

数字金融对经济高质量发展的影响——基于 284 个地级市的经验证据

戚红岗

西安财经大学经济学院, 陕西 西安 710100

摘要: 基于创新、协调、绿色、开放与共享发展理念的综合评价框架, 本研究以 2012–2022 年间我国 284 个地级市面板数据样本为基础, 构建多维度指标体系测度城市经济高质量发展水平, 并采用空间计量模型中的杜宾模型 (SDM) 解析数字金融对区域经济质量提升的空间关联效应。经验证据表明, 数字金融通过优化资本配置效率与技术创新扩散路径, 显著强化了区域经济增长的集约化水平。然而, 其空间外溢效应呈现显著分异特征: 经济发达地区依托数字金融的规模效应与技术吸附能力, 加速形成资本、人才与数据的“马太效应”, 而欠发达区域则在要素流动网络中被边缘化, 面临资源再分配失衡与增长动能衰减的双重压力

关键词: 数字金融; 空间杜宾模型; 经济高质量发展

DOI: 10.63887/jfem.2025.1.3.2

1 引言与文献综述

数字金融作为现代金融创新形态, 核心价值在于开放、平等、协作与分享, 革新金融服务模式, 推动要素全球配置^[1]。学界研究其对经济高质量发展的作用, 主要通过以下三种方式实现: 发挥普惠效应, 提高资源配置效率^[2]。数字金融以跨时空与包容性重塑金融版图, 为偏远地区带来便利。通过手机银行等工具, 村民可便捷享受金融服务, 激发消费, 助力增收。其利用大数据等技术缓解信息不对称, 精准评估信用, 降低信贷风险, 破解农村“融资难、融资贵”。同时, 引导资源向农业现代化等领域倾斜, 推动农村经济多元化与城乡一体化; 促进区域经济协调发展^[3]。数字金融赋能农村消费者获取多样化服务, 平台通过数据分析提供定制产品, 提升金融素养与满意度。它优化资源配置, 解决城乡金融分配不均, 推动农村经济增长与产业升级, 缩小城乡差距。此外, 打破地域壁垒, 促进城乡要素流动与经济融合; 助力产业结构优化升级^[4]。在基建领域, 数字金融加速数字化改造, 提供多元资金支持, 构建智慧绿色基础设施体系。在产业链层面, 其促进企业合作与信息共享, 推动产业链数字化转型, 加速高污染产业淘汰, 为新兴产业提供发展空间与资金支撑。

2 研究设计

2.1 变量说明与指标体系构建

2.1.1 被解释变量: 经济高质量发展 (Hqed)

当前, 学术界对经济高质量发展内涵的探讨呈现多元化视角, 涵盖了从供求关系的动态平衡、社会主要矛盾的新变化、深入践行创新、协调、绿色、开放、共享五大新发展理念, 以及追求社会、经济与环境的和谐共生与全面发展等多个维度。本文在充分借鉴这些理论框架的基础上, 结合地级市层面数据的实际可获取性, 旨在构建一个既符合理论前沿又贴近地方实践的分析框架, 用来深入剖析地级市经济高质量发展的具体路径与效果, 具体如表 1 所示。

2.1.2 解释变量: 数字金融 (Difi)

本文借助由北京大学数字金融研究中心与蚂蚁集团研究院联合编制的“北京大学数字普惠金融指数”, 作为衡量数字金融发展水平的权威标准^[5]。该指数体系涵盖了总指数 (Difi)、覆盖广度 (Bdf)、使用深度 (Ddf) 以及数字化程度 (Ddifi) 四大核心维度, 全方位刻画了数字金融的普及状况、深入应用及技术创新水平。

2.1.3 控制变量

为了确保对数字金融促进城市经济高质量增长贡

献的评估更为精准且全面，本研究在借鉴广泛文献的基础上精心挑选并控制了多项关键的城市特性与经济发展指标^[6-7]，以期消除潜在偏差，增强分析结果的客观性。具体包括：①经济发展水平：以各城市地区生产总值的自然对数作为衡量标准。②城市化进程：简称城市化率，通过城市人口占总人口的比重来衡量。③政府干预力度：以政府财政支出比上该地区生产总值来表示。④对外开放程度，采用外国直接投资额比该地区的生产总值来表示。⑤人口密度：通过城市常住人口数量比上城市行政面积来计算。

