

数字金融、营商环境与经济增长

张蕊 余进韬¹

【摘要】：基于理论分析和中国城市的经验证据，从营商环境的视角探讨了数字金融对经济增长的影响。理论上，数字金融可以促进经济增长，而营商环境是其中重要的机制；实证上，利用 2011–2018 年中国 278 个地级及以上城市的数据检验了数字金融的经济增长效应，研究发现：数字金融显著地促进了经济增长，在多种稳健性检验下研究结果仍然成立。对于数字金融与经济增长之间可能存在的内生性问题，利用工具变量法和倾向得分匹配双重差分法进行处理，在缓解内生性之后，研究结果仍然显著成立。进一步的机制检验表明，数字金融可以通过优化营商环境来赋能经济增长，这种经济增长的调节效应会因城市行政级别的高低和地理区位的差异而存在大小不同。上述发现为深入理解数字金融与经济增长之间关系，并在此基础上完善相关数字金融政策提供了新的视角和经验证据。

【关键词】：数字金融 经济增长 营商环境 中国城市

【中图分类号】：F83;F12 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1009-2382(2021)07-0001-09

一、引言

当前，中国经济呈现出高度数字化的特征，数字经济成为了国民经济中最为活跃的领域。据中国信息通信研究院的测算，2019 年我国数字经济增加值达 35.8 万亿元，占 GDP 比重为 36.2%，按可比口径计算，同比名义提升了 15.6%，高于同期 GDP 名义增速¹。随着国家信息化建设的全面推进和新一代信息通信技术的广泛应用，数字金融在中国也经历了飞跃式的发展，如今已和中国经济的各个领域深度融合，成为了经济生活中不可或缺的一部分。数字金融借助于信息技术在空间上的强大穿透力和在搜寻匹配上的快速便捷，既可以扩大金融的覆盖面、缓解金融排斥，还能降低交易成本、提升配置效率，可以说，数字金融彻底改变了传统金融模式(Demertzis 等, 2018)，创造出中国经济增长的新路径。随着信息技术的不断更新，数字金融还会进一步与经济社会的各个层面融合，释放出更大的增长潜能，成为中国经济增长的新引擎(贝多广, 2017)。随着中国经济进入“三期叠加”的常态增长阶段，依托于新兴技术的数字金融的重要意义还在于，可以推动增长模式实现由粗放式的生产要素驱动向内涵式的创新驱动的转型，成为经济高质量发展的新动能。正如习近平总书记强调的，以数字化变革催生新的发展动能，用新动能推动新发展。那么，数字金融对于中国经济增长的影响程度是怎样？又是通过何种渠道来影响？影响作用是否在不同环境下存在差异性？这无疑是当前值得深入探讨的重要议题。

在数字金融的经济增长效应的文献中，学者们从理论与实证层面进行了考察。理论上，数字金融可以通过增加要素投入、改善配置效率和提高生产效率来促进经济增长(荆文君和孙宝文, 2019; Beck 等, 2019; 丁志帆, 2020)；实证上，研究者基于省级层面的经验证据发现，数字金融可以显著地缩小收入差距、促进经济增长(宋晓玲, 2017; 钱海章等, 2020; 滕磊和马德功, 2020; 王永仓和温涛, 2020)。可以看出，数字金融与经济增长之间的关系受到了学界的广泛关注，但仍有值得进一步拓展之处。已有的经验研究对于数字金融的经济增长效应的分析多集中于省域层面，忽略了从城市层面进行更细致地探讨。城市，作为汇集了全国 60% 的人口、贡献了全国 82% 的 GDP 的重要经济载体²，无疑是中国经济增长的关键力量，从城市层面出发，可以更深入地考察数字金融与经济增长之间的关系。因此，本文选取城市作为区域对象来进一步拓展相关研究。

