



数字金融发展、区域金融与内陆开放型经济

——基于中介效应检验的证据

九江学院经济学院 张宇 陈华 程鹏

摘要: 数字金融与经济增长作为现代经济体系的两大核心要素,它们之间的关系与相互影响一直是学术研究的热点。随着数字经济的发展,数字金融已成为左右经济高质量发展的重要变量。本文通过构建中介效应模型,分别设计内陆开放型经济省份及东南部沿海省份两个样本组进行对照分析,实证检验了数字金融对内陆开放型经济省份及东南部沿海省 GDP 增长的影响,发现其起到的促进作用在不同历史时期并不相同,而且作为中介变量的地方金融发展程度,在数字金融对的回归分析中统计上显著。基于实证分析的结果,本文还为我国内陆开放型经济省份如何利用数字金融实现高质量增长提出了政策建议。

关键词: 数字金融; 区域金融; 开放型经济; 中介效应

DOI: 10.12433/zgkjtz.20241803

基金项目: 江西省社科联重点研究基地(重点)项目
项目名称: 数字金融对发展江西省开放型经济的作用机制与对策研究
项目编号: 23ZXSKJD43

基金项目: 江西省教育厅高校人文社会科学研究项目
项目名称: 数字金融对江西省高质量发展的效应及对策研究
项目编号: JJ20117

一、引言

从社会经济总量来看,每一次大的文明飞跃,人类创造财富的能力都会有数以十倍、百倍计的提升,数字经济就是数字文明时代人类创造财富的新模式。目前我们面对的是第四次工业革命,人类社会即将迎来“数字文明”的新时代(黄奇帆等,2022)。数字金融与经济增长一直是学术研究的热点。数字金融泛指传统金融机构与科技互联网公司

利用数字技术实现融资、支付、投资及其他新型金融业务的金融模式。2023年中央金融工作会议提出“加快建设金融强国”,将金融工作上升到更高战略高度,并提出重点做好数字金融等五大文章。

现有文献对数字金融的经济影响进行了广泛探讨。丁娜等(2020)从信息供给方的角度出发,认为数字金融能够改进金融信息服务领域的市场效率。江红莉、蒋鹏程(2021)研究发现,数字金融通过缓解企业融资难、融资贵的困境,促进企业技术创新,进而提升企业全要素生产率,并得出结论认为,我国应重视数字金融的生产率提升效应,在守住不发生系统性金融风险底线的前提下,给予数字金融更多的政策支持,各地区则应根据本地区资源禀赋、产业发展状况等实施差异化的数字金融服务策略。张宇等(2023)认为,数字金融是一种高度适应性的金融服务模式,数字金融发展形成的海量数据催生新的生产要素,对提高全社会的信息流转、资源配置发挥了乘数效应;数字金融兼具内生性与外部性特点,数字金融既是信息技术与金融市场发展的内生变量,同时又对经济增长、创新创业具有正的外部性。

从历史的角度来看,金融的目标始终是服务实体经济,而随着第四次工业革命的到来,数字技术开始改变存续百年的社会经济发展基本秩序,人类开始进入数据要素时代、人工智能时代。工业互联网、大数据、云计算、人工智能、区块链、5G等技术,深刻地改变了产品的基本形态、企业盈利的方式以及产业组织的模式。产业生态中的数据确权、透明、穿透,改变了传统金融中的信用、杠杆、风险的内涵,并急需一种基于数字技术、更好地服务产业生态的金融模式,也就是数字金融(黄奇帆等,2022)。数字金融对经济增长的影响如何,又怎样通过中介的作用途径实现经济增长,正是本文试图研究和探索的核心问题。

本文采用 2011 ~ 2020 年全国 31 个省市的经济



数据为样本，数字金融采用北京大学数字普惠金融指数（郭峰等，2020），实证检验数字金融对我国内陆开放型经济省份经济增长的影响，与现有研究结果有所不同，本文发现目前的数字金融发展还处于努力突破传统发展模式、探索数字金融应用以及与监管反复博弈的初级阶段，金融市场波动、数字金融模式风险与监管政策调整等因素都可能对经济增长产生短期负面影响。同时，研究发现数字金融能够显著影响地方金融发展程度以及产业聚集度，证明某些变量在数字金融与内陆开放型经济省份及东南部沿海省份经济增长之间具有部分中介效应。

本文的学术贡献体现在以下方面：第一，分别设立内陆开放型经济省份及东南部沿海省份两组样本对照，通过实证分析其数字金融发展历史与现状，查找内陆开放型经济省份的差距，为推动内陆开放型经济省份利用数字金融实现高质量增长形成政策建议。第二，将区域金融发展程度作为中介变量，分析数字金融对经济增长的中介效应，并进一步解释了从数字金融到经济增长之间的联结关系与作用机制。第三，在设计以上两组样本省份的产业聚集度指标的基础上，将其作为重要控制变量，分析数字金融与经济增长的关系。

