



新疆社会科学
Social Sciences in Xinjiang
ISSN 1009-5330, CN 65-1211/F

《新疆社会科学》网络首发论文

题目：数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展：理论机制与实证检验
作者：罗爽，肖韵
网络首发日期：2024-04-04
引用格式：罗爽，肖韵. 数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展：理论机制与实证检验[J/OL]. 新疆社会科学.
<https://link.cnki.net/urlid/65.1211.f.20240403.1238.002>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展：理论机制与实证检验*

罗爽

肖韵

内容提要：基于 2013—2022 年中国 286 个地级及以上城市面板数据，实证分析数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响效应与作用机制。结果证实，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展具有显著正向影响，且该结论经过内生性问题处理以及样本缩尾处理、替换测算方法、考虑政策外生冲击在内的稳健性检验后，结果依然成立。异质性检验发现，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响呈现“东部>西部>东北>中部”“一线城市>二线及以下”的差异分布格局。作用机制检验结果表明，科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥中介作用。因此，提出以打造数字集群为主线、以区域协同发展为抓手、以前沿技术突破为重点，希冀为新质生产力发展提供有益参考。

关键词：数字经济核心产业集聚；新质生产力；科学技术突破；生产要素配置；产业结构升级

中图分类号：F124、F49

文献标识码：A

作者简介：罗爽，西南民族大学经济学院博士生，成都信息工程大学管理学院讲师（四川成都 610041）；

通讯作者：肖韵，成都信息工程大学马克思主义学院副教授（四川成都 610041）。

一、问题的提出

受全球经济增长动能乏力、地区政治边缘冲突等外部环境因素影响，以及部分行业产能过剩、社会预期偏弱等内部问题干扰，中国经济高质量发展面临结构性矛盾与发展性压力，^①有必要寻求创新动能以维持社会经济“长期向好、稳中向好”的发展态势。2023 年 9 月，习近平总书记主持召开东北全面振兴座谈会

* 本文系四川省教育厅项目“铸牢中华民族共同体意识视域下四川民族地区经济高质量发展研究”（SDJJ202314）的阶段性成果。

① 中国社会科学院工业经济研究所课题组、史丹：《工业稳增长：国际经验、现实挑战与政策导向》，《中国工业经济》2022 年第 2 期。

时首次提出新质生产力这一概念，强调“积极培育未来产业，加快形成新质生产力，增强发展新动能”。新质生产力本质是先进生产力的具体表现形式，既是科技创新交叉融合突破所产生的创新成果，也是生产要素市场合理配置所衍生的创新动能，更是产业结构升级催生的原生动力。^①2024年两会《政府工作报告》强调，“大力推进现代化产业体系建设，加快发展新质生产力”，指明新质生产力对经济高质量发展与双循环格局塑建的重要性。不可忽略的是，新质生产力发展仍面临深层次体制机制障碍、产业结构仍存在转型发展短板，难以适应社会经济发展要求。基于这一现实情境，寻求加速新质生产力发展的核心推力，成为当下政界、学界迫切的研究重点所在。

迈克尔·波特的产业集群理论指出，产业集群属于可在效率、效益、韧性方面创造竞争优势的空间组织形式，通过产业部门联系、创新技术共享及知识内容流动形成专业化生产要素优化集聚洼地。同时，迈克尔·波特提出国家竞争优势的主要来源即是产业集群，可通过改善创新条件加速生产力成长，推动集群内部企业向产业高端迈进。迈入数据主导时代，与传统实体产业集聚相比，数字经济核心产业集聚具有组织性质柔性化、组织格局分离、组织关系网络化、组织边界开放化等显著特点，可为集群内外的企业和机构打造节点跨空间、时间联动格局，以此实现创新链、产业链和价值链深度融合，助力新质生产力发展。同时，数字经济核心产业集聚亦可为数字技术和生产要素的共享、交流、整合及应用提供平台，以此释放生产要素价值，全面推动新质生产力发展。事实上，党的二十大报告与2024年两会《政府工作报告》均曾强调“打造具有国际竞争力的数字产业集群”，以聚链成群、集群成势的整体性优势发展新质生产力。由此引发的思考是，数字经济核心产业集聚是否能够赋能新质生产力发展？对应的逻辑机理又是如何？解答上述问题，对于加快促进新质生产力发展、驱动经济高质量发展具有重要现实意义。

二、综合文献述评

2021年5月，国家统计局宣印《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，科学界定数字经济及其核心产业统计范围，包括数字产品制造业、数字产品服务业、数字技术应用业、数字要素驱动业、数字化效率提升业等5个类型。自此，学界有关数字经济核心产业集聚的研究文献逐步增多，为本次研究开展提供扎实经验参照。第一，数字经济核心产业集聚的水平测度。李栋等测度发现，2012—2017年中国数字经济核心产业集聚水平持续提升，却存在东西分化现象。^②贺刚等补充测度得知，2010—2019年中国数字经济核心产业集聚水平亦在不断提升，且北京、广东、上海、江苏等省份始终位居前列。^③第二，数字经济核心产业集聚的驱动因素。叶堂林等实证得知，城市创新互动水平、城市科技资本投入与科技成果储量均对数字产业集聚具有正向影响。^④Rudy F等研究证实，技术创新与工业4.0政策可有力推动数字产业集群发展。^⑤第三，数字经济核心产业集聚的现实作用。袁歌骋等研究表明，数字经济核心产业集聚有利于制造业企业

① 周文、许凌云：《论新质生产力：内涵特征与重要着力点》，《改革》2023年第10期。

② 李栋、张映芹、李开源：《中国省际数字经济核心产业集聚度、非平衡性与动态演进》，《统计与决策》2023年第18期。

③ 贺刚、向天星：《数字经济核心产业空间集聚水平及其影响因素——基于新一代信息技术战略性新兴产业视角》，《科技管理研究》2023年第5期。

④ 叶堂林、刘哲伟、张京亮：《数字产业空间集聚影响因素探析》，《科技进步与对策》2023年第15期。

⑤ Rudy F, Héctor C. The Digital Industrial Cluster (DIC) in a post-pandemic era: Exploring its theoretical