至于数字金融通过何种渠道来影响经济增长，目前的文献主要是从三个角度来研究的：一，创业创新。作为新兴金融模式

¹作者简介：张蕊，四川大学经济学院教授、博士生导师；
余进韬，四川大学经济学院博士生(成都 610065)。

的数字金融可以弥补传统金融的不足,通过缓解不发达地区和小微企业的融资约束来激励企业的创新行为(梁榜和张建华,2019),激发大众创业的活力(谢绚丽等,2018;Yin等,2019);二,全要素生产率。人工智能、大数据、云计算等技术的出现使得作为技术驱动性的数字金融推动了金融行业全要素生产率的提升,随着传统经济与数字经济的进一步融合形成空间外溢效应,进而带动全社会全要素生产率的提升(Goldstein等,2019;王开科等,2020;侯层和李北伟,2020);三,消费。数字金融可以通过缓解居民的流动性约束、提升居民支付的便利性来促进居民消费(易行健和周利,2018;张勋等,2020)。可见,在探寻数字金融影响经济增长背后的机制时,学者们进行了深入地探究和较全面地考察,但仍有值得进一步推进之处。目前鲜有研究从营商环境的视角出发来考察数字金融与经济增长的关系。而近年来,政府出台了一系列优化营商环境的重要政策,显示出对营造良好营商环境的高度重视,意在通过改善营商环境来激发市场主体活力,释放更大的增长潜能。2019年,党的十九届四中全会明确提出,要进一步优化营商环境,更大地释放社会创造力,推动经济发展。同年,国务院办公厅发布的《优化营商环境条例》将优化营商环境放到了“解放生产力”的新高度。可以看出,中央政府对于营商环境建设的重视程度已经提升到了前所未有的水平。与此同时,营商环境也是经济增长中一股不可忽视的重要力量。营商环境作为经济增长的重要保障,在推动创业创新、人才流动、经济转型和社会公平上发挥着重要的作用,从而为推动经济增长提供有力支撑。因此,对于数字金融相关文献在营商环境视角上留下的空白,本文尝试着通过回答数字金融是否可以通过改善营商环境赋能经济增长这一重要问题来拓展相关文献。从营商环境的视角出发考察数字金融对于经济增长的影响,不但能加深对数字金融与经济增长关系的理解,还有助于认识制度软环境在经济增长中的重要性,从而为推动经济增长发挥更大的数字红利和制度优势。

与已有文献相比,本文可能的边际贡献在于:第一,本文深入挖掘了数字金融影响经济增长的潜在机制,认为数字金融能否促进经济增长,是与当地营商环境紧密相关的,因而从营商环境这一全新的视角开展研究,推进了对数字金融发展与经济增长关系的理解,拓展了已有文献。第二,已有文献对于数字金融与经济增长之间的内生性问题一直未能很好处理,这也给本文提供了一个做出边际贡献的机会,本文采用工具变量法和倾向得分匹配双重差分法尽可能地缓解了存在的内生性问题,使得研究结果更加可信。第三,本文对数字金融能否通过改善营商环境来赋能经济增长进行了细致的机制检验和异质性分析,深化了已有文献。

二、理论分析与研究假说

1. 数字金融影响经济增长的理论分析

数字金融虽然身披信息技术的外衣,但其本质上仍属于金融。既然数字金融具备金融的特征,那么金融发展与经济增长的理论就可以为本文提供借鉴。一直以来,探究金融与经济增长之间的关系都是经济学研究中长盛不衰的议题,King和Levine(1993a,1993b)关于金融发展与经济增长的经典文献论证了金融对于经济增长的积极影响,金融一方面可以通过降低投资的交易成本、缓解融资约束来促进经济增长,另一方面可以通过提高金融资源的配置效率推动经济增长。作为信息技术与金融服务的结合体,数字金融除了具备了金融的传统功能之外,还具备数字技术赋予它的新特征。数字金融可以借助互联网技术的优势,突破物理网点对金融服务的限制,扩大金融服务的覆盖面,从而有效地缓解金融排斥,实现经济的包容性增长(张勋等,2019),同时数字金融还可以凭借大数据平台强大的数据搜集、处理和共享能力,迅速地匹配交易过程中的供需方,降低了因信息不对称而产生的交易成本,提升了资源的配置效率,推动经济增长(李春涛等,2020)。据此本文提出假说:

H1:数字金融对经济增长有显著的正向促进作用。

2. 数字金融影响经济增长的传导机制

中共中央在“十三五”规划纲要中明确了营商环境的具体内容,包括高效廉洁的政务环境、公平竞争的市场环境、公正透明的法律环境、开放包容的人文环境四个维度。数字金融既可以通过降低交易成本、缓解融资约束来优化政务环境、市场环境和法律环境,还可以通过释放创新创业活力来提升人文环境,进而起到改善营商环境的作用。第一,数字金融依靠互联网技术

