

地区新质生产力与企业出口技术升级

洪俊杰 刘晓宇

摘要：基于我国出口技术瓶颈的现实挑战，本文融合新质生产力的理论框架，从微观视角剖析了地区新质生产力对企业出口技术升级的影响效应与内在机理。研究表明：地区新质生产力的发展显著促进了企业出口技术复杂度提升，数字技术创新突破与资源配置优化构成有效传导路径；对于中东部地区的企业、资本密集型企业以及规模较大的国有企业而言，新质生产力的促进效应更为显著；新质生产力的技术溢出不仅惠及本地企业，还对周边地区企业的出口技术升级产生空间溢出效应；从长期动态视角来看，新质生产力不仅促进了企业当前的技术创新，更为其构筑了长远竞争优势。本文着力探索新质生产力驱动的出口高质量发展路径，为企业突破技术瓶颈、培育持续性出口竞争优势提供理论支撑与实践指导。

关键词：新质生产力；出口技术复杂度；创新驱动；技术溢出

[中图分类号]F752.62 [文献标识码]A [文章编号]1002-4670(2026)01-0050-20

引言

当前世界正经历百年未有之大变局，传统经济增长模式已难以满足我国的发展需求。党的二十届四中全会明确提出，要深化改革，推动高质量发展，促进科技创新和产业升级。全会精神为我国在全球复杂经济环境中实现战略性新兴产业突破、推动科技自立自强提供了强大的理论指引和实践动力。在新一轮科技革命和产业变革不断推进的背景下，新产业、新业态、新模式加速涌现，逐步孕育出兼具世界性与民族性特征的新质生产力(任保平，2024)^[1]。

近年来，我国对外开放持续深化，出口规模不断扩大，产品结构持续优化，但“量增质弱”问题也逐渐凸显。尽管高技术产业成为外贸增长的重要引擎(2025年上半年机电产品出口占比达60%)，但我国高新技术产品仍集中于技术含量和附加值较低的加工组装环节(庞珣和何晴晴，2021)^[2]。在高端芯片、精密设备等领域的

[收稿日期] 2025-03-14

[基金项目] 国家自然科学基金“绿色壁垒风险对贸易的影响、机制与应对策略”(72341019)；对外经济贸易大学研究生科研创新基金“新质生产力视域下企业出口技术升级的动力机制与实现路径研究”(202580)

[作者信息] 洪俊杰：山东财经大学教授；刘晓宇(通讯作者)：对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生，电子信箱 18764393131@163.com

进口依赖依然显著(2025 年前 4 个月机电产品进口增速达 5.7%)^①,反映出关键核心技术受制约的局面依旧严峻。同时,传统产业面临增速放缓与库存上升压力,部分劳动密集型产品出口甚至转为负增长,只能依靠“以量补价”,导致企业普遍面临“订单增加但利润下滑”的困境。加之全球贸易保护主义蔓延与市场竞争加剧,欧美推行的“中国+1”战略使部分订单向东南亚转移,长期支撑我国劳动密集型产业的价格优势被削弱,产业链结构性分化风险上升,部分行业甚至面临“空心化”风险。

面对上述困境,我国出口贸易亟需通过要素优化与技术提升实现结构性升级,而这与新质生产力的核心内涵高度契合,有望为出口贸易带来新机遇。2025 年上半年,与新质生产力密切相关的高端装备出口增速超过 20%,其中工业机器人、电动汽车、船舶与工程机械等高技术、高附加值、兼具绿色属性的产品成为出口增长的新引擎。可见,要突破外贸领域“微笑曲线”的低端锁定,应充分发挥新质生产力的创新引领作用(袁翰坤和韩民春,2024)^[3],加快核心技术自主化,增强研发能力与核心竞争力,抢占战略性新兴产业与未来产业制高点,从而提升出口产品的技术含量与附加值,推动对外贸易高质量发展。已有研究表明,数字经济、大数据、工业机器人等新质生产力要素均显著促进了企业出口技术升级(党琳等,2021^[4];梁俊伟等,2023^[5];张兵兵等,2023^[6])。但相关研究多集中于单一要素,缺乏对新质生产力多维协同机制的系统考察,尤其是区域异质性及动态效应方面的分析有待深化。鉴于此,本文基于 2012—2022 年的跨国贸易数据(CEPII-BACI)与上市公司数据(CSMAR),构建地区新质生产力评价指标体系,深入剖析其对企业出口技术升级的影响与内在机理,着力探索新质生产力驱动的出口高质量发展路径,为企业突破技术瓶颈、培育持续性出口竞争优势提供理论支撑与实践指导。

与现有文献相比,本文的边际贡献在于:第一,从新质生产力这一系统性先进生产力框架出发,突破单一技术视角,系统探究其多维要素协同作用对企业出口技术升级的驱动机制,具有重要的理论价值和现实紧迫性;第二,针对单一要素难以全面刻画新质生产力的局限,本文据其基本内涵构建多维指标体系,测度 2012—2022 年城市层面的新质生产力水平并揭示其时空演化特征,为动态把握新质生产力的发展规律提供依据;第三,本文进一步探讨了地区新质生产力的空间溢出效应与长期动态效应,有力证明了发展新质生产力是增强企业出口竞争力的重要策略手段。

一、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

出口技术升级的核心表现为出口产品技术含量提升,而出口技术复杂度作为产品质量、技术含量和生产效率的综合指标,能够反映一国出口贸易的阶段特征与演进水平。相关研究已由早期的静态测度逐步转向动态机制分析,其理论演进与全球贸易格局演变及技术革命密切相关。早期研究多沿用 Hausmann 等(2007)^[7]构建的

^①《外媒关注高科技产品引领中国出口增长——“含智量”跃升,彰显出口“含金量”(国际论道)》,《人民日报海外版》,2025-08-11。

“技术—收入”框架,重点分析基础设施(王永进等,2010^[8];卓乘风和邓峰,2018^[9])、金融深化(齐俊妍等,2011)^[10]、政府补贴(余娟娟和余东升,2018)^[11]、人力资本(周茂等,2019)^[12]等传统要素对出口技术复杂度的线性影响。随着数字技术重塑全球贸易形态,出口技术升级的研究焦点逐渐转向数字化转型、人工智能应用等新兴驱动力。其中,制造业数字化转型通过深化价值链嵌入、提升效率和优化流程显著提高了出口技术复杂度,极大拓展了出口市场边界(党琳等,2021)。张兵兵等(2023)通过实证测算,发现应用人工智能可使企业技术升级幅度提升12%~15%,对传统劳动密集型产业具有显著的“换道超车”效应。与此同时,数字贸易通过推动产业高级化并重塑全球价值链分工,形成促进出口技术升级的双重驱动力(姚战琪,2021)^[13]。值得注意的是,数字经济提升出口技术复杂度的效应具有明显的区域差异,呈现“东部集聚—中西部滞后”的空间格局(梁俊伟等,2023)。这一发现既彰显了数字技术的变革潜力,也为构建跨区域协同机制提供了现实依据。上述研究主要关注人工智能、数字化转型等新质生产力的特定要素,初步彰显了新质生产力对出口技术升级的重要作用。

在数字经济时代,技术迭代为生产力变革注入新动能,既培育出具备数字素养的高技能劳动者,又推动劳动资料的数字化升级,并拓展劳动对象的应用边界,促进数字经济与社会再生产深度融合。在此背景下,新质生产力这一整合性概念逐渐形成,被界定为“以数字技术、绿色理念和系统集成为基础的先进生产能力体系”(李晓华,2023^[14];周文和许凌云,2023^[15])。在全球产业链重塑背景下,新质生产力有助于提升我国出口产品的附加值和复杂性,推动其向中高端跃升(王建,2024)^[16]。实证研究显示,新质生产力通过改善企业生产流程与组织结构、强化研发和品牌建设,提高了企业参与国际竞争的能力(张树山和刘赵宁,2025)^[17]。同时,在贸易保护加剧的背景下,新质生产力还能增强企业应对市场不确定性的能力,缓解供需冲击带来的负面影响,提高出口稳定性(于津平等,2024)^[18],并推动出口由“量的扩张”向“质的提升”转变(蔡宏波和韩金镛,2024)^[19]。