技术创新，且主要通过数据资本渠道与技术溢出渠道实现。^①焦巍等探讨得知，数字经济核心产业集聚可促进城市绿色经济效率提升，且居民生活方式线上化转型与工业生产方式集约化转型是核心传导机制。^②

作为新发展阶段打造经济发展新引擎、增强发展新动能、构筑发展新优势的重要抓手，新质生产力是既是马克思生产力理论的中国式创新产物，也是马克思政治经济学的中国式具化表现。自习近平总书记提出新质生产力这一概念以来，学界有关新质生产力的研究文献规模大幅扩增，主要围绕以下维度展开。第一，新质生产力的内涵解析。黄群慧等基于系统论视角指出，新质生产力是由相互联系与作用的生产力要素、生产力结构、生产力功能协同构成的“要素—结构—功能”系统。^③翟青等基于政治经济学视角指出，新质生产力属于物质生产力与精神生产力、改造自然与社会进步协调一致的多维度突破产物，体现生产技术方式与组织方式协同演进的系统性变迁。^④第二，新质生产力的推动作用。张林研究强调，新质生产力可通过现代科技赋能、经济发展驱动、服务美好生活，助力中国式现代化发展。^⑤徐政等研究指出，新质生产力可优化重大生产力布局、推动区域创新中心与区域产业体系深度融合发展、加强区域间协同融合，驱动区域高质量发展。^⑥此外，也有学者初步测度新质生产力发展水平，得知 2011-2022 年中国新质生产力水平持续提升，且东部地区增长幅度高于西部、中部地区。^⑦

需要指出，依据习近平总书记在东北全面振兴座谈以及 2024 年两会《政府工作报告》的相关论述，新质生产力尚未完全成熟，且少有研究聚焦“如何形成新质生产力”这一视角展开研究，更遑论基于定量维度探讨其驱动因素。那么，数字经济作为继农业经济、工业经济之后的主要经济形态，对应核心产业集聚是否可以驱动新质生产力发展？二者之间有何联系？学界少有研究将数字经济核心产业集聚与新质生产力纳入统一框架，多是围绕数字经济及其构成要素同新质生产力的联系展开探讨。一方面，数字经济与新质生产力的逻辑关联。翟绪权等剔除，数字经济通过提升企业创新能力、增强产业链与创新链融通互促和助力国家创新体系提质增效，赋能新质生产力发展。^⑧另一方面，数字经济构成要素与新质生产力的内在联系。崔云研究指出，数字技术广泛应用促使数据成为新型生产要素，可通过赋能社会再生产各个领域提高劳动生产率，助推新质生产力发展。^⑨

梳理上述文献研究内容可以知悉，学界已经围绕数字经济核心产业集聚的水平测度、驱动因素及现实作用展开丰富探讨，为本研究开展提供充足实证经验参考。同时，已有诸多学者聚焦新质生产力的内涵解析、推动作用，以及数字经济及其构成要素同新质生产力的联系进行理论层面的深入探讨。不可否认的是，多数学者并未以数字经济核心产业为研究主体，探讨数字经济核心产业集聚与新质生产力的关系，且相关

deployment and potential benefits[J]. *Procedia Computer Science*, 2023, 221 (8), pp. 1131-1138.

① 袁歌骋、潘敏、覃凤琴：《数字产业集聚与制造业企业技术创新》，《中南财经政法大学学报》2023 年第 1 期。

② 焦巍、郭金花、赵国浩：《数字产业集聚、地方政府竞争与城市绿色经济效率》，《经济经纬》2023 年第 6 期。

③ 黄群慧、盛方富：《新质生产力系统：要素特质、结构承载与功能取向》，《改革》2024 年第 2 期。

④ 翟青、曹守新：《新质生产力的政治经济学阐释》，《西安财经大学学报》2024 年第 2 期。

⑤ 张林：《新质生产力与中国式现代化的动力》，《经济学家》2024 年第 3 期。

⑥ 徐政、郑霖豪、程梦瑶：《新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想》，《当代经济研究》2023 年第 11 期。

⑦ 朱富显、李瑞雪、徐晓莉：《中国新质生产力指标构建与时空演进》，《工业技术经济》2024 年第 3 期。

⑧ 翟绪权、夏鑫雨：《数字经济加快形成新质生产力的机制构成与实践路径》，《福建师范大学学报（哲学社会科学版）》2024 年第 1 期。

⑨ 崔云：《数字技术促进新质生产力发展探析》，《世界社会主义研究》2023 年第 12 期。

理论尚未得到充足经验证据支撑。有鉴于此，尝试从以下方面做出创新性贡献。首先，将数字经济核心产业集聚与新质生产力发展纳入同一框架，以定量维度切入探讨二者的内在联系，为加速新质生产力发展提供有益参考与经验证据。其次，根植于新质生产力的概念内涵，构建新质生产力发展评价指标体系，为学界开展新质生产力定量研究提供经验鉴照。最后，探讨数字经济核心产业集聚与新质生产力发展的传导机制，为地方政府加速推动新质生产力涌现提供理论参照。

