

【经济统计】

DOI:10.20207/j.cnki.1007-3116.20250210.001

# 新质生产力对城市产业链韧性的影响研究

马 丹<sup>a</sup>, 陈思年<sup>a</sup>, 雷乐瑶<sup>a</sup>, 贺泽凯<sup>b</sup>

(西南财经大学 a. 统计学院; b. 经济学院, 四川 成都 611130)

**摘要:**在深入分析新质生产力内涵的基础上,从新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料三个维度构建新质生产力综合评价指标体系,采用投影寻踪模型和 CRITIC 法测度了中国地级市层面新质生产力发展水平,并构建产业链网络测算得到产业链韧性指数,除此之外梳理新质生产力对产业链韧性的影响及其传导机制和空间溢出效应的事实,最后通过模型进行验证。研究发现:首先,在时间趋势上新质生产力和产业链韧性均呈现上升特征,在空间分布上两者都呈现区域异质性,东部地区明显高于全国平均水平,西部地区低于平均水平。其次,新质生产力对产业链韧性具有促进作用,并且对东部地区的促进作用最显著,对西部地区的促进作用弱于其他地区。再次,资源错配和产业结构升级在新质生产力对产业链韧性影响过程中起到中介作用。最后,新质生产力对产业链韧性的促进作用具有空间溢出效应,随地理距离增加溢出效应呈现衰减的趋势。基于此,为加快新质生产力和产业链韧性提升,以及缓解资源错配和产业结构升级,更好地引导新质生产力能效发挥提供了具体对策建议。

**关键词:**新质生产力;产业链韧性;中介效应;遗传寻踪模型;复杂网络

**中图分类号:**F222

**文献标识码:**A

**文章编号:**1007-3116(2025)02-0019-17

**引用格式:**马丹,陈思年,雷乐瑶,等.新质生产力对城市产业链韧性的影响研究[J].统计与信息论坛,2025,40(2):19-35.

**Citation Form:**MA Dan, CHEN Sinian, LEI Leyao, et al. Research on the influence of new quality productive forces on the resilience of urban industrial chain[J]. Journal of statistics and information, 2025, 40(2): 19-35.

## 一、引言

在世界之变、时代之变、历史之变的百年未有之大变局下,全球生产体系的变革和重塑加剧了经贸关系的调整,加速产业链断链和科技脱钩,也引发了新的产业链风险。维护产业链安全稳定是实现中国经济高质量发展的重要环节,也是构建新发展格局的重要前提和保障<sup>[1]</sup>。党的二十大报告提出,要着力提升产业链供应链韧性和安全水平,提升产业链韧性已经成为加强中国产业体系现代化和促进产业安全的重要任务。2024 年 1 月,中共中央政治局在第十一次集体学习时强调,要围绕发展新质生产力布局产业链,提升产业链供应链韧性和安全水平。围绕产业链韧性,学术界展开了一系列研究,但目前关于产业链韧性的研究主要集中于测算或者促进机制方面,鲜有讨论新质生产力对产业链韧性的影响。新质生产力正日益凸显其对高质量发展的引领与驱动效应,发展新质生产力已经成为促进中国高质量发展的内在要求和重要着力点<sup>[2]</sup>。对二者关系的研究不仅有助于深化经济高质量发展与产业安全的认识,也有助于厘清以新经济、新动能如何重塑产业链,筑牢产业安全,具有重要的理论价值和现实意义。进一步,现有文献中关于产业链韧性的研究主要集中于国家或者省份层面,对城市产业链韧性的研究较少。实际上,中国各个城市间产业发展、产业结构

**收稿日期:**2024-08-19

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“数字赋能中国全球价值链攀升的路径和测度研究”(21&ZD149)

**作者简介:**马 丹(通讯作者),女,四川宜宾人,博士,教授,博士生导师,研究方向:宏观经济统计,金融统计;

陈思年,男,四川内江人,博士生,研究方向:投入产出,产业链韧性;

雷乐瑶,女,江西南昌人,博士生,研究方向:宏观经济统计;

贺泽凯,男,四川成都人,博士,教授,博士生导师,研究方向:经济增长和区域经济。

存在较大差异,仅关注宏观层面的产业链韧性而忽视城市差异,得到的结论可能存在偏差。因此,深入研究新质生产力对产业链韧性的促进作用,应该从更加微观的角度入手,以充分考虑中国地区间差异,深化对产业链安全的认识。

新质生产力,作为技术创新与模式创新的集中体现,在提升生产效率、缩减成本及优化资源配置方面发挥着关键作用,是推动产业升级和经济发展的新型动力源泉。已有研究主要围绕新质生产力的内涵界定及提升路径展开探讨。孟捷等将新质生产力阐释为新型劳动者运用新型劳动工具,作用于新型劳动对象,构建高效的协同作业体系,进而创造并扩增社会财富的能力<sup>[3]</sup>。任保平提出,现代科技的革新与应用促使劳动者、劳动资料及劳动对象三大要素实现现代化转型并整合为新质生产力的整体,从而在推动高质量发展的进程中展现最大效能<sup>[4]</sup>。刘伟认为,生产力的“质”的飞跃源自要素禀赋的优化与全要素生产率的提升<sup>[5]</sup>。在发展水平测度领域,学者在构建全面评估新质生产力发展水平的指标体系后,运用 Kernel 密度估计、Moran's I 指数以及 Markov 链等手段深入剖析其发展趋势。多数研究结论具有同质性,即新质生产力发展水平整体呈现逐年上升的态势,但各地区间的发展水平存在显著差异,其中东部地区新质生产力总量最高且增速领先<sup>[6]</sup>。作用机理方面的研究从不同角度出发分析新质生产力与具体实践的互动。徐波等指出新质生产力对资源分配效率具有提升作用,尤以东部地区表现最为突出<sup>[7]</sup>。徐政等基于价值导向和内在逻辑论证了新质生产力是推动中国制造业实现转型升级的重要驱动力<sup>[8]</sup>。

产业链韧性是衡量一个国家产业链内部发展潜能及在遭遇外部风险时展现出的动态适应与恢复能力的关键指标,强化产业链韧性对于减轻经济波动、保障经济体系持续稳定运作具有至关重要的战略价值<sup>[9-12]</sup>。当前学术界对产业链韧性的探讨聚焦于两个方面:一是针对中国产业链韧性现状的量化评估与分析。谷城等在界定产业链韧性概念的基础上建立评价指标体系,并对中国 30 个省份的产业链韧性展开统计监测,结果显示中国产业链韧性逐步提升但整体偏低,且存在显著的“东高西低”区域差异<sup>[13]</sup>。张伟等则利用上市公司数据评估了中国及东部、中部和西部三大区域 14 条制造业产业链韧性水平,发现东部和西部呈上升趋势,中部呈下降趋势<sup>[14]</sup>。二是分析各因素对产业链韧性的影响机制。谷城等又利用计量模型发现数字经济能够显著提升产业链韧性,其中人力资本和技术创新发挥了中介效应<sup>[15]</sup>。刘伟认为数字经济可通过推动产业结构的优化升级以及提升资源配置效率,间接地对制造业产业链的韧性产生积极影响<sup>[16]</sup>。此外,也有研究指出可以通过创新科技攻克核心技术瓶颈、构建完善的配套数字基础设施、发展依托本地优势的特色产业链等措施提升产业链韧性<sup>[17-18]</sup>。

从已有资料来看,新质生产力不仅具有创新的核心特质,还能够在资源再分配和增强产业竞争力方面发挥关键作用,预示着其可能成为驱动产业链韧性发展的核心要素。现有关于新质生产力与产业链韧性内涵和特征的研究已为本研究奠定了坚实的理论基础,但从实证角度分析两者关系的研究尚显薄弱,多数研究仅停留于对新质生产力与产业链韧性的测度,而进一步研究它们与其他对象之间的相互作用和影响机制则相对匮乏,尤其是对城市维度的分析较为稀缺。本文基于 2012 年、2015 年和 2017 年中国 242 个城市的面板数据,深入剖析新质生产力对产业链韧性的作用机理。可能的边际贡献有:第一,在研究视角上,在城市层面探讨新质生产力对产业链韧性的影响,相较于省份数据具有更高空间分辨率,能更精确地捕捉经济现象变化,更准确地揭示两者间的影响机制。第二,在理论框架上,基于资源再配置与产业结构升级的视角,详细剖析新质生产力影响产业链韧性的具体路径,为厘清新质生产力赋能增效的作用渠道提供科学视角。第三,在研究方法上,创新地使用基于遗传算法的投影寻踪聚类模型和 CRITIC 法综合评估各城市的新质生产力,同时构建产业链网络并通过节点模拟攻击模型测算城市产业链韧性,提升了评估结果的准确性和可靠性。

## 二、影响机制与研究假设

### (一)新质生产力对产业链韧性的直接影响

新质生产力以“科技创新”为核心驱动力,成为解决中国产业升级滞后、有效抵御外部科技封锁等复杂挑战的关键所在<sup>[19]</sup>。区别于传统的农业与工业生产力模式,其生产要素具有更为高度信息化、智能化和技术化的特质。在新质生产力的深度渗透下,数据与技术要素全方位赋能产业链的各个节点,激励企业构建起以创新驱动为核心的发展模式<sup>[20]</sup>。这一变革促进了新兴技术的广泛应用,如智能制造与自动化生产线的实

