的讨论。

本文将基于2011—2018年中国30个省份的面板数据,利用空间杜宾模型实证检验数字金融对经济高质量发展的影响及其空间溢出效应,并区分不同地区、数字金融结构及城镇化率的异质性。与现有文献相比,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,基于数字金融和经济高质量发展均存在空间关联的特征事实,利用空间计量模型研究二者之间的关系;第二,考虑数字金融与经济高质量之间可能存在反向因果关系,利用光缆路线长度作为工具变量缓解内生性问题;第三,未直接采用《中国经济增长质量发展报告》中的数值,而是在构建经济高质量发展指标体系的基础上,利用纵横向拉开档次法对各指标进行赋权进而算得经济高质量发展指数,弥补现有文献主观赋权、等权重的不足。

二、数字金融影响经济高质量发展的作用机理

高质量发展是经济总量与规模增长到一定阶段后,经济结构优化、新旧动能转换、经济社会协同发展、人

^② 在数字金融快速增长的同时,与中国大多数经济特征一样,中国的数字金融发展程度在地区间也存在一定差异。长三角地区,特别是杭州市和上海市的市辖区在县域数字金融排行榜中基本垄断了前20强,一些中部省市的数字金融指数发展迅速,出现“中部崛起”趋势,而东北和西部的部分地区则相对增长放缓(郭峰等,2020)。

民生活水平显著提高的结果。其中,创新是高质量发展的第一动力,协调是高质量发展的内生特点,绿色是高质量发展的普遍形态,开放是高质量发展的必由之路,共享是高质量发展的根本目标(金碚,2018;高培勇,2019)。本文认为,数字金融从以下 5 个方面促进地区经济高质量发展。

首先,数字金融契合了经济高质量发展对创新的要求,是推动经济高质量发展的重要驱动力。数字金融依托大数据、区块链、人工智能等现代数字技术手段,能够充分发挥“成本低、覆盖广、效率高”的优势,对农户创业行为(何婧和李庆海,2019)、微观企业技术创新(唐松等,2020),乃至地区创业活跃度(谢绚丽等,2018)、创新效率(熊雯婕和殷凤,2020)和技术创新水平(聂秀华等,2021)产生正向激励作用。因此,数字金融能够激发地区经济高质量发展的创新力。

其次,数字金融发展始终贯彻普惠性原则,助力地区经济高质量发展的协调性。数字金融的发展有可能以低成本优势,辐射到原来传统金融服务无法惠及的地区,带动这些地区的经济发展(郭峰等,2020)。研究表明,数字金融不仅能够提高农村居民收入(温玉卓和刘楠,2021)、缩小城乡收入差距(李建军和韩珣,2019),还有利于贫困减缓,且相较于富裕群体,贫困群体能够从数字普惠金融发展中获益更多,相较于发达的东部地区,数字普惠金融发展对相对欠发达的中西部地区贫困缓解的边际贡献更高(黄倩等,2019)。因此,数字金融总体有助于实现区域和城乡层面的协调发展。

再次,数字金融能够带动绿色经济发展,成为地区经济高质量发展的新引擎。一方面,数字金融有助于缓解融资约束,满足绿色行业在技术创新、设备改造等方面的融资需求,提高这类企业可用于投资的现金利用效率,从而提升绿色经济效率(郭静怡和谢瑞峰,2021);另一方面,数字金融可以通过建立资金引导机制精准调解信贷资金流向,优化资源配置,进而助力绿色发展。例如,数字金融通过促进技术密集型制造业发展有效降低实体经济单位 GDP 能耗(段永琴等,2021)。

此外,数字金融发展能够带动新时代中国对外开放格局向更高水平和更高质量迈进。数字经济时代,中国推行的法定数字货币具备安全、集约、汇率规避等优势,符合国际金融发展和国际货币体系改革的方向,有利于增加全球数字货币的公共物品供给,维护国际金融市场的稳定,降低国际金融不确定性风险(黄益平和黄卓,2018)。同时,中国可凭借自身在数字金融的发展优势,为数字金融发展落后的国家和地区提供必要金融支持,进而推动国际数字金融体系构建和改进(马述忠和郭雪瑶,2021)。数字金融发展为中国推动全球经济治理机制变革提供了重要机遇,有助于中国更高水平更高质量的对外开放。

最后,数字金融促进发展成果共享的能力机制形成。从金融的普惠性来看,数字金融能够起到保障社会公平的作用,实现金融发展成果由广大社会公众共享。一方面,数字金融的发展有利于缩小区域和城乡差距,促进中国的包容性增长(张勋等,2019);另一方面,数字金融可以通过促进农业向非农业的就业结构转型,提升工资性收入和农业经营性收入,促进消费,进而抑制数字鸿沟扩大(张勋等,2021),助力构建共同富裕格局。

综上所述,本文认为,数字金融有助于实现地区经济发展的创新、协调、绿色、开放和共享的平衡,从而推动经济迈向高质量的内涵式发展(图 1)。

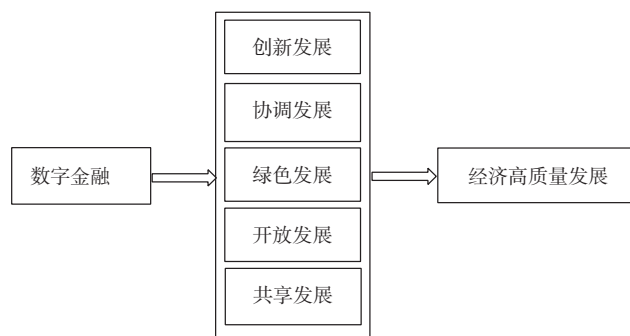


图 1 数字金融对经济高质量发展的作用机理

三、研究设计

(一) 回归模型设计

1. 空间计量模型

在实际经济运行中,任何一个地区的经济活动不可能独立存在,不同地区经济单元之间都会存在某种程度上的联结与互动关系。已有研究也表明,不同地区之间的数字金融(余海华和张静,2021)和经济高质量发展(聂长飞和简新华,2020)均存在明显的空间相关性。因此,本文采用空间计量模型实证检验数字金融对经济高质量发展的影响及其空间溢出效应。

