

新质生产力驱动产业链现代化的理论与实证

李青青

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年6月30日; 录用日期: 2025年7月14日; 发布日期: 2025年8月15日

摘要

在新一轮科技革命与产业变革下, 新质生产力是推动产业链现代化的关键动能。在分析了新质生产力驱动产业链现代化的作用机理基础上, 选取2012~2022年我国30个省(市、区)的面板数据进行实证检验, 探讨新质生产力驱动产业链现代化的影响机制。研究发现: 新质生产力对中国式产业链现代化建设具有正向促进作用, 且通过稳健性检验; 新质生产力可通过提升产业结构升级来提高产业链现代化水平, 政府治理效能对新质生产力促进产业链现代化具有调节效应。基于地域视角对产业链现代化进行异质性分析, 进一步明确不同地理位置下新质生产力对产业链现代化水平的差异性。

关键词

新质生产力, 产业链现代化, 产业结构升级

Theoretical and Empirical Analysis on New Quality Productive Forces Driving Industrial Chain Modernization

Qingqing Li

School of Economic, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 30th, 2025; accepted: Jul. 14th, 2025; published: Aug. 15th, 2025

Abstract

Under the new round of technological revolution and industrial transformation, new-form productivity serves as a crucial driving force for the modernization of industrial chains. Based on an analysis of the mechanism through which new-form productivity drives the modernization of industrial chains, this paper further selects panel data from 30 provinces (municipalities and autonomous regions) in China from 2012 to 2022 for empirical testing, exploring the impact mechanism of new-

form productivity on driving the modernization of industrial chains. The research finds that new-form productivity positively promotes the modernization of China's industrial chains, and the results pass robustness checks. Furthermore, new-form productivity can enhance the level of industrial chain modernization by upgrading industrial structures, and government governance effectiveness has a moderating effect on the promotion of industrial chain modernization by new-form productivity. A heterogeneity analysis of industrial chain modernization from a regional perspective further clarifies the differences in the impact of new-form productivity on the level of industrial chain modernization across different geographical locations.

Keywords

New-Form Productivity, Modernization of Industrial Chains, Upgrading of Industrial Structures

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

产业链现代化是中国应对全球变局、掌握经济发展主动权的关键，也是推动经济高质量发展的必要路径。当前国际形势逆全球化动向凸显，各类“卡链”、“断链”、“掉链”现象频发，全球产业链正从效率优先转向安全优先，现阶段我国产业链在全球分工中处于中低端位置的结构性矛盾突出[1]，同时承受着低端产业转移和高端产业挤压的双重压力，各种内外部冲击下使得产业链面对的不确定性风险剧增。一方面，传统劳动密集型产业面临东南亚国家的替代压力；另一方面，高端制造领域又遭遇发达国家的技术围堵，导致产业升级面临“前堵后追”的严峻挑战。以高端装备制造为例，尽管我国在该领域取得一定进展，但核心部件如航空发动机等仍高度依赖进口。这反映，我国在全球产业链中仍面临技术瓶颈，亟待通过科技创新与产业升级来提升全球价值链位置。

新质生产力作为新时代生产力的发展形态，以科技创新为核心要素，通过深度融合先进技术和创新理念，将科技创新的潜力有效转化为实际生产动力[2]。这一发展模式将显著提升产业链的智能化与自动化水平，在优化生产流程与产品质量的同时，推动产业链向数字化、高端化方向实现结构性跃升。此外新质生产力的兴起，能有效降低传统生产力对人力和物力资源的过度依赖，促进资源的高效配置和循环利用，从而释放产业链现代化的巨大经济效益和生态效益。这种以科技创新为核心驱动力的发展模式，推动我国产业链在全球价值链中向上攀升，并为构建经济发展新格局提供强力支撑。因此，探究新质生产力如何影响及推动产业链现代化进程，不仅具有重要的理论价值，更对破解当前产业链发展面临的诸多难题、助力经济转型升级、实现中国式现代化有着深远的现实意义。

新质生产力作为驱动经济发展的新动能，一经提出便吸引了学术界广泛讨论，现有研究立足我国经济形势发展，主要研究方向聚焦于新质生产力的内涵与特征、实践路径及引致的经济效应三个维度[3]，周文和许凌云[4]认为新质生产力以科技创新为主导，运用颠覆性技术来实现生产的高效高质和低能耗，是数字时代下摆脱传统增长路径的先进生产力；李晓华从理论上厘清新质生产力具有以创新驱动为核心、发展新型产业业态等一般性特征和绿色化、数字化的时代特征[5]。就实现路径而言，龚晓莺和严宇琨认为通过不断调整生产关系，协调政府与市场的关系，夯实新时代创新型人才储备基础，能够加速新质生产力的发展[6]；张姣玉和徐政提出在中国式现代化进程中，需要从人才培育体系、数字新基建、供需匹配度、绿色低碳四个维度构建新型产业集聚模式来提升新质生产力水平[7]。新质生产力引致的经济效应