现,成功构建更为灵活高效的生产环境,显著提升产品附加值,从而加速了“产业链高端化”的进程,大幅度提高产业链的全球竞争力<sup>[21]</sup>。特别地,新质生产力在信息技术、生物技术等多领域的创新应用有效减少了资源消耗与污染,为产业链注入绿色新动力。此外,利用数据的乘数效应,新质生产力极大提升了产业数据要素的获取、传输及处理效率,使产业链主体能够更深入地洞察市场需求,精准把握产业发展趋势,进而显著增强了产业链的抗风险能力<sup>[22]</sup>。基于以上分析,本文提出如下假设:

H1:新质生产力对产业链韧性的提升具有促进作用。

## (二)新质生产力对产业链韧性的影响路径

结合已有研究与现实情况,本文推测新质生产力能通过缓解资源错配与推动产业结构升级这两条路径强化产业链韧性。在优化资源配置方面,首先从微观视角来看,数字化技术的深度应用使得产业链各环节的实时数据得以监控与分析,从而能够迅速识别并解决潜在问题,确保产业链在协同管理和应急响应方面的稳健性与可靠性。其次,借助大数据、人工智能及先进数字技术的优势,能够有效打破信息壁垒,精准对接需求与供给,从而实现资源要素的快速流动与高效匹配,大幅度减少闲置与浪费,提升产业链的整体运营效率,并推动经济向可持续发展方向迈进。另外,新质生产力的崛起极大地促进了高科技产业的繁荣,为具备高水平技能的劳动力群体提供了广阔的就业空间,并成功吸引资本密集流向新质产业领域。在产业结构转型升级方面,新质生产力在新一轮科技革命和产业变革的浪潮中,通过多元化的新型形态对传统产业实施深度革新与升级,催生新的经济增长点,并加速现代化产业体系的构建进程<sup>[23]</sup>。具体而言,新质生产力通过高效整合科技创新资源,推动产业向智能化、绿色化、融合化方向发展,全面优化产业结构体系<sup>[24]</sup>。同时,新质生产力还推动新能源、新材料和智能制造等新兴产业的快速发展,并孕育出以量子信息、生物制造和人形机器为代表的未来产业<sup>[25]</sup>。这些高新技术产业为全产业链的优化升级注入强劲动力,助力构建出一个多元化、安全可靠且竞争力强的产业链体系。基于以上分析,本文提出如下假设:

H2a:新质生产力可以缓解资源错配进而促进产业链韧性的提升。

H2b:新质生产力可以推动产业结构升级进而促进产业链韧性的提升。

## (三)新质生产力对产业链韧性的空间效应

在数字技术的强大驱动下,新质生产力使地区间信息流通效率与互动深度得到显著提升,在增强本地区产业链韧性的同时,通过其示范引领与广泛扩散的积极作用,为邻近区域的决策与发展提供有力支持。具体而言,新质生产力对产业链韧性的空间溢出效应体现为两大维度:其一,示范效应。新质生产力发展领先的地区通过构建资源共享平台与示范园区分享其发展成果与创新实践,释放技术与知识的外溢红利,为周边地区提供接入先进生产要素的通道,从而加速产业链现代化转型。其二,扩散效应。新质生产力凭借高渗透性、强扩散性、高虚拟性的优势,打破生产要素流动的空间桎梏,促进各类资源的无缝对接与深度融合,降低相邻省份在资源整合与数据采集方面的成本负担,为区域经济的协同发展创造了有利条件,以此带动周边地区产业链韧性水平提升。基于以上分析,本文提出如下假设:

H3:新质生产力对产业链韧性的影响存在空间溢出效应。

# 三、城市新质生产力及产业链韧性的测算

## (一)城市新质生产力的测算

### 1. 新质生产力内涵

从生产力三要素理论的角度出发,新质生产力的崛起标志着生产力质的跃迁,同时催生出新劳动者、新劳动资料和新劳动对象<sup>[26]</sup>。相较于传统劳动者,新质劳动者是具备更丰富知识储备的高素质劳动者,其中既涵盖利用科技创新不断探索新的生产力增长点的科研型人才,也包括能够灵活应用新技术于实际生产流程中,成功将科研成果转化为现实生产力,进而驱动产业加速发展的应用型人才。新质劳动资料则是新质劳动者将先进信息技术、制造技术和新材料技术融合创新的产物,这些高效能、智能化的现代化生产工具极大地提升生产效率与产品质量,同时也在节能减排和环境保护方面发挥重要作用。而新质劳动资料的广泛运用进一步将新质劳动对象的范围实现拓展,不仅使更广泛的自然资源得以有效开发与利用,人类创造的数据、信息等新型生产要素也成为推动生产力发展的新动力。概括来说,学术界普遍认同以新劳动者、新劳动



资料和新劳动对象作为新质生产力的基本构成要素。

## 2. 新质生产力水平的评价指标体系

结合对新质生产力内涵的分析,本文沿用主流做法,设立涵盖新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象的新质生产力评价体系(如表1)。在参考了已有学术研究成果后,兼顾数据可得性,本文在指标体系的建立上着重实现了以下方面的创新与优化:(1)考虑了反映个体价值的新质人力资本和体现整体配置的新质人才结构两个维度后,本文选择从研发人员数量、教育经费、高等教育水平、科研技术行业人员占比以及信息服务业行业人员占比5个指标来衡量新质劳动者水平。当前对于新质生产力水平的研究在衡量新劳动者时往往围绕教育水平,却未充分考量战略性新兴产业及未来产业对人才结构的需求。对此,本文引入科研技术行业人员占比以及信息服务业行业人员占比作为创新人才应用的重要参考;(2)为了反映新质劳动资料的现代化水平、能耗效率以及创新特性,本文选择从数字基础设施完善水平、能源消耗水平和创新化水平3个二级指标和9个三级指标来测度新质劳动资料。对比以往文献,本文将全要素生产率增长率收集于指标体系中,直接反映了新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志的特点。(3)为了全面反映新质劳动对象的技术迭代、产业革新和环保性能,本文从创新发明成果、新质产业活跃度和绿色环保三个维度考察新质劳动对象水平,其中包括15个三级指标。相较于其他研究,本文在评估创新发明成果时,不仅考虑了人均专利数,

表1 新质生产力综合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	量化方法	单位	属性	最佳投影	权重
新质劳动者	新质人力资本	研发人员数量	研发 R&D 人员数量	人	+	0.202 1	0.026 8
		教育经费	教育财政支出/总财政支出	—	+	0.174 2	0.015 6
	新质人才结构	高等教育水平	专科以上学校在校生数量	人	+	<b>0.319 4</b>	<b>0.066 9</b>
		科研技术行业人员占比	科研、技术服务和地质勘查业从业人数	人	+	0.187 3	0.030 3
		信息服务业行业人员占比	信息服务业从业人員比重	人	+	0.148 8	0.028 0
新质劳动资料	数字基础设施	长途光缆密度	长途光缆线路长度/行政区域面积	1/万千米	+	0.128 6	0.014 1
	完善水平	互联网渗透度	每百人互联网使用	户	+	0.237 7	0.028 2
		移动电话渗透度	每百人移动电话使用	户	+	<b>0.244 0</b>	0.033 6
	能源消耗水平	机器人渗透度	工业机器人安装数/总人口	个/人	+	0.142 6	0.026 3
		总能源消耗效率	能源消耗/GDP	吨(标准煤)/万元	+	0.171 9	0.021 1
	创新化水平	可再生能源消耗效率	可再生能源电力消耗量/全社会用电量	—	+	0.048 3	<b>0.060 1</b>
		创新投入效率	R&D 投入/GDP	—	+	0.185 2	0.022 6
		全要素生产率增长率	全要素生产率增长率	—	+	<b>0.292 0</b>	<b>0.073 6</b>
创业活跃度	每百人新创企业数	个	+	0.228 1	0.028 1		
新质劳动对象	创新发明成果	人均专利数	专利申请数/总人口	件/人	+	0.238 3	0.041 8
		绿色专利占比	绿色专利申请数/总专利申请数	—	+	0.053 8	0.018 7
		数字经济专利占比	数字经济专利申请数/总专利申请数	—	+	0.063 2	0.012 2
	新质产业活跃度	高技术制造业活跃度	高技术制造业企业进入数量	个	+	0.148 8	0.017 2
		科研技术行业活跃度	科研技术行业企业当年注册数量	个	+	0.130 0	0.031 8
		信息服务业行业活跃度	信息服务业行业企业当年注册数量	个	+	0.229 2	0.012 3
		人工智能企业活跃度	人工智能企业数量	个	+	<b>0.269 2</b>	0.021 3
		绿色环保	污染物排放	工业二氧化硫排放量/工业产值	吨/万元	—	0.118 3
	绿色环保		工业废水排放量/工业产值	吨/万元	—	0.150 0	0.023 4
			工业烟粉尘排放量/工业产值	吨/万元	—	0.116 0	0.025 2
			减排治理	一般工业固体废物综合利用率	—	+	0.102 7
			污水处理厂集中处理率	—	+	0.095 7	<b>0.089 1</b>
			生活垃圾无害化处理率	—	+	0.191 8	0.043 3
			新能源活跃度	新能源词汇/工作报告总词汇	—	+	0.115 0
		环保力度	节能环保支出	万元	+	<b>0.256 7</b>	0.025 7