空间计量模型主要包括空间误差模型(SEM)、空间自回归模型(SAR)与空间杜宾模型(SDM)。模型一般表达式如式(1)所示:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \mu_i + \xi_t + u_{it}, u_{it} = \lambda \sum_{i=1}^n W_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: Y_{it} 为第 t 年第 i 个地区经济高质量发展指数; ρ 为被解释变量的空间自相关系数; X_{it} 为第 t 年第 i 个地区所有解释变量的集合; β 为相应解释变量的估计系数; γ 为各解释变量的空间自相关系数; W_{ij} 为第 i 和第 j 个地区的空间权重矩阵元素; μ_i 和 ξ_t 分别为空间和时间固定效应, u_{it} 为空间误差项; λ 为各扰动项的空间自相关系数。当 $\rho = 0, \gamma = 0$ 时为SEM模型; $\lambda = 0, \gamma = 0$ 时为SAR模型; $\lambda = 0$ 时为SDM模型。

2. 空间权重矩阵选取

林光平等(2005)认为结合地理和经济距离能更好的研究地区间的空间相关性。因此,本文采用地理空间权重矩阵和经济空间权重矩阵构建了经济空间地理权重矩阵 W^* 。具体计算方法为:首先按式(2)构建地理相邻关系权重矩阵 W_{ij} ;其次计算2011—2018年中国30个省份之间的人均GDP(\bar{Y}_i)差额,并取差额倒数构建地区间经济差异权重矩阵 E_{ij} [式(3)];最后将地理空间权重矩阵 W_{ij} 和经济空间权重矩阵 E_{ij} 直接相乘得到 W^* [式(4)]。

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{地区与} j \text{地区地理位置上相互接壤} \\ 0, & i \text{地区与} j \text{地区地理位置上不接壤} \end{cases} \quad (2)$$

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, \quad i \neq j \quad (3)$$

$$W^* = W_{ij} \times E_{ij} \quad (4)$$

(二)变量选取

1. 被解释变量

(1)经济高质量发展(*Growth*)指标体系构建。对于经济高质量发展的内涵,多数学者强调高质量发展必须秉持创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念。其中,创新是高质量发展的第一动力,协调是高质量发展的内生特点,绿色是高质量发展的普遍形态,开放是高质量发展的必由之路,共享是高质量发展的根本目标(金碚,2018;高培勇,2019)。因此,基于新时代中国经济高质量发展的基础理论,结合数据的可获得性,本文参考潘雅茹和罗良文(2020)的做法从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展和共享发展5个一级指标、11个二级指标和19个三级指标构建经济高质量发展指标体系(表1)。

为弥补多数文献主观、等权等方式赋权重的不足,以及全面反映经济高质量发展的各个侧面,在构建好经济高质量发展指标体系的基础上,本文进一步采用纵横向拉开档次法对各指标进行赋权。纵横向拉开档次法是一种适用于面板数据的客观赋权法,其确定权重系数的原则是在面板数据上最大可能地体现各被评价对象的差异(聂长飞和简新华,2020)。具体计算方法如下:

首先利用纵横向拉开档次法确定各指标的权重。令 $w = (w_1, w_2, \dots, w_m)^T$ 为各个指标的权重值向量, $x_{ij}(t_k)$ 为第 i 个省份第 j 个指标在第 t_k 年度经过极值处理法得到的值;在时刻 t_k ,取评价对象的综合评价函数为 $y_i(t_k) = \sum_{j=1}^m w_j x_{ij}(t_k)$,则各评价对象之间的差异 σ^2 可用公式(5)表示。接下来通过求解式(6)的规划问题可算得指标权重系数向量 w 。

表1 经济高质量发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
创新发展	创新投入	研究经费投入强度(%)
		研发人员投入力度(人)
	创新产出	万人专利授权数(个) 高技术产业主营业务收入占GDP比重(%)
协调发展	产业发展协调	经济发展合理化(%) 经济发展稳定化(%)
		城乡经济协调
	绿色发展	绿色生活
能源消耗		
环境治理		节能环保投资(万元)
开放发展	对外贸易	进出口总额占GDP比重(%)
	利用外资	外商直接投资占GDP比重(%)
共享发展	经济共享发展	人均GDP(元/人) 一般公共预算支出(万元)
		社会共享发展

注:相较于潘雅茹和罗良文(2020)的做法,由于一般工业固体废物综合利用率数据缺失较为严重,本文在原有指标体系的基础上删除了该三级指标。

$$\sigma^2 = \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^n [y_i(t_k) - \bar{y}]^2 = \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^n [y_i(t_k)]^2 = w^T \sum_{k=1}^N H_k w = w^T H w \quad (5)$$

$$\max w^T H w, \text{ s.t. } \|w\| = 1, w > 0 \quad (6)$$

其中： σ^2 表示 $y_i(t_k)$ 的总离差平方和； H 为 $m \times m$ 阶对称矩阵。

其次，以 2011 年为基期，利用功效系数法对原始数据进行标准化处理(王小鲁等,2019)。具体公式为

$$s_{ij}(t_k) = \begin{cases} \frac{\max [x_j(t_1)] - x_{ij}(t_k)}{\max [x_j(t_1)] - \min [x_j(t_1)]}, & x_{ij}(t_k) \text{ 为正向指标} \\ \frac{x_{ij}(t_k) - \min [x_j(t_1)]}{\max [x_j(t_1)] - \min [x_j(t_1)]}, & x_{ij}(t_k) \text{ 为逆向指标} \end{cases} \quad (7)$$

其中： $x_{ij}(t_k)$ 和 $s_{ij}(t_k)$ 分别表示第 i 个省份第 j 个指标在 t_k 年度的原始值和标准化值； $\min [x_j(t_1)]$ 和 $\max [x_j(t_1)]$ 分别表示各省份第 j 个指标在 2011 年的最小值和最大值。

最后，综合上述两个步骤算出的权重值和指标值，利用线性加权法相乘即可求得各省份各年度的经济高质量发展指数 $Growth_i(t_k)$ 。具体公式为

$$Growth_i(t_k) = \sum_{j=1}^m w_j s_{ij}(t_k) \quad (8)$$

(2)测算结果分析。测算结果见表 2。可以看出，2011—2018 年各省份经济高质量发展指数总体呈现上升趋势；东部地区经济高质量发展均值大于中西部地区^③，西部地区经济高质量发展在三个地区中稍显落后，这与已有研究结果基本相符(方大春和 马为彪,2019；聂长飞和 简新华,2020)。具体来看，经济高质量发展指数均值排名前三属于东部地区，分别为广东、江苏、浙江；末三名省份为青海、宁夏和甘肃，均位于西部地区。且前三名数值明显大于末三名，这也再次印证了中国东西部地区经济发展存在较大差距。值得一提的是，中国打造的经济圈如京津冀和长三角等协同发展成效凸显，每个经济圈内省份的经济高质量发展差距并不大，且经济圈内省份的经济高质量发展指数在全国范围内名列前茅，与刘锴等(2020)的结论基本一致。

