

中国新质生产力发展的水平测度 与区域差异研究*

颜克高¹, 王馨悦¹, 吴心怡²

(1. 湖南大学 公共管理学院, 湖南 长沙 410082; 2. 湖南大学 金融与统计学院, 湖南 长沙 410006)

[摘要] 基于马克思主义生产力理论构建新质生产力发展的水平测度指标体系, 展开时空测度分析, 有效识别新质生产力的分布状态、演进趋势、区域差异与空间特征。研究发现: 2012—2022年间中国新质生产力发展呈现稳定上升态势, 2017年后加速上升; 整体发展具有显著的区域梯度效应和空间集聚效应, 四大区域新质生产力发展差异显著, 呈现出“发展不充分、区域不均衡”的特征。进一步分析发现, 新质生产力发展不存在 σ 收敛, 但存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛, 且发展水平相对较低的中部和西部地区拥有较高的收敛速度。

[关键词] 新质生产力; 区域差异; 时空特征; 动态演进

[中图分类号] F061.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1008-1763(2025)01-0010-11

The Measurement of New Quality Productive Forces and Its Regional Differences in China

YAN Kegao¹, WANG Xinyue¹, WU Xinyi²

(1. School of Public Administration, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. College of Finance and Statistics, Hunan University, Changsha 410006, China)

Abstract: This article builds the level measurement index system for new quality productive forces in China based on Marxist productivity theory, and conducts spatiotemporal measurements analysis to effectively identify the distribution status, evolution trends, regional differences, and spatial characteristics of new quality productive forces. The findings indicate that the development of new quality productive forces in China from 2012 to 2022 exhibits a stable upward trend, with accelerated growth observed after 2017. The overall development demonstrates significant regional gradient effects and spatial clustering effects, there are significant differences in the development of new quality productive forces among the four major regions, reflecting the characteristics of “insufficient development and regional imbalance,” primarily driven by interregional disparities. Further analysis reveals the absence of σ convergence in new quality productive forces development, but the presence of absolute β convergence and conditional β convergence, the central and western regions with relatively low levels of development have a higher convergence speed.

Key words: new quality productive forces; regional differences; temporal-spatio characteristics; dynamic evolution

一 引言

2023年9月, 习近平总书记在黑龙江考察调研时, 强调要积极培育战略性新兴产业, 积极培育未来

产业, 加快形成新质生产力。新质生产力(new quality productive forces, 简称NQPF)概念的提出不仅丰富了马克思主义生产力的理论内涵, 也明确了构建新发展格局的战略取向。如何正确解读新质生产力的内涵, 建立科学、合理的评价指标体系, 并

* [收稿日期] 2024-05-15

[作者简介] 颜克高(1979—), 男, 湖南涟源人, 湖南大学公共管理学院教授, 博士, 博士生导师, 研究方向: 政社关系、公共经济学。

在此基础上探讨新质生产力的空间差异特征和时序演进规律,对于推进高质量发展模式具有重要的理论意义和现实价值。

已有文献对新质生产力的研究多集中于对其内涵的探讨,大致分为三类视角。一是形成发展视角,新质生产力源自新一轮产业技术革命以及新兴战略产业集群发展,代表着一种生产力的跃迁^[1],以及生产力的革新及未来发展方向^[2]。二是要素特征视角,基于经济学理论,学者或认为新质生产力强调生产力要素禀赋和组合方式的深刻变革^[3];或提出新质生产力的四要素包括人才资源、科技创新、产业形态和生产方式^[4],其主体架构由生产目标、生产主体、生产客体、生产环境共同组成^[5];或指出新质生产力的核心要素在于数据或数字技术^[6-7]、科技创新^[8-10]。三是生产力构成要素视角,学者或认为新质生产力由高素质劳动者、新介质劳动资料和新料质劳动对象构成^[11],新质生产力的要素支撑体系包括新质劳动对象、劳动资料和劳动技能三部分^[12];或提出新型劳动者、新型劳动对象、新型劳动工具、新型基础设施构成了新质生产力^[13];或基于劳动者素质、劳动资料、劳动对象、科学技术及管理水平讨论新质生产力的形成条件^[14]。

综上可知,学者们普遍认为新质生产力区别于传统生产力的核心是利用新兴科学技术来驱动经济增长、促进经济结构优化。这些研究成果丰富了新质生产力的内涵,但仍有改进空间:一是对新质生产力的基本内涵解读尚不全面。部分研究或是混淆了新质生产力的基本内涵、成因与功能价值,或是未有效区分生产要素与生产力要素的概念,或将经济发展方式、组织管理等要素直接纳入新劳动资料,内容交叉重复。二是对新质生产力发展水平的具体量化测算和分析研究存在不足。不同学者构建新质生产力发展的水平测度指标体系的思路存在较大差异^[15],部分实证研究缺乏对科学技术的合理界定和有效识别,且欠缺对新质生产力发展水平的区域异质性和时空演化特征分析。

综上,本研究从新质生产资料、新质科学技术和新质劳动力三个维度拟合新质生产力的构成要素,全面呈现中国新质生产力发展的时空分布状态和收敛特征。在指标建构上,依据马克思主义政治经济学的分析框架,基于生产力构成要素的视角界定新质生产力的内涵,将能够体现新势态、新性质、新属性的新质生产资料、新质科学技术和新质劳动力三个维度纳入指标体系。在研究内容上,选取2012—2022年除西藏、香港、澳门及台湾以外的30个省(区、市)为研究对象,综合运用熵值法、Dagum基尼

系数、核密度估计、马尔可夫转移概率矩阵、莫兰指数、时空跃迁法以及 σ 收敛和 β 收敛呈现新质生产力发展水平的“不充分不均衡”时空分布特征及动态演进趋势,力争为推进新质生产力发展的路径选择和政策制定提供有力的理论依据。

二 新质生产力发展指标的建构

(一)新质生产力发展指标体系建构

生产力是马克思主义政治经济学研究的重要范畴,理清生产力的构成因素是全面概括新质生产力内涵的重要前提。关于生产力的构成要素,理论界存在三种观点。第一种观点是三要素论,即生产力包含劳动力、劳动资料和劳动对象^[16]。第二种观点是生产力系统论,强调生产力因素不仅包括三要素,还包括科学技术、组织管理等渗透性要素^[17-18]。以上两种观点在讨论生产力的构成要素时,倾向于将科学技术归属为生产力的附着性要素,而非一种独立的生产力要素。第三种观点是四要素论,即生产力由劳动力、劳动资料、劳动对象和科学技术四个要素构成,强调科学技术作为一种相对独立的生产力要素,在现代生产力要素及要素组合质变中充当着决定性角色^[19-20]。这种认识契合了现代科学技术发展趋势及新质生产力的核心本质,即科学技术是劳动力素质、劳动资料和劳动对象的质量发生能级跃迁、组合质变的决定性因素,在新质生产力要素发挥着最核心的作用。