主要作用于全面建设中国式现代化产业体系、推进中国式现代化、助力中国全球价值链嵌入、保障产业链供应链安全等。

对于产业链现代化的研究,学者们大多从产业链现代化的测度及其影响机制两个方面展开,在产业链现代化测度方面,学者们依据各自的研究视角构建出不同的产业链现代化指标评价体系:姚树俊从数字化、韧性、绿色、创新和安全视角五个维度构建指标体系[8];李泽明和刘兵在构建指标上进一步优化,从产业链基础、经济、结构、创新、韧性、协同和绿色七个现代化维度构建指标体系[9],经过实证分析其都得出了相似的结论:我国产业链供应链现代化水平呈波动式上升趋势且不同地区之间具有显著差异性。此外,现有文献指出数字化转型、数字基础设施建设等要素同样对产业链现代化进程具有显著促进作用。

当前关于新质生产力对产业链现代化影响机制的研究主要集中于理论层面,张占斌认为新质生产力是我国对于马克思主义经济学的开拓和创新[10],也是对近现代崛起之路的经验总结,加快发展新质生产力,实现科技突破,抢占产业制高点,形成战略性新兴产业对推进中国式现代化具有重大的战略意义;陈梦根和张可认为新质生产力不断引领生产方式、商业模式和发展动能发生根本性变革,是引领现代化产业体系建设的重要动力源泉[11];湛泳和李胜楠揭示新质生产力以创新为引领方向、提升生产效率、扩大市场竞争效应来推进产业链现代化发展[12]。

综上,目前学术界鲜有学者同时从理论和实证来系统地探析新质生产力的影响效应。基于此,本文可能的创新点在于,立足于新质生产力与产业链现代化的内涵特征,运用省级面板数据,构建模型进行新质生产力发展在产业链层面的实证研究;从产业结构升级、政府治理效能两个角度,深入分析新质生产力驱动产业链现代化的传导机制,为推进中国式现代化产业体系建设提供理论支撑和政策启示

2. 理论与假设

2.1. 新质生产力驱动产业链现代化

新质生产力作为符合新发展理念的先进生产力质态,是加速产业链现代化建设的重要动能,其依托科技创新、要素配置重塑传统生产体系,通过促进产业链协同发展、增强产业链应对冲击的抗风险的韧性、提高产业链在全球市场的竞争能力来推进产业链现代化建设[13]。

协同发展有助于缓解我国产业链内外部发展不充分问题。新质生产力通过联通产业链间各主体生产要素,加强产业链间各企业的信息流通速率,降低产业链纵向传递的信息损耗,提升产业链纵向协同能力;培育新质生产力还能加速产业间协同发展,将不同区域、不同产业有机聚合,推进跨区域、跨产业的新型产业链发展模式落地,进而增强产业链间横向网络化协同能力[14],促进产业链现代化发展。

新质生产力是对传统生产方式的系统性革新,是生产力演进的高级形态,也是符合中国式现代化发展的生产力跃迁新形态,其能破除传统生产模式的桎梏、扩大生产范畴。一方面新质生产力利用数字化技术进行生产资料的新质革新,用智能化设备替代人力资本执行生产任务[15],在降低生产成本的同时提升产品质量和生产效率,实现产业形态从传统人力向机械化、数字化生产的转变,这一过程能有效缩短产业链长度,减少断链风险,提升产业链韧性;另一方面新质生产力凭借对生产要素的高效配置,及时匹配产业链间上下游企业需求,降低库存占比,避免产品积压,更好的根据市场需求灵活调度生产,缓解因外部环境不确定性所带来的风险冲击,显著提升产业链的风险抵御能力,保障产业链能够安全持续的运营。

科技创新是促进生产力发展的必然路径[11],新质生产力以创新为引擎,加速科技成果转化,提高产业链附加值,加快摆脱当前产业链低端化的困境[16];将数字经济与实体经济深度融合,实现传统产业数字化和智能化转型升级,提高我国产业链比较优势,进而提升我国产业链在全球的竞争优势;同时依托