表 2 2011—2018 年各省经济高质量发展指数

地区	省份(区、市)	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	均值
东部	北京	6.064	6.118	6.057	6.171	5.887	6.079	6.110	5.665	6.019
	天津	5.606	5.803	6.074	5.969	5.798	5.492	4.973	4.303	5.502
	河北	3.673	3.770	3.776	3.814	3.998	4.228	4.202	4.311	3.972
	辽宁	4.761	4.707	4.633	4.356	3.760	3.562	3.591	3.556	4.116
	上海	5.982	5.936	5.773	5.959	5.913	5.971	5.836	5.522	5.861
	江苏	7.965	7.965	7.799	7.825	7.819	7.904	7.497	7.219	7.749
	浙江	6.362	6.394	6.574	6.771	6.952	7.125	6.853	6.701	6.716
	福建	4.976	5.056	5.027	4.902	5.002	5.260	5.134	4.879	5.029
	山东	5.845	5.971	6.149	6.021	6.053	5.717	5.985	5.616	5.920
	广东	7.740	7.680	8.001	8.052	8.087	8.219	8.227	8.386	8.049
中部	海南	3.143	3.191	3.264	3.219	2.984	3.283	3.155	3.049	3.161
	山西	2.719	2.731	2.768	2.628	2.502	2.654	2.538	2.698	2.655
	吉林	3.389	3.388	3.343	3.136	3.174	3.225	2.874	2.963	3.186
	黑龙江	3.520	3.533	3.407	3.275	3.265	3.381	3.374	3.278	3.379
	安徽	4.217	4.260	4.252	4.212	4.275	4.602	4.549	4.768	4.392
	江西	3.943	3.981	3.922	3.864	4.001	4.490	4.461	4.587	4.156
	河南	4.259	4.314	4.626	4.652	4.755	5.007	4.890	5.091	4.699
	湖北	4.152	4.184	4.298	4.272	4.355	4.592	4.554	4.697	4.388
西部	湖南	4.193	4.286	4.270	4.266	4.354	4.582	4.471	4.650	4.384
	内蒙古	2.833	2.825	2.793	2.815	2.647	2.860	2.501	2.571	2.731
	广西	2.966	2.895	2.854	2.818	2.870	3.065	3.004	3.238	2.964
	重庆	3.589	3.569	3.614	3.714	3.951	4.175	4.193	4.377	3.898

③ 考虑到西部大开发战略对我国西部地带的划定，结合国家统计局的划分方法以及已有研究者的划分方法(王小鲁和樊纲,2004)，将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省区划为东部地区；将山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、湖北、河南、湖南等 8 个省区划为中部地区；而将西部大开发战略定义的新疆、四川、重庆、西藏、云南、青海、甘肃、贵州、陕西、宁夏、广西和内蒙古等 12 个省区划为西部地区。考虑西藏地区的数据可获得性，在进行实际分析的时候将该省区数据剔除，因而西部地区只有 11 个省区。此外也不包含港澳台地区。

续表2

地区	省份(区、市)	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	均值
	四川	4.282	4.473	4.432	4.403	4.357	4.499	4.547	4.477	4.434
	贵州	1.684	1.769	2.006	2.198	2.331	2.473	2.548	2.684	2.212
	云南	2.403	2.514	2.474	2.522	2.457	2.586	2.696	2.743	2.549
	陕西	3.387	3.147	3.243	3.161	3.113	3.258	3.180	3.402	3.236
	甘肃	1.538	1.471	1.448	1.382	1.274	1.483	1.505	1.702	1.475
	青海	1.448	1.447	1.309	1.221	1.239	1.748	1.461	1.364	1.405
	宁夏	1.138	1.138	1.316	1.299	1.151	1.756	1.622	1.824	1.406
	新疆	2.157	2.045	1.939	1.881	1.709	1.955	1.679	1.769	1.892

2. 核心解释变量

北京大学数字金融研究中心从覆盖广度、使用深度、数字化程度三个维度构建了包括33个三级指标的数字普惠金融指标体系,定量测度了2011—2018年中国省市区的数字金融发展指数。现有关于数字金融的研究多基于这套指数,本文在基准回归中选择其作为数字金融影响高质量发展研究的核心解释变量,并在异质性检验中利用覆盖广度、使用深度和数字化程度指数探讨不同数字金融结构对经济高质量发展影响的差异。具体指标体系见表3。

表3 数字普惠金融指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
覆盖广度	账户覆盖率	每万人拥有支付宝账号数量
		支付宝绑卡用户比例
		平均每个支付宝账号绑定银行卡数
使用深度	支付业务	人均支付笔数
		人均支付金额
		高频度(年活跃50次及以上)活跃用户数占年活跃1次及以上比
	货币基金业务	人均购买余额宝笔数
		人均购买余额宝金额
		每万人支付宝用户购买余额宝的人数
	信贷业务	每万支付宝成年用户中有互联网消费贷的用户数
		人均贷款笔数
		人均贷款金额
		每万支付宝成年用户中有互联网小微经营贷的用户数
		小微经营者户均贷款笔数
		小微经营者平均贷款金额
	保险业务	每万人支付宝用户中被保险用户数
		人均保险笔数
		人均保险金额
投资业务	每万人支付宝用户中参与互联网投资理财人数	
	人均投资笔数	
	人均投资金额	
信用业务	自然人信用人均调用次数	
	每万支付宝用户中使用基于信用的服务用户数(包括金融、住宿、出行、社交等)	
数字化程度	移动化	移动支付笔数占比
		移动支付金额占比
	实惠化	小微经营者平均贷款利率
		个人平均贷款利率
	信用化	花呗支付笔数占比
		花呗支付金额占比
		芝麻信用免押笔数占比(较全部需要押金情形)
	便利化	芝麻信用免押金额占比(较全部需要押金情形)
		用户二维码支付的笔数占比
用户二维码支付的金额占比		

注:在2011—2015年第一期指数的26个三级指标的基础上,经过扩充,目前数字金融指数一共包含33个三级指标,具体说明可参见文献[7]。

3. 控制变量

结合理论知识及已有相关文献,本文选取外商直接投资、科教支出、开放程度、人力资本、政府干预程度、城镇化率、产业结构作为主要控制变量,并利用光缆路线长度作为工具变量考察可能存在的内生性问题。主

