

当代经济管理
Contemporary Economic Management
ISSN 1673-0461, CN 13-1356/F

《当代经济管理》网络首发论文

题目：新质生产力何以影响全要素生产率：科技创新效应的机理与检验
作者：蔡湘杰，贺正楚
网络首发日期：2024-05-10
引用格式：蔡湘杰，贺正楚. 新质生产力何以影响全要素生产率：科技创新效应的机理与检验[J/OL]. 当代经济管理.
<https://link.cnki.net/urlid/13.1356.f.20240509.1637.009>



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。

新质生产力何以影响全要素生产率： 科技创新效应的机理与检验

蔡湘杰¹，贺正楚²

(1.湖南农业大学 公共管理与法学学院，湖南 长沙 410128；
2.湘潭大学 商学院，湖南 湘潭 411105)

[摘要] 科技创新是新质生产力的核心驱动力，全要素生产率的提升是新质生产力形成与发展的核心标志。基于此，以“量的积累、质的提升、新的拓展”三维向度为目标层，以“劳动者、劳动对象、劳动资料”为准则层，构建新质生产力发展的综合评价指标体系。采用中介效应模型、空间杜宾模型、门限效应模型，探讨新质生产力对全要素生产率的影响路径、空间溢出效应，以及差异性科技创新能力之下的异质性作用。研究发现：新质生产力能促进全要素生产率提升，具有空间溢出效应。进一步研究发现：新质生产力与全要素生产率形成非线性正“U型”关系，即促进作用来源于高水平新质生产力；科技创新在新质生产力对全要素生产率影响中形成中介效应及门限效应；区域层面，新质生产力对全要素生产率的影响呈现明显异质性特征。据此，从培育新质生产力、增强区域科技创新能力等方面，为提升区域全要素生产率提供参考。

[关键词] 新质生产力；评价指标体系；全要素生产率；科技创新能力

[中图分类号] F014.1；F123.16

[文献标识码] A

一、引言

“积极培育新能源、新材料、先进制造、电子信息等战略性新兴产业，积极培育未来产业，加快形成新质生产力，增强发展新动能”^[1]，习近平总书记这段论述为我国新时代生产力发展擘画了行动指南，对加快构建国内国际双循环的新发展格局，以经济高质量发展赋能中国式现代化具有重要意义。新质生产力是基于我国经济发展时代特征所提出的新概念，是马克思生产力中国化的最新成果，代表着中国特色社会主义实践进程中生产力发展实现了新跃迁^[2]。“生产力”这一观念最早来源于古典政治经济学，传统生产力与马克思生产力理论在此基础上逐步形成并拓展。传统生产力理论强调人类利用自然、征服自然所创造物质产品的总量，认为生产力是人类对客观自然进行能动改造后，生产出丰富的物质产品并创造物质财富的能力^[3]。马克思在不同语境和语义中，针对不同对象，多次对生产力的内涵进行深化拓展，但马克思对于生产力概念并未明确定义。马克思多角度的阐述指引我们可从人与自然和谐共处，从量与质两个维度的辩证统一来理解生产力，即生产力发展既应注重生产总量，更应注重生产质量^[4]。新质生产力的形成源于中国特色社会主义建设实践，其形成是一个漫长的过程，具体来看，即体现为社会主义生产力在“量”上的生产总量积累，也体现为生产过程及产品“质”的提升，并立足于科技创新凸显生产力向“新”方向拓展的潜力。

新质生产力是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的当

基金项目：国家社会科学基金资助项目“我国半导体产业链脆弱性影响因素、形成机理及缓释路径研究”（22BJL121）；湖南省自然科学基金资助项目“新兴技术价值链跨界融合‘数智化’路径创新研究”（2021JJ30223）；教育部人文社会科学研究项目“中国半导体产业链韧性的生成逻辑、动态评价与政策协同研究”（23YJC790102）。

作者简介：蔡湘杰（1997—），男，湖南岳阳人，湖南农业大学公共管理与法学学院博士研究生，研究方向为产业创新管理；贺正楚（1968—），男，湖南衡阳人，本文通讯作者，湘潭大学商学院教授、博士研究生导师，研究方向为产业创新管理。

代先进生产力, 它以劳动者、劳动资料与劳动对象及其优化组合的质变为基本内涵, 是立足于我国特定的经济条件及发展战略所形成的新质态生产力^[5]。现有关于新质生产力的研究围绕新质生产力内涵、效应、形成动因及实践路径展开。对于新质生产力内涵, 高质量发展、科技创新、新兴产业和未来产业是新质生产力“新”之所在^[6]; 新质生产力涉及到的是发展前景广阔、富含创新驱动、技术含量高的新领域, 以技术创新驱动劳动者与劳动资料发生质变是新质生产力质态维度“跃迁”的关键^[7]; “新质”代表在本质、质态上区别于传统生产力, “生产力”则代表需要应用于实际生产并形成经济效益^[8]。对于新质生产力效应, 认为新质生产力通过催生新型生产组织形态, 赋能创新生态系统, 推动核心主导产业、潜在关联产业、交叉融合产业、新兴产业及未来产业实现交互动进进而赋能经济高质量发展^[9]; 数字新质生产力通过协调农村产业和城乡结构、开放拓展农业资源与市场、绿色理念引领低碳发展、创新驱动农产品质量、农民共享发展成果促进农业高质量发展^[10]。对于新质生产力的形成动因, 认为在大国竞争背景下, 打造一流企业、提升国际竞争优势和构建人类命运共同体是新质生产力形成的理论逻辑^[11]。新类型要素、新型需求、要素组合效率、“企业集合”上的新结构与新形态、新质生产关系是新质生产力的形成逻辑^[12]。对于新质生产力的实践路径, 认为整合科技创新资源, 深化关键性体制机制改革、培育新兴产业及未来产业、优化人才管理模式和培育方式、实现科技高水平自立自强、以高质量发展为首要任务是新质生产力的具体实践路径^[13-14]。

全要素生产率是指生产活动在一定时间内以单位总投入与所得总产出衡量出的生产效率, 来源于技术进步、规模效应和效率改善。现有研究已从多层次、多视角对全要素生产率的影响因素、效应进行分析。对于影响因素, 一是从企业层面考察, 相关文献涉及到数字化转型、知识产权保护和区域产业政策等方面, 企业数字化转型能提升全要素生产率, 在管理效率较高、规模较大、资产流动性较低的企业中促进效应更为明显^[15]。知识产权保护能通过外来技术溢出、自主创新、地方重点产业政策通过竞争效应和成本效应推动企业全要素生产率提升^[16-17]。二是从产业层面考察, 产学研协同发展、产业协同集聚、数字经济、环境规制等方面均是推动全要素生产率提升的重要因素^[18-21]。对于效应, 宏观和中观层面的效应是研究重点, 农业全要素生产率通过夯实产业体系、带动农业现代化赋能实现农业强国建设^[22]。我国货币政策有效性下降的主要因素之一是全要素生产率增速下滑^[23]。