将传统金融机构审核发放贷款的时间从高达数月缩短为短短数秒钟，贷款审批程序的提速降低了企业融资过程中的交易成本、提升了办事透明度，从而有效优化了政务环境；第二，数字金融一方面可以依靠大数据技术追踪的信用记录、交易数据等软信息作为信用评估的依据，突破了小微企业因财务报表等硬信息的劣势受到的融资困境，另一方面可以通过信息技术扩大金融服务的覆盖面，降低信贷市场的准入门槛，这两方面都会缓解小微企业的融资约束和信贷歧视，提升了公平竞争的市场环境；第三，数字金融可以减少企业的非生产性支出。传统金融机构将企业的信贷租金作为是否借贷的重要识别工具，这会滋生主管信贷的审批人员和信贷发放人员的寻租行为，增加企业融资的额外费用，而数字金融的产生减少了人工干预，消除了审批过程中的寻租空间，减少了企业在融资过程中的人情费和关系费，从而起到改善法律环境的作用。第四，数字金融的出现还推动了电子商务的快速发展，释放出更多的商业机会和更大的创业活力，孕育出“大众创业、万众创新”的肥沃土壤，进而起到提升人文环境的作用。

与此同时，作为经济增长的重要保障，营商环境对于经济增长的重要作用也不言而喻。营商环境对经济增长的正向促进效应，至少可以通过三条渠道来实现。首先，营商环境更完善的地方，法律对于产权保护的执行也更加严格，良好产权的保护有利于吸收到更多 FDI, 同时也有助于国内私人投资的增加，从而推动经济增长(董志强等，2012)；其次，良好的营商环境有助于减少寻租行为和降低交易成本，释放出更大的市场活力，孕育更多自主创新，促进经济增长(夏后学等，2019)；最后营商环境的优化还可以破除行政垄断，降低机会不均等，缩小收入差距(史新杰等，2018)。据此本文提出假说：

H2: 数字金融可以通过改善营商环境对经济增长产生积极的促进作用。

3. 增长效应的异质性

城市的重要价值在于集聚效应，而城市的行政级别是导致集聚效应的重要因素。在一个存在网络效应的经济环境中，一个城市的行政级别越高，就意味着可以获得更多的资源，拥有更多的资源就可以更好地实现经济增长(江艇等，2018)。除此之外，由于数字金融的发展在不同地理区域存在较大的差异(赵涛等，2020)，因而也有必要进一步进行讨论。因此，本文进一步考察城市行政级别和地理位置不同时数字金融对经济增长影响的异质性。具体来说，中心城市(直辖市、副省级城市和省会城市)和东部城市由于本身已经拥有更完善的营商环境、更广泛的互联网技术应用和更成熟的金融市场，数字金融在这些城市经济增长的过程中发挥的边际作用会相对小一些，而对于营商环境不完善、网络基础设施和传统金融基础较弱的外围城市和中西部城市而言，数字金融发挥出的边际效应会相对更大一些，释放出的数字红利也会相对更大一些。因此，对于中心城市和东部城市，数字金融通过改善营商环境进而对经济增长产生的积极促进效应会弱于外围城市和中西部城市，尤其会弱于那些原先被传统金融排斥在外的区域。据此本文提出假说：

H3: 数字金融通过改善营商环境进而对经济增长产生的促进效应存在行政级别和地理区位上的异质性。

三、研究设计

1. 模型设定

参考已有的代表性文献(谢绚丽等，2018; 张勋等，2019)，利用面板数据双向固定效应模型能够较准确地识别出数字金融对于经济增长的具体影响，因此本文也选用该模型来检验提出的假说。本文将所有解释变量都滞后一期，以减缓数字金融与经济增长之间因反向因果关系导致的内生性问题，基本检验模型如下：

$$\ln PGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 Index_{it-1} + \beta_2 Control_{it-1} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln PGDP_{i,t}$ 为第 i 个城市第 t 年的人均实际 GDP 的对数值, 以作为经济增长的代理变量; $Index_{i,t-1}$ 为本文的核心解释变量, 代表城市 i 滞后一期的数字金融发展水平; $Contorl_{i,t-1}$ 为一系列控制变量, λ_i 用来控制不随时间变化的城市固定效应, μ_t 代表年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为误差扰动项。 β_1 为待估计参数, 根据本文的研究假说, 预期系数 β_1 显著为正。

2. 变量选择

(1)被解释变量：经济增长。

用人均实际 GDP 的对数值 ($\ln PGDP$) 表示, 具体做法为选择 2011 年为基期, 用地区生产总值指数将当年的名义人均 GDP 折算成实际人均 GDP, 以剔除价格因素的影响, 然后再取对数。