三、理论分析与预期假设

（一）数字经济核心产业集聚与新质生产力发展

数字经济核心产业以数字技术为关键、以数据要素为核心，其空间集聚具有知识、资源、技术密度较高的典型特征，可为新质生产力发展注入动能。具体而言，数字经济核心产业集聚可以释放数据要素的乘数、倍增效应，有效克服传统生产力的资源约束，突破传统生产力的规模报酬递减束缚，打造生产价值边际递增的生产模式，^①助力新质生产力发展。同时，数字经济核心产业集聚可通过规模集聚、优势互补的方式形成全局带动效应，驱动科技骨干企业开展集成应用创新，加速新质生产力培育。另外，数字经济核心产业集聚必然汇聚数字企业及其研发、服务机构，可通过集群内部互动促进前沿技术的研发突破与成果转化，进一步促动创新链、产业链及人才链深度融合，助力形成新产品、新模式、新业态，为新质生产力发展夯实基础。此外，数字经济核心产业集聚可通过绿色知识共享，促使传统产业高能源消耗、高物质投入及高碳排放的生产力实现跃迁，^②促使传统生产力升级为绿色化、低碳化的新质生产力。进一步地，数字经济核心产业集聚可通过规模传导效应推动具有绿色内涵的新质生产力广泛融入产业，稳步推动新质生产力发展。基于上述理论分析，提出以下预期假设：

H1：数字经济核心产业集聚可正向促进新质生产力发展。

（二）科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级的作用机制

2024年1月，习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习对新质生产力作出明确定义，强调“新质生产力是由技术革命性突破、生产要素创新型配置、产业深度转型升级而催生”。而数字经济核心产业集聚可以充分发挥技术溢出效应、要素配置效应与产业升级效应，助力科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级，夯实新质生产力涌现基础。由此，研究认为科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响效应中均发挥机制传导作用。

19世纪90年代，马歇尔在《经济学原理》中首次提出产业集聚理论，强调集群发展利于组织内部获取外部性信息，且会在集聚区域内部推动技术、知识的传播与扩散，助力技术创新发展、实现科学技术突破。数字经济核心产业集聚可充分发挥数字技术的时空壁垒突破优势，全面提升技术要素、知识资源的交流效率与传播速度，通过互补效应降低创新面临的不确定性，以此助力科学技术突破。同时，数字经济核心产业集聚也可配合政策扶持吸引具备高度专业素养、高端技术涵养的科技人才入驻，利用人力资本优势攻关

① 辛璐璐：《数字产业集聚、颠覆式技术创新与城市绿色经济效率》，《学习与实践》2023年第10期。

② 张元庆、刘烁、齐平：《数字产业协同创新发展对碳排放强度影响研究》，《西南大学学报（社会科学版）》2023年第3期。

关键技术壁垒，充分推动科学技术突破。而科学技术突破正是新质生产力发展的基础支撑。2023 年 12 月，中央经济工作会议强调要“以科技创新推动产业创新，特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能，发展新质生产力”。科学技术突破可有效改善劳动资料、调整生产关系，进一步通过其与产业的深度融合提高全要素生产率，助力科学技术创新成果转化为现实生产力，^①助推新质生产力发展。另外，科学技术突破也可通过培育绿色低碳发展模式、培育循环经​​济业态等方式，助力传统生产力实现绿色化的深刻变革，稳步推动新质生产力发展。基于上述理论分析，提出以下预期假设：

H2：科学技术突破在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥机制传导作用。

根据新经济地理学所指，产业集聚作为一类经济地理现象，对区域内部甚至区域之间要素配置均具有重要影响。聚焦数字经济核心产业视角，其空间集聚继承数字技术与新型基础设施的网络效应特征，利于数字平台的信息流、资本市场的资金流及劳动市场的劳动力形成系统化网络，可催动要素市场规模持续扩容，充分纾解要素错配现象，赋能生产要素合理配置。^②同时，数字经济核心产业集聚表征相关主体地理位置层面的集中，可衍生市场竞争效应、形成竞争发展格局，逐渐迫使低生产率淘汰，并驱动生产要素流向高生产率企业，在一定程度上促使生产要素配置得以改善。而生产要素合理配置可以实现生产要素市场规模扩容、合理流动，为新质生产力发展夯实生产要素支撑。具体而言，生产要素配置可推动国内应用场景丰富的优势渐次凸显，有效促进数字经济与实体经济深度融合，进一步催生新商业模式与新经济场景，以此助力新质生产力发展。另外，生产要素配置亦可持续催生人工智能、虚拟现实、自动制造等新质生产工具，释放价值“乘数效应”赋能生产力升级与创新，以此促进新质生产力发展。基于上述理论分析，提出以下预期假设：

H3：生产要素配置在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥机制传导作用。

内生增长理论指出，产业集聚具有溢出效应与融合效应，可促进产业结构变革助力经济增长。置于本文研究视角，数字经济核心产业集聚具有典型的溢出效应，可促进各类资源、信息、知识共享与流动，催动各产业部门技术含量不断提升。由此，对应产业结构也由劳动密集型、资本密集型逐步转向技术密集型和知识密集型，扎实推动产业结构升级。同时，数字经济核心产业集聚也可推动数字技术进步，进一步通过技术扩散与产业关联效应实现数字技术与产业系统全方位、全链条与全周期的融合，充分促进传统产业数字化转型与智能化升级，^③赋能产业结构升级。而产业结构升级所孕育的发展动能具有典型的创新属性与成长特征，可有效催动新质生产力发展。具体而言，产业结构升级可促使传统简单劳动升级为复杂劳动、智能劳动，催动一般资本转化为数字资本、数据资本，以量的累积和质的提升驱动新质生产力发展。此外，产业结构升级也可形成链式集成创新模式，深化行业内部与行业之间的创新协作，带动上下游产业创新能力不断提升，稳步推动先进技术跃迁，助力新质生产力发展。基于上述理论分析，提出以下预期假设：

① 黄先海、高亚兴：《数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究》，《中国工业经济》2023 年第 11 期。