技术溢出效应实现产业链由低价值附加向高价值附加的转变，加速摆脱产业链低端固化，以此赋能产业链现代化建设。

综上分析，提出假设 H1：新质生产力能驱动产业链现代化进程。

2.2. 新质生产力驱动产业链现代化的中介效应

首先，新质生产力以科技创新为关键驱动力，对传统生产力体系进行重塑，实现生产要素的迭代升级，推进传统产业结构升级。一方面，区别于传统劳动资料，新质生产力凭借其信息化、数字化、智能化的特征[17]，将数据要素引入新型生产设备有助于优化产业生产流程，提高生产效率，推动产业从简单生产向集约自动化生产转型，进而实现产业升级；另一方面，新质生产力的形成，可以将简单重复机械化动作的劳动者升级为具备一定技术，可持续学习的高素质劳动力，进而推动产业从劳动密集型向知识密集型转变，为创造高附加值产品提供基层人才储备，助力产业结构升级。

其次，产业结构升级可以有效提升产业链现代化水平。产业结构升级能推动产业智能化、高端化发展[18]，通过大数据云平台加强产业链上下游企业信息交互，以提高产业链协同能力；同时在全球化背景下，产业从生产低附加值产品向高附加值价值转型，能从根本上突破国际对我国高新技术领域的技术封锁，有效规避“卡脖子”问题，通过减少产业外部依赖，提升产业链内生成长能力，可以有效缓冲外部环境波动的冲击，增强产业链韧性和抗风险能力，推动产业链现代化进程[19]。

据此，提出假设 H2：新质生产力通过促进产业升级来驱动产业链现代化进程。

2.3. 新质生产力驱动产业链现代化的调节效应

新质生产力是生产力能级的跃迁，这种提升对于推动产业链现代化至关重要。但新质生产力的持续发展，要求生产系统构建与之匹配的新型组织范式，以实现生产力潜能的有效转化和优化配置。在这种背景下，政府作为制度供给主体变得尤为关键，它不仅是资源的调配者，更是产业链现代化进程中的重要推手和保障者[20]。

政府通过主动介入，高效整合并调配资源，有效弥补了市场机制在重大科技挑战面前的不足。市场竞争驱动科技创新迭代，但同时市场机制也会引致短视行为，因此更需要政府主动作为，出台相关政策、统筹规划相关的基础设施建设，高效调度资源以弥补“市场失灵”。一方面各级政府通过强化 5G 基站、大数据中心及数据算力等核心要素的建设，利用网络的广泛连通性、平台的强大聚合力和智能化技术的深度赋能，促进产业的跨界融合和知识密集型新业态的蓬勃发展，直接促进产业链现代化进程；同时，通过强化政府在公共物品供给上的效能，政府还极大缓解了资源配置过程中的信息不对称难题，提高了资源分配的整体效能，间接催化了产业链现代化进一步发展，强化新质生产力在提升产业链现代化整体效能中的关键作用。另一方面，政府凭借其统筹政策、资源分配、综合协调上的独特优势，凝聚起强大的组织调度能力，以创新为驱动力赋能新质生产力高速发展。通过构建开放、包容、协同的创新生态系统，为大学、科研机构及企业等创新主体搭建起优越的条件与生态环境，促进产学研用深度融合；高效调配包括数据、算法、算力在内的新质生产要素资源，加速科技成果向现实生产力转化，进一步强化了新质生产力在推动产业链现代化效能提升中的核心地位。

基于此，提出假设 H3：提升政府治理效能可以增强新质生产力产业链现代化发展的赋能作用。

2.4. 新质生产力驱动产业链现代化的异质性分析

中国地域辽阔，因其迥异的地理环境和因地制宜的战略政策，使得各区域间文化教育、产业发展、经济水平存在显著差异，从南北的自然分野到东西部的经济分化，再到城乡之间二元结构，这些差异不仅刻画了中国经济地理的复杂图谱，也影响着新质生产力赋能产业链现代化的进程与效果[21]。作为我国

改革开放发展经济的重点试验区，中东部地区高校云集、资本丰裕，集中科研创新力量，高效转化科研成果，能更好的释放新质生产力的发展潜能，加速产业结构的优化升级，为扎实推进共同富裕提供了坚实支撑。与之相对的是，长期以来西部地区受限于地理位置、历史基础等因素，面临着传统产业占比较高、科教资源相对匮乏、人才流失严重，创新活力不足等问题，这在一定程度上阻碍了新质生产力发展，也影响了产业链现代化进程[22]。