(2)核心解释变量：数字金融(Digital Finance)。

鉴于北京大学数字金融研究中心郭峰等编制的“数字普惠金融指数”已经非常成熟并被学者广泛使用, 本文将该指数及其子维度作为数字金融的代理变量。数字普惠金融指数包括覆盖广度 (Coverage)、使用深度 (Usage) 和数字服务支持度 (Digitization) 3 个一级子维度和 24 个二级维度, 对我国 2011-2018 年的数字金融发展水平进行了全面的测算。具体而言, 覆盖广度包含了支付宝使用者数量以及绑卡数量, 使用深度包含了支付业务、信贷业务、保险业务、投资业务和信用业务等信息, 数字服务支持度包含了移动化、实惠化、信用化和便利化等信息。考虑到量纲上的差异, 本文将该指数及其子维度均除以 100。

(3)机制变量：营商环境(Environment)。

本文用王小鲁等编制的中国市场化指数作为营商环境的代理变量, 该指数包含了政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度、市场中介组织发育和法治环境五个二级维度, 准确地刻画了营商环境的丰富内容。

(4)控制变量。

为了准确估计数字金融对经济增长的影响, 本文控制了一系列会对经济增长产生影响的变量: 城市化水平 (Urban), 本文用人口密度的对数来表示; 产业结构 (Structure), 本文用第三产业增加值占地区生产总值的比重表示; 外商投资 (FDI), 本文用当年实际利用外资与地区生产总值之比表示; 基础设施 (Facility), 本文用人均道路拥有面积衡量; 财政规模 (Government), 本文用一般预算支出与地区生产总值之比表示; 人力资本 (Human Capital), 本文用普通高校在校生人数与地级市总人口之比表示; 固定资产投资 (Fixed Assets), 本文用固定资产投资的对数值表示。

表 1 变量描述性统计结果

	变量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$\ln PGDP$	10.7078	0.5970	8.7729	15.7488
核心解释变量	Index	1.5628	0.6222	0.1702	3.0298
	Coverage	1.4452	0.6006	-0.1049	2.9032
	Usage	1.5247	0.6554	0.0429	3.2568
	Digitization	1.9166	0.8078	0.0270	5.8123

机制变量	Environment	0.6952	0.1801	0.2371	1.1649
控制变量	Urban	5.7307	0.9265	1.6292	7.8816
	Structure	0.4151	0.9156	0.1147	0.8211
	FDI	0.1789	0.1711	0.0001	1.1956
	Facility	2.3544	0.5947	0.5276	6.0935
	Government	0.192	0.095	0.035	0.872
	Human Capital	0.0182	0.0246	0.0001	0.1446
	Fixed Assets	16.3915	0.8920	13.6736	19.2653

3. 数据来源

本文以 2011-2018 年中国 278 个地级及以上城市作为样本，样本范围为全市。本文主要使用了三套数据：数字金融指数来自郭峰等编制的数字普惠金融指数，营商环境水平的数据来自王小鲁、樊纲和胡李鹏编制的中国市场化指数，其余指标来自历年《中国城市统计年鉴》，个别缺失值用各省、自治区、直辖市统计年鉴或插值法补齐，这样形成共计 2224 个样本的平衡面板数据。表 1 为变量的描述性统计结果。

四、实证结果与讨论

1. 基准回归结果

首先，根据式(1)进行回归，考虑到面板数据的组内自相关性，本文将标准误聚类(cluster)到城市层面。表 2 汇报了式(1)估计的数字金融发展对经济增长影响的基准结果，核心解释变量为数字金融，其系数即为数字金融的经济增长效应。表 2 列(1)的回归结果表明，在不加入控制变量的情况下，数字金融的系数在 1%的水平上显著为正，系数表明数字金融每提升一个单位，人均实际 GDP 增加约 60%，可见数字金融的经济增长效应是十分明显的；表 2 列(2)表明，在加入了一系列会对经济增长产生影响的控制变量后，数字金融的系数依然在 1%的水平上显著为正，且系数大小的变化非常微小，说明估计的结果在不同设定下十分稳健，因此可以得出，数字金融对经济增长有显著的正向促进作用，假说 H1 成立。

由于数字金融指数由 3 个一级子维度构成，接下来进一步探讨数字金融各个子维度下的经济增长效应，将覆盖广度(Coverage)、使用深度(Usage)和数字服务支持度(Digitization)分别代入式(1)重新估计，得到表 2 列(3)-(5)，可以看出数字金融各个子维度均显著地促进了经济增长。具体来看，数字金融覆盖广度的延伸可以触及传统金融难以覆盖的区域与群体，金融服务供给的增加对经济增长有积极的推动作用；数字金融使用深度的增加丰富了大众对于金融产品与服务的多元化需求，金融需求的提升对经济增长有正向的拉动作用；数字金融数字服务支持度的提升增加了支付上的便利性，降低了金融服务的成本，带来了巨大的数字红利，进而对经济增长产生了积极的促进效应。值得注意的是，数字金融各个子维度对于经济增长的影响存在着效应大小和显著程度上的差异，数字服务支持度对经济增长的影响远不如覆盖广度和使用深度的促进效应那么大，且只在 10%的水平上显著为正，显示出我国在数字化金融基础设施的建设上还比较薄弱，有待长期和持续地投入建设。