二、文献综述与研究假设

科技与金融的协同发展对于一个地区的经济增长极为关键。借助数字技术和互联网通信技术，数字金融实现了金融服务方式的创新和优化，提升金融服务效率，从而有助于提高新创企业的经营效益。科技和金融过去几个世纪的发展历史证明，它们往往以协同的方式相互影响（Allen and Gale, 1994; Goetzmann, 2009）。在19世纪和20世纪为了筹资建设大规模的铁路，金融企业家们开发了专门的投资银行和会计系统，以便远程投资者进行筛选和监控。近年来，金融企业家们开发了现代风险投资机构来筛选信息技术的初创企业。许多计量证据表明，金融和企业技术创新之间存在着密切的联系，这种协同作用对于经济增长至关重要。Laeven et al (2015) 提出：技术和金融创新将呈正相关；除非金融家与技术前沿的推进相配合，创新并改进筛选技术，否则找到成功的创业者的概率会下降，从而减缓经济增长。

数字金融与开发型经济的关系。Yueh, L. (2016) 分析了数字金融对于开放型经济的影响，认为数字金融可以促进国际贸易和外汇交易的便利，同时也能够帮助发展中国家加速发展。Zhang, Y. (2017) 通过实证研究发现，数字金融可以提高金融市场的效率，降低交易成本，提高国际贸易的效率，同时也

能够帮助发展中国家加速发展。Vishwanath, S. R. (2019) 研究了数字金融对于银行业在开放型经济区的影响，认为数字金融将有效推动银行业务的创新及其在国际贸易和跨境支付领域的重要性，从而推动经济增长。

数字金融对经济增长的作用机制。数字金融的快速发展，能有力地促进金融服务实体经济的质量与效果（董玉峰等，2020；吕江林等，2021）。数字金融通过缓解企业内外部的信息不对称，完善企业内部管理，吸引外部资金支持，提升企业的科技创新与盈利能力（朱柯洁，2023）。许多学者认为，数字金融的发展能够提高创新型企业金融资源方面的获取能力和利用能力，缓解中小企业在融资、投资、支付、资产管理等方面面临的金融排斥问题，促进区域金融发展，从而进一步提升地区经济发展水平。

基于此，本文提出如下假设：

H1：数字金融与区域金融发展程度呈正相关，且能够通过促进区域金融发展影响地方经济增长。

数字金融的发展能够加快该地区的产业集聚，从而激发经济高质量增长。随着数字经济的快速发展，数字金融逐渐成为影响产业集聚和经济增长的重要力量。数字媒体和信息技术使工作和组织能够远距离进行，3D打印、工业机器人和智能化装备可以支持不断变化的生产地点，但是其中仍然存在着一个悖论：随着远程工作在技术上变得更加容易，高科技企业员工仍然喜欢通过他们的社会网络，或由社会关系联系在一起的一组人和组织来聚集或定位工作地点（Neff G., 2005）。数字金融的发展催生了一种限于特定区域的创新产业集聚区，例如，硅谷地区聚集了全球许多顶尖的科技公司，这些企业通过人才流动、技术共享和合作创新，不断引领世界科技行业的发展；再如电子信息产业集聚区的深圳市，以其完整的产业链、强大的供应链和高效的协同合作而著称。这种效应也被称作产业创新的“集聚效应”（张宇，2024）。

在现代产业的形成与创新产业的集聚中，该地区的科技创新型企业需要大量的资金投入用于技术创新、扩大生产规模等。传统的金融服务往往存在较高的交易成本和繁琐的流程，而数字金融利用先进的技术手段，简化了交易流程，降低了交易成本，使得市场更加高效。数字金融通过提供便捷、低成本的融资渠道，满足了企业的资金需求，从而促进了产业集聚的形成。数字金融在“数字金融→产业结构升级→区域经济韧性”关系中发挥了显著的正向中介效应（陈胜利等，2024）。

产业创新技术工作人员的集聚区将产生“虹吸”

表1 相关变量定义

变量	变量符号	变量含义	计算方法
被解释变量	OE	省级生产总值增长率	内陆省份与东南部经济发达省份 GDP 增长率
核心解释变量	DF	省级数字金融总指数	北京大学数字普惠金融指数
中介变量	Dev	地区金融发展水平	内陆省份与东南部经济发达省份金融机构贷款数量 / 地区生产总值
控制变量	Aggl	城市人口变异系数	内陆省份与东南部经济发达省份各城市人口数的标准差 / 平均值
控制变量	Labor	人力资本	内陆省份与东南部经济发达省份高等教育在校人数 / 人口总数