要变量的选取及描述性统计见表 4。

相关数据主要来源于 Wind 数据库、《中国统计年鉴》及各省统计年鉴等。由于数据可获得性的原因,不包括西藏和港澳台地区,本文以剩余 30 个省份的面板数据作为研究样本。

表 4 变量定义及描述性统计

变量类型	变量名	符号	表达式	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	经济高质量发展	<i>Growth</i>	如前所述	1.138	8.386	4.051	1.750
核心解释变量	数字金融	<i>Df</i>	如前所述	18.330	377.730	188.186	84.980
控制变量	外商直接投资	<i>Fdi</i>	$\frac{FDI}{GDP} \times 100$	0.011	8.298	2.041	1.547
	科教支出	<i>Edu</i>	$\frac{\text{科技} + \text{教育}}{\text{财政支出}} \times 100$	10.577	25.081	18.481	3.257
	开放程度	<i>Open</i>	$\frac{\text{进出口总额}}{GDP}$	0.016	1.510	0.275	0.310
	人力资本	<i>Hum</i>	每十万人平均在校生数	6.987	8.633	7.803	0.286
	政府干预程度	<i>Gov</i>	(财政支出-科技教育支出)的对数值	15.599	18.597	17.300	0.551
	城镇化率	<i>Urb</i>	$\frac{\text{城镇人口}}{\text{总人口}}$	0.350	0.896	0.571	0.123
	产业结构	<i>Structure</i>	$\frac{\text{第三产业增加值}}{\text{第二产业增加值}}$	0.518	4.348	1.125	0.633
工具变量	光缆线路长度	<i>Cable</i>	取对数值	14.463	19.642	17.702	1.030

四、实证分析

(一) 基准回归

1. 空间自相关性检验

在进行基准回归之前,需要利用全局 Moran 指数对数字金融及经济高质量发展的空间聚集情况进行空间自相关检验,以确定具体选用的空间计量模型。全局 Moran 指数的计算方式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (9)$$

其中: S^2 为样本方差; n 为地区数量; \bar{Y} 为所有省份人均实际 GDP 均值。

结果见表 5。可以看出,2011—2018 年中国数字金融的 Moran 指数均为正数,且在 5% 的统计水平上显著;经济高质量发展的 Moran 指数也均为正值,且 2011—2015 年在 10% 的水平上显著,表明中国数字金融和经济高质量发展都存在一定的空间自相关性,具体表现为空间正向聚集。因此,利用空间计量模型探讨数字金融对经济高质量发展的影响更为合理。

表 5 全局 Moran 指数结果

年份	数字金融		经济高质量发展	
	Moran	<i>P</i>	Moran	<i>P</i>
2011	0.383	0.001	0.229	0.029
2012	0.427	0.000	0.226	0.031
2013	0.386	0.000	0.213	0.041
2014	0.426	0.000	0.211	0.043
2015	0.415	0.000	0.175	0.084
2016	0.424	0.000	0.147	0.134
2017	0.314	0.003	0.094	0.291
2018	0.245	0.019	0.032	0.582

2. 模式识别

一般而言,空间计量模型存在无固定效应、时间固定效应(tFE)、空间固定效应(sFE)及时空固定效应(stFE)四种模式。因此需要进一步识别空间计量模型的模式。具体方法为:参照 Elhorst(2014)的方法,首先在不考虑任何空间相关性的基础上,使用 LM 检验及稳健的 LM 检验,来判断误差项及滞后项的空间自相关性;其次,利用 Wald 和 LR 检验分别对 $H_0: \gamma = 0$ 和 $H_0: \gamma + \rho\beta = 0$ 进行检验,以判断 SDM 模型是否能简化为 SAR 或 SEM 模型。检验结果见表 6。

可以看出,在经济距离权重下,LR 检验结果拒绝无时间固定效应的原假设但无法拒绝无空间固定效应的原假设。因此选择时间固定效应模型。在时间固定效应模型下,只有 LM 检验无

表 6 非空间交互效应结果

效应	LM-Lag	LM-Error	稳健 LM-Lag	稳健 LM-Error	LR-Spatial	LR-Time
OLS	71.015***	3.240*	119.571***	51.795***	37.891	94.163***
sFE	61.679***	8.609***	65.164***	12.093***		
tFE	0.147	8.085***	6.859***	14.797***		
stFE	0.189	5.085**	3.418*	8.313***		

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

法拒绝无空间滞后原假设。因此可选择空间SDM模型。综上本文确定使用时间固定效应SDM模型。此外,基准回归结果中的Wald和LR模型均显示拒绝原假设,再次验证SDM模型不能退化为SAR和SEM模型,说明模型选择较为可靠(表7)。

3. 基准回归结果

基准回归结果见表7列(1),数字金融对本地区经济高质量发展的回归系数为0.020,且通过了1%的显著性水平检验,但相邻地区的数字金融发展($W \times Df$)对本地区经济高质量增长的影响并不显著,这说明经济高质量发展会受到本地区数字金融发展的影响,但不受其他地区数字金融发展的影响,这与张腾等(2021)研究结论一致。数字金融发展打破了金融服务的成本限制,扩大了金融服务的受众范围,使得更多的人能够利用数字技术更为便利地使用金融产品,进而促进居民消费支出,拉动本地区经济快速高质量增长。但是,相邻地区的数字金融发展对本地区经济高质量增长的影响并不显著,可能的原因是在经济高质量发展水平不同的地区,数字金融发展的空间外溢效应存在差异;结合区域异质性分析的结果(表8),可能是中部地区的抑制效应冲抵了东西部地区的推动效应而导致总样本估计系数不显著。值得说明的是,空间杜宾回归系数 ρ 显著为正,表明邻近地区经济高质量发展将促进本地区经济高质量发展。这与国家推行的经济圈建设预期是相符合的。将一个地区与另一个地区的连接障碍消除,增强交通运输等基础设施建设,有助于邻近地区人才和贸易往来,进而拉动地区的经济增长。

