

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

《新疆社会科学》网络首发论文

题目：地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现：基于产业链“链长制”的研究视角
作者：刘洪铎，吴金燕，吴璇，陈晓珊
网络首发日期：2024-05-18
引用格式：刘洪铎，吴金燕，吴璇，陈晓珊. 地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现：基于产业链“链长制”的研究视角[J/OL]. 新疆社会科学.
<https://link.cnki.net/urlid/65.1211.F.20240517.1514.003>



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。

地方主导型产业政策创新赋能新质生产力涌现：基于产业链“链长制”的研究视角*

刘洪铎 吴金燕 吴璇 陈晓珊

内容提要：产业链“链长制”作为地方主导型产业政策的创新形态，是我国推动产业链现代化的重要机制，其能否以及如何助力新质生产力发展亟待研究。本文基于2011—2021年我国省级层面的平衡面板数据，运用多时点倍差法模型实证检验了产业链“链长制”对新质生产力发展的影响及其作用机制。研究结果发现，实施产业链“链长制”能够有效带动省级新质生产力的发展，基于不同方法和策略而开展的稳健性估计均验证该促进效应的存在。作用机制检验显示，改善资源错配是产业链“链长制”促进新质生产力发展的重要途径。异质性分析表明，产业链“链长制”对新质生产力的促发展效应在东部地区、经济发展水平较高的地区中更为显著。上述研究结论有助于丰富地方主导型产业政策、新质生产力的相关研究，这对于我国深入推进产业链“链长制”以加快促进新质生产力的形成与发展具有重要的理论与现实意义。

关键词：产业链“链长制” 新质生产力 资源优化配置 多时点倍差法模型

作者简介：刘洪铎，经济学博士，广东外语外贸大学经济贸易学院副教授（广东广州 510006）；吴金燕，广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生（广东广州 510006）；吴璇，广东外语外贸大学经济贸易学院硕士研究生（广东广州 510006）；陈晓珊（通讯作者），经济学博士，广东财经大学智能财会管理学院副教授（广东佛山 528100）。

一、引言

近年来，随着世界百年未有之大变局的加速演化，我国经济发展的内部条件和外部环境日趋复杂多变。因此，在面对国际政治经济秩序深度调整、新一轮科技革命和产业变革方兴未艾与我国加快转变经济发展方式形成历史性交汇这一当前背景下，加快培育新质生产力既是应对国内外风险挑战的必然要求，也是抢占发展制高点、激发发展新动能、构筑竞争新优势的应有之义，其有助于化解我国在推进高质量发展过程中可能遭遇的结构性矛盾和深层次压力。去年九月，习近平总书记在主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会时首次提及“新

* 本文系广东省哲学社会科学规划一般项目“制度型开放对粤港澳大湾区提升国际循环质量的作用机理及优化路径研究”（GD24CYJ08）、广东自然科学基金面上项目“数字化赋能中国制造业企业出口贸易绿色转型：微观机理、实证识别与政策设计”（2023A1515011823）、广东省自然科学基金联合基金项目“新冠肺炎疫情全球蔓延对国际服务贸易的冲击效应研究：理论机制、量化识别及治理对策”（2021A1515110498）的阶段性生活成果。

质生产力”，并指出要“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。”今年全国两会召开期间，我国《政府工作报告》再次强调要“大力推进现代化产业体系建设，加快发展新质生产力”。作为一个全新的理论概念，“新质生产力”自提出以来便引起社会各界的广泛关注和热烈讨论，何以促成和发展新质生产力也因此被提上议事日程，并成为现阶段政策层与学术界迫切需要解决的重大现实问题和研究课题。

从内涵要义来看，战略性新兴产业和未来产业在新质生产力的诞生发展过程中扮演着关键载体的角色，其重要性不言而喻并被现有研究广为强调。^①显而易见，培育壮大战略性新兴产业、未来产业是新质生产力赖以形成和发展的前提要件及必经之路，而打通这一机制路径不仅取决于市场在资源配置过程中起决定性作用这一角色能否实现，而且离不开用好产业政策措施这一政府“有为之手”的强力辅助。在构建新发展格局下，为防范化解重大不确定性风险的冲击，进一步优化产业链发展环境以助力地方产业实现安全稳定和高质量发展，目前我国各省份已陆续推行产业链“链长制”，这是建立在对既往重大事项推进责任制的经验总结基础之上，并结合省情实际而出台的一项制度安排，其日渐成为指引地方产业发展的重要政策路径之一。^②作为地方政府主导型产业政策经过持续不断的创新和发展演变而来的一种新形态，产业链“链长制”主要由“链主”与“链长”两大核心主体构成。^③其中，“链主”由市场竞争机制作用下产业链经过自然发展并在此过程中脱颖而出的龙头企业担纲，其在产业链协同运作过程中扮演着核心角色，能够对产业链的运行状况进行掌控和调节，优化或者裁汰内部的落后环节，从而引领产业链的健康有序发展。“链长”则由地方党政机关的主要负责人担任，通过串联和会合下辖机构在产业发展领域的有关职能，担负起对整个产业链发展体系进行规划、决策、指导和维护的职责，并主导财税金融、规则制定、招商引资等一系列相关活动，以及负责制定和落实支持产业链发展的各项政策举措。产业链“链长制”聚焦于地方重点产业，不仅重视传统特色产业的发展，而且注重培育战略性新兴产业以使其成为未来优势行业。作为建设现代化产业体系背景下的一项重要制度创新，产业链“链长制”的实施能够推动地方政府职能转变和提高行政效能，这有助于统筹地方各地区、各行业以及各产业链经营主体之间的协同发展，同时为相关经济主体提供更加优质高效的公共服务，进而在精准把握地区产业发展的特征规律及其存在的软肋和瓶颈等基础上，在关键的产业领域进行针对性、前瞻性的谋篇布局，进而发挥重点产业在产业链上下游环节的价值及其增值作用。

① 张林、蒲清平：《新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴》，《重庆大学学报》（社会科学版）2023年第6期；胡博成、朱千叶：《向未来要空间：论新质生产力的经济空间逻辑及实践旨向》，《重庆大学学报》（社会科学版），<http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.C.20240315.1627.007.html>，2024-04-05。

② 林淑君、倪红福：《中国式产业链链长制：理论内涵与实践意义》，《云南社会科学》2022年第4期。

③ 周钰丁、王孝松、蔡露露：《产业链“链长制”推动地方贸易高质量发展了吗》，《国际贸易问题》2023年第7期。

随着产业链“链长制”的纵深推进，其日益成为地方政府优化产业发展环境、完善产业配套措施和推动产业转型升级的重要制度抓手之一。由此引发的思考是，产业链“链长制”的实施能否有效促进地区新质生产力的发展？究竟通过何种机制渠道发挥作用？对上述问题的解答，不仅能够拓展现有文献关于产业链政策、新质生产力的研究，而且有助于深化对产业链“链长制”在助推地方生产力发展水平跃迁方面的认知，这对于地方主导型产业政策的优化和改革以及探寻新质生产力的有效发展路径无疑具有重要的理论价值与现实意义。