(二)理论与研究假说

1. 数字技术创新突破在新质生产力影响企业出口技术升级中的传导作用

作为新质生产力形成与发展的核心驱动力,数字技术的创新突破通过重塑企业技术能力,成为其转化为出口竞争力的主要渠道,具体体现在产品技术含量提升与工艺技术创新两个方面。首先,在产品技术含量方面,实现核心技术自主可控是提升产品技术含量与附加值的关键(余娟娟和余东升,2018)。数字技术的持续创新推动核心技术迭代,帮助企业突破技术瓶颈,提高产品的科技属性与市场竞争力(韩文龙等,2024)^[20]。随着新质生产力加速发展,数字技术深度嵌入产品设计、研发与制造过程,极大地促进了知识传播、技术融合与成果转化,从而提升出口产品的智能化和技术含量(朱小艳,2025)^[21]。其次,在工艺技术层面,新质生产力推动数字技术赋能传统制造业与服务业的工艺流程,实现流程自动化、智能化与效率最大化,不仅缩短研发周期、降低试错成本,还提高了生产灵活性与响应速度,进而增强传统产品在动态竞争中的效率与技术稳定性。周文和许凌云(2023)指出,

工业互联网与大数据的应用使企业能够通过实时监控和参数优化不断提升工艺效率,突破传统生产模式的限制。此外,依托数据平台,数字技术能够加速知识与技术的跨领域渗透,打破组织边界,构建“基础研究—应用开发—产业化”的协同创新网络(陈鸣和王志帆,2025)^[22],从而增强企业吸收前沿技术的能力,为出口产品技术升级提供持续动力。

2. 资源配置优化在新质生产力影响企业出口技术升级中的传导作用

新质生产力的核心标志是全要素生产率的大幅提升,即要素利用效率的整体优化,这对企业资源配置提出了新的要求,主要体现在以下三个方面:第一,新质生产力以科技创新为要义,其兴起强化了社会对前沿技术、高端人才、数据要素等创新资源的关注。这种识别能力传导至企业层面,会引导企业将有限的创新资源向高附加值环节集中,减少冗余投入并淘汰低质和低效产品。这种针对创新资源的优化配置,是提升出口产品技术含量与精度最直接的方式。其中,数据驱动的决策系统能够优化产品设计与生产流程,形成算法模型支撑的技术差异化优势,助力产品技术提升(张兵兵等,2023);数字化赋能的新型劳动力兼具高端设备应用与知识迭代能力,有助于突破核心技术瓶颈、缩短研发周期并提升高质量中间品的本土应用(周茂等,2019),从而推动出口技术升级;研发投入的累积进一步壮大资本和知识密集型产业,一定程度上提升了出口技术门槛,推动企业生产从“低端同质化”向“高端差异化”转型(姚战琪,2021)。第二,新质生产力塑造智能化、柔性化的生产体系,能够降低企业获取市场信息的时滞性,缓解信息不对称导致的要素扭曲与资源错配(陈凤兰等,2022)^[23]。生产柔性 with 定制化能力的提升,使企业在外部环境或国际需求变化时能够迅速调整投入组合与技术路线,生产出符合更高技术标准的产品,为出口技术升级提供支撑。第三,新质生产力的发展本身是持续学习与快速迭代的过程,其深层传导机制体现为对组织学习的持续投入,如员工技能培训、与外部知识源的深度合作。这种对学习能力与知识管理的重视,有助于提升企业吸收、消化和转化外部先进技术的效率,是企业实现出口技术升级与保持竞争力的根本保障。

3. 新质生产力对企业出口技术升级的空间溢出效应

作为生产力的最新形态,新质生产力的扩散路径并不局限于单一区域,而是依托现代技术与新型基础设施,在天、地、空、网等多维空间实现深度融合与跨越式跃迁(黄群慧和盛方富,2024)^[24]。尤其是在国内统一大市场加速构建的背景下,新质生产力驱动的数字技术应用与资源配置呈现明显的跨区域传导效应。随着数字基础设施不断完善和区域产业协作日益紧密,这种空间溢出效应在推动企业出口技术升级中发挥了重要作用。一方面,生产资料的再分配会引发地理空间格局的动态演化。其一,新质生产力水平较高的地区通常吸引更多优质资本和高端人才,并辐射至周边区域,带动配套产业发展,进而逐步实现区域间出口技术的协同提升。这种基于地理邻近性的“资源拉动”效应有助于降低合作成本、促进知识流动与资源共享(蒋永穆和乔张媛,2024)^[25],为提升出口技术创造有利条件。其二,新质生产力促进了产学研深度融合,使技术知识与研发成果通过协作网络扩散。在由高校、科研机构与创新企业构成的协作网络中,技术知识、管理经验及研发成果通过

人才流动与协同研发平台进行非对称扩散。这一“软要素”外溢机制，与“干中学”理论高度契合，是企业提升技术内涵的重要途径(陈鸣和王志帆，2025)。另一方面，新质生产力不仅能在区域内形成集聚效应，其技术溢出与知识传导还将通过产业链与创新网络延伸至更广泛的区域。产业集群内部的知识共享机制有助于提升技术扩散效率，特别是龙头企业的技术溢出可带动上下游企业协同升级，推动产业链标准化与国际化(朱小艳，2025)。在企业层面，规模扩张促使企业在不同区域设立功能性子中心(如零部件加工、数据运营、定制服务等)。核心企业向外布局时，往往会将成熟的管理流程与标准化体系一并输出，不仅增强了分支机构的出口承接能力，更借助“链上功能外包”机制使关联方(上下游伙伴、子公司)的出口技术呈现网状空间结构。根据上述分析，本文提出如下研究假说。

假说 1：地区新质生产力的发展能够促进当地企业出口技术升级。

假说 2：数字技术创新突破和资源配置优化是新质生产力推动企业出口技术升级的有效渠道。

假说 3：新质生产力可能通过空间溢出效应影响周边地区企业的出口技术升级。

二、模型设定、变量与数据说明

(一) 模型设定

由理论分析可知，新质生产力对提升企业出口技术复杂度发挥了重要作用，为探究这一具体影响效应，本文构建如下计量模型：

$$\ln ESI_{ijct} = \alpha_1 + \alpha_2 Newp_{ct} + \alpha_3 X_{ijct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

其中，下标 i 、 j 、 c 和 t 分别表征企业、行业、城市和年份； $\ln ESI_{ijct}$ 表示城市 c 中所属行业 j 的企业 i 在 t 年的出口技术复杂度； $Newp_{ct}$ 表示城市 c 在 t 年的新质生产力水平； X_{ijct} 表示企业、行业与城市层面的控制变量； λ_i 、 λ_t 分别代表企业、年份固定效应； ε_{ijct} 为随机干扰项。

(二) 变量测度与说明

1. 被解释变量：企业出口技术复杂度($\ln ESI$)

本文采用出口技术复杂度指标来衡量企业出口技术。根据 Hausmann 等(2007)基于人均收入测算出口技术复杂度的方法，首先计算行业层面的出口技术复杂度，公式为：

$$ESI_j = \sum_n \left\{ \frac{X_{nj}/X_n}{\sum_n (X_{nj}/X_n)} \times PGDP_n \right\} \quad (2)$$

