中国新质生产力发展水平测度、时空演变及收敛性研究

董庆前1,2

- (1. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,北京 100006; 2. 诚通人力资源有限公司,北京 100029)
- 摘 要:明晰新质生产力现阶段的发展水平及其演变特征,有利于更好地推进新质生产力发展。运用熵权 Topsis 法、Dagum 基尼系数、Markov 链转移和收敛模型研究 2015—2022 年全国及四大区域中国新质生产力发展水平的发展水平、时空演变和收敛效应。研究发现:全国及四大区域的新质生产力发展水平呈上升趋势,呈现东高西低的空间格局,且全国及四大区域的组间、组内的差异呈缩小趋势,总体差异变化主要取决于区域间差异。同时,全国及四大区域的新质生产力发展水平存在 σ 收敛、β 收敛,不同地区呈现出不同的空间效应和收敛周期,且对外开放、资本存量和政府支持程度对促进新质生产力发展水平收敛具有显著正向作用。定量研究我国新质生产力的发展水平并动态考察我国新质生产力发展水平演进情况和收敛情况,为未来推进新质生产力发展提供可参考性意见。

关键词:新质生产力;区域差异;空间收敛

中图分类号:F061.1 文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2024)08-0178-11

Measurement, spatiotemporal evolution, and convergence research on the development level of China's new quality productivity

DONG Oinggian^{1,2}

The Institute of Population and Labor Economics, The Chinese Academy of Social sciences, Beijing 100006, China;
 Cheng tong Human Resources Co., Ltd., Beijing 100029, China)

Abstract: To accelerate the development of new quality productive forces, it is necessary to recognize the current level of development and its evolutionary characteristics of new quality productive forces. This article uses the entropy weighted Topsis method, Dagum Gini coefficient, Markov chain transfer and convergence model to study the development level, spatiotemporal evolution, and convergence effects of China's new productive forces from 2015 to 2022 across the country and four major regions. Research has found that the development level of new quality productivity in the whole country and the four major regions is on the rise, showing a spatial pattern of high in the east and low in the west, and the differences between and within groups in the whole country and the four major regions are narrowing. The overall change in differences mainly depends on regional differences. At the same time, the development level of new quality productivity across the country and the four major regions still exists σ Convergence,

收稿日期:2024-04-09 修回日期:2024-05-20

作者简介:董庆前(1985—),男,安徽太和人,中国社会科学院人口与劳动经济所博士后,诚通人力资源有限公司战略投资部研究员,研究方向为人力资源管理、人力资本和科技创新。

different regions exhibit different spatial effects and convergence cycles, and opening up to the outside world, capital stock, and government support have a significant positive effect on promoting the convergence of the development level of new quality productivity. By conducting quantitative research on the development level of new quality productivity in China and dynamically examining the evolution and convergence of the development level of new quality productivity, this study provides reference opinions for promoting the development of new quality productivity in the future.

Key words: new quality productivity; regional differences; spatial convergence

2024年3月5日,习近平总书记在参加江苏 代表团审议时强调,"发展新质生产力不是忽视、 放弃传统产业,各地要坚持从实际出发,根据本地 的资源禀赋、产业基础、科研条件等,有选择地推 动新产业、新模式、新动能发展,用新技术改造提 升传统产业,积极促进产业高端化、智能化、绿色 化","要突出构建以先进制造业为骨干的现代化 产业体系这个重点,以科技创新为引领,统筹推进 传统产业升级、新兴产业壮大、未来产业培育,加 强科技创新和产业创新深度融合,巩固传统产业 领先地位,加快打造具有国际竞争力的战略性新 兴产业集群"。这是总书记对新质生产力的提出 的最新要求。自2023年9月习近平总书记在黑龙 江考察时提出新质生产力一词以来,先后在2023 年12月的中央经济工作会议以及2024年1月31 日的中共中央政治局第十一次集体学习等多个重 要会议上,对新质生产力的内涵、特征以及未来如 何发展新质生产力作了重要论述。新质生产力体 现了习近平新时代中国特色社会主义思想在马克 思主义唯物史观上的原创性贡献,是习近平经济 思想的有机组成部分。新质生产力的提出对于推 进中国高质量发展、实现中国式现代化、全面建成 社会主义现代化强国具有划时代的意义,加强对 新质生产力研究更是学术界亟待深入的重要课题 之一。