效应和“技术外溢”的外部性。“虹吸”效应可以加速产业链上下游的凝聚和形成过程，并培养出整个产业生态系统。产业的区域集聚能够吸引更多的人才和资源。当一个地区已经形成特色产业聚集地时，其头部企业的入驻、成熟的配套环境和尖端科研机构的号召力能够吸引更多的专业人才、市场供应商和服务提供商的加入。这对地区的经济发展创造有利的外部经济性，激发有潜能的消费，扩大有效益的投资，进一步提高产业集聚地的凝聚度和竞争力。例如，德国的汽车工业聚集地巴伐利亚州和巴登-符腾堡州吸引了全球顶尖的汽车制造商和供应商，这为德国汽车工业的创新性和国际竞争力提供了强力支持。数字金融的发展有助于促进地区产业集聚。

基于此，本文提出如下假设：

H2：数字金融对地方经济的产业集聚产生正面的影响。

三、研究设计与实证分析

(一) 样本选择与数据来源

为了对比我国内陆省份与东南部经济发达省份的数字金融与产业集聚效应，本文设立了两个参照组数据。2012年以来，中国政府在国家层面先后批准设立了宁夏、四川、陕西、甘肃、青海、新疆、江西等七省区的内陆开放型经济试验区。组1样本由以上七个省份构成，以反映内陆开放型经济特征。组2样本以长江三角洲和珠江三角洲的三个省份组成，即江苏、浙江和广东，代表东南部沿海的经济发达省份。本文以2011~2020年经济数据为样本，原始数据来源于各省统计年鉴和万德数据库。数字金融变量采取北京大学数字普惠金融指数各省数据(郭峰等，2020)。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

开放型经济增长(OE)。采用内陆省份与东南部经济发达省份GDP增长率为代表变量。

2. 核心解释变量

数字金融指数(DF)。采用北京大学数字普惠金融指数为代理变量，当作核心解释变量。

3. 中介变量

地区金融发展水平(Dev)。由内陆省份与东南部经济发达省份金融机构贷款数量除以各省地区生产总值表示。

4. 控制变量

根据齐绍洲和原毅军等的研究成果，地区层面的控制变量选择：①人力资本(Labor)，由样本省份高等教育在校人数除以人口数量表示；②产业集聚度(Aggl)，计算样本省份中各城市常住人口的变异系数。

变异系数是标准差与平均值的比值，用于消除样本数据点数量对差异度的影响，变异系数越高表明该省的产业集聚性越好。相关变量定义见表1。

(三) 模型设定

构建考察数字金融对开放型经济省份经济增长的影响的回归模型，以及基于区域金融发展(Dev)作用下的中介效应模型(温忠麟、叶宝娟，2014)，如下：

$$(1) OE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{it} + \alpha_2 control_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(2) M_{it} = \beta_0 + \beta_1 DF_{it} + \beta_2 control_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$(3) OE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{it} + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 control_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型中，下标*i*、*t*分别代表省份和年份， $OE_{i,t}$ 为被解释变量， DF 为数字金融的代表变量， $control_{i,t}$ 为一系列控制变量， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。在模型构建中本文还进行如下处理：第一，所有原始数据通过Stata软件进行中心化(即均值为零)处理；第二，通过豪斯曼检验固定效应和随机效应的系数差异，选择适当的模型；第三，检验中介变量的中介效应是否显著，如果显著则计算出中介效应在总效应中的占比。

(四) 实证分析

1. 描述性统计

表2为变量描述性统计结果。模型运行结果显示：2011~2020年组1的七个内陆开放型经济省份地区生产总值的增速均值为8.558%，高于组2的平均增速，最高值为15%，最低值为1.5%，差异度高于组2；组2的三个东南沿海省份地区生产总值的增速均值为7.527%，最高值为11%，最低值为2.3%。组2的数字金融水平更高，而组1的地区金融发展程度(Dev)更高，表明内陆开放型经济省份的信贷投放相对GDP的比例更高；从受高等教育人口占比(Labor)看，组2明显更高，东南沿海

表2 主要变量的描述性统计结果

	变量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
组 1	OE	70	8.558	2.853	1.5	15
	DF	70	198.711	91.551	18.33	340.61
	Dev	70	1.489	0.436	0.784	2.433
	Labor	70	0.004	0.001	0.002	0.006
	Aggl	70	0.68	0.211	0.329	1.204
组 2	OE	30	7.527	1.853	2.3	11
	DF	30	251.302	100.579	62.08	406.88
	Dev	30	1.402	0.322	0.975	2.2
	Labor	30	0.006	0.001	0.004	0.011
	Aggl	30	0.504	0.144	0.318	0.733