其中， n 、 j 分别代表国家(地区)、行业。 X_{nj} 表示 n 国(地区)行业 j 的出口额； X_n 表示 n 国(地区)的总出口额， $PGDP_n$ 表示 n 国(地区)的人均 GDP。具体测算时，需将 HS6 位产品编码与 ISIC Rev. 3 分类编码相匹配，继而再转换为国民经济行业分类 2 位码，最终得到我国制造业 28 个细分行业的出口技术复杂度。鉴于我国出口中初级产品占比较高，该指标未考虑产品质量差异，可能导致低复杂度产品具有较高质量、或高复杂度产品质量偏低的偏误。对此，Xu(2010)^[26] 提出引入单

位价值对收入指标进行修正。然而,有学者指出,单位价值更多反映产品价格差异,在产业政策干预与要素价格扭曲的情况下,其对产品质量差异的表征作用有限。鉴于此,本文借鉴余娟娟和余东升(2018)的方法,采用企业全要素生产率对行业出口技术复杂度进行校准,构建企业层面的出口技术复杂度指标:

$$ESI_i = \frac{TFP_i}{TFP_j} \times ESI_j \quad (3)$$

其中, TFP_i 和 TFP_j 分别表示企业 i 的全要素生产率和其所属行业 j 的平均全要素生产率。企业全要素生产率采用 LP 方法(Levinsohn and Petrin, 2003)^[27] 测算得到。经由生产率调整的出口技术复杂度,既能体现行业出口竞争力,又能反映企业自身的技术效率异质性。由于企业出口技术复杂度的测算结果数值偏高,本文对该指标取对数处理。

2. 核心解释变量:城市新质生产力(*Newp*)

学界普遍认为,新质生产力的发展植根于劳动者、劳动对象和劳动资料及其优化组合的跃升(周文和许凌云, 2023; 任保平, 2024; 黄群慧和盛方富, 2024)。其构成要素既包括以物质形态存在、直接支撑生产的新型劳动者、新型劳动对象和新型劳动资料等实体性要素,也涵盖新技术、生产组织和数据要素等非物质形态的渗透性要素。渗透性要素虽不直接承担具体生产任务,但通过提升实体要素效率、重塑生产模式和优化资源配置,促进实体要素深度融合,从而间接驱动生产进程。鉴于此,本文参考韩文龙等(2024)的框架,将新质生产力的评价体系总体划分为实体性要素与渗透性要素两个维度,并据此进行指标选取。

新质生产力的实体性要素主要包括新型劳动者、新型劳动对象和新型劳动资料。其中,新型劳动者是最活跃的主体,指具备高技术适应能力、知识迭代能力、从事知识密集型劳动与创新活动的高素质群体。新质生产力着眼于劳动者质量提升与结构优化(王奕淇和张华玮, 2025)^[28],相应的人才培育导向集中在具有重大技术突破潜力和重大发展需求的行业(洪银兴, 2024)^[29]。据此,本文从战略性新兴产业与未来产业上市公司年报中提取员工信息,并按公司注册地汇总至地级市层面。本文以两类企业的员工总数衡量新劳动者数量,以本科及以上学历占比衡量教育结构,以技术部门员工占比衡量技能结构。新型劳动资料由现代数字信息技术支撑,推动生产过程向智能化、尖端化、高精度转型,主要包括新生产工具与新基础设施。其中,新生产工具涵盖高端智能设备、数字成果等高新技术。本文依据国际机器人联合会(IFR)数据,并参考魏下海等(2020)^[30]的方法,以城市机器人安装密度作为衡量指标。新基础设施可以强化区位优势并支持人才与技术集聚,本文采用城市互联网宽带接入用户数和电信业务总量反映基础设施建设水平。新型劳动对象突破了传统物质形态范畴,既包含新能源、新材料等新型物质对象,也涵盖虚拟空间、生物基因、微观粒子等新兴领域,有效拓展了生产可能性边界。基于数据可得性,本文将新能源和新材料纳入指标体系,分别使用相关上市公司的数量与营业收入衡量两类产业的规模与产值。

新质生产力的渗透性要素主要包括新技术、生产组织和数据要素。首先,新技术是核心驱动力,贯穿新质生产力发展全过程。新技术不仅能强化新型劳动者、新型劳动对象和新型劳动资料等实体性要素,更能直接提升劳动生产率。本文从技术研发与创新产出两个子维度刻画新技术,分别映射技术投入强度与成果转化实效。前者以科技支出占地方财政支出比重和高新技术上市公司数量(按注册地统计)衡量,后者以城市年度发明专利和实用新型专利的申请量表征。其次,新质生产力彰显了数字化和绿色化的时代特征(李晓华,2023),生产组织需加速向智能化、绿色化与融合化转型(韩文龙等,2024)。据此,本文构建相应指标:一是智能化,以城市人工智能企业数量表征,其与数字普惠金融发展水平共同构成数智化体系;二是绿色化,通过环境污染治理投资、碳排放与用能权等交易费用、生活垃圾无害化处理率表征;三是融合化,采用城市数实融合指数衡量,具体遵循周密等(2024)^[31]的方法进行测算。此外,数据中蕴含的有效信息可促进传统要素扩散、提升要素协同效能,拓展新质生产力的发展边界,故将数据要素视为第三类渗透性要素,从数据要素利用和数据交易两个维度加以表征。前者参照吴非等(2021)^[32]的做法,从上市公司的年报中提取数字化转型相关词频,经对数化后取城市均值作为代理变量,后者依据城市是否设立数据交易平台进行二元赋值。

基于上述分析,本文构建了涵盖实体性与渗透性要素的地市级新质生产力评价体系,共包含22项细分指标详见表1。为减少主观赋权偏误,本文运用熵值法测算:首先对各指标进行标准化处理,其后计算权重,最终通过加权平均求得城市新质生产力水平(*Newp*)。

根据测算得到的285个地级市的新质生产力水平,本文计算了全国以及东部、中部、西部、东北四大区域的平均水平^①,并绘制了2012—2022年各区域新质生产力的演化趋势(见图1)。总体而言,各区域新质生产力与全国平均水平均呈稳步上升态势,2015年后增速明显加快,显示我国新质生产力发展取得阶段性突破。然而,受经济基础与要素禀赋差异的影响,区域间发展水平存在显著异质性,整体呈现“东高西低”格局,与韩文龙等(2024)、简新华和聂长飞(2024)^[33]的结论基本一致。具体如下:第一,东部地区持续领跑全国且增长较快,彰显出强劲的发展动能。该地区战略性新兴产业和未来产业集聚度较高,市场化与开放程度也较高,因而在前沿技术获取、信息流通和创新要素集聚方面具有突出优势,其新质生产力水平远超其他区域。第二,中部地区增势相对平稳,仅次于东部地区,2015年前增速较缓,此后逐步扩大对西部地区的领先优势。其增长受益于国家战略推动下的创新突破和产业承接能力提升,依托中部崛起战略和长江经济带建设,通过高端制造、数字经济等领域布局,形成“政策红利+创新生态”的双轮驱动模式。第三,

①区域划分标准:东部地区包括北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省;东北地区包括辽宁省、吉林省、黑龙江省;中部地区包括山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省;西部地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

