

# 中国新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展

孙亚男<sup>1,2</sup>, 刘燕伟<sup>1</sup>, 傅念豪<sup>1</sup>, 朱璐瑶<sup>3</sup>

(1. 山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250014; 2. 山东财经大学 中国经济研究院, 山东 济南 250014;  
3. 山东财经大学 中国国际低碳学院, 山东 济南 250014)

**摘要:**新质生产力是推动高质量发展的新动能。文章在核算“三新”经济增加值的基础上,从效率视角测算了2016—2022年中国30个省份的新质生产力,并揭示了其增长模式、区域差异与协调发展状况。研究发现,在考察期内,中国新质生产力整体向好。文章从技术进步和技术效率维度来分解新质生产力,识别出以广东为代表的“同步增长”型、以海南为代表的“孕育孵化”型、以上海为代表的“技术驱动”型、以福建为代表的“引进吸收”型、以广西为代表的“潜力突破”型和以河南为代表的“模仿追赶”型六种新质生产力增长模式。在中美贸易摩擦爆发后,中国新质生产力的区域差异迅速扩大,整体呈现“东高西低”格局。其中,东北地区的内部差异最小并逐年缩小,而中部地区的内部差异最大并逐年扩大,且与其他地区之间的差异呈扩大趋势,区域内和区域间差异的叠加效应是中国新质生产力区域差异的主要来源。为此,推进实施“中部地区崛起”战略,发挥其对接、带动和辐射作用,将有效缩小新质生产力的区域差异。同时,合理控制和适度释放区域新质生产力的极化、回波和扩散效应,确保中低水平地区新质生产力跃迁,跨越中高水平地区发展陷阱,并保持高水平地区新质生产力的领先优势,将是中国新质生产力全面协调发展的关键。

**关键词:**新质生产力;增长模式;区域差异;协调发展

**中图分类号:**F061.5    **文献标识码:**A    **文章编号:**1001-9952(2024)06-0004-16

**DOI:** [10.16538/j.cnki.jfe.20240514.101](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20240514.101)

## 一、引言

习近平总书记在参加十四届全国人大二次会议江苏代表团审议时强调,因地制宜发展新质生产力。进入新发展阶段,中国的增长模式已从投资驱动型转向创新驱动型(Acemoglu等,2012)。过去增长模式下政府采用差异化的政策,在不确定环境下高溢价掩盖了区域不平衡发展(Zilibotti, 2017)。协调发展理念强调在创新发展的基础上解决发展不平衡问题(高培勇, 2023)。新质生产力是新发展理念中创新引领发展的先进生产力,协调发展则是正确处理发展中的生产关系的根本遵循。新质生产力的先进性和重要性得到广泛认同,但对其发展过程中协调

---

收稿日期:2024-03-05

基金项目:国家社会科学基金项目“数字经济促进全要素生产率增长的作用机理及实现路径研究”(21BJL123)

作者简介:孙亚男(1980—)(通讯作者),男,山东蓬莱人,山东财经大学经济学院教授、中国经济研究院研究员,博士生导师;刘燕伟(2001—),女,山东阳谷人,山东财经大学经济学院硕士研究生;傅念豪(2000—),男,山东胶州人,山东财经大学经济学院硕士研究生;朱璐瑶(2001—),女,山东郯城人,山东财经大学中国国际低碳学院硕士研究生。

问题的认识仍显不足,具体表现为对其区域差异与协调发展状况的认识模糊不清。而准确理解新质生产力的内涵并测算其增长规模则是解决上述问题的关键。因此,准确理解新质生产力、识别其增长模式、揭示其区域差异和协调发展状况,有利于贯彻新发展理念,促进新质生产力增长,并能为推动经济高质量发展提供理论基础和决策参考。

在新一轮科技革命和产业变革的机遇期,新技术、新要素、新产业驱动产生“技术—经济”范式(Perez, 2010)。发展新质生产力正是建立中国式“技术—经济”范式的具体实践,新质生产力形成和发展不仅反映出生产力质态的变迁,也蕴含着生产关系的深刻变革。一方面,技术通过改造生产要素与劳动过程,带来生产力变革,进而构建起新的生产方式。数字经济时代,新质生产力是以大数据、人工智能、云计算等技术为支撑,通过广泛的渗透性和融合性对传统生产要素和劳动过程进行改造,并建立起新产业、新业态、新模式等新型生产方式。另一方面,生产关系会反作用于生产力的发展,适应生产力的生产关系可以推动技术创新和生产力发展,反之则会阻碍其形成和发展。习近平总书记明确提出“因地制宜发展新质生产力”的要求。这是基于对中国国情的深刻把握,是对生产力与生产关系的辩证思考,蕴含着习近平新时代中国特色社会主义思想的重要方法论。囿于各地区的发展水平、发展重点、产业结构、资源禀赋、人力资本等不同,新质生产力将会呈现明显的区域差异特征。协调发展是正确处理发展中生产关系的根本遵循,贯彻协调发展理念,紧扣科技创新的核心要素,有选择地推动新产业、新业态、新模式发展,在发挥本地优势的基础上补齐短板、缩小差距,探索各区域各领域各方面协同配合、均衡一体发展,是形成与新质生产力相适应的新型生产关系,加快新质生产力发展,推动高质量发展的重要实现路径。

本文在核算“三新”经济增加值的基础上,采用 *MinDW* 模型测度 2016—2022 年中国 30 个省份的新质生产力,并运用 *Dagum* 基尼系数、空间核密度和空间马尔科夫链等方法,揭示中国新质生产力的增长模式、区域差异与协调发展状况。本文的边际研究贡献体现在:第一,提出了新质生产力的测算框架。本文从生产效率视角出发,聚焦于“三新”经济,考虑实际创新要素的投入和产出效率,对新质生产力进行测算,并从技术进步和技术效率维度识别增长模式,科学系统地反映出新质生产力以创新驱动高质量发展的内在要求及其发展特征。第二,核算了省级“三新”经济规模。本文基于《新产业新业态新商业模式统计分类(2018)》(下文简称《“三新”统计分类(2018)》),通过构建“三新”经济调整系数,核算出中国省级“三新”经济增加值,并将其纳入新质生产力测算框架,为准确测算新质生产力提供数据保障。第三,从时空维度揭示了新质生产力的地区差异与协调发展状况。本文从静态和动态两个方面刻画出新质生产力的空间格局,并揭示极化、回波和扩散效应对协调发展的影响,为全面培育发展新质生产力提供决策参考。

## 二、新质生产力的内涵界定与理论基础

2023 年 9 月,习近平总书记在黑龙江考察时指出,整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力。同年 12 月召开的中央经济工作会议提出,要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力。习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调必须“推动新质生产力加快发展”,指出“新质生产力已经在实践中形成并展示出对高质量发展的强劲推动力、支撑力”。在新一轮科技革命和产业变革的背景下,新质生产力是以塑造战略性新兴产业和未来产业为导向,以原创性、颠覆性科技创新为动力,以技术密集型产业为主体(肖凡等, 2022),以全要素生产率的大幅提升为核心标志,在深度升级传统产业和构建现代化产业体系中产生和发展,通过

贯彻协调发展理念,因地制宜地实现自身增长。同时,科技创新和产业创新的有机结合、传统产业和新兴产业的有机结合、有为政府和有效市场的有机结合,是对新质生产力形成和发展的规律性认识,这为深刻把握新质生产力内涵提供了指引和依据。