此外经济水平较高的地区，凭借其完善的产业基础、健全的制度环境和活跃的市场主体，成为高新技术、高端人才和资本的首选之地，为新质生产力的培育和扩散提供了更有利的环境；通过构建开放合作的创新体系和高效的创新转化机制，汇聚全球优质资源，将技术突破转化为产业升级动力，助力产业链发展。在此基础上，新质生产力深度融合产业链，持续推进产业向高端化、智能化、绿色化方向发展，实现产业链现代化水平的显著提升。而经济欠发达地区，由于存在基础设施建设滞后，资本技术薄弱，管理人才匮乏等问题，导致新质生产力的推广与引用面临诸多挑战，难以有效发挥其在产业链现代化中的推动作用。

基于上述分析，提出假设 H4：新质生产力驱动产业链现代化进程中存在区域异质性和经济发展异质性。

3. 研究设计

3.1. 模型设定

3.1.1. 固定效应模型

为厘清新质生产力对产业链现代化的直接效应，在现有文献的基础上[23]，控制时间和个体效应，构建如下计量回归模型：

$$MIC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQP + \alpha_n X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 MIC 表示产业链现代化水平， i 、 t 分别表示地区和年份，NQP 反映新质生产力， X 代表各控制变量， α_0 为常数项， α_1 为解释变量系数， α_n 为控制变量系数， θ_i 、 μ_t 分别个体固定效应与时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

3.1.2. 中介效应模型

基于基准回归模型，为进一步探讨新质生产力和产业链现代化之间的作用机制，引入产业升级这一中介变量，在式(1)的基础上构建以下检验模型。

$$UTU_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQP_{it} + \beta_n X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$MIC_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 NQP_{it} + \lambda_2 UTU_{it} + \lambda_n X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

3.1.3. 调节效应模型

理论分析揭示了政府治理效能作为新质生产力在加速产业链现代化过程中的重要作用。为验证这一理论，本文借鉴学术界常用的乘积项检验进行实证研究，将政府治理效能(GEF)作为变量，构建如下计量模型：

$$MIC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQP_{it} + \alpha_2 NQP_{it} \times \alpha_3 GEF_{it} + \alpha_4 GEF_{it} + \alpha_n X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

3.2. 变量选取

3.2.1. 核心解释变量：新质生产力(NQP)

新质生产力的核心是强调科技创新的驱动作用，秉持绿色可持续发展理念，利用数字技术实现传统

生产力的“新”“质”跃迁。本文参考卢江[24]，从科技、绿色和数字三个维度构建新质生产力指标体系，采用熵值法进行测算，记作 NQP，如表 1 所示。

Table 1. Evaluation indicators for new quality productivity
表 1. 新质生产力评价指标

一级指标	二级指标	指标说明
科技生产力	创新生产力	规模以上工业企业有效发明专利数(件)
		规模上工业企业产业创新经费(万元)
	技术生产力	规模以上工业企业资产总计(亿元)
		规模上工业企业 RD 人员全时当量(人年)
绿色生产力	资源节约型生产力	能源消费量/国内生产总值
		工业用水总量/供水总量
	环境友好型生产力	工业固体废物综合利用量/产生量
		工业二氧化硫排放量/国内生产总值
数字生产力	数字产业生产力	电信业务总量(亿元)
		软件业务收入(万元)
	产业数字生产力	互联网宽带接入端口数(万个)
		电子商务销售额(亿元)

3.2.2. 被解释变量：产业链现代化(MIC)

产业链现代化是对传统产业链理论的拓展与创新，也是促进实体经济发展、构建现代产业体系的关键路径。本文借鉴谷城、姚树俊[8]、李泽明[9]的研究，从产业链协同、安全、韧性、创新四个角度构建产业链现代化评价指标体系，运用熵值法进行测算，如表 2 所示。

Table 2. Indicator system for industrial chain modernization
表 2. 产业链现代化指标体系

一级指标	二级指标	指标说明
产业链协同	城乡协同	农村产业生产率/城镇产业生产率
	产业协同	各产业部门劳动生产率
	金融协同	金融机构贷款余额(亿元)
产业链韧性	供应链稳定性	出口物量指数/进口物量指数
	市场稳定性	社会消费品零售总额(亿元)
	恢复力	地方财政社会保障和就业支出/一般财政支出
产业链安全	数字化人才	信息技术业城镇就业数/城镇就业总数
	安全与保障	地方财政公共安全支出/一般财政支出

续表

产业链创新	创新投入	规模以上工业企业开发新产品经费(万元)
		规模以上工业企业新产品项目(项)
		地方财政科学技术支出/一般财政支出
	创新产出	发明专利申请授权量(件)
		实用新型专利申请授权量(件)
		技术市场成交额(亿元)