基于以上理论分析,本文立足于生产力四要素论来建构新质生产力发展的水平测度指标体系。考虑到在传统政治经济学中劳动资料和劳动对象共同构成生产资料,本文将劳动资料和劳动对象统一归为生产资料维度,从新质生产资料、新质科学技术和新质劳动力三个维度建构新质生产力发展的水平测度指标体系,如表1所示。

其一,新质生产资料。作为生产力的物质要素,生产资料存在生产器具、生产要具或生产机关等多种语译表达^[21]。本文参考林海等^[22]的方法,采用经营范围涉及航空航天设备、量子通信设备、深海探测开发设备和可再生能源设备的企业数量衡量新型生产设备水平,参考王军等^[23]采用新型基础设施相关指标衡量新型基础设施建设水平。

其二,新质科学技术。新质科学技术在新质生产力的结构和系统中不仅是独立性的生产力要素,也是影响其组合质变的决定性因素,具体涉及具备颠覆性特征的数字信息技术、强调技术转化利用的知识应用技术及区别于传统能源消耗密集的绿色生产技术。

本文运用企业名称涉及数字技术、云计算技术、人工智能技术、网络通信技术等高新技术企业的数量衡量数字信息技术水平,参考张虎等、徐建中等^[24-25]以技术市场成交额与主营业务收入之比、R&D 经费与 GDP 之比等衡量知识技术运用水平,运用新产品销售收入与能源消耗总量之比等衡量绿色生产技术水平。

其三,新质劳动力。新质生产力的第三个维度

是劳动力的劳动技能革新,即能够充分利用现代技术、适应现代高端先进设备的新型高素质人才,主要表现为人员结构的变化和技能素质的升级。本文参考黄榕等^[26]采用 R&D 从业人数与就业人数占比、研究生培养人数、教育财政投入规模等指标揭示人才培养规模的办法,采取软件研发就业人数、软件业务收入与工业增加值占比衡量人才素质水平。

表 1 区域新质生产力发展的水平测度指标体系

一级指标	分项指标	基础指标	属性	单位
新质生产资料	新型生产设备水平	新增航空航天设备公司数	正	个
		新增量子通讯设备公司数	正	个
		新增深海探测设备公司数	正	个
		新增可再生能源设备公司数	正	个
	新型基础设施建设水平	每平方千米移动电话基站个数	正	个
		每平方千米长途光缆线路长度	正	公里
		每百人拥有的互联网域名数	正	个
		每百人拥有的 IPv4 地址数	正	个
		新增机器人公司数	正	个
		新增人工智能技术公司数	正	个
新质科学技术	数字信息技术水平	新增云计算技术公司数	正	个
		新增数字技术公司数	正	个
		技术市场成交额/主营业务收入	正	%
		R&D 经费/GDP	正	%
	知识应用技术水平	规模以上工业企业有效发明专利数	正	件
		工业污染治理完成投资/GDP	正	%
		高新企业技术改造经费/工业增加值	正	%
	绿色生产技术水平	新产品销售收入/能源消耗总量	正	万元/万吨标准煤
		R&D 人员全时当量/就业人数	正	%
		每 10 万人口中接受高等教育的在校生人数	正	人
新质劳动力	人才培养规模	研究生毕业人数	正	人
		教育经费/地方政府一般预算收入	正	%
		信息服务业从业人数/城镇单位就业人数	正	%
	人才素质水平	科学研究和技术服务业从业人数/城镇单位就业人数	正	%
		软件业务收入/工业增加值	正	%
		信息技术服务收入/工业增加值	正	%

(二)测度模型、方法说明及数据说明

本文首先采用熵值法综合评价模型测度2012—2022年30个省份新质生产力发展指数^①。具体步骤如下:

1. 对评价体系中的各项指标进行标准化处理
正向指标:

$$X_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\}}{\max\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\}}$$

负向指标:

$$X_{ij} = \frac{\max\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\} - x_{ij}}{\max\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\} - \min\{x_{1j}, \cdots, x_{nj}\}}$$

其中, i 代表省份个数,最大值为 n , j 代表指标总数,最大值为 m ; X_{ij} 为无量纲数据结果。

2. 计算第 j 项指标下第 i 个地区占该指标的比重

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}$$

3. 计算第 j 项指标的熵值

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln P_{ij}$$

其中, $k = \frac{1}{\ln(n)} > 0$, 满足 $e_j > 0$ 。

(1) 计算信息熵冗余度

$$d_j = 1 - e_j$$

(2) 计算各项指标的权重

① 熵值法作为一种客观赋权方法,能够有效利用各指标的信息价值系数来评估其对综合评价结果的贡献度。

$$\omega_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j}$$

(3)利用线性加权法计算各省份的新质生产力发展指数

$$NQPF_i = \sum_{j=1}^m \omega_j P_{ij}$$

依据变量特征,本文所使用的数据源自以下几类:一是查阅EPS数据库和《中国高技术产业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》及《中国教育统计年鉴》等相关数据;二是通过采用Python语言编写爬虫程序抓取企查查平台网站(www.qcc.com)上相关企业经营情况的数据信息,并进行加工、处理以得到所需数据。

三 新质生产力发展水平的测度结果与分析

(一)整体分布特征

基于前面介绍的测算方法,图1(a)展示了2012—2022年中国新质生产力发展指数在全国及各地区的

逐年变化趋势。依图1(a)可知:第一,全国以及四大地区新质生产力发展指数的平均值和中位数均呈现稳定向上的发展势态,尤其是2017年后的增长速度显著加快。第二,观测期内全国新质生产力发展指数的平均值均高于中位数,且两者差距在2017年后呈扩大趋势,说明各省份新质生产力的发展指数呈右偏分布特征,即大部分省份指数偏低,小部分省份指数居高。第三,综合图1(a)与代表性年份新质生产力发展指数总表^①,观测期可分为2011—2017年的缓慢上升期和2017—2022年的快速发展期。2017年之前东部、中部、西部和东北地区的新质生产力发展指数的平均值总体差距相对稳定,2017年后区域差距明显扩大。造成这种现象的原因可能是2015年底开启的供给侧结构性改革放弃了长期依靠的资本拉动型增长方式,转变了经济增长方式^[27],尤其是2017年党的十九大以来,新发展理念全面渗透,部分省份加快推进数字经济、新能源经济、海洋经济发展等重点领域和前沿领域的改革试点,先进省份科技创新的广度和深度不断拓展,传统生产力向新质生产力转向。由此,新质生产力发展趋于加速状态。