新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵。从马克思主义政治经济学出发,周文和许凌云(2023)指出新质生产力以科技创新为主导,是在与劳动者、劳动资料和劳动对象的结合中实现对传统生产力的超越,是马克思主义生产力理论的发展和创新。从马克思主义唯物史观切入,张林(2024)在探究新质生产力与中国式现代化的基础上,剖析出新质生产力是科技革命驱动下的先进生产力,社会发展是生产力由旧质向新质的跃迁过程。黄群慧和盛方富(2024)则从系统论视角指出新质生产力是以新型劳动者、新型劳动对象、新型劳动工具为要素,以现代化产业体系为结构,实现高质量发展的复杂系统,是生产力在现代科学技术加持下系统演进的最新状态。新质生产力是将马克思主义政治经济学基本原理同中国发展实际和时代特征相结合的产物,是对马克思主义生产力理论的时代化、中国化的新拓展。在新一代信息技术的作用下,新质生产力强调其核心是要素禀赋变革和全要素生产率提升,赋予马克思主义生产力学说更具经济技术发展的时代化新特征(刘伟,2024)。从历史上看,每一次“技术—经济”范式的变革都推动着政治经济学理论的协同演进(王姝楠和陈江生,2019),马克思主义生产力理论也成为内化于“技术—经济”范式的价值理念,促使“技术—经济”范式成为经济发展的最有效方式(孟捷和韩文龙,2024)。

“技术—经济”范式理论为把握新质生产力内涵提供了新视角。新“技术—经济”范式的产生促使生产力要素得到重塑和升级,劳动力从过去的技能型转为智能型,劳动资料发展为以云计算、大数据、人工智能等为代表的新一代信息技术,而劳动对象从土地等自然资源逐渐变为既能直接创造社会价值,又能通过乘数效应放大价值的数据要素(范晓韵等,2024)。在生产力构成要素“质”的提升中,新质生产力表现出更加先进的生产力质态,虽然其本质上属于马克思主义生产力的范畴,但是最终要落脚于最佳实践模式“技术—经济”范式(任保平和豆渊博,2024)。处于决定要素层的科学技术通过教育和管理等影响要素层,作用于劳动者、劳动资料和劳动对象等现实要素层,形成新产品、新产业、新业态(任保平,2024)。换言之,在“技术—经济”范式的形成过程中,新型劳动者将人工智能、量子计算、生物技术等颠覆性技术物化于新产品和新服务中,发挥渗透效应推进新技术范式的形成与应用,在生产过程中产生重要的副产品数据要素;新型劳动者使用新型劳动工具改造数据要素,使技术范式产生替代效应和协同效应(蔡跃洲和牛新星,2021),催生出以新产业、新业态和新模式为特征的“三新”经济(杜传忠,2023)。随着“三新”经济的不断发展,生产过程中的数据要素不断增长积累,在各行业中持续渗透和循环(韩峰和姜竹青,2023),推动技术范式迭代升级,进而催生与之匹配的新兴职业和高技能劳动者;新经济范式的发展又通过生产力要素的螺旋式上升,推动技术的革命性突破。可见,发展新质生产力是建立中国式“技术—经济”范式的具体实践,其内涵与马克思主义生产力理论具有内在一致性。本文认为,新质生产力的“新”体现在充分发挥科技创新的驱动作用,以创新打造技术范式,引领生产技术、生产方式、生产模式变革,形成以新产业、新业态、新模式为特征的“三新”经济;新质生产力的“质”体现在科技创新与产业创新的深度融合,以全要素生产率的大幅提升为根本标志,优化资源创新性配置,实现传统产业转型升级,构建现代化产业体系。

新质生产力,起点在“新”,以科技创新为驱动力,内生于以新产业、新业态、新商业模式为核心的“三新”经济。国家统计局发布的数据显示,2022 年中国“三新”经济增加值占 GDP 的比重为 17.36%,“三新”经济作为中国经济的重要组成部分,已成为培育和形成新质生产力的重要

基础。现有研究对新产业、新业态、新模式的概念进行了界定，并从动态和静态(辛伟和任保平, 2021)、产业组织形态(何苗和任保平, 2022)等维度, 对“三新”经济的产生、特征以及发展路径等展开研究, 为准确认识“三新”经济提供了理论基础。部分学者在此基础上从新产业、新业态、新模式等维度, 采用编制新经济新动能指数(程开明等, 2023)等方法, 建立指标评价体系对“三新”经济发展水平进行评价。然而, 评价体系在指标选用、权重选择等方面存在较大的主观性, 因此所得结果难以准确衡量“三新”经济发展水平, 也无法反映“三新”经济的真实规模, 这成为测量新质生产力的重要阻碍。《“三新”统计分类(2018)》的颁布为衡量“三新”经济规模提供了核算框架。为此, 本文借鉴许宪春和张美慧(2020)的研究思路, 构建调整系数得到“三新”经济增加值, 为测算新质生产力提供数据保障。

新质生产力, 关键在“质”, 以技术进步提高全要素生产率为根本目标, 进而实现高质量发展。新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志, 它反映出在一定的投入下产出增长的效率和质量。而测算全要素生产率是评价新质生产力的关键, 其方法可分为参数估计法和非参数估计法两类。与随机前沿分析(SFA)参数方法相比, 数据包络分析(DEA)非参数方法不用预先指定模型, 可以灵活地处理非期望产出, 考虑多种生产前沿和技术效率, 因而逐渐成为全要素生产率测算的主流方法。基于松弛变量的SBM模型因具有非径向、非角度优势而被广泛使用(Li 和 Hu, 2012)。但SBM模型是一种至前沿最远距离模型, 存在使效率最小化的固有属性, 在处理极端值、规模效应以及提供全面的无效率信息方面可能存在局限(刘华军等, 2020)。因此, 本文采用至弱前沿面最小距离(MinDW)模型对新质生产力进行效率评价。这能更加真实地反映省份之间科技创新等要素的效率改进路径, 并解决现有研究普遍采用SBM模型所产生的测算结果与实际状况相背离的问题, 以提供一个全面、稳健、准确的新质生产力测算结果。

本文认为, 新质生产力根植于“三新”经济, 以科技创新为核心驱动力, 引领现代化产业体系建设, 推动传统产业焕新、新兴产业壮大、未来产业培育, 将提高全要素生产率、实现经济高质量发展作为根本目标。新质生产力通过激发现代化产业体系的质量变革、效率变革、动力变革, 走出一条生产要素投入少、资源配置效率高、社会经济效益好的新增长路径。

### 三、中国新质生产力的增长测算

#### (一)新质生产力的测算模型:超效率MinDW-Malmquist模型

鉴于SBM模型存在低估效率的情况, 本文采用MinDW模型来测算新质生产力的增长。超效率MinDW-Malmquist模型简述如下:

$$S_v(x_{ik}, y_{rk}) = \max \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \beta_z^* e_i / x_{ik}}{1 + \frac{1}{q} \sum_{r=1}^q \beta_z^* e_r / y_{rk}}$$

$$\text{s.t. } \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + \beta_z e_i \leq x_{ik}, i = 1, 2, \dots, m; \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - \beta_z e_r \geq y_{rk}, r = 1, 2, \dots, q; \lambda \geq 0$$

假设存在  $n$  个决策单元, 第  $j$ 、 $k$  个决策单元的第  $i$  种投入分别为  $x_{ij}$ 、 $x_{ik}$ , 第  $r$  种产出分别为  $y_{rj}$ 、 $y_{rk}$ ,  $m$  为投入指标数量,  $q$  为产出指标数量,  $\lambda$ 、 $\beta$  分别为投入和产出的变化比例,  $\beta^*$  为最优变化比例,  $Z$  为该模型的线性规划数量。 $S_v$  为至前沿的最近距离函数,  $e_i$  和  $e_r$  均为常数, 模型中  $e$  只有一个等于 1, 其余为 0。