2.1.4 数据来源

本研究所用数据为 2012 至 2022 年全国 284 个地

级市的平衡面板数据。其中，反映城市经济高质量发展水平的各项指标及相关控制变量，主要源自相应年度的《中国城市统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等国家级统计出版物，部分省级《科技经费投入统计公报》与《国民经济和社会发展统计公报》亦被作为补充来源。对于研究中出现的部分数据缺失情形，采用插值法进行了弥补处理。衡量地区数字金融发展程度的信息，则引用自北京大学数字普惠金融指数（第五期，2011-2022）。经过上述数据收集、整理与补全流程，最终构建起一个包含 3124 个观测值的平衡面板数据集。

表 1 经济高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
创新	创新投入	R&D 人员数/年末单位从业人员数	+
		科技支出/地方财政一般预算内支出	+
		R&D 内部经费支出/地方财政一般预算内支出	+
	创新产出	万人专利授权拥有量	+
	协调	产业协调	产业高级化
产业合理化			+
城乡协调		城镇居民收入/农村居民收入	-
		城镇居民消费/农村居民消费	-
区域协调		各市人均 GDP/全国人均 GDP	+
绿色	污染情况	工业废水排放量	-
		工业烟(粉)尘排放量	-
	治理情况	生活垃圾无害化处理率	+
		一般工业固体废物综合利用率	+
		建成区绿化覆盖率	+
开放	商品开放	进出口贸易总额/GDP	+
		当年新签项目(合同)个数	+
		外商投资企业工业总产值/GDP	+
	服务开放	民用航空客运量	+
		旅游收入	+
共享	公共服务	教育经费支出/地方财政一般预算内支出	+
		每万人医生数	+
		失业保险参保人数/年平均人口	+
	基础设施	文化、体育、娱乐从业人员数/年平均人口	+
		互联网用户数/年平均人口	+

	公路客运量/年平均人口	+
收入分配	人均收入/人均 GDP	+

2.2 模型构建

2.2.1 基准模型

本研究构建的基准回归模型采用双向固定效应框架，旨在系统评估数字金融发展对城市经济高质量发展产生的异质性影响。具体模型设定如下：

$$HQED_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 Urban_{it} + \beta_4 Dgi_{it} + \beta_5 Fdi_{it} + \beta_6 Pop_{it} + \lambda_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (01)$$

其中， $HQED_{it}$ 表示城市 i 在第 t 时期的经济高质量发展水平，通过熵权法综合创新、协调、绿色、开放、共享五大维度指标测度， X 分别代表数字普惠金融（DIFI）、数字金融覆盖广度（BDF）、数字金融使用深度（DDF）和普惠金融数字化程度（DDFI）， β_0 为常数项， σ_t 表示时间固定效应， λ_i 表示个体固定效应， ε_{it} 表示随机误差项。

2.2.2 空间计量模型

本文首先进行 LM 检验，测算结果显示空间自回归模型（SAR）和空间误差模型（SEM）均适用于当前的数据分析情境，为进一步细化模型选择，我们进

行了 Wald 检验，其结果在统计上高度显著（置信水平为 1%），这一发现支持了空间杜宾模型（SDM）作为更合适的空间计量模型来捕捉数据中的空间依赖性和自相关性。随后，为了确定在 SDM 框架下应采用的效应类型（固定效应或随机效应），我们执行了 Hausman 检验，其结果明确指向了固定效应模型，这表明采用固定效应模型能够更有效地估计参数并减少潜在的偏差。通过这一系列检验流程，本文最终选定空间杜宾模型（SDM）结合固定效应作为分析框架，建立如下空间杜宾模型：

$$HQED_{it} = \alpha_1 + \rho WHQD_{it} + \beta_1 DIFI_{it} + \phi_1 WDIFI_{it} + \delta_1 X_{it} + \theta_1 WX_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (02)$$