表 1 新质生产力指标体系

维度	构成要素	基础指标	具体指标衡量及数据来源	属性
实体性要素	新型劳动者	新劳动者数量	战略性新兴产业和未来产业上市公司的员工数，按注册地汇总到地级市，数据来源于企业年报。	+
		新劳动者教育结构	战略性新兴产业和未来产业上市公司本科及以上学历人员占比，数据来源于企业年报。	+
		新劳动者技能结构	战略性新兴产业和未来产业上市公司技术人员占比，数据来源于企业年报。	+
	新型劳动资料	新基础设施	互联网宽带接入用户数，数据来源于城市统计年鉴。	+
			电信业务总量，数据来源于城市统计年鉴。	+
		新生产工具	机器人安装密度，参考魏下海等(2020) ^[30] 的方法测算，数据来源于国际机器人联合会(IFR)。	+
	新型劳动对象	新能源	新能源相关上市公司数量，按注册地汇总到地级市，数据来源于企业年报。	+
			新能源相关上市公司的营业收入，数据来源于企业年报。	+
		新材料	新材料相关上市公司数量，按注册地汇总到地级市，数据来源于企业年报。	+
			新材料相关上市公司的营业收入，数据来源于企业年报。	+
渗透性要素	新技术	技术研发	科技支出占地方财政支出的比重，数据来源于城市统计年鉴。	+
			高新技术上市公司数量，按注册地汇总到地级市，数据根据官方文件整理。	+
		创新产出	当年的发明专利申请量，数据来源于国家专利总局。	+
			当年的实用新型发明专利申请量，数据来源于国家专利总局。	+
	生产组织	数智化	数字普惠金融，数据来源于北京大学数字金融研究中心。	+
			人工智能企业数量，数据来源于天眼查。	+
		绿色化	环境污染治理投资，数据来源于城市统计年鉴。	+
			碳交易、用能权及排污权交易费用，数据来源于各地市级门户网站整理。	+
			生活垃圾无害化处理率，数据来源于城市统计年鉴。	+
		融合化	数实融合指数，参考周密等(2024)的方法测算，数据来源于国家知识产权局。	+
	数据要素	数据要素利用	上市公司数字化转型相关词频+1 取对数，取均值作为地市级数据要素利用水平的代理指标。相关词频参考吴非等(2021)，数据来源于企业年报。	+
		数据交易	当地有无数据交易平台，根据官方文件整理。	+

西部地区与东北地区均低于全国平均水平，且发展路径较为相近。值得注意的是，东北地区的新质生产力起初略高于西部地区，但 2014 年后被反超并逐渐拉开差距，原因在于其传统产业转型缓慢、新兴产业培育不足与科技创新动能偏弱。总体而言，不同区域新质生产力的差异反映了经济基础、资源禀赋与产业结构的多样性，也表明推进区域协调发展需坚持差异化路径，因地制宜释放新质生产力潜能。

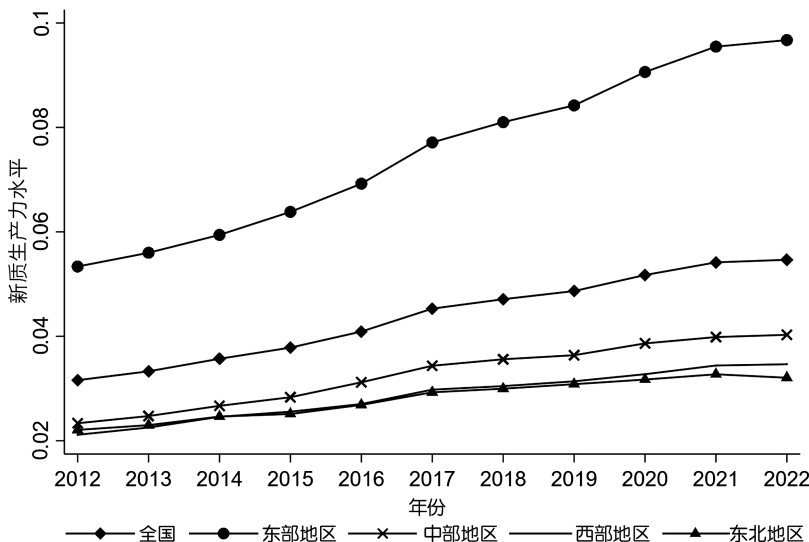


图 1 全国各区域新质生产力发展的演化趋势

3. 控制变量

本文从企业、行业和城市三个层面控制影响企业出口技术复杂度的因素。企业层面控制变量包括：(1) 企业年龄 (*Age*)，以企业存续年限加 1 的自然对数衡量；(2) 净资产收益率 (*ROE*)，用净利润与所有者权益平均余额之比衡量；(3) 研发强度 (*RD*)，以研发支出占总资产的比重衡量；(4) 股权集中度 (*Top1*)，以第一大股东的持股比例衡量；(5) 总资产周转率 (*ATO*)，用营业收入与平均资产总额之比表示；(6) 企业成长性 (*Growth*)，用营业收入同比增长率表示；(7) 融资约束 (*SA*)，用 *SA* 指数计算。行业层面引入赫芬达尔指数 (*HHI*) 衡量市场集中度。

城市层面控制变量包括：(1) 经济发展水平 (*Economy*)，以人均 GDP 的自然对数衡量；(2) 外商投资水平 (*FDI*)，用实际利用外资占 GDP 的比重衡量；(3) 政府支持力度 (*Govern*)，用一般财政支出占 GDP 的比重衡量；(4) 产业结构高级化 (*Structure*)，用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量^①。

(三) 数据来源

本文采用 2012—2022 年中国近 3 000 家制造业上市企业的面板数据进行实证分析。其中，国家间贸易数据源自 CEPII—BACI 数据库，涵盖全球 HS6 位码双边

^①限于篇幅，描述性统计结果未列出，可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

贸易数据，在测算行业出口技术复杂度时将 HS 编码转换为国民经济行业分类 2 位码。各国(地区)人均 GDP 数据源自世界银行 WDI 数据库，企业数据源于国泰安(CSMAR)数据库。样本筛选方法如下：剔除交易状态为 ST*、ST 或 PT 的企业；剔除资不抵债及当年上市的企业；剔除核心变量缺失或存在异常值的样本。城市数据主要来源于《中国城市统计年鉴》，城市新质生产力测算数据源自国家知识产权局专利数据库与天眼查平台。

三、实证分析

(一)基准回归

表 2 报告了地区新质生产力对企业出口技术复杂度的基准回归结果。第(1)列仅包含核心解释变量，未控制固定效应；第(2)列加入年份与企业双向固定效应，两列中核心解释变量系数均显著为正。第(3)—(5)列依次加入企业、行业和城市层面控制变量，核心解释变量系数均在 1%水平上显著为正，表明地区新质生产力的发展显著促进了制造业企业出口技术复杂度的提升。第(5)列结果显示，其系数为 0.0789，表明新质生产力每提高 1 单位，企业出口技术复杂度约上升 7.89%。随着逐级纳入控制变量，核心变量系数与模型的拟合优度均逐渐提高，说明模型解释力得到增强。控制变量中，净资产收益率、研发强度、股权集中度、总资产周转率、企业成长性、行业竞争度、经济发展水平、外商投资水平与政府支持力度等均呈显著正效应，表明上述因素有助于推动企业出口技术升级^①；融资约束系数则显著为负，是因为融资约束较高的企业会面临更大的研发与设备引进资金压力，不利于出口技术复杂度提升。上述结果验证了假说 1。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Newp</i>	0.0642 *** (0.0082)	0.0467 *** (0.0148)	0.0593 *** (0.0147)	0.0620 *** (0.0147)	0.0789 *** (0.0161)
企业控制变量	不控制	不控制	控制	控制	控制
行业控制变量	不控制	不控制	不控制	控制	控制
城市控制变量	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
年份、企业效应	否	是	是	是	是
观测值	19 378	19 005	19 005	19 005	19 005
R ²	0.0032	0.9059	0.9096	0.9102	0.9104

注：***、** 和 * 分别表示参数估计值在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著；括号内是经过聚类的稳健标准误；下表同。

^①限于篇幅，完整回归结果未列出，查阅同前。

(二) 稳健性分析

1. 替换核心变量

本文采用两种方法重新测度核心解释变量：其一是将以熵权法测算的城市新质生产力水平替换为以主成分分析法测算的结果，以克服赋权方法差异导致的估计偏差；其二是基于新质生产力概念的政策关注度，采用政府工作报告中关键词的词频比重作为替代变量。首先，对各城市政府工作报告进行分词处理；其次，利用 Python 自动化提取与新质生产力高度关联的 46 个关键词词频信息^①；最后，计算这些关键词在政府报告中的频次比重作为新质生产力的代理变量。此外，本文采用 OP 法和 GMM 法重新估算企业全要素生产率，并据此构建企业出口技术复杂度指标替换原被解释变量。上述方法的估计结果与基准回归基本一致，证实了核心结论的稳健性^②。