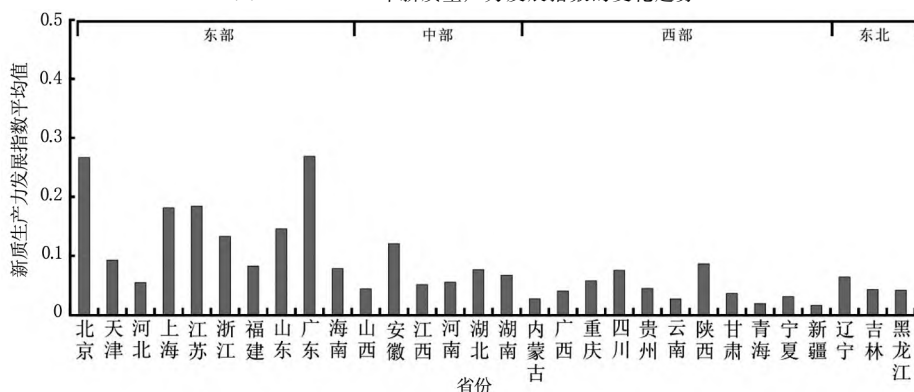
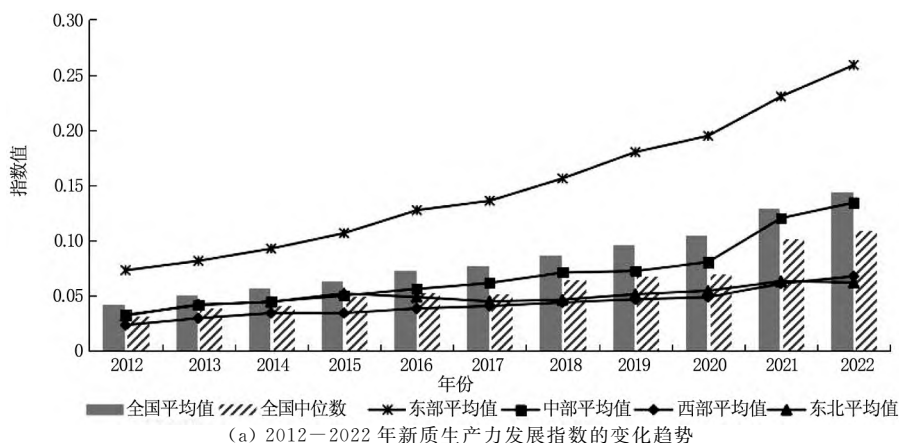


图1 2012—2022年中国新质生产力发展指数

① 囿于篇幅,代表性年份新质生产力发展指数总表从略,备索。

考虑到区域层面的分析可能会掩盖内部省份新质生产力发展水平的异质性,图 1(b)展示了各省份新质生产力发展指数的平均值情况,综合图 1(a)和图 1(b)可以看出,中国新质生产力发展存在明显的区域梯状分布特征,发展指数在区域层面整体呈现出由东部地区向内陆地区递减趋势。新质生产力发展指数平均值排名前三的省市分别为广东、北京和上海,分别是排名末尾青海、宁夏、内蒙的 27.8 倍、27.2 倍和 19.7 倍。先进省份与落后省份之间存在着较大的“发展鸿沟”,出现这种现象的可能原因是区域创新能力差距较大,创新产出、创新投入和创新资源不均衡^[28]。先进省份在新一轮科技革命和产业变革中获得巨大的发展空间和竞争优势,而落后地区则受限于要素投入不足、现代产业研发经费短缺、交通设施条件落后等因素,新质生产力的内生增长动力薄弱。

(二)障碍因子分布特征

为了进一步识别构成要素层和具体指标层对新质生产力发展的影响程度,参考刘军等^[29]的方法,本文引入障碍度模型,描绘了代表性年份新质生产力发展障碍因子的频率直方图,并对各指标障碍度按频率高低排序。依据图 2 可以发现:量子通讯、深

海探测、可再生能源等技术领域的新模式、新业态障碍作用排名前三。这说明目前新质生产力发展的主要障碍集中在传统生产资料品种、性能、质量的提升,即运用新知识、新技术、新业态以及新方式改造乃至淘汰过时落后的传统生产力,这也是未来新质生产力发展的主要短板之一。这一现象也印证了诸多学者的观点,快速成长的新兴产业、蓝海经济对国民经济的贡献还比较小且发展受阻^[28,30]。另外,创新性、技术性的工业软件人才作为新质劳动者,能够有效补齐核心技术短板,助力信息技术服务业高质量发展,但目前“智力效应”未充分发挥,复合型研发人才培育机制亟待完善。

(三)稳健性分析

为确保实证结果不会因为测度方法的选择而产生偏差,本文进行了稳健性检验,即通过使用纵横向拉开档次法^[31]改变指标权重,运用定基功效系数法对原始数据进行标准化处理。结果显示,纵横向拉开档次法的测度结果与熵值法的测度结果之间相关系数达到了 0.9419,并且通过了 1% 显著性检验。这表明,选择不同的测度方法不会对新质生产力发展指数的测度结果产生实质性影响,从而验证了本文测度结果的稳健性。

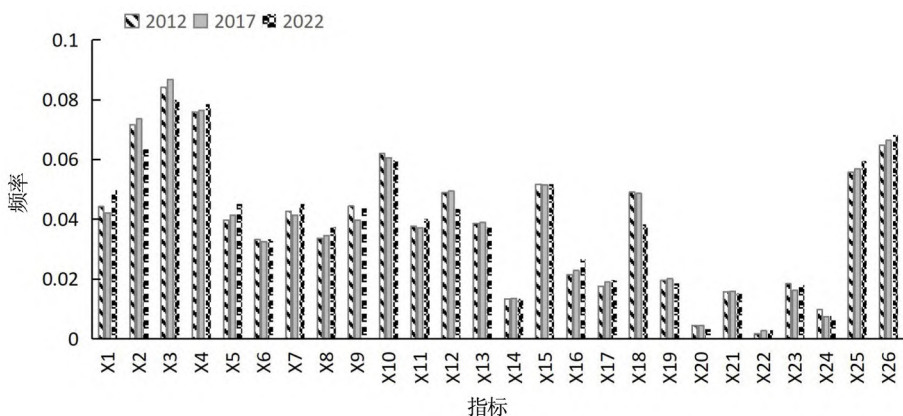


图 2 新质生产力发展障碍因子频率直方图

四 新质生产力发展的时空演进分析

(一)非参数核密度估计分析

为探究新质生产力发展水平演进的动态特征,本文运用高斯核函数估计观测期省际新质生产力的分布位置、形态、延展性和极化现象等特征。

图 3 为 2012—2022 年全国和四大区域新质生产力发展水平演变情况,可据此获得以下信息:第一,从曲线的分布区间看,观测期内全国及四大区域新质生产力核密度分布曲线的中心位置和分布区间