其中， $WHQD$ 为城市经济高质量发展的空间滞后项， $WDIFI$ 为数字金融的空间滞后项， X_{it} 为一系列控制变量， WX_{it} 为其空间滞后项， α_1 为常数项， μ_i 为个体固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

4 实证分析

4.1 基准回归结果

为深入研究数字金融对城市经济高质量发展的作用机制，本研究通过双向固定效应模型检验其与城市

经济高质量发展的内在关联，基准回归结果如表 2 所示。第（1）、（2）列结果显示，无论是否加入控制变量，数字金融发展水平与城市经济高质量发展均呈显著正相关，加入控制变量后系数从 0.045 降至 0.022，但仍在 1% 水平显著，表明数字金融对城市经济高质量发展的促进作用显著，可能源于提高金融服务效率、拓宽融资渠道等综合效应。综合第（3）、（4）、（5）列结果，数字金融对城市经济发展的影响具有复杂性，而数字化程度的发展可能因数字鸿沟扩大、监管滞后等问题对经济高质量发展构成阻碍。

表 2 基准回归结果

变量	Hqed				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Difi	0.045*** (7.515)	0.022*** (3.767)			
Bdf			0.009** (2.030)		
Ddf				0.015***	

				(4.357)	
	Ddfi				-0.005**
					(-2.037)
Controls	No	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.049*** (-4.757)	-0.025*** (-7.644)	-0.215*** (-6.833)	-0.307*** (-7.351)	-0.189*** (-5.928)
时间固定	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
N	3124	3124	3124	3124	3124
R ²	0.420	0.382	0.379	0.684	0.579

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内的数值为标准误，下表同。

4.2 空间计量分析

4.2.1 空间自相关分析

在空间权重矩阵选定上，本文创新构建综合矩阵，同时纳入地理距离与经济因素，用以刻画不同截面单位的空间关联。矩阵着重考虑区域经济活动的溢出与

辐射效应，精准反映地理 - 经济双重因素下的空间结构。在空间自相关性验证方面，采用全局莫兰指数进行分析。当莫兰指数正向增长且趋近于 1 时，表明相邻地区的研究变量存在显著正向空间自相关性，即地理邻近区域的经济变量或活动相互影响，呈现空间集聚或趋同特征。具体如公式(03)所示：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (03)$$

其中，I 为全局莫兰指数， X_i 和 X_j 表示样本在 2012-2022 年中地级市 i 和 j 的变量值， $\bar{X}$ 为变量的均值， W_{ij} 为地理经济嵌套矩阵，n 为地级市个数， S^2 为 X 的方差。基于 2012 至 2022 年间我国 284 个地级市面板数据的全局莫兰指数（Moran's I）检验结果表明（表 3），在 2012 至 2016 年期间，城市经济高质量发展指数与数字金融发展水平均呈现出显著的空间正相关性，且二者指数值呈现协同上升的态势，这一显著

趋势不仅揭示了经济与数字金融领域内的蓬勃活力，更映射出两者在空间布局上的高度聚合性。然而自 2016 年转折点以来，这一空间上的协同增长态势逐渐显现出分化迹象，城市间的经济发展差距开始微妙地拉开。尽管如此，数字金融的聚合力却展现出了其独特的韧性与稳定性，即便在经济发展差异逐渐显现的背景下，其普及范围依旧广泛且稳步前进。

表 3 数字金融和经济高质量发展指数的空间自相关性检验

年份	Hqed		Difi	
	莫兰指数	z 值	莫兰指数	z 值
2012	0.255***	8.288	0.454***	14.313
2013	0.261***	8.481	0.478***	14.749
2014	0.256***	8.605	0.482***	15.201
2015	0.258***	8.764	0.514***	15.868
2016	0.272***	8.802	0.517***	16.145
2017	0.276***	8.642	0.468***	14.759

