

数字金融政策与城市全要素生产率： 基于 BERTopic 的深度学习分析

黄徐亮

【摘要】以数字金融推动全要素生产率提升是建设金融强国战略的内
在要求和重要着力点。本文利用深度学习模型 BERTopic 挖掘 2009—2022 年我
国数字金融政策的核心主题，并构建了城市数字金融政策指数。实证研究发
现，数字金融政策显著促进了城市全要素生产率提升，其中安全监管和服务平
台主题的数字金融政策对城市全要素生产率的影响更为显著。在影响机制上，
数字金融政策通过增强创新研发应用潜力、降低要素交易成本、提升管理决策
能力、提高服务精度广度和优化生产供应协同，促进了城市全要素生产率提
升。进一步分析表明，数字金融政策对城市全要素生产率的提升效应存在明显
的营商环境和资本错配差异。鉴此，应深化金融供给侧结构性改革，推动金融
与数字技术的深度融合，不断提升金融对实体经济的服务质效。

【关键词】数字金融政策 全要素生产率 金融供给侧结构性改革
BERTopic 模型

【作者简介】黄徐亮，中国社会科学院大学应用经济学院博士研究生。

【中图分类号】F832 **【文献标识码】**A

【文章编号】2097 - 1125 (2025) 03 - 0126 - 18

随着科技革命和产业变革的深入推进，数字技术已经成为经济高质量发展
的重要驱动力。党的二十届三中全会明确提出，要“健全促进实体经济和
数字经济深度融合制度”，“深化金融体制改革”。^①推动金融与数字技术的
有机融合，是推进数字中国建设和构筑国家竞争新优势的必然要求。2023
年中央金融工作会议提出做好数字金融等“五篇大文章”，数字金融的重要

^① 《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定（二〇二四年七月十八日
中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议通过）》，《人民日报》2024 年 7 月 22 日。

性日益凸显。^① 数字金融兼具金融和数字双重属性，是数字技术、数据要素与金融市场、金融活动和金融机构深度融合的产物。2024 年 5 月，国家发展改革委等四部门发布《关于深化智慧城市发展 推进城市全域数字化转型的指导意见》（发改数据〔2024〕660 号），要求“推动政府、企业、科研智库和金融机构等组建城市数字化运营生态圈”。^② 城市是推进数字中国建设的综合载体，从城市视角分析数字金融政策对全要素生产率的影响，对更好地以治理体系和治理能力现代化推进中国式现代化城市建设有重要的理论价值和实践意义。

学界对全要素生产率的影响因素研究较为丰富，既有研究从知识外溢、人力资本积累和“干中学”模型等视角对全要素生产率的增长源泉进行了阐释。^③ 近年来，关于数字化技术、气候变化和环境政策对全要素生产率的潜在影响效应测度和分析的研究较多。^④ 其中，部分研究关注到金融对全要素生产率的作用。金融市场的发展水平直接影响资源的配置效率，成熟的金融市场能够通过价格机制有效配置资本，使资金流向最具生产力的部门和企业。^⑤ 金融机构的效率越高，具有发展潜力的企业能够获得的信贷资源就越充足，而活跃的企业投资和创新活动又会推动全要素生产率的提升。金融创新理论也指出，金融创新为企业提供了更多的融资选择和风险管理手段，大数据和人工智能在金融领域的应用能有效支持高风险、高回报的技术创新项目。^⑥ 此外，金融稳定和金融监管相关研究也发现，有效的金融监管有利于降低系统性金融风险，为经济产出的持续增长创造良好的环境。^⑦ 然而，既

① 参见《中央金融工作会议在北京举行 习近平李强作重要讲话 赵乐际王沪宁蔡奇丁薛祥李希出席》，《人民日报》2023 年 11 月 1 日。

② 《国家发展改革委 国家数据局 财政部 自然资源部关于深化智慧城市发展 推进城市全域数字化转型的指导意见》（发改数据〔2024〕660 号），https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202405/content_6952353.htm，2024 年 11 月 24 日。

③ 参见 Robert M. Solow, Technical Change and the Aggregate Production Function, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 39 (3), 1957, pp. 312 - 320; Kenneth J. Arrow, The Economic Implications of Learning by Doing, *The Review of Economic Studies*, Vol. 29 (3), 1962, pp. 155 - 173.

④ 参见赵宸宇、王文春、李雪松：《数字化转型如何影响企业全要素生产率》，《财贸经济》2021 年第 7 期，第 114 ~ 129 页；何凌云、祁晓凤：《环境规制与绿色全要素生产率——来自中国工业企业的证据》，《经济学动态》2022 年第 6 期，第 97 ~ 114 页。

⑤ 参见欧阳志刚、陈奕景、陈熹：《中国制造业金融资源配置效率与全要素生产率》，《管理世界》2024 年第 4 期，第 96 ~ 128 页。

⑥ 参见高瑜、李响、李俊青：《金融科技与技术创新路径——基于绿色转型的视角》，《中国工业经济》2024 年第 2 期，第 80 ~ 98 页。

⑦ 参见马慧、陈胜蓝、刘晓玲等：《金融强监管与劳动收入份额——基于资管新规的经验证据》，《金融研究》2023 年第 12 期，第 132 ~ 149 页。

有研究较少关注数字金融对城市或区域全要素生产率的影响，缺乏从经济体制改革与安全监管创新角度探讨数字金融政策赋能全要素生产率提升的定量研究。

本文可能的边际贡献有以下三点：第一，利用深度学习模型 BERTopic 挖掘了我国数字金融政策的核心主题并构建了城市数字金融政策指数，匹配 2009—2022 年地级以上城市面板数据，考察数字金融政策对城市全要素生产率的提升效应，分析标准规范、安全监管等主题数字金融政策的作用，为更好地发挥金融强国的战略动能提供了实证基础；第二，构建了数字金融政策赋能城市全要素生产率提升的理论框架，从技术进步、技术效率和规模效率三个方面探讨了政策效应发挥的机制路径，为理解政府参与生产力塑造提供参考；第三，结合资本错配、营商环境等特征进行异质性分析，为数字金融赋能全要素生产率提升找准着力点，为深化数字化改革的政策设计提供理论基础，拓展整体谋划、统筹推进数字中国建设效应评估的研究方向。