2. 剔除特殊样本

首先，鉴于 2020 年以来全球公共卫生事件对部分地区的供应链造成严重冲击，同时可能加剧了进出口管制，从而制约企业出口技术升级与地区新质生产力的发展，该时期样本可能带来非随机干扰。其次，《中国城市新质生产力发展报告 2025》显示，2024 年新质生产力排名前 20 位城市中，直辖市和省会城市占比近半^③，表明其在政策、高端要素集聚等方面具有显著优势，与普通地级市差异明显，可能影响基准结果的普适性。据此，本文对原始样本进行针对性处理：一是剔除 2020—2022 年的观测值；二是剔除直辖市和省会城市样本。处理后的回归结果显示，核心解释变量的系数绝对值与模型拟合度均高于基准回归结果，进一步增强了结论的稳健性与普适性。

(三) 内生性处理

1. 补充固定效应和遗漏变量

尽管基准回归已从企业、行业和城市三个层面控制了影响企业出口技术复杂度的因素，并加入企业与年份双向固定效应以缓解遗漏变量偏误，但仍可能存在随时间、地区或行业变化的不可观测因素。为提升因果识别的稳健性，本文进一步引入省份—年份及行业—年份联合固定效应，以削弱地方政策与产业政策调整带来的干扰。此外，已有研究表明，政府补贴、基础设施建设和金融深化均有助于促进出口技术升级（王永进等，2010；齐俊妍等，2011；余娟娟和余东升，2018）。因此，本文在原有控制变量的基础上补充三项控制变量：政府补贴（Subsidy），以企业获

①新质生产力相关词频包括：新质生产力、人工智能、科技创新、技术革新、科学发展、创新动能、颠覆性技术、突破性技术、革命性创新、新技术、前沿技术、高新技术、尖端技术、新能源、新经济、数字经济、创新经济、未来经济、新业态、数字化转型、产业升级、新模式、战略性新兴产业、未来产业、高科技产业、新动能产业、创新驱动、技术驱动、创新引领、重大突破、提高生产力、质的转变、提升生产力、高效能、高性能、高效率、高产出、高质量发展、质量优先、效益提升、高标准发展、主导技术、创新领先、科技引领、关键突破、核心技术突破。

②限于篇幅，稳健性分析的完整回归结果未列出，查阅同前。

③中国高新技术产业导报.《中国城市新质生产力发展报告 2025》发布，探索城市新质生产力培育新路径 [EB/OL]. http://www.chinahightech.com/yaowen/2025-01/11/content_284752.html, 2025-01-11。

得补贴金额的自然对数衡量；基础设施水平(Inf)，以人均公路货运量的自然对数表征；金融发展水平(Finance)，以金融机构年末存贷款总额占 GDP 的比重衡量。在控制上述因素后，新质生产力对企业出口技术复杂度的促进作用依然显著^①。

2. 考虑政策冲击的影响

在探究新质生产力对企业出口技术复杂度的影响时，制度环境可能发挥关键作用。Aghion 等(2005)^[34]指出，制度质量每提升 1 单位，研发投入对技术进步的弹性系数可增加约 0.2 个百分点。就国内而言，产业扶持、科技创新激励和自由贸易等政策可能会重塑区域制度环境，从而影响企业技术升级路径。为控制此类政策冲击，本文采用双重差分法(DID)，在城市层面构建自由贸易试验区与跨境电商综合试验区的政策虚拟变量，并分别将其引入式(1)进行估计。结果显示，制度优化能够促进出口技术升级。在控制政策因素后，新质生产力对企业出口技术升级的正向影响依旧稳健。

3. 工具变量法

企业出口技术复杂度的提升反映出了其在技术创新和产品升级方面取得的实质进展。据此推断地区新质生产力与企业出口技术复杂度之间可能存在反向因果关系。为缓解潜在内生性偏误，本文进一步采用工具变量法进行识别。首先，借鉴李天一等(2025)^[35]的方法，选取样本城市的明代进士人数作为该城市新质生产力的工具变量。具体做法是将永乐至万历的 11 个朝代分别对应 2012—2022 年，以各时期的进士数量作为工具变量。古代进士数量较多的地区通常具有较深厚的教育基础，与现代高端人才集聚密切相关，因而与新质生产力具有相关性。同时，历史时期的进士数量与当下企业出口行为不存在直接联系，满足外生性要求。其次，参考 Nunn 和 Qian(2014)^[36]的研究，选取地形起伏度作为第二个工具变量，由于该指标为横截面数据，为避免其在固定效应模型中的共线性问题，本文以“城市地形起伏度×上一年长途光缆密度”作为工具变量^②。一方面，地形特征影响城市基础设施建设和产业布局，地势平坦的地区更有利于形成优质通信网络和高技术要素集聚，符合相关性假设；另一方面，地形起伏度和光缆作为地理特征和基础设施，均不直接决定企业的技术能力，因此满足外生性约束。

表 3 报告了工具变量法的两阶段最小二乘估计结果。第一阶段回归结果显示，两个工具变量的系数均显著且系数符号合理，说明其与新质生产力具有充分相关性。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1%水平上显著，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量(25.963 和 25.413)均高于 Stock-Yogo10%临界值(16.38)，据此可拒绝弱工具变量和不可识别假设，表明工具变量选取合理。第二阶段回归结果显示，核心解释变量系数均在 5%的水平上显著为正且数值接近，表明在缓解内生性偏误后，城市新质生产力仍显著促进了企业出口技术升级。

①限于篇幅，完整回归结果未列出，查阅同前。为避免多重共线性问题，第(2)列中未纳入行业层面控制变量。

②长途光缆密度=长途光缆线路长度/行政区域面积。

表 3 工具变量检验

变量	工具变量一		工具变量二	
	第 1 阶段	第 2 阶段	第 1 阶段	第 2 阶段
<i>Newp</i>		0. 7658 ** (0. 3880)		0. 6936 ** (0. 3062)
<i>IV_history/IV_relief</i>	0. 0063 *** (0. 0012)		-0. 0017 *** (0. 0003)	
Kleibergen-Paap rk LM	28. 902 [0. 000]		19. 648 [0. 000]	
Kleibergen-Paap rk Wald F	25. 963 [16. 38]		25. 413 [16. 38]	
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份、企业效应	是	是	是	是
观测值	19 005	19 005	18 951	18 951
R ²		0. 0899		0. 0603

注：Kleibergen-Paap rk LM 为工具变量的可识别检验；Kleibergen-Paap rk Wald 为弱工具变量检验；中括号里的数值对应 LM 检验的 P 值，加粗中括号里的数值对应 Stock-Yogo 10% 临界值。

(三) 影响机制检验

前文理论分析指出，加快数字技术创新突破与资源配置优化是地区新质生产力促进企业出口技术升级的重要渠道。本文将对上述传导机制进行实证检验。鉴于传统中介效应三步法存在内生性偏误，且难以准确区分直接效应与间接效应，本文参照江艇(2022)^[37]的中介效应检验框架，重点考察核心解释变量对潜在渠道变量的影响。具体机制检验模型如下：

$$\ln ESI_{ijct} = \alpha_1 + \alpha_2 Newp_{ct} + \alpha_3 X_{ijct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijct} \tag{4}$$

$$W_{ijct} = \beta_1 + \beta_2 Newp_{ct} + \beta_3 X_{ijct} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijct} \tag{5}$$