二、文献综述

从历史实践来看，产业政策在引导产业发展和促进经济增长等方面扮演着极为重要的角色，其作为发展中经济体加快推进工业化进程并追赶发达经济体的有效手段，在世界范围内得到了长期且广泛的应用。近年来，随着世界百年未有之大变局的加速演化，国内外因素的交织叠加和相互影响使我国产业政策的制定及实施面临“同频共振”，产业链“链长制”正是在这一背景下应运而生。现有相关文献主要围绕产业链“链长制”的理论内涵、政策实践、作用效果以及优化对策等脉络展开研究。在定性分析方面，刘志彪和孔令池基于新发展格局背景剖析链长制的出场逻辑，并从全球价值链治理的视角揭示产业链中“链主”与“链长”的关系，进而分析我国地方主导型产业政策的创新演变方向，以及如何借助“链长制”来推进产业链集群建设。^①林淑君和倪红福对中国式链长制的概念、内涵与外延进行厘定，进而剖析了构建多层次链长制体系的原因，并对当前链长制的发展现状及存在问题进行分析，在此基础上提出完善多层次链长制体系的政策措施。^②刘刚等对我国各地区推行链长制的具体实践进行总结，在此基础上剖析链长制推进过程中存在的问题，并提出相应的优化对策。^③吴传清等对长江经济带“产业链长制”政策的演进脉络和实践特点进行梳理总结，并阐明其实践启示。^④王静和杨晓露对陕西省重点产业链产供两端失衡的内外影响因素进行分析，提出基于链长制推动重点产业链提质增效的机制路径。^⑤郑茜等在明确产业链“链长制”的概念界定和形成动因基础上，从组织机制、协调机制和支撑机制等角度揭示产业链链长制促进产业链协同创新的实施路径，并提出相应的对策建议。^⑥相比之下，目前有关产业链“链长制”

① 刘志彪、孔令池：《双循环格局下的链长制：地方主导型产业政策的新形态和功能探索》，《山东大学学报》（哲学社会科学版）2021年第1期。

② 林淑君、倪红福：《中国式产业链链长制：理论内涵与实践意义》，《云南社会科学》2022年第4期。

③ 刘刚、殷建瓴、唐寅：《战略产业管理中的“有效市场，有为政府”：链长制的实践与优化对策》，《中国行政管理》2022年第12期。

④ 吴传清、赵豪、时培豪：《长江经济带“产业链长制”政策演进、实践特点及其启示》，《南通大学学报》（社会科学版）2024年第1期。

⑤ 王静、杨晓露：《中国式现代化全面推动重点产业链提质增效的机制与路径——基于陕西省链长制建设分析》，《社会科学家》2023年第7期。

⑥ 郑茜、王臻、蒋玉涛：《产业链“链长制”的理论内涵与实施路径——基于扎根理论的多案例实证研究》，《科技管理研究》2022年第23期。

实施成效的实证研究则较为鲜见。其中,有学者发现链长制可以通过带动产业集聚、优化营商环境、促进区域创新、完善政策支持等机制渠道来助力地方贸易实现高质量发展;^①此外,产业链“链长制”的实行对产业链韧性的提升以及产业链现代化建设也具有积极的促进作用。

②

新质生产力作为新时代下我国构建新发展格局、实现高质量发展和推动中国式现代化的关键抓手,是马克思主义生产力理论本土化和时代化的创新发展,其自提出伊始便成为社会各界的关注焦点,与此相应的研究不断涌现,并主要围绕以下两条主线铺开。在学理阐释方面,现有文献主要基于“要素-结构-功能”三重维度对新质生产力的内涵要义进行阐释,强调新质生产力是以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的质变为基本内涵,以战略性新兴产业和未来产业为主要载体,以高质量发展为旨归的先进生产力质态。^③在此基础上,部分学者从理论、历史、现实等角度对新质生产力的生成逻辑进行解析,^④并结合新时代语境和我国建设社会主义现代化国家的战略导向,探寻新质生产力的价值意蕴及其实现逻辑,^⑤进而从宏观、中观、微观等不同层面提出加快培育新质生产力的实现路径及应对策略。^⑥在实证研究方面,现有文献对我国的新质生产力发展水平进行了初步的测度评估,并考察其时空演进特征和影响因素。王珏和王荣基基于生产力的三大构成要件构建了综合评价指标体系,并运用熵值法对中国省域新质生产力发展水平进行测度,发现新质生产力总体上呈增长趋势,但在区域间存在显著的时空差异。^⑦卢江等从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个方面构建相应的评价指标体系,并采用改进的熵权-TOPSIS方法对我国省级的新质生产力水平进行测度,进而分析了新质生产力的省际间差异、空间外溢特征以及发展不平衡的成因。

① 周钰丁、王孝松、蔡露露:《产业链“链长制”推动地方贸易高质量发展了吗》,《国际贸易问题》2023年第7期。

② 孟祺:《链长制与产业链韧性:基于多期DID的实证检验》,《新疆社会科学》2023年第1期;孟祺:《产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角》,《财经科学》2023年第3期。

③ 新华社:《中央财办有关负责同志详解2023年中央经济工作会议精神》,《人民日报》2023年12月18日;周文、许凌云:《论新质生产力:内涵特征与重要着力点》,《改革》2023年第10期。

④ 李政、廖晓东:《发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑》,《政治经济学评论》2023年第6期;胡洪彬:《习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路》,《经济学家》2023年第12期;魏崇辉:《新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径》,《理论与改革》2023年第6期。

⑤ 程恩富、陈健:《大力发展新质生产力加速推进中国式现代化》,《当代经济研究》2023年第12期;沈坤荣、金童谣、赵倩:《以新质生产力赋能高质量发展》,《南京社会科学》2024年第1期;洪银兴:《发展新质生产力建设现代化产业体系》,《当代经济研究》2024年第2期;任保平:《以新质生产力赋能中国式现代化的重点与任务》,《经济问题》2024年第5期。

⑥ 徐政、郑霖豪、程梦瑶:《新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想》,《当代经济研究》2023年第11期;盛朝迅:《新质生产力的形成条件与培育路径》,《经济纵横》2024年第2期;石建勋、徐玲:《加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究》,《财经问题研究》2024年第1期。

⑦ 王珏、王荣基:《新质生产力:指标构建与时空演进》,《西安财经大学学报》2024年第1期。

①罗爽和肖韵基于我国城市层面的实证研究发现，数字经济核心产业集聚对新质生产力发展具有显著的正向效应，并且科学技术突破、生产要素配置与产业结构升级在其中发挥中介作用。②任宇新等基于金融集聚和产学研合作的研究视角发现，金融集聚能够促进新质生产力的发展，产学研合作在此过程中起中介作用。③

综合上述分析，产业链“链长制”和新质生产力作为当下出现不久的制度安排或理论概念，目前相关研究均处于起步阶段，并以理论性分析为主，相较之下系统深入的实证研究则相对较为鲜见，这导致现有文献对产业链“链长制”与新质生产力之间的潜在关系缺乏应有的关注。为弥补既有研究存在的局限和不足，本文将基于产业链“链长制”实施这一政策背景，在理论阐述产业链“链长制”对新质生产力发展的作用机理及依赖条件基础上，实证考察产业链“链长制”对新质生产力发展的影响及其传导机制，以期为我国地方政府加快推动新质生产力涌现提供经验鉴照和决策参考。