注:权重和最佳投影向量中加粗的表示排名前五。

还增添了绿色专利占比和数字经济专利占比,突出了新质劳动对象在产业绿色化和数字化创新中的关键作用。同时,为全面反映新质产业的活跃度,本文添加高技术制造业活跃度、科研技术行业活跃度、信息服务业行业活跃度和人工智能企业活跃度作为多维度指标,更全面地体现了新质产业的贡献。

### 3. 测算方法

(1)基于遗传算法的投影寻踪聚类模型的测度。投影寻踪是一种用于分析和处理高维观测数据的新方法,具有稳健性、客观性、抗干扰性和准确性等优点<sup>[27]</sup>。考虑到本文构建的新质生产力指标体系涵盖诸多方面,并且仅靠数值本身的信息很难全面地反映各地区新质生产力水平的发展,因此本文使用基于遗传算法的投影寻踪聚类模型对新质生产力进行测度,具体步骤如下:

第一步:标准化数据。假设样本集 $\{x^*(i,j)|i=1,2,\dots,m;j=1,2,\dots,n\}$ ,其中, $x^*(i,j)$ 表示第*i*个地区第*j*个指标值, $m,n$ 分别表示研究样本个数、评价指标个数。首先进行正向化,然后利用式(1)进行无量纲化处理:

$$x'(i,j) = \frac{x^*(i,j) - x_{\min}(i,j)}{x_{\max}(i,j) - x_{\min}(i,j)} \quad (1)$$

其中, $x_{\max}(i,j)$ 和 $x_{\min}(i,j)$ 分别为第*j*个指标中的最大值和最小值, $x'(i,j)$ 是归一化后的数值。

第二步:构建目标函数。将*n*维指标数据 $\{x^*(i,j)|i=1,2,\dots,p\}$ 投影到向量 $a=\{a(1),a(2),\dots,a(p)\}$ ,则样本*i*的投影值为:

$$z(i,j) = \sum_{j=1}^p a(j) \times x(i,j) \quad (2)$$

其中, $a$ 为单位长度向量。

投影目标函数为:

$$Q(a) = S_z \times D_z \quad (3)$$

其中, $Q(a)$ 为投影目标函数, $S_z$ 为投影特征值的标准差, $D_z$ 为局部密度。 $S_z$ 和 $D_z$ 的公式分别为:

$$S_z = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (z(i) - E(z))^2}{n-1}} \quad (4)$$

$$D_z = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (R - r(i,j) \times u(R - r(i,j))) \quad (5)$$

式(4)和(5)中, $E(z)$ 为序列 $z(i)$ 的平均值; $R$ 为局部密度的窗口半径,根据试验来确定。 $r(i,j)=|z_i - z_j|$ 表示样本之间的距离, $u(\cdot)$ 为单位阶跃函数,当 $R \geq r(i,j)$ 时函数值取1,否则函数值为0。

第三步:优化投影指标函数。获取评价指标值后,目标函数 $Q(a)$ 将随投影方向变化而变化,根据最大化投影目标函数计算结果,采用优化模型测算最佳投影方向:

$$\begin{aligned} \max Q(a) &= S_z \times D_z \\ \text{s. t. } \sum_{j=1}^p a^2(j) &= 1 \end{aligned} \quad (6)$$

其中,s. t. 为约束条件,采用遗传算法优化求解其最大值。

第四步:运用加速遗传算法求解目标函数。传统方法计算较为复杂,本文选用基于实数编码的加速遗传算法来解决其高维全局寻优问题。最终可求得每个指标的最优投影向量(见表1)和每个样本的得分,结果见图1(a)。

(2)基于CRITIC法的测度。考虑到遗传算法本身参数的不确定性大、编程复杂,为避免在处理实际问题时可能出现的未成熟收敛问题,进一步使用客观赋权综合评价法进行对比分析。由于不同赋权法能反映现实意义的程度不同,本文结合相似度和离散度两组指标测度赋权方法的相对有效性。对于上文所构建的指标体系及赋权问题而言,CRITIC权重分析法相对于其他四种方法更为有效,适用性更强,故本文使用CRITIC权重(见表1)对指标体系进行测算,结果见图1(b)。

### 4. 测算结果

通过对比表1中排名前五的新质生产力指标体系最佳投影向量和权重的大小,可以得知在新质劳动者

层面高等教育水平最为重要。在新质劳动资料层面,全要素生产率的增长率都排名靠前,这也符合新质生产力的核心标志——全要素生产率的提升。在新质劳动对象层面两者区别较大,前者重要程度较为靠前的分别为人工智能企业活跃度和环保力度,而后者重要程度较为靠前的分别为新能源活跃度和减排治理。两种方法的新质生产力水平测算结果如图1所示。

从时间维度进行剖析,全国范围内的新质生产力呈现持续稳定的增长态势,但2019年时新冠疫情显著扰乱了全国新质生产力的增长轨迹,导致各地区普遍出现下降趋势,构成明显的负向冲击。值得注意的是,随着疫情防控措施的有效实施与疫情态势的逐步改善,新质生产力迅速恢复其增长动能,并继续保持原有的上升趋势。从地理区位维度进行剖析可以得知:首先,东部地区作为经济发达区域,其新质生产力水平显著领先于全国的平均标准,显示出强劲的创新性发展能力。其次,中部地区与东北地区的新质生产力虽不及东部地区,但仍保持在一个相对较高的层次上,且中部地区相较于东北地区展现出更为优越的表现,这可能与中部地区在产业结构调整、技术创新应用等方面的积极作为密切相关。最后,西部地区尽管在新质生产力的发展上保持了逐年增长的积极态势,但受制于资源禀赋及发展水平等多方面因素,其整体水平仍低于全国平均,表明该区域在推动新质生产力提升方面仍具有较大的发展空间和潜力。

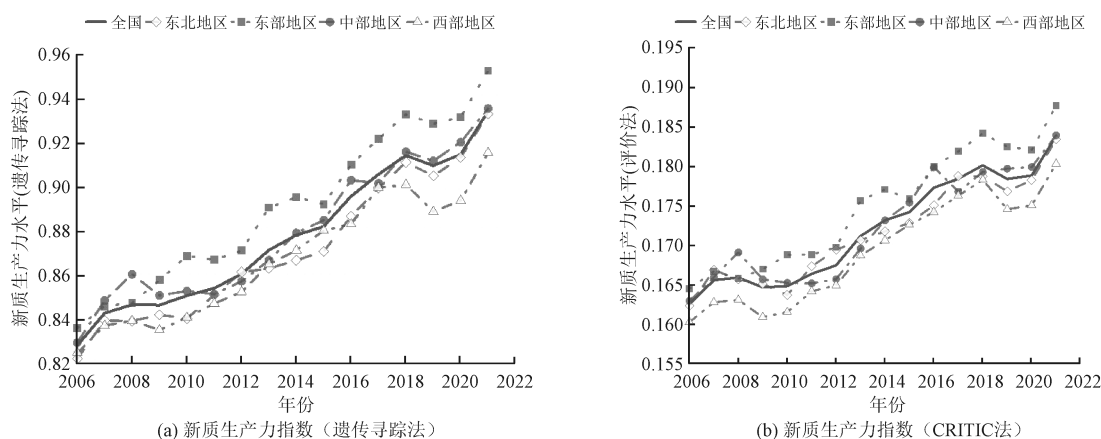


图1 新质生产力指数

## (二) 产业链韧性的测算

本节主要参考李萌等的方法通过构建产业链网络测算产业链韧性指数<sup>[28-29]</sup>。由于产业链网络本身具有高度复杂性,考虑到地级市数据的颗粒度可能无法满足完整的产业链网络后续计算,本文结合上述学者的方法,在构建网络时对行业部门数量进行简化。城市层面的多区域投入产出表来自中国碳核算数据库(CEADs),该表中的云南省整体为一个地区,而在新质生产力的数据集中云南省可以划分到地级市层面,为此本文首先对于原表中的云南省参考 Szabó 的方法进行区域化解<sup>[30]</sup>,得到昆明等7个城市的数据,最终将原313个城市分解成320个城市,此外将原表42个行业部门合并成第一产业、第二产业和第三产业三大部门(见表2),并以此来构建产业链网络。基于表2中的中间使用矩阵 $\{Z_{1,1}, Z_{1,2}, \dots, Z_{m,n}\} (m, n=1, 2, \dots, 320)$ 来构建网络,令北京、塔城等320个城市的各行业为节点,用 $P_{ij} (i=1, 2, \dots, 320; j=1, 2, 3)$ 表示, $i$ 为320个地区, $j$ 为3行业,一共得到960个节点,并用集合 $Q$ 表示所有的节点。令产业节点 $P_{ij}^u$ 与 $P_{ij}^v$ 的边关系 $L_w(u, v=1, 2, \dots, Q)$ ,以 $Z_{1,1}$ 为例,可以得到北京三大产业与其自身所构建的9个边关系,类似地可以得到所有的边关系,并用集合 $W$ 表示所有的边。因此,可以将地级市产业链网络抽象为由节点集合 $Q$ 和边集合 $W$ 构成的网络 $G(Q, W)$ 。