综上所述, 现有研究从多维度、多视角对新质生产力和全要素生产率进行了分析与讨论。但已有研究存在以下局限: 一是研究视角局限。已有新质生产力研究聚焦于新质生产力对战略性新兴产业与未来产业的影响, 鲜有学者考察新质生产力对于区域全要素生产率的影响效应及作用机制。二是研究方法局限。对于新质生产力, 现有文献大多采用定性方式进行理论分析; 鲜有文献通过构造新质生产力评价指标体系对新质生产力进行测度, 并进一步以定量方式考察新质生产力效应。三是框架分析局限, 尚未有学者依据“量、质、新”三层目标框架对新质生产力进行具体阐述。对于新质生产力, 量的积累是基础, 质的提升是关键, 新的拓展是靶向, 区域新质生产力发展状况应以全要素生产力提升为重要标志, 科技创新是新质生产力的核心驱动力。为补充相关研究, 本文厘清了新质生产力与全要素生产率之间的影响机理, 分析了新质生产力的空间溢出效应并考察科技创新驱动作用。通过本文研究, 为实现我国经济高质量发展, 拓展全要素生产率提升新路径, 以新质生产力赋能中国式现代化提供了实践依据与理论支撑。

二、理论分析与研究假设

(一) 新质生产力与全要素生产率

新质生产力发展体现为三个维度, 即劳动者、劳动资料与劳动对象。新质生产力是在马克思生产力理论上立足于中国特色社会主义实践的生产力, 与传统高资源投入、高耗能、

低效率、低科技含量的生产力相区别,是高阶、高质量、科技革命性、创新性、高效能的生产力,基于已有技术、知识储备,以科技创新为主导,形成的新特质生产力。新质生产力形成的劳动优化效应、要素深化效应、产业迭代效应能有效赋能区域全要素生产率。首先是劳动优化效应。劳动优化是指社会生产中的劳动力分配合理性增强、劳动力素质提升的过程。一方面,新质生产力发展能降低劳动力成本。新质生产力倡导的智能化、自动化生产,通过应用智能机器人、工业互联网等先进技术,形成劳动力替代,避免低效率劳动力配置。另一方面,新质生产力对劳动力素质形成更高要求,基于新的生产方式和管理策略,生产流程优化,劳动力产出效率提升。其次是要素深化效应。要素深化是指生产过程中对生产要素进行深层次利用与挖掘的过程。一方面,新一代信息技术革命下,数据成为核心要素,在数字经济规模日益增长背景下,数据要素正加速渗透到生产、消费、分配、流通各环节,社会生产可能性边界不断拓展,传统要素投入的增长约束得以突破。另一方面,在数字技术赋能下,商业模式与企业生产的数字化转型形成技术与管理创新协同的巨大合力,传统资本与劳动要素边际产出逐渐提高。最后是产业迭代效应。产业迭代是传统产业生产方式与产品进行替代或更新,新兴产业与未来产业开始孕育或发展的过程。一方面,依托新质生产力培育而来的新兴产业及未来产业,如新能源汽车、集成电路、生物医药等,将有效优化经济结构,促进经济向多元化增长极发展模式转变,形成新产业链和新产业部门,增强区域发展潜力,提升产业结构合理性,进一步构筑现代化产业体系。另一方面,新质生产力的发展将有效推动高技术产业领域转型升级并提升传统产业附加值,通过调整商业模式、引入新知识与技术,推动传统产销模式向智能化、数字化、绿色化转型,生产效率提升,产品向多样化、高端化转变。根据上述分析,得到新质生产力对区域全要素生产率的影响机理(见图1)。

同时,各地新质生产力发展引致的生产要素加速流动、资源共享、多元主体协同发展使得各区域交互动性不断深化。一方面,由于新质生产力水平的差异化特征,区域间形成模仿与学习效应,提升了地理关联或经济关联地区的要素、知识、技术的溢出能力与吸收能力。另一方面,随着新质生产力深入发展,地区发展活力持续释放,地区间各产业跨区域协同程度日渐加深,也能促进空间关联地区全要素生产率提升。因此,本文认为新质生产力对空间关联地区形成空间溢出效应。

此外,新质生产力作为先进生产力,有助于优化区域资源配置效率,提升区域创新能力,实现传统产业转型、孕育发展新兴产业及未来产业。但新质生产力对区域全要素生产率的影响可能存在“生产率悖论”,劳动者、劳动资料与劳动对象的革新对全要素生产率发挥作用可能存在一定程度滞后。新质生产力是形成发展新动能的必然要求,长期来看对区域全要素生产率必然形成颠覆性的影响。然而,依据全要素生产率的定义,全要素生产率不仅取决于劳动力投入和区域总产出,更受技术进步的影响。短期内,当新质生产力劳动优化、要素深化、产业迭代效应存在时滞性时,便可能出现技术进步引致的“生产率悖论”,导致要素生产率增速滞后于产出增速,从而抑制了全要素生产率。对于要素变动而言,新质生产力具备的创造性、互补性和替代性将深刻影响不同产业的生产结构,依据任务模型和资本增进型技术进步模型,新质生产力能形成强大的智能化分析、处理与采集能力,能替代程式化劳动并对高技能劳动者形成补充,但此过程存在时限^[24]。且在新质生产力形成初期,新兴产业、未来产业发展尚不成熟,要素转型替代过程可能呈现信息错配、成本扩张等低效状态,对区域全要素生产率提升形成阻碍。

鉴于上述分析,提出3个研究假设:

H1: 新质生产力能促进全要素生产率提升。

H2: 新质生产力对全要素生产率具有空间溢出效应。

H3: 新质生产力对全要素生产率的影响呈现为先抑制后促进的正“U型”关系。

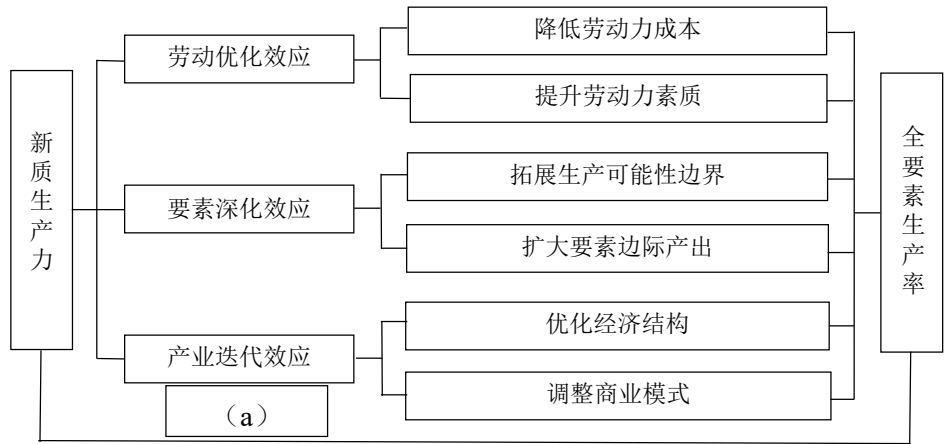


图1 新质生产力对全要素生产率的影响路径

（二）新质生产力、科技创新与全要素生产率

新质生产力通过形成新生产要素、新产销模式和创新生态系统赋能科技创新。首先，劳动力与资本是工业化时代的核心要素。数字经济时代，随着新一代信息技术的革新与普及，社会生产开始以数据要素为核心。一方面，数据要素应用的信息化、网络化与智能化特点能够缓解信息不对称的矛盾，在宏观层面推动政府实行智慧治理、改善资源配置、优化宏观调控，在微观层面降低企业交易过程中运输、搜寻、跟踪、验证和复制成本。另一方面，数据要素的共享性特点深刻影响劳动模式，生产要素的划分开始向创造性与非创造性转变，具备跨学科知识、创新思维的人才成为要素转型的重要标志。其次，新质生产力整合知识、技术与信息等基础要素推动形成新的产销模式。一方面，从供给侧来看，以新质生产力为依托形成的智能化信息平台能增强市场供需匹配度，避免企业过度生产、无效生产，生产周期循环更为通畅，资金链运转更为高效，增强企业技术吸收能力，降低创新成本。另一方面，从需求侧来看，新质生产力对于产业的赋能形成规模经济效应，为应对市场多元化、高质化需求，同质性企业间的竞争强度提升，促使企业进行创新行为。最后，新质生产力作为具有时代性的先进生产力，能促进以智能化、数字化为要点的新兴产业和未来产业孕育发展，培育具有多链式融合性、高韧性特征的创新生态系统。一方面，新质生产力的培育鼓励产业发展、技术创新和人才培养三者有机融合，三者融合构建出产业链、创新链、人才链和机制链相互交织的生态系统，这种综合性变革为实现高效持续性的科技创新奠定坚实基础^[25]。另一方面，新质生产力发展推动创新系统释放共享效应，创新链中的差异化种群在相互反馈、相互合作中实现技术溢出，产业链各环节的信息联动能力增强，跨区域创新群体协同合作引致知识传播与技术扩散，形成资源禀赋优势，进而提升创新强度。

科技创新以开发新产品、提供新服务和优化管理模式为目的，包括技术创新、知识创新和管理创新三方面，三者是推动全要素生产率提升的关键因素。以基础研究与应用研究两个维度考察科技创新对全要素生产率的影响。首先是基础研究，基础研究主要通过人力资本积累与知识溢出赋能全要素生产率。对于人力资本累积，基础研究形成的新知识、新发现、新理念等要求劳动力具有创新精神与创新能力。社会创新思维既由人力总量决定，也由劳动使用性质决定。在基础研究扩张并推动经济社会发展同时，依托前人的知识也能提高劳动力素质，形成以人力资本数量拓展知识储备、以知识储备提升劳动力质量的良性互动，从而促进全要素生产率提升。对于知识溢出，基础研究形成的新技术、新学说和新知识等将及时高效扩散至多个主体，不受时空条件的限制，研究成果将赋予公共产品属性，逐步处于无耗损流通状态，间接作用于企业技术进步，推动全要素生产率提升。其次是应用研究，应用研究体现为由基础理论知识上升到物化知识形态的转型，是科技创新的实践表象，其目的在于推动科技成果转化，包括实现成果的广泛应用和商业化拓展。应用研究通过自主式创新和模式式

创新赋能全要素生产率。对于自主式创新，通过对基础研究成果的消化吸收，应用研究将知识形态成果转化为具有应用和商业价值的新产品或发明专利等实物形态，此类物质形态的转变属于自主创新范畴，具有前沿性、突破性特征并具备一定风险，对全要素生产率的促进作用明显^[26]。对于模仿式创新，是基于已有生产技术，通过改进技术、生产工艺的方式实现物化形态转变的过程。对于创新能力较弱的企业，可通过模仿式创新降低创新成本，形成“后发优势”，以渐进式全要素生产率提升向高创新能力企业收敛。

综上，科技创新在新质生产力对全要素生产率影响的中介作用体现为：新质生产力通过形成新生产要素、新产销模式和创新生态系统推动区域科技创新；区域科技创新通过基础研究和应用研究两个维度赋能全要素生产率，其中基础研究包括人力资本积累和知识溢出，应用研究包括自主式创新和模仿式创新。新质生产力通过科技创新对区域全要素生产率的影响关系见图 2。由此，提出 3 个研究假设：

- H4：新质生产力对科技创新起到促进作用。
- H5：科技创新对全要素生产率起到促进作用。
- H6：科技创新在新质生产力与全要素生产率之间起到中介作用。

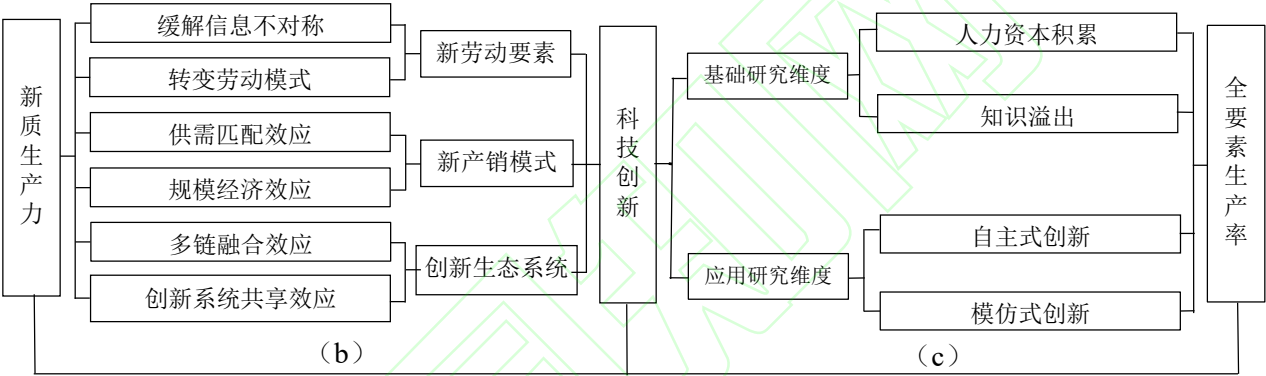


图 2 科技创新中介变量影响路径

（三）科技创新门限效应

科技创新不仅作为中介变量，区域科技创新能力差异也可能影响新质生产力与全要素生产率之间的关系。事实上，创新要素配置、创新成本、创新环境等因素对区域科技创新能力至关重要，科技创新能力可能需要达到一定阈值，才能切实发挥新质生产力对全要素生产率的促进作用，原因在于当科技创新水平较弱时，依托高素质劳动力、新生产要素进行创新活动引致的组织架构调整、旧设备更新、管理模式优化，可能极大增加管理成本、产销成本、研发成本。当区域科技创新能力较弱时，新质生产力对全要素生产率的抑制效应大于促进效应。例如，在科技创新能力位于低水平时，区域虽具备高素质人才、高端生产要素，由于新兴产业与未来产业处于发展孕育的初步阶段，但新工艺、新产品和新商业模式可能无法快速成型并进行规模化应用，故区域科技创新投入产出效率偏低，因此无法支撑区域全要素生产率提升。而随着区域科技创新能力提升，将高质量劳动力、劳动资料投入到科技创新实践中，科技创新水平达到一定阈值时，由于成本降低、知识累计、商业模式优化、创新规模效应等因素，将强化科技创新的价值创造并提高科技成果转化效率，因而使得新质生产力对全要素生产率的促进效应愈加显著。同时，区域科技创新能力越强，科技成果转化能力越突出，越有利于集中优质创新资源，达到科技创新能力、科创成果转化、优质资源集中的良性循环状态。此外，科技创新能力更强的地区更有意愿提升区域全要素生产率，相关人才、产业、金融制度和配套政策将为发挥新质生产力效能提供实际支撑。有鉴于此，本文认为科技创新会影响新质生产力对全要素生产率的驱动效应。提出研究假设：