省份的教育资源更丰富；区域城市人口的变异系数 (Aggl) 组 1 更高，表示内陆开放型经济省份城市人口分布相对均值有更大的偏差性。

2. 相关性分析

表 3 中，组 1 内样本省份的数字金融 (DF) 与经济增长 (OE) 显著负相关 (相关系数 -0.89)；Dev 与经济增长负相关性 (-0.627)；数字金融与 Dev 正相关 (0.502)，与城市人口聚集的变异系数 (Aggl) 正相关 (0.096)。组 2 内样本省份的数字金融与经济增长显著负相关 (相关系数 -0.833)；Dev 与经济增长负相关性 (-0.601)；数字金融与 Dev 正相关 (0.583)，与城市人口聚集的变异系数 (Aggl) 正相关 (0.181)。两组样本反映的规律一致，只是相关系数不同，数字金融与经济增长均负相关。

表3 主要变量之间的相关性分析

组 1	OE	DF	Dev	Labor	Aggl
OE	1				
DF	-0.89	1			
Dev	-0.627	0.502	1		
Labor	0.124	-0.069	-0.522	1	
Aggl	-0.12	0.096	0.083	-0.557	1
组 2	OE	DF	Dev	Labor	Aggl
OE	1				
DF	-0.833	1			
Dev	-0.601	0.583	1		
Labor	-0.637	0.357	0.033	1	
Aggl	-0.289	0.181	0.367	0.488	1

3. 多重共线性检验与豪斯曼检验

多重共线性是指线性回归模型中的解释变量之间因为存在高度相关性，导致出现模型估计的参数不稳定和不准确问题。检查多重共线性是建立和评估线性回归模型的重要步骤之一，有助于提高模型的准确性、简化模型、避免伪回归和发现潜在的因果关系。我们利用 VIF 检验评估变量的多重共线性问题，结果见表 4，平均 VIF 值为 2.11，说

表4 模型多重共线性检验结果

变量	VIF	1/VIF
Dev	3.04	0.328
Labor	2.64	0.379
Aggl	1.76	0.568
L_DF	1.68	0.596
Aggl_1	1.43	0.699
Mean VIF	2.11	

明解释变量之间的多重共线性问题不大。一般情况下，如果 VIF 值大于 5 或 10，则认为解释变量之间存在多重共线性问题。

豪斯曼检验 (Hausman Test) 是用于判断模型采用固定效应模型或是随机效应模型的检验方法。Hausman (1978) 提出，应首先在估计模型中分别加入个体固定效应和随机效应，然后规范地检验时变解释变量系数的统计量是否存在显著区别，进而做出对两种方法的选择判断。本文的豪斯曼检验统计量结果如下：chi2(5)=10.30, Prob > chi2=0.0673，这表明原假设 (Ho: 系数的差异不是系统性的) 被拒绝，即固定效应和随机效应的系数存在系统性差异，应选择随机效应模型。

4. 实证结果与中介效应分析

表 5 和表 6 是我们应用随机效应模型的检验结果，可以对比表 5 加入控制变量和表 6 没有加入控制变量的两种情形。首先，模型的整体解释程度较高，整体 R² 最高 0.906，最低 0.5327，表示在随机效应模型下，模型中的解释变量能够解释因变量的大部分变异。组间 R² 最高 0.938，最低为 0.525，表示个体间的异质性对因变量的解释能力很高。Wald chi2 统计量最高为 240.74，对应的 p 值均为 0，这个统计量用于检验模型中的自变量是否显著影响因变量，p 值在小于通常的显著性水平 (如 0.05) 下，模型中的自变量整体上均对因变量有显著影响。

在表 5 中，组 1 的模型 OE (3) 中的解释变量 DF 和中介变量 Dev 的 p 值都在 1% 以内显著，回归系数分别为 -0.729 和 -0.308，表示数字金融和地方金融发展程度每增加 1 个单位，经济增长率减少 0.729 和 0.308 个单位，反向变化。组 2 的模型 OE (6) 中的 DF 和 Dev 的 p 值都在 1% 以内显著，控制变量 Labor 和 Aggl 的 p 值在 1%、5% 以内显著；数字金融和地方金融发展程度每增加 1 个单位，经济增长率减少 0.480 和 0.350 个单位，反向变化。自变量产业聚集度的回归系数为 0.175，其与经济增长同向变化。