本文在 *MinDW* 模型的基础上, 构造 *Malmquist* 生产率指数来测度新质生产力水平的动态变化, 并将 *Malmquist* 生产率指数分解为技术效率指数(*EC*)和技术进步指数(*TC*), 具体计算过程可参见颜鹏飞和王兵(2004)的研究。

## (二)指标选取与数据说明

本文测算 2016—2022 年中国 30 个省份新质生产力的增长情况(因数据缺失, 不包括西藏自治区、港澳台地区)。本文按照国家统计局的区域划分, 将 30 个省份划分为东部、中部、西部、东北四个区域, <sup>①</sup>考察新质生产力的地区差异。本文数据主要来源于国家统计局、《中国统计年鉴》、分省统计年鉴、中经网以及分省投入产出表。

1. 投入指标包括资本投入、劳动投入和创新投入。(1)采用资本存量作为资本投入, 由于分行业资本存量没有官方数据, 本文采用永续盘存法估算资本存量。借鉴杨廷干和吴开尧(2017)的方法, 利用分行业固定资产投资额代表当年投资额, 投资品价格指数和折旧率的选择采用单豪杰(2008)的方法。本文对固定资产投资额进行平减处理, 通过基期实际投资额除以折旧率加实际投资年均增长率得到基期资本存量。(2)关于劳动投入, 借鉴李华和董艳玲(2021)的方法, 采用分行业从业人员年均人数表示。(3)依据宁译萱和钟希余(2023)的做法, 创新投入采用 *R&D* 经费表示。

2. 产出指标包括“三新”增加值和创新产出。(1)创新产出。借鉴梁红艳(2021)的指标体系, 本文选取国内发明专利申请授权量作为创新产出。(2)“三新”增加值。《国民经济行业分类(2017)》中仅按照行业大类公布增加值数据, 而“三新”产业为各行业中的细分小类。因此, 参照许宪春和张美慧(2020)以及崔蓉等(2023)的方法, 本文基于《“三新”统计分类(2018)》, 利用各省份投入产出表计算“三新”经济调整系数, 在此基础上用对应行业增加值乘以上述调整系数, 加总得到各省份“三新”经济增加值。由于各省份的投入产出表每五年公布一次, 本文采用临近年份“三新”调整系数补充缺失数据。为了避免价格的影响, 本文采用相应的价格指数对“三新”经济增加值进行平减处理, 其中 2019—2022 年缺失的固定资产投资价格指数采用生产资料工业生产者出厂价格指数代替。<sup>②</sup>具体计算过程如下:

第一, 构建行业增加值调整系数。由于分省投入产出表仅公布 42 个大类、门类行业增加值数据, 本文对照《“三新”统计分类(2018)》和《国民经济行业分类(2017)》, 以这 42 个大类、门类行业为标准, 统计每个大类或门类行业下属于“三新”经济的小类行业共 585 个。按照各个小类行业对总产出贡献均等原则, 将“三新”经济相应行业中间消耗占各小类行业增加值的比重来构建行业增加值调整系数。

第二, 核算 2017 年“三新”经济增加值。基于 2017 年分省投入产出表, 将涉及“三新”经济的大类或门类行业增加值乘以前述得到的相应行业增加值调整系数, 即可得到行业“三新”经济增加值, 然后将各行业“三新”经济增加值加总, 即可得到 2017 年“三新”经济增加值。

第三, 核算 2015—2016 年、2018—2022 年“三新”经济增加值。由于国家没有公布上述年份分省投入产出表数据, 需要利用国家统计局公布的 9 个行业增加值数据核算。其中, 农林牧渔业, 建筑业, 批发和零售业, 交通运输、仓储和邮政业, 住宿和餐饮业, 金融业和房地产业这 7 个行业均对应投入产出表的行业分类, 本文采用前述方式计算行业“三新”经济增加值。而工业和

<sup>①</sup> 东部包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 10 个省份, 中部包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 6 个省份, 西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省份, 东北包括辽宁、吉林、黑龙江 3 个省份。

<sup>②</sup> 参考长城证券发布的宏观经济专题报告的方法进行处理。

其他行业增加值数据属于行业汇总数据,需要采用统一口径下工业“三新”经济增加值占工业增加值的比重来构建行业增加值结构调整系数,以及统一口径下工业“三新”经济增加值占其他行业增加值的比重来构建其他行业增加值结构调整系数,并遵循临近年份保持一致原则,估算工业和其他行业的“三新”经济增加值。具体计算步骤如下:首先,将投入产出表中的相应行业汇总,使其与工业和其他行业的统计口径保持一致,在此基础上构建工业和其他行业增加值结构调整系数。其次,将行业增加值的结构调整系数乘以其他年份的工业或其他行业增加值,得到行业“三新”经济增加值。最后,将工业和其他行业“三新”经济增加值与其他7个行业的“三新”经济增加值加总求和,得到其他年份的“三新”经济增加值。

北京和广东公布了部分年份的“三新”经济增加值数据,本文将测算结果与官方公布数据进行比较,<sup>①</sup>两者的变化趋势比较一致。此外,由于难以获得《“三新”统计分类(2018)》中的小类数据,本文采用行业门类和大类增加值测算所得结果与官方公布数据之间存在差距。采用DEA方法计算相对生产效率得到新质生产力的增长情况,这部分偏差对上述相对效率的测算结果的影响较小,因此该数据可以比较可靠地用于探究新质生产力的区域差异与协调发展状况。

#### 四、中国新质生产力的增长模式

新质生产力已成为中国经济高质量发展的新动能,生产力的新质态要求新的增长模式来促进其量的累积和质的提升。识别新质生产力的增长模式,因地制宜地发展新质生产力,是推动高质量发展的首要任务。为此,本文基于效率分析框架,测算2016—2022年中国30个省份新质生产力的增长及其分解指标,并识别新质生产力的增长模式。

##### (一)新质生产力增长的事实描述

如表1所示,考察期内中国新质生产力的整体发展比较均衡且波动不大,其测算结果均值为1.01,其中北京、天津、吉林等22个省份的新质生产力水平在1.00以上,这表明中国新质生产力的发展态势整体向好。同时,考察期内中国新质生产力年均增长率仅为0.60%,这表明中国新质生产力的长期稳定发展还具有一定的挑战。分区域看,新质生产力呈现“东高西低”的阶梯式分布形态,东部、东北、中部、西部地区的新质生产力发展水平均值依次递减;新质生产力在东部和东北地区呈现增长态势,在中西部地区具有较大的提升潜力。分省份看,新质生产力排名靠前的省份有广东、江苏、北京和吉林,其年均增长率分别为9.51%、5.29%、3.75%和3.64%,远高于全国的年均增长率,新质生产力正逐渐成为这些省份高质量发展的源动力。排名落后的省份有江西、青海、海南和内蒙古,其年均增长率分别为-6.35%、-4.92%、-4.35%和-3.64%,这些省份的新质生产力呈现明显的下降趋势,发展动力不足。上述结果反映出中国省际新质生产力增长呈现非均衡态势。因此,揭示新质生产力增长的区域差异及其来源显得尤为重要。

##### (二)新质生产力增长模式识别

新质生产力是以新技术的创新和应用来推动产业升级的新型生产力。为此,衡量技术进步和技术效率在这一过程中的贡献显得至关重要。本文将新质生产力分解为技术进步指数和技术效率指数,以刻画各省新质生产力的技术进步程度和技术效率变化。技术进步反映科技创新应用加速新质生产力提高各省新产业、新业态、新模式经济活动水平和效率的程度;技术效率变化则衡量既定条件下各省生产要素配置效率的差距,是欠发达省份依托“三新”经济追赶发达省份的重要表征。