一、文献回顾与研究假设

“社会生产过程既是人类生活的物质生存条件的生产过程，又是一个在特殊的、历史的和经济的生产关系中进行的过程”。^① 数字金融政策不仅可以支持金融服务表现形式的革新，而且可以促进金融与数字经济深度耦合和持续创新，能够使金融服务更加普及且高效，从而促进资本的有效配置。政府在安全监管下构建的数字金融基础设施，如支付系统和数据交换平台，极大地降低了交易成本，促进了资金和信息的快速流通，为实体经济活动提供了覆盖全链条的数字化金融解决方案。政府在数字金融领域的法规和标准制定，往往聚焦于对企业初始阶段的资金支持、技术成果转化过程中的资本对接以及创新型企业全生命周期的成长性融资需求等，旨在营造稳定且有吸引力的营商环境，鼓励技术创新和服务模式的迭代，通过创新提升全要素生产率并产生新的业务模式。基于以上分析，提出如下研究假设。

H1：数字金融政策有助于城市全要素生产率提升。

从基本内涵看，全要素生产率代表在某个时点经济体利用全部生产要素推进经济发展的能力和水平。既有研究表明，在实践中全要素生产率可分解为技术进步、技术效率和规模效率。^② 本文从促进技术进步、提高技术效率和提

① 《马克思恩格斯文集》第7卷，人民出版社2009年版，第927页。

② 参见戴魁早、黄姿、王思曼：《数字经济促进了中国服务业结构升级吗？》，《数量经济技术经济研究》2023年第2期，第90~112页；杜瑶、许永洪：《R&D资本化背景下我国TFP增长率再测算》，《统计研究》2024年第1期，第33~45页。

大规模效率的角度，分析数字金融政策提升城市全要素生产率的机制。

（一）技术进步机制

数字金融政策在推动技术进步方面发挥着关键作用。一方面，科技创新具有投资回报期长、风险大的特点，通过广泛应用前沿数字技术建设数字金融平台，可以有效突破传统金融产品的数量约束。^① 基于区块链等可信的认证技术并由政府牵头打造的数字化科技创新金融服务平台，可以实现平台内企业的数据上链，对企业的资质、知识产权、专利等关键数据进行认证，加强场景聚合和生态对接，识别白名单并开展预授信。由此可以加大资本市场与风险投资市场对科技研发的支持力度，特别是为研发类企业提供更多直接融资手段，增强了战略性新兴产业的创新研发潜力。^② 另一方面，通过搭建数字金融平台，可以实现市场信息的透明化和实时化。依托惠企数字金融服务场景，加强对企业生产经营全链条数据的自动化采集、可溯化信任和智能化分析，使企业能够更容易地获取技术发展趋势、市场需求以及竞争态势等重要信息，促使更多的研发机构调整研发方向，促进技术应用落地，拓展产业技术进步的空间。^③ 新科技的诞生与应用不仅可以优化资源在市场中的分配，确保稀缺资源被导向最能产生价值的领域，而且可以催生一系列高附加值的新兴产业。技术进步通过引入新的生产方法和工具，加速知识扩散并提升劳动与资本效率，从而能够提升城市全要素生产率，推动经济增长。

（二）技术效率机制

在提升技术效率方面，数字金融政策的作用表现如下。一是降低要素交易成本。数字金融政策依托数字化金融服务场景，可以提升金融机构政务数据建模应用能力和客户风险画像能力，减少对抵质押物依赖和线下信息采集，建立对潜在客户的快速服务。^④ 通过引入电子支付、区块链技术和智能合约等手段，可以优化金融交易流程。传统的金融交易往往涉及多层中介和繁琐的手续，而数字金融技术能够实现自动化和去中介化，从而大幅降低交易成本。^⑤

① 参见 Peter Gomber, Robert J. Kauffman and Chris Parker et al., On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption, and Transformation in Financial Services, *Journal of Management Information Systems*, Vol. 35 (1), 2018, pp. 220 - 265.

② 参见诸竹君、袁逸铭、许明等：《数字金融、路径突破与制造业高质量创新——兼论金融服务实体经济的创新驱动路径》，《数量经济技术经济研究》2024年第4期，第68~88页。

③ 参见吴非、胡慧芷、林慧妍等：《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》，《管理世界》2021年第7期，第130~144页。

④ 参见周广肃、丁相元：《数字金融、流动性约束与共同富裕——基于代际流动视角》，《数量经济技术经济研究》2023年第4期，第160~179页。

⑤ 参见朱小能、李雄一：《数据要素资产价格、交易收益与效用研究》，《经济学动态》2023年第9期，第33~52页。

二是提升管理决策效率。依托全域风险数据共享场景,运用隐私计算等技术,将关键性金融风险数据和政务数据查询使用纳入管理流程和业务系统,有利于提升金融机构合规管理和风险管理的前置性、有效性。同时,构建覆盖全生命周期的数据资产管理体系,有利于企业优化数据架构,加强数据资产积累。^①通过对生产过程中各项指标进行实时监控和智能分析,可以精确调整生产节奏、优化工艺流程、实现资源的高效利用,进而能够显著提升整体运营的技术效率。^②当经济主体采用更加精炼的工作流程并引进更为先进的工艺和机械设备时,能够以更少的资源消耗达到相同的产出水平,从而显著提高资源的使用效率。技术效率的提升可以直接优化城市内的生产流程,减少资源过度消耗,提升产业任务执行的速度和质量,从而提升城市全要素生产率。