H7：科技创新在新质生产力对全要素生产率影响中的门限效应显著，存在科技创新的有效阈值。

综上，本文理论模型如图 3 所示：

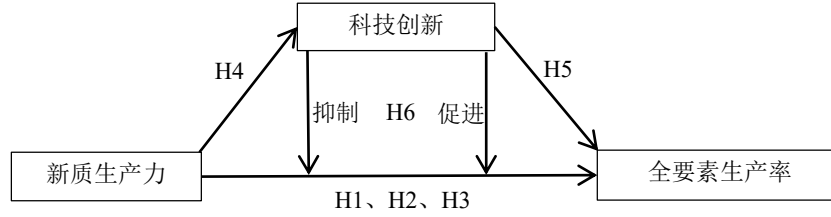


图 3 理论模型

三、研究设计

（一）数据来源与数据处理

本文采用除港澳台、西藏外的我国 30 个省份（含省、自治区、直辖市）层面的 2012—2022 年面板数据。相关原始数据来源于国家统计局和《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国教育统计年鉴》，以及工信部和发改委遴选的“宽带中国”战略试点名单、IFR 联盟、省级政府工作报告、北京大学数字普惠金融指数、国家企业信用信息公示系统为数据源的启信宝数据库、中国研究数据服务平台（CNRDS），部分缺失数据采用插补法补齐。

（二）研究方法：新质生产力指标体系评价方法

基于本文构建的新质生产力综合评价指标体系，首先采用熵权法测度指标权重。

依据指标权重进一步采用 TOPSIS 法测算综合评分。TOPSIS 法依据评价对象与正、负理想解之间贴近距离进行排序，通过对指标正、负理想解进行测度，采用正、负理想解的距离之差计算相对贴进度，依据贴进度优劣排序，步骤如下：

步骤 1，依据指标权重，构建规范化决策矩阵（ A ），计算公式：

$$A = W \cdot C = [e_{ij}]_{m \times n} \quad (1)$$

其中 C 为规范化矩阵， W 为权重向量。

步骤 2，确定指标正（ R^+ ）、负（ R^- ）理想解：

$$R^+ = \left\{ \max_i R_{ij} \right\} ; \quad R^- = \left\{ \min_i R_{ij} \right\} \quad (2)$$

步骤 3，计算评价指标与正（ R_j^+ ）、负（ R_j^- ）理想解的欧氏距离：

$$T_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (R_{ij} - R_j^+)^2} ; \quad T_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (R_{ij} - R_j^-)^2} \quad (3)$$

步骤 4，计算相对贴进度（ T_i ）：

$$T_i = T_i^- / (T_i^+ + T_i^-) \quad (4)$$

（三）变量选取

1. 被解释变量

区域全要素生产率（ TFP ）采用数据包络模型（DEA-Malmquist 指数法）算出，数据包络模型需采用投入与产出指标，劳动投入采用区域就业人数衡量，资本投入采用永续盘存法得出，测算过程如下：采用 2012 年固定资本净值作为基期资本存量 K_0 ；第 t 年新增投资额 I_t 采用第 t 年与第 $t-1$ 年固定资产原价之差表示，并根据固定资产投资价格指数调整为 2012 年不变价格；本年度折旧 Z_t 采用第 t 年与第 $t-1$ 年累计折旧之差表示，用 Z_t 除以第 $t-1$ 年固定资产原价得到第 t 年折旧率 δ_t ；2012 年后各年的资本存量采用公式 $K_t = I_t + (1 - \delta_t)K_{t-1}$ 计算得出，最后根据计算所得各期资本投入与劳动投入，测算区域全要素生产率。

2.解释变量

解释变量为新质生产力发展指数（*NQP*）。目前鲜有文献测度新质生产力发展水平，有学者从劳动者、劳动资料与劳动对象出发构建新质生产力评价指标体系^[27]。本文以劳动者、劳动对象和劳动资料为准则层，从新质生产力“量的积累、质的提升、新的拓展”三维目标出发，构建新质生产力综合评价指标体系，具体见表1。

表1 新质生产力评价指标体系

准则层	目标层	一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量	属性		
劳动者	量的累积	劳动者就业	就业结构	第三产业就业比重	第三产业就业人数/总就业人数	正		
		劳动者产出	经济产出	人均 GDP	GDP/总人口	正		
		劳动者收入	经济收入	人均工资	地区在岗职工平均工资	正		
	质的提升	劳动者素质	文化程度	平均受教育年限	[（未上学人口数×0）+（小学人数×6）+（初中人数×9）+（高中人数×12）+（大专+本科+研究生）×16]/6岁及以上人口数	正		
				高等教育人数占比	大学文化程度人数/6岁及以上人口数	正		
		劳动者技能	劳动力培育经费	教育经费	教育支出/财政总支出	正		
	新的拓展	劳动者精神	劳动者创新精神	创新人力投入	R&D 人员全时当量	正		
		劳动者创业精神	创业活跃度	每百人新创企业数		正		
		劳动者潜能	知识积累潜能	高等院校在校学生结构	地区高等院校在校学生数/人口总数	正		
	劳动对象	量的累积	产业发展	产业总量	电信业务	地区电信业务总量	正	
软件业务					地区软件业务收入	正		
电子商务					地区电子商务销售额	正		
快递业务					地区快递量	正		
		绿色生态	生态资源总量	绿色资源	地区森林覆盖率	正		
				企业发展质量	企业信息化水平	电子商务交易活动企业数/企业总数	正	
					企业网站普及程度	企业拥有网站数/企业数	正	
				产业发展	智能化程度	机器人安装密度	地区工业机器人安装数×（地区工业就业人数/全国总就业人数）	正
质的提升			数字经济发展质量	数字经济政策中心度	省级政府工作报告中与数字经济相关的关键词词频统计数	正		
		绿色生态	绿色生产质量	污染防治质量	化学需氧量排放/GDP	负		
					二氧化硫排放/GDP	负		
新的拓展		科技创新	科技创新产出	新产品经济产出	新产品销售收入/GDP 比重	正		
				新产品项目产出	新产品开发项目数	正		
			科技创新投入	专利产出	人均专利申请数	正		
				经济投入	新产品开发经费	正		
		绿色创新	绿色发明成果	绿色专利占比	R&D 经费投入强度	正		
					绿色专利申请数/专利申请数	正		
					每万人绿色专利量	正		
劳动资料	量的累积	基础设施	基础设施总量	数字基础设施	互联网宽带接入端口	正		
					互联网域名数	正		
					长途光缆线路长度	正		
				传统基础设施	铁路营业里程	正		
		生产能源	能源利用数量	人均电力利用	公路里程	正		
				人均天然气利用	电力消费量/地区总人口	正		
					天然气供气总量/地区总人口	正		
	质的提升	基础设施	基础设施质量	数字基础设施质量	省(市)宽带中国试点城市数量/省(市)地级市数量	正		
					数字普惠金融覆盖广度	正		
传统基础设施质量				等级公路里程	正			
				人均铁路营业里程	正			
生产能源		能源利用质量	能源强度	能源消耗量/GDP	负			
			绿色能源消耗水平	能源消费结构低碳化指数	正			
			新的拓展	基础设施	基础设施建设潜力	基础设施应用与发展	数字普惠金融使用深度	正
							科学技术支出占比	正
技术设备创新	R&D 经费中仪器和设备支出占比	正						
	生产能源	能源利用潜力	污染防治潜力	废气治理设施处理能力	正			