从控制变量的本地效应来看,外商直接投资、科教支出、政府干预程度和城镇化率对本地区经济高质量发展存在显著的正向影响,产业结构的影响显著为负。外商直接投资通过技术和先进管理经验的传播,科教支出通过提高国家科学研究能力都能积极影响经济高质量发展;政府干预可通过财政补贴影响生产要素的相对价格进而影响资源配置(韩剑和郑秋玲,2014),政府调节效应越高,越能加速地区资源优化配置,对经济高质量发展产生促进作用;随着城镇化率的提高,农村劳动力的涌入能够改善地区劳动力结构进而促进地区经济高质量发展。产业结构对经济高质量发展起到抑制作用,可能是因为产业结构过度服务化不利于实体经济发展,这种趋势负向反馈于经济高质量发展(陈海波和张悦,2014)。开放程度和人力资本对经济高质量发展影响不显著,这说明在推动地区经济高质量发展的同时要处理好对外贸易依存度及高学历人群的就业和该地区经济增长之间的关系。从控制变量的邻地效应来看,经济联系密切地区的开放程度越高,会抑制本地区的经济高质量发展,原因可能在于地区之间争夺出口产品机会,当一个地区争抢到出口时机,则另一个地区出口总量下滑,具有明显的“竞争效应”;经济联系密切地区城镇化率水平正向作用于本地区经济高质量发展,这可能与经济联系频繁地区之间的人员流动有关,一个地区的人员涌入增加了另一个地区的生产生活消费过程,有效加速地区经济增长。

4. 内生性问题

尽管本文控制了相关变量,但遗漏控制变量和数字金融与经济高质量发展之间可能存在的反向因果关系仍将导致内生性问题。因此需要采用工具变量法缓解回归中的内生性问题。互联网技术的发展与光纤宽带接入技术相关(黄群慧等,2019),光缆线路长度越长,即信息传输业务服务能力越强,越有利于互联网经济的蓬勃发展,则数字金融的发展与光缆线路长度相关,同时光缆线路长度对经济高质量发展并不存在直接影响。因此本文采用光缆线路长度作为工具变量进行两阶段工具变量回归。

表7 基准回归与工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
	基准回归	工具变量法
<i>Df</i>	0.020***(0.006)	0.035***(0.006)
<i>Fdi</i>	0.239***(0.064)	0.266***(0.034)
<i>Edu</i>	0.124***(0.044)	0.040**(0.020)
<i>Open</i>	-0.118(0.723)	-0.863**(0.403)
<i>Hum</i>	-0.377(0.609)	-0.842***(0.269)
<i>Gov</i>	1.229***(0.216)	1.397***(0.0877)
<i>Urb</i>	4.550**(2.235)	1.545(1.236)
<i>Structure</i>	-0.331**(0.162)	-0.143(0.089)
$W \times Df$	0.011(0.015)	0.013(0.014)
$W \times Fdi$	-0.102(0.163)	0.0445(0.0917)
$W \times Edu$	0.004(0.064)	-0.159***(0.052)
$W \times Open$	-2.580***(0.854)	-3.813***(0.747)
$W \times Hum$	-1.442(1.023)	-2.303***(0.529)
$W \times Gov$	0.993(0.780)	0.767***(0.277)
$W \times Urb$	9.101*(4.721)	3.904(2.647)
$W \times Structure$	-0.441(0.396)	-0.468*(0.246)
ρ	0.250*(0.132)	0.297***(0.101)
<i>Cable</i>		4.810***(1.394)
$W \times Cable$		18.29***(4.327)
第一阶段 <i>F</i> 值		128.221
<i>Observations</i>	240	240
<i>R</i> ²	0.285	0.500
Wald_Spatial_Lag	66.66***	
LR_Spatial_Lag	66.70***	
Wald_Spatial_Error	69.25***	
LR_Spatial_Error	65.63***	

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。

回归结果见表7列(2)所示。在考虑内生性问题后,数字金融对本地区经济高质量发展的回归系数为0.035,且在1%的统计水平上显著。表明数字金融的发展显著促进本地区经济高质量发展,这一结果与基准回归的结论基本一致。此外,空间杜宾回归系数 ρ 仍然显著为正,表明邻近地区经济高质量发展将促进本地区经济高质量发展,再次验证基准回归结果的稳健性。需要说明的是,第一阶段回归中的 F 检验统计值为128.221,大于经验值10,可以拒绝“存在弱工具变量原假设”,这说明工具变量的选取是有效的。

(二)异质性分析

1. 区域异质性

已有文献表明,数字金融对不同地区经济增长的影响存在显著差异。因此本文划分东中西部三个地区并进一步分析数字金融水平对经济高质量发展影响的区域异质性。见表8列(1)~列(3),东中西部地区数字金融均显著促进本地区的经济高质量发展。但从回归系数数值来看,西部地区对本地经济高质量的促进作用相对于东部和中部地区来说效应最大。这体现了数字金融发展的普惠性,即数字金融发展能够弥补传统金融的不足,减缓金融排斥,使不发达的地区也能享受便捷的金融服务,从而不发达地区经济增长的促进作用会更明显,这与钱海章等(2020)的研究结论基本一致。此外,对于东部和西部地区而言,邻近地区的数字金融发展推动本地区的经济高质量发展,而在中部地区,邻近地区的数字金融发展对本地区的经济高质量发展存在空间负向溢出作用,具有明显的“竞争效应”。原因在于:一方面,中部地区在实现经济高质量增长时,相邻地区之间出现了较为激烈的数字金融发展竞争,在一定程度上导致了负向溢出效应;另一方面,东部地区拥有阿里巴巴、腾讯等国内领先互联网企业的先天优势,在互联网金融行业处于领先地位。从北大编制的数字金融指数来看,虽然西部地区的数字金融发展指数值较低,发展较为落后,但近年来国家政策及中央和地方政府强力支持数字产业落地西部省份,如互联网巨头阿里巴巴将旗下的云计算中心及数据服务基地正式落户成都,以求推动成渝地区数字经济的发展;而中部地区的数字金融由于并不具有先天的发展优势及强有力的政策方针支持,加上东西部地区的经济发展会对地处中间位置的中部地区数字金融发展资源产生“虹吸现象”,致使中部地区内出现数字金融相关产业外流趋势,这都不利于实现中部地区的数字金融正向溢出效应。

2. 数字金融结构异质性

由于数字金融指数由覆盖广度、使用深度、数字化程度3个子指标合成。因此本文进一步探究数字金融不同维度对经济高质量发展的异质性。回归结果见表8列(4)~列(6),可以看出不同数字金融维度对经济高质量发展的影响存在明显差异。从本地效应来看,覆盖广度和使用深度显著促进本地区经济的高质量增长,而数字化程度效应相反。数字金融覆盖广度体现在互联网金融服务的受众规模,更多的人接受并使用数字金融产品能够有效的推动地区经济高质量发展;使用深度则表现丰富的数字金融工具和产品有效满足了资金使用需求,从而刺激经济增长;而数字化程度强调金融服务的便利性和低成本,可能是因为数字化金融的硬件设备便利性不足,以及大数据和区块链等互联网金融技术的交易服务效率不高抑制了地区经济高质量发展,这也意味着中国金融发展的数字化程度有很大的优化空间(汪亚楠等,2020)。从邻地效应来看,只有邻近地区的覆盖广度显著促进了本地区经济高质量发展。这是因为邻近地区数字金融的覆盖广度越高,越有助于本地区数字金融基础设施的建设和互联网支付在跨地区经贸往来的使用,进而推动本地区经济高质量发展。