(三) 规模效率机制

数字金融尤其是数字普惠金融的发展可以突破空间的限制,在更广的范围内配置金融资源。^③在以移动支付、数字信贷等为代表的数字金融中,政府对金融服务价值链中的关键活动进行有效管理和协调,能够有效克服地理障碍与传统风险评估的盲点,实现以较低成本向小微企业、欠发达地区及社会低收入者提供较为便捷的金融服务,扩大金融服务的覆盖面。^④此外,政府可以结合主体信用和交易信用,监控底层资产,加强产业金融互联网等基础设施建设,通过提供专项资助或采用政府购买服务的方式,积极扶持企业发展。^⑤企业通过对实现数据资产化的各个环节做出系统性布局,可以探索更多应用场景,解决产业痛点,深挖数据价值,实现对产品全生命周期的数字化管理,将实时数据信息转化为金融信用。政府通过引导资金与特定产业结合,形成覆盖供应链各要素的“网状”结构,能够吸引更多资金流入实体产业链,释放规模经济效应,推动产业集中度和规模化程度的提升,并带动产业链整体迈向高质量发展阶段,实现融资效率提升和产业升级互相促进的良性循环。^⑥

① 参见尹西明、陈泰伦、金珺等:《数字基础设施如何促进区域高质量发展:基于中国279个地级市的实证研究》,《中国软科学》2023年第12期,第90~101页。

② 参见谢绚丽、王诗卉:《中国商业银行数字化转型:测度、进程及影响》,《经济学(季刊)》2022年第6期,第1937~1956页。

③ 参见张勋、万广华、吴海涛:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》2021年第8期,第35~51页。

④ 参见冯永琦、张浩琳、倪娟:《实体企业金融资产投资动机:货币政策异质性影响与数字金融调节效应》,《中国工业经济》2024年第2期,第118~136页。

⑤ 参见田鸽、黄海、张勋:《数字金融与创业高质量发展:来自中国的证据》,《金融研究》2023年第3期,第74~92页。

⑥ 参见宋华、韩思齐、刘文诣:《数字技术如何构建供应链金融网络信任关系?》,《管理世界》2022年第3期,第182~200页。

城市集聚效应可以强化分工协作，促进知识与技术传播，降低创新门槛，加速生产优化与升级，从而增强整体经济效率和竞争力。规模效率机制通过集中资源，能够实现专业化分工和批量生产，降低单位成本，提升城市全要素生产率。

资本健康发展情况关系到资源配置效率和经济增长质量。^① 当资金过多地流向低效或产能过剩的领域时，资本错配容易造成金融资源的不合理分配，进而导致经济结构失衡。尤其是间接融资比例过高会导致科技企业获得的金融支持力度深度不足，可能会导致相关企业骗贷骗补，既不利于新兴产业的培育和发展，也不利于传统产业的转型升级，从而会影响生产力整体水平的提高。此外，营商环境关系着产品和要素市场的流动性和竞争性。^② 营商环境作为生产关系的基础要件，在数字金融政策对城市全要素生产率的作用中处于重要地位。市场化的营商环境促使企业依靠创新驱动，以提升产品和服务质量在激烈竞争中立足。科技友好型的金融市场体系在企业创新竞赛中提供多样化的融资渠道，有利于解决创新活动的资金需求问题，可以进一步引导社会资源流向创新领域。市场化的营商环境还可以提高信息透明度，减少金融交易中的信息不对称现象，从而降低内部交易成本，使要素流动更为顺畅，提升数字金融支持生产力发展的效率。

综上所述，数字金融政策有利于创造适宜城市全要素生产率提升的金融环境，可以推动技术创新与金融资本深度融合，支持新兴产业和未来产业的成长，加速科技研发和成果转化，通过促进技术进步、提高技术效率和提高规模效率的机制提升城市全要素生产率，并且其作用可能受到资本错配和营商环境的影响。基于以上分析，提出如下研究假设。

H2：数字金融政策通过促进技术进步、提高技术效率和提高规模效率的机制，对城市全要素生产率提升发挥促进作用。

二、研究设计

（一）数字金融政策的测度

1. 研究数据

数字金融指将互联网、区块链、大数据、人工智能等数字技术应用到金融行业而产生的新产品、新服务和新业态。数字金融与数字经济相互促进，

^① 参见韩珣、李建军：《金融错配、非金融企业影子银行化与经济“脱实向虚”》，《金融研究》2020年第8期，第93~111页。

^② 参见牛志伟、许晨曦、武瑛：《营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率》，《管理世界》2023年第2期，第83~100页。

为数字经济的发展提供了重要支撑。《二十国集团数字经济发展与合作倡议》明确提出：“数字经济是指以使用数字化的知识和信息作为关键生产要素、以现代信息网络作为重要载体、以信息通信技术的有效使用作为效率提升和经济结构优化的重要推动力的一系列经济活动。”^① 鉴此，本文通过国信数据平台的“标题”和“全文”检索，以“数字金融”“金融数字化”“金融科技”等为关键词，下载2009—2022年我国相关政策文件。同时，参考国务院政策文件库和国家法律法规数据库，剔除批复、报告等非正式的政策文件，并删除与数字金融政策无关的内容。经过严格筛选，共得到1198份政策文件，包括95份中央政策文件和1103份地方政策文件。