<sup>①</sup>受篇幅限制,文中未列出趋势比较图,备索。

表 1 新质生产力增长测算结果

区域		总体评价			新质生产力增长						
		均值	排名	年均增长率(%)	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2022年	
东部	北京	1.04	3	3.75	1.04	1.03	1.00	1.04	1.06	1.07	1.02
	天津	1.03	5	2.72	1.03	1.04	1.04	1.02	1.01	1.03	1.03
	河北	0.99	25	-1.20	1.02	0.97	1.00	1.00	0.99	0.98	0.97
	上海	1.02	9	1.93	1.04	1.02	1.02	1.00	1.01	1.04	1.01
	江苏	1.05	2	5.29	1.10	1.03	1.04	1.04	1.04	1.07	1.04
	浙江	1.01	13	0.88	1.01	0.99	1.00	0.99	1.09	1.00	0.98
	福建	1.00	19	0.31	1.02	1.01	1.01	0.98	0.99	1.01	1.01
	山东	1.01	11	1.32	1.03	1.02	1.02	1.05	0.99	0.99	1.00
	广东	1.10	1	9.51	1.08	1.08	1.10	1.07	1.08	1.22	1.05
	海南	0.96	28	-4.35	0.94	1.00	0.97	0.98	0.94	0.94	0.93
中部	山西	1.01	15	0.79	1.00	1.04	0.96	1.00	1.01	1.02	1.03
	安徽	1.01	16	0.78	1.13	0.89	1.04	0.96	1.05	1.01	0.99
	江西	0.94	30	-6.35	0.97	0.95	0.96	0.95	0.94	0.93	0.85
	河南	0.98	26	-1.73	1.01	0.98	1.00	0.97	0.96	0.98	0.98
	湖北	1.02	6	2.41	1.02	1.01	1.04	1.02	1.00	1.04	1.04
	湖南	1.01	12	1.23	1.03	1.00	1.04	1.01	0.98	1.02	1.00
西部	内蒙古	0.96	27	-3.64	0.95	1.00	0.98	0.94	0.96	1.01	0.90
	广西	0.99	23	-0.76	1.03	0.93	1.03	0.94	1.00	1.03	1.00
	重庆	1.02	7	2.31	1.03	1.02	1.03	1.04	1.00	1.03	1.01
	四川	1.00	21	-0.32	1.01	1.00	1.00	0.98	0.96	1.01	1.03
	贵州	1.00	20	-0.06	1.00	0.99	1.00	1.00	1.00	1.01	1.01
	云南	1.01	14	0.85	0.98	0.96	1.05	1.03	1.02	1.01	1.01
	陕西	1.02	8	2.24	1.02	1.02	1.01	1.01	1.03	1.04	1.03
	甘肃	1.00	18	0.42	1.01	0.99	1.00	1.00	1.02	1.02	0.99
	青海	0.95	29	-4.92	0.93	0.91	1.02	0.94	0.98	0.91	0.96
	宁夏	1.02	10	1.77	1.02	1.03	1.02	1.01	1.01	1.02	1.00
东北	新疆	1.00	22	-0.40	0.98	1.05	0.98	1.03	1.03	0.94	0.97
	辽宁	1.01	17	0.65	1.01	1.03	1.00	1.00	0.99	1.02	1.00
	吉林	1.04	4	3.64	1.03	1.06	1.03	0.99	1.08	1.07	1.00
全国		1.01		0.60	1.02	1.00	1.01	1.00	1.00	1.02	1.00

图 1 展示了 2016—2022 年各省新质生产力增长的测算结果及其分解结构。图中指数为 1.00 的水平线为新质生产力的荣枯线, ①实线表示新质生产力水平最高, 点划线表示本省技术进步水平最高, 虚线则表示本省技术效率水平最高。整体而言, 考察期内新质生产力水平最高的有 14 个省份, 技术进步指数最高的有 8 个省份, 技术效率水平最高的有 8 个省份。在此基础上, 本文划分了六类新质生产力增长模式。

① 需要特别说明的是, 新质生产力大于 1 表明从  $t$  期到  $t+1$  期新质生产力增长, 小于 1 表明新质生产力下降, 等于 1 表明新质生产力没有变化。同理可知, 技术效率大于 1 表明从  $t$  期到  $t+1$  期决策单元的技术效率得到了改善, 小于 1 表明技术效率降低, 等于 1 表明技术效率保持不变。技术变化大于 1 表明从  $t$  期到  $t+1$  期决策单元技术进步, 小于 1 表明技术倒退, 等于 1 表明技术水平保持不变。

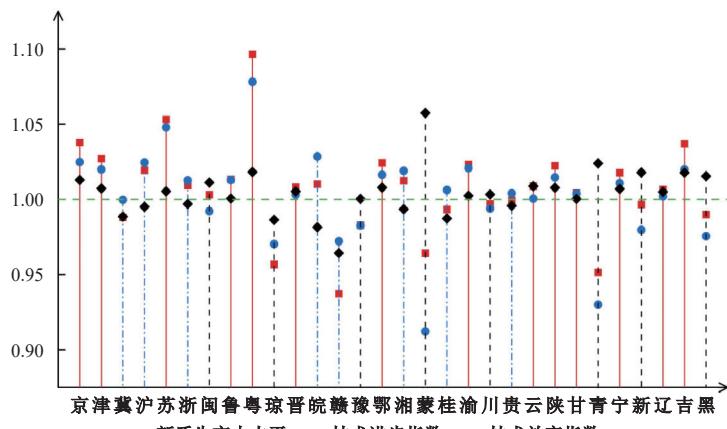


图 1 中国省级新质生产力及其分解指数

第一,“同步增长”型。在这种模式下,新质生产力及其分解指数均位于荣枯线以上,相关省份包括北京、天津、江苏、山东、广东、山西、湖北、重庆、云南、陕西、甘肃、宁夏、辽宁和吉林 14 个,其中除山西、云南和辽宁 3 个省份的技术效率增长优于技术进步外,其他省份均是技术进步带动新质生产力增长。换言之,上述 3 个省份的新质生产力发展水平较高,主要源自追赶效应,而其他省份新质生产力的快速增长得益于科技创新赋能“三新”经济高效提升。综合而言,这种类型的新质生产力的高水平发展是技术进步和技术效率的协同作用,本文将具有上述特征的新质生产力称为“同步增长”型新质生产力。

第二,“孕育孵化”型。在这种模式下,新质生产力及其分解指数均位于荣枯线以下,相关省份包括海南、江西和河北 3 个,其中海南的技术进步劣于技术效率变化。上述省份的新质生产力发展水平较低,科技创新不足,在“三新”经济增长中未显现出更大的贡献,而且技术效率较低。因此,上述省份需要增加科技创新投入,积极培育新技术、新产业、新业态、新模式,缩小与“同步增长”型省份之间的差距。本文将具有上述特征的新质生产力称为“孕育孵化”型新质生产力。

第三,“技术驱动”型。在这种模式下,新质生产力和技术进步指数高,技术效率指数低,相关省份包括上海、浙江、安徽、湖南 4 个。上述省份依靠技术创新驱动新质生产力发展,长期来看其新质生产力具有快速发展为“同步增长”型的可能。

第四,“引进吸收”型。在这种模式下,新质生产力和技术效率指数高,技术进步指数低,相关省份为福建。该省份自身科技创新驱动新质生产力发展的能力不足,主要依靠引进吸收其他省份技术等资源发展本省“三新”经济,实现新质生产力增长,长期来看存在增长乏力的危机。