三、政策背景、理论分析与研究假说

（一）政策背景

产业链“链长制”的面世并非偶然，其具有深厚的实践基础和深刻的时代背景，是在世界百年未有之大变局加速演化下，我国地方政府为应对逆全球化、大国竞争、世纪疫情、国际分工格局深度调整等外部因素所造成的不确定性冲击，进而加快实现推进产业转型升级、构建新发展格局等一系列目标而探索形成的一种具有中国特色的产业治理新模式。从具体实践来看，湖南省作为我国最先启动实施产业链“链长制”的省份，其省会长沙市于2017年11月首次召开产业链工作动员会，对产业链“链长制”的贯彻落实进行了安排部署。次年7月，湖南省委办公厅、省政府办公厅联合颁发《省委、省政府领导同志联系工业新兴优势产业链分工方案》，标志着省级领导开始参与产业链“链长制”工作。2019年8月，浙江省在全省范围内推行产业链“链长制”，要求各经济开发区根据自身实际选择具有较强竞争力的产业链作为试点，建立健全“九个一”工作机制，并坚持“巩固、增强、创新、提升”的产业链八字方针。随着新冠肺炎疫情的爆发以及中美经贸争端的持续发酵，保障产业链安全稳定运行迫在眉睫，在此背景下越来越多的省份加入到推进产业链“链长制”的行列中。2020年9月，国务院发布《中国（浙江）自由贸易试验区扩展区域方案》，首次从国家层面提及“链长制”，并强调要构建“链长制”责任体系。此后，产业链“链长制”在全国范围内快速推进，截至目前已覆盖所有省份地区。整体而言，我国产业链“链长制”在地方的推行经

① 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》，《重庆大学学报》（社会科学版），<http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.c.20240306.1451.002.html>，2024-04-05。

② 罗爽、肖韵：《数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展：理论机制与实证检验》，《新疆社会科学》，<http://kns.cnki.net/kcms/detail/65.1211.f.20240403.1238.002.html>，2024-04-05。

③ 任宇新、吴艳、伍喆：《金融集聚、产学研合作与新质生产力》，《财经理论与实践》，<http://kns.cnki.net/kcms/detail/43.1057.F.20240318.1357.002.html>，2024-04-05。

过了“中部地区创立—沿海地区推广—国家层面认可—全国普遍实施”这一发展历程,并且大致可以分为初步探索(2017—2018年)、深入推进(2019—2020年)、全面实施(2021年至今)三个阶段。

根据目前的相关理论研究和政策实践总结,产业链“链长制”作为地方主导型产业政策在功能和形态上的突破性探索,其深入实施是响应党的十八大所提出的“国家治理体系和治理能力现代化”宏伟目标、全面深化行政体制改革在宏观经济管理领域的重要举措,有助于推动政府职能转型、产业政策治理机制转变和加强区域政策协调,从而更好发挥政府在市场失灵情形下以有形之手补充市场功能的作用。与此同时,产业链“链长制”本质上是一种责任分配机制、动员机制和要素保障机制,有助于弥补传统产业政策的缺陷,促进产业链的畅通、延展和提升,形成协同发展、良性循环的创新型产业生态,提升产业链竞争力和现代化水平,进一步激发战略产业、未来产业的发展潜能,从而为生产力的跃迁“蓄势聚能”。接下来本文将通过更加深入的理论分析来对产业链“链长制”与新质生产力之间的逻辑关系进行阐释,并提出相应的研究假说。

(二) 理论分析与研究假说

政府和市场是资源配置的两个重要主体,既相辅相成又相互制约。其中,市场机制发挥着日益重要甚至是起决定性的作用,但因其并非万能和完美,必要时仍需借助政府之手来进行调控,以应对市场失灵而导致的资源误配问题。而当政府和市场的边界厘定不清时,则容易造成政府职能越位或错位的现象,从而也可能导致资源配置的不当或无效。鉴于市场和政府这两种资源配置机制各有利弊,因此产业链“链长制”作为具有中国特色的地方产业管理制度的突破性创新,力求在市场力量与政府职能之间找到最佳的平衡点。与传统的地方主导型产业政策有所不同,产业链“链长制”在推行过程中更加重视市场主体的作用,不仅强调要激发“链主”的内生动能并充分发挥其在联通产业链上、下游以及内、外部经营主体和推动产业链协调发展中的主导性作用,而且鼓励通过市场调节机制来畅通产业循环、市场循环,以推动产业链顺利迈向高端化的发展阶段。与此同时,产业链“链长制”也注重发挥政府“有形之手”的积极影响,强调通过改革市场制度、优化营商环境、深化“放管服”改革、减少对资源配置的直接干预等方式来正确履行政府职能,以弥补市场机制的固有缺陷。^①综上,产业链“链长制”的实施有助于更好地处理市场和政府之间的关系,并进一步发挥上述二者的协同作用,使有效市场与有为政府相得益彰并形成合力,从而为新质生产力的发展提供坚实的制度基石。从具体实践来看,产业链“链长制”在推行过程中普遍立足于地方实情并遵循差异化原则,一方面通过有效发挥市场和政府的共同引导作用,制定产业链协同发展规划和针对性的保障方案,以及建立促进产业链竞争力提升的长效机制来强化战略性需求牵引,据此加大对特色优势产业和战略性新兴产业的支持力度,以实现产业优化升级并驱动产业整

① 孟祺:《产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角》,《财经科学》2023年第3期。

体性转型,从而助力构建面向新质生产力发展的现代化产业体系。另一方面,产业链“链长制”通过政策引导、资金支持、人才引进、税收优惠等方式,并搭建与之相适配的公共服务体系,为地方产业发展提供有力的支持。由此,可以进一步通过整合资源和集中攻关来助力“卡脖子”技术瓶颈问题的破解,提升产业链的整体技术水平、竞争力和安全性,确保产业链关键环节自主可控,从而为新质生产力的发展奠定坚实的技术基础。此外,产业链“链长制”的实施还有助于协同产业链稳产保供,在保障产业链运行的稳定性和连续性的同时,减少外部风险因素所造成的负面冲击,从而为新质生产力提供重要保障和营造稳定的发展环境。总而言之,实施产业链“链长制”有助于我国地方纠正市场失灵问题和避免陷入“全能型政府”等误区,这对于实现补链、延链、强链、固链等一系列目标将大有裨益,从而能够为新质生产力的发展赋能助力。基于上述分析,本文提出以下待检验的研究假说:

假说1:假定其他条件不变,产业链“链长制”的实施对地区新质生产力的发展具有积极的促进作用。

从本质上而言,产业链“链长制”可以归结为一个涉及在资源配置中如何让市场机制起决定性作用,同时更好地发挥政府作用的制度设计问题。^①产业链“链长制”政策的出台,意味着地方主导型产业政策已逐步摆脱了过多干预市场或试图替代市场的传统做法,并转向弥补市场不足的正轨上来,显然这与“政府的归政府,市场的归市场”的市场化改革初衷和预期目标更加契合,有利于最大限度发挥市场和政府的两翼共振效应,从而促进资源的合理和优化配置。具体而言,产业链“链长制”的实施一方面有利于发挥链长“穿针引线”的作用,通过引导公共资源的流向,从资金、人才、技术等共性问题入手,协调解决产业链经营主体面临的融资难、发展难等问题,重点破解产业链上下游之间衔接不畅的问题,从而打造高效可靠的资源分配机制,实现产业链协同发展。另一方面,有利于发挥链主的“带头引领”作用,使其能够根据市场运行规律统筹整合产业链内外部资源,凝聚和协调产业链上下游环节,带动经营主体的协同协作,^②从而确保产业链、创新链、资金链、人才链之间的有效衔接,进而实现“四链”深度融合。综合以上两方面,产业链“链长制”以地方主政官员挂帅,统筹包含发改、工信、科技、人社、招商等企业服务部门在内的产业发展部门,并结合企业、资本、科研院所、人才、服务资源等相关主体和要素,构建全产业链、全生命周期的服务资源体系,^③此举有助于革除市场资源配置过程中的自发性、盲目性、滞后性等固有的弊端,促进高质量生产要素的汇聚融合和迭代质变,从而为新质生产力的发展注入强劲动能。基于此,本文提出以下待检验的研究假说:

① 刘志彪、孔令池:《双循环格局下的链长制:地方主导型产业政策的新形态和功能探索》,《山东大学学报》(哲学社会科学版)2021年第1期。

② 郑茜、敖青、龙云凤:《新一代信息技术产业生态的演化机制和模型框架》,《科技管理研究》2023年第23期。

③ 孟祺:《产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角》,《财经科学》2023年第3期。

假说 2: 产业链“链长制”主要通过促进资源的优化配置来带动地区新质生产力的发展。

产业链“链长制”政策在制订之初便充分考虑到区域间的差异,针对特定地区、产业链制定了与之相适应的机制体制。在此情况下,地区产业链“链长制”的实施时间、具体安排、资源要素流动、技术研发、产业链招商等无不体现差异化发展原则。此外,从地域分布来看,疆域辽阔是我国的基本国情之一,不同地区的经济社会发展状况存在明显的差异,具体表现为要素禀赋、产业发展基础等方面各有不同。相比之下,东部地区在“链长制”的探索实践方面积累了更加丰富的经验,因此相关机制体制建设更加完善;而对于中西部地区而言,其产业发展阶段、集聚水平较之于东部地区仍存在较大的差距,且产业链“链长制”的整体实施时间偏短,这可能会制约产业链“链长制”政策效果的充分释放。结合以上分析,地方政府通过实施产业链“链长制”来改变地区间的资源配置状况进而作用于新质生产力的发展,该过程可能会受到政策特征和产业特征的影响。与此同时,由于不同地区具有不同的要素禀赋结构和产业发展形态,产业链“链长制”政策的具体实施也可能会对资源配置产生不同的影响。鉴于此,产业链“链长制”对新质生产力的影响效应可能会因地理区位、经济发展水平等因素的不同而呈现出明显的地域异质性特征。根据上述分析,本文进一步提出以下待检验的研究假说:

假说 3: 产业链“链长制”对新质生产力的政策效应存在区域异质性。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源说明

为科学评估省级新质生产力的发展状况进而探析产业链“链长制”对其影响效应,选取 2011—2021 年除西藏地区外我国 30 个省市自治区(以下简称省份)来作为本文的研究样本,^①所涉及的原始数据出处主要有下:一方面,测度新质生产力和选取省级层面控制变量所需的原始指标数据主要来自 CEIC 中国经济数据库以及历年的《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》和各省统计年鉴等,针对相关数据存在个别缺失值的问题,本文采用插值法予以补齐。另一方面,为确定样本省份实施产业链“链长制”的具体时间,本文根据各省政府的公开文件、新闻媒体报道,并结合孟祺提供的资料信息整理得到。^②

(二) 指标变量的定义和构造

1. 被解释变量: 新质生产力测度指数 (NQP_{it})。鉴于新质生产力的形成建立在劳动者、劳动资料、劳动对象的优化组合及其质变的基础上,因此本文参照王珏和王荣基的做法,^③构建如表 1 所示的新质生产力综合评价指标体系,在此基础上采用极差标准化方法对指标数据

① 由于西藏地区存在较为严重的数据缺失问题,因此本文将其剔除。

② 孟祺:《链长制与产业链韧性:基于多期 DID 的实证检验》,《新疆社会科学》2023 年第 1 期。

③ 王珏、王荣基:《新质生产力:指标构建与时空演进》,《西安财经大学学报》2024 年第 1 期。

进行处理，然后运用熵值法确定各层级指标权重，并通过加权求和的方式计算得到了各省2011—2021年的新质生产力测度指标。

表 1 新质生产力综合测度体系

准则层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
劳动者	劳动者技能	受教育程度	人均受教育程度	人均受教育平均年限	正
		人力资本结构	劳动者人力资本结构	将劳动力教育程度划分为 5 个等级，使用向量夹角衡量	正
			高等院校在校学生结构	大学生数量占总人口比重	正
	劳动生产率	人均产值	人均 GDP	GDP/总人口	正
		人均收入	人均工资	在岗职工平均工资	正
	劳动者意识	就业理念	三产从业人员比重	第三产业就业人员占总就业比重	正
		创业理念	创业活跃度	创业活跃度	正
劳动对象	新质产业	战略性新兴产业	新兴战略产业占比	新兴战略产业增加值/GDP	正
		未来产业	机器人数量	机器人数量/总人口	正
	生态环境	绿色环保	森林覆盖率	森林覆盖率	正
			环境保护力度	环境保护支出/政府公共财政支出	正
		污染减排	污染物排放	二氧化硫排放/GDP	负
				废水排放/GDP	
				一般工业固体废物产生量/GDP	
		工业废物治理		工业废水治理设施（套）	正
				工业废气治理设施（套）	
				工业固体废物	
生产资料	物质生产资料	基础设施	传统基础设施	公路上里程	正
				铁路里程	
			数字基础设施	光纤长度	正
				人均互联网宽带接入端口数	
		能源消耗	总体能源消耗	能源消耗/GDP	负
			可再生能源消耗	可再生能源电力消纳量/全社会用电量	正
	无形生产资料	科技创新	人均专利数量	专利授权数量/总人口	正
			R&D 投入	R&D 经费支出/GDP	正
		数字化水平	数字经济	数字经济指数	正

			企业数字化	企业数字化水平	正
--	--	--	-------	---------	---

2.核心解释变量：是否实施产业链“链长制”（ LZZ_{it} ）。本文将各省首次正式出台相关文件、政策的时间定义为产业链“链长制”开始实施的时间节点。在此基础上，若样本省份在考察期内实施过产业链“链长制”，那么将其视为实验组，且自政策出台的当年起 LZZ_{it} 取值为 1，而政策出台之前则为 0；对于尚未实施产业链“链长制”的省份，则将其视为对照组，此时 LZZ_{it} 对应的取值为 0。核心解释变量可进一步分解为 $LZZ_{it} = TREAT_i \times POST_{it}$ ；其中， $TREAT_i$ 表示用于区分实验组、对照组省份的示性变量，若省份 i 在样本考察期内实施过产业链“链长制”，则 $TREAT_i$ 取值为 1，反之为 0； $POST_{it}$ 表示时间虚拟变量，若省份 i 在 t 时期实施了产业链“链长制”，那么 $POST_{it}$ 在 t 时期及之后取值为 1，而对于政策实施之前的任一时期以及未实施省份则均取值为 0。

3.控制变量：本文控制了以下一组和新质生产力存在密切联系的省级特征因素，具体包括：①政府干预（ Gov ），以一般公共预算支出与省份生产总值的占比来进行刻画。②资本存量（ Cap ），借鉴单豪杰的做法，^①采用永续盘存法对省级层面的资本存量进行测算，然后取自然对数表示。③劳动就业规模（ Lab ），对城镇就业人数和乡村就业人数进行加总计算得到省级层面的就业人员总数，并取自然对数表示。④金融发展水平（ Fin ），以金融机构存贷款余额占省份生产总值的比例来表示。⑤对外开放程度（ $Open$ ），以省份进出口总额与该地区生产总值的占比来表示。⑥外商直接投资（ FDI ），以外商直接投资实际利用额与省份生产总值的占比来表示。⑦市场化程度（ Mar ），采用樊纲等编制的市场化指数来表示。⑧新冠肺炎疫情（ Cov ）。新冠肺炎疫情对我国经济发展造成了巨大的负面冲击，因此有必要对其予以控制，具体采用累计感染病例占比（即每万人中的累计感染人数）来表示。