一、文献评述

从目前有关新质生产力的研究来看,主要聚焦于以下两个方面。一是研究新质生产力力的内涵。翟青等[1]通过马克思的生产力理论理解新质生产力概念,认为新质生产力是物质生产力与精神生产力,改造自然与社会进步协调一致的多维度突破跃升,体现生产的技术方式与组织方式协同演进的系统性变迁。赵峰等[2]通过历史唯物主

义分析逻辑,从技术形态、发展阶段和人类社会生 产力演进3个层面,探寻新质生产力的丰富内涵。 姜奇平[3]以生产力与生产关系相结合的角度认识 新质生产力,认为新质生产力的逻辑结构归类为 生产要素问题、现代化产业体系问题和制度环境 问题。张文武等[4]通过延伸经典生产力的经济学 理论,从生产目标、生产主体、生产客体、生产环境 四个方面对新质生产力的主体架构进行研究。潘 建屯等[5]则认为新质生产力的"新"展现为新要 素、新技术、新产业,"质"体现为高质量、多质性、 双质效,"力"表现为数字、协作、绿色、蓝色和开放 五大生产力。蒋永穆等[6]认为新质生产力的运行 机理,就是以科技创新为轴心,将要素系统革新的 牵引力通过技术系统这一媒介传导至产业系统, 最终实现对传统生产力三大系统的全面重塑。二 是研究新质生产力影响。张震字[7]研究新质生产 力对城乡融合的影响,认为是新质生产力在新时 代更具融合性,对城乡融合具有重要赋能作用。 刘瑞等[8]研究了新质生产力对国家安全的赋能, 认为新质生产力通过经济赋能、安全筑基、创新驱 动和内生保障等,保障国家的经济安全。钞小静 等[9]认为实现高质量发展需要从强化关键核心技 术攻坚、转换发展动能、培育战略性新兴产业和未 来产业4个维度加快培育和形成新质生产力。杜 传忠等[10]研究了新质生产力对高质量发展的赋能 机制,从"生产要素—组织形态—产业体系—技术 创新"4个维度揭示新质生产力促进经济高质量发 展的机制。王琴梅等[11]研究了新质生产力赋能农 业发展,指出通过将数字技术改变传统农业生产 力要素,形成数字农业劳动者、数字农业劳动资料 和数字农业劳动对象三要素,进而产生数字农业 新质生产力。

从现有的研究来看,有关新质生产力的定性

研究较多,对于新质生产力的概念内涵研究比较丰富,但对定量研究几乎没有涉及。鉴于此,本文从定量出发,研究我国新质生产力的发展水平,并在此基础上,进一步研究我国新质生产力发展的区域差异、动态演进和收敛特征。

二、指标构建和研究方法

(一)新质生产力力指标构建

对于何谓"新质生产力",从学术研究的解读 来看,大致可以分为以下几类。一是强调与传统 生产力区别。认为"新质生产力"本质上仍属于生 产力范畴,是生产力在新一轮科技革命和产业变 革下的"跃迁",相对于传统生产力而言的,表现为 构成生产力各要素质的变化,是生产力的巨大跃 迁[12]。二是强调新质生产力的技术性。认为新质 生产力以第三次和第四次科技革命与产业革命为 基础,以信息化、网络化、数字化、智能化、自动化、 绿色化、高效化为主要特征[13-14]。三是强调新质 生产力的创新性。认为新质生产力的核心特征是 创新驱动,以科技创新为主的生产力,是通过关键 性技术和颠覆性技术的突破为生产力发展提供更 强劲的创新驱动力[15]。四是强调新质生产力的产 业属性。认为新质生产力引领战略性新兴产业 (以重大技术突破为基础,具有知识技术密集、产 业融合性高等特征)和未来产业(尚处于孕育孵化 阶段的产业形态,具有高成长性、前瞻性、先导性, 代表技术发展方向的产业类型)发展[15]。根据习 近平总书记于2024年1月31日,在中共中央政治 局第十一次集体学习时的论述,"新质生产力是创 新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发 展路径,具有高科技、高效能、高质量特征,符合新 发展理念的先进生产力质态。它由技术革命性突 破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催 生,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,以全要素生产率大幅提升为 核心标志,特点是创新,关键在质优,本质是先进 生产力"[16]。习近平总书记在2024年3月的两会 上又提出"新产业、新模式、新动能""高端化、智能 化、绿色化"和"传统产业升级、新兴产业壮大、未 来产业培育以及科技创新和产业创新融合"等关 键词,对新质生产力的内涵和概念进一步进行了 具象化。