不断右移,2022 年的曲线分布位居最右侧,且其中心位置与 2012 年、2017 年两条曲线相隔一定的距离,说明全国及四大区域的新质生产力发展处于持续上升态势。第二,从曲线的分布态势看,观测期内全国及四大区域核密度分布曲线的波峰高度总体呈下降趋势,具有明显“左侧高峰”特征以及右拖尾现象,整体形态由“尖而窄”转向“扁而宽”,可以看出省际新质生产力发展水平的离散程度呈扩大趋势。第三,从波峰数量来看,观测期前期和中期全国及四大区域的分布曲线出现过双峰甚至多峰,但侧峰明显低于主峰,且后期转变为单峰趋势,这种双峰逐渐转

变为单峰的趋势,并未向一个稳定点靠拢,显示出新质生产力发展的梯度效应,低水平省份向高水平省

份追赶乏力,出现两极分化现象。

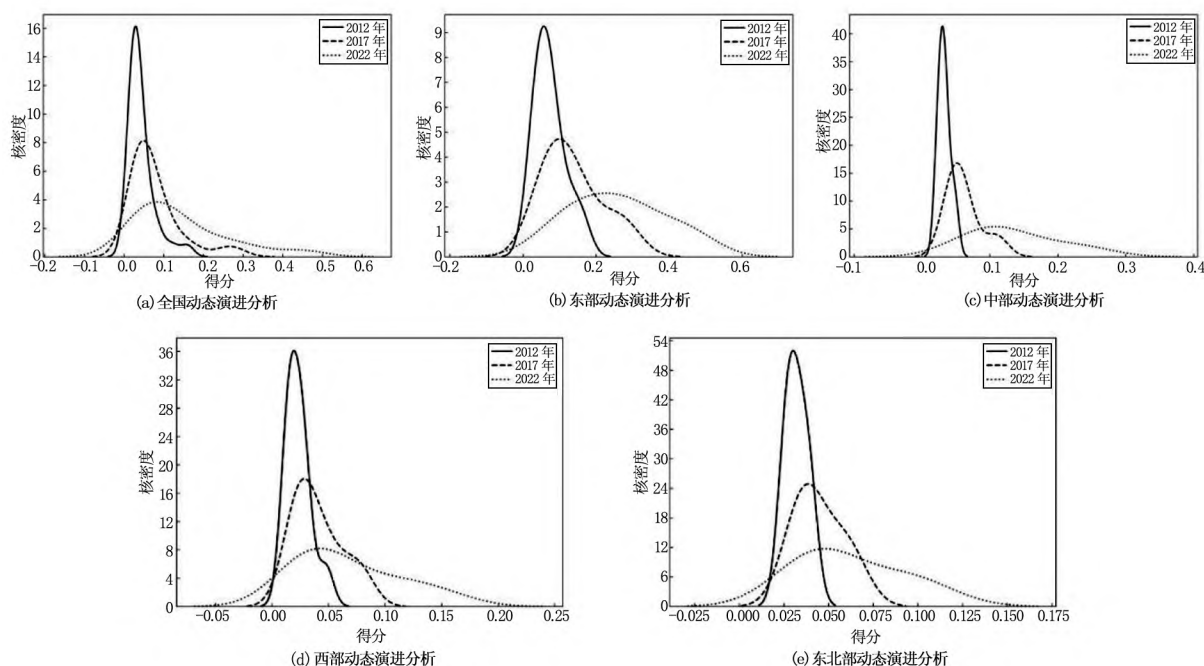


图3 新质生产力发展水平的核密度估计结果

同时,本文引入二维联合概率密度函数进一步展示时段条件对全国层面新质生产力的影响,其阴影曲面图如图4所示。首先,从 t 时刻到 $t+3$ 时刻,曲面山峰始终出现在原点附近,表明低水平新质生产力的地区倾向于维持原有水平,上升幅度有限,新质生产力发展易被困于“低水平发展陷阱”。其次,从 t 时刻到 $t+3$ 时刻,非原点附近的点大部分均出现在对角线上方,且 $t+3$ 时刻偏移对角线的程度增大,说明随着时间的推移,全国的新质生产力发展水平整体呈现向上趋势。再次,在远离原点的地方出现了多个小山峰,说明区域内新质生产力的发展趋势可能存在“俱乐部趋同”现象。此外,综合图5带有空间条件的密度曲面图和密度等高线,可以发现,当本地区新质生产力发展相对水平小于0.2时,相邻区域新质生产力发展相对水平集中在0—0.10这一区间,且不随本地区新质生产力发展相对水平的提升而呈现显著的变化。当其大于0.2时,相邻区域新质生产力的下限水平得到显著提高。这说明相对落后地区不存在明显的正向空间溢出效应,但伴随新质生产力发展水平的提升,领先区域的新质生产力发展水平会表现出一定的涓滴效应和渗透效应。

这与现实情况十分吻合。一方面,随着经济发展进入新阶段,围绕优化经济结构,培育新的增长动力,

作为新质生产力发展总体长期向上。同时,中国长期存在作为人口、资源要素及生产力配置差异分界线的“胡焕庸线”^[32],约束着新质生产力的区域联动与协调发展。另一方面,由于落后省份受制于先进数字技术、稀缺要素资源等的可获得性,其内部产业发展具有相对较高的边际回报,这就可能吸引新质生产力发展的先进省份发挥其对落后省份的辐射效应^[33]。

(二)马尔可夫链分析

进一步地,本文运用四分位分类法,将新质生产力发展指数划分为低水平Ⅰ、中低水平Ⅱ、中高水平Ⅲ和高水平Ⅳ四个等级。同时,引入马尔可夫转移概率矩阵分析其转移概率,结果如表2所示:第一,对角线上的转移概率始终高于对角线两端的转移概率,说明新质生产力发展指数的不同等级均具有较强的稳定性,可能存在“高水平发展极”与“低水平发展陷阱”的“俱乐部趋同”现象。第二,对角线两端的转移概率并非全部为零,说明新质生产力发展水平能够向邻近状态转移。第三,既存在一定“跳跃式”转移的可能性,又存在向下跨级滑落衰退风险。可以看出,省域新质生产力发展具有明显的阶段性特征和渐进式规律,这取决于初始条件、前期发展基础等一系列前提约束条件,要以“分步到位”为导向,处理好当前与未来的协调关系,在实践中稳固现有发展成果并警惕发展成果“倒退”。