② 张治栋、赵必武：《互联网产业集聚能否缓解地区资源错配——基于长三角 41 个城市的经验分析》，《科技进步与对策》2021 年第 13 期。

③ 宋培、白雪洁、李琳：《数字产业创新对产业结构现代化的影响研究》，《科学学研究》2024 年第 1 期。

H4：产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥机制传导作用。

四、模型构建、变量选取与样本说明

（一）模型构建

基准回归模型。为充分厘清数字经济核心产业集聚与新质生产力发展的关系，设定如下模型进行基本假设验证：

$$Nycives_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cialomy_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中， $Nycives$ 表征新质生产力；下标 i 与 t 分别表示城市与年份； α_0 、 α_1 、 α_2 依次代表截距项、解释变量影响系数与控制变量影响系数； $Cialomy$ 代表数字经济核心产业集聚； μ_i 、 λ_t 、 ε_{it} 依次表征区域固定效应、时间固定效应与随机扰动项。

机制检验模型。前文述及，科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响效应中均发挥机制传导作用。考虑到学界对于逐步检验是否适用于经济学领域仍存在争议，遵循江艇的中介效应操作建议，^①构建机制检验模型如下：

$$Nycives_{it} = \beta_0 + \beta_1 M_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 Cialomy_{it} + \delta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中， M 表示中介变量，包括科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级。另需说明的是，式（2）用于验证“M对Y的影响应该是直接而显然的”、式（3）用于检验“D对M的因果关系”。当 β_1 、 δ_1 均显著为正时，说明传导机制存在。

（二）变量选取

设定新质生产力发展为被解释变量，使用符号 $Nycives$ 表示。就本质而言，新质生产力具有高科技、高效能、高质量等典型特征，以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，以全要素生产率大幅提升为核心标志，属于契合新发展理念的先质生产力质态。^②可以知悉，新质生产力属于复杂系统的集成，难以使用单一指标表示。因此，结合既有研究，^③以要素结构、价值跃迁为基础维度，构建涵括41项四级指标的评价指标体系，详见表1。在此基础上，使用熵值法测算新质生产力发展水平。

表1 新质生产力评价指标体系

① 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》2022年第5期。

② 盛朝迅：《新质生产力的形成条件与培育路径》，《经济纵横》2024年第2期。

③ 王珏：《新质生产力：一个理论框架与指标体系》，《西北大学学报（哲学社会科学版）》2024年第1期；朱富显、李瑞雪、徐晓莉：《中国新质生产力指标构建与时空演进》，《工业技术经济》2024年第3期。

一级指标	二级指标	三级指标	四级指标	单位	指标趋向
要素结构	劳动人员基础	教育普遍程度	劳动年龄人口平均受教育年限	年	正向
			未上过学人口数量	万人	负向
		人力资本结构	本科学位及以上人数	万人	正向
			专科人员数量	万人	正向
			初中、高中学历人数	万人	正向
	劳动资料投入	交通基础设施	公路建设里程	公里	正向
			铁路建设里程	公里	正向
		数字基础设施	5G 网络基站总数	座	正向
			千兆及以上速率固定宽带用户数量	亿户	正向
			超算（智算、数据）中心数量	个	正向
		能源投入	煤炭消耗总量	万吨标准煤	负向
			石油消耗总量	万吨标准煤	负向
			一次电力及其他能源消耗总量	万吨标准煤	负向
		创新投入	研究与实验发展（应用研究、试验发展）经费支出	亿元	正向
			研究与实验发展（应用研究、试验发展）人员全时当量	万人年	正向
			教育财政支出规模	亿元	正向
		生产进步	工业机器人投用数量	台	正向
			机器人安装密度	台/万人	正向
	劳动具化对象	经济	第一、二、三产业规模	亿元	正向
		环境	碳排放量	万吨	负向
价值跃迁	生产效率	人均产值	人均 GDP	万元/人	正向
		人均收入	人均工资收入	万元	正向
	技术成果	科技研究产出	发表科技论文	万篇	正向
			专利申请数量	件	正向
			专利授权数量	件	正向
		技术成果流动	技术市场成交额	亿元	正向
			国内技术市场合同签订额	亿元	正向
	产业发展	产业规模增长	第一产业增加值	亿元	正向
			第二产业增加值	亿元	正向
			第三产业增加值	亿元	正向
		新兴产业发展	战略新兴产业增加值	亿元	正向

	经济效益	宏观经济增长	社会经济生产总值	亿元	正向
		数字经济效益	数字经济指数	-	正向
			电子商务销售总额	亿元	正向
			电信业务规模	亿元	正向
			软件业务收入	亿元	正向
	绿色发展	废物排放	废水排放规模	万吨	负向
			废气排放规模（SO ₂ 、CO ₂ ）	万吨	负向
			工业固体废物产生量	万吨	负向
		环境建设	森林覆盖面积	公顷	正向
			政府环境保护公共支出	亿元	正向

设定数字经济核心产业集聚为解释变量，应用符号 *Cialomy* 表示。受限于数字产业范畴、边界并未完全明确以及具体产业形态、细分领域、统计口径尚未统一，学界在衡量数字产业集聚时普遍使用信息传输、软件和信息技术服务业以及计算机等相关领域进行模糊替代，可能导致研究结论出现偏差。因此，研究基于国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》的数字产业明确范围，使用区位熵测算数字经济核心产业集聚水平，公式如下：

$$Cialomy = \frac{Edry_{it}/Es_{it}}{\sum Edry_{it} / \sum Es_{it}}$$

(4)

式中，*Edry_{it}* 表示*i*城市*t*时期的数字产业从业人员规模，*Es_{it}* 表示*i*城市*t*时期的全部从业人员规模。

设定科学技术突破为第一中介变量，采用符号 *Sicoughs* 表示。2016 年 11 月，国家制造强国建设战略咨询委员会审定《工业“四基”发展目录（2016 年版）》，列出 11 个关键核心技术领域^①的 685 项技术，可系统、全面地表征科学技术突破。在此基础上，将 685 项关键核心技术同国际专利分类五级代码的描述进行爬虫数据匹配，最终获得 2769 个关键核心技术领域 IPC 代码。需要指出的是，专利申请、授权数量可能存在截断偏差，即专利由申请至授权至少存在 1-5 年的滞后时限。因此，直接使用研究期内的专利申请、授权数量衡量科学技术突破，必然导致观测专利数量存在低估。鉴于此，借鉴吴超鹏的处理方式，^②收集 2000-2016 年专利、申请授权的具体时间，随后应用如下公式对专利数量进行调整，公式如下：

$$K_{adj} = \frac{K_{raw}}{\sum_{s=0}^{2022-t} T_s}, 2017 \leq t \leq 2022$$

(5)