式(4)为基准回归模型，式(5)中的 W_{ijct} 为渠道变量，其余符号与式(1)相同。

1. 对数字技术创新突破的检验

新质生产力为颠覆性技术创新，尤其是人工智能、大数据、云计算、物联网等数字技术的突破与应用。地区或企业的数字技术水平，可通过数字经济相关专利予以衡量。专利申请量能及时、真实地体现创新活跃度，且相比实用新型和外观设计专利，发明专利需经过严格的实质审查，更能反映创新的技术含量(徐翔等，2023)^[38]。因此，本文选用企业当年申请的数字经济专利总量和数字经济发明专利数量，分别作为数字技术创新活跃度与核心技术突破能力的指标^①，相关数据来源于 CNRDS 数据库。表 4 第(1)列为基准回归结果，第(2)、(5)列分别报告了城市新质生产力对企业数字技术创新及技术突破的影响。结果显示，核心解释变量系数均显著为正，表明地区新质生产力的发展显著促进了企业数字技术创新与突破。为检验异质性，本文依据企业数字技术创新与突破指标的年均值，将样本划分为“高/低创新组”和“高/低突破组”分别进行估计。表 4 第(3)、(4)列及第(6)、(7)列结果显示，在高创新组和高突破组中，新质生产力对企业数字技术创新突破的促进效应更强，表明其影响在原本创新能力较高的企业中更为突出。

①因外观设计专利不适用 IPC 分类体系，此处的数字经济专利包含发明与实用新型专利两类，均对专利申请数量加 1 取对数处理。

表 4 对数字技术创新突破的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnESI	数字技术创新	高数字创新	低数字创新	数字技术突破	高数字突破	低数字突破
Newp	0.0789 *** (0.0161)	0.2874 * (0.1685)	0.1107 *** (0.0178)	0.0550 * (0.0284)	0.3286 ** (0.1510)	0.0927 *** (0.0189)	0.0435 (0.0269)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份、企业效应	是	是	是	是	是	是	是
组间系数差异			0.056 ***			0.049 ***	
观测值	19 005	19 005	7 980	10 495	19 005	7 379	11 078
R ²	0.9104	0.8308	0.9256	0.9116	0.8260	0.9238	0.9108

注：组间系数差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验(抽样 100 次)计算得到。下表同。

既有研究证实，数字技术的应用与创新不仅能促进出口规模增长、增强出口韧性(蔡宏波和韩金镛，2024)，还能缩短同类出口产品的质量距离，推动出口产品质量与技术含量跃升(宋建和胡学萌，2024)^[39]。更高质量的创新有助于企业突破低端锁定，嵌入更高技术含量环节，从而提升出口技术复杂度(Hausmann et al.，2007；张兵兵等，2023)。特别是在新兴技术领域，持续创新通过“干中学”效应形成技术积累，推动出口结构向智能制造、数字服务等高复杂度方向升级(Baldwin and Evenett，2015)^[40]。至此，新质生产力—数字技术创新突破—企业出口技术升级传导机制的合理性得以验证。

2. 对资源配置优化的检验

为验证地区新质生产力是否通过优化资源配置影响企业出口技术复杂度，本文借鉴倪婷婷和王跃堂(2022)^[41]的方法，分别使用企业过度投资和超额雇员衡量资本与劳动力的错配程度，从而反映企业在资本与劳动力方面的配置效率。具体而言，在测算资本错配时，先估计企业当年的合理投资水平，并据此计算其过度投资程度，公式如下：

$$Invest_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 Growth_{it-1} + \gamma_3 Lev_{it-1} + \gamma_4 Roa_{it-1} + \gamma_5 Age_{it-1} + \gamma_6 Size_{it-1} + \gamma_1 Invest_{it-1} + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中， $Invest_{it}$ 表示企业固定资产投资，以固定资产原价占期初总资产的比重衡量； $Growth_{it-1}$ 为主营业务收入增长率； Lev_{it-1} 为资产负债率，以总负债占总资产的比重衡量； Roa_{it-1} 为总资产收益率； Age_{it-1} 为企业年龄； $Size_{it-1}$ 为企业规模，以总资产对数衡量； $Invest_{it-1}$ 为企业上一年的固定资产投资； $Indu$ 和 $Year$ 分别代表行业与年份虚拟变量。根据式(6)得到残差后，取绝对值作为企业过度投资的代理变量，其值越小表明资本错配程度越低、资本配置效率越高。

对于劳动力错配程度的测算，设定如下公式：

$$Employee_{it} = \eta_1 + \eta_2 Size_{it-1} + \eta_3 Capital_{it} + \eta_4 Growth_{it-1} + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

其中, $Employee_{it}$ 为企业雇员数, 以企业年末从业人数占总资产的比重衡量; $Size_{it-1}$ 为企业规模, 以总资产的对数衡量; $Capital_{it}$ 为企业资本密集度, 以固定资产占总资产的比重衡量; $Growth_{it-1}$ 为企业主营业务收入增长率。首先根据式(7)得到企业的正常雇员数即 $Employee_{it}$ 的估计值, 然后用实际雇员数减去正常雇员数, 取绝对值即可得到超额雇员指标。其值越小, 意味着劳动力错配程度越低、劳动力配置效率越高。

在实证方面, 以企业资本错配和劳动力错配为被解释变量进行回归。表 5 第(2)、(5)列显示, 核心解释变量系数均显著为负, 表明地区新质生产力的发展能够降低企业资本与劳动力错配程度, 从而优化资源配置。在此基础上, 本文依据资本和劳动力错配指标的年均值进行分组回归。表 5 第(3)、(4)列及第(6)、(7)列结果表明, 在资源错配程度较高(资源配置效率较低)的企业中, 新质生产力对其出口技术升级的促进作用更为显著, 该效应在资本和劳动力两个维度均得以验证。由于此类企业初始资源利用率偏低, 生产过程中存在较多资源错配与低效环节, 而新质生产力的发展能够有效矫正配置扭曲, 从而带来更大的出口技术边际提升。至此, 新质生产力—资源配置优化—企业出口技术升级传导机制的合理性得以验证。

表 5 对资源配置优化的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnESI	资本配置	低资本错配	高资本错配	劳动配置	低劳动错配	高劳动错配
<i>Newp</i>	0.0789 *** (0.0161)	-0.0254 ** (0.0104)	0.0650 *** (0.0209)	0.1008 *** (0.0369)	-0.2333 *** (0.0675)	0.0722 *** (0.0217)	0.0919 *** (0.0306)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份、企业效应	是	是	是	是	是	是	是
组间系数差异			0.036 *			0.020 *	
观测值	19 005	18 481	11 454	6 777	19 005	10 239	8 314
R ²	0.9104	0.2749	0.9255	0.9085	0.6225	0.9160	0.9316

(四) 异质性分析

1. 地理区位异质性

前文测算结果揭示了我国新质生产力区域发展不均衡的现象。鉴于此, 本文将样本城市划分为东、中、西部三大区域, 考察新质生产力对企业出口技术升级的区域异质性。回归结果显示, 新质生产力显著促进了东部和中部地区企业的出口技术升级, 且中部地区效应更强^①。这可能与我国制造业的梯度转移有关, 中部地区作为东部地区产业转移的主要承接地, 在政策支持和自身升级需求的驱动下, 更能将新质生产力转化为出口技术优势; 东部地区依托较完善的产业基础和国际化条件, 有利于新技术吸收扩散和高端要素集聚, 因而在推动出口技术升级方面表现稳定。相比之下, 西部地区的系数不显著, 说明新质生产力对其出口技术升级的推动作用尚未充分发挥, 主要与其新质生产力发展较晚、产业基础和数字创新资源相对薄弱有关。