我们先考察第一个假设 H1：数字金融与区域

金融发展程度呈正相关,且能够通过区域金融发展(中介)影响地方经济增长。样本组1(内陆开放型经济省份)的模型Dev(2)和样本组2(东南部经济发达省份)的模型Dev(5)中,DF的回归系数均为正且统计上显著,未加控制变量时为0.474、0.578,加入控制变量后分别为0.488和0.651,且整体R²从0.225、0.271提升到0.570、0.533,表明加入控制变量后模型的解释力得到提升,这两组样本省份中的数字金融发展均对地方金融发展程度产生正面影响,且东南部经济发达省份的数字金融对地方金融发展程度的边际效应更大。

其次,分析中介效应。根据温忠麟、叶宝娟(2014)的分析方法,将所有变量都进行中心化(即均值为零)处理。表5的观察组1中:模型

Dev(2)中解释变量DF的系数为0.488且统计量p值显著;模型OE(3)的Dev系数-0.308且统计量p值显著,拒绝原假设。观察组2中:模型Dev(5)变量DF的系数为0.651且统计量p值显著;模型OE(6)的Dev系数为-0.350且统计量p值显著,拒绝原假设。两组检验数据均说明:数字金融对两组样本省份经济增长的影响有部分是通过对中介变量——地区金融发展程度来实现的。根据温忠麟、叶宝娟(2014)的方法,计算得出我国内陆省份与东南部经济发达省份金融发展程度的中介效用在总效用占比,分别为17.46%、29.40%。

再考察第二个假设H2:数字金融对地方经济的产业集聚产生正面的影响。

表5 增加控制变量后对照组的基准回归结果

变量	组1: 内陆开放型经济省			组2: 东南部发达省份		
	OE (1)	Dev (2)	OE (3)	OE (4)	Dev (5)	OE (6)
DF	-0.861*** (0.073)	0.488*** (0.081)	-0.729*** (0.067)	-0.775*** (0.118)	0.651*** (0.144)	-0.480*** (0.104)
Dev			-0.308*** (0.068)			-0.350*** (0.084)
Labor	0.114* (0.060)	-0.678*** (0.097)	-0.113 (0.072)	-0.255*** (0.076)	-0.422*** (0.162)	-0.510*** (0.084)
Aggl	0.045 (0.059)	-0.341*** (0.097)	-0.077 (0.059)	-0.030 (0.065)	0.456*** (0.154)	0.175** (0.073)
常数项	0 (0.073)	0 (0.080)	0 (0.059)	0 (0.118)	0 (0.132)	0 (0.080)
Within R ²	0.113	0.385	0.083	0.444	0.665	0.585
Between R ²	0.897	0.915	0.929	0.843	0.525	0.938
Overall R ²	0.793	0.570	0.846	0.809	0.533	0.906
Wald chi2	139.99	151.52	240.74	87.55	29.64	66.36
Prob > chi2	0	0	0	0	0	0
观测值	70	70	70	30	30	30
年份数	10	10	10	10	10	10

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 括号内为标准差。

表6 未增加控制变量的对照组的基准回归结果

变量	组1: 内陆开放型经济省			组2: 东南部发达省份		
	OE (1)	Dev (2)	OE (3)	OE (4)	Dev (5)	OE (6)
DF	-0.426*** (0.156)	0.474*** (0.107)	-0.574*** (0.116)	-0.844*** (0.195)	0.578*** (0.209)	-0.666*** (0.139)
Dev			-0.210*** (0.0492)			-0.192 (0.117)
常数项	0 (0.184)	0 (0.106)	0 (0.127)	0 (0.203)	0 (0.207)	0 (0.121)
Within R ²	0.067	0.146	0.070	0.258	0.796	0.154
Between R ²	0.767	0.799	0.815	0.630	0.796	0.704
Overall R ²	0.661	0.225	0.733	0.593	0.271	0.644
观测值	70	70	70	30	30	30
年份	10	10	10	10	10	10

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 括号内为标准差。

本文定义的产业聚集度 (Aggl) 侧重产业从事人员的聚集与相应信息流的交换, 因此, 由省级每个城市常住人口的变异系数代表 (见表 1), 该算法一般用于消除样本数据点数量对差异度的影响, 变异系数越高表明该省的产业聚集性越好。建模如下:

$$(4) Aggl_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DF_{i,t} + \gamma_2 control_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

豪斯曼检验: Hausman 检验的原假设 (Ho) 是两个模型之间的系数差异是随机的, 即应该使用随机效应模型。如果拒绝原假设, 则应该使用固定效应模型。经 Hausman 检验的结果是: $\chi^2(3) = 9.54$, $Prob > \chi^2 = 0.0229$, 拒绝原假设, 这意味着两个模型之间的系数差异不是随机的, 应该