3. 城镇化率异质性

城镇化率的不同会影响数字金融发展的效果(谢绚丽等,2018)。因此本文以所有省份中位数城镇化率作为划分标准,将30个省份样本分为低城镇化率(中位数以下)和高城镇化率(中位数以上),分别用两组样本估计空间SDM模型。结果见表8列(7)、列(8),和全样本数据相比,低城镇化率地区数字金融发展对本地区经济高质量发展影响并不显著,但高城镇化率地区数字金融发展却显著推动本地区经济高质量发展。出现这种现象的可能原因为:在城镇化率较高的地区,随着农村劳动力涌入城镇,数字金融的受众规模提高;此外,城镇化率越高意味着更多居民能够更为方便地接触数字金融相关基础设施和金融服务,进而推动经济高质量增长(潘雅茹和罗良文,2020)。而在低城镇化率地区,数字金融发展水平不足,对经济高质量增长的影响不明显。

表8 异质性回归结果

变量	区域异质性			数字金融结构异质性			城镇化率异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	西部	中部	东部	覆盖 广度	使用 深度	数字化 程度	低城镇 化率	高城镇 化率
<i>Df</i>	0.030*** (0.006)	0.007*** (0.002)	0.022*** (0.008)	0.023*** (0.005)	0.015*** (0.003)	-0.008** (0.002)	0.005 (0.006)	0.018*** (0.004)
<i>Fdi</i>	0.429*** (0.119)	0.378*** (0.085)	0.263*** (0.033)	0.300*** (0.077)	0.171*** (0.052)	0.249*** (0.073)	0.414*** (0.069)	0.128* (0.073)
<i>Edu</i>	0.003 (0.032)	0.067* (0.036)	0.084** (0.038)	0.122*** (0.039)	0.123*** (0.042)	0.159*** (0.048)	0.018 (0.023)	0.155** (0.061)
<i>Open</i>	3.842*** (0.829)	-2.874** (1.262)	3.151*** (0.680)	-0.208 (0.700)	-0.279 (0.754)	0.274 (0.784)	-0.0333 (1.859)	0.875*** (0.271)
<i>Hum</i>	0.425 (0.541)	1.334* (0.737)	1.424 (1.110)	-0.704 (0.567)	0.009 (0.579)	-0.320 (0.586)	-0.314 (0.360)	0.529 (0.655)
<i>Gov</i>	0.982*** (0.190)	1.860*** (0.385)	1.294*** (0.352)	1.302*** (0.221)	1.103*** (0.221)	1.306*** (0.238)	1.298*** (0.224)	1.391*** (0.264)
<i>Urb</i>	2.391 (1.485)	-3.305 (3.180)	-13.99** (4.405)	2.901 (2.251)	4.876** (1.966)	6.421*** (2.354)		
<i>Structure</i>	-0.816*** (0.131)	-0.113 (0.158)	-0.335 (0.242)	-0.264 (0.161)	-0.291** (0.147)	-0.192 (0.164)	-1.074*** (0.340)	-0.185* (0.106)
<i>W×Df</i>	0.017* (0.011)	-0.026** (0.011)	0.047** (0.027)	0.053** (0.024)	-0.007 (0.008)	-0.002 (0.003)	0.013 (0.014)	0.009 (0.009)
<i>W×Fdi</i>	0.681*** (0.132)	0.075 (0.116)	-0.055 (0.146)	-0.036 (0.162)	-0.080 (0.157)	-0.269 (0.183)	-0.423 (0.265)	0.026 (0.099)
<i>W×Edu</i>	0.033 (0.043)	0.084** (0.040)	0.0431* (0.025)	-0.029 (0.062)	-0.003 (0.059)	0.018 (0.069)	-0.198*** (0.064)	0.008 (0.081)
<i>W×Open</i>	10.58*** (3.657)	-9.386*** (1.721)	0.717 (1.652)	-3.093*** (0.817)	-2.285** (0.906)	-2.696*** (0.898)	-0.382 (5.723)	-0.814 (0.982)
<i>W×Hum</i>	-3.199** (1.401)	1.892*** (0.614)	1.826 (1.933)	-1.399 (1.073)	-1.576 (0.987)	-1.277 (1.104)	3.981*** (1.224)	-1.861** (0.873)
<i>W×Gov</i>	0.903 (0.759)	1.100*** (0.151)	0.863 (0.675)	0.596 (0.854)	1.415** (0.701)	1.132* (0.673)	0.161 (0.796)	0.973*** (0.327)
<i>W×Urb</i>	-15.30* (7.960)	2.549 (3.409)	-3.589 (10.45)	3.256 (5.102)	10.74*** (4.036)	10.20** (4.245)		
<i>W×Structure</i>	-2.945*** (1.055)	0.179 (0.267)	-0.461 (0.707)	-0.654 (0.420)	-0.202 (0.407)	-0.346 (0.327)	-0.151 (0.623)	0.792* (0.435)
<i>ρ</i>	0.335** (0.161)	0.0182 (0.089)	0.421*** (0.064)	0.274** (0.131)	0.228* (0.131)	0.155 (0.135)	0.0103 (0.139)	0.279*** (0.099)
<i>Observations</i>	88	64	88	240	240	240	120	120
<i>R</i> ²	0.214	0.390	0.088	0.102	0.641	0.817	0.322	0.304

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为稳健标准误。

(三) 稳健性检验

为保证本文研究结论的可靠性,本文做了如下稳健性检验:

(1) 替换核心解释变量。为了避免由于核心解释变量选取而导致结论的差异性,本文采用数字金融指数的对数值 (\ln_Df) 重新衡量数字金融发展。结果见表9列(2),数字金融的发展显著促进本地区经济高质量发展,邻近地区的数字金融对本地区经济高质量增长的影响并不显著,且邻近地区经济高质量发展对本地区经济高质量发展仍存在正向溢出效应,这一结果与基准回归结论基本一致,说明本文结果是稳健的。

(2) 剔除直辖市。由于中国各省份之间数字金融发展存在差异,尤其是中国四大直辖市的数字金融发展位居前列,这可能导致数字金融发展的增长效应不一致。因此,为验证本文研究结论的普遍性,选择剔除北京、天津、上海、重庆四个直辖市的面板数据,回归结果见表9列(3)。可见,估计参数与显著性均没有发生明显变化,再次说明本文结果是稳健的。