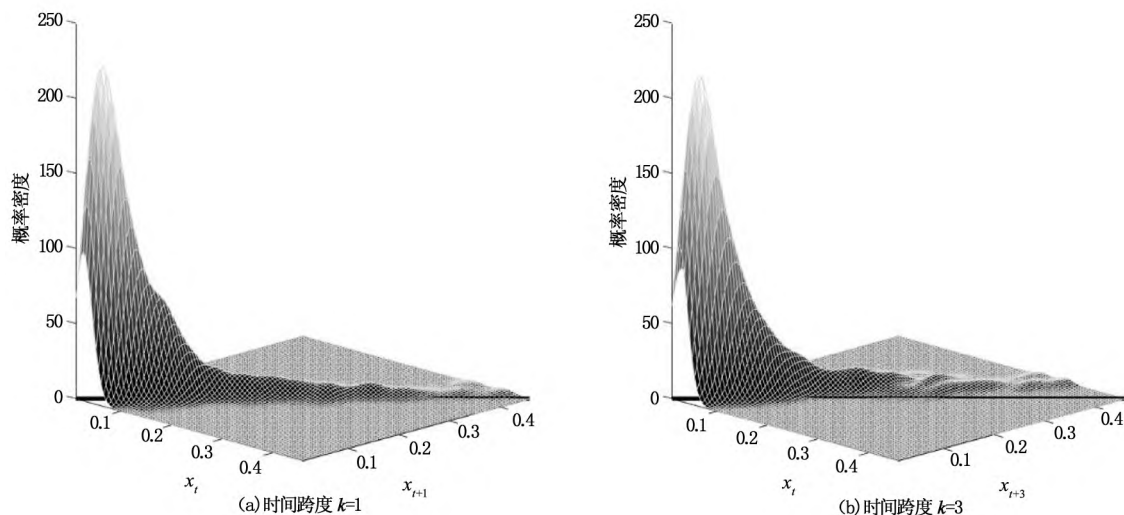


图4 全国整体层面的二维联合概率密度图

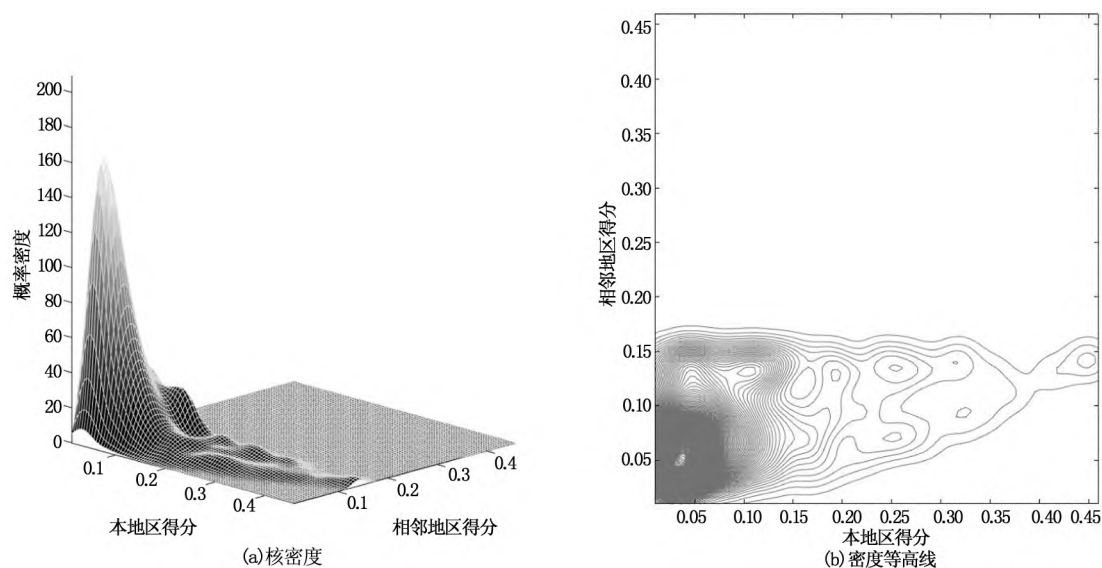


图5 空间条件下的核密度估计分析曲线

表2 新质生产力发展水平的转移概率矩阵

等级	I	II	III	IV	样本数
I	0.75	0.25	0	0	83
II	0.079	0.671	0.237	0.013	82
III	0	0.052	0.740	0.208	82
IV	0	0.015	0.030	0.955	83

五 新质生产力发展的空间特征分析

(一) 区域差异及其来源分析

图6描绘了考察期内中国共同富裕的区域差异

演变趋势。通过综合解读,我们可以获得以下信息。

第一,总体格局发展不平衡。依据图6(a),全国新质生产力总体基尼系数自2014年出现稳步增长,2020—2022年间有所趋缓,即新质生产力发展的地区差距总体上呈扩大趋势,其中区域内差异和超变密度一直相对较小,区域间差异比较稳定,长期维持在20%—30%左右。这与陈景华等^[34]的研究结果类似,这些研究表明,中国经济高质量发展的区域间差异长期保持相对稳定。图6(b)也证实了这一点,区域间差距的绝对数及总体差距的贡献率位居第一。

第二,四大区域组内发展不平衡。图6(c)展示了观测期内四大区域组内差异的演变过程。总体来

看,东部组内差距呈现出缩小趋势,中部表现为频繁上下波动、小幅下降的趋势,西部、东北地区呈现出多频次波动、总体显著上升的趋势。可能的原因在于,东部地区一系列重大区域发展战略如京津冀协同、长江经济带、粤港澳大湾区以及长江三角洲区域一体化效果明显^[28],各省份新质生产力得到快速发展,结合产业结构调整政策影响,助推了生产力构成要素质量、类型的更新与升级、高新知识和技术密集型产业的快速发展,其内部差异呈现出缩小趋势。

第三,四大区域间发展不平衡。图6(d)展示了

四大区域组间差异的时序变化。总体来看,除了东、中部之间呈现微弱缩小趋势,其他各地区间差异均呈波动性上升趋势,说明中国各地区间的新质生产力发展水平差距不断扩大,分化发展态势愈加明显。出现这一现象的原因可能在于,随着经济发展进入新常态,增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期带来的“三期叠加”^[35]压力给相对落后地区的反应能力、调节能力和升级能力带来极大挑战,导致区域间的差距呈现扩大趋势。