使用固定效应模型。

表 7 中, 组 1 的模型 Aggl (1) ~ (3) 中未加入控制变量时, 以 DF 对 Aggl 的弹性系数为 -2.555, 整体 R² 很低; 加入控制变量后, 模型解释力增强。总体上, 内陆开放型经济省份中, 数字金融指数对产业聚集度的影响不显著且为负数。组 2 中, 模型 Aggl (4) ~ (6) 中未加入控制变量时, DF 对 Aggl 的弹性系数为 1.119, 为正; 在加入控制变量 Labor 后, 模型解释力改善, 且 DF 和 Labor 的统计值仍然显著, 系数为正。可见, 与组 1 的检验结果不同, 组 2 东南部经济发达省份中数字金融指数对产业聚集度的影响十分显著, 而且整体呈正向作用。

表 7 组 1 模型基准回归结果

变量	组 1:			组 2:		
	Aggl_ (1)	Aggl_ (2)	Aggl_ (3)	Aggl_ (4)	Aggl_ (5)	Aggl_ (6)
DF	-2.555** (1.079)	0.0875 (1.076)	-0.954 (1.398)	1.119 (2.117)	7.352*** (1.677)	0.937 (5.656)
Labor		-0.609*** (0.128)	-0.796*** (0.138)		1.302*** (0.225)	1.071*** (0.296)
Dev			-0.606*** (0.176)			0.723 (0.61)
R ²	0.087	0.344	0.482	0.014	0.656	0.682
常数项	13.05** (5.510)	-0.447 (5.496)	0 (0.093)	0 (0.221)	0 (0.134)	0 (0.132)
观察值	70	70	70	30	30	30
年份	10	10	10	10	10	10

综合来看, 根据实证结果, 第二个假设数字金融对各省的产业集聚产生正向影响, 在内陆开放型经济省份表现不显著且略有负相关; 在东南部经济发达省份在统计上则十分显著, 在加入控制变量 Labor 后, 数字金融每增加 1 个单位, 产业集聚度增加 7.352 个单位, 可以认为东南部经济发达省份的数字金融发展与产业集聚之间已经形成相互促进的互融关系。

四、数字金融与内陆开放型经济增长的启示

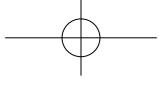
(一) 数字金融与经济增长作用机制的探讨

第一个假设成立, 内陆开放型与东南部经济发达省份的数字金融发展均对地方金融发展程度产生正面影响, 且东南部经济发达省份的数字金融对地方金融发展程度的边际效应更大。从作用机理上看, 数字金融的发展推动了技术创新在金融领域的应用, 如大数据、人工智能、区块链等, 使得金融服务更加智能化、个性化。技术创新不仅提高了金融服务的效率和质量, 也促进了金融产品创新, 为区域金融发展注入了新的活力。数字金融通过获得更多的个人财务数据, 能够缓解中小微客户贷

款因信息不对称而可能引发的信用风险问题, 确保中低收入群体的贷款可获得性, 进而促进区域贷款业务增长。数字金融的支付业务能够大大便利居民的支付活动、降低消费的交易成本, 从而促进区域消费增长, 发展地区的消费信贷业务。而区域消费的增长又将带动区域经济的繁荣, 进而推动区域金融发展。

至于数字金融和地方金融发展程度与地方经济增长率均反向变化, 我们分析可能原因如下: 一是数字金融的快速发展使一些地方省份出现了产业结构的不可逆转, 一些行业原有的盈利模式失效而新模式并未确立, 可能导致一段时间内经济增长的放缓或产生负向影响。例如, 一些省份的传统产业数字化过程中, 传统制造业就业机会减少, 而数字经济和新兴行业还需要积累时间和技术来发展壮大, 在经济增长过程中出现时间的不同步性。另外, 发展数字金融以及与之相应的金融科技需要大量的研发资金投入, 也会对原有支撑地方经济发展的传统行业如房地产形成挤出效应”。

二是数字金融是一个新生事物, 目前总体上仍



处于突破传统金融发展模式、探索数字金融应用、以及在创新发展与合规监管之间反复博弈磨合的初期阶段。数字金融最早可以追溯到上世纪90年代国内互联网刚刚兴起，主要是电子支付的形式存在。2013年以后，中国的互联网金融才开始崛起，包括陆金所、宜人贷等众多互联网金融平台涌现。2014年智能手机迅速普及，传统金融机构和金融科技企业开始大力发展互联网银行、移动支付、互联网保险及网络借贷等。而在野蛮生长之后，2015年中国政府加强对P2P借贷平台的监管，开启数字金融强监管序幕，互联网金融泡沫爆破。在我们的统计期2011年~2020年，数字金融发展一波三折，金融市场的波动、数字金融模式风险以及监管和政策的调整等因素，都可能对省级经济增长产生短期的负面影响。