采用度中心性指标(Degree Centrality, DC)和最大连通子图的相对大小( $S$ )来表示网络特征指标。在产业链网络 $G(Q, W)$ 中,令 $d_{ij}^u$ 表示与节点 $P_{ij}^u$ 存在联系的所有节点数量之和,相对应的度中心性指标计算公式为:

$$DC_{ij}^u = d_{ij}^u / (Q - 1) \quad (7)$$

其中, $Q-1$ 表示产业链网络 $G(Q, W)$ 的最大可能的度。

表 2 (三大部门)城市尺度区域间投入产出表基本表式

			中间使用						最终使用						流出	总产出		
			北京			...	塔城			北京			...	塔城			EX	Y
			1	2	3	...	1	2	3	F1	...	F5	...	F1	...	F5		
中间投入	北京	1	$Z_{1,1}$			...	$Z_{1,320}$			$F_{1,1}$			...	$F_{1,320}$			$EX_1$	$Y_1$
		2																
		3																
	...	...	...			...	...			...	...			...	...			
	塔城	1	$Z_{320,1}$			...	$Z_{320,320}$			$F_{320,1}$			...	$F_{320,320}$			$EX_{320}$	$Y_{320}$
		2																
		3																
	流入	IM	$IM_1$			...	$IM_{320}$			...			...	...			...	...
中间投入合计	Z	$Z_1$			...	$Z_{320}$			...			...	...			...	...	
初始投入	劳动者报酬	V	$V_{1,1}$			...	$V_{1,320}$											
	生产税净额	D	$D_{2,1}$				$D_{2,320}$											
	固定资产折旧	T	$T_{3,1}$				$T_{3,320}$											
	营业盈余	S	$S_{4,1}$				$S_{4,320}$											
	增加值合计	TV	$TV_1$				$TV_{320}$											
总投入	X		$X_1$			...	$X_{320}$											

当产业链网络移除某个节点后,可能会改变产业链网络的连通性,通常使用产业链网络的最大连通子图的相对大小描述这一变化。使用  $Q$  表示初始网络中的节点总数, $Q'$ 表示移除节点后的产业链网络中最大连通子图的节点总数。最大连通子图的相对大小的计算如式(8)所示:

$$S=Q'/Q$$
 (8)

本文参照 Li 等的研究,通过两步测算得到产业链韧性指数<sup>[31]</sup>:

第一步:基于复杂理论,根据网络中心性指标对所有节点进行排序,并以此作为蓄意攻击节点的顺序,并计算初始网络的网络中心性指标。

第二步:基于第一步得到的顺序,使用数值模拟对节点进行蓄意攻击,攻击完成后计算此时的最大连通图  $S'(n)$ ,若此值大于 0,则按照排序继续对产业链网络的度中心性最大的节点进行攻击,直至  $S'(n)$ 为 0 时停止。此时即可得到每一个节点  $P$  的产业链韧性指数,计算公式为:

$$Res = 1 - [\sum_{n=0}^Q S(n) - S'(n)]/n$$
 (9)

其中, $S(n)$ 表示未受到攻击时的最大连通图, $S'(n)$ 表示产业链网络  $G(Q,W)$ 受到外生冲击后最大连通子图的相对大小。

图 2 所示为产业链韧性的测算结果,从时间层面观察可知全国产业链韧性稳步增加,各地区也保持增长趋势,但地区之间增长趋势差异明显。对比不同产业的产业链韧性指数可知,普遍的规律为第二产业的产业链韧性指数最高,其次是第三产业的产业链韧性指数,最低的则是第一产业的产业链韧性指数。2012 年时,东部地区和东北地区产业链韧性指数高于全国平均水平,2015 年时仅有东部地区超过全国水平。直到 2017 年,中部地区超越东北地区开始向东部地区靠近,并高于了全国平均水平。纵观时间维度和地区维度,西部地区产业链韧性指数都处于较为落后的位置。

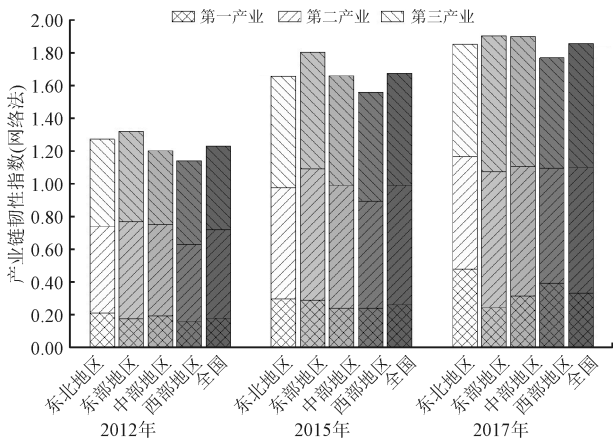


图 2 产业链韧性指数



### 三、新质生产力是否提升了城市产业链韧性？

#### (一) 样本数据及变量说明

本文测算新质生产力的数据主要来自《中国城市统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。其中,机器人渗透度参考魏下海等的方法,使用《国际机器人联盟报告》中的工业机器人安装数据等进行计算<sup>[32]</sup>,创业活跃度则参考白俊红等的方法,将企查查数据库作为数据采集平台,收集相应企业数据匹配地级市后再将城市人口作为标准化基数进行计算<sup>[33]</sup>。另外专利相关数据来自国家知识产权局,人工智能企业活跃度来自天眼查,新能源活跃度来自各地级市政府公告。计算产业链韧性的《2012 年中国城市尺度多区域投入产出表》《2015 年中国城市尺度多区域投入产出表》和《2017 年中国城市尺度多区域投入产出表》来自中国碳核算数据库(CEADs)。根据城市数据可得性,最终得到 242 个城市数据<sup>①</sup>。

被解释变量:产业链韧性指数(Res)。上文通过产业链网络测算得到 2012 年、2015 年、2017 年各地区各产业的产业链韧性指数,使用各城市三大产业增加值占比作为权重将产业链系数进行加权平均得到各城市产业链韧性指数 Res。

核心解释变量:新质生产力指数(Nqpr)。上文中已使用两种方法测得 2012 年、2015 年、2017 年三年的新质生产力指数 Nqpr。

控制变量:为精准地估计新质生产力对产业链韧性的影响,避免遗漏重要变量,本文参考袁航等的研究,选取五个方面的变量来控制可能对产业链韧性产生影响的因素<sup>[34-35]</sup>。具体为经济发展水平(EDL)、对外开放程度(ODU)、基础就业能力(Emp)、交通运输水平(PCRA)、基础设施水平(Isl)。其中,经济发展水平采用人均 GDP 指标测度,对外开放程度用进出口总额占 GDP 比重衡量,交通运输水平程度以地级城市人均公路货运量的对数反映,基础就业能力用全行业就业人数表示,基础设施水平则用某城市固定资产投资规模占 GDP 的比重代表。具体变量解释说明见表 3。

表 3 变量说明及描述性统计

变量名称	变量含义	地区数	时间	平均值	标准差	最小值	最大值
Res	产业链韧性指数	242	3	0.614 1	0.190 5	0.044 3	0.998 0
Nqpr	新质生产力指数	242	3	0.793 1	0.145 0	0.378 0	1.505 8
EDL	经济发展水平	242	3	10.001 8	4.982 1	2.261 7	42.912 4
ODU	对外开放程度	242	3	0.447 9	0.208 1	0.073 8	1.038 4
Emp	基础就业能力	242	3	45.139 9	37.254 4	6.000 0	294.780 1
PCRA	交通运输水平	242	3	17.118 6	7.119 1	2.250 0	57.630 0
Isl	基础设施水平	242	3	0.840 5	0.311 5	0.015 9	2.268 2

机制变量:根据前文内容已知,资源错配减缓和产业结构升级能够促进产业链韧性的提升。本文为分析资源错配和产业结构的中介效应,在计算产业错配指数(RMI)时参考了刘诚等的研究,采用生产函数法来评估各城市要素市场的扭曲程度,具体是通过取对数后的柯布-道格拉斯函数,从资本扭曲和劳动扭曲两个维度出发,综合计算出市场扭曲程度的公式。接着将各城市的实际数据代入该公式,并以各城市总的市场扭曲程度与当年所有城市中市场扭曲最大值的比值,来衡量各城市的资源错配程度<sup>[36]</sup>。产业结构升级(ISU)则参考了袁航等的研究采用产业结构层次系数来表示,具体为通过份额比例的相对变动来刻画三大产业在数量维度上的演进过程<sup>[34]</sup>。

异质性分组变量:经济密度和城镇化水平能够反映一个地区的经济发展情况,在经济密度高的地区,经济发展水平较高并且经济聚集效应明显,而城镇化水平较高的城市往往拥有较好的经济基础和产业发展基础,这些条件有助于新质生产力发展以及产业链韧性的提升,故本文探究了不同经济密度和城镇化水平地区内新质生产力对产业链韧性的影响。在计算经济密度(UED)时参考张跃胜等的方法,以每平方公里 GDP