3.2.3. 中介变量

借鉴张彭[25]构建如下产业结构升级指数(UTU):

$$UTU = \sum_{i=1}^3 \sqrt{L_i} \times P_i \tag{5}$$

其中, L 表示各产业的劳动生产率, P 代表各产业部门产值占总产值的比重。

3.2.4. 调节变量

本文使用城市数字政府发展指数来反映政府治理效能¹。参考戴魁早[26], 选取政府治理效能排名前5、前15和前25的省(市)作为研究样本, 并为此设立了三个虚拟变量: G5, 排名前五的省(市), 赋值为1, 其余为0; G15, 排名前五的省(市), 赋值为1, 其余为0; G25, 排名前五的省(市), 赋值为1, 其余则设为0。

3.2.5. 控制变量

为有效探究新质生产力对产业链现代化的影响, 本文参考相关文献[27][28], 选取如下控制变量, 政府干预水平(In fina): 用政府一般财政支出衡量, 并取对数; 对外开放程度(trade): 用实际使用外资金额与地区GDP的比值测算; 城镇化水平(city): 各省(区、市)城镇人口与总人口之比; 经济发展水平(pGDP): 各省人均生产总值。

3.3. 数据来源

选取2012-2022年我国30个省(市、区)的面板数据进行实证分析(基于数据可获得性, 不含港澳台和西藏地区)。各变量数据来源于《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》等。针对部分缺失数据, 采用线性插值法进行补足, 描述性统计结果见表3。

4. 实证分析

4.1. 基准回归

本文采用双向固定效应模型进行实证检验, 表4为逐步添加控制变量后核心解释变量的回归结果, 列(1)~列(4)中随着控制变量的逐步加入, 新质生产力的回归系数呈现递减趋势, 这表明若遗漏重要变量可能会对回归结果产生一定程度的偏误, 扭曲回归分析的结果, 但通过系统引入控制变量有效缓解这一影响, 且拟合优度从0.372上升至0.722, 说明本文的控制变量选取具有一定的科学性和合理性。回归结

¹城市数字政府发展指数来源于清华大学数据治理研究中心发布的《2022 数字政府发展指数报告》。

果表明回归系数在 1%的水平上显著为正，验证了假设 H1，即新质生产力水平每增加 1%，中国式产业链现代化建设进程提升 0.2566%。

Table 3. Descriptive statistics

表 3. 描述性统计

VarName	Obs	Mean	Median	Min	Max	SD
MIC	330	0.1410	0.0987	0.0318	0.7360	0.1130
NQP	330	0.1075	0.0796	0.0217	0.5959	0.0891
UTU	330	2.6804	2.6339	1.8577	4.5541	0.4761
Trade	330	0.1645	0.0791	0.0002	1.3607	0.2337
Infina	330	8.4827	8.5202	6.7620	9.8273	0.5831
city	330	0.0641	0.0655	0.0027	0.1179	0.0236
pgdp	330	6.0647	5.1978	1.8947	18.9988	3.0803

Table 4. Baseline regression

表 4. 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	MIC	MIC	MIC	MIC
NQP	0.4514*** (11.0337)	0.2735*** (9.1321)	0.2795*** (10.5529)	0.2566*** (11.0123)
trade	0.0000*** (5.7596)	0.0000*** (6.2727)	-0.0000 (-0.9548)	-0.0000*** (-3.7507)
Infina		0.0877*** (6.8298)	0.0909*** (6.4175)	0.0767*** (5.8254)
city			4.0079*** (6.3974)	1.1935** (2.2857)
pgdp				0.0000*** (7.5296)
_cons	0.0604*** (6.8068)	-0.6556*** (-5.7506)	-0.9123*** (-5.8347)	-0.7166*** (-5.5411)
year_fe	Yes	Yes	Yes	Yes
id_fe	Yes	Yes	Yes	Yes
N	330	330	330	330
R ²	0.372	0.546	0.654	0.722

注：括号里的数字为 t 统计值，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，下同。

4.2. 稳健性检验

4.2.1. 数据缩尾处理

为避免异常数值对模型检验结果产生的潜在干扰,用 1%水平双边缩尾法对新质生产力与中国式产业链现代化两个核心变量进行数据清洗[25],实证结果如表 5 列(1)所示,经调整后新质生产力的回归系数为 0.2576,仍然显著为正,与回归结果一致。

4.2.2. 更换变量测度方式

为避免单一测算方式导致回归结果出现误差,在不改变原指标体系的前提下,用主成分分析法分别对新质生产力和产业链现代化水平进行重新测算。用重新测算的产业链现代化指标进行回归分析,结果如表 5 列(2)所示;将测算后的新质生产力用 *nqp* 表示,并展开回归,结果详见表 5 列(3),即使采用不同的测算方法对变量进行测算,核心解释变量系数始终保持显著的正向影响,与基准回归结论高度吻合,再次证明基准回归的稳健性和可靠性。