基于专家学者研究和习近平总书记的重要论述,本文构建了包括劳动者、劳动资料、劳动对象和优化组合跃升4个子系统,共包含32个具体指标的中国新质生产力发展水平评价指标体系(见表1)。

(二)研究方法和数据

1. 熵权 Topsis 法

本研究采用熵权 Topsis 法测度指标,其计算方法如下。

(1)极差标准化处理

本文采用极差标准化处理,具体公式如下:

$$X_{i,j}^{'} = \frac{X_{i,j} X_{j\min}}{X_{i\max} X_{j\min}}$$
(正向指标) (1)

$$X'_{i,j} = \frac{X_{j\text{max}} X_{ij}}{X_{j\text{max}} X_{j\text{min}}}$$
(负向指标) (2)

式中, $X_{i,j}$ 表示未进行标准化的数据; X_{jmax} 表示在 2015—2022 年之间的最大值; X_{jmin} 表示 2015—2022 年之间的最小值; $X_{i,j}$ 标准正指数标准化后的结果, $X_{i,j}$ 表示逆指数标准化后的结果数据。

(2)计算信息熵

$$e_{j} = \frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^{m} p_{ij} \ln p_{ij}$$
 (3)

式(3)中,
$$p_{ij} = \frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} y_{ij}}$$
, $1_i = 1, 2, \dots, m_1; j = 1, 2, \dots$,

 n_{\circ}

(3)确定权重 µ

$$\mu_{j} = \frac{1 e_{j}}{\sum_{j=1}^{n} 1 e_{j}} 1 \qquad j=1,2,\dots, n \quad (4)$$

(4)建构加权矩阵

$$W = \mu_j X \begin{vmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1n} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ X_{m1} & \cdots & X_{mn} \end{vmatrix}$$
 (5)

(5)正理想解和负理想解

$$Z^{+} = \{(X_{\text{max}} (X_{1}, X_{2}, \dots, X_{n}) | 1 j 1 \in J^{+}), (X_{\text{min}} X_{1}, X_{2}, \dots, X_{n}) | 1 j 1 \in J^{-}\}$$

$$Z^{-} = \{(X_{\text{min}} (X_{1}, X_{2}, \dots, X_{n}) | 1 j 1 \in J^{+}),$$
(6)

$$(X_{\max} X_1, X_2, \dots, X_n) | 1 j 1 \in J^-)$$
 (7)

180

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	単位	属性		
		人力资本	人力资本规模	人均受教育年限	年	正		
		八刀页平	人力资本结构	高等学历占比	%	正		
			平均工资	在岗职工平均工资	元	正		
	 劳动者	劳动者价值创造	人均 GDP	人口/GDP	元	正		
	为列有		人均消费	城镇居民人均消费性支出	元	正		
			创业活跃度	创业活跃度指数	-	正		
		劳动者理念	出国留学人数	出国留学人数/高校人数	人	正		
			私营企业人员占比	私营企业人员/全社会就业人员	%	正		
			互联网接入端口数量	互联网接入端口个数	万个	正		
			光缆线路长度	每平方公里长途光缆线路长度	公里	正		
		新型基建	城际高铁密度	高铁里程数/区域面积	% 正 元 正 元 正 元 正 元 正 - 正 人 正 % 正 万个 正			
			信息传输、软件和信息技	信息传输、软件和信息技术服务业固				
	劳动资料		术服务业固定投资	定资产投资/GDP				
			研发强度	RD 投入/GDP				
		科技支撑	专利授权数量占比	专利授权量/常住人口	年 正			
			国家大学科技园数	国家大学科技园数				
新质			国家级科技企业孵化器数	国家级科技企业孵化器数				
生产力			战新产业占比	战新产业/GDP				
		产业升级	新技术产品占比	技术市场成交额/GDP	%			
		,	企业技术水平	企业数字化水平指数	-			
			未来技术应用	机器人渗透率指数				
	劳动对象		总体能源消耗	总能源/GDP				
			可再生能源消耗	可再生/总能源				
		绿色发展	环保支出占比	环保支出/GDP	元 正 元 正 元 正 元 正 元 正 元 正 元 正 元 元 元 正 元 元 元 正 元 元 元 元			
			废水占比	废水/GDP				
			废气占比	废气/GDP	,-			
			劳动生产率	GDP/就业人员	%			
		资源优化组合	资本生产率	Gdp/资本存量	%元元元元元一人%万个公里%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%%	正		
		灰冰ル尼紅百	土地生产率	GDP/地区面积	%	正		
	优化组合的		能源生产率	GDP/天然气消耗量	%	正		
	跃升	生产组织优化组合效率	全要素生产率的变化率	DEA-malmquist 生产率指数	_	正		
		市场优化组合效率	社会商品零售额占工农业 总值比重	社会商品零售额/工农业生产总值	%	Œ		
		中勿凡化组百双竿	限额以上批发零售贸易企 业个数	限额以上批发零售贸易企业个数	%	正		