① 为满足所有变量数据的完整性,对于部分变量缺失程度超过 60%的城市进行剔除,比对各数据集及城市尺度多区域投入产出表后,能保证变量完整性的城市数量为 242。



来表征经济密度,以体现城市经济集聚效应。在计算城镇化水平(Urnl)时使用各地区统计公报的数据,具体为城镇常住人口/总常住人口<sup>[37]</sup>。

(二)基准回归分析

基于前文理论分析,为检验假设 H1,构建固定面板模型如下:

$$\text{Res}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Nqpr}_{it} + \sum \alpha_j X_{itj} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中, $i$ 为城市; $t$ 为年份; $\text{Res}_{it}$ 表示第*i*个城市第*t*年产业链韧性; $\text{Nqpr}_{it}$ 表示第*i*个城市第*t*年新质生产力水平, $X_{itj}$ 为一系列控制变量, $\alpha_0$ 为截距项, $\alpha_1$ 为核心解释变量的回归系数, $\alpha_j$ 为第*j*个控制变量的回归系数; $\delta_i$ 、 $\gamma_t$ 为城市固定效应和时间固定效应, $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项。

表4中列(1)至列(5)以及列(7)的回归结果显示,随着控制变量的增加,模型的 $R^2$ 逐渐增大,并且新质生产力指数的系数均在5%水平下显著为正,说明假设H1成立,新质生产力对产业链韧性有明显促进作用。随着新质生产力的显著提升,其相应催生出一系列前沿技术和创新方法,不仅成功突破传统产业链所面临的运输距离长、资源消耗大等固有局限,更推动产业链结构深度重构,使之以数字化、智能化的崭新形态融入市场,从而显著地增强新型产业链的韧性。此外,鉴于传统产业链在信息流通上的封闭性,新质生产力的崛起促进产业链内部信息交流的活跃性和数据共享的高效性。这种变革使得在某一产业链遭遇风险或突发状况时,能够迅速获得应对策略,有效地提升产业链韧性和抗风险能力。

表4 新质生产力水平影响产业链韧性的基准回归结果

变量	(1) Res	(2) Res	(3) Res	(4) Res	(5) Res	(6) Res	(7) Res
Nqpr	0.194 2** (0.091 3)	0.194 6** (0.087 5)	0.192 4** (0.080 3)	0.205 3** (0.082 7)	0.165 8** (0.083 8)	0.903 8*** (0.100 8)	0.173 2* (0.090 4)
Isl		0.066 9*** (0.018 2)	0.070 4*** (0.018 6)	0.072 4*** (0.019 1)	0.069 1*** (0.018 6)	0.258 8*** (0.029 8)	0.069 4*** (0.018 9)
PCRA			0.001 8 (0.001 2)	0.001 8 (0.001 2)	0.002 3* (0.001 2)	0.007 0*** (0.001 5)	0.002 3* (0.001 2)
OULD				-0.028 8 (0.063 1)	-0.095 0 (0.069 7)	-0.384 6*** (0.093 2)	-0.093 4 (0.071 5)
EDL					-0.006 4*** (0.002 2)	0.002 7 (0.004 6)	-0.006 4*** (0.002 2)
Emp						-0.000 5 (0.000 8)	-0.000 1 (0.000 4)
Con_	0.337 0*** (0.069 3)	0.288 4*** (0.066 4)	0.258 5*** (0.060 4)	0.261 2*** (0.059 5)	0.375 3*** (0.072 6)	-0.271 1*** (0.102 4)	0.371 5*** (0.075 9)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	否	是
观测值	726	726	726	726	726	726	726
R <sup>2</sup>	0.614 6	0.620 1	0.621 3	0.621 5	0.626 8	0.453 3	0.626 8

注:括号内为标准误差,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平下显著。下同。

为深入理解新质生产力对产业链韧性的影响及动力机制,采用分位数回归进行分析。具体而言,本文计算了不同分位数(0.1、0.3、0.5、0.7、0.9)下新质生产力总指数以及各维度指数与产业链韧性之间的回归系数,结果如图3所示,其中,各点代表回归系数的具体数值,而柱形图则直观地展示了相应系数的误差范围。

观察图3可知,新质生产力总量及其各维度指数对产业链韧性的影响系数呈现出类似的增长趋势。具体而言,在10%和30%分位数水平下,新质生产力的回归系数虽为负值,但呈现出递增趋势,其中新质劳动资料的增长幅度最为显著。对比分析各分位数水平可得,在高分位数区间内,新质生产力能够更好地引领产业结构的优化与转型,不仅能提升产品技术含量和附加值,还能促进产业链整体升级,使产业在面对外部冲击时更具适应性和韧性。尽管在低分位数区间,新质生产力对产业链韧性具有负向效应,但高分位数区间的正向效应在未来发展中有望抵消这部分负向效应,从而确保产业链韧性能够持续以正向态势增强。

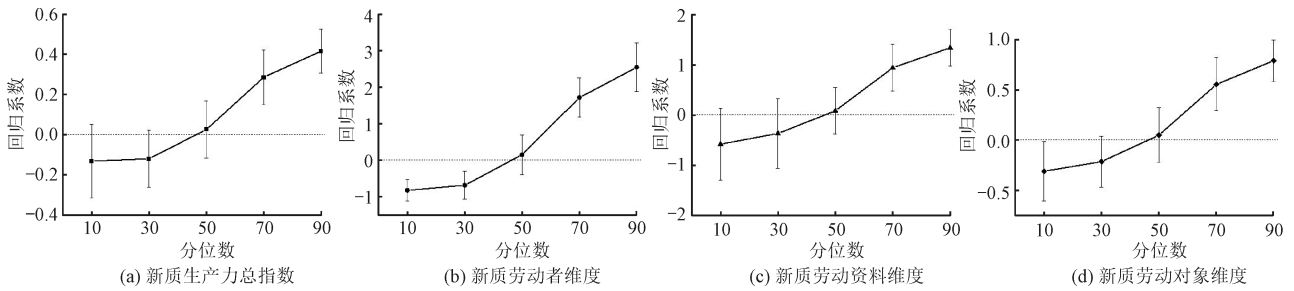


图3 不同分位数新质生产力对产业链韧性的影响系数

(三)内生性与稳健性分析

本文借鉴杨景院等的研究方法,选用样本城市与杭州市之间的球面距离作为工具变量。这一选择基于双重考量:首先,杨景院等人的研究证实,即便是线上金融业务,也会因地理距离的增加而受到不同程度的削弱,进而影响新质生产力发展<sup>[38]</sup>。因此,该工具变量与解释变量之间存在相关性,满足作为工具变量的基本条件。其次,距离作为一个纯粹的地理因素,对产业链韧性具有高度外生性,这进一步强化其作为工具变量的适用性。鉴于距离数据属于截面性质,本文采用样本城市至杭州市的球面距离与上一年度新质生产力指数的交乘项作为工具变量1,记为IV1。此外,在城市经济学经典研究中,探讨人口增长及其在城市间的分布时,自然资源角色往往被置于重要位置。刘修岩等的研究成果指出,城市的自然地理特性,特别是邻近水源,对于城市规模的分布具有显著影响<sup>[39]</sup>。具体而言,城市若靠近水源,能够有力推动当地经济的繁荣。并且,水源等自然因素作为外生变量,既符合工具变量的相关性要求,也满足其外生性的条件。故本文决定将河流长度也纳入工具变量的考量中。鉴于河流长度也属于截面数据范畴,故同样采用城市河流长度与上一年度新质生产力指数的交乘项作为工具变量2,记为IV2。

根据表5中列(2)、列(4)的Kleibergen-Paap rk LM统计值均在1%显著性水平下拒绝原假设,即说明模型工具变量都不存在识别不足问题。Kleibergen-Paap rk Wald F统计量同样均在1%的显著性水平下拒绝原假设,说明模型工具变量均不存在弱工具变量的问题。此外,经计算Hansen J统计量为2.517,在5%显著性水平下可拒绝模型工具变量过度识别问题的原假设,并且使用工具变量后新质生产力系数对产业链韧性依旧存在正向影响,表明工具变量合理有效。

表5 新质生产力水平影响产业链韧性的内生性检验结果

变量	工具变量1		工具变量2	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1) IV1	(2) Res	(3) IV2	(4) Res
IV1	0.001 0*** (0.000 03)			
IV2			0.000 3*** (0.000 0)	
Nqpr		0.309 6*** (0.092 5)		0.213 5* (0.111 2)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	726	726	726	726
Kleibergen-Paap rk LM统计量		51.750***		28.819***
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量		1 250.386***		199.379***

考虑到上文建立的基准回归模型可能受一些不可观测因素影响,导致回归结果偏误,故本文通过以下几种方式对基准回归的稳健性进行检验,详见表6。一是验证被解释变量对基准回归稳健性的影响,本文还借

鉴孙红雪等的计算方法从抵御恢复力和转型更新力两个维度来综合表征产业链韧性,分别测得3年的产业链韧性Res2,并将其重新代入回归,结果见列(1)<sup>[40]</sup>。二是更换核心解释变量,把CRITIC法测得的新质生产力指数Nqpr2作为新的核心解释变量代入回归,结果见列(2)。三是同时更换核心解释变量和被解释变量,在列(3)中,将解释变量更换成与列(1)一致,同时将被解释变量更换成与列(2)一致。四是增加样本,考虑到城市投入产出表仅有三年的数据可能对分析结果存在影响,为扩充样本,采用与上文计算Res2相同方法来计算2006—2021年城市产业链韧性指数,记为Res3,并将城市数量扩充到274个,以及将扩充样本后测得的Nqpr3和Nqpr4重新带入回归,相关结果见列(4)和列(5)。表6的结果一致表明,在5%显著性水平下,新质生产力对产业链韧性的提升具有显著的促进作用。根据列(4)和列(5)可以得知,增加样本数量后新质生产力系数明显增大,说明模型稳健性能够通过检验。