式中，*K_{adj}* 表示*t*年申请且最终获得授权的专利数量，*K_{raw}* 代表*t*年申请并于 2022 年前获得授权的专

① 11 个关键核心技术领域包括：新一代信息技术、高档数控机床和机器人、航空航天装备、海洋工程装备及高技术船舶、先进轨道交通装备、节能与新能源汽车、电力装备、农业装备、新材料、生物医药及高性能医疗器械和其他。

② 吴超鹏、严泽浩：《政府基金引导与企业核心技术突破：机制与效应》，《经济研究》2023 年第 6 期。

利数量， T_s 表示专利申请到授权的专利平均时间。在此基础上，使用调整后的关键核心技术领域授权专利数量加 1 的自然对数衡量科学技术突破。

设定生产要素配置为第二中介变量，使用符号 $Actros$ 表示。借鉴白俊红等的研究，^①先行使用超越对数形式的生产函数测算要素市场扭曲程度，模型如下：

$$\ln M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 \ln E_{it} + \varphi_2 \ln C_{it} + 1/2 \varphi_3 \ln^2 E_{it} + 1/2 \varphi_4 \ln^2 C_{it} + \varphi_5 \ln E_{it} \ln C_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， M 含义为区域产出，使用区域 GDP 表示，并利用 GDP 平减指数将其调整为 2013 年不变价。 E 含义为区域劳动力，使用地区年末单位就业人数表示。 K 含义为区域资本存量，使用区域固定资产投资总额表示，并利用固定资产投资价格指数将其调整为 2013 年不变价。在此基础上，使用永续存盘法计算资本存量，折旧率设定为 9.6%，增长率设定为 13.84%。随后，对 E 、 K 依次求导，获得劳动要素与资本要素边际产出，模型如下：

$$Mo_E = (\varphi_1 + \varphi_3 \ln E + \varphi_5 \ln C)M / E \quad (7)$$

$$Mo_C = (\varphi_2 + \varphi_4 \ln C + \varphi_5 \ln E)M / C \quad (8)$$

当中， Mo_E 、 Mo_C 依次代表劳动要素与资本要素的边际产出。由此，可获得要素市场扭曲指数，模型如下：

$$Actros_E = Mo_E / w \quad (9)$$

$$Actros_C = Mo_C / r \quad (10)$$

其中， w 代表劳动力价格，使用城镇单位就业人员平均工资表示； r 为资本要素价格，使用当年中央银行 12 个月贷款利率均值衡量。在此基础上，求得二者平均指数并将其做相反数处理，用以表示生产要素配置水平。

设定产业结构升级为第三中介变量，应用符号 $Irading$ 表示。通常，学界在衡量产业结构升级时，普遍通过测算产业结构合理化与产业结构高级化指数。产业结构高级化测算方面，使用第二产业与第三产业的比值表示；产业合理化测算方面，使用改进泰尔指数测算得到，模型如下：

$$Irading_R = \sum_{i=1}^n \left(\frac{M_i}{M} \right) \ln \left(\frac{M_i/E_i}{M/E} \right), \quad n=1,2,3 \quad (11)$$

在此基础上，借鉴张欣艳等的研究，^②设定产业结构高级化、产业结构化的权重分别为 0.318、0.682，最终合成为产业结构升级综合指标。

新质生产力作为一项复杂系统，可能存在其他干扰性因素影响研究结论。为确保研究结论的可靠性，

① 白俊红、卞元超：《要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失》，《中国工业经济》2016 年第 11 期。

② 张欣艳、谢璐华、肖建华：《政府采购、数字经济发展与产业结构升级》，《当代财经》2024 年第 3 期。

结合已有研究，^①控制如下变量：

（1）国际贸易合作（*Idetion*），国际贸易合作利于引进前沿技术与国外资本，支持新质生产力发展，应用实际使用外资规模的对数表示。（2）环境规制强度（*Eoryity*），环境规制强度可倒逼生产技术绿色化改造升级，驱动新质生产力发展，使用工业污染治理完成投资额的对数表示。（3）市场发展水平（*Mentel*），市场发展水平可以通过供需关系调控，引导资源流向技术创新与产业升级的领域，助推新质生产力发展，使用樊纲编撰的《中国市场化指数》表示。（4）金融科技水平（*Fialevel*），作为链接科技与产业的重要工具，金融科技发展可通过金融资源支持科技创新、成果转化，服务新质生产力发展，使用地级市金融科技公司的数量+1 取自然对数表示。（5）交通运输水平（*Tinevel*），良好交通运输水平可以促进区域生产要素自由流动，为新质生产力发展提供支撑，使用货运总量的对数作为交通运输水平的代理变量。（6）高新企业基础（*Fprises*），高新技术企业数量对于技术创新、成果转化具有重要影响，可助力新质生产力发展，应用高新技术企业数量的对数表示。

（三）样本说明

基于数据可得性与样本可比性，研究剔除克拉玛依市、吐鲁番市、日喀则市、昌都市、林芝市、山南市、那曲市。同时，考虑到北京、天津、上海、重庆及香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省的特殊行政地位，将上述区域剔除，选择中国其余 286 个地级及以上城市作为样本，设定时间跨度为 2013–2022 年。样本数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》及各省（区、市）统计年鉴，以及 CEIC 中国统计数据库、国泰安数据库、中国微观经济数据库、国家（地方）统计局、中国人民银行及国家知识产权局。针对部分城市某些年份的数据遗缺，使用插值法予以补齐。