表 2 基准回归结果

变量	lnPGDP				
	总体影响		子维度影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字金融	0.6089*** (0.1508)	0.5974*** (0.2145)			
覆盖广度			0.5595*** (0.1480)		
使用深度				0.3279*** (0.1226)	
数字服务支持度					0.0699* (0.0394)
控制变量	NO	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
聚类到城市	YES	YES	YES	YES	YES
城市个数	278	278	278	278	278
R ²	0.3343	0.2285	0.3322	0.2220	0.2213

2. 稳健性检验

为了保证研究结果的可靠性，本文进行了以下一系列的稳健性检验。

本文首先采用爬虫法测算出一个新的数字金融指标来替代上文中的核心解释变量数字普惠金融指数进行稳健性检验。参考李春涛等(2020)的做法，先根据重要报告和新闻提取出数字金融相关的关键词，包括人工智能、区块链、移动支付、数字货币、移动支付、云计算、互联网金融、大数据、商业智能、机器学习等48个词汇，然后按时间逐年搜索地级市加关键词，得到同时包含地级市和关键词的网页数量，接着利用网络爬虫技术爬取了搜索页面的网页源代码提取出搜索结果数量，将所有关键词搜索结果数量汇总到同一地级市层面，这样得到新的地级市数字金融的发展水平。用新测算的指标作为数字金融的代理变量代入式(1)重新估计得到表3列(1)，可以看出数字金融系数的显著性仍然在1%的水平上显著为正，说明数字金融能够促进经济增长的研究结果是稳健的。

其次，考虑到北京、天津、上海和重庆四个直辖市，无论是在经济规模、人口数量还是在行政级别上，都跟其余地级市存在较大的差别。本文用剔除四个直辖市后的子样本重新进行回归，表3列(2)汇报了估计结果，可以看出，数字金融系数的显著性依然在1%的水平上显著为正，系数大小也无明显变化，再次说明了本文的研究结果是稳健的。

最后，为了消除离群值对估计结果的影响，本文对所有解释变量在1%和99%分位上进行缩尾处理，然后用缩尾后的解释变量重新估计，表3列(3)汇报了估计结果，可以看出数字金融系数的大小和显著性未发生明显变化，佐证了本文研究结果的稳健性。

3. 内生性分析

本文可能面临的内生性主要来自两个方面：一是遗漏变量，尽管本文控制了一系列会对经济增长产生影响的变量，但残差项中影响经济增长的因素仍无法完全排除；二是反向因果关系，数字金融的发展可以促进经济增长，经济的持续增长反过来也会带动数字金融的发展。对于可能存在的内生性问题，本文通过对核心解释变量数字金融选取工具变量和借助外生政策冲击检验来加以缓解。

表 3 稳健性检验与内生性问题

变量	lnPGDP				
	稳健性检验			内生性处理	
	(1) 更换核心解释变量	(2) 剔除直辖市样本	(3) 缩尾处理	(4) 工具变量法	(5) PSM-DID
数字金融 (爬虫法测算)	0.4711*** (0.1061)				
数字金融		0.5432*** (0.1685)	0.5266*** (0.1912)		
1984 年的人均 邮电数据				0.4078*** (0.1038)	
Policy					0.1454*** (0.0376)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
聚类到城市	YES	YES	YES	YES	YES
Kleibergen- Paaprkl M 统计量				11.091 [0.0039]	
Kleibergen- Paaprkl Wald F 统计量				12.090 {11.59}	
城市个数	278	274	278	278	278
R ²	0.3383	0.2415	0.2711	0.2776	0.6095

(1) 工具变量法。参考黄群慧等 (2019) 的做法，采用 1984 年的人均固定电话数量和人均邮电数量作为数字金融的工具变量。考虑到数字金融的发展依赖于信息技术的广泛使用，而当地历史上的电信基础设施 (1984 年的时候，邮局也是安装固定电话的单位部门) 又会影响到未来互联网的铺设，故满足工具变量相关性的要求；又由于历史上的邮电数据几乎不会对当前经济增长产生影响，因而满足工具变量的排他性要求。但是，1984 年的邮电数据是一个没有时间维度的截面数据，而本文的参数估计是基于面板数据的固定效应模型，这将会导致工具变量法的估计失效。参考赵涛等 (2020) 的做法，本文用上一年全国互联网用户数与 1984 年的人均邮电数据构造成一个交互项，从而得到一个随时间变化的变量作为数字金融的工具变量。一方面，数字金融依托