表6 新质生产力水平影响产业链韧性的稳健性检验结果

变量	更换 Res 测算方法 (1) Res2	更换 Nqpr 测算方法 (2) Res	更换 Nqpr 和 Res 测算方法 (3) Res2	增加时间跨度和城市数量	
				(4) Res3	(5) Res3
Nqpr	0.677 4 *** (0.155 1)				
Nqpr2		0.268 6 *** (0.101 4)	0.903 8 *** (0.100 8)		
Nqpr3				1.594 5 *** (0.574 0)	
Nqpr4					1.823 7 *** (0.665 0)
Con_	-0.413 2 *** (0.101 1)	0.333 6 *** (0.076 4)	-0.271 1 *** (0.102 4)	-0.843 6 * (0.440 1)	-0.790 3 * (0.426 5)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	726	726	726	4 384	4 384
R <sup>2</sup>	0.464 0	0.628 8	0.453 3	0.355 8	0.353 9

#### (四)异质性分析

##### 1. 经济密度异质性分析

为深入探究不同经济密度地区内部新质生产力对产业链韧性促进作用的异质性,鉴于各地区新质生产力水平及其经济集聚效应的显著差异,本文采用所有城市经济密度指数的中位数作为划分标准,将样本城市明确区分为两组:经济密度高于中位数的城市标记为1,低于中位数的城市标记为0。随后,针对这两组城市样本分别进行回归,具体结果详见表7的列(1)和列(2),在经济密度较高的地区,新质生产力对产业链韧性的提升作用在1%显著性水平下呈现出显著的正向影响。这一发现表明,在经济基础雄厚、经济集聚效应明显的地区,新质生产力的提升能够有效促进工业转型和高新技术的渗透,从而加速当地产业链的重构与优化,最终显著提升产业链韧性。然而,在经济密度较低的地区,新质生产力对产业链韧性的促进作用则显得较为微弱,因为经济基础相对薄弱、经济集聚效应不明显的地区,在吸收新质生产力提升带来的工业转型及高新技术渗透方面存在一定的难度和滞后性,抑制了对产业链韧性的促进作用。

##### 2. 城镇化水平异质性分析

新质生产力的核心要素——创新,与新型城镇化建设中智能化、绿色化的发展理念高度契合<sup>[41]</sup>。由于各地区在城镇化进程中的发展水平存在显著差异,这种差异不仅会影响新质生产力的发展速度和方向,而且会进一步作用于新质生产力对产业链韧性提升的实际效果。为深入剖析这种影响机制,本文采用分组回归的分析方法,依据所有地区城镇化水平的中位数,将研究样本精准划分为城镇化水平高和城镇化水平低两组。通过对比列(3)和列(4)可以得知,在城镇化水平高的地区,新质生产力对产业链韧性的正向促进作用在

统计显著性上更为突出。

这一发现可以从以下几个方面进行解释:首先,城镇化水平高的地区往往具备更为完善的基础设施和公共服务体系,为新质生产力的培育和发展提供更为优越的物质条件和制度环境。其次,这些地区通常拥有更为丰富的创新资源和人才储备,使得新质生产力能够更快地转化为现实生产力,推动产业链向高端化、智能化发展。最后,城镇化水平高的地区在政策创新方面往往更具前瞻性和灵活性,能够为新质生产力的发展提供更为宽松的政策空间和制度保障,从而进一步促进产业链韧性提升。

### 3. 产业部门异质性分析

上文产业链韧性指数测算结果表明,不同部门产业链韧性指数区别明显,全国范围内以及各地区普遍存在第二产业最高,第三产业次之,第一产业最低的特征。为探究行业间差异会对模型效果带来何影响,本文分别以第一产业、第二产业、第三产业产业链韧性指数为被解释变量进行回归,结果见表8。对比列(1)、列(2)和列(3)中新质生产力的系数可知,在第一产业层面新质生产力的系数约为第二产业和第三产业的一半,故新质生产力对产业链韧性的促进作用在第二和第三产业层面更为显著。具体原因是新质生产力的快速提升有效推动传统制造业和建筑业转型升级,同时第三产业正在经历由数字化和网络化驱动的新服务模式变革,新兴产业的加入也为产业链韧性的提升提供坚实支撑。

### 4. 地理区位异质性分析

鉴于中国目前区域发展依旧存在的显著异质性,以东北地区为例,作为中国传统的重工业基地,其产业结构长期以重工业和传统制造业为主导,因此,推动该地区的产业升级和转型成为当前重要的任务。为深入探究不同地理区位对新质生产力与产业链韧性关系的异质性影响,本文依据地理位置和经济发展特征,将地区细分为东北地区、东部地区、中部地区和西部地区四组,并分别进行回归分析,具体结果见表8的列(4)至列(7)。经对比可知东部地区新质生产力对产业链韧性的促进作用最为显著。这主要归因于东部地区拥有较为先进的制造业集群,为产业链韧性提供了坚实的基础。同时,东部地区新质生产力水平较高,能够更有效地利用核心技术降低产业链中的安全隐患,进而显著提升产业链韧性指数。相比之下,东北地区和中部地区也表现出一定程度的促进作用,但效果不如东部地区显著。这可能与这些地区产业结构相对传统、新质生

表7 经济密度和城镇化水平异质性检验结果

变量	经济密度		城镇化水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Res 高	Res 低	Res 高	Res 低
Nqpr	0.570 1*** (0.176 4)	0.073 6 (0.127 8)	0.453 7*** (0.130 6)	-0.032 8 (0.173 7)
Con_	0.179 2 (0.186 8)	0.428 8*** (0.107 1)	0.377 7*** (0.120 9)	0.315 0** (0.144 5)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	363	363	363	363
R <sup>2</sup>	0.647 7	0.631 6	0.578 0	0.682 3

表8 产业部门和地理区位异质性检验结果

变量	产业部门				地理区位		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Y1 第一产业	Y2 第二产业	Y3 第三产业	Res 东北	Res 东部	Res 中部	Res 西部
Nqpr	0.149 4* (0.084 4)	0.312 2*** (0.094 2)	0.296 6*** (0.089 5)	0.524 1*** (0.186 3)	0.556 8*** (0.122 9)	0.362 7*** (0.101 6)	-0.246 1* (0.125 7)
Con_	0.140 0* (0.075 1)	0.331 7*** (0.082 1)	0.315 1*** (0.078 0)	0.234 1 (0.188 5)	0.351 5** (0.150 3)	0.203 8** (0.078 8)	0.682 1*** (0.109 0)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	726	726	726	78	219	216	213
R <sup>2</sup>	0.421 7	0.567 3	0.567 3	0.798 0	0.628 3	0.711 8	0.710 6



产力发展水平有限有关。而在西部地区,由于产业体系相对落后、开放程度较低以及新质生产力发展水平普遍低于全国平均水平,新质生产力对产业链韧性的促进作用显著性较弱。因此,应当促进区域协调均衡发展,避免出现短板效应。

#### 四、进一步讨论:城市新质生产力如何影响产业链韧性?

##### (一)新质生产力提升产业链韧性的机制分析

前文从缓解资源错配和产业结构升级的视角,分析了新质生产力促进产业链韧性提升的传导机制,为验证该传导机制,本文在式(10)的基础上构建计量模型来验证中介效应。本文分别对假设 H2a 和假设 H2b 构建模型如下:

$$RMI_{it} = \beta_0^1 + \beta_1^1 Nqpr_{it} + \sum \beta_j^1 X_{ijt} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

$$Res_{it} = \lambda_0^1 + \lambda_1^1 Nqpr_{it} + \lambda_2^1 RMI_{it} + \sum \lambda_j^1 X_{ijt} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (12)$$

$$ISU_{it} = \beta_0^2 + \beta_1^2 Nqpr_{it} + \sum \beta_j^2 X_{ijt} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (13)$$

$$Res_{it} = \lambda_0^2 + \lambda_1^2 Nqpr_{it} + \lambda_2^2 ISU_{it} + \sum \lambda_j^2 X_{ijt} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (14)$$

式(11)~(14)中, $RMI_{ij}$ 表示第*i*个城市第*t*年资源错配指数, $ISU_{ij}$ 表示第*i*个城市第*t*年产业结构升级指数, $\beta$ 为反映核心解释变量对中介变量影响的系数, $\lambda$ 则反映了中介变量加入后与核心解释变量一并对被解释变量产生影响的系数,上标1和2用以区分两个中介变量的影响,其他系数可参考式(10)的解释。

##### 1. 资源错配的中介效应检验

根据前文理论,新质生产力能够缓解资源错配,并进一步促进产业链韧性的提升,为验证资源错配作为中介效应的传导机制,本文基于式(11)和式(12)构建模型,见表9中列(1)和列(2),列(1)结果显示新质生产力的系数为-0.3185,在5%的置信水平下可以认为新质生产力对资源错配具有抑制作用。再观察列(2)的结果,新质生产力的系数为0.1319,资源错配的系数为-0.0581,都在10%的水平下显著,由此证明假设H2a成立。综合来看资源错配对产业链韧性具有抑制作用,而新质生产力对产业链韧性仍旧具有促进作用,证实了新质生产力水平提高可以缓解资源错配,进而促进产业链韧性的提升。