上述主要变量的描述性统计分析列示于表 2。从中可知， NQP 最大值为 0.700，最小值为 0.092，表明我国的新质生产力发展水平在省际间存在较大差异且不均衡。 LZZ 的均值为 0.152，表明考察期内约 15.2%比例的样本受到了产业链“链长制”政策的影响。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
NQP	0.210	0.088	0.092	0.700
LZZ	0.152	0.359	0.000	1.000

① 单豪杰：《中国资本存量 K 的再估算：1952—2006 年》，《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期。

<i>Gov</i>	0.261	0.113	0.105	0.758
<i>Cap</i>	10.897	0.785	8.298	12.387
<i>Lab</i>	7.606	0.767	5.624	8.864
<i>Fin</i>	0.036	0.011	0.019	0.087
<i>Open</i>	0.272	0.285	0.008	1.464
<i>FDI</i>	0.673	3.095	0.048	44.906
<i>Mar</i>	8.039	1.914	3.359	12.390
<i>Cov</i>	0.111	0.921	0.000	11.862

（三）计量模型设定

由于各省产业链“链长制”的具体出台时间并不统一，因此本文参考孟祺等已有相关文献的研究策略，^①采用多时点倍差法模型来实证评估产业链“链长制”对地区新质生产力发展的政策净效应，由此设定的基准计量方程如下所示：

$$NQP_{it} = \alpha + \beta LZZ_{it} + X'_{it}\gamma + \psi_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中，被解释变量 NQP_{it} 表示省份 i 在 t 时期的新质生产力。核心解释变量 LZZ_{it} 表示省份 i 在 t 时期是否实施产业链“链长制”。 X'_{it} 表示影响新质生产力的控制变量，包括政府干预、资本存量、劳动就业规模、金融发展水平、对外开放程度、外商直接投资、市场化程度、新冠肺炎疫情等。 λ_t 、 δ_i 各表示省级固定效应、年度固定效应， α 、 ε_{it} 分别表示常数项、误差项。为应对异方差和自相关问题可能引致的计量估计偏误，本文采用在省级层面聚类调整的稳健性标准误。核心解释变量的回归系数是本文的重点关注对象，其衡量了“链长制”实施后所带来的政策效应。根据前文的理论分析，回归系数 β 预期显著为正，即产业链“链长制”的实施有利于促进新质生产力的发展。

五、实证结果分析

（一）基准回归结果

表 3 报告了基于式（1）而得到的“链长制”影响新质生产力发展的基准回归结果。其中，第（1）列仅包括核心解释变量。在此基础上，第（2）—（4）列依次将省级固定效应、时间固定效应以及控制变量纳入到回归模型中。不难发现，在对新质生产力的其他影响因素进行较为完整和严格的控制后，尽管产业链“链长制”政策变量估计系数的数值量级有所下降，但始终在 1% 的水平上显著为正。在此基础上，借鉴赵仁杰等的做法并以第（4）列为准，^②进一步阐述估计结果的经济涵义。经计算可知，实施产业链“链长制”的省份相较于

① 孟祺：《产业政策与产业链现代化——基于“链长制”政策的视角》，《财经科学》2023 年第 3 期。

② 赵仁杰、唐珏、张家凯：《社会监督与企业社保缴费——来自社会保险监督试点的证据》，《管理世

未实施省份，其新质生产力发展水平平均提高了 5.730%。上述基准回归结果初步表明，产业链“链长制”的实施能够带动地区生产力的跃迁，进而有效促进新质生产力的发展，研究假说 1 因此得到了实证支持。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LZZ</i>	0.114*** (0.014)	0.115*** (0.010)	0.067*** (0.010)	0.056*** (0.011)
<i>Gov</i>				-0.125 (0.139)
<i>Cap</i>				0.021 (0.023)
<i>Lab</i>				-0.038 (0.060)
<i>Fin</i>				-0.842* (0.476)
<i>Open</i>				-0.268*** (0.048)
<i>FDI</i>				0.001* (0.000)
<i>Mar</i>				0.011*** (0.004)
<i>Cov</i>				0.004** (0.002)
<i>Constant</i>	0.192*** (0.009)	0.192*** (0.001)	0.226*** (0.006)	0.318 (0.564)
<i>Province FE</i>	No	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	No	No	Yes	Yes
<i>Observations</i>	330	330	330	330
<i>Adj.R²</i>	0.217	0.624	0.858	0.907

注：（）内数值表示省级层面聚类调整的稳健性标准误；***p<0.01，**p<0.05，*p<0.1；下同。

（二）平行趋势检验及动态效应分析

多时点倍差法模型的应用是否合理有效，在很大程度上依赖于平行趋势假设条件的成立，

这要求实验组省份与对照组省份结果变量的变化趋势在产业链“链长制”出台实施前不存在系统性差异，否则产业链“链长制”对新质生产力表现出来的促进作用就可能是一个假象，即实由该政策实施前的其他因素诱致而成，而非出自政策本身。针对此，本文借鉴 Jacobson 等、Beck 等的事件研究法思路，^①以产业链“链长制”实施的前 1 年作为基期，并将研究时间窗口设定为实施前的 6 年到实施后的 3 年这一区间内，在此基础上对平行趋势假设条件进行检验。从图 1 绘制的检验结果来看，在产业链“链长制”实施前的任一时期，点估计量的 90%置信区间均不显著异于 0，且没有表现出明显的趋势性变动，这说明新质生产力发展指数在实验组省份与对照组省份之间的变化不存在显著性差异，本文的识别策略因此符合事前平行趋势假设。另外，从产业链“链长制”实施后的动态演变情况来看，其对地区新质生产力的发展具有显著和持续的正向驱动效应，其随着制度安排的深入实施呈现出逐年提升的趋势。