第五,“潜力突破”型。在这种模式下,技术进步指数高,新质生产力和技术效率指数偏低,相关省份包括广西和贵州 2 个。上述省份的新质生产力发展潜力较大,科技创新驱动力在新质生产力增长过程中未完全显现。这可以通过生产要素在新产业中的创新性配置,特别是与实体经济的深度融合来实现新质生产力的大幅跃迁。

第六,“模仿追赶”型。在这种模式下,技术效率指数高,新质生产力和技术进步指数较低,相关省份包括河南、内蒙古、四川、青海、新疆和黑龙江 6 个。上述省份希望通过快速模仿其他省份的新技术,应用于传统产业的改造升级中,以实现新质生产力的追赶,但科技创新能力的不足严重阻滞了自身新质生产力的增长。因此,上述省份需要立足自身资源禀赋和比较优势,在不断提升科技创新水平的同时,逐步缩小与发达省份在技术、人才、产业体系等方面的差距,真正实现新质生产力的后发优势。

## 五、中国新质生产力的区域差异

中国省级新质生产力增长呈现多元化模式,中国新质生产力表现出差异化发展态势。本文采用 *Dagum* 基尼系数对 30 个省份新质生产力增长的总体差异、区域内差异以及区域间差异展开分析,揭示中国新质生产力的区域差异及其来源,具体计算详见刘华军和孙亚男(2023)的研究。

### (一)新质生产力的总体差异

图 2(a)结果显示,2016—2022 年中国新质生产力的总体差异较小,基尼系数均值为 0.0212。从变动趋势来看,2016 年总体差异短暂扩大后开始缩小,2018 年总体差异达到最小值(最小值为 0.0165),此后连续 3 年持续扩大,至 2021 年达到最大值(最大值为 0.0254),随后缩小。这或许是因为 2018 年美国对中国实施技术封锁和进出口限制,导致以科技创新为内核的新质生产力发展出现断档停滞问题,加之中国处于供给侧结构性改革攻坚期,两者叠加效应使新质生产力的省际差异不断扩大(王贻芳和白云翔,2020)。之后,随着我国应对技术瓶颈问题所采取措施的累积效应逐渐显现,新质生产力的省际差异呈现缩小态势。

### (二)新质生产力的区域内差异

图 2(b)结果显示,新质生产力的区域内差异呈现不同的波动趋势。东部地区的基尼系数均值为 0.0213,中部地区为 0.0221,西部地区为 0.0172,东北地区为 0.0128。可见,中部地区的基尼系数最高,东北地区最低,这说明中部地区的新质生产力不平衡现象比较突出,而东北地区的差距较小。具体而言,考察期内东部地区的差异呈现“U”形变化态势,2016 年差异缩小,此后三年比较平稳,2017 年达到最小值 0.0157,2019—2021 年逐年扩大并达到最大值 0.0357,2022 年大幅缩小。中部地区的差异呈现“N”形态势,2016—2017 年差异小幅扩大,2017—2019 年差异缩小,2019—2022 年又出现较大程度扩大,2022 年达到 0.0309,中部地区在发展中差异比较明显。西部地区的差异呈现“上升—下降”的循环波动态势,2016—2020 年波动比较明显,随后变动幅度较小,2019 年区域内差异达到最大值 0.0228,2020 年则缩小为最小值 0.0140。东北地区的差异呈现倒“V”形态势,2016—2020 年持续上升到最大值 0.0314,随后至 2022 年持续下降为 0.0044。这表明东北地区的空间差异不断缩小,新质生产力的协同效应正成为新时代推动东北全面振兴的内生动力。综上所述,虽然各地区波动态势不同,但是在考察期末东部和东北地区的区域内差异明显缩小。这表明东部和东北地区以科技创新驱动“三新”经济快速发展,带动各产业协调发展,区域内差异不断缩小。而中部和西部地区仍采取模仿迁移等方式发展“三新”经济,缺乏内在创新驱动力,导致区域内差异呈现扩大趋势。

### (三)新质生产力的区域间差异

图 2(c)结果显示,中国新质生产力的区域间差异变动趋势各异,其中东部与中部、西部、东北地区的新质生产力年均变化率分别为 1.35%、-4.31% 和-2.44%,中部与西部、东北地区的年均变化率分别为 1.38% 和 4.17%,西部与东北地区的年均变化率为-3.06%。从中不难发现,西部与东部、东北地区之间差异缩小速率最大,表明推进新时代西部大开发形成新格局的举措取得显著成效,特别是“东数西算”工程的实施促进了西部地区向东部地区的跨区算力输出,从而缩小了地区间新质生产力差距(谢宜泽,2023)。而中部与其他地区之间的差异均呈现扩大趋势,中部与其他地区之间的差距已成为制约新质生产力协调发展的主要堵点。践行新时代推动中部地区崛起战略,有序承接产业梯度转移,有助于缩小新质生产力的区域间差距。