3.中介变量及门限变量

中介变量和门限变量为区域科技创新能力（*STAOI*）。关于区域科技创新水平衡量，采用中国科技发展战略研究小组联合中国科学院大学、中国创新创业管理研究中心编写的《中

国区域创新能力评价报告》，报告从知识创造、知识获取、企业创新、创新环境、创新绩效 5 个维度测算区域科技创新能力。

4.控制变量

对区域全要素生产率的影响因素进行分析，选用表 2 所示控制变量。

表 2 控制变量及其定义

控制变量名称	符号	变量解释
社会消费水平	LSC	社会消费品零售总额/GDP
政府干预程度	DGI	财政支出/GDP
就业密度	EI	就业人员数/行政区划面积
对外开放程度	OOW	货物进出口金额/GDP
交通基础设施水平	LTI	公路里程/总人口

(四) 模型设定

构建式 (5) 验证新质生产力对全要素生产率的影响：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQP_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \mu_i + \varphi_i + \omega_{it} \quad (5)$$

式 (5) 中， TFP_{it} 表示区域全要素生产率， NQP 为新质生产力指数， Z_{it} 为控制变量， μ_i 为个体效应， φ_i 为时间效应， ω_{it} 为随机扰动项，下同。

为考察新质生产力与全要素生产率之间的非线性关系，模型如下：

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQP_{it} + \alpha_2 NQP_{it}^2 + \alpha_3 Z_{it} + \mu_i + \varphi_i + \omega_{it} \quad (6)$$

式 (6) 中， NQP_{it}^2 代表新质生产力指数二次项。

为验证科技创新的中介效应，采用逐步回归法建立递归方程，模型如下：

$$STAOI_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQP_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \varphi_i + \omega_{it} \quad (7)$$

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 NQP_{it} + \gamma_2 STAOI_{it} + \gamma_3 Z_{it} + \mu_i + \varphi_i + \omega_{it} \quad (8)$$

进一步采用门限回归模型探究科技创新在新质生产力与全要素生产率之间门限效应。根据门限效应检验的门限值，将科技创新划分为多区间，分别进行参数估计。模型如下：

$$TFP_{it} = \delta_0 + \delta_1 Z + \rho_1 NQP_{it} I(STAOI_{it} \leq \delta_1) + \rho_2 NQP_{it} I(STAOI_{it} > \delta_1) + \mu_i + \varphi_i + \omega_{it} \quad (9)$$

式 (9) 中， $I(\cdot)$ 为示性函数； $STAOI$ 为门限变量科技创新。

为探究新质生产力对全要素生产率影响的空间效应。本文设定空间滞后模型 (SEM)、空间误差模型 (SAR)、空间杜宾模型 (SDM)，依据相关检验选择适当模型。

$$TFP_{it} = A_0 + \rho W \times TFP_{it} + A_1 NQP_{it} + AZ_{it} + \omega_{it} \quad (10)$$

$$TFP_{it} = B_0 + B_1 NQP_{it} + BZ_{it} + \omega_{it}, \quad \omega_{it} = \sigma W \vartheta_{it} + \omega_{it} \quad (11)$$

$$TFP_{it} = C_0 + \rho W \times TFP_{it} + C_1 NQP_{it} + AZ_{it} + \delta W \times NQP_{it} + \delta_1 W \times Z_{it} + \omega_{it} \quad (12)$$

式 (10)~(12) 中， W 为空间矩阵， ρ 为空间滞后系数， $W \vartheta_{it}$ 为空间滞后误差变量， σ 为空间误差系数， ω_{it} 与 ϑ_{it} 为扰动项， δ 与 δ_1 为空间滞后项系数。

四、实证结果与分析

(一) 变量描述性统计

指标描述性统计如表 3。区域全要素生产率均值为 0.845，最大值为 2.804，最小值为 0.284；新质生产力指数最大值为 0.616，最小值为 0.059，二者差距均较大，说明 2012—2022 年我国各地区新质生产力、全要素生产率变化明显，且存在较大差异；研究期间内，各地区社会消费水平、就业密度、交通基础设施水平等控制变量均呈现不同程度的变化。各主要变量方差膨胀系数 (VIF) 在 0 和 10 之间，表明本文选择的变量不存在共线性问题。

表 3 各主要变量描述性统计

变量类别	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值	VIF	1/VIF	观测值
------	------	-----	-----	-----	-----	-----	-------	-----

被解释变量	<i>TFP</i>	0.845	0.385	0.284	2.804	—	—	330
解释变量	<i>NQP</i>	0.169	0.092	0.059	0.616	2.920	0.343	330
解释变量二次项	<i>NQP2</i>	0.037	0.050	0.003	0.379	—	—	330
中介变量	<i>STAOI</i>	29.330	10.800	15.780	68.840	5.690	0.176	330
门限变量	<i>LSC</i>	0.382	0.070	0.219	0.538	1.160	0.866	330
	<i>DGI</i>	0.246	0.101	0.095	0.643	2.850	0.351	330
控制变量	<i>EI</i>	0.026	0.039	0.000	0.026	2.720	0.367	330
	<i>OOW</i>	0.261	0.274	0.008	0.261	4.990	0.200	330
	<i>LTI</i>	39.990	25.080	5.161	146.500	3.370	0.297	330

（二）新质生产力对全要素生产率影响的基准回归

依据上文回归模型，首先进行豪斯曼检验，结果显示适用固定效应模型。基准回归结果见表 4。由模型（1）和模型（2）可知，采用 OLS 和固定效应模型，*NQP* 的回归系数均为正，在 1%的水平上显著，表明新质生产力对区域全要素生产率形成显著正向促进作用，假设 H1 得以验证。伴随着新质生产力孕育发展，区域劳动力质量与资本投入效率不断提升，技术持续进步，进而推动区域全要素生产率提升。由模型（3）可知，*NQP* 的回归系数为正，在 1%的水平上显著，新质生产力通过赋能区域创新主体要素与资金体系、政策体系、法律体系等环境要素协同互促发展，提升区域科技创新能力，假设 H4 得以验证。

表 4 新质生产力对全要素生产率影响的实证检验结果

变量及统计参数	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>STAOI</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>NQP</i>	2.407*** (0.227)	2.160*** (0.284)	75.136*** (4.219)	1.016** (0.393)	-2.136** (0.737)	2.582*** (0.325)	2.546*** (0.316)
<i>STAOI</i>				0.015*** (0.004)			
<i>NQP2</i>					2.424*** (0.551)		
<i>LSC</i>	-0.634*** (0.236)	-0.535** (0.241)	18.430*** (3.586)	-0.816*** (0.245)	-0.785** (0.313)	-0.559** (0.261)	-0.360 (0.243)
<i>DGI</i>	1.390*** (0.251)	1.743*** (0.265)	-14.627*** (3.933)	1.966*** (0.264)	-0.877* (0.398)	2.021*** (0.280)	1.955*** (0.273)
<i>EI</i>	1.050 (0.656)	0.851 (0.658)	-0.441 (9.772)	0.857 (0.642)	-2.747 (4.439)	0.707 (0.693)	0.898 (0.680)
<i>OOW</i>	0.183* (0.109)	0.218* (0.120)	12.343*** (1.785)	0.030 (0.126)	-0.222 (0.142)	0.173 (0.126)	0.104 (0.137)
<i>LTI</i>	0.003* (0.001)	0.001 (0.001)	0.006 (0.017)	0.001 (0.001)	0.017*** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
常数项	0.162 (0.119)	0.134 (0.128)	9.749*** (1.896)	-0.014 (0.130)	0.471** (0.185)	0.077 (0.138)	0.007 (0.131)
固定效应	否	是	是	是	是	是	是
R^2	0.469	0.502	0.860	0.528	0.874	0.518	0.526
<i>N</i>			330			270	330