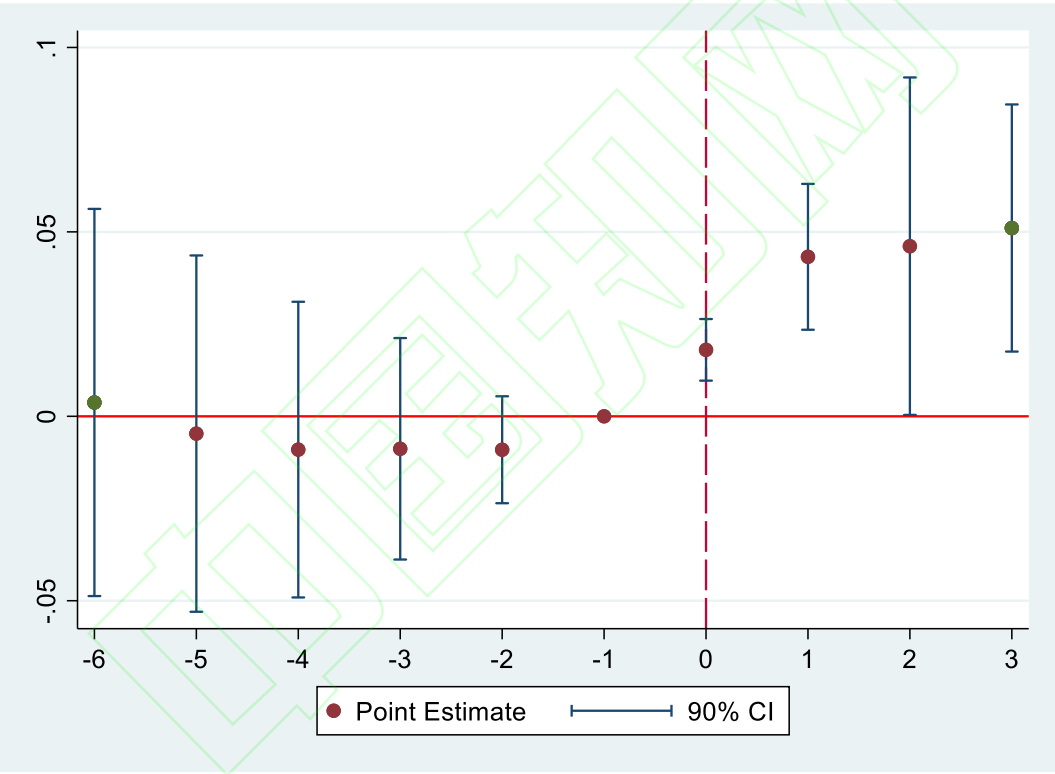


图 1 平行趋势检验结果

（三）稳健性检验

1.安慰剂检验。为排除实施产业链“链长制”省份的其他特征导致上述估计结果，本文将产业链“链长制”的出台实施时间分别提前 1 年、2 年、3 年，然后在式（1）基础上通过重复计量回归分析来进行安慰剂检验，以验证相关促进效应确因实施产业链“链长制”而产

^① Jacobson L. S., LaLonde R. J., Sullivan D. G., Earnings Losses of Displaced Workers, *The American Economic Review*, 1993, pp.685-709; Beck T., Levine R., Levkov A., Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States, *The Journal of Finance*, 2010, 65(5), pp.1637-1667.

生的，并非由其他不可观测因素所导致的。从表 4 各列的回归结果不难看出，核心解释变量的回归系数均缺乏统计显著性，可见将产业链“链长制”的出台时间人为提前后，无法重现由该制度安排实施所带来的对新质生产力发展的显著促进效应，故而本文的基准回归结果通过了政策处理时间提前的安慰剂检验，从而说明本文研究结论具有较好的稳健性。

表 4 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)
<i>LZZ</i>	0.020 (0.012)	-0.003 (0.010)	-0.006 (0.007)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	No	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	330	330	330
<i>Adj. R²</i>	0.925	0.922	0.923

注：为节省篇幅控制变量的估计结果从略，留存备索，下同。

2.预期效应检验。在现实中，存在市场主体因预期到产业链“链长制”即将出台而提前改变自身决策行为的可能，这将会对产业链“链长制”的政策实施效果产生混淆效应。为避免出现上述情况，本文对产业链“链长制”实施之前是否存在预期效应加以考察。借鉴方福前等的做法，^①在基准计量方程的基础上进一步加入政策分组虚拟变量与产业链“链长制”实施前 1 年虚拟变量的交互项。表 5 第（1）列的回归结果表明，事前预期效应变量的系数估计值虽然符号为正，但不具有统计显著性意义，与此同时核心解释变量的系数估计值仍然显著为正。这表明产业链“链长制”的外生性较强，且并未形成政策预期效应，因此不会干扰产业链“链长制”对新质生产力的作用影响的识别。实际上，根据前文的平行趋势检验结果，产业链“链长制”实施的前 2 期、前 3 期也均不存在预期效应。

3.控制政策分组变量的线性时间趋势。新质生产力的发展可能会受到所在样本省份某些难以观测的特定因素的影响，倘若如此，那么不同地区新质生产力的发展水平在时间维度上的变化趋势将存在明显的差异，由此可能导致实施产业链“链长制”的省份与未实施省份的经济变量会向不同的路径方向演化，进而引致计量估计偏误。为解决上述问题，本文将政策分组变量与线性时间趋势的交互项纳入到基准模型中进行估计，以检验难以观测的地区特质因素是否会对前文的基准回归结果产生实质性的干扰，据此得到的回归结果如表 5 第（2）列所示。不难发现，在对样本省份的特定线性时间趋势加以控制后，核心解释变量的系数估计值仍然在 1%的水平上正向显著，这表明产业链“链长制”的实施对新质生产力的发展具

① 方福前、田鸽、张勋：《数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验》，《经济研究》2023 年第 5 期。

有积极的促进作用，故而非观测因素并没有对本文的核心研究结论产生颠覆性的影响。

表 5 预期效应检验与控制时间趋势

	(1)	(2)
<i>LZZ</i>	0.036** (0.015)	0.030*** (0.009)
<i>pre1</i>	0.008 (0.011)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	330	330
<i>Adj.R²</i>	0.930	0.916

4. 纳入基准变量以缓解制度安排的非随机选择性。应用多时点倍差法模型的理想前提是政策干预或制度安排的地区选择具有随机性。然而，受各种主客观因素的制约现实很难达到上述理想状态，因此产业链“链长制”实施省份的形成也可能不是一个随机选择过程，而是与所在省份的经济发展水平、地理位置等因素息息相关。针对以上问题，基准回归已通过纳入省级固定效应和控制变量等方式来应对经济发展水平、地理位置对回归结果的影响。不过，考虑到各省份之间原本存在的上述差异可能随着时间的演进对地区新质生产力的发展产生差异性影响，进而导致计量估计偏误，因此本文借鉴 Edmonds 等的做法，^①在回归分析中加入样本省份是否为直辖市（*Municipality*）、是否位于胡焕庸线东侧地区（*Huline*）、2010 年的夜灯光亮度（*Light*）等基准因素与时间趋势三次多项式的交互项，从非线性时间趋势的角度控制省份间固有的特征差异对新质生产力发展的影响，在一定程度上缓解产业链“链长制”实施的非随机性选择偏差问题。表 6 汇报了依次添加基准变量后的回归结果，可以看出产业链“链长制”对新质生产力依然存在正向促进作用，这表明在将省份间的经济发展水平、地理位置等差异性因素纳入考量后，本文的估计结果依然是稳健可信的。

表 6 非随机选择性检验

	(1)	(2)	(3)
<i>LZZ</i>	0.057*** (0.008)	0.042*** (0.007)	0.042*** (0.007)
<i>Municipality</i> × <i>t</i>	-0.023	-0.029	-0.021

① Edmonds E. V., Pavcnik N., Topalova P., Trade Adjustment and Human Capital Investments: Evidence from Indian Tariff Reform, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), pp.42-75.

	(0.020)	(0.022)	(0.027)
<i>Municipality</i> × <i>t</i> ²	0.003 (0.004)	0.005 (0.004)	0.005 (0.006)
<i>Municipality</i> × <i>t</i> ³	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Huline</i> × <i>t</i>		0.014** (0.006)	0.015** (0.006)
<i>Huline</i> × <i>t</i> ²		-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
<i>Huline</i> × <i>t</i> ³		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
<i>Light_mean</i> × <i>t</i>			-0.000 (0.001)
<i>Light</i> × <i>t</i> ²			-0.000 (0.000)
<i>Light</i> × <i>t</i> ³			0.000 (0.000)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	330	330	330
<i>Adj.R</i> ²	0.941	0.949	0.957

5.异质性处理效应的应对。有关多时点倍差法的最新理论研究指出，基于双向固定效应设定的倍差法估计量可以表示为不同分组类别的估计系数的加权平均和，^①当政策干预效应在分组和时间双重维度上存在差异时，多时点倍差法模型可能会因“负权重”缘由而引发计量估计偏误。为进一步保证计量回归结果的可靠性，本文首先利用 Goodman-Bacon 提出的分解方法来对异质性处理效应问题进行诊断。^②基于图 2 报告的培根分解结果，可以发现基

① 在本文的多时点情境下，分组类别主要有以下三种：一是以较早实施产业链“链长制”的省份作为处理组，而将较晚实施的省份作为对照组；二是以较晚实施产业链“链长制”的省份作为处理组，而将较早实施的省份作为对照组；三是以实施产业链“链长制”的省份作为处理组，而从未实施产业链“链长制”的省份则作为对照组。其中第一、三种类别的对照组均不包含政策干预效应，故以其作为对照组具有合理性。而第二种类别的对照组由于已包含了政策干预效应，故以其作为对照组缺乏合理性。

② Goodman-Bacon A., Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), pp.254-277.