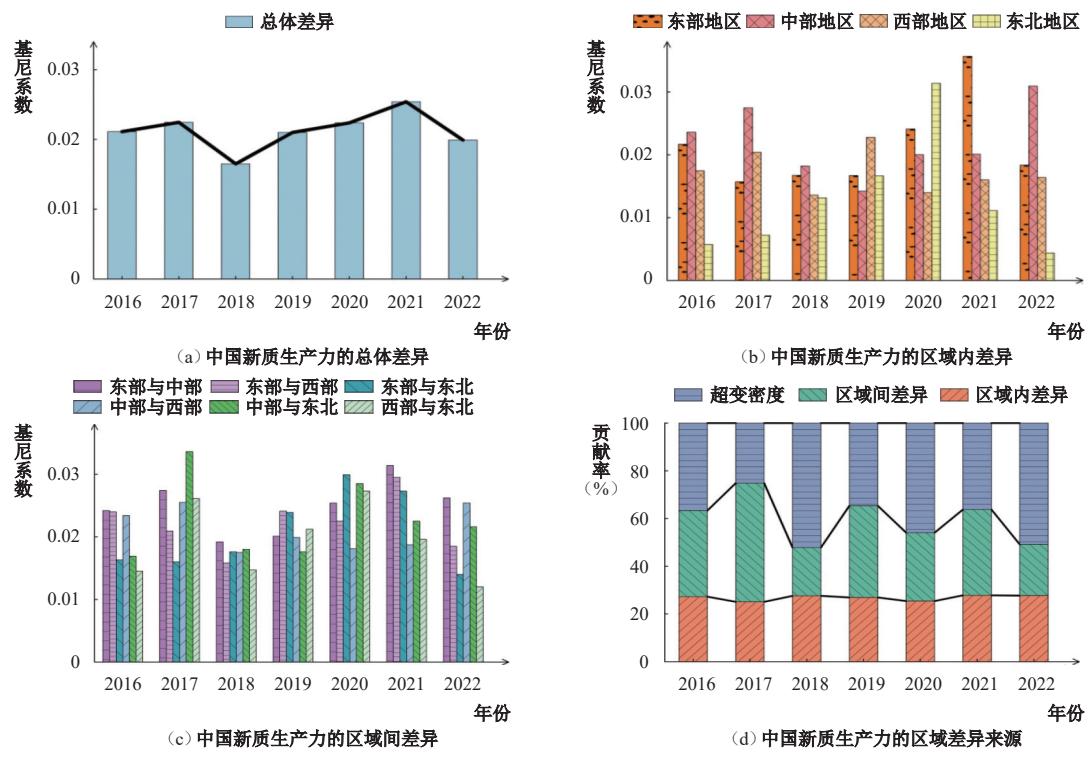


图2 中国新质生产力的区域差异

#### (四)中国新质生产力区域差异的来源

图2(d)展示了2016—2022年中国新质生产力区域差异的来源及贡献。超变强度、区域间和区域内差异对区域差异的平均贡献率为40.23%、32.94%和26.83%。因此,区域内和区域间差异的叠加效应是中国新质生产力增长区域差异的主要来源。从三者相对变化程度来看,区域间差异的贡献率和两者叠加效应的贡献率呈现此消彼长的关系。其中,区域间差异的年均变化率为-8.32%,两者叠加效应的年均变化率为5.60%且增长幅度最大;而区域内差异的贡献率变化比较稳定,年均变化率仅为0.29%。换言之,在区域间和区域内差异的叠加效应中,区域间差异起主导作用。从时间变化来看,区域间差异贡献率的波动比较明显,2017年达到最大贡献率49.81%,2018年降为最小值21.44%,2018年之后呈现“上升—下降”的循环波动趋势。两者叠加效应的变动方向与区域间差异贡献率的变动方向相反,2017年和2018年分别达到贡献率的最小值和最大值,分别为25.12%和52.15%。同时,除了2017年和2019年区域间差异的贡献率最大外,其他年份两者的叠加效应均大于区域间差异和区域内差异的贡献率。综上所述,区域间和区域内差异的叠加效应是中国新质生产力发展差异的主要来源,其中区域间差异起主导作用。

## 六、中国新质生产力的协调发展

中国新质生产力增长存在显著的区域差异,在新发展理念下探究中国新质生产力的协调发展尤显重要。本文利用动态演进分析方法,分析新质生产力增长的分布动态和演进态势,揭示极化效应、回波效应和扩散效应对中国新质生产力协调发展的影响。

#### (一)新质生产力协调发展中的极化效应

根据梯度经济理论,在新质生产力增长存在地区差异的客观事实上,处于优势地位的发达地区不断积累有利因素,使先进生产力质态进一步集中,形成新质生产力“增长极”,在新质生产力协调发展产生极化效应。在新质生产力发展初期,极化效应有利于促进一部分地区新质

生产力的快速增长,但极化效应的长期存在将给新质生产力协调发展带来重大挑战。本文采用空间核密度估计分析新质生产力协调发展的空间极化效应,具体公式参见刘华军和孙亚男(2023)的研究。其中,无条件和空间静态核密度估计分别从时间和空间视角揭示省际新质生产力增长的动态极化分布和空间极化分布。在此基础上,本文进一步使用空间条件动态核密度估计,从时空维度描述新质生产力增长的极化分布情况。

从时间角度看,<sup>①</sup>当 $t$ 年本区域新质生产力水平较低时, $t+1$ 年新质生产力实现了快速增长,而且其密度值逐渐向中心靠拢,产生极化现象。随着 $t$ 年本区域新质生产力水平的上升,等密度线继续向中心靠拢,并形成两个明显的极化区域,但位于 $45^{\circ}$ 线的下方。这表明 $t$ 年本区域新质生产力处于较高水平时, $t+1$ 年其新质生产力向更高水平的跃迁受到极化效应的阻碍。从空间维度看,受相邻低水平新质生产力区域影响,本区域新质生产力水平的密度值变化较大且向中心聚集,上述极化区域位于 $45^{\circ}$ 线的上方。这表明与低水平区域相邻时,本区域新质生产力的增长表现出跃迁极化效应。随着邻近区域新质生产力的增长,本区域新质生产力增长的等密度线持续向中心靠拢,且极化区域位于 $45^{\circ}$ 线的下方。这表明与较高水平新质生产力区域相邻时,本区域难以产生跃迁极化效应。综上所述,两种维度下新质生产力的增长均不同程度受到极化效应的阻滞,但空间极化分布具有比较明显的空间关联特征。在空间关联影响下,新质生产力的增长易形成多元极化现象。特别是与高水平地区相邻时,区域间形成了连片式多极发展态势。这表明新质生产力具有空间关联特性,且呈现出一定程度的空间溢出。

本文将时间和空间纳入同一研究框架中,探究时空维度下中国新质生产力增长的时空极化分布情况。**图3**为中国新质生产力增长的时空极化分布图,其中 $X$ 轴为 $t$ 年邻近地区的新质生产力水平, $Y$ 轴为 $t+1$ 年本区域的新质生产力水平。当 $t$ 年邻近区域的新质生产力水平较低时, $t+1$ 年本区域的新质生产力水平显著上升,在 $Y=1$ 处密度值变化较大,上述极化区域均位于 $45^{\circ}$ 线的上方。这表明随着时间推移,虽然邻近区域的新质生产力水平较低,但是本区域通过发挥跃迁极化效应,易突破新质生产力发展瓶颈,实现跃迁增长。结合时间和空间极化情况分析,本区域新质生产力的增长幅度虽高于空间极化效应的影响值,但明显低于动态极化效应的影响值。在空间关联溢出效应的影响下,低水平区域的极化效应在一定程度上限制了本区域新质生产力的增长。当邻近区域的新质生产力处于区间 $[1.05, 1.15]$ 时,随着时间推移,本区域新质生产力的密度等高线向中心聚拢,形成了明显的极化态势。与时间极化和空间极化不同,在本区间内,随着邻近区域新质生产力水平的提高,本区域极化效应产生明显的分化趋势,而且存在明显的拖尾现象。特别是邻近区域的新质生产力处于区间 $[1.05, 1.1]$ 时,拖尾现象更加明显。同时,本区域的时空极化效应显著大于动态极化效应和空间极化效应。当邻近区域的新质生产力处于区间 $[1.15, 1.2]$ 时,随着时间推移,本区域的新质生产力依然形成了明显的极化态势。与时间和空间极化分布相比,本区域的时空极化效应虽与空间极化效应大致相当,但明显小于动态极化效应。这表明在空间关联溢出效应的影响下,面对高水平邻近区域,本区域的新质生产力增长仍难以突破极化效应的阻滞影响。总体来看,虽然邻近区域的新质生产力处于中高水平时,时空极化效应大于动态极化效应和空间极化效应,但是本区域的时空极化效应仍存在明显的拖尾现象。除了上述情境外,在空间关联溢出效应的影响下,极化效应不同程度限制了本区域新质生产力的增长。换言之,本区域新质生产力增长难以突破时空极化效应的阻滞影响。