研究主要变量描述性统计如表 2 所示。可以发现，新质生产力最大值为 0.7422，仍有较大提升空间。同时，数字经济核心产业集聚最大值达到 4.8594。可能原因在于，深圳、广州等城市已经率先建成千亿级别数字经济核心产业集聚园区，对应数字经济核心产业集聚水平相对较高。

表 2 变量描述性统计

	变量含义	变量符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新质生产力发展	<i>Nycives</i>	2860	0.5362	0.0983	0.1013	0.7422
解释变量	数字经济核心产业集聚	<i>Cialomy</i>	2860	1.9836	1.8352	0.1307	4.8594
中介变量	科学技术突破	<i>Sicoughs</i>	2860	4.1326	1.7923	1.5355	9.2742

① 朱东波、张相伟：《数字金融通过技术创新促进产业结构升级了吗？》，《科研管理》2023 年第 7 期；王红建、王靖茹、曹瑜强：《金融科技、结构性去杠杆与债务市场竞争中性——基于资本结构动态调整视角》，《统计研究》2024 年第 1 期；阎虹戎、刘灿雷、高超：《从领先到辐射——高新技术企业的创新成效与溢出效应》，《南开经济研究》2023 年第 2 期。

	生产要素配置	<i>Actros</i>	2860	0.9835	0.8924	0.3577	2.4681
	产业结构升级	<i>Irading</i>	2860	1.5072	0.6284	0.5383	4.8742
控制变量	国际贸易合作	<i>Idetion</i>	2860	2.9522	0.1829	0.1073	8.9533
	环境规制强度	<i>Eoryity</i>	2860	1.1524	0.4561	0.8507	2.9853
	市场发展水平	<i>Mentel</i>	2860	1.8527	0.4322	1.1924	4.6288
	金融科技水平	<i>Fialevel</i>	2860	1.6352	0.8152	0.9653	3.0715
	交通运输水平	<i>Tinevel</i>	2860	2.1014	0.2981	1.0142	3.1819
	高新企业基础	<i>Fprises</i>	2860	0.7582	0.6987	0.1549	2.8234

五、实证分析

（一）基准回归

Hausman 检验显示 P 值为 0.0000，表明固定效应模型估计结果优于随机效应模型。由此，应用固定效应模型进行实证检验，结果如表 3 所示。可以知悉，在逐步引入控制变量之后，数字经济核心产业集聚的回归系数均为正数，且均在 1%水平上高度显著，说明数字经济核心产业集聚对新质生产力发展具有显著正向影响，假设 H1 得到初步验证。分析原因可能在于，数字经济核心产业集聚可通过释放叠加与倍增效应助力产业发展、借助溢出与传递效应助力技术创新范式变革，为新质生产力发展提供动能。同时，数字经济核心产业集聚亦可依托数字技术与数据要素的赋能与配置优势，凭借质量变革驱动要素组合效能提升，以此提升要素生产效率，助推新质生产力发展。

表 3 基准回归结果

	<i>Nycives</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Cialomy</i>	2.9832*** (0.5954)	2.6509*** (0.5118)	2.1237*** (0.4108)	1.9836*** (0.3999)	1.6244*** (0.3349)	1.1724*** (0.2349)	1.0938*** (0.1960)
<i>Idetion</i>		0.9783*** (0.1889)	0.8245*** (0.1595)	0.7319*** (0.1476)	0.6004*** (0.1238)	0.5821*** (0.1167)	0.4133*** (0.0741)
<i>Eoryity</i>			0.3527*** (0.0700)	0.3146*** (0.0606)	0.2837*** (0.0525)	0.2602** (0.1308)	0.2312** (0.1133)
<i>Mentel</i>				0.1502* (0.0894)	0.1133* (0.0616)	0.0913** (0.4207)	0.0764** (0.0341)
<i>Fialevel</i>					0.1834** (0.0841)	0.1202** (0.0509)	0.0835*** (0.0163)

<i>Tinevel</i>						-0.0572 (0.0532)	0.0413* (0.0226)
<i>Fprises</i>							0.0804*** (0.0199)
常数项	15.3491*** (3.0946)	12.7371*** (2.6262)	13.1918*** (2.6436)	14.1624*** (2.5381)	13.7855*** (2.7368)	13.6908*** (2.6369)	13.1517*** (2.43411)
样本量	2860	2860	2860	2860	2860	2860	2860
R^2	0.5321	0.5972	0.6363	0.6824	0.7375	0.8026	0.8946

注：***、**、*依次表示在 1%、5%、10%水平上显著，（）内数值为稳健性标准误，下表均同。

（二）内生性检验

考虑到数字经济核心产业集聚与新质生产力发展可能存在双向因果关系以及存在其他遗漏的重要变量，以至于出现内生性问题导致回归结论出现偏误。为有效避免内生性问题的影响，借鉴王丹等的研究，^①设定数字经济核心产业集聚的滞后一期为工具变量，引入 gmm2s 估计方法开展内生性检验，具体结果如表 4 所示。可以知悉，检验结果拒绝工具变量识别不足与弱工具变量的假设，表明变量选取有效。另外，数据显示数字经济核心产业集聚的滞后一期系数为 1.1236，仍在 1%水平上显著。这一检验结果证实，在考虑内生性问题的前提下，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展仍具有显著促进作用，辅证假设 H1 成立。

表 4 内生性检验

	<i>Nycives</i>
<i>Cialomy</i> _{<i>t</i>+1}	1.1236*** (0.2243)
<i>Contorls</i>	控制
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	23.1731
<i>Kleibergen-Paap rk F</i>	24.5882
<i>Stock-Yogo 10%临界值</i>	15.49
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i>	22.0431[0.0000]
样本量	2860
R^2	0.6213
<i>F</i>	48.5312[0.0000]