我国关于数字金融政策的专有政策文件较少，数字金融政策多被包含于其他政策文件中。为确保研究的准确性，本文使用Python程序提取这些非专有政策文件中涉及数字金融政策的段落，并将之与专有政策文件合并；进一步使用Jieba分词，去除停用词、非中文字符及标点符号。为提高分词准确性，避免术语在分词过程中被错误切分，本文从中国知网数据库中提取数字金融政策相关论文的“篇关摘”信息，并将其关键词作为自定义词典。

2. 研究方法

与传统的基于词袋主题模型不同，BERTopic基于BERT深度学习的主题挖掘方法，利用Transformers和c-TF-IDF创建密集的聚类，充分考虑每个词的上下文语义，能够更准确地提取文本特征。BERTopic采用新的主题建模技术，简化了主题建模过程，使用嵌入技术，允许在保持主题描述中重要词汇的同时使主题易于解释，有利于分析不同密度聚类中的潜在主题，并提取具有最相关关键词的主题。BERTopic扩展了现有的基于文档嵌入的主题建模方法，有利于捕捉数字金融政策文本的语义信息，提高聚类准确性，增强结果的可解释性。本文先使用paraphrase-multilingual-MiniLM-L12-v2多语言模型进行文本嵌入，采用UMAP和HDBSCAN方法进行降维聚类，再利用c-TF-IDF算法进行加权，由模型自动迭代生成主题。这种主题生成方法有效解决了传统主题模型在密度聚类和质心采样之间的不一致问题。^②

3. 确定政策的主题类别

经BERTopic主题模型聚类，基于主题距离和余弦相似度聚类得到数字

① 《二十国集团数字经济发展与合作倡议》，https://www.cac.gov.cn/2016-09/29/c_1119648520.htm，2024年11月24日。

② 参见Keungoui Kim, Dieter F. Kogler and Sira Maliphol, Identifying Interdisciplinary Emergence in the Science of Science: Combination of Network Analysis and BERTopic, *Humanities and Social Sciences Communications*, Vol. 11 (1), 2024, pp. 1-15; 刘江峰、王希羽、张君冬等：《领域文献深层语义特征视角下的期刊新兴研究主题发现》，《情报理论与实践》2024年第3期，第177~187页。

金融政策的主要方向，确定的各主题间距离适中、没有重叠且区分度较高，即主题类别划分较为合理。根据高频关键词，确定了技术开发、服务平台、标准规范、安全监管四大政策核心主题，如表 1 所示。

表 1 核心主题及关键词

序号	主题类别	关键词（前 20 个）
1	技术开发	信息化、大数据、物联网、云计算、人工智能、工业互联网、数据应用、技术开发、数字技术、区块链技术、虚拟现实、产业互联网、互联网技术、数据开发、数字网络、数字智能、数据要素、数据挖掘、增强现实、互联网行动
2	服务平台	互联网金融、供应链金融、产业链金融、区块链金融、云平台、电商平台、交易中心、交易平台、互联网平台、数据平台、交易市场、数字化转型、信息共享、信息系统、信息网络、云服务、信息中心、数据服务、数据交易平台、数据中心
3	标准规范	数字化、第三方、数字人民币、互联网思维、政务大数据、数字政府、要素市场、标准体系、标准规范、基础数据库、标准体系建设、数据交换、大数据交易中心、大数据交易所、数据交易中心、互联网生态、数据基础制度、金融标准化、金融信息、数据资源目录
4	安全监管	化解风险、市场监管、风险评估、监测预警、金融生态环境、全流程、容错纠错机制、多元化解、信息管理、金融风险监测、数据安全、金融保障、数据管理、行业自律、资产评估、个人信息、信用修复、安全技术、穿透式监管、数据安全保护

（二）数据匹配后的经验事实

根据关键词，匹配 2009—2022 年地级以上城市的政府工作报告文本，可以廓清城市数字金融政策的发展脉络。参考既有研究，^① 本文基于使用 Python 程序对地级以上城市政府工作报告文本提取形成的数据池，根据主题特征词进行搜索、匹配和词频计数，进而分类归集词频并形成最终加总词频，从而构建城市数字金融政策的指标体系。

图 1 是 2009—2022 年中国城市数字金融政策综合指数及四大主题分类指数的变化情况。从测算结果上看，中国城市数字金融政策综合指数呈上升趋势，说明城市政府在政策层面不断加大对数字金融和相关制度的改革力度，旨在突破制约金融服务实体经济的瓶颈。四大主题分类指数在整体上呈

^① 参见吴非、胡慧芷、林慧妍等：《企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》，《管理世界》2021 年第 7 期，第 130 ~ 144 页。

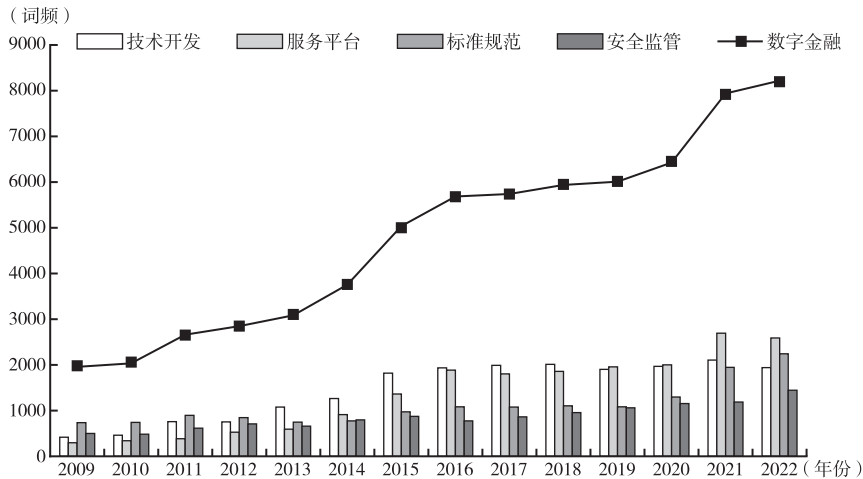


图1 中国城市数字金融政策综合指数及分类指数的变化情况

增长趋势，在多数年份技术开发主题的政策文件较多，在总词频中占比较高；2015年后服务平台主题词频的增速较快，逐渐超过技术开发主题，表明近年来政策倾向于搭建数字金融服务平台；而标准规范和安全监管主题词频在总词频中的占比相对较低，表明数字金融政策在这两个方面仍有较大提升空间。