于互联网基础，两者之间存在着紧密联系，故满足相关性要求；另一方面，上一年更高层级的全国互联网用户数不会明显受某一个地级市经济增长的影响，因而是相对外生的，满足排他性要求。所以，本文构造的工具变量是合理的。

表 3 列 (4) 汇报了工具变量法的估计结果，结果表明，在考虑了可能存在的内生性问题后，数字金融对经济增长的正向促进效应仍然在 1% 的水平上显著成立，假说 1 再次得到验证。列 (4) 还汇报了工具变量法的有效性，Kleibergen-Paaprk 的 LM 统计量 P 值为 0.0039，显著地拒绝了“工具变量识别不足”的原假设，Kleibergen-Paaprk 的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值，说明不存在工具变量弱识别的问题，这也验证了本文选取的工具变量的合理性。

(2) 外生政策冲击检验。由于城市的经济增长往往受到了多方面因素的影响，为了更稳健地评估数字金融的经济增长效应，本文参考李建军和韩珣(2019)的做法，利用一个外生政策冲击来考察数字金融对于经济增长的影响。考虑到数字金融的发展与网络设施的建设是紧密相关的，本文借助“宽带中国”这一政策来进行考察。中国政府从 2013 年开始推进“宽带中国”试点的建设，于 2014 年、2015 年、2016 年先后选出 120 个城市(群)作为试点城市，对入选的城市，政府投入更多的资金用以扩大宽带网络的覆盖和提升网络运行速度。由于入选城市和未入选城市受到的政策的影响强度也是不一样的，因而可以将入选城市看作处理组，未入选城市看作控制组，将 2014-2016 年的“宽带中国”政策作为一个自然实验，利用双重差分法(DID)来评估政策的经济增长效应。由于城市是分批进入试点的，本文建立一个多时点双重差分模型(Time-Varying DID)进行估计：

$$\ln PGDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{i,t} + \beta_2 Control_{i,t-1} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中， $\ln PGDP_{i,t}$ 为人均实际 GDP 的对数值， $Policy_{i,t}$ 为政策虚拟变量，当年进入“宽带中国”试点的城市则取 1，否则为 0； $Control_{i,t-1}$ 为同式(1)中一样的控制变量， λ_i 为城市固定效应， μ_t 代表年份固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差扰动项。

使用双重差分法进行政策评估需满足的前提条件是平行趋势假设，即在没有外在政策的情况下处理组与控制组之间的时间趋势是一致的。为了更好地满足平行趋势假设，本文先用倾向得分匹配法(PSM)匹配出和处理组的特征相近的控制组。具体做法为：第一步，计算倾向得分值，将式(1)中的控制变量作为匹配变量，将人均实际 GDP 作为结果变量进行 Logit 回归，计算倾向得分值(PS 值)，即进入处理组的概率；第二步，采用 0.05 卡尺的 1:1 最近邻匹配法进行匹配，在匹配变量满足平衡性检验后，得到和入选城市的特征尽可能相似的未入选城市作为控制组；最后，用匹配后的样本对式(2)进行回归。

表 3 列(5)汇报了倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)的估计结果。 $Policy$ 的系数为双重差分估计量，即“宽带中国”政策在试点城市的平均效应，也是重点关注的系数，可以看出系数在 1% 的水平上显著，表明“宽带中国”试点政策对经济增长有显著的正向促进作用。本文还通过更换匹配方法进行了稳健性检验，研究结果在稳健性检验后仍然成立。囿于篇幅，此处未汇报相关结果。

五、机制与异质性检验

1. 数字金融影响经济增长的机制检验

在发现数字金融可以促进经济增长的前提下，本文进一步分析数字金融影响经济增长的机制。本文从两个方面来研究营商环境优化是否是数字金融促进经济增长的渠道。

首先，在基准回归的基础上利用数字金融指数的二级维度进行机制检验。根据前文的理论分析，营商环境是数字金融促进经济增长的重要渠道，而数字金融之所以能够起到优化营商环境的作用，很大程度上在于缓解了企业受到的融资约束、降低