注：*Cialomy*_{*t*+1} 为数字经济核心产业集聚的滞后一期。

（三）稳健性检验

① 王丹、惠宁、许满丹：《数字经济驱动中国传统产业升级发展研究》，《统计与信息论坛》2024 年第 3 期。

第一，样本缩尾处理。为剔除异常值对研究基本结论的影响，对所有变量数据做 1%缩尾处理，并在此基础上重新回归，结果如表 5 列（1）所示。可以知悉，数字经济核心产业集聚的系数为 0.9204，在 1%水平显著，证实排除异常值问题后结论依然稳健。第二，替换测算方法。为进一步提升研究结论的准确性，将前文测算新质生产发展力指数所使用的熵值法替换为主成分分析法，结果如表 5 列（2）所示。结果显示，替换为主成分分析法之后影响系数仍然在 1%水平上显著为正，表明数字经济核心产业集聚依然对新质生产力发展产生正向推动作用，佐证假设 H1 成立。第三，考虑政策外生冲击。自 2008 年伊始，国家发展改革委陆续批复七批复 101 个地级及以上城市成为创新型城市试点。在一定程度上，创新型城市试点通过政策引导助力创新资源聚集、推动技术进步，为新质生产力发展夯实科技支撑基础。因此，删除创新型城市样本后重新回归，结果如表 5 列（3）所示。数据显示，考虑政策外生冲击后数字经济核心产业集聚的回归系数为 0.9926，在 1%水平上显著为正，证实基准回归结果仍然稳健。

表 5 稳健性检验

	样本缩尾处理	替换测算方法	考虑政策外生冲击
	(1)	(2)	(3)
<i>Cialomy</i>	0.9204*** (0.1856)	0.8036*** (0.1554)	0.9926*** (0.2047)
<i>Contorls</i>	控制	控制	控制
常数项	5.3287*** (1.0743)	6.1287*** (1.2636)	5.8916*** (1.1807)
样本量	2860	2860	1890
R^2	0.5613	0.5748	0.5123

（四）异质性检验

区域异质性检验方面，中国地理区位复杂、资源禀赋差异导致区域经济及创新能力具有明显的非均衡性。由此引发的思考是，数字经济核心产业集聚是否会对不同区域新质生产力发展产生差异化影响？为解答这一问题，根据国家统计局省级区域划分方式，将各城市按照所属区位归为东部、中部、西部及东北进行分组检验，结果如表 6 所示。结果显示，数字经济核心产业集聚对东部区域的新质生产力发展具有显著正向影响，西部、东北地区次之，中部地区最弱。究其根本，东部地区数字经济核心产业发展较为成熟，可依靠集聚效应推动技术进步，助力新质生产力发展。同时，西部、东北地区得益于“东数西算”“西部大开发”及“东北振兴”政策红利，数字经济核心产业集聚可充分发挥后发性优势促进产业结构升级、实现技术进步，为新质生产力发展提供支撑。而中部地区既无数字经济核心产业先发优势，也尚无强力政策支持，导致中部地区数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的推动效应略弱。

城市等级异质性检验方面，根据《2022 城市商业魅力排行榜》将样本城市划分为一线与二线及以下两组重新回归，结果详见表 6 列（5）、列（6）。可以知悉，相比二线及以下城市，数字经济核心产业集聚对一线城市新质生产力发展的促进作用更强。分析出现这一现象的原因可能在于，一线城市往往具有良好

产业基础与人才规模优势，且可获取更多财政扶持、税收政策等方面的优惠，为释放数字经济核心产业集聚动能推动新质生产力发展夯实基础。而二线及以下城市资源相对匮乏、基础设施建设滞后，难以充分发挥数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的推动作用。

表 6 异质性检验

	东部	中部	西部	东北	一线城市	二线及以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Cialomy</i>	1.3257*** (0.2673)	0.8524** (0.3965)	1.1036*** (0.2212)	0.9523*** (0.1707)	1.5315*** (0.2950)	1.0917*** (0.2391)
<i>Contorls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.3826*** (1.0686)	7.3964*** (1.4246)	6.3588*** (1.1769)	4.2983*** (0.8295)	5.1635*** (0.9964)	5.2437*** (1.0216)
样本量	850	800	870	340	160	2700
R^2	0.5317	0.5429	0.5318	0.5426	0.7126	0.5983

六、作用机制检验

根据前文理论分析，研究认为科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥机制传导作用。为验证上述假设，基于前文所构机制检验模型进行回归分析，检验结果如表 7 所示。

（一）科学技术突破的中介效应

表 7 列（1）、列（2）是以科学技术突破为中介变量的回归结果。列（1）数据显示，科学技术突破对新质生产力发展的影响系数显著为正，验证“M 对 Y 的影响应该是直接而显然的”这一条件成立。列（2）数据显示，数字经济核心产业集聚对科学技术突破的影响系数为 0.4518，在 1%水平上显著，说明科学技术突破是数字经济核心产业集聚促进新质生产力发展的中介变量，假设 H2 得到验证。究其根本，数字经济核心产业集聚所衍生的集聚效应、规模效应可充分强化科技政策引导，并依托数字技术形成跨空间创新联合体实现创新链、产业链、人才链、服务链、资金链深度融合，助力科学技术突破。而科学技术突破可以催生新产业、新模式、新动能，推动原创性、颠覆性科技创新成果竞相涌现，为新质生产力发展注入“源头活水”。

（二）生产要素配置的中介效应

表 7 列（3）、列（4）是以生产要素配置为中介变量的回归结果。根据列（3）数据显示，生产要素配置对新质生产力发展的影响系数为 0.6204，在 1%水平上显著，可进行下一步检验。结合列（4）数据可知，数字经济核心产业集聚对生产要素配置的影响在 1%水平上显著为正，验证“D 对 M 的因果关系”。综上，