##### 2. 产业结构升级的中介效应检验

前文同样说明了产业结构升级也具有中介效应,为验证其传导机制,本文基于式(13)和式(14)构建模型,见表9中列(3)和列(4),列(3)结果显示新质生产力的系数为0.0819,在5%的置信水平下可以认为新质

表9 新质生产力水平影响产业链韧性的传导机制检验结果

变量	资源错配中介效应		产业结构升级中介效应	
	(1) RMI	(2) Res	(3) ISU	(4) Res
Nqpr	-0.3185** (0.1307)	0.1319* (0.0771)	0.0819** (0.0402)	0.1267* (0.0756)
RMI		-0.0581* (0.0344)		
ISU				0.2894** (0.1148)
Con_	0.6521*** (0.1097)	0.3924*** (0.0689)	2.1133*** (0.0287)	-0.2570 (0.2518)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	726	726	726	726
R <sup>2</sup>	0.0767	0.6778	0.7865	0.6797

生产力对产业结构升级具有促进作用。再观察列(4)的结果,新质生产力的系数为 0.126 7,在 10%的水平下显著,而产业结构升级的系数为 0.289 4,在 5%的水平下显著,由此证明假设 H2b 成立。综合来看产业结构升级对产业链韧性具有促进作用,而新质生产力对产业链韧性依旧具有促进作用并且在产业结构升级的加入后促进作用更为明显,证实新质生产力水平提高可以推动产业结构升级,进而促进产业链韧性的提升。

## (二)新质生产力提升产业链韧性的空间溢出效应分析

### 1. 空间溢出效应分析

地区间的要素禀赋交流及产业融合等机制将推动某一地区的新质生产力水平对周边地区的发展产生显著影响,或反之受到周边地区的影响。同样地,产业链韧性也呈现出类似的联动效应。鉴于已证实新质生产力对产业链韧性的提升具有促进作用,为验证这种提升作用在地理空间上是否显著,即检验新质生产力水平是否对产业链韧性具有空间溢出效应,本文基于假设 H3 构建如下空间计量模型:

$$\text{Res}_{it} = \partial_0 + \rho \text{Wlnce} + \partial_1 \text{Nqpr}_{it} + \sum \alpha_j X_{ijt} + \rho_1 \text{WNqpr}_{it} + \rho_2 \text{W} \sum \alpha_j X_{ijt} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, $\rho$ 、 $\rho_1$  和  $\rho_2$  为被解释变量、解释变量和控制变量的空间效应系数; $W$  为地理距离空间矩阵,计算公式如式(16)所示, $d_{ij}$  表示两城市间的质心距离,矩阵中非对角线的元素用地区间直接欧式距离的倒数来计算,对角线上的元素赋值为 0。

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (16)$$

为衡量新质生产力对产业链韧性在地理空间上的影响,本文使用同样固定时间和地区效应的空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,SDM)进行计算,紧接着使用偏微分法将溢出总效应进一步分解为直接效应和间接效应,旨在通过直接效应和间接效应分析不同因素对产业链韧性产生的影响,以及本地区与邻近地区之间可能存在的相互作用情况。空间效应分解结果如表 10 所示,新质生产力对产业链韧性的影响主要体现在直接效应层面,即新质生产力的发展能够显著提升本地区产业链韧性。此外,本地区新质生产力的溢出效应也能对邻近地区产业链韧性的提升产生促进作用。总效应系数显著为正,表明在本地区和邻近地区新质生产力发展的共同驱动作用下,本地区产业链韧性得以显著提升,由此证明假设 H3 成立。

### 2. 空间溢出衰减分析

虽然新质生产力能提升产业链韧性,并且存在空间溢出效应,但随着城市之间距离的增加,这种溢出也存在边界,当城市距离增加到一定临界点时,溢出效应可能达到临界水平,甚至溢出的方向也有可能发生改变。为此,本文在前文研究基础上通过设置不同地理距离阈值,来探究随地理距离不断增加对新质生产力对产业链韧性的空间溢出效应产生的影响。通过阈值  $d$  对空间距离权重矩阵进行调整,具体参照式(17):

$$\text{Dis}_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, d_{ij} \geq d \\ 0, d_{ij} < d \end{cases} \quad (17)$$

通过初步计算可以得知,本文所研究的城市空间距离最远为 3 500 千米左右,但考虑到距离超过 1 600 千米时权重矩阵中留下空间关系的单元很少,而且空间溢出系数容易受异常值影响,故本文将阈值范围设置为  $[d_{\min}, d_{\max}]$ ,  $d_{\min} = 0$ ,  $d_{\max} = 1 600$ ,  $d \in [d_{\min}, d_{\max}]$ 。为反映新质生产力对产业链韧性的空间衰减效应,按 50 千米为步长依次计算新的权重矩阵,令每次迭代的步长为  $\tau$ ,即有  $d = \{d_{\min}, d_{\min} + \tau, d_{\min} + 2\tau, \dots, d_{\max}\}$ ,最终得到 32 个不同距离阈值下的空间距离权重矩阵。将新矩阵依次代入式(15)进行计算,结果如图 4 所示,新质生产力的空间溢出效应随地理距离增加呈现整体衰减趋势。

城市间距离在 50 千米内时,新质生产力的空间溢出系数随距离增加快速上升,说明在此区间内新质生

表 10 新质生产力水平影响产业链韧性的空间溢出效应分解结果

	Res		
	直接效应	间接效应	总效应
Nqpr	0.577 6*** (0.058 3)	0.846 3* (0.455 8)	1.424 0*** (0.442 4)
Nqpr2	0.600 0*** (0.066 8)	0.987 4* (0.555 6)	1.587 5*** (0.541 6)

产力提升不仅能促进本地区产业链韧性提升,还能促进较近范围内其他地区产业链韧性提升。但是,超过一定距离后,空间溢出系数开始下降,特别是在地理距离为50千米到200千米时,空间溢出系数开始波动并呈现快速下降的趋势。超过200千米时又开始增加,直到400千米时停止增加。距离超过400千米后,又出现较大的波动,据此本文将50千米到750千米的区间命名为溢出密集地区,在此地理距离区间内,新质生产力的发展会对其他地区产业链韧性带来

较强影响。在现实中可能由于跨地区合作时会受到地方保护主义影响,要素流动和技术共享受阻,从而溢出效应的变化程度大相径庭。在750千米到1300千米的地理区间内,城市间的跨区交流成本大幅增加,再加之行政区划藩篱的影响,对资源和信息的“锁定”也有所增强,故在此区域内新质生产力对产业链韧性的空间溢出效应持续下降。直至两地之间的距离超过1300千米时,新质生产力空间溢出效应趋于收敛。

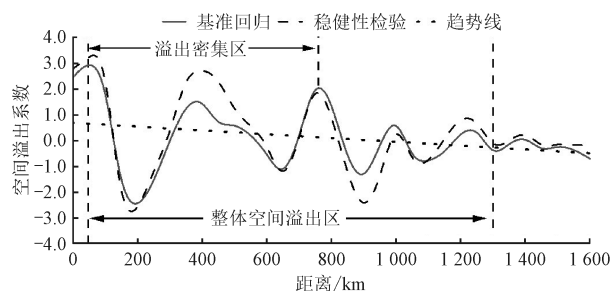


图4 空间溢出衰减过程图

## 五、结论与启示

本文在梳理已有研究成果的基础上对新质生产力指标体系进行创新,通过多种方式进行测算,另外利用城市尺度投入产出表分产业测算各地级市产业链韧性。在此基础上,厘清新质生产力对产业链韧性提升具有促进作用且存在空间溢出效应,以及资源错配和产业结构升级作为中介效应的机制和假设,并通过建模求解和开展一系列检验进行证实。研究发现,第一,新质生产力的全国平均水平呈现稳步上升的趋势,但各大地区之间的差异明显,东部地区明显高于全国平均水平,西部地区低于平均水平。第二,产业链韧性有着与新质生产力类似的逐年递增趋势和地区分布特征,除此以外,各地区分产业链韧性指数普遍存在“第二产业>第三产业>第一产业”的特征。第三,经模型检验新质生产力对产业链韧性确实具有促进作用,并且对东部地区的促进作用最显著,其次是东北地区和中部地区,对西部地区的促进作用相较于其他地区而言显著性不明显。同样的规律还有经济密度高的地区和城镇化水平高的地区促进作用更为显著。第四,资源错配和产业结构升级中介效应显著,前者的效应具体体现为新质生产力水平提高可以缓解资源错配,进而促进产业链韧性的提升。后者则体现为新质生产力水平提高可以推动产业结构升级,进而促进产业链韧性的提升。第五,新质生产力对产业链韧性有正向的空间溢出效应,并且随城市间距离的增加,溢出效应整体存在衰减的趋势。

基于以上结论,提出如下对策建议:

第一,分区施策,协调推进新质生产力和产业链韧性发展。实证结果表明,新质生产力和产业链韧性的发展,以及新质生产力对产业链韧性的促进作用,均存在显著的地区差异,东部地区凭借其独特的优势,始终走在前列,而其他地区则排在其后。因此,各区域需坚持因地制宜的原则,精准把握发展方向,积极探索与本地实际相结合的产业升级路径<sup>[42]</sup>。对于东部地区,应设立专项研发基金,聚焦前沿技术,积极培育新兴产业,发挥其在产业升级中的引领作用,从而带动全国范围内的共同进步。同时,其他地区也应结合自身资源优势,制定特色化的发展战略。例如,中部地区可聚焦于高端制造与科技创新,推动产业现代化;东北地区应持续深化传统产业革新,促进产业转型升级;西部地区则可依托其丰富的资源禀赋与人力优势,发展资源深度开发与加工产业。