(三) 计量模型设定

基于以上分析，本文构建基准回归模型检验数字金融政策如何影响城市全要素生产率。具体模型如下：

$$tfpch_{it} = \alpha_1 + \beta_1 digfinance_{it} + \theta_1 X_{it} + year_t + city_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， i 和 t 分别表示城市和年份。城市全要素生产率 $tfpch_{it}$ 为被解释变量，采用规模报酬可变的全局超效率 SBM 模型和 Malmquist-Luenberger 生产率指数方法测算得出。参考张军等的研究^①，本文选取的投入指标为劳动力（城市年末从业人口）和资本（以 9.6% 的折旧率和永续盘存法按 2000 年不变价格计算资本存量），产出指标为以 2000 年不变价格折算的各城市实际生产总值。数字金融政策变量 $digfinance_{it}$ 为核心解释变量，参考既有研究^②，以数字金融政策关键词词频与政策文件总词频之比表示，其回归系数 β_1 反映数字金融政策的实施对城市全要素生产率的平均影响，即数字金融政策的城市全要素

① 参见张军、吴桂英、张吉鹏：《中国省际物质资本存量估算：1952—2000》，《经济研究》2004年第10期，第35~44页。

② 参见赵宸宇、王文春、李雪松：《数字化转型如何影响企业全要素生产率》，《财贸经济》2021年第7期，第114~129页。

生产率提升效应。 X_{it} 表示控制变量，控制在城市层面可能影响全要素生产率的因素。 $year_t$ 表示年份固定效应； $city_i$ 表示城市固定效应，控制不可观测的城市特征对全要素生产率的影响； ε_{it} 表示随机扰动项。参考既有研究，^① 本文选取以下控制变量：（1）城市经济发展水平（ $lnpgdp$ ），以人均名义地区生产总值的对数表示；（2）外资利用水平（ fdi ），以经当年汇率换算后的外商直接投资与地区生产总值之比表示；（3）固定资产投资水平（ inv ），以固定资产投资额与地区生产总值之比表示；（4）社会消费水平（ $sale$ ），以社会消费品零售总额与地区生产总值之比表示；（5）人力资本水平（ edu ），以百人在校大学生数表示；（6）财政科技支出（ $tech$ ），以人均财政科技支出表示。

（四）变量及数据说明

本文选取 2009—2022 年我国 281 个地级以上城市作为研究样本，形成了 3934 个城市—年份的均衡面板数据。城市相关数据来自 CEIC 数据库、历年《中国城市统计年鉴》以及相关城市国民经济和社会发展统计公报。主要变量的描述性统计见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量符号		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城市全要素生产率	$tfpch$	3934	0.842	0.284	0.513	1.723
数字金融政策	$digfinance$	3934	0.003	0.002	0.000	0.018
城市经济发展水平	$lnpgdp$	3934	10.694	0.622	8.410	13.274
外资利用水平	fdi	3934	0.020	0.106	0.000	5.653
固定资产投资水平	inv	3934	0.844	0.477	0.004	9.577
社会消费水平	$sale$	3934	0.365	0.115	0.030	0.878
人力资本水平	edu	3934	1.818	2.094	0.000	14.602
财政科技支出 (单位：百元)	$tech$	3934	1.794	2.543	0.051	82.448

三、实证检验和分析

（一）基准模型回归结果

表 3 列示了基准回归模型的检验结果，其中列（1）为未添加控制变量的结果，列（2）至列（5）在添加控制变量的基础上，逐步添加城市固定

^① 参见杨慧梅、江璐：《数字经济、空间效应与全要素生产率》，《统计研究》2021 年第 4 期，第 3~15 页。

效应和年份固定效应。核心解释变量 *digfinance* 的回归系数保持在 1% 的水平上显著为正，可以看出数字金融政策对城市全要素生产率提升具有显著的促进作用。列 (5) 表明，数字金融政策的实施效力每增加 1 个单位，城市全要素生产率平均提升 11.951 个单位。研究假设 H1 得到验证。进一步分析控制变量系数的估计结果，结合数字金融政策数据匹配后的经验事实，可以看出，经济发展水平与外商直接投资影响了城市全要素生产率的基础积累，固定资产投资和社会消费为经济产出提供了要素活力和启动条件，财政科技支出和人力资本则对城市全要素生产率的突破和发展方向起到引领和支撑作用。整体而言，相关变量可以较好地解释城市全要素生产率提升的事实。