表9 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	基准回归	替换核心解释变量	剔除直辖市
<i>Df</i>	0.020*** (0.006)		0.023*** (0.008)
\ln_Df		1.055*** (0.345)	
<i>Fdi</i>	0.239*** (0.064)	0.231*** (0.035)	0.202*** (0.069)
<i>Edu</i>	0.124*** (0.044)	0.152*** (0.016)	0.082** (0.041)
<i>Open</i>	-0.118 (0.723)	-0.263 (0.439)	1.635 (1.046)
<i>Hum</i>	-0.377 (0.609)	-0.568** (0.280)	-0.836** (0.419)
<i>Gov</i>	1.229*** (0.216)	1.317*** (0.096)	1.257*** (0.129)
<i>Urb</i>	4.550** (2.235)	6.635*** (1.179)	4.011 (2.654)
<i>Structure</i>	-0.331** (0.162)	-0.167* (0.098)	0.402** (0.200)
<i>W×Df</i>	0.011 (0.015)		0.016 (0.012)
$W \times \ln_Df$		0.0542 (0.641)	
<i>W×Fdi</i>	-0.102 (0.163)	-0.212** (0.095)	0.271* (0.146)
<i>W×Edu</i>	0.004 (0.064)	0.036 (0.048)	0.078 (0.052)
<i>W×Open</i>	-2.580*** (0.854)	-3.430*** (0.925)	-1.974** (0.803)
<i>W×Hum</i>	-1.442 (1.023)	-1.377** (0.586)	1.458 (1.145)
<i>W×Gov</i>	0.993 (0.780)	1.078*** (0.273)	-0.004 (0.639)
<i>W×Urb</i>	9.101* (4.721)	11.880*** (2.666)	6.711* (3.912)
<i>W×Structure</i>	-0.441 (0.396)	-0.209 (0.267)	1.008** (0.508)
<i>ρ</i>	0.250* (0.132)	0.198* (0.105)	0.281** (0.133)
<i>Observations</i>	240	240	208
<i>R</i> ²	0.285	0.562	0.243

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为稳健标准误。

五、结论与政策建议

本文基于2011—2018年中国30个省份的面板数据,构建综合评价体系测算各省份经济高质量发展情况,结合北京大学编制的数字普惠金融指数,运用空间杜宾模型和工具变量法,实证检验数字金融对中国经济高质量发展的影响及其空间溢出效应,并从区域异质性、数字金融结构异质性及城镇化率异质性探讨数字金融对经济高质量发展影响的异质性。本文研究表明:

第一,数字金融发展对本地区经济高质量发展存在明显的促进作用,但对邻近地区的空间外溢效应不显著。该结果在考虑内生性及稳健性检验之后仍然稳健。

第二,从控制变量的本地效应来看,城镇化率、外商直接投资、科教支出及政府干预程度对本地区经济高质量发展存在显著正向影响;产业结构对经济高质量发展起到抑制作用。从控制变量的溢出效应来看,经济联系密切地区的开放程度越高,会抑制本地经济高质量发展,原因可能在于地区之间争夺出口产品机会,具有明显的“竞争效应”;经济联系密切地区的城镇化率越高,能够有效促进本地经济高质量增长。

第三,数字金融对经济高质量发展的影响存在明显异质性。从不同地区来看,东中西部数字金融发展均显著促进本地区的经济高质量发展,且对西部地区的影响最大,这表明数字金融发展在经济欠发达地区效用更大,体现出数字金融的普惠性。但是仅在东西地区表现出正向空间溢出效应。从不同数字金融结构来看,数字金融覆盖广度和使用深度显著促进本地区经济的高质量增长,而数字化程度出现明显抑制效应,且只有邻近地区的覆盖广度显著促进本地区经济高质量发展。从不同城镇化率来看,高城镇化率地区的数字金融推动本地区经济高质量发展,但低城镇化率地区的影响不明显,且均不存在显著的空间溢出效应。

根据上述研究结论,为充分发挥数字金融对中国经济高质量发展的推动作用,本文提出以下对策建议:第一,加快数字金融发展,缩小区域间数字金融发展差异,促进区域协调发展。数字金融的发展能显著推进本地区经济高质量发展,应积极为经济欠发达地区提供数字金融资源、普及数字金融相关知识、降低数字化资源成本。此外,借鉴东西部地区的数字金融发展经验和模式,改善中部地区数字金融发展效应。在财政及政策上适当向中部地区倾斜,因地制宜地走出一条具有中部特色的数字金融发展道路。第二,加快推进经济往来密切省份之间的跨省经济圈建设和地区城镇化建设。应加快构建邻近区域及经济往来密切省份之间的经济圈建设,有效发挥数字金融对经济高质量发展的空间溢出效应,如借鉴长三角、京津冀等现有的经济圈发展经验,打造拥有地方特色的省级经济圈,实现省份之间经济共赢发展。第三,鉴于数字金融促进经济高质量发展同时受到外商直接投资等其他因素的影响,应结合各省份的实际情况因地制宜的推进数字金融的发展,构建数字金融对经济高质量发展的良性驱动模式。

参考文献

- [1] 陈海波,张悦,2014.外商直接投资对江苏区域经济影响的实证分析——基于空间面板模型[J].国际贸易问题,(7):62-71.
- [2] 段永琴,何伦志,克魁,2021.数字金融、技术密集型制造业与绿色发展[J].上海经济研究,(5):89-105.
- [3] 方大春,马为彪,2019.中国省际高质量发展的测度及时空特征[J].区域经济评论,(2):61-70.
- [4] 傅秋子,黄益平,2018.数字金融对农村金融需求的异质性影响-来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J].金融研究,(11):68-84.
- [5] 高培勇,2019.理解、把握和推动经济高质量发展[J].经济学动态,(8):3-9.
- [6] 顾海峰,杨立翔,2018.互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据[J].世界经济,(10):75-100.
- [7] 郭峰,王靖一,王芳,等,2020.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),(4):1401-1418.
- [8] 郭静怡,谢瑞峰,2021.数字普惠金融、融资约束与环境敏感企业投资效率——基于1173家上市企业面板数据[J].金融理论与实践,(9):51-61.
- [9] 韩剑,郑秋玲,2014.政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J].中国工业经济,(11):69-81.
- [10] 何宏庆,2019.数字金融:经济高质量发展的重要驱动[J].西安财经学院学报,(2):45-51.
- [11] 何婧,李庆海,2019.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,(1):114-128.
- [12] 贺健,张红梅,2020.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,(7):26-32.
- [13] 黄倩,李政,熊德平,2019.数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J].改革,(11):90-101.
- [14] 黄群慧,余泳泽,张松林,2019.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].中国工业经济,(8):5-23.
- [15] 黄益平,黄卓,2018.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),(4):1489-1502.
- [16] 蒋长流,江成涛,2020.数字普惠金融能否促进地区经济高质量发展?——基于258个城市的经验证据[J].湖南科技大学学报(社会科学版),(3):75-84.
- [17] 金碚,2018.关于“高质量发展”的经济学研究[J].中国工业经济,(4):5-18.
- [18] 李德山,赵云佳,荀晨阳,2021.普惠金融对不同群体就业的影响研究——基于世界银行全球普惠金融调查数据[J].