2018	0.268***	8.494	0.465***	14.614
2019	0.257***	8.372	0.439***	13.525
2020	0.247***	7.919	0.428***	13.249
2021	0.210***	7.726	0.422***	12.991
2022	0.239***	7.643	0.410***	13.115

4.2.2 空间杜宾模型（SDM）回归分析

本文通过对所选样本量分别进行个体固定效应和时间固定效应的空间杜宾回归，基于双向固定效应模型的回归结果（表 4）显示，时间固定效应系数（0.478）显著高于个体固定效应，表明区域经济高质量发展更易受时间维度动态趋势的影响。空间自回归系数 ρ 的

估计值为 0.187（ $p < 0.01$ ），验证了经济高质量发展存在显著的正向空间溢出效应，即邻近地区经济质量每提升 1 个单位，本地经济质量将提升约 18.7%。这一结论与 Moran's I 指数揭示的空间集聚特征一致，表明高值区域通过要素流动与制度协同形成“协同发展极”效应。

表 4 固定效应的空间杜宾模型回归结果

变量	时间固定效应		个体固定效应	
	Main	Wx	Main	Wx
Difi	0.0134*** (0.0052)	-0.0240*** (0.0314)	0.0117* (0.00659)	-0.0129* (0.00663)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Urban	0.0296***	-0.00789	0.00284	-0.00375***
ρ	0.187*** (0.0364)		0.414*** (0.0194)	
N	284	284	284	284
R ²	0.478	0.478	0.067	0.067

5 结论和政策建议

研究表明，数字金融虽能促进地区经济增长，但区域效果不均衡：发达地区借其集聚资源推动高质量发展，落后地区因数字基建和能力不足面临资源流失，周边发达地区的数字金融发展甚至会抑制其经济发展，加剧区域差距。因此，在发挥数字金融促增长优势时，需关注区域发展不平衡问题，实现均衡可持续发展，具体建议如下：

一是实施区域协调政策，完善长效机制。加强中西部等落后地区数字基建，建设高速网络、数据中心等，提升数字化水平；运用财政转移支付、税收优惠等政策，鼓励企业投资，推动经济结构优化升级，缩小区域差距。二、构建跨区域金融协同网络。推动银行、保险等机构建立“总部-区域-基层”三级联动架构，通过区块链构建区域征信联盟链，实现企业信用跨域

互认。推广“飞地金融”模式，配套财税激励引导资本技术“逆向流动”，提升欠发达地区融资效率。同时明确机构差异化定位：大型银行聚焦跨省基建银团贷款，城商行深耕县域产业链融资，民营银行侧重科技企业“投贷联动”。三是深化市场化金融改革。实施“负面清单+正向激励”监管，放宽民营资本设立消费金融公司的股比限制，对绿色债券、科创票据给予风险准备金减免。加速金融科技融合，发展智能投顾、物联网金融及区块链跨境交易平台，通过数字化降低服务成本与风险。同步健全“穿透式监管+弹性容错”机制，推进《金融法》立法并试点国际规则接轨的“监管沙盒”四是制定差异化发展策略。依据各地经济特点与发展基础，分析资源禀赋、产业基础和发展阶段，实施特色化战略，发挥地区优势，形成互补经济结构，推动区域均衡可持续发展，提升整体竞争力。

参考文献

- [1] 孟添,张恒龙.数字金融与区域经济高质量发展[J].社会科学辑刊,2022(1):139-148
- [2] 温玉卓,刘楠.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,2021,40(4):94-100
- [3] 吴颖,刘永文,胡雪竹.数字金融对经济高质量发展的影响研究[J].电子商务评论,2024,13(2):3526-3533
- [4] 佟孟华,李慧,张国建.金融结构影响产业结构变迁的内在机理研究[J].财贸研究,2021,32(7):1-13
- [5] 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[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.
- [6] 李建军,韩珣.普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J].金融研究,2019,(03):129-148.
- [7] 李牧辰,封思贤,谢星.数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(03):132-145.