准回归所得到的倍差法估计量主要来自于第一、三种组别，且合理的分组类别权重占比达到88.9%。相比之下，基于第二种类别亦即不合理的分组类别所得到的估计量的权重占比则为11.2%。为了更加彻底地排除“坏控制组”的干扰，进一步纠正传统多时点倍差法存在的异质性处理效应偏误，本文采用 Sun 和 Abraham 最新提出的计量解决方案，^①基于组别-时间处理效应这一视角，将在本文样本期后阶段实施产业链“链长制”和从未实施产业链“链长制”的样本省份均视为控制组并在此基础上进行加权估计。从表 7 报告的估计结果来看，实施产业链“链长制”对新质生产力存在正向的平均处理效应，且依然通过了统计显著性水平检验，从而佐证了本文研究结论的可靠性。

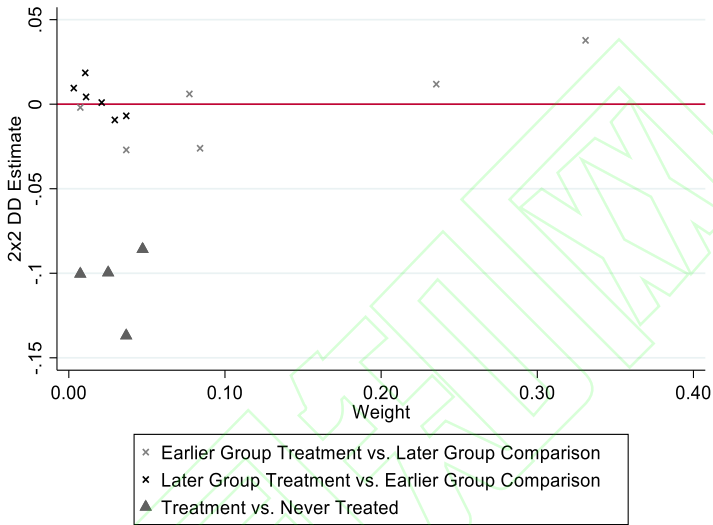


图 2 培根分解结果

表 7 “异质性-稳健”估计结果

	(1)
<i>LZZ</i>	0.006* (0.003)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Province FE</i>	Yes
<i>Year FE</i>	Yes
<i>Observations</i>	308

6.排除其他政策的干扰。产业政策作为我国宏观调控的常见工具之一，在我国地方经济发展过程中被普遍应用，对生产力发展产生了重要的影响。除了产业链“链长制”外，其他类型的产业政策比如重点产业政策也可能会对省级的新质生产力产生相应的影响。为排除重

^① Sun L., Abraham S., Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects, *Journal of Econometrics*, 2021 ,225(2), pp.175-199.

点产业政策对产业链“链长制”的混淆效应，本文参考张莉等的做法，^①对本文考察期内省级政府“十二五”、“十三五”、“十四五”规划中有关产业发展规划的表述进行梳理归纳，从中识别出重点支持产业并统计其对应的国民经济行业（基于二位码）的数量，以此作为省级重点产业政策（*KIP*）的衡量指标，然后将其添加到基准计量方程中进行回归分析。从表8第（1）列报告的估计结果来看，在排除地方重点产业政策的干扰效应后，核心解释变量的估计系数依然在1%水平上显著为正，再次证实了实施产业链“链长制”对新质生产力发展具有正向促进作用这一核心研究结论。

表8 排除其他政策的干扰检验

	(1)
<i>LZZ</i>	0.055*** (0.011)
<i>KIP</i>	-0.000 (0.000)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Province FE</i>	Yes
<i>Year FE</i>	Yes
<i>Observations</i>	330
<i>Adj.R²</i>	0.906

六、作用机制与异质性效应分析

（一）作用机制分析

依据前文的理论分析，改善资源错配是产业链“链长制”促进省级新质生产力提升的内在逻辑机理。通过构造相应的机制渠道变量，本文接下来将对上述作用机制成立与否予以探析。

借鉴 Hsieh 和 Klenow、刘诚和夏杰长等有关研究，^②采用生产函数法对各省的资源错配程度进行测算，具体步骤如下：首先，设定 Cobb-Douglas 生产函数并进行对数化处理，得到公式 $\ln Y_{it} = c + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$ ，其中， Y_{it} 采用各省历年的生产总值来表示； K_{it} 为资本存量，采用永续盘存法估算得到； L_{it} 为劳动力数量，使用各省年末就业人数表示；资

① 张莉、朱光顺、李世刚：《市场环境、重点产业政策与企业生产率差异》，《管理世界》2019年第3期。

② Hsieh C. T., Klenow P. J., Misallocation and Manufacturing TFP in China and India, *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4), pp.1403-1448; 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》，《中国工业经济》2023年第7期。

本、劳动的边际产出分别为 $\alpha Y_{it}/K_{it}$ 、 $\beta Y_{it}/L_{it}$ ，资本产出弹性 α 、劳动产出弹性 β 根据 Cobb-Douglas 生产函数估计得到。其次，假定资本价格 r 为 10%，其由 5%的折旧率与 5%的实际利率构成；劳动价格 ω 采用各省当年就业人员的平均工资表示。最后，根据要素边际产出与其价格的偏离来测算市场扭曲，分别为 $distK_{it} = |\alpha Y_{it}/K_{it} - 1|$ 、

$distL_{it} = |\beta Y_{it}/L_{it} - 1|$ ，在此基础上计算得到总体的市场扭曲程度为

$dist_{it} = distK_{it}^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} distL_{it}^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}}$ ，进而取各省的市场扭曲程度与当年所有省份市场扭曲程度的最大值的比值来作为资源错配程度（*allocation*）的衡量指标。表 9 第（1）列报告了产业链“链长制”对省级资源错配的回归结果，可以发现产业链“链长制”政策变量的系数在 1%的水平上显著为负，表明实施产业链“链长制”后，所在省份的资源错配程度较之于非试验省份明显下降，换言之，产业链“链长制”能够通过降低资源错配程度，亦即促进资源的优化配置来推动新质生产力的发展。

表 9 作用机制检验结果

	(1)
	<i>allocation</i>
<i>LZZ</i>	-0.039*** (0.014)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Province FE</i>	Yes
<i>Year FE</i>	Yes
<i>Observations</i>	330
<i>Adj.R²</i>	0.948

（二）异质性分析

我国疆域辽阔，各省份在地理特征、经济发展等方面呈现出巨大的差异，这可能导致产业链“链长制”对省级新质生产力的影响存在非对称效应。鉴于此，本节将进一步探究产业链“链长制”对新质生产力发展的异质性影响。

首先，在地域差异性方面，本文根据国家统计局的地理划分标准，分别构造东部（*East*）、中部（*Middle*）、西部（*West*）三个虚拟变量。举例来说，当样本省份位于东部地区时，东部虚拟变量取值为 1，否则为 0，中部、西部虚拟变量的构造方法与此同理。在此基础上，分别构建核心解释变量与上述地区虚拟变量的交互项，并将其纳入到基准计量模型中，与此相应的回归结果见表 10 的第（1）—（3）列。可以看出，核心解释变量与东部虚拟变量的交互项估计系数在 10%的水平上显著为正，而核心解释变量与中部、西部虚拟变量的交互项估计系数则不具有统计显著性意义，这意味着实施产业链“链长制”对东部省份新质生产力发展水平的促进作用要明显强于中西部省份地区。究其原因，可能在于东部省份具有明显