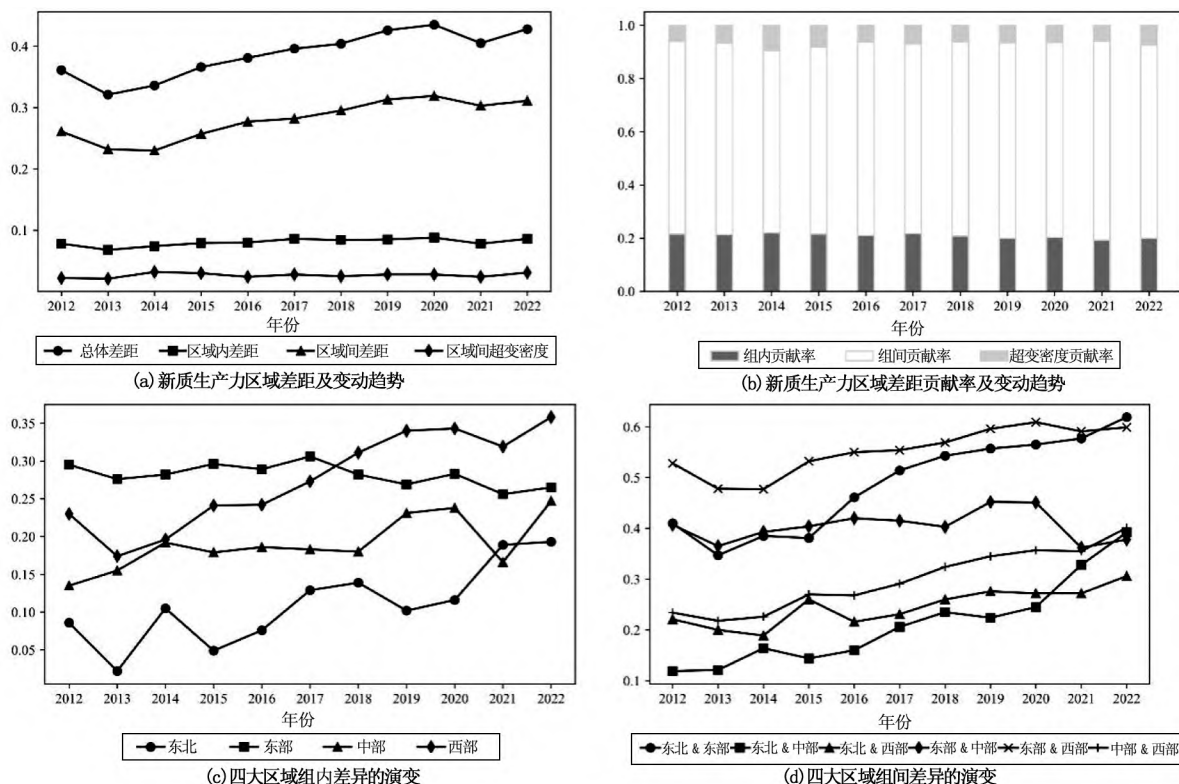


图6 2012—2022年新质生产力发展的区域差异及其来源

(二)空间相关性及时空跃迁分析

本文采用莫兰指数(Moran's I)分析新质生产力发展指数的空间特征。如表3所示,2012—2022年新质生产力发展指数的全局莫兰指数大于0且均

通过显著性检验。观察空间相关性的波动变化,发现2012—2017年莫兰指数整体变化幅度较小,说明新质生产力发展的空间集聚特征较为稳定。

表3 新质生产力发展指数(Moran's I)

指标	年份										
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Moran's I	0.289	0.242	0.270	0.256	0.291	0.239	0.245	0.257	0.244	0.221	0.236
Z 值	3.476	3.016	3.274	3.041	3.390	2.873	2.914	2.975	2.828	2.554	2.699
P 值	0.000	0.001	0.001	0.001	0.000	0.002	0.002	0.014	0.002	0.005	0.003

为进一步了解新质生产力空间关联模式的变化情况,我们参考时空跃迁方法对其时空跃迁类型与

跃迁路径进行研究。依据表4可知,地区之间的跃迁路径主要属于类型Ⅲ,其中以低效型转向极化型

为主。可见:第一,新质生产力发展具有显著的低流动性和空间稳定性,观测期大多数省份未发生跃迁变化;第二,新质生产力的发展存在较高的区域差异性和空间依赖性,高水平地区与低水平地区时空演变呈现出“俱乐部趋同”现象,空间聚集效应明显,这可能源自区域间自然资源差异^[36]和要素市场化配置差异^[37]。总之,在空间作用下,全国各区域新质生产力的时空跃迁特征符合“核心—边缘”理论的结构非均衡性,东部的首都、长三角以及珠三角等经济发达地区依赖生产创新、技术进步与要素富集等优势,拥有良好的经济效率和营商环境^[38],发挥着支配作用和虹吸作用。而中、西部大部分地区以及东北部各地区的地理环境、要素禀赋及其所对应的产业体系生产模式和发展战略均较为相似,在发展过程中长期处于边缘位置。

表 4 新质生产力的时空跃迁类型与跃迁路径

跃迁类型	跃迁路径	地区
类型 I:自身不变,邻近跃迁	高一高聚集区→高一低聚集区	/
	高一低聚集区→高一高聚集区	/
	低一低聚集区→低一高聚集区	/
	低一高聚集区→低一低聚集区	/
类型 II:自身跃迁,邻近跃迁	高一高聚集区→低一低聚集区	/
	低一低聚集区→高一高聚集区	/
	低一高聚集区→高一低聚集区	/
	高一低聚集区→低一高聚集区	/
类型 III:自身跃迁,邻近不变	高一高聚集区→低一高聚集区	天津、福建
	低一高聚集区→高一高聚集区	/
	低一低聚集区→高一低聚集区	湖北、海南、陕西、四川
	高一低聚集区→低一低聚集区	
类型 IV:自身不变,邻近不变	未发生跃迁	其余 24 个省区(市)

六 新质生产力发展的收敛性分析

(一) σ 收敛结果分析

本文采用变异系数进行 σ 收敛检验,测算了2012—2022年新质生产力发展指数的变异系数并绘制了收敛趋势图(如图7所示)。可以看出,全国新质生产力发展指数的 σ 系数并未呈现逐年下降趋势,不存在 σ 收敛。分地区看,东部地区 σ 系数在观测期内绝对值有所减小,2017年之后呈现出微弱下降趋势。西部、中部以及东北地区指数呈现出波动式上升趋势,这与前文基尼系数计算结果相对应,表明东部地区内部差距有缩小趋势,中部和东北地区内部差距呈扩大趋势。究其原因,党的十九大以来提出要培育新的增长动力,东部地区多数地区快速释放信息技术优势、政策与制度红利,整体发展表现出集中势态。相比之下,西部、中部和东北地区内部区域协同性不够、内聚力和合作黏性不足,存在要素流动边界和市场分割状况,这会使区域内部形成一种“自增强机制”,导致内部差异持续扩大。