①限于篇幅, 异质性分析的完整回归结果未列出, 查阅同前。

2. 要素密集度异质性

随着新质生产力加速发展,劳动力要素占比下降,资本和技术等要素的比重上升(张兵兵等,2023)。据此,本文按行业是否属于资本密集型进行异质性分析^①。回归结果显示,新质生产力显著促进了资本密集型企业的出口技术升级,但对非资本密集型企业无显著影响。这种异质性源于:一方面,非资本密集型企业在长期经营中更依赖劳动投入而非技术创新,而资本密集型企业凭借资本、规模和技术优势,更能率先吸收和应用新质生产力带来的技术进步,推动技术升级;另一方面,数字创新活动通常需要持续的资本投入和要素重组,而这恰恰是资本密集型企业的相对优势。

3. 企业产权和规模异质性

企业的产权性质与规模同样是影响新质生产力出口效应的重要因素。本文将样本分为国有企业与非国有企业,同时按企业规模年均值分为大规模企业与小规模企业两类。分组回归结果显示,新质生产力对国有企业和大规模企业的出口技术升级具有显著促进作用,对非国有企业出口技术复杂度的提升效果有限,对小规模企业则无显著影响。可能的原因在于:国有企业依托制度与政策优势,能更快速响应战略需求;大规模企业凭借完善的产业体系和较强的资源整合能力,更易将新质生产力转化为技术升级动能。相比之下,非国有企业与小规模企业虽更具市场灵活性,但在资源获取、政策支持稳定性以及抗风险能力方面存在不足,难以满足新质生产力所需的持续技术投入,因而出口技术升级受限。

四、拓展分析

(一) 空间溢出效应

现有研究指出,新质生产力的兴起与数字基础设施的完善促进了区域内及区域间的知识技术溢出(卢江等,2024^[42];黄群慧和盛方富,2024)。为检验新质生产力对企业出口技术升级的影响是否存在空间溢出效应,即邻近地区新质生产力的发展能否提升本地企业的出口技术复杂度,本文基于地理边界信息识别企业所在城市的相邻城市^②,并取其新质生产力均值作为核心解释变量进行回归^③。表6第(1)列显示,*Near_newp*系数在5%的水平上显著为正,说明存在空间正向溢出效应,相邻城市的新质生产力每提高1单位,本地企业的出口技术复杂度约上升12.17%。这种空间溢出背后,区域创新网络和产业协同发挥了重要作用。一是地理邻近性能够降低合作成本,加之数据要素的可复制与低损耗特性,加速了区域创新网络构建,使隐性知识通过人才流动、产学研合作等渠道外溢,增强了本地企业的技术吸收能力;二是数字经济时代的网络信息布局强化了行业上游与下游、生产者与消费

①资本密集型行业包括:饮料制造业、烟草加工业、造纸及纸制品业、石油加工及炼焦业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业。

②因舟山市、海口市、三亚市、拉萨市、西宁市、乌鲁木齐市和克拉玛依市缺乏地理相邻城市,故剔除上述城市样本。

③鉴于上市公司数据为非平衡面板数据,不适用于空间计量模型,故采用此方法检验空间溢出。

者、厂商与服务商的信息耦合，推动跨区域信息共享。这将优化区域产业分工，促进中间品技术标准协同升级，从而倒逼本地企业改进工艺并借助邻近地区的产业优势增强出口竞争力。至此，假说 3 得以印证。

(二) 动态效应

前文分析聚焦于地区新质生产力对企业出口技术升级的当期影响(短期效应)。事实上，新质生产力的快速发展可为企业提供持续的技术动能，其促进作用可能跨期延伸。为探究其长期动态效应，本文将新质生产力的滞后项纳入回归，以提供更丰富的经验证据。表 6 第(2)—(7)列结果显示，长期影响整体呈现“U 型复苏”与“跨期传导”并存的非线性特征。具体而言，与当期 *Newp* 的系数 0.0789(1%显著性)相比，滞后 1 期的系数略降至 0.0752，但显著性保持稳定，表明企业在吸收新质生产力的技术红利时可能存在短期调整成本(如组织调整、人力资本更新等)。滞后 2 期与滞后 3 期的系数分别上升至 0.0934 和 0.1089(均在 1%显著)，说明技术效应在中期显著增强；滞后 4 期和滞后 5 期的系数依次回落至 0.0943(5%显著性)和 0.0780(10%显著性)；滞后 6 期的系数大幅下降至 0.0368 且不再显著。

表 6 拓展分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	空间溢出	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期	滞后 4 期	滞后 5 期	滞后 6 期
<i>Near_newp</i>	0.1217** (0.0622)						
<i>Newp</i> 滞后项		0.0752*** (0.0192)	0.0934*** (0.0232)	0.1089*** (0.0322)	0.0943** (0.0373)	0.0780* (0.0440)	0.0368 (0.0670)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份、企业效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	18 664	16 032	13 711	11 677	9 439	7 710	6 129
R ²	0.9113	0.9100	0.9118	0.9133	0.9144	0.9192	0.9218

这一动态轨迹表明，地区新质生产力对企业出口技术复杂度的影响并非线性递减，而是呈现“蛰伏—复苏—扩散—消退”的波动式演进。中期效应增强主要源于三方面的跨期反馈机制：其一，知识资本具有累积性，从研发到商业化需经历“知识沉淀—技术模块化—市场渗透”的非线性转化周期，因而技术红利会在三年内集中体现；其二，产业链协同创新存在时滞性，技术标准整合与风险分担往往导致跨企业谈判与扩散形成滞后集聚效应；其三，政府的动态响应机制会通过创新券延期、定向供应链金融等政策工具对技术低谷期的创新主体给予扶持。上述机制共同构成“要素投入—系统重构—政策再激励”的正向循环，从而驱动技术升级呈现“U 型复苏”特征。进一步累积各期效应可得，新质生产力对企业出口技术复杂度的总影响系数为 0.5287^①，即单位新质生产力提升可使企业出口技术复杂度实现约 52.87%的长期增长。这表明，新质生产力不仅促进企业当前的技术创新，更为其构筑了持续性竞争优势，应作为提升出口技术竞争力的重要战略抓手。

①0.0789+0.0752+0.0934+0.1089+0.0943+0.0780=0.5287。

五、结论与政策建议

本文结合新质生产力的理论框架构建指标评估体系，从微观视角剖析了新质生产力对企业出口技术升级的影响效应与内在机理。研究表明：第一，地区新质生产力的发展显著促进了企业出口技术复杂度提升，经稳健性检验后仍成立；第二，数字技术创新突破与资源配置优化是新质生产力推动企业出口技术升级的有效渠道；第三，对于中东部地区的企业、资本密集型企业以及规模较大的国有企业而言，新质生产力的促进效应更为显著；第四，新质生产力的技术溢出不仅惠及本地企业，还对周边地区企业的出口技术升级产生空间溢出效应。从长期动态视角来看，新质生产力不仅促进了企业当前的技术创新，更为其构筑了持续性竞争优势。基于上述结论，本文提出如下建议。

第一，围绕数字技术创新突破渠道，建议构建数字技术攻坚与成果转化体系，强化创新链与产业链融合。实施区域性的数字技术研发计划，聚焦人工智能、工业互联网、高端芯片等领域，通过“揭榜挂帅”机制推动产学研协同攻关。建设科技成果中试基地和概念验证中心，提供测试场景与风险补偿，缩短技术产业化周期。同时，搭建行业级数字化转型公共服务平台，为中小企业提供低成本的智能诊断、云资源租赁和技能培训，降低数字技术应用门槛。通过贯通“研发—中试—商用”全链条，加快数字技术向出口竞争力转化。

第二，针对新质生产力的空间溢出和区域差异，建议实施梯度化区域协同策略。一是打造“核心向周边辐射”的区域协同发展格局，在长三角、粤港澳等核心城市群试点新质生产力创新示范区，共建共享实验室与中试基地，促进创新资源向周边城市扩散；二是建立跨区域利益共享机制，优化算力网络与数据要素市场布局（如“东数西算”），提升东部地区的技术策源能力。同时鼓励中西部地区承接东部地区技术溢出项目，促进沿海地区企业的技术成果向内陆地区传输，共建供应链协作网络。长期来看，应加强高校交叉学科人才培养，并利用区块链技术追踪技术溢出路径，实现策略的动态优化。

第三，针对企业类型差异，建议实施分类引导与精准赋能，激发多元主体潜力。在大型国有企业中探索技术扩散责任制，通过联合其他创新实体、技术授权、人才派驻等方式向中小企业传导创新成果，并将外溢绩效纳入考核，为民营企业 and 中小企业提供技术适配支持。对资本密集型企业提供设备更新贴息贷款，鼓励其向高附加值深加工与新材料领域延伸。对劳动密集型企业发放数字化转型补贴，降低智能化改造成本。对中西部地区企业，应完善数字基础设施，建设区域性产业创新平台，并鼓励中小城市的企业积极嵌入核心城市产业链，完善人才引进的“绿色通道”，逐步破除人才与数据的跨区域流动障碍。

〔参考文献〕

〔1〕任保平．生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑〔J〕．经济研究，2024，59（3）：12-19.