了交易成本。那么数字金融指数的 24 个二级维度中哪些能反映融资约束和交易成本呢?本文认为信贷业务和信用业务两个二级维度可以反映融资约束, 支付业务这个二级维度可以反映交易成本, 因为信贷业务的三级维度中包括小微贷款和人均贷款这两个指标, 而信用业务是信贷开展的基础, 所以也是与融资约束紧密相关; 至于支付业务, 其中包含了使用移动支付而非现金支付的信息, 能够反映出支付的便利性, 所以可以间接地衡量交易成本的大小。为了克服将三个二级维度同时放入模型产生的共线性问题, 本文将信用业务指数、信贷业务和支付业务指数分别代入式(1)回归进行机制验证, 表 4 列(1)–(3)汇报了回归结果。可以看到, 三个二级维度的系数均显著为正, 初步显示了数字金融发展可以通过改善营商环境来促进经济增长。

接着, 本文进一步寻找营商环境作为数字金融促进经济增长的机制的证据。本文将营商环境的代理变量市场化指数与数字金融指数进行交互, 考察数字金融发展影响经济增长是否存在营商环境上的异质性。如果数字金融发展可以通过优化营商环境来促进经济增长, 意味着营商环境更好的地方经济增长效应更大, 即交互项的系数应该显著为正, 表 4 列(4)汇报了回归结果。可见, 交互项系数在 1%的水平上显著为正, 再次表明了数字金融发展能够通过改善营商环境赋能经济增长, 验证了假说 H2 的观点。

2. 异质性检验

基准回归揭示了数字金融影响经济增长的平均效应, 但是未考虑到不同环境下数字金融的经济增长效应的差异。基于此, 本文依据理论分析, 从城市的行政级别和地理区位两个方面对全样本进行分类回归, 进一步检验数字金融通过优化营商环境赋能经济增长的异质性。

首先, 根据城市的行政级别, 将全样本细分为中心城市(直辖市、副省级城市和省会城市)和外围城市两个子样本进行回归, 表 5 列(1)–(2)汇报了回归结果。可以看出, 在外围城市, 交互项的系数在 1%的水平上显著为正, 在中心城市则不显著; 其次, 根据城市的区域位置, 将全样本根据城市的地理区位细分为东部城市和中西部城市两个子样本进行回归, 得到表 5 列(3)–(4)的结果, 可见在中西部城市, 交互项的系数在 1%的水平上显著为正, 在东部城市则不显著。

表 4 机制检验

变量	lnPGDP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
信用业务	0.3068*** (0.0998)			
信贷业务		0.0467** (0.0215)		
支付业务			0.2234*** (0.0566)	
数字金融×营商环境				0.2024*** (0.0708)
数字金融				0.5691*** (0.1520)
营商环境				0.5472** (0.2425)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES

聚类到城市	YES	YES	YES	YES
城市个数	278	278	278	278
R ²	0.2196	0.3968	0.2076	0.3329

研究结果表明，考虑了城市的行政级别和地理区位的异质性后，外围城市和中西部城市数字金融通过优化营商环境进而对经济增长产生的促进效应要强于中心城市和东部城市。可能原因在于中心城市和东部城市本身已经拥有较完善的营商环境，因而数字金融释放出的数字红利会相对小一些，数字金融更多地是扮演“锦上添花”的角色，而对于营商环境不够完善、数字化金融基础设施较薄弱的外围城市和中西部城市来说，数字金融更能起到“雪中送炭”的作用。这体现出数字金融的包容性和普惠性，也与张勋等(2019)的研究结果一致，验证了假说 H3 的观点。

表 5 异质性检验

变量	lnPGDP			
	(1) 中心城市	(2) 外围城市	(3) 东部城市	(4) 中西部城市
数字金融×营商环境	0.1981 (0.2632)	0.2148*** (0.0754)	0.0724 (0.1218)	0.3198*** (0.1034)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
聚类到城市	YES	YES	YES	YES
城市个数	31	247	110	168
R ²	0.5242	0.3398	0.3382	0.3735

六、结论与政策启示

数字金融作为一种新兴的金融模式，对于经济增长有何种程度的影响？又是通过何种渠道赋能经济增长的？这种影响是否在不同城市间存在差异？本文基于 2011-2018 年中国 278 个地级及以上城市的数据，对上述问题进行了深入考察。研究发现：一，数字金融显著地促进了经济增长，在替换核心解释变量、删除直辖市样本、对变量缩尾处理等稳健性检验下，以及利用工具变量法和倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)缓解了可能存在的内生性问题后，该结论仍然成立；二，进一步的机制检验表明，营商环境是数字金融促进经济增长的重要机制，数字金融可以通过优化营商环境来赋能经济增长；三，对于外围城市(非直辖市、非副省级城市、非省会城市)和中西部城市，数字金融通过优化营商环境对经济增长产生的积极促进效应要强于中心城市和东部城市，可能原因在于中心城市和东部城市已经具备较完善的营商环境，因而数字金融发挥的边际作用较小。本文的研究推进了对数字金融与经济增长关系的理解。