(二) β 收敛结果分析

前文分析表明,新质生产力发展存在显著的空间相关性。为了深入把握新质生产力发展的收敛性特征,我们进一步引入空间模型对中国新质生产力的发展指数展开 β 收敛检验。就全国层面而言,全国的收敛计量通过(Robust)LM检验,即存在空间自相关效应,随后通过豪斯曼检验和LR检验选择最优的固定效应SDM空间计量模型。同时,我们分别使用三种权重矩阵对空间 β 收敛模型进行检验以保证估计结果的稳健性,结果如表5所示。

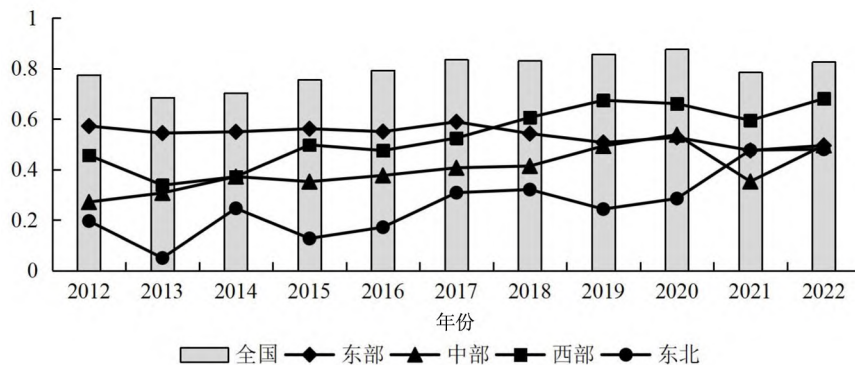


图 7 新质生产力发展指数的 σ 收敛情况

Panel A 汇报了全国新质生产力发展水平的绝对 β 收敛估计结果。可以看出,全国新质生产力发展指数的估计系数 β 始终显著为负,均通过了1%的显著性检验,说明全国层面新质生产力发展存在绝对 β 收敛特征,具有长期收敛趋势;相对于距离权

重、经济权重,邻近权重的收敛速度最大,半程收敛周期最短。同时,为避免基准模型实证结果可能出现的“伪相关”问题,本文引入了经济发展水平、政府财政水平、地区产业结构、经济开放水平以及工业化水平等控制变量。Panel B 汇报了全国新质生产力

发展水平的条件 β 收敛估计结果。估计系数 β 始终显著为负,全国新质生产力发展指数呈现出稳态水平收敛趋势,且条件 β 收敛速度大于绝对 β 收敛速

度,说明本文引入相关社会经济因素后,新质生产力发展的收敛速度有所加快,对应的收敛周期有所缩短。

表 5 全国新质生产力发展指数的 β 收敛检验

变量	Panel A:绝对 β 收敛			Panel B:条件 β 收敛		
	邻近权重	距离权重	经济权重	邻近权重	距离权重	经济权重
$\ln Q_{it}$	-0.452*** (0.049)	-0.345*** (0.048)	-0.208*** (0.042)	-0.586*** (0.051)	-0.497*** (0.052)	-0.454*** (0.049)
<i>Spatial Rho</i>	0.417*** (0.066)	0.631*** (0.086)	0.320*** (0.076)	0.294*** (0.074)	0.464*** (0.126)	0.235*** (0.090)
固定效应	是	是	是	是	是	是
收敛速度	5.473%	3.848%	2.126%	8.019%	6.241%	5.504%
半程收敛周期(年)	12.664	18.015	32.601	8.644	11.105	12.595

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为标准误,下同。

就四大区域而言,东部、中部收敛性计量通过 SAR 模型的 LM 检验,但是空间滞后系数不显著,故采用 OLS 传统收敛模型;西部的收敛性计量通过 (Robust) LM 检验,故选择 SDM 空间计量模型;东北地区的收敛性计量未通过 (Robust) LM 检验,故采用 OLS 传统收敛模型。结合模型特征,表 6 展示了四大区域的收敛结果:第一,四大区域所有模型的条件收敛系数 β 始终显著为负,且均通过显著性检验,显示出在全面考虑经济发展水平、地区产业结构、政府财政水平、经济开放水平以及工业化水平等社会经济因素的情况下,四大区域的新质生产力发展指数均存在显著的条件 β 收敛趋势。第二,东部、中部、西部以及东北地区条件 β 收敛速度分别为 5.01%、31.79%、10.948% 和 8.362%,半程收敛周期分别为 13.831 年、2.180 年、6.331 年和 8.289 年,表明新质生产力发展相对水平较低的中部和西部拥有较高的收敛速度,区域间新质生产力发展收敛速度存在显著的非均衡现象,这意味着未来新质生产力发展的区域不平衡仍将是经济发展过程中的一项重要问题。

表 6 四大区域新质生产力发展指数的条件 β 收敛检验

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
	双向固定 OLS 模型	双向固定 OLS 模型	固定 SDM 模型	双向固定 OLS 模型
$\ln Q_{it}$	-0.424*** (0.097)	-0.970*** (0.199)	-0.700*** (0.075)	-0.601** (0.254)
<i>Spatial Rho</i>			0.038*** (0.133)	
收敛速度	5.011%	31.798%	10.948%	8.362%
半程收敛周期(年)	13.831	2.180	6.331	8.289
样本量	100	60	110	30
R^2	0.337	0.646	0.058	0.772

七 结论与政策建议

本文构建了新质生产力发展的水平测度指标体系,基于 2012—2022 年中国 30 个省区(市)的面板数据,运用熵值法测算新质生产力发展指数。在此基础上,综合核密度估计、马尔可夫链分析、基尼系数测算、时空跃迁分析以及收敛性分析,探讨了新质生产力的时空演进特征、区域差异、空间特征,主要研究结论如下:

一是中国区域新质生产力发展水平整体提升,呈现出较强的时序特征。结果表明,观测期内新质生产力发展表现出稳定的上升趋势及显著的区域差异,且 2017 年之后加速发展。

二是中国区域新质生产力发展具有显著的梯度效应和空间差异性。相对于西部、东北和中部的部分经济欠发达地区,东部先进地区的新质生产力发展水平遥遥领先,始终保持着一定优势,高水平地区对低水平地区表现出一定的辐射效应。