表 3 基准模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>
<i>digfinance</i>	12.318 *** (4.535)	20.238 *** (8.131)	21.769 *** (8.118)	13.429 *** (4.827)	11.951 *** (4.426)
<i>lnpgdp</i>		0.117 *** (13.969)	0.121 *** (13.834)	0.171 *** (12.148)	0.148 *** (7.125)
<i>fdi</i>		0.005 (0.126)	0.029 (0.864)	0.025 (0.719)	0.064 ** (2.128)
<i>inv</i>		0.034 *** (4.179)	0.021 ** (2.478)	0.042 *** (4.413)	0.004 (0.386)
<i>sale</i>		0.320 *** (9.041)	0.350 *** (9.851)	0.138 *** (3.020)	0.139 *** (2.905)
<i>edu</i>		0.022 *** (10.156)	0.020 *** (10.091)	0.015 ** (2.158)	0.011 * (1.672)
<i>tech</i>		0.018 *** (10.381)	0.015 *** (9.286)	0.003 (1.295)	0.007 *** (3.794)
常数项	0.803 *** (88.156)	-0.690 *** (-7.709)	-0.725 *** (-7.457)	-1.137 *** (-8.004)	-0.799 *** (3.591)
城市固定效应	控制	未控制	未控制	控制	控制
年份固定效应	控制	未控制	控制	未控制	控制
样本量	3934	3934	3934	3934	3934
Adj-R ²	0.547	0.294	0.408	0.420	0.554

注：括号中的数值为回归系数 t 统计量，***、**、* 分别表示估计数值在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

不同主题的数字金融政策对城市全要素生产率的作用可能存在差异，其中安全监管主题的数字金融政策的作用尤其值得关注。在极大提升金融服务效率的同时，数字金融也使传统金融风险与新兴的数字风险交织在一起，如网络安全漏洞、技术失误以及数据滥用和泄露直接威胁到金融系统的稳定性。而跨主体、跨领域、跨行业的风险传导链，在数字环境中可能会加剧风险的扩散，导致系统性风险上升。同时，信息结构的复杂性、数字金融系统的高度互联，加之数据量的爆炸性增长，使传统监管的风险监测与识别成本剧增，而且难以做到实时有效。^① 在数字金融政策中重视安全监管，增强监管的包容性和灵活性，提高对新风险的识别与响应速度，有利于增强金融要素供求双方对数字金融服务的信任和金融市场的活力；^② 有效遏制数字金融领域的非法活动，防止不公平竞争和市场垄断，有利于增强国际社会对数字金融的信任，进一步完善全球数字治理体系，保证经济产出的持续增长和城市全要素生产率的持续提升。^③ 用主题词频与政策文件总词频之比 (*digfinance_new*) 替换核心解释变量后重新进行回归，结果如表 4 所示。其中，数字金融政策的各类主题词频与政策文件总词频之比的回归系数均显著为正，但安全监管的回归系数明显较高。这表明在其他条件一定的情况下，以安全监管为主题的数字金融政策的城市全要素生产率提升效应更为显著。

表 4 替换核心解释变量后的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	技术开发	服务平台	标准规范	安全监管
<i>digfinance_new</i>	18.223 *** (4.001)	21.528 *** (4.033)	18.392 *** (2.631)	40.445 *** (5.552)
常数项	-0.790 *** (-3.365)	-0.812 *** (-3.460)	-0.815 *** (-3.469)	-0.808 *** (-3.444)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3934	3934	3934	3934
Adj-R ²	0.554	0.554	0.553	0.553

① 参见张晓燕、姬家豪：《金融科技与金融监管的动态匹配对金融效率的影响》，《南开管理评论》2023 年第 1 期，第 43~56 页。

② 参见杨翠红、王小琳、王会娟等：《开放与保护的平衡：数字服务贸易的监管同质化》，《中国工业经济》2023 年第 12 期，第 80~98 页。

③ 参见王岭：《数字经济时代中国政府监管转型研究》，《管理世界》2024 年第 3 期，第 110~126 页。

(二) 稳健性检验

为了进一步排除其他影响因素的干扰,增强结论的可靠性,本文分别采用变换核心解释变量、变换被解释变量、工具变量法和双重机器学习法进行稳健性检验。

1. 变换核心解释变量

数字金融的发展情况在一定程度上反映了数字金融政策的成效。参考既有研究,^①分别用北京大学的数字普惠金融指数(*digfinance1*)和数字金融政策词频数量(*digfinance2*)替换数字金融政策变量重新进行回归。回归结果如表5的列(1)和列(2)所示,数字普惠金融指数和数字金融政策词频数量的回归系数分别在5%和1%的显著性水平上为正,与基准结果保持一致。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>Tfpch_OLS</i>	<i>Tfpch_FE</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>
<i>digfinance1</i>	0.001** (2.019)					
<i>digfinance2</i>		0.003*** (6.000)				
<i>digfinance</i>			18.382*** (15.757)	18.547*** (16.018)	58.512*** (14.914)	12.594*** (5.237)
常数项	-0.780*** (-2.880)	-0.806*** (-3.440)	-1.070*** (-4.436)	2.959*** (17.863)	0.017 (0.078)	0.008** (2.548)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3934	3934	3934	3934	3934	3934
Adj-R ²	0.558	0.556	0.761	0.767	0.482	—
Kleibergen-Paap rk LM					24.789 [0.000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F					24.801 {16.38}	

注：“[]”中的数值为p值，“{}”中的数值为Stock-Yogo弱识别检验在10%水平上的临界值。

^① 参见钱海章、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，第26~46页。

2. 变换被解释变量

参考既有研究,^① 本文使用最小二乘法 (*Tfpch_OLS*) 和固定效应法 (*Tfpch_FE*) 替换被解释变量进行估计检验。替换被解释变量后的估计结果如表 5 的列 (3) 和列 (4) 所示, 数字金融政策变量的回归系数仍显著为正, 与基准模型的结果一致, 说明本文的核心结论“数字金融政策有助于城市全要素生产率提升”较为稳健。