注: **、*、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著, 括号内为标准误, 下同。

从控制变量来看, 依据模型 (2) 的基准回归结果, 社会消费水平对新质生产力回归系数为负, 说明社会消费水平并不能直接推动企业创新, 可能是由于社会消费品零售总额对区域技术进步的影响是间接的, 社会商品的流通下资金链加速运转, 但并未立刻推动技术进步, 资本利用效率下降从而抑制了全要素生产率。政府干预程度系数为正, 表明政府通过及时制定决策、规划预算, 有效提升了区域投入产出效率和要素配置效率, 促进了全要素生产率。对外开放程度系数为正, 表明区域对外开放程度越高。一方面能够加强对国际先进知识、技术和管理模式的学习借鉴; 另一方面也能够通过提高区域竞争度, 迫使企业开展科技创新活动, 实现技术进步。

(三) 稳健性检验

本文采用缩小样本空间和滞后一期被解释变量方式进行稳健性检验。首先, 采用 2013—2021 年样本数据后再次检验新质生产力对全要素生产率的影响; 其次, 考虑到新质生产力形成效能需要一定时限, 将被解释变量滞后一期后再次进行估计。回归结果见表 4 中模型 (6) 和模型 (7)。观察发现: 稳健性检验结果与基准回归结果基本一致。

(四) 科技创新的中介效应

同时观察表 4 模型 (2)~模型 (4), 考察科技创新在新质生产力对全要素生产率影响中的中介效应。模型 (4) 中 $STAOI$ 系数为正, 在 1%的水平上显著, 表明科技创新有助于提升区域全要素生产率, 假设 H5 得以验证; 模型 (4) 中 NQP 系数为正, 在 5%的水平上显著, 对比模型 (2) 和模型 (4), 新质生产力影响全要素生产率的总效应系数 (2.160) 大于直接效应系数 (1.016); 进一步对模型 (2)~模型 (4) 回归系数进行分析, 科技创新中介效应为 1.127 (75.136×0.015), 中介效应占比为 52.176%, 表明科技创新是新质生产力促进全要素生产率提升的中介路径, 立足于新质生产力发展, 人力资本积累与知识溢出共同促进基础研究进步, 自主式创新与模仿式创新则是应用研究发展的核心方式, 基础研究与应用研究共同导引区域全要素生产率提升, 假设 H6 得以验证。

(五) 新质生产力与全要素生产率的非线性关系

依据式 (10) 探究新质生产力对全要素生产率的非线性关系。表 4 模型 (5) 可知新质生产力变量的一次项系数为负、二次项系数为正, 分别在 1%和 5%的水平上显著, 表明新质生产力对全要素生产率形成先抑制后促进的正“U 型”关系, 支持了假设 H3。依据回归结果进一步计算得到新质生产力对全要素生产率影响变化的拐点为 56.7%。这说明新质生产力发展水平并不是在所有情况下均能推动全要素生产率提升, 只有新质生产力发展到一定程度时才能形成促进作用。因此, 新质生产力与全要素生产率呈现出阶段性特征: 在新质生产力低于 56.7%时, 新质生产力尚处于发展初期, 以优质要素推动技术进步、优化管理模式的过程存在较长时滞, 创新成本增加、资源错配、产业过度承载反而给全要素生产率带来抑制作用。在新质生产力达到并高于 56.7%时, 新质生产力具备一定规模, 新兴产业及未来产业成为经济发展新动能, 科技创新系统共生性增强, 依托于新质要素、新管理模式, 创新转化效率不断提升, 技术进步时滞显著降低, 有效地促进了全要素生产率增长。

(六) 空间面板回归分析

1. 空间计量模型选择

通过空间计量检验可明确空间计量模型的选择。结果发现: LM-error 检验值并不显著, 但稳健的 LM-error 检验值为 3.123, 在 1%的水平上通过显著性检验。LM-lag 检验, 稳健的 LM-lag 检验, LR 检验均通过显著性检验。虽然从 LM 检验来看, 选择 SAR 模型更恰当, 但 LR 检验表明拒绝 SDM 模型退化为 SAR 模型的原假设, 因此考虑选择 SDM 模型^[28]。

2. 空间面板回归结果

采用空间杜宾模型回归结果见表 5。空间邻近矩阵下, 新质生产力回归系数为 0.787,

空间滞后项回归系数为 0.837，均在 1%水平上显著，表明新质生产力存在空间溢出效应。进一步考察空间溢出效应，新质生产力直接效应系数为 0.863，在 1%水平上显著，表明本地区新质生产力发展水平提高 1%时，会促进本地区全要素生产率提高 0.863%。新质生产力作为创新型、质量型、数字型、绿色型、效率型生产力，强调经济发展质量，以“数智”技术的提升赋能区域生产，在产销流程的持续变革中，孕育发展投入产出效率高、社会效益好、环保功能强，引领作用突出的新兴产业及未来产业，并在传统产业上实现数字智能化、绿色化转型，以先进技术、高效资源配置推动全要素生产率提升。新质生产力的间接效应系数为 1.314，在 1%水平上显著，表明当本地区新质生产力发展水平提高 1%时，会促进本地区全要素生产率提高 1.314%，表明高水平新质生产力地区形成扩散效应，高质量生产要素开始向周边辐射，与周边地区的协同发展有助于周边地区加强对本地区先进知识和技术的学习与应用，进一步产生集聚形态，形成规模优势，从而提升周边地区全要素生产率。同时本地区新质生产力发展将会对周边地区形成示范作用，促使周边地区推进新质生产力发展，进而实现周边地区全要素生产率提升。

表 5 空间杜宾模型回归结果及溢出效应分解结果

变量及统计参数	<i>X</i>	<i>WX</i>	直接效应	间接效应	总效应
<i>NQP</i>	0.787*** (0.229)	0.837*** (0.239)	0.863*** (0.229)	1.314*** (0.293)	2.177*** (0.319)
<i>LSC</i>	-0.335 (0.240)	-0.891* (0.355)	-0.406 (0.221)	-1.215** (0.428)	-1.621*** (0.397)
<i>DGI</i>	-1.021** (0.337)	0.842 (0.450)	-0.949** (0.309)	0.723 (0.506)	-0.226 (0.430)
<i>EI</i>	1.254 (1.355)	7.127* (3.409)	1.700 (1.333)	9.273* (4.264)	10.973* (4.595)
<i>OOW</i>	0.156 (0.111)	-0.085 (0.179)	0.155 (0.109)	-0.050 (0.232)	0.104 (0.255)
<i>LTI</i>	0.013*** (0.002)	-0.004 (0.003)	0.013*** (0.002)	-0.001 (0.003)	0.012*** (0.003)
常数项			0.319 (0.196)		
ρ			0.245*** (0.072)		
个体效应的特异误差			0.018*** (0.002)		
对数似然函数值			134.6308		