<sup>①</sup>受篇幅限制,文中未列出中国新质生产力的动态极化图和空间极化图,备索。

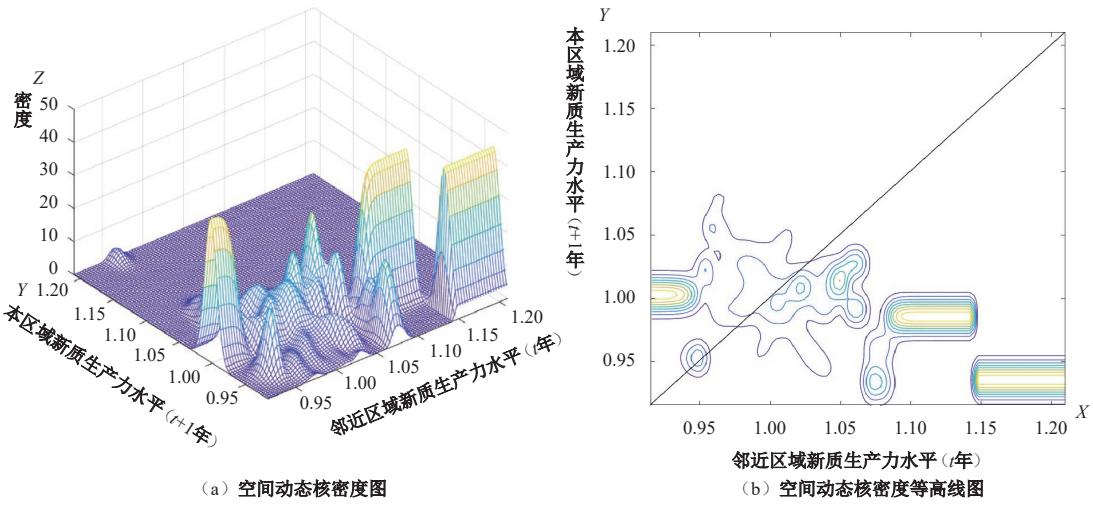


图3 中国新质生产力增长的时空极化分布

## (二)新质生产力协调发展中的回波效应和扩散效应

新质生产力增长的极化效应驱动高水平地区成长为新质生产力的增长极。诺贝尔经济学奖获得者缪尔达尔对增长极的运行机制做了补充,提出著名的“回波效应”和“扩散效应”(Myrdal, 1957)。回波效应是指发达地区对周围欠发达地区的阻碍作用,也就是说,较低水平地区新质生产力的增长要素向新质生产力较高水平地区(增长极)回流和聚集,产生一种拉大地区间新质生产力增长差距的变动趋势,新质生产力低水平地区向高水平地区的转移概率将减小。扩散效应则与之相反,是指发达地区对周围欠发达地区的带动作用,换言之,促成新质生产力增长的人、财、物等要素持续从高水平地区(增长极)向周围低水平地区扩散,不断缩小地区间新质生产力增长差距,新质生产力低水平地区向高水平地区的转移概率将增大;但如果扩散效应持续增强,则高水平地区向低水平地区的转移概率可能增大。

本文采用空间马尔科夫链分析,捕捉和量化不同地区之间存在的回波效应和扩散效应。空间马尔科夫链是将空间滞后的概念加入传统马尔科夫链,通过设定空间权重矩阵,将转移概率矩阵进行分解,具体公式参见刘华军和孙亚男(2023)。这种分析方法既能体现各地区新质生产力类型转移的方向,又能计算转移概率的大小,可用于考察中国新质生产力协调发展的回波效应和扩散效应。本文将中国30个省份的新质生产力增长水平划分为低水平、中低水平、中高水平和高水平四个区域,得出2016—2022年中国新质生产力的马尔科夫转移概率矩阵。其中,主对角线上的数值表示新质生产力未发生类型转移的概率,非对角线上的数值表示新质生产力发生类型转移的概率。空间因素的纳入进一步反映出本地区受相邻地区影响而发生转移的情况,这有助于廓清回波效应和扩散效应对地区新质生产力增长的影响。

图4为空间马尔科夫转移概率矩阵。从中可以得到:(1)对于新质生产力处于低水平的地区,当邻近中低水平和高水平地区时,本地区保持现状的概率分别高达80%和83%。这表明上述两地区对低水平地区的扩散效应较弱,回波效应导致低水平地区难以实现新质生产力增长,回波与扩散长期叠加效应将持续扩大新质生产力低水平地区与中低、高水平地区之间的差距。而当邻近低水平和中高水平地区时,低水平地区转向更高水平的概率逐渐增大。特别是低水平地区与中高水平地区相邻时,转向中高水平的概率最高为62%。这表明新质生产力中高水平地区的长期扩散效应有助于促进低水平地区的新质生产力增长。(2)对于新质生产力处于中低水平的地区,当邻近中高水平和高水平地区时,本地区将明显出现保持或向更低水平转移的退步

现象,合计转移概率分别为 75% 和 87%,表现出较强的回波效应。当邻近低水平地区时,未表现出较强的扩散效应。而当邻近中低水平地区时,本地区转向中高水平的概率为 44%。可见,中低水平地区的新质生产力更多依靠自我聚集式发展。(3)对于新质生产力处于中高水平的地区,当邻近低水平、中低水平和高水平地区时,均以 50% 的概率保持现状不变。这表明在回波效应和扩散效应的叠加作用下,中高水平地区的新质生产力增长具有较强的稳定性。而当邻近中高水平地区时,扩散效应逐渐增强,以 44% 的概率转向中低水平。可见,中高水平地区出现新质生产力集聚时极易转向低水平,形成新质生产力中高水平发展陷阱。(4)对于新质生产力处于高水平的地区,只有邻近低水平地区时,才能以 82% 的较高概率保持高水平持续发展。随着邻近地区从中低水平跃升为高水平,其保持现状的概率由 44% 下降至 17%。由此可知,当邻近低水平地区时,新质生产力保持高水平的概率最大;而当高水平地区集聚时,新质生产力保持高水平的概率最小。换言之,随着邻近地区新质生产力水平的提升,高水平地区的扩散效应逐渐增强,而回波效应逐渐减弱,在两者长期叠加效应的影响下,转向低水平的概率增大。因此,合理控制扩散效应并适度保持回波效应,有助于高水平地区新质生产力的长期稳定增长。

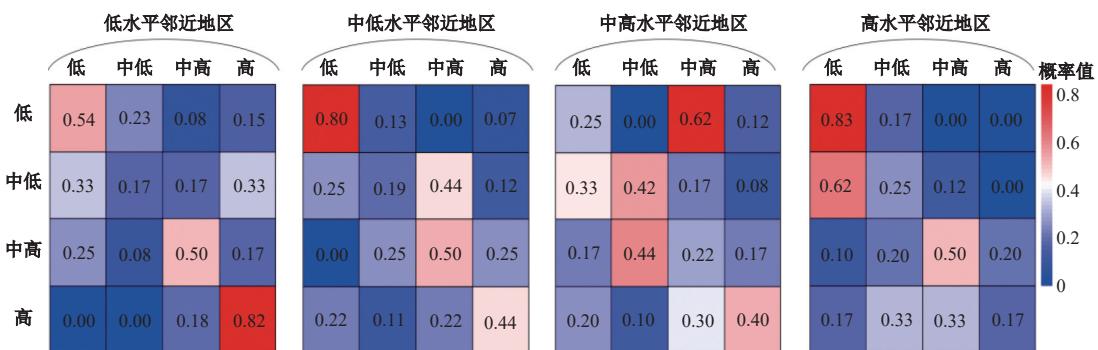


图 4 新质生产力增长的空间马尔科夫转移概率矩阵

综上所述,要实现低水平向更高水平跃迁,需要减弱回波效应对低水平地区新质生产力增长的阻滞影响,释放更高水平地区特别是中高水平地区对本地区的扩散效应。对于受回波效应和扩散效应密集影响的中低水平地区,其转移概率变化比较活跃,需要充分发挥其自我聚集式发展优势,从而实现向更高水平跃迁。而中高水平地区在回波和扩散效应的叠加影响下易陷入中高水平发展陷阱,高水平地区应合理控制扩散效应并适度保持回波效应,以确保新质生产力长期稳定发展。因此,各地区要因地制宜地制定多样化发展战略,确保中国新质生产力的健康协调发展。

## 七、结论与建议

新质生产力是以科技创新为核心驱动力,催生新产业、新业态、新模式,实现全要素生产率大幅提升的新时代先进生产力质态。本文通过核算“三新”经济增加值,采用超效率 *MinDW-Malmquist* 指数模型测算出中国新质生产力的增长情况,并将其分解为技术进步和技术效率指数,在此基础上对新质生产力的增长模式、区域差异和协调发展状况进行分析。研究发现:第一,考察期内中国新质生产力的发展态势整体向好,要实现新质生产力的快速稳定增长仍具有挑战。第二,中国新质生产力的增长表现出多态共存特点,包括以广东为代表的“同步增长”型、以海南为代表的“孕育孵化”型、以上海为代表的“技术驱动”型、以福建为代表的“引进吸收”型、以广西为代表的“潜力突破”型和以河南为代表的“模仿追赶”型六类模式。第三,中国新质生产力的总体差异呈现“M”形变化趋势,东部和东北地区的差异呈现逐年缩小态势,而中部和