3. 工具变量法

前文虽已在模型中考虑了相关控制变量、城市固定效应和年份固定效应, 在一定程度上缓解了估计偏误, 但计量模型仍有可能存在测量误差和反向因果问题。因此, 本文试图选择合适的工具变量缓解数字金融政策与城市全要素生产率之间的内生性问题。参考张勋等的工具变量构建方法,^② 本文选取各城市到杭州的球面距离与全国互联网端口数交乘并取对数作为工具变量。工具变量估计结果如表 5 的列 (5) 所示。在考虑内生性问题后, 数字金融政策对城市全要素生产率的影响仍在 1% 的水平上显著为正。而且, Kleibergen-Paap rk 的 LM 统计量 p 值为 0.000, 说明本文选择的工具变量显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设; Kleibergen-Paap rk Wald 的 F 统计量大于 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 水平上的临界值, 通过了工具变量弱识别的检验, 表明在使用工具变量法后, “数字金融政策有助于城市全要素生产率提升”这一核心结论依然具有稳健性。

4. 双重机器学习法

与传统的因果推断相比, 双重机器学习法能够有效地控制因外部因素的干扰而产生的误差。同时, 为缓解数字金融政策与城市全要素生产率之间可能存在的混淆变量等内生性问题, 参考 Bodory 等的方法,^③ 本文采用双重机器学习法重新进行估计, 其中样本分割比例为 1:4, 并具体根据随机森林算法对主回归和辅助回归进行预测求解。从表 5 的列 (6) 可以看出, 在控制城市固定效应和年份固定效应的基础上, 数字金融政策对城市全要素生产率的影响系数显著为正, 缓解了控制变量有限等导致的估计偏误问题, 表明本文的核心结论依然具有稳健性。

① 参见鲁晓东、连玉君：《中国工业企业全要素生产率估计：1999—2007》，《经济学（季刊）》2012 年第 2 期，第 541～558 页。

② 参见张勋、万广华、吴海涛：《缩小数字鸿沟：中国特色数字金融发展》，《中国社会科学》2021 年第 8 期，第 35～51 页。

③ 参见 Hugo Bodory, Martin Huber and Lukáš Lafférs, Evaluating (Weighted) Dynamic Treatment Effects by Double Machine Learning, *The Econometrics Journal*, Vol. 25 (3), 2022, pp. 628 - 648。

四、拓展性分析

(一) 机制检验

机制检验分如下两步进行：第一步，检验数字金融政策对城市的技术进步 (*techch*)、技术效率 (*pech*) 和规模效率 (*sech*) 机制变量是否具有提升效应；第二步，将数字金融政策变量与机制变量同时纳入回归模型，观察机制变量是否影响了数字金融政策变量的回归系数，以此判断研究假设 H2 是否成立。具体模型如下：

$$Mechanism_{it} = \alpha_2 + \beta_2 digfinance_{it} + \theta_2 X_{it} + year_t + city_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$tfpch_{it} = \alpha_3 + \gamma_1 Mechanism_{it} + \beta_3 digfinance_{it} + \theta_3 X_{it} + year_t + city_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Mechanism_{it}$ 为机制变量。

首先检验数字金融政策变量对机制变量的影响。表 6 的列 (1) 至列 (3) 分别报告了技术进步、技术效率以及规模效率机制变量对数字金融政策变量的回归结果。可以发现，数字金融政策变量的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，证实了数字金融政策对城市的技术进步、技术效率和规模效率具有提升作用。其次将机制变量纳入基准模型进行回归，结果如表 6 的列 (4) 至列 (6) 所示，数字金融政策变量的回归系数分别为 8.930、6.289 和 9.587。可以发现，与基准结果相比，在分别加入 3 个机制变量后，数字金融政策变量的回归系数绝对值变小，并且机制变量的回归系数显著为正，这说明数字金融政策通过技术进步、技术效率和规模效率对城市全要素生产率的提升产生影响，验证了研究假设 H2。

表 6 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>techch</i>	<i>pech</i>	<i>sech</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>
<i>digfinance</i>	16.385*** (5.400)	7.915*** (4.652)	16.564*** (6.494)	8.930*** (2.910)	6.289*** (6.422)	9.587*** (3.070)
<i>techch</i>				0.746*** (80.475)		
<i>pech</i>					2.742*** (138.206)	
<i>sech</i>						2.748*** (135.308)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>techch</i>	<i>pech</i>	<i>sech</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>
常数项	-0.367 (-1.367)	-0.808*** (-5.530)	-0.259 (-1.174)	-2.192*** (-8.231)	-0.239 (-1.089)	-2.245*** (-8.303)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3934	3934	3934	3934	3934	3934
Adj-R ²	0.535	0.578	0.529	0.804	0.813	0.810

(二) 异质性分析

根据前文的理论分析，进一步在不同营商环境水平和资本错配程度上考虑数字金融政策对城市全要素生产率的异质性作用。

1. 资本错配异质性

借鉴白俊红等的方法计算城市资本错配指数^①，并根据该指数高低进行分组回归，结果如表 7 的列 (1) 和列 (2) 所示。对资本错配程度较低的城市，数字金融政策变量的回归系数在 1% 的水平上显著为正；对资本错配程度较高的城市，数字金融政策变量的回归系数在 10% 的水平上显著为正，并且估计值小于资本错配程度较低城市组的回归系数。而且，费舍尔组合检验结果显示，数字金融政策变量系数差异的估计值在 5% 的水平上显著为正。这表明，在其他条件一致的情况下，数字金融政策对城市全要素生产率的提升效应在资本错配程度较低的城市较大，而在资本错配程度较高的城市较小。

2. 营商环境异质性

借鉴王小鲁等构造的市场化指数衡量城市营商环境^②，并根据城市营商环境水平高低进行分组回归，结果如表 7 的列 (3) 和列 (4) 所示。对营商环境较好的城市，数字金融政策变量的回归系数在 1% 的水平上显著为正；对营商环境较差的城市，数字金融政策变量的回归系数虽然为正但不显著，并且数值较小。而且，费舍尔组合检验结果显示，数字金融政策变量系数差异的估计值在 1% 的水平上显著为正。这表明，在其他条件一致的情况下，数字金融政策对城市全要素生产率的提升效应在营商环境较好的城市较为显著，而在营商环境较差的城市不显著。