（七）科技创新门限效应

基于式（9）门限模型，首先检验科技创新是否存在门限效应，检验结果见表 6。单一门限模型的门限估计值为 17.710，*P* 值为 0.003，表明单一门限效应在 1%的水平上显著；双重门限模型的门限估计值为 17.710 和 33.640，*P* 值为 0.123；三重门限模型的 *P* 值为 0.640，双重门限和三重门限效应均未能通过显著性检验。因此，选用单一门限模型进行门限效应分析。

表 6 门限效应检验结果

门限数	门限值	<i>P</i> 值	Bootstrap 次数	95%置信区间
-----	-----	------------	--------------	---------

单一门限模型	17.710	0.003	300	[17.650, 17.820]
双重门限模型	17.710	0.123	300	[17.650, 17.820]
	33.640			[33.130, 33.710]
三重门限模型	21.160	0.640	300	[21.040, 21.170]

依据单一门限模型检验结果，单一门限估计值为 17.710，根据此估计值进行区域划分，将科技创新划分为低水平科技创新区间（ $STAOI \leq 17.710$ ）和高水平科技创新区间（ $STAOI > 17.710$ ），基于划分区间进行回归分析，回归结果见表 7。

表 7 单一门限模型回归结果

变量及统计参数	回归系数	估计标准误	T 值	$P > t $	[95% 置信区间]
LSC	-0.741	0.199	-3.720	0.000	[-1.133,-0.349]
DGI	-0.794	0.249	-3.180	0.002	[-1.285,-0.303]
EI	-2.931	2.919	-1.000	0.316	[-8.675,2.813]
OOW	-0.116	0.133	-0.880	0.381	[-0.377,0.145]
LTI	0.015	0.002	6.830	0.000	[0.011,0.019]
$NQP(STAOI \leq 17.710)$	-3.072	0.597	-5.150	0.000	[-4.246,-1.898]
$NQP(STAOI > 17.710)$	1.242	0.185	6.730	0.000	[0.878,1.605]
常数项	0.631	0.159	3.960	0.000	[0.318,0.944]
个体效应的标准差			0.500		
个体效应的特异误差			0.134		
F 检验值			39.06***		

表 7 可知，在不同科技创新水平背景下，新质生产力对全要素生产率的促进作用存在异质性。当科技创新水平低于门限阈值 17.710 时，回归系数为-3.072，并通过显著性检验。可能的原因是在区域科技创新水平较低时，依托优质要素、劳动资料所创造的新产品、新模式、新业态无法快速成型并形成规模化产销状态，导致区域投入、产出效率偏低，从而抑制了全要素生产率。当科技创新水平高于门限阈值 17.710 时，回归系数为 1.242，表明随着区域科技创新水平不断提升，由于知识累计、成本降低、商业模式优化等因素，将提高科技成果转化效率并强化科技创新价值创造，科技创新资源集聚效应逐渐显现，相关科创政策成为有效支撑。因此，随着区域科技创新水平提升，新质生产力对全要素生产率形成显著正向促进作用。

（八）区域异质性检验

考虑到各地区要素禀赋、产业基础和交通通达性等因素的差异，本文采取将 30 个省份分别以东、中、西和东北，沿海和内陆为划分标准，考察不同地区新质生产力对全要素生产率影响的差异性。沿海和内陆地区划分标准参照《中国海洋统计年鉴》沿海地区划分定义，回归结果见表 8。由表 8 可知，除东北地区外，新质生产力对全要素生产率的促进效应明显，其中西部、中部和东部地区促进作用依次递减，内陆地区的促进作用高于沿海地区。这说明经济欠发达地区可通过孕育发展新质生产力迅速提升区域全要素生产率，形成对经济发达地区的追赶之势。

表 8 区域异质性检验

变量及统计参数	TFP					
	东部	中部	西部	东北	沿海	内陆
NQP	0.964*	1.668***	6.822***	0.025	1.608***	3.018***
	(0.486)	(0.350)	(1.117)	(3.429)	(0.485)	(0.623)
LSC	-1.654**	-0.755***	-0.959**	-1.036	-2.415***	-0.089

	(0.627)	(0.230)	(0.476)	(0.609)	(0.734)	(0.286)
<i>DGI</i>	1.562***	-0.994**	3.334***	-1.091	0.747	2.199***
	(0.561)	(0.430)	(0.396)	(0.753)	(0.623)	(0.277)
<i>EI</i>	-0.569	1.786	51.940***	-35.441**	1.356	7.527**
	(1.017)	(5.852)	(8.746)	(14.744)	(1.234)	(2.910)
<i>OOW</i>	0.485**	0.080	-1.788***	0.129	0.593**	-0.349**
	(0.212)	(0.608)	(0.447)	(0.802)	(0.225)	(0.163)
<i>LTI</i>	0.003	-0.004	-0.000	-0.019*	0.018*	0.002
	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.008)	(0.010)	(0.001)
常数项	0.873**	1.042***	-0.883***	2.191***	0.620**	-0.364**
	(0.285)	(0.252)	(0.276)	(0.508)	(0.297)	(0.159)
固定效应	否	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.436	0.863	0.719	0.865	0.434	0.626
<i>N</i>	110	66	121	33	121	209

注：依据《中国海洋统计年鉴》，我国沿海地区为天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西和海南；有鉴于此，相对应的我国内陆地区为北京、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

五、结论与政策建议

科技创新既是新质生产力的驱动力，也能赋能新质生产力培育。在中国式现代化建设进程中充分发挥新质生产力效能，以生产力的能级跃迁促进全要素生产率提升具有重要意义。本文基于 2012—2022 年我国 30 个省份平衡面板数据，以“劳动者、劳动对象、劳动资料”为准则层，以“量的积累、质的提升、新的拓展”三维向度为目标层，构建新质生产力的综合评价指标体系并进行评分；对新质生产力、科技创新与全要素生产率的影响机理进行分析，通过中介效应模型、空间杜宾模型和门限效应模型进行实证检验。研究发现：新质生产力对全要素生产率具有促进作用，但促进作用体现于高水平新质生产力状况下，即新质生产力对全要素生产率形成非线性正“U 型”关系；科技创新在新质生产力对全要素生产率促进作用中形成中介效应；新质生产力不仅能够显著地提升本地区全要素生产率，而且对邻近地区形成空间溢出效应。异质性分析结果表明，在内陆地区和中、西部地区，新质生产力对全要素生产率的正向促进作用更加显著。

本文的边际贡献在于：①现有关于新质生产力的相关研究以定性探讨为主，定量分析尚不充分，本文采用定性与定量相结合的方式，考察新质生产力对全要素生产率的影响机理并进行检验，丰富新质生产力理论的相关研究。②鲜有文献对新质生产力发展水平进行衡量，本文探索性的依据生产力中的“劳动者、劳动对象、劳动资料”划分，从“量的积累、质的提升、新的拓展”三维目标出发，构建出新质生产力评价指标体系，为未来研究新质生产力提供了新的指标框架。③鉴于科技创新在新质生产力培育中的重要作用。本文将研究视角延伸至科技创新赋能效应，以整体性立场考察科技创新与新质生产力、全要素生产率的关联性，拓展了新质生产力研究边界。