西部地区的差异呈现扩大趋势。东部地区与西部、东北地区之间的差异不断缩小,而中部地区与其他地区之间的差异均呈现波动上升趋势。地区间与地区内差异的叠加效应是中国新质生产力区域差异的主要来源。第四,在新质生产力协调发展中,地区新质生产力增长的时空极化效应存在明显的拖尾现象,本地区新质生产力增长难以突破时空极化效应的阻滞影响,无法利用极化效应打造高水平新质生产力增长极。要实现新质生产力向更高水平跃迁,低水平地区需要减弱回波效应对低水平地区的阻滞影响,释放中高水平地区的扩散效应。受回波效应和扩散效应密集影响,中低水平地区要充分发挥自我聚集式发展优势。中高水平地区在回波和扩散效应的叠加影响下易陷入中高水平发展陷阱,高水平地区应合理控制扩散效应并适度保持回波效应。各地区要因地制宜地发展新质生产力,确保新质生产力的健康协调发展。

本文给出以下建议:第一,聚焦颠覆性、前沿性技术创新,持续拓宽新质生产力发展空间。要发挥新型举国体制优势,充分释放人才创新活力,不断优化大数据、人工智能等新型创新要素,努力实现技术创新突破,探索科技创新赋能新质生产力发展新路径。第二,积极发挥各省比较优势,因地制宜发展新质生产力。发达省份要勇于突破技术瓶颈问题,增强高端技术乘数效应,不断挖掘新质生产力发展潜力。欠发达省份要充分吸收发达省份先进的科学技术,发挥创新发展的后发优势,因地制宜推动“三新”经济发展,实现新质生产力快速增长。第三,注重新质生产力协调发展机制,着力缩小各区域发展差异。加快建设全国统一大市场,畅通区域经济循环,促进资源、技术特别是数字技术的产业间互联互通、共享共治,加快形成区域协调创新体系,凝聚新质生产力发展合力,不断缩小新质生产力区域差距。第四,扎实推进中部地区崛起战略,打通新质生产力协调发展堵点。中部地区要积极承接东部地区产业梯度转移和技术扩散,辐射带动西部地区产业转型升级,以“纽带”式角色对接其他区域的协调发展,推动生产要素跨区域合理流动和优化配置,更好参与全国统一大市场建设,从而实现新质生产力协调发展。

#### 参考文献:

- [1]蔡跃洲,牛新星.中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J].中国社会科学,2021,(11):4-30.
- [2]程开明,吴西梦,庄燕杰.我国省域新经济新动能:统计测度、空间格局与关联网络[J].统计研究,2023,(3):18-31.
- [3]崔蓉,翟凌宇,孙亚男.中国数字经济空间关联网络结构及其影响因素[J].经济与管理评论,2023,(6):95-108.
- [4]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952-2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,(10):17-31.
- [5]杜传忠.新质生产力形成发展的强大动力[J].人民论坛,2023,(21):26-30.
- [6]范晓韵,潘爱民,袁永发.算法基建赋能产业智能化发展:何以可能与何以可行[J].经济学家,2024,(4):88-97.
- [7]高培勇.深入学习习近平经济思想的方法和路径[J].经济学动态,2023,(12):3-13.
- [8]韩峰,姜竹青.集聚网络视角下企业数字化的生产率提升效应研究[J].管理世界,2023,(11):54-73.
- [9]何苗,任保平.数字经济时代我国新业态的形成机理与发展路径[J].经济体制改革,2022,(5):14-20.
- [10]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.
- [11]李华,董艳玲.中国经济高质量发展水平及差异探源——基于包容性绿色全要素生产率视角的考察[J].财经研究,2021,(8):4-18.
- [12]梁红艳.中国制造业与物流业融合发展的演化特征、绩效与提升路径[J].数量经济技术经济研究,2021,(10):24-45.
- [13]刘华军,乔列成,孙淑惠.黄河流域用水效率的空间格局及动态演进[J].资源科学,2020,(1):57-68.
- [14]刘华军,孙亚男.经济数据量化分析——方法、工具与应用[M].北京:高等教育出版社,2023.
- [15]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,(3):4-11.
- [16]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,(3):29-33.

- [17] 宁译萱, 钟希余. 长江中游城市群绿色金融与绿色创新效率耦合协调的演变及驱动因素[J]. 经济地理, 2023, (12): 48–57.
- [18] 任保平, 豆渊博. 新质生产力: 文献综述与研究展望[J]. 经济与管理评论, 2024, (3): 5–16.
- [19] 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, (3): 12–19.
- [20] 王姝楠, 陈江生. 数字经济的技术—经济范式[J]. 上海经济研究, 2019, (12): 80–94.
- [21] 王贻芳, 白云翔. 发展国家重大科技基础设施引领国际科技创新[J]. 管理世界, 2020, (5): 172–188.
- [22] 肖凡, 王姣娥, 黄宇金, 等. 中国高新技术企业分布影响因素的空间异质性与尺度效应[J]. 地理研究, 2022, (5): 1338–1351.
- [23] 谢宜泽. 中国式数字化之路: 从跨越数字鸿沟到构建数字中国[J]. 经济学家, 2023, (12): 104–113.
- [24] 辛伟, 任保平. 新时代中国新产业创造机制研究[J]. 上海经济研究, 2021, (7): 17–27.
- [25] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020, (5): 23–41.
- [26] 颜鹏飞, 王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J]. 经济研究, 2004, (12): 55–65.
- [27] 杨廷干, 吴开尧. 服务业全要素生产率变化及其驱动因素——基于细分行业的研究[J]. 统计研究, 2017, (6): 69–78.
- [28] 张林. 新质生产力与中国式现代化的动力[J]. 经济学家, 2024, (3): 15–24.
- [29] 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.
- [30] Acemoglu D, Gancia G, Zilibotti F. Competing engines of growth: Innovation and standardization[J]. Journal of Economic Theory, 2012, 147(2): 570–601.
- [31] Li L B, Hu J L. Ecological total-factor energy efficiency of regions in China[J]. Energy Policy, 2012, 46: 216–224.
- [32] Myrdal G. Economic theory and under-developed regions[M]. London: Gerald Duckworth, 1957.
- [33] Perez C. Technological revolutions and techno-economic paradigms[J]. Cambridge Journal of Economics, 2010, 34(1): 185–202.
- [34] Zilibotti F. Growing and slowing down like China[J]. Journal of the European Economic Association, 2017, 15(5): 943–988.

## The Growth Patterns, Regional Disparity, and Coordinated Development of China's New Quality Productive Forces

Sun Yanan<sup>1,2</sup>, Liu Yanwei<sup>1</sup>, Fu Nianhao<sup>1</sup>, Zhu Luyao<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;  
 2. China Center for Economic Research, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China;  
 3. International School of Low-carbon Studies, Shandong University of Finance and Economics,  
 Jinan 250014, China)

**Summary:** Developing new quality productive forces according to local conditions is a profound understanding of China's national conditions and represents a new requirement for implementing the concept of coordinated development based on an emphasis on innovation. However, there is still a lack of understanding on the coordinated development issues during the formation and development of new quality productive forces, which is specifically manifested in the vagueness of its growth patterns, regional disparity, and coordinated development.

(下转第 33 页)