① 参见白俊红、刘宇英：《对外直接投资能否改善中国的资源错配》，《中国工业经济》2018 年第 1 期，第 60~78 页。

② 参见王小鲁、胡李鹏、樊纲：《中国分省份市场化指数报告（2021）》，社会科学文献出版社 2021 年版，第 6 页。

表7 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	低资本错配	高资本错配	营商环境好	营商环境差
<i>digfinance</i>	13.805*** (3.681)	6.778* (1.769)	14.803*** (4.197)	5.178 (1.201)
系数差异	7.027**		9.625***	
p 值	0.023		0.003	
常数项	-1.379*** (-3.332)	-0.378 (-1.253)	-0.815*** (-1.551)	-1.189*** (-2.967)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1967	1967	1967	1967
Adj-R ²	0.627	0.562	0.569	0.586

注：采用费舍尔组合检验方法进行组间系数差异的检验，抽样次数设定为1000次。

五、结论与政策建议

金融是国民经济的血脉，是国家核心竞争力的重要组成部分，关系中国式现代化建设的全局。做好数字金融这篇大文章，深入推进数字金融发展是经济高质量发展和应对外部风险挑战的重要着力点。本文利用BERT深度学习方法进行主题分析，构建了中国城市数字金融政策指数，将之与2009—2022年地级以上城市面板数据匹配，探究了数字金融政策对城市全要素生产率的影响。研究发现，数字金融政策显著促进了城市全要素生产率的提升。通过主题分析发现，以安全监管为主题的数字金融政策对城市全要素生产率的提升效应更为显著，表明城市全要素生产率提升离不开数字化监管能力，印证了有序协调数字金融发展的重要性。本文进一步探讨数字金融政策促进技术进步、提高技术效率和提高规模效率的机制路径。机制分析表明，数字金融政策通过增强创新研发应用潜力、降低要素交易成本、提升管理决策能力、提高服务精度广度和优化生产供应协同，逐步催生新产业、新模式、新动能，最终促进城市全要素生产率的提升。异质性分析表明，数字金融政策对具有不同营商环境、不同资本错配程度城市的全要素生产率的提升效应存在差异。一方面，对拥有较好营商环境的城市，数字金融政策能更好发挥全要素生产率提升效应，这反映了数字金融赋能生产力发展与制度环境密不可分。另一方面，对资本错配程度较高的城市，数字金融政策较难发挥作用，这反映了金融系统服务实体经济的导向性是数字金融政策发挥作用的关键。根据上述结论，提出如下政策建议。

第一，在综合分析数字金融政策对城市全要素生产率提升机制的基础上，深入推进金融供给侧结构性改革，以制度创新更好地满足数字金融需求，以此推动城市生产力发展。实施多领域、多部门、多形式联合攻关，打好关键核心数字技术攻坚战，重点关注“专精特新”等企业的发展需求，着力解决企业在科技突破、产能提升、降本增效等方面的资金难题，加速技术进步转化。通过改革和完善多层次资本市场体系，进一步优化融资结构，围绕企业准入、准营和退出全链条培育发展数据服务型、数据管理型等数据生态企业，精准匹配数字金融服务资源，提供一站式供应链数字化融资服务方案，实现穿透式供应链融资，提高规模效率和技术效率，共同创新场景化产融服务新体系，赋能城市全要素生产率提升。

第二，关注以安全监管为主题的数字金融政策对城市全要素生产率提升的显著效应，加强数字金融风险防控，有效统筹发展与安全，推动数字金融要素向实体经济合理畅通有序流动。持续完善征信体系建设，推动人工智能、大数据、区块链等数字技术高效赋能，促进消费支付、注册登记、生产经营、合同履行等多元数据加速融合，实现各类信用信息、先进技术在征信领域有效聚集、充分应用和规范治理。大力发展监管科技，加强监管数字化、智能化建设，推动监管流程数字化再造，提升关键监管活动的规范性和透明度，提高城市风险管理的全覆盖、硬约束和治未病水平，探索数字金融的“监管沙箱”，提升数字金融要素服务实体经济的效能，更好维护市场秩序、弥补市场失灵。

第三，关注资本错配在数字金融政策作用发挥中的重要影响，拓展数字金融场景，支持金融要素创新配置。加快完善数字金融基础设施，引导金融机构加强顶层设计和统筹规划，打破部门边界，整合渠道、业务、技术等资源，构建集约化运营队伍、平台和机制，加强政务数据、社会数据和金融数据的融合应用，实现金融机构经营管理和服务变革，运用数字化手段赋能和重塑营销服务体系，建立风险筛查和评价模型，扩展金融服务触达面，通过数字金融服务创新为城市初创型企业与科技企业纾困增效赋能，有力推动资源配置效率最优化和效益最大化。

第四，关注营商环境在数字金融政策作用发挥中的重要影响，推进跨境数字金融服务平台建设，鼓励和支持头部城市数字金融相关企业“走出去”。加强政策引导和落地，积极推进企业与数字平台的对接，宣传推广企业数字化转型成果，实施金融政策引导企业借助平台上云用数。完善跨境信用体系和银企线上对接渠道，创新银企跨境融资对接方式，有效提高整体协议性能及实体经济融资效率。拓展在共建“一带一路”国家或地区的数字金融业务，推动利用央行数字货币桥完成数字人民币跨境汇款清算，保护国内实体企业敏感隐私数据，打造数字人民币全场景生态体系和全球数字金融服务的中国方案。

（责任编辑：任朝旺 李润东）