依据上述结论，就如何推动新质生产力培育发展，发挥其赋能全要素生产率作用，提出如下建议：①正确把握新质生产力新质态，培育新质生产力，发挥其赋能全要素生产力的效能。对于我国实际而言，高质量发展是从“量的积累”向“质的提升”并展现“新的拓展”的重大跨越，在产业变革深入发展和新一轮科技革命形势下，亟待挖掘生产力中的活跃元素成分。一方面，要依靠基础教育实现人才储备，依托产业发展和高等教育完成管理、技术和科研人才梯队建设工作，通过互联网平台转变主体间沟通协作模式，以平台利用优化发展机制及合作模式，逐步摆脱具体劳动的时空束缚。同时，以调动人才创新主动性为目标完善人

才奖评机制, 建立以能力为依据、以贡献为导向、以公平为原则的人才评价体系, 注重对科技人才的量化考核, 优化科研环境。另一方面, 要优化产业孕育发展环境, 加强创新生态系统建设, 引导产业链、人才链、创新链等多链融合发展, 持续推动相关领域研发政策出台, 释放优质要素在创新链中的活力, 整合政产学研用等多方资源, 构建未来产业孵化器, 推动新质成果产业化发展。②加速新型数据要素渗透, 激活劳动力潜能, 强化新质生产力对科技创新的促进效应。一方面, 应加快推进数字产业化, 持续推进传统基础设施数字化升级改造, 大规模建设新型数字基础设施, 通过保障数字安全、明晰数字产权, 优化数字化网络生态, 为数字产业发展提供制度保障, 发挥数字要素供给能力并增强其对科技创新的赋能效应。另一方面, 加强劳动者权益保护, 以宽容的环境空间培育优质科研人才、技术人才, 优化人才配置结构, 增强技能学习平台供给和数字资源供给。同时, 应加快建立培育企业家精神, 强化发挥企业家作用的体制机制, 推进科技创新收益分配机制和要素价格机制改革, 最大限度激发市场创造力。③深化科技生产力作用, 完善科技创新体系, 增强科技创新能力, 以科技创新赋能区域全要素生产率。一方面, 应以基础研究赋能原始创新, 增强科技创新自主性、集成性。通过强化基础研究战略性布局, 突破“点”状专项技术创新, 谋划“点-线-面”协同的全产业链创新网络。以支持科创基金建设方式加大基础研究投入, 前瞻性地制定基础学科建设计划, 着力提升高校与科研机构科研能力。另一方面, 要鼓励龙头企业及中小企业聚焦于核心技术攻关, 积极参与“赛马”“揭榜挂帅”等创新组织活动。以科创型企业及科研机构为创新链基点, 建立“众创空间-孵化器-加速器-科技园区”的全链条式孵化体系, 提升科技创新效率。

【参考文献】

- [1] 人民网. 习近平主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会强调 牢牢把握东北的重要使命 奋力谱写东北全面振兴新篇章[EB/OL]. (2023-09-09) [2024-01-17]. <http://politics.people.com.cn/n1/2023/0909/c1024-40074002.html>.
- [2] 黄泰岩. 运用历史唯物主义世界观构建中国经济学[J]. 经济动态, 2023(1): 3-10.
- [3] 张震宇, 侯冠宇. 新质生产力赋能中国式现代化的历史逻辑、理论逻辑与现实路径[J/OL]. 当代经济管理: 1-14 [2024-02-27]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.136.F.20240227.1519.002.html>.
- [4] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.
- [5] 张斌, 李亮. “数据要素×”驱动新质生产力: 内在逻辑与实现路径[J/OL]. 当代经济管理: 1-17 [2024-04-12]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.f.20240409.1530.002.html>.
- [6] 潘建屯, 陶泓伶. 理解新质生产力内涵特征的三重维度[J/OL]. 西安交通大学学报(社会科学版): 1-10 [2024-01-17]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1329.C.20240112.1251.002.html>.
- [7] 刘洋. 深刻理解和把握发展新质生产力的内涵要义[J]. 红旗文稿, 2023(24): 20-22.
- [8] 魏崇辉. 新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J]. 理论与改革, 2023(6): 25-38.
- [9] 杜传忠, 疏爽, 李泽浩. 新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J]. 经济纵横, 2023(12): 20-28.
- [10] 王琴梅, 杨军鸽. 数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(6): 61-72.
- [11] 焦方义, 张东超. 发展战略性新兴产业与未来产业加快形成新质生产力的机理研究[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1): 110-116.
- [12] 高帆. “新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6): 127-145.
- [13] 徐政, 郑霖豪, 程梦瑶. 新质生产力助力高质量发展: 优势条件、关键问题和路径选择[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2023, 49(6): 12-22.
- [14] 蒲清平, 向往. 新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(1): 77-85.

- [15] 周冬华, 万贻健. 企业数字化能提升企业全要素生产率吗? [J]. 统计研究, 2023, 40(12): 106-118.
- [16] 赵喜仓, 徐亮, 罗雨森. 知识产权保护提升企业全要素生产率了吗?——基于中国 A 股上市公司的证据[J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2023, 25(6): 68-83.
- [17] 史九领, 张兴祥, 洪永淼. 地方重点产业政策与企业全要素生产率——基于交错型 DID 识别策略的实证分析[J/OL]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(1): 1-19[2024-04-28]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.2267.N.20231103.0858.002.html>.
- [18] 蔡湘杰, 贺正楚, 潘为华. 产学研协同对制造业全要素生产率的影响——基于创新能力中介效应和知识积累门槛效应[J]. 中国流通经济, 2023, 37(11): 115-127.
- [19] 贺正楚, 李玉洁, 吴艳. 产业协同集聚、技术创新与制造业产业链韧性[J]. 科学学研究, 2024, 42(3): 515-527.
- [20] 张微微, 王曼青, 王媛, 等. 区域数字经济发展如何影响全要素生产率?——基于创新效率的中介检验分析[J]. 中国软科学, 2023(1): 195-205.
- [21] 袁嘉琪, 卜伟, 唐雨妮. 环境规制、要素配置对工业绿色全要素生产率的影响——产出补偿还是创新补偿[J]. 管理评论, 2023, 35(10): 45-62.
- [22] 龚斌磊, 张启正. 以提升农业全要素生产率助力农业强国建设的路径[J]. 经济纵横, 2023(9): 29-37.
- [23] 陈小亮, 陈伟泽, 陈彦斌. 全要素生产率对货币政策有效性的影响研究——理论机制与数值模拟[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 203-224.
- [24] 朱琪, 刘红英. 人工智能技术变革的收入分配效应研究: 前沿进展与综述[J]. 中国人口科学, 2020(2): 111-125.
- [25] 刘友金, 冀有幸. 发展新质生产力须当拼在数字经济新赛道[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2024, 27(1): 89-99.
- [26] 曹跃群, 赵世宽, 张晗. 异质性研发投入如何影响区域经济增长——条件、空间效应与机制分析[J]. 管理评论, 2023, 35(11): 62-74.
- [27] 任宇新, 吴艳, 伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J/OL]. 财经理论与实践, 2024, 43(1): 1-8[2024-03-15]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/43.1057.F.20240318.1357.002.html>.
- [28] 于伟, 张鹏, 姬志恒. 中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(1): 23-42.