三是我们同样面临世界上存在的“数字鸿沟”难题。数字金融的发展是以普惠金融为目标，但同时也可能带来“数字鸿沟”问题，即数字技术和金融服务的分布不平等。一些内陆省份由于基础设施缺乏、数字技术普及率低等原因，在数字金融方面的发展相对东南部沿海省份滞后。某些边缘群体或边远地区无法充分融入数字金融体系，导致他们无法享受数字金融带来的机会，从而加剧社会财富分配的不均等化，进而导致数字金融与经济增长之间存在负相关的问题。

第二个假设基本成立，数字金融对各省的产业集聚产生正向影响。从作用机理上，第一，数字金融能够高效地匹配资本供给与产业发展需求，提高资本配置效率。通过信息技术的应用，数字金融可以更精准地识别不同产业的资金需求和风险特征，从而引导资本流向具有发展潜力的产业，促进产业集聚形成。第二，数字金融的发展有助于提升区域创新能力，进而促进产业集聚。《推进普惠金融发展规划(2016—2020年)》的颁布强化了数字金融对地区创新能力的提升效应，为产业集聚提供了更加有力的政策支持。一方面，数字金融为创新型企业提供了更加便捷的融资渠道和风险管理工具；另一方面，数字金融也促进了新技术、新模式的传播和应用，为产业集聚提供了更多的创新动力。当然，数字金融对产业集聚的影响在不同地区存在着异质性问题，内陆开放型经济地区在数字金融促进产业集聚效应方面的效应明显不如东南部经济发达省份显著，这可能与不同地区的经济发展水平、产业结构、政策引导与营商环境等因素有关。

(二) 内陆开放型经济地区发展数字金融的建议

目前，我国内陆开放型经济地区在数字金融领域已经取得了一定的发展成果。数字银行、数字人

民币、数字支付等新型金融业态不断涌现，为开放型经济地区的企业和个人提供了更加便捷、高效的金融服务。同时，数字金融的发展也推动了内陆地区的产业结构升级和经济增长方式的转变。然而，内陆开放型经济地区在数字金融发展过程中也面临着一些挑战。首先，由于内陆地区相对封闭的地理位置和经济发展水平的限制，数字金融的普及程度和应用水平相对较低。其次，数字金融领域的人才匮乏和技术创新不足，也制约着内陆地区数字金融发展。此外，监管政策的滞后和不完善也给内陆地区数字金融的发展带来了一定的风险和挑战。

展望未来，区块链、加密技术和区块链应用的轨迹正在超过早期的互联网应用。Web 3.0的崛起正以其前所未有的迅猛之势，预示着一次影响深远的变革，其势头堪比第四次工业革命，且其演进速度更为迅猛。在这一浪潮中，科技与金融等领域将迎来深度而全面的融合。金融领域将迎来数字金融和数字货币的革命性突破，科技领域则将被元宇宙等前沿技术引领至全新纪元，艺术领域将迎来数字艺术的繁荣与重塑，隐私保护将借助GDPR和信任机器等技术手段得到显著提升，法律体系也将面临适应新技术发展的重大改革，而可编程经济的兴起则将开启经济运作的全新模式。这一系列变革将共同塑造一个更加智能、互联、安全且高效的新时代。

根据以上，我们提出以下内陆开放型经济省份发展数字金融、提升新质生产力的政策建议：

第一，加强金融数字基础设施建设。内陆开放型经济地区应加大对数字金融基础设施建设的投入，提高网络覆盖率和数据传输速度，为数字金融的发展提供有力的支撑。未来数字金融的发展需要构筑坚实的数字基础设施，内陆开放型经济省份应主动掌握主流金融科技的研究与应用，在关键技术自主可控的前提下打造新型数字基础设施，培育适合各地方发展的金融数字生态。

第二，推动技术创新和应用。金融新质生产力的发展离不开技术的革命性突破，如新一代信息技术、先进制造技术、新材料技术等融合应用，这些技术突破为金融新质生产力的发展提供了强有力的技术支撑。内陆省份应当鼓励和支持地方金融机构和科技企业加强合作，共同推动数字金融领域的技术创新和应用。加强金融科技研发和应用推广，能够有效提高数字金融服务的智能化、个性化和便捷化水平。

第三，培养和引进人才。科技创新的来源是人才，内陆省份应当加强数字金融科技领域的人才培养和引进工作，建立与高校和研究机构的合作机制，培养具有创新精神和实践能力的数字金融人才。同