表 1 我国新质生产力测度评价指标体系

式中, J^{+} 表示正指标, $J^{-}1$ 表示逆指标。

(6)计算欧式距离

$$D_{i}^{+} = \sqrt{\sum_{j=1}^{n} z_{j}^{+} Z_{ij}^{2}}$$
 (8)

(7) 计算理想解的相对贴近度,所得值 S_i

$$S_i = \frac{D_i^-}{D_i^+ D_i^-} \qquad i = 1, 2, \dots, n \qquad (9)$$

式中, $0 < S_i < 1$ 。 S_i 越大表示评价对象距正理想解越接近,效果表现越优;反之,则越远,效果表现越劣。

2. Dagum 基尼系数

按照 Dagum 基尼系数计算方法,把我国 30 个 (除港澳台及西藏自治区)省份划分为东部、中部、西部和东北部四大区域,运用 Dagum 基尼系数计

算出中国新质生产力发展水平在不同省份表现出 来的差异。

$$G = \frac{\sum_{j=1}^{k} \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{m_j} \sum_{r=1}^{m_i} |y_{ji} y_{hr}|}{2 n^2 u}$$
 (10)

式(10)中,G为全国总基尼系数;n=30,表示 30个省份;k=4,表示区域划分数量;u是全国平均值; $n_j(n_h)$ 是j(h)区域内省份数量; $y_{ji}(y_{hr})$ 是区域内任意省份的新质生产力发展水平。

3. 空间 Markov 链

Markov 链分析方法是通过构建 Markov 转移矩阵,来反映我国各省份新质生产力发展水平的动态演进特征。具体方法:设 $\{X(t),t\in T\}$ 是一个随机过程,令随机变量 $X_t=j$,即在时期的系统

状态为j,该系统满足以下公式:

$$P\{X_{t} = j \mid X_{t-1} = i, X_{t-2} = i_{t-2}, \cdots, (X_{0} = i_{0}\} = P\{X_{t} = j) \mid X_{t-1} - 1 = i\} = P_{ij}$$
(11)

$$P_{ij} = n_{ij} / n_i \tag{12}$$

式中, P_{ij} 为某省份新质生产力发展水平从 t年第 i 状态转移到 t+1 年第 j 种状态的转移概率; n_i 为观察期内第 i 种新质生产力发展水平状态出现总次数; n_{ij} 为第 i 状态转移到 j 状态所发生的次数。同时,为了能够有效刻画空间因素作用下各省区新质生产力发展水平的动态演进,本文将空间滞后概念引入 Markov 链分析。

4. 收敛模型

常见的收敛模型有 σ 收敛和 β 收敛。 σ 收敛 是指新质生产力发展水平的离差随着时间变化而 不断降低的趋势,其计算公式为:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{N_j} (Newp_{ij} - \overline{Newp_{ij}})^2 / N_j}}{\overline{Newp_{ij}}}$$
(13)

式中, $Newp_{ij}$ 为区域 j 内 i 省份的新质生产力发展水平; $Newp_{ij}$ 为区域 j 内各省份的均值; N_j 表示区域 j 内省份的数量。

 β 收敛又可以分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。 绝对 β 收敛是指不考虑其他影响因素情况下,新质 生产力发展水平具有收敛的趋势。在不考虑空间 影响下,绝对 β 收敛模型和条件 β 收敛模型为:

绝对 β 收敛模型:

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{i,t}}\right) = a + \beta \ln Newp_{i,t} + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
(14)

条件β收敛模:

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{i,t}}\right) = a + \beta \ln Newp_{i,t} + X_{i,t+1} + \mu_i + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$(15)$$

式中, i 表示省份, t 表示时间; $\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{it}}\right)$ 表示地区 i 新质生产力发展水平在 t 到 t+1 时间段的年增长率; $\phi X_{i,t+1}$ 表示控制变量, μ_i 表示地区效应, η_i 表示时间效应, ε_{it} 表示随机干扰项; β 为

收敛系数,若 β < 0,且通过显著性检验,表明新质生产力发展水平呈现收敛趋势,反之则表明新质生产力发展水平不具有收敛效应,表述发散状态。收敛速度为 = $-\ln(1+\beta)/T$ 。

由于区域新质生产力发展水平可能存在不同程度的空间依赖性,因此引入空间因素。常见的空间计量模型有空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)3类。空间绝对β收敛模型和空间条件β收敛模型为:

绝对 β 收敛模型:

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{it}}\right) = a + \beta \ln Newp_{it} +$$

$$\rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln\left(\frac{Newp_{j,t+1}}{Newp_{j,t}}\right) + \mu_{i} + \eta_{i} + \varepsilon_{it}$$

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{i}}\right) = a + \beta \ln Newp_{it} + \mu_{i} + \eta_{i} + \varepsilon_{it}$$
(16)

$$\varepsilon_{ii} = \sum_{i}^{n} w_{ij} u_{ii} + \varepsilon_{ii}$$
 (17)

$$\ln(\frac{Newp_{it}}{Newp_{it-1}}) = a + \beta \ln Newp_{it-1} +$$

$$\sum_{j1}^{n} W_{ij} \ln\left(\frac{Newp_{ji}}{Newp_{ji-1}}\right) + \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln\left(Newp_{ii} + \mu_{i} + \eta_{i} + \varepsilon_{ii}\right)$$

$$(18)$$

空间条件β收敛模:

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{it}}\right) = a + \beta \ln Newp_{it} + \beta \ln Newp_{it}$$

$$\rho \sum_{jl}^{n} W_{ij} \ln\left(\frac{Newp_{j,t+1}}{Newp_{j,t}}\right) + X_{it} + \mu_{i} + \eta_{i} + \varepsilon_{it}$$
 (19)

$$\ln\left(\frac{Newp_{i,t+1}}{Newp_{i,t}}\right) = a + \beta \ln Newp_{it} + \phi X_{it} + \mu_i + \eta_i$$

$$+ \varepsilon_{ii} \qquad \varepsilon_{ii} = \sum_{j=1}^{n} w_{ij} u_{ii} + \varepsilon_{ii}$$

$$\ln\left(\frac{Newp_{ii}}{Newp_{ii-1}}\right) = a + \beta \ln Newp_{ii-1} +$$
(20)

$$\sum_{i=1}^{n} W_{ij} \ln\left(\frac{Newp_{ji}}{Newp_{ji-1}}\right) + \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \ln\left(Newp_{ii} + \phi X_{ii} + \frac{1}{Newp_{ii}}\right)$$

$$\mu_i + \eta_i + \varepsilon_{ii} \tag{21}$$

式中, ρ 为空间滞后系数、为空间误差系数、为空间自变量的滞后系数。对于面板数据的选择一般是首先用 LM 检验一般面板数据是否存在空间自相关性, 如存在, SAR 和 SEM 模型至少有一个

182

是成立的。然后建立 SDA 模型,并通过 Wald 统计量和 LR 统计量判断是否能够简化为 SAR 和 SEM。同时,借鉴赵峰等^[17]、卢江等^[18]的研究成果,选取外开放(OPE)、政府支持(GOV)和资本存量(CAP)以及环境规制(ENV)作为控制变量。数据主要来源于国家统计数据网和各省《国民经济和社会发展统计公报》。