可以判定生产要素配置在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥中介效应，假设 H3 得到验证。分析根本原因所在，数字经济产业集聚可通过洼地效应吸引数据、资本、劳动以及物流、资金流、信息流集聚，并通过产业竞争机制、政策引导机制作用实现合理分配，促进生产要素合理配置。而生产要素合理配置可促进传统生产力形态变迁，通过动力、效率、质量变革，驱动全要素生产率提升，进一步助推新质生产力涌现。

（三）产业结构升级的中介效应

表 7 列（5）、列（6）是以产业结构升级为中介变量的回归结果。分析列（5）数据可知，产业结构升级的回归系数在 1%水平上显著为正，说明产业结构升级与新质生产力发展具有直接而显然的关系，可开展后续检验。列（6）数据显示，数字经济核心产业集聚对产业结构升级的影响系数为 0.5316，在 1%水平上显著为正。综合上述回归结果可以断定，产业结构升级是数字经济核心产业集聚促进新质生产力发展的中介变量，假设 H4 得到验证。深度解析该传导机制成立的根本原因，数字经济核心产业集聚可释放技术融合效应，促进高新技术与先进适用技术同传统产业融合，助力传统产业结构升级。同时，数字经济核心产业集聚也可依托数字技术治理能效，充分提高资源节约集约利用水平，扎实推动传统产业实现绿色低碳结构转型。在一定程度上，产业结构转型可充分提升产业高端化、绿色化、智能化水平，形成以战略新兴产业、未来产业为骨干的现代化产业体系，夯实新质生产力发展基础。

表 7 作用机制检验

	<i>Nycives</i>	<i>Sicoughs</i>	<i>Nycives</i>	<i>Actros</i>	<i>Nycives</i>	<i>Irading</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Sicoughs</i>	0.5132*** (0.0993)					
<i>Actros</i>			0.6204*** (0.1279)			
<i>Irading</i>					0.5836*** (0.1046)	
<i>Cialomy</i>		0.4518*** (0.0911)		0.5254*** (0.1053)		0.5316*** (0.1055)
常数项	8.3612*** (1.6104)	5.0429*** (0.9334)	8.1613*** (1.5749)	6.2482*** (1.2173)	7.1345*** (1.4066)	6.0308*** (1.4954)
<i>Contorls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2860	2860	2860	2860	2860	2860
<i>R</i> ²	0.6017	0.5982	0.5317	0.6283	0.5986	0.5318

七、结论与建议

（一）结论

在一定程度上，稳步推动新质生产力发展既是顺应技术革命与产业变革的必由之路，也是构筑国际经济竞争优势与掌握国际分工主导的战略选择。研究基于 2013—2022 年中国 286 个地级及以上城市面板数据，实证检验数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响效应与作用机制。实证结果表明，（1）数字经济核心产业集聚对新质生产力发展具有显著正向影响，且该结论经过内生性与稳健性检验后依然成立。（2）数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响呈现“东部>西部>东北>中部”“一线城市>二线及以下”差异格局。（3）科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥机制传导作用。

（二）建议

根植于上述研究结论，提出如下建议：

第一，以打造数字集群为主线，夯实新质生产力发展条件。基准回归结果显示，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展具有正向推动作用。因此，政府部门应当锚定数字经济核心产业集聚这一主线，着力打造数字产业集群，夯实新质生产力发展条件。具体而言，中央及省级政府部门应当遴选一批具有良好数字经济基础、数字技术领衔优势的地区作为数字经济核心产业集群试点，通过配套出台相关政策制度、制定集群发展路线进行试点运行。进一步地，通过示范带动、复制推广形成全方位数字经济核心产业集群发展态势，筑牢新质生产力发展的基础条件。同时，政府部门应当引导产业服务平台、技术转化机构入驻集聚园区，以此延展集聚边界，为数字经济核心产业集聚提供全方位服务，筑牢新质生产力发展的基本条件。此外，针对广州、深圳等已经建立千亿级别数字经济核心产业集聚园区的城市，应当着力推进国际数字产业开放合作，以此汲取国外技术经验、产业优势形成具有国际竞争力的产业集群，进而驱动新质生产力发展。

第二，以区域协同发展为抓手，稳步推动新质生产力发展。异质性检验结果显示，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响呈现“东部>西部>东北>中部”差异格局。有鉴于此，政府部门及龙头数字企业应当以区域协同发展为抓手，稳步推动新质生产力发展。东部地区龙头数字企业应当在现有“东数西算”项目的基础上，持续推进“东数西算”工程扩容，逐步打造城市层面的“东数西算”“东数中储”“东技北延”的协同发展模式，充分发散东部地区领先优势带动其他区域共同技术进步，赋能新质生产力发展。另外，西部及东北地区应当依托政策支持优势，着力推动产业结构优化和转型升级，加快建立现代化产业体系，以此驱动新质生产力发展。

第三，以科学技术突破为重点，筑牢新质生产力发展路径。中介效应检验结果显示，科学技术突破在数字经济核心产业集聚对新质生产力发展的影响中发挥中介效应。并且，科学技术通过应用于生产过程、渗透在生产力诸多要素，以此转化为实际生产能力，促进并引起生产力的深刻变革和巨大发展，助力新质生产力涌现。为此，政府部门及龙头数字企业应当以科学技术突破为重点，筑牢新质生产力发展路径。具体而言，政府部门以及龙头数字企业应当协力并进，围绕社会经济发展的重点应用场景凝练关键科技问题，系统部署一批牵引未来产业、战略新兴产业发展的重大科技项目、科技工程，形成以应用场景带动科研攻

关、成果转化与产业培育的新发展模式，助力新质生产力发展。另外，中央政府应当围绕北京、上海、粤港澳大湾区等科创中心优势，打造具有国际领先水平的创新创业生态，支持新质生产力发展。