Table 5. Robustness tests
表 5. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	s1	s2	s3
NQP	0.2576*** (11.0193)	0.9723*** (7.4952)	
nqp			0.1029*** (10.4434)
cons	-0.6924*** (-5.8955)	-3.2282*** (-6.8830)	-0.1297* (-2.6964)
control	yes	yes	yes
year_fe	yes	yes	yes
id_fe	yes	yes	yes
N	330	330	330
r2_a	0.7490	0.8099	0.9122

4.2.3. 内生性检验

针对新质生产力与中国式产业链现代化之间可能存在的双向因果关系所导致的内生性问题,采用两阶段最小二乘法(2sls)进行内生性问题检验,选取核心解释变量滞后一期(L.NQP)作为工具变量[15],检验结果表 6 显示,LM 统计量的 P 值小于 0.1 且统计量 F 检验值大于 10%临界值 16.38,表明工具变量满足相关性和外生性条件;新质生产力对中国式产业链现代化的影响系数仍然在 1%水平上显著为正。这一结果进一步验证了前文研究结论的稳健性,表明新质生产力对中国式产业链现代化确实具有显著的促进作用。

4.3. 异质性检验

4.3.1. 区域异质性检验

由于资源要素禀赋、经济政策等原因,中国经济发展存在区域发展不平衡现象,新质生产力对产业

链现代化的影响可能因经济发展水平不同而存在差异[29]，采用国家统计局的区域划分标准，将样本省份划分为东部、中部和西部三大经济区域，建立回归模型进行区域异质性分析。表 7 列(1)列(2)所示，新质生产力回归系数均在 1%水平上显著为正，说明中部、东部地区有着经济强盛的先发优势，持续引领新质生产力发展，促进产业链现代化发展，在列(3)中，新质生产力回归系数为负且不显著，表明在经济发展相对落后的西部地区，新质生产力对产业链现代化具有抑制作用，但该作用并不显著。

Table 6. Endogeneity tests
表 6. 内生性检验

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
变量	NQP	MIC
NQP		0.418*** (5.21)
L.NQP	0.6222*** (4.06)	
cons	-6.762*** (-19.44)	-1.238*** (-5.47)
control	Yes	Yes
K-PrkLM		19.674
K-PrkWaldF		16.474
Observations	300	300
R-squared		0.7471

4.3.2. 经济水平异质性检验

经济发展水平作为新质生产力发展的前置性条件，通过多维传导路径深刻影响着后者的培育进程。经济发展水平决定了区域基础设施的完善程度，包括交通网络、通信设施和能源供应等硬件条件，这些构成了新质生产力发展的物质基础；且既有的产业结构和技术积累水平直接影响着新技术的吸收转化效率。新质生产力发展的区域差异在很大程度上源于各地经济发展水平的非均衡性特征。因此必须充分考虑经济基础这一关键约束条件，为探究该影响，本文以 30 个省(除西藏和港澳台)的人均 GDP 平均值为界，将样本分为高、低两组并重新回归分析[15]。回归结果如表 7 列(4)列(5)，对比结果显示，经济发达地区新质生产力对产业链现代化的推动作用更为突出。

4.4. 机制检验

4.4.1. 中介效应

表 8 列(1)实证结果，新质生产力对产业结构升级在 5%的显著性水平下显著为正。这表明新质生产力的提升能够有效推动产业结构优化升级。列(2)同时将产业结构升级、新质生产力纳入基准回归模型，二者对中国式产业链现代化的影响系数在 1%水平上显著，系数值分别为 0.194 和 0.292，证实存在产业

结构升级的中介效应，且中介效应占比为 19.4%。这说明新质生产力可通过提升产业结构升级，促进中国式产业链现代化建设。

Table 7. Heterogeneity analysis
表 7. 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	经济欠发达	经济发达
NQP	0.4178*** (4.2140)	0.1024*** (4.5350)	-0.0561 (-0.9834)	0.0859*** (4.3538)	0.2162*** (3.0828)
trade	-0.0000* (-1.9097)	-0.0000 (-1.3337)	0.0000*** (5.7832)	0.0000*** (4.8860)	-0.0000*** (-3.2502)
Infina	0.1032*** (7.8343)	0.0820*** (6.0142)	0.0203*** (3.9502)	0.0353*** (12.7693)	0.1710*** (11.5180)
city	1.8307* (1.8402)	1.3135 (1.2117)	-0.3695 (-0.6608)	0.1749 (0.6250)	4.5724*** (3.7029)
pgdp	0.0000*** (3.9751)	0.0000*** (3.9055)	0.0000 (1.2870)	0.0000*** (4.5219)	0.0000** (2.5550)
_cons	-0.9598*** (-8.4276)	-0.7566*** (-4.9355)	-0.0886 (-1.5421)	-0.2787*** (-9.9571)	-1.7006*** (-11.5365)
year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	121	88	121	207	123
R ²	0.7158	0.7673	0.5645	0.7387	0.7725