- [2] 庞珣, 何晴倩. 全球价值链中的结构性权力与国际格局演变 [J]. 中国社会科学, 2021 (9): 26-46+204-205.
- [3] 袁瀚坤, 韩民春. 新质生产力赋能对外贸易高质量发展: 理论逻辑与实现路径 [J]. 国际贸易, 2024 (3): 15-21.
- [4] 党琳, 李雪松, 申烁. 制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升 [J]. 国际贸易问题, 2021 (6): 32-47.
- [5] 梁俊伟, 黄晓敏, 何传添. 数字经济如何提升城市出口技术复杂度 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2023 (6): 1-21.
- [6] 张兵兵, 陈静, 朱晶, 等. 人工智能与企业出口技术复杂度提升 [J]. 国际贸易问题, 2023 (8): 143-157.
- [7] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 1-25.
- [8] 王永进, 盛丹, 施炳展, 等. 基础设施如何提升了出口技术复杂度? [J]. 经济研究, 2010, 45 (7): 103-115.
- [9] 卓乘风, 邓峰. 基础设施投资与制造业贸易强国建设——基于出口规模和出口技术复杂度的双重视角 [J]. 国际贸易问题, 2018 (11): 104-119.
- [10] 齐俊妍, 王永进, 施炳展, 等. 金融发展与出口技术复杂度 [J]. 世界经济, 2011, 34 (7): 91-118.
- [11] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂 [J]. 财经研究, 2018 (3): 112-124.
- [12] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据 [J]. 管理世界, 2019, 35 (5): 64-77.
- [13] 姚战琪. 数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应 [J]. 改革, 2021 (1): 50-64.
- [14] 李晓华. 新质生产力的主要特征与形成机制 [J]. 人民论坛, 2023 (21): 15-17.
- [15] 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.
- [16] 王建. 新质生产力赋能出口贸易高质量发展的机制与路径 [J]. 当代财经, 2024 (10): 113-122.
- [17] 张树山, 刘赵宁. 地区新质生产力对企业全要素生产率的影响与机制 [J]. 中国流通经济, 2025, 39 (1): 100-114.
- [18] 于津平, 李娟娟, 孙楚仁. 新质生产力与企业出口产品稳定性 [J]. 国际贸易问题, 2024 (11): 50-67.
- [19] 蔡宏波, 韩金镛. 数字技术应用与企业出口表现——以中关村国家自主创新示范区企业为例 [J]. 管理世界, 2024, 40 (5): 58-75.
- [20] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41 (6): 5-25.
- [21] 朱小艳. 新质生产力赋能制造业高质量发展路径探析 [J]. 企业经济, 2025 (6): 131-139.
- [22] 陈鸣, 王志帆. 以“数”赋能, 向“新”提质: 数据要素市场化与城市新质生产力 [J/OL]. 重庆大学学报 (社会科学版), 1-13 [2025-07-12].
- [23] 陈凤兰, 武力超, 戴翔. 制造业数字化转型与出口贸易优化 [J]. 国际贸易问题, 2022 (12): 70-89.
- [24] 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 [J]. 改革, 2024 (2): 15-24.
- [25] 蒋永穆, 乔张媛. 新质生产力: 逻辑、内涵及路径 [J]. 社会科学研究, 2024 (1): 10-18.
- [26] XU B. The Sophistication of Exports: Is China Special? [J]. China Economic Review, 2010, 21 (3): 482-493.
- [27] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003 (70): 317-341.
- [28] 王奕淇, 张华玮. 数字技术创新对城市新质生产力的影响研究 [J/OL]. 科研管理, 1-14 [2025-08-08].
- [29] 洪银兴. 新质生产力及其培育和发展. 经济学动态, 2024 (1): 3-11.
- [30] 魏下海, 张沛康, 杜宇洪. 机器人如何重塑城市劳动力市场: 移民工作任务的视角 [J]. 经济学动态, 2020 (10): 92-109.
- [31] 周密, 王雷, 郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较——基于专利共分类方法的研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024 (7): 5-27.
- [32] 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 [J]. 管理世界, 2021, 37 (7): 130-144.

- [33] 简新华, 聂长飞. 中国新质生产力水平测度及省际现状的比较分析 [J]. 经济学动态, 2024 (10): 3-20.
- [34] AGHION P, BLOOM N, BLUNDELL R, et al. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120 (2): 701-728.
- [35] 李天一, 张伟, 张玄逸. 新质生产力发展与共同富裕: 基于劳动者干中学效应的分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42 (3): 5-25.
- [36] NUNN N, QIAN N. US Food Aid and Civil Conflict [J]. American Economic Review, 2014 (6): 1630-1666.
- [37] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
- [38] 徐翔, 赵墨非, 李涛, 等. 数据要素与企业创新: 基于研发竞争的视角 [J]. 经济研究, 2023, 58 (2): 39-56.
- [39] 宋建, 胡学萌. “质量追赶”之匙: 数字技术创新的出口产品质量跃迁效应与关键路径探析 [J]. 财经研究, 2024, 50 (8): 64-78.
- [40] BALDWIN R E, EVENETT S J. Value Creation and Trade in 21st Century Manufacturing [J]. Journal of Regional Science, 2015, 55 (1): 31-50.
- [41] 倪婷婷, 王跃堂. 区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39 (11): 136-156.
- [42] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径 [J]. 重庆大学学报 (社会科学版), 2024, 30 (3): 1-17.

Regional New Quality Productive Forces and Enterprise Export Technology Upgrading

HONG Junjie LIU Xiaoyu

Abstract: In response to the persistent technological bottlenecks facing China's export sector, this study integrates the theoretical framework of new quality productive forces (NQPF) and investigates, from a micro-level perspective, how regional NQPF development influences enterprise export technology upgrading and through which mechanisms this effect operates. The findings demonstrate that regional NQPF development significantly enhances the enterprises' export technological sophistication, with innovations and breakthroughs in digital technologies and improved resource allocation serving as key transmission channels. This promoting effect is particularly pronounced for enterprises located in the central and eastern regions, capital-intensive enterprises, and large state-owned enterprises. Furthermore, the technological spillovers generated by NQPF not only benefit local enterprises but also exhibit spatial spillover effects that foster export technology upgrading in neighboring regions. From a dynamic, long-term perspective, NQPF not only stimulates current technological innovations but also helps enterprises build sustainable competitive advantages. This study contributes to exploring high-quality export development pathways driven by NQPF, and provides both theoretical foundations and practical guidance for enterprises to overcome technological constraints and cultivate sustainable export competitiveness.

Keywords: New Quality Productive Forces; Export Technological Sophistication; Innovation-driven Development; Technological Spillovers

(责任编辑 王 瀛)