的地理区位优势，相对于中部、西部省份而言，能够为产业链“链长制”的实施提供更好的制度支撑基础和发展环境，从而更有利于发挥产业链政策对新质生产力发展的促进效应。

其次，在经济发展差异方面，本文根据考察期内样本省份的 GDP 是否超过总体样本 GDP 的中位数来定义反映经济发展水平差异的虚拟变量（*Eco*），若样本省份的 GDP 超过总体样本 GDP 的中位数，则赋值为 1，否则为 0。在此基础上，同前文一样设置核心解释变量与上述虚拟变量的交互项，然后将其纳入到基准计量模型中进行估计，具体结果见表 10 的第（4）列。可以看出，核心解释变量与经济发展水平差异虚拟变量交互项的估计系数在 1% 的水平上显著为正，这说明相对于经济发展水平较低的省份，产业链“链长制”对新质生产力的促进效应在经济发展水平较高的省份中更为显著。导致上述差异的原因可能在于，经济发展水平较高的省份，能够为产业链“链长制”这一制度安排的实施提供更加强有力的支持，这有利于产业链“链长制”的纵深推进，从而能够更加充分有效地发挥地方主导型特色产业链政策的生产力跃迁效应。

表 10 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部	中部	西部	经济水平差异
<i>LZZ</i>	0.044*** (0.008)	0.059*** (0.012)	0.062*** (0.014)	0.029*** (0.007)
<i>LZZ</i> × <i>East</i>	0.028* (0.016)			
<i>LZZ</i> × <i>Middle</i>		-0.011 (0.010)		
<i>LZZ</i> × <i>West</i>			-0.020 (0.013)	
<i>Eco</i>				-0.004 (0.008)
<i>LZZ</i> × <i>Eco</i>				0.032*** (0.011)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Observations</i>	330	330	330	330
<i>Adj.R</i> ²	0.909	0.907	0.908	0.908

七、研究结论与政策建议

（一）研究结论

当前，加快培育新质生产力已成为全面建设社会主义现代化国家的战略取向，而实施产

业链“链长制”则是提升产业链现代化水平、推进产业高质量发展的创新举措。在此背景下，产业链“链长制”能否助力新质生产力发展是一个值得深入探讨的研究主题，具有重要的政策涵义。本文以地方产业链“链长制”的实施为政策背景，利用 2011—2021 年我国 30 个省份的平衡面板数据，通过构建多时点倍差法模型实证检验了产业链“链长制”对新质生产力发展的影响及其作用机制。研究发现，产业链“链长制”的实施能够有效促进省级新质生产力水平的提升，上述结论在经过一系列的稳健性检验后依然成立；作用机制检验显示，改善资源错配是产业链“链长制”促进新质生产力发展的重要途径；异质性分析表明，产业链“链长制”对新质生产力的促发展效应在东部地区、经济发展水平较高的地区中更为突出。

（二）政策建议

第一，应创新地方主导型产业政策的形成机制，革除传统产业治理模式的弊端，因地制宜构建高水准的产业链“链长制”体系。鉴于我国不同地区的经济发展水平和产业结构存在明显差异，因此在推行产业链“链长制”过程中应密切联系地区实际，秉持针对性、差异化的原则。首先，探索“链长制”政策现代化发展支点，避免政策执行“一刀切”，应立足地区实际并紧扣产业发展短板，运用适宜的“链长制”政策工具赋能产业链实现现代化。其次，明确产业链“链长制”的实施对象，精准研判产业发展现状，在经济发展水平较高、产业基础深厚的地区重点推动产业链向高端化、智能化方向攀升，以此加快新质生产力的培育。对于经济相对落后的地区，则应加强基础设施建设，通过技术引进和加强人才培养，逐步缩小与发达地区的差距，进而提升产业链的整体发展水平。再次，根据地区的资源禀赋和产业优势，充分发挥“链长制”在更大范围、更宽领域内统筹力量整合资源的政策效能，大力发展先导产业和战略产业，筑牢新质生产力的产业发展底座。

第二，应继续深化产业链“链长制”改革，推动顶层设计与实践探索的良性互动和有机结合，进一步发挥“市场强链+政府补链”的耦合互促进作用。坚定不移推进产业链“链长制”改革向纵深发展，捋顺“链长”和“链主”之间的关系，厘清市场与政府的边界，充分发挥有效市场在资源配置中的决定性作用，并强化有为政府在弥补市场缺陷和保障市场机制稳健运行等方面的功效。在此基础上，地方政府应进一步明确“链长制”的政策目标和实施路径，强化政府与市场的耦合互促和协同驱动。通过制定精准的产业政策和提供优质高效的公共服务，促进资源要素的优化配置。与此同时，应鼓励产业链上的企业通过技术创新和管理创新并加强产业链上下游的协同发展，加快推动“四链”融合发展以打造新型产业生态圈，为加快形成新质生产力构筑稳固的产业组织基础。

第三，应加强产业链“链长制”的监管及评估，塑造全流程执源治理新模式，实现管理固链。一方面，为确保产业链“链长制”实施的精准有力，可在引入第三方专业机构进行独立评估的基础上，建立标准化、制度化、常态化的全流程治理机制，全面深入、及时准确地把握产业链“链长制”的政策执行情况，并根据存在问题对产业链“链长制”进行持续不断的调整和优化。另一方面，应完善现行的法律和规章制度，通过“立改废释”和健全现代化产业监管机制，为产业链“链长制”的稳定和高效运行提供坚实的法治保障基础。通过以上

两方面，确保产业链“链长制”政策与产业发展的实际需求相匹配，有效提升产业链的稳定性和竞争力，进而为壮大培育新质生产力聚势赋能。

Empirical Analysis of the Enabling Effect of Local Government-led Industrial Policy Innovation on the Development of New Quality Productivity: A Perspective of “Chain Leader System” in Industrial Chain

Liu Hongduo, Wu Jinyan, Wu Xuan, Chen Xiaoshan

Abstract: As an important mechanism for promoting the modernization of industrial chains in China, whether local government-led industrial policy innovation can assist the development of new quality productivity is an urgent question to be answered. Based on the balanced panel data at the provincial level in China from 2011 to 2021, this paper treats the implementation of the “chain leader system” in industrial chain as the background of policy reform, employing the time-varying difference-in-difference model to empirically test the “chain leader system” in industrial chain on the development of new quality productivity and its underlying mechanism. The results show that the implementation of the “chain leader system” in industrial chain could effectively drive the development of new quality productivity at the provincial level, and this promoting effect is verified by the robust estimation based on different methods and strategies. The mechanism test reveals that improving resource misallocation is an important way to promote the development of new quality productivity by “chain leader system” in industrial chain. Heterogeneity analysis indicates that the promoting effect of the “chain leader system” in industrial chain on new quality productivity is more pronounced in the eastern region and areas with higher economic development levels. These findings above are conducive to enriching the relevant research on local government-led industrial policies and new quality productivity, which has important theoretical and practical significance for China to further promote the “chain leader system” in industrial chain to accelerate the formation and development of new quality productivity.

Key words: “Chain Leader System” in Industrial Chain; New Quality Productivity; Optimal Allocation of Resources; Time-Varying Difference-in-Difference Model