Table 8. Mediation mechanism tests
表 8. 中介机制检验结果

	UTU	MIC
	(1)	(2)
NQP	0.650** (0.196)	0.292*** (0.051)
UTU		0.194*** (0.033)
cons	-6.762*** (-19.44)	-1.239*** (-5.47)
control	yes	yes

续表

id_fe	yes	yes
year_fe	—	yes
N	330	330
R ²	0.9239	0.9169

4.4.2. 调节效应

表9列(1)、列(2)、列(3)中,新质生产力的系数均显著为正,表明其对产业链现代化的促进作用仍然存在,新质生产力与政府治理效能的交乘项系数均在1%水平上显著为正,假设H3得到验证,且政府治理效能排名前5的省(区、市)中,这种促进作用表现得更为显著。

Table 9. Moderating effect analysis

表 9. 调节效应结果

	(1)	(2)	(3)
	MIC	MIC	MIC
NQP	0.4185*** (13.5446)	0.0861*** (3.3015)	0.1908*** (8.3450)
NQP * G5	1.0959*** (17.5862)		
G5	0.0836*** (19.5959)		
NQP * G15		0.4291*** (6.5715)	
G15		0.0229*** (8.5893)	
NQP * G25			0.5099*** (4.0285)
G25			-0.0104 (-0.9891)
_cons	-0.5047*** (-5.4258)	-0.7032*** (-5.3763)	-0.7728*** (-5.8847)
control	yes	yes	yes
id_fe	yes	yes	yes
year_fe	yes	yes	yes

续表

N	330	330	330
R ²	0.8392	0.7410	0.7371

5. 结论与政策建议

本文选取我国 2012~2022 年 30 个省份 330 份面板数据为研究样本,运用熵值法测度新质生产力水平与产业链现代化指数,实证分析新质生产力与产业链现代化的影响效应,得出如下结论:第一,新质生产力对产业链现代化水平具有正向推动作用,且该结论通过稳健性检验;第二,新质生产力通过促进产业结构升级,间接地加速产业链现代化的进程;第三,政府治理效能在新质生产力促进产业链现代化过程中具有调节效应,即政府治理效能可以正向强化新质生产力对产业链现代化的促进作用;第四,新质生产力对产业链现代化建设的推动作用在不同地区、不同经济水平间存在差异性,在中东部和经济发达地区,这种促进效应表现得更为显著,体现了区域异质性和经济水平异质性的特征。基于本文研究内容和结论,提出以下政策建议。

第一,要以优化产业结构为路径,加强培育新质生产力,推动战略性新兴产业的发展和传统产业迭代升级,从而实现产业链现代化。一方面要加大科技创新和研发投入,持续推进关键重难点领域的技术突破,推动新技术、新业态和新模式的出现,开辟出具有市场前景的战略性新兴产业;另一方面应充分利用数字技术实现数字产业和传统产业的深度融合[27],以大数据和人工智能技术拓展数字化产业链,加快传统产业转型升级,同时要组建高质量人才队伍,加强人才梯度建设,着重培养创新型人才和技术型人才,首要任务是为传统产业在职员工提供技术再教育,确保他们能适应新技术的应用,促进新质生产力与传统劳动力的深度融合,合力推动产业链现代化建设。

第二,要发挥有为政府的积极作用,适度的政府干预可以为新质生产力的发展创造有利条件,强化其对产业链现代化发展的作用力。通过提供税收优惠、出台知识产权保护法规等相关政策,激发企业主体的创新意识,降低创新成本,健全金融投融资保障体系,为企业创新发展提供相应的资金保障;相关部门应鼓励传统企业实现生产设备的“以旧换新”,通过生产线设备的革新,补足硬件短板,同时也要加大对新型数字基础设施建设的投入力度,为数实融合夯实物质基础,持续推进产业数字化、智能化转型,继而加大新质生产力对中国式产业链现代化的促进作用。