本文得到的政策启示是十分明显的，首先，在数字金融能够赋能经济增长的现实下，全面推进“数字中国”建设，充分释放数字红利，同时进一步加大数字基础设施的建设，提升数字支持服务程度，实现数字金融各个维度的平衡发展，让数字金融

成为助推高质量发展的新动能。其次，数字金融通过优化营商环境赋能经济增长的机制证明，应进一步推动数字金融和实体经济的深度融合，从而让数字金融激发出更大的市场活力和社会创造力，为经济增长释放更大的潜能。三，根据城市的行政级别和地理区位实施差异化的数字金融政策，政策上应重点向外围城市和中西部城市倾斜，让数字金融成为外围城市和中西部城市释放后发优势、破除行政资源分配不均、缩小区域发展不平衡的新支撑。

参考文献：

- [1]. Beck, T., H. Pamuk, R. Ramrattan, and B. R. Uras. Payment Instruments, Finance and Development. *Journal of Development Economics*, 2018, 133:162-186.
- [2]. Demertzis, M., S. Merler, and G. B. Wolff. Capital Markets Union and the Fintech Opportunity. *Journal of Financial Regulation*, 2018, 4(1):157-165.
- [3]. Goldstein, I., W. Jiang, and G. A. Karolyi. To FinTech and Beyond. *Review of Financial Studies*, 2019, 32(3):1647-1661.
- [4]. King, R. G., and R. Levine. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3):717-737.
- [5]. King, R. G., and R. Levine. Finance, Entrepreneurship and Growth. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3):513-542.
- [6]. Yin Z., X. Gong, P. Guo, and T. Wu. What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China. *Economic Modelling*, 2019, 82(2):66-73.
- [7]. 贝多广著：《金融发展的次序——从宏观金融、资本市场到普惠金融》，中国金融出版社 2017 年版。
- [8]. 董志强、魏下海、汤灿晴：《制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究》，《管理世界》2012 年第 4 期。
- [9]. 丁志帆：《数字经济驱动经济高质量发展的机制研究：一个理论分析框架》，《现代经济探讨》2020 年第 1 期。
- [10]. 郭峰、王靖一等：《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。
- [11]. 侯层、李北伟：《金融科技是否提高了全要素生产率——来自北京大学数字普惠金融指数的经验证据》，《财经科学》2020 年 12 期。
- [12]. 黄群慧、余泳泽、张松林：《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》2019 年第 2 期。
- [13]. 江艇、孙鲲鹏、聂辉华：《城市级别、全要素生产率和资源错配》，《管理世界》2018 年第 3 期。
- [14]. 荆文君、孙宝文：《数字经济促进经济高质量发展：一个理论分析框架》，《经济学家》2019 年第 2 期。

[15]. 梁榜、张建华：《数字普惠金融发展能激励创新吗？——来自中国城市和中小企业的证据》，《当代经济科学》2019 年第 5 期。

[16]. 李春涛、闫续文等：《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》，《中国工业经济》2020 年第 1 期。

[17]. 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》，《金融研究》2019 年第 3 期。

[18]. 钱海章、陶云清等：《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。

[19]. 史新杰、卫龙宝等：《中国收入分配中的机会不平等》，《管理世界》2018 年第 3 期。

[20]. 宋晓玲：《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》，《财经科学》2017 年第 6 期。

[21]. 滕磊、马德功：《数字金融能够促进高质量发展吗》，《统计研究》2020 年第 11 期。

[22]. 王开科、吴国兵、章贵军：《数字经济发展改善了生产效率吗》，《经济学家》2020 年第 2 期。

[23]. 王永仓、温涛：《数字金融的经济增长效应及异质性研究》，《现代经济探讨》2020 年第 11 期。

[24]. 夏后学、谭清美、白俊红：《营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据》，《经济研究》2019 年第 4 期。

[25]. 易行健、周丽：《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》，《金融研究》2018 年第 11 期。

[26]. 谢绚丽、沈艳等：《数字金融能促进创业吗：来自中国的证据》，《经济学(季刊)》2018 年第 4 期。

[27]. 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。

[28]. 张勋、万广华等：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》2019 年第 8 期。

[29]. 张勋、杨桐等：《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。

注释：

1 中国信息通信研究院：《中国数字经济发展与就业白皮书(2020 年)》。

2 国家统计局城市社会经济调查司：《中国城市统计年鉴 2019》，中国统计出版社 2020 年版。