- 技术经济, 40(8): 97-106.
- [19] 李建军, 韩珣, 2019. 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, (3): 129-148.
- [20] 林光平, 龙志和, 吴梅, 2005. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002年[J]. 经济学(季刊), (S1): 67-82.
- [21] 刘锴, 周雅慧, 王嵩, 等, 2020. 创新驱动下中国区域高质量发展——基于平衡充分发展水平的门槛分析[J]. 技术经济, 39(12): 1-8.
- [22] 马述忠, 郭雪瑶, 2021. 数字经济时代中国推动全球经济治理机制变革的机遇与挑战[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 23(1): 77-89, 147.
- [23] 聂秀华, 江萍, 郑晓佳, 等, 2021. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究, (3): 132-150.
- [24] 聂长飞, 简新华, 2020. 中国高质量发展的测度及省际现状的分析比较[J]. 数量经济技术经济研究, (2): 26-47.
- [25] 潘雅茹, 罗良文, 2020. 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, (6): 100-113.
- [26] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等, 2020. 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, (6): 26-46.
- [27] 苏任刚, 赵湘莲, 胡香香, 2020. 普惠金融能成为促进中国产业结构优化升级的新动能吗? ——基于互联网发展的机制分析[J]. 技术经济, 39(4): 39-52.
- [28] 唐松, 伍旭川, 祝佳, 2020. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 36(5): 52-66, 9.
- [29] 滕磊, 马德功, 2020. 数字金融能够促进高质量发展吗?[J]. 统计研究, (11): 80-92.
- [30] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯, 2020. 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, 37(7): 92-112.
- [31] 王小鲁, 樊纲, 2004. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究, (1): 33-44.
- [32] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏, 2019. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社.
- [33] 王馨, 2015. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究, (9): 128-139.
- [34] 温玉卓, 刘楠, 2021. 基于分位数回归的农村普惠金融发展增收效应研究——以广西40个县为例[J]. 技术经济, 40(4): 94-100.
- [35] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 2018. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), (4): 1557-1580.
- [36] 熊雯婕, 殷凤, 2020. 互联网金融发展提升了区域创新效率吗? ——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 技术经济, 39(9): 73-81.
- [37] 薛莹, 胡坚, 2020. 金融科技助推经济高质量发展: 理论逻辑, 实践基础与路径选择[J]. 改革, (3): 53-62.
- [38] 易行健, 周利, 2018. 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, (11): 47-67.
- [39] 余海华, 张静, 2021. 中国省际数字普惠金融空间关联的测度分析[J]. 统计与决策, (9): 140-143.
- [40] 张腾, 蒋伏心, 韦朕韬, 2021. 数字经济能否成为促进我国经济高质量发展的新动能?[J]. 经济问题探索, (1): 25-39.
- [41] 张勋, 万广华, 吴海涛, 2021. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, (8): 35-51, 204-205.
- [42] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等, 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, (8): 71-86.
- [43] 张勋, 杨桐, 汪晨, 等, 2020. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界, 36(11): 48-63.
- [44] ELHORST J P, 2014. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 37(3): 389-405.
- [45] HSU P H, TIAN X, XU Y, 2014. Financial development and innovation: Cross-country evidence[J]. Journal of Financial Economics, 112(1): 116-135.
- [46] LABAYE E, REMES J, 2015. Digital technologies and the global economy's productivity imperative[J]. Communications & Strategies, 1(100): 47-64.
- [47] LU L R, 2018. Promoting SME finance in the context of the fintech revolution: A case study of the UK's practice and regulation[J]. Banking and Finance Law Review, 33(3): 317-343.
- [48] SARMA M, PAIS J, 2011. Financial inclusion and development[J]. Journal of International Development, 23(5): 613-628.
- [49] YIN Z C, GONG X, GUO P Y, et al, 2019. What drives entrepreneurship in digital economy? Evidence from China[J]. Economic Modelling, 82(3): 66-73.

Impact of Digital Finance on High-quality Economic Development: An Empirical Analysis Based on Spatial Durbin Model

Zeng Yanping¹, Jiang Chuyu², Cui Zhibin³

(1. School of Economics and Finance, University of International Relations, Beijing 100091, China;

2. School of Information, Central University of Finance and Economics, Beijing 102206, China;

3. School of Finance and Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Digital finance is an important force in promoting high-quality economic development in China. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2018, the spatial Durbin model was used to empirically test the impact of digital finance on the high-quality development of China's economy and its spatial spillover effects, and the heterogeneous impact of different regions, digital financial structures and urbanization rates were examined. The research shows that digital finance can significantly promote the high-quality economic development in the region, but the spillover effect on neighboring regions is limited. This conclusion still holds after considering endogeneity and robustness tests. In the heterogeneity analysis, the development of digital finance plays a significant role in promoting the high-quality economic development in the eastern, central and western regions, but has a greater impact on the western region and only a positive spatial spillover effect in the eastern and western regions. The coverage breadth and depth of digital finance coverage significantly promotes the high-quality economic development of the region, while its digitalization has a significant inhibitory effect; and only the coverage breadth of digital finance has a positive spillover effect on high-quality economic development of neighboring regions. The development of digital finance in areas with high urbanization rate is conducive to the high-quality development of the local economy, but the effect is not obvious in areas with low urbanization rate, and there is no significant spatial spillover effect. It is advised to strengthen digital finance supervision, promote the coordinated development of digital finance in the eastern and central and western regions. What's more, to speed up the construction of regional economic circle and urbanization, and to strengthen the spillover effect of digital finance among provinces are also important.

Keywords: digital finance; high-quality economic development; spatial spillover effect; spatial Durbin model