第三,发展新质生产力促进区域协同发展,稳步推动产业链现代化。我国中东部地区相较于西部地区较为发达,这种梯度势差是中国区域经济格局的客观事实,针对东部地区新质生产力对产业链现代化扩散效应较强的特点,建议政府加强跨区域合作和交流,进一步提升整个地区的产业水平和竞争力。要根据西部地区各地自身优势制定差异化的发展战略,加快发展新兴产业和优势产业,加强产业培育和人才引进,完善职业院校培养制度,加强校企联动,最大限度保证学有所用;同时建立东西部各大高校、企业之间教研联盟、鼓励企业跨地区合作,促进人才流动,共享市场资源和研发成果,推动产业链整体创新能力提升,以此来提高西部地区的产业竞争力和可持续发展能力,实现产业链现代化建设。

参考文献

[1] 霍丽,张林玉. 人工智能驱动中国产业链现代化研究[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2024, 54(4): 86-102.
[2] 张林,蒲清平. 新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023(6): 137-148.
[3] 石玉堂,王晓丹,陈凯旋. 新质生产力与城市经济韧性: 理论逻辑与经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(5): 29-45.
[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] 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.
- [6] 龚晓莺, 严宇珺. 新质生产力的基本意涵、实现机制与实践路径[J]. 河南社会科学, 2024, 32(4): 15-22.
- [7] 张姣玉, 徐政. 中国式现代化视域下新质生产力的理论审视、逻辑透析与实践路径[J]. 新疆社会科学, 2024(1): 34-45.
- [8] 姚树俊, 董哲铭. 我国产业链供应链现代化水平测度与空间动态演进[J]. 中国流通经济, 2023, 37(3): 32-47.
- [9] 李泽明, 刘兵. 中国式产业链现代化水平的统计测度、区域差异及动态演进[J]. 统计与决策, 2024(8): 89-93.
- [10] 张占斌. 以发展新质生产力推进中国式现代化[J]. 东南学术, 2024(4): 1-10.
- [11] 陈梦根, 张可. 新质生产力与现代化产业体系建设[J]. 改革, 2024(9): 9-11.
- [12] 湛泳, 李胜楠. 新质生产力推进产业链现代化: 逻辑、机制与路径[J]. 改革, 2024(5): 54-63.
- [13] 黄泰岩, 片飞. 习近平关于产业链供应链现代化理论的逻辑体系[J]. 经济学家, 2022(5): 5-13.
- [14] 宋华, 杨雨东. 中国产业链供应链现代化的内涵与发展路径探析[J]. 中国人民大学学报, 2022(1): 120-134.
- [15] 赵茂林, 方冰冰. 新质生产力如何影响产业链现代化: 理论依据与经验事实[J]. 成都大学学报(社会科学版), 2024(5): 29-44.
- [16] 韩雨辰, 高正礼. 习近平关于新质生产力重要论述的逻辑体系[J]. 当代经济管理, 2024, 46(9): 1-8.
- [17] 吴艳, 贺正楚. 新质生产力影响产业升级的理论逻辑与组态路径: 基于省级动态面板的 QCA 分析[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2024, 41(5): 72-83.
- [18] 郭晗, 侯雪花. 新质生产力推动现代化产业体系构建的理论逻辑与路径选择[J]. 西安财经大学学报, 2024, 37(1): 21-30.
- [19] 张杰, 周艳菊, 王宗润. 新质生产力保障产业链供应链安全: 理论框架与路径研究[J]. 当代经济管理, 2024, 46(10): 15-26.
- [20] 王学军. 发展新质生产力的政府作用: 内在逻辑与实践进路[J]. 行政论坛, 2024, 31(3): 76-83.
- [21] 王飞, 韩晓媛, 陈瑞华. 新质生产力赋能现代化产业体系: 内在逻辑与实现路径[J]. 当代经济管理, 2024, 46(6): 12-19.
- [22] 徐聪. 新质生产力、中国式产业链现代化与共同富裕[J]. 统计与决策, 2024(19): 5-10.
- [23] 王健. 新质生产力对中国式产业链现代化的影响研究[J]. 工业技术经济, 2024, 43(6): 3-11.
- [24] 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.
- [25] 张彭. 数字新质生产力与全球价值链嵌入: 理论机制与实证检验[J]. 当代经济研究, 2024(5): 75-86.
- [26] 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? [J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(2): 90-112.
- [27] 马珂琦. 数实产业技术融合对城乡共同富裕的影响研究——基于新质生产力的中介效应检验[J]. 云南民族大学学报(哲学社会科学版), 2024(4): 120-130.
- [28] 施思. 数字化转型如何驱动中国式产业链现代化——基于产业结构升级视角[J]. 新疆社会科学, 2023(6): 33-42+167-168.
- [29] 曹晔. 数字新质生产力对产业链韧性的影响研究[J]. 统计与决策, 2024, 40(10): 23-27.