三是中国区域新质生产力发展表现出较强的空间聚集性和稳定性。地区之间的时空迁跃呈现出一定的路径依赖特征,存在“低水平发展陷阱”与“高水平发展极”的“俱乐部趋同”效应。同时,全国及四大区域的新质生产力发展指数均不存在 σ 收敛,但存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛。

目前,摆脱发展的结构性陷阱,推进传统生产力转型至新质生产力,是一项艰巨任务。基于我国区域新质生产力发展的不充分和不平衡的实证研究结论,本文提出以下政策建议:

一是正视新质生产力发展过程中的不充分问题。立足产业发展规律,积极推广和使用包括新材料、新能源、新机械设备、新基础设施等在内的新型高品质生产资料,刺激和提高新型高品质生产资料

的规模和效益,优化新型基础设施建设的规划布局和运行效率,尤其是航空航天、海洋经济、智慧能源、大数据产业等,加快人才发展体制和创新人才培养制度改革,大力培养符合新质生产力所需的工业信息化人才。

二是重视新质生产力发展过程中的不平衡问题。我们要统筹考虑四大区域的特点,兼顾不同区域的资源禀赋与比较优势,采取有针对性的、差异化的政策措施。政府应鼓励东部地区主动对接国家重大战略需求,发挥技术层面的主力军和领头羊作用;应通过政策倾斜和财政支持引导中部地区激活产业升级;帮助西部和东北部地区,加快融入国家“东数西算”布局和东北全面振兴计划。

三是在全国统一大市场建设中推进新质生产力的快速发展。通过加强相邻区域合作,合理配置要素资源,建立创新资源的共享机制,充分发挥高水平地区的涓滴效应、渗透效应和空间溢出效应,如畅通跨区域产业转移等。通过合理分工布局促进分工合作,实现跨区域的产业链、供应链、价值链体系的高度协同,如推动区域间的产业雷同由横向竞争关系拓展为纵向合作关系。此外,推进资源有效配置,引导生产力升级和推动产业转移,重点解决市场基础制度规则不统一、设施标准不统一、监管不统一等一系列阻碍区域分工深化的堵点和难题。

[参 考 文 献]

- [1] 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.
- [2] 李政,廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论,2023(6):146-159.
- [3] 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.
- [4] 胡莹.新质生产力的内涵、特点及路径探析[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024(5):36-45.
- [5] 张文武,张为付.加快形成新质生产力:理论逻辑、主体架构与实现路径[J].南京社会科学,2024(1):56-64.
- [6] 高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023(6):127-145.
- [7] 姜奇平.新质生产力:核心要素与逻辑结构[J].探索与争鸣,2024(1):132-141+179-180.
- [8] 许恒兵.新质生产力:科学内涵、战略考量与理论贡献[J].南京社会科学,2024(3):1-9.
- [9] 潘建屯,陶泓伶.理解新质生产力内涵特征的三重维度[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024(4):12-19.
- [10] 蒋永穆,乔张媛.新质生产力:逻辑、内涵及路径[J].社会科学研究,2024(1):10-18+211.
- [11] 蒲清平,向往.新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024(1):77-85.

- [12] 赵峰,季雷.新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J].学习与探索,2024(1):92-101+175.
- [13] 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.
- [14] 李政,崔慧永.基于历史唯物主义视域的新质生产力:内涵、形成条件与有效路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024(1):129-144.
- [15] 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024(1):31-47.
- [16] 孙治方.什么是生产力以及关于生产力定义问题的几个争论[J].经济研究,1980(1):28-37.
- [17] 田超伟,卫兴华.论马克思的生产力理论与中国特色社会主义政治经济学的构建[J].教学与研究,2017(10):5-12.
- [18] 白暴力,王胜利.新时代中国特色社会主义生产力的内涵与特征[J].当代世界与社会主义,2018(2):89-95.
- [19] 杨春学.论科学技术是第一生产力[J].经济学动态,2021(9):22-32.
- [20] 简新华,聂长飞.论新质生产力的形成发展及其作用发挥——新质生产力的政治经济学解读[J].南昌大学学报(人文社会科学版),2023(6):29-36.
- [21] 靳书君,王凤.马克思主义“生产资料”概念中国化考论[J].中共福建省委党校学报,2018(3):27-34.
- [22] 林海,赵路群,胡雅淇.数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕[J].中国农村经济,2023(5):81-102.
- [23] 王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021(7):26-42.
- [24] 张虎,张毅,韩爱华.我国产业链现代化的测度研究[J].统计研究,2022(11):3-18.
- [25] 徐建中,王曼曼.绿色技术创新、环境规制与能源强度——基于中国制造业的实证分析[J].科学学研究,2018(4):744-753.
- [26] 黄榕,丁晓昌.中国高等教育高质量发展水平的测度研究[J].华东师范大学学报(教育科学版),2022(7):100-113.
- [27] 胡鞍钢,周绍杰,任皓.供给侧结构性改革——适应和引领中国经济新常态[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2016(2):17-22+195.
- [28] 魏后凯,年猛,李功.“十四五”时期中国区域发展战略与政策[J].中国工业经济,2020(5):5-22.
- [29] 刘军,边志强.资源型城市经济高质量发展水平测度研究——基于新发展理念[J].经济问题探索,2022(1):92-111.
- [30] 芮明杰.构建现代产业体系的战略思路、目标与路径[J].中国工业经济,2018(9):24-40.
- [31] 郭亚军,易平涛.一种基于整体差异的客观组合评价法[J].中国管理科学,2006(3):60-64.
- [32] 李佳铭,陆大道,徐成东,等.胡焕庸线两侧人口的空间分异性及其变化[J].地理学报,2017(1):148-160.
- [33] 邓创,曹子雯.中国经济高质量发展水平的测度与区域异质性分析[J].西安交通大学学报(社会科学版),2022(2):31-39.
- [34] 陈景华,陈姚,陈敏敏.中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2020(12):108-126.
- [35] 邓忠奇,高廷帆,朱峰.地区差距与供给侧结构性改革——“三期叠加”下的内生增长[J].经济研究,2020(10):22-37.
- [36] 宋瑛,陈纪平.政府主导、市场分割与资源诅咒——中国自然资源禀赋对经济增长作用研究[J].中国人口·资源与环境,2014(9):156-162.
- [37] 卢现祥,王素素.中国要素市场化配置水平的南北差异及形成机理[J].数量经济技术经济研究,2021(11):21-42.
- [38] “中国城市营商环境评价研究”课题组.中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J].管理世界,2021(5):98-112+8.