第二,优化资源配置,强化产业协同效应。针对资源错配的中介机制以及新质生产力的空间溢出效应,需要进一步借助数字化、网络化和智能化手段,提升劳动资料的使用效率,突破传统界限,实现资源的高效流通与精准匹配。各地应积极推动区域间的协商与合作,构建新质产业协作网络,摒弃保护主义思维,以开放包容的态度促进跨区域的合作与发展。政府与企业应携手搭建高效的交流平台,鼓励跨企业、跨产业的深度合作,实现知识、技术和资源的无障碍共享,从而进一步增强产业集聚效应,形成有序的梯度转移布局,确保新质生产资料能够自由流动,为产业链的安全稳定提供坚实保障。

第三,强化产业升级动力,提升产业链韧性。基于产业升级的中介作用,不断推动产业结构升级,可以更

有效地发挥新质生产力对产业链韧性的正面影响。首先,应强化数字基础设施建设,推动互联网、物联网、云计算、大数据等信息技术的广泛应用。其次,要优化产能结构,促进绿色可持续发展。通过健全法规体系遏制低水平重复投资,整顿产能过剩行业,并支持优势企业整合落后产能。同时借助技术创新和完善产业链,不断提升可再生能源和新兴能源在工业中的利用比例。最后,要推动数字技术与制造业的深度融合,发展智能化、网络化工业设备,打造以智能工厂为标杆的融合型数字化产业,并前瞻布局区块链、量子技术等未来数字化产业的培育。

#### 参考文献:

- [1] 张虎,张毅,刘嘉颖,等. 产业链现代化目标下中国产业链政策的量化评价[J]. 统计与信息论坛,2023,38(9):32-46.
- [2] 王伯睿,朱喆. 新质生产力赋能高质量发展:价值演替、理论辨识及中国路径[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2024,51(6):8-14.
- [3] 孟捷,韩文龙. 新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J]. 经济研究,2024,59(3):29-33.
- [4] 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.
- [5] 刘伟. 数字经济对制造业产业链韧性的影响研究[J]. 技术经济与管理研究,2023(8):45-50.
- [6] 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.
- [7] 徐波,王兆萍,余乐山,等. 新质生产力对资源配置效率的影响效应研究[J]. 产业经济评论,2024(4):35-49.
- [8] 徐政,张姣玉. 新质生产力促进制造业转型升级:价值旨向、逻辑机理与重要举措[J]. 湖南师范大学社会科学学报,2024,53(2):104-113.
- [9] 谢家智,何雯好. 现代产业链韧性评价及提升路径[J]. 统计与信息论坛,2024,39(2):15-28.
- [10] ALESSANDRIA G, KHAN S Y, KHEDERLARIAN A, et al. The aggregate effects of global and local supply chain disruptions,2020-2022[R]. NBER Working Paper No. 30849,2023.
- [11] GROSSMAN G M, HELPMAN E, LHUILLIER H. Supply chain resilience: should policy promote diversification or reshoring? [J]. Journal of political economy,2023,131(12):3462-3496.
- [12] BALDWIN R, FREEMAN R. Risks and global supply chains: what we know and what we need to know[J]. Annual review of economics,2022(14):153-180.
- [13] 谷城,张树山. 产业链韧性水平测度、区域差异及收敛性研究[J]. 经济问题探索,2023(6):123-139.
- [14] 张伟,李航宇,张婷. 中国制造业产业链韧性测度及其时空分异特征[J]. 经济地理,2023,43(4):134-143.
- [15] 谷城,张树山. 数字经济发展与产业链韧性提升[J]. 商业研究,2023(5):1-11.
- [16] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力[J]. 经济研究,2024,59(3):4-11.
- [17] WANG H J, YANG L, FENG Y C. How does digital economy affect the industry chain resilience in China? [J]. Humanities and social sciences communications,2024,11(1):1-14.
- [18] 吕越,陈泳昌. 提升产业链韧性和安全水平:时代背景、风险挑战与靶向进路[J]. 学术论坛,2024,47(2):58-67.
- [19] 朱春艳,李东沼. 科技创新赋能新质生产力发展的机制与实践[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版),2024,51(6):15-20.
- [20] 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.
- [21] 王梓琪,周国富,徐莹莹. 数字经济产业融合程度、路径和模式的统计测度研究[J]. 统计与信息论坛,2025,40(1):21-35.
- [22] 陈雨. 新质生产力助推产业链现代化体系建设研究[J]. 生产力研究,2024(8):80-84.
- [23] 韩健,李江宇. 数字经济发展对产业结构升级的影响机制研究[J]. 统计与信息论坛,2022,37(7):13-25.
- [24] 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.
- [25] 李雪娇,何爱平,安梦天. 新质生产力对马克思生产力理论的新拓展[J]. 西安财经大学学报,2024,37(5):29-39.
- [26] 盛朝迅. 新质生产力的形成条件与培育路径[J]. 经济纵横,2024(2):31-40.
- [27] WANG Q, YANG X. Investigating the sustainability of renewable energy — An empirical analysis of European Union countries using a hybrid of projection pursuit fuzzy clustering model and accelerated genetic algorithm based on real coding [J]. Journal of cleaner production,2020,268:121940.
- [28] 李萌,何宇,潘家华. “双碳”目标、碳税政策与中国制造业产业链韧性[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(9):22-34.
- [29] 何宇,田杰鑫,覃朝晖,等. 基于生产网络视角的中国产业链韧性测度研究[J]. 复杂系统与复杂性科学,2024,21(2):21-27.



- [30] SZABÓ N. Methods for regionalizing input-output tables[J]. Regional statistics, 2015, 5(1): 44-65.
- [31] LI Y H, ZOBEL C W, SEREF O, et al. Network characteristics and supply chain resilience under conditions of risk propagation[J]. International journal of production economics, 2020, 223: 107529.
- [32] 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.
- [33] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022(6): 61-78.
- [34] 袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [35] 郑威,陈辉. 数据要素市场化配置对城市经济韧性的影响:促进还是抑制? ——基于数据交易平台设立的准自然实验[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(12): 78-92.
- [36] 刘诚,夏杰长. 线上市场、数字平台与资源配置效率:价格机制与数据机制的作用[J]. 中国工业经济, 2023(7): 84-102.
- [37] 张跃胜,张寅雪,邓帅艳. 技术创新、产业结构与城市经济韧性——来自全国 278 个地级市的经验考察[J]. 南开经济研究, 2022(12): 150-168.
- [38] 杨景院,刘伟丽,刘宏楠. 数字金融如何推动城市创业? ——作用机制与异质性分析[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(11): 14-31.
- [39] 刘修岩,李松林,陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017(10): 25-43.
- [40] 孙红雪,朱金鹤. 自由贸易试验区设立能否增强中国产业链韧性? ——基于多种创新要素集聚的中介机制检验[J]. 现代经济探讨, 2023(11): 72-84.
- [41] 文丰安,黄上珂. 新质生产力助力基于新型城镇化的数字乡村建设审视[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2024(3): 15-26.
- [42] 李旭辉,陈梦伟,吴权. 中国产业链现代化:水平测度、区域差距及影响因素[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(10): 89-101.

## Research on the Influence of New Quality Productive Forces on the Resilience of Urban Industrial Chain

MA Dan<sup>a</sup>, CHEN Sinian<sup>a</sup>, LEI Leyao<sup>a</sup>, HE Zekai<sup>b</sup>

(a. School of Statistics; b. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

**Abstract:** On the basis of in-depth analysis of the connotation of new quality productive forces, from new quality laborers, new quality labor objects and new quality means of production of to build new quality productive forces comprehensive evaluation index system, the projection tracing model and CRITIC method to measure the development level of new quality productive forces, and build the industrial chain network calculated industrial chain toughness index, in addition to combing the influence of new quality productive forces on industrial chain toughness and its transmission mechanism and space spillover effect, finally test through operating the model. It is found that: firstly, in the time scale, new quality productive forces and the resilience of the industrial chain both show the rising trend, and in the spatial distribution, both show regional heterogeneity. The eastern region is significantly higher than the national average level, while the western region is lower than the average level. Secondly, new quality productive forces has a promoting effect on the resilience of the industrial chain, and the eastern region has the most significant promoting effect, while the western region is weakest. Thirdly, resource mismatch and industrial structure upgrading play an intermediary role in the impact of new quality productive forces on the resilience of the industrial chain. Finally, the promotion effect of new quality productive forces on the resilience of the industrial chain has a spatial spillover effect, and the spillover effect decreases with the increase of geographical distance. On the basis, it provides specific countermeasures and suggestions, both for accelerating the improvement of new quality productive forces and the resilience of the industrial chain, alleviating the upgrading of resource mismatch and industrial structure, and better guiding the energy efficiency of new quality productive forces.

**Key words:** new quality productive forces; industrial chain resilience; mediation effect; genetic tracing model; complex network

(责任编辑:崔国平)