时,积极引进国内外优秀的数字金融企业和团队,提升内陆地区数字金融的整体水平。

第四,促进金融与产业的融合。推动数字金融与实体经济深度融合发展,支持传统产业转型升级和新兴产业培育发展。通过数字金融的支持和服务,促进内陆地区产业结构优化升级与经济高质量增长。产业数字金融的特点是金融机构依托物联网、大数据、区块链、人工智能、云计算等数字技术,可以“一行一策”地定制数据采集与算法模型,通过物联网布点和企业系统无缝直连,基于区块链不可篡改、可追溯的特点将每一笔资产背后交易情况数字化、透明化和可视化。数字金融的发展加速了产业链上下游企业的业务整合与空间聚集,而产业数字化也为数字金融提供了发展的空间。

第五,加大内陆开放型经济省份的双向开放力度。开放型经济是一种打破地理边界、市场隔离和行政限制的、与封闭经济不同的新类型经济形态。内陆开放型经济省份应加大国内国际双向开放力度,鼓励符合国家战略发展方向的新兴产业在海外上市融资,鼓励并购、重组具有关键技术、重要能源的海外公司,大力引进和培育人工智能、互联网、超算等数字技术企业,以实现内陆省份在 Web 3.0 时代技术路线的弯道超车。

第六,内陆省份应致力于完善数字金融监管政策,确保金融市场的稳健运行。需积极配合人民银行、金融监管总局等金融监管部门,建立健全地方数字金融监管政策法规体系,明确监管职责和权限,确保监管措施的有效性和针对性。加强对内陆省份数字金融领域的监管和风险防范,包括但不限于对数字货币、互联网支付、网络借贷等新兴金融业态的监管。通过设立专门的监管机构或部门,配备专业的监管人员,运用大数据、人工智能等先进技术手段,对数字金融活动进行实时监控和风险评估,及时发现并处置潜在风险。通过参与国际金融监管合作机制,学习借鉴国际先进监管经验和先进技术手段,提升本地监管水平。同时,加强与国内其他省份的监管协作,共同打击跨地区、跨行业的金融违法犯罪行为,维护金融市场的公平竞争和秩序。

参考文献:

- [1]黄奇帆,朱岩,邵平.数字经济:内涵与路径[M].北京:中信出版社,2022.
- [2]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.
- [3]江红莉,蒋鹏程.数字金融能提升企业全要素生产率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J].上海财经大学学报,2021,23(03):3-18.

[4]丁娜,金婧,田轩.金融科技与分析师市场[J].经济研究,2020,55(09):74-89.

[5]郭峰,熊云军.中国数字普惠金融的测度及其影响研究:一个文献综述[J].金融评论,2021,13(06):12-23+117-118.

[6]陈胜利,游婷麟,宋继伟.数字金融对中国区域经济韧性的影响机制研究[J/OL].系统科学与数学:1-31[2024-01-20].

[7]姜晓芳,蔡维德.下一代互联网Web 3.0与中国数字经济发展路线研究[J].中国工业和信息化,2022(10):7-11.

[8]温忠麟,张雷,侯杰泰等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(05):614-620.

[9]张宇,李静.数字金融支持江西高质量发展研究[J].九江学院学报(社会科学版),2023,42(01):123-128.

[10]张宇:更好发挥新兴产业创新的“集聚效应”[N].光明日报,2024-2-22(015).

[11]Gompers, Paul, Lerner, Josh. 2001. The Venture Capital Revolution [J].Journal of Economic Perspectives 2(1), 145-168.

[12]Schweitzer, Stuart. Pharmaceutical Economics and Policy[M]. New York: Oxford University Press. 2006.

[13]Laeven L, Levine R, Michalopoulos S. Financial innovation and endogenous growth[J]. Journal of Financial Intermediation, 2015, 24(1): 1-24.

[14]Neff G. The changing place of cultural production: The location of social networks in a digital media industry[J]. The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 2005, 597(1): 134-152.

[15]Vishwanath. The impact of Fintech on Open Economy Banking[J].Journal of Banking Regulation, 2019,20(1):22-31.

[16]Yueh,L. The Future of Digital Finance[J]. Journal of Financial Transformations, 2016,43, 71-79.

[17]Zhang, Y. The Effect of Digital Finance on Open Economy[J]. Finance and Trade Research, 2017,16(5), 52-61.

作者简介:

陈华(1972),江西九江人,九江学院经济学院讲师,研究方向为金融风险。

程鹏(1982),江西景德镇人,九江学院经济学院讲师,研究方向为财政金融。

通讯作者:

张宇(1972),河南济源人,江西开放型经济研究中心研究员,九江学院经济学院副教授,研究方向为数字金融、资本市场。