三、中国新质生产力发展水平测度

依据熵权 topsis 方法测度中国新质生产力发展水平,并将 2022 年 30 个省份的测算结果汇报如

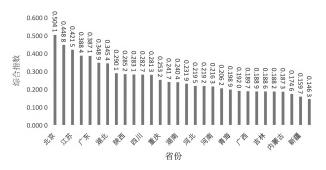


图 1 2022 年各省新质生产力发展水平综合指数排名

下(见图1)。图1显示了2022年中国30个省份新质生产力发展水平综合指数及排名,可以发现2022年中国各省份新质生产力发展水平综合指数介于0.1463~0.5041,均值E为0.2636,标准差SD为0.0905,各省之间的差异较大。借鉴魏敏等[19]伍国勇等[20]的研究,根据均值和标准差的关系,将综合指数大于E+0.5SD,即大于0.3089的省份称为"领先省份";将综合指数小于E-0.5SD,即小于0.2184的省份称为"落后省份";将综合指数大于0.2636小于0.3089的省份称为"进步省份";将综合指数小于0.2636大于0.2184的省份称为"追赶省份"。

从图1可以看出,新质生产力发展水综合指数领先省份的有7个,从高到低分别是北京(0.5041)、上海(0.4488)、江苏(0.4215)、浙江(0.3884)、广东(0.3871)、天津(0.3489)和湖北(0.3454),主要集中在东部地区;进步省份有5个,分别为安徽(0.2901)、陕西(0.2852)、福建(0.2831)、四川(0.2827)和山东(0.2813),这些地区的新质生产力发展水平相对领先,但是还有上升空间;追赶省份有6个,分别为重庆(0.2532)、云南(0.2417)、

湖南(0.2404)、辽宁(0.2319)、河北(0.2195)和海南(0.2192),这些省份的新质生产力发展水平指数位于均值以下,追赶空间较大;其12省份新质生产力发展水平指数小于0.2184,占省份的40%,与其他地区差距较大,上升空间比较大。

为了进一步研究 30 个省份在新质生产力发展中的优势和短板,表 2 汇报了 30 个省份 2022 年新质生产力发展水平子系统的测算结果。

表 2 中国新质生产力发展水平的子系统测算结果

序号	劳	动者	劳动	资料	劳动	対象	优化	组合
1	北京	0. 259 6	北京	0. 122 7	北京	0.0983	北京	0.0614
2	上海	0. 237 7	上海	0. 112 3	上海	0.0900	上海	0.0562
3	天津	0. 159 4	江苏	0.0753	江苏	0.0603	浙江	0. 037 7
4	江苏	0. 155 2	浙江	0.0733	浙江	0.0587	江苏	0.0367
5	广东	0. 147 9	广东	0.0699	广东	0.0560	广东	0. 035 0
6	浙江	0. 146 9	天津	0.0694	天津	0.0556	天津	0. 034 7
7	湖北	0. 127 7	四川	0.0604	湖北	0.0484	湖北	0.0302
8	山东	0. 125 1	山东	0.0591	福建	0.0474	福建	0.0296
9	四川	0. 122 2	湖北	0.0577	安徽	0.0463	安徽	0. 028 9
10	陕西	0. 115 4	陕西	0.0545	四川	0.0447	四川	0. 027 3
11	安徽	0. 108 1	安徽	0.0511	山东	0. 030 9	山东	0. 025 6
12	湖南	0. 103 1	河南	0.0487	重庆	0.0390	陕西	0. 025 4
13	福建	0. 102 7	福建	0.0485	湖南	0.0389	河南	0.0233
14	重庆	0.0968	河北	0.0457	陕西	0.0366	河北	0. 022 9
15	河南	0.0867	湖南	0.0410	河南	0. 032 8	湖南	0.0205
16	辽宁	0. 085 1	重庆	0.0402	河北	0.0322	重庆	0.0201
17	河北	0.0847	云南	0.0400	云南	0.0320	云南	0.0200
18	江西	0.0840	辽宁	0. 039 7	辽宁	0.0318	江西	0.0199
19	吉林	0. 083 7	吉林	0. 039 5	江西	0.0317	辽宁	0.0198
20	云南	0. 082 8	山西	0. 039 1	海南	0.0313	海南	0.0196
21	山西	0.0806	江西	0.0381	吉林	0.0305	吉林	0.0191
22	海南	0.0753	海南	0.0356	山西	0.0285	山西	0.0178
23	广西	0. 074 9	广西	0. 035 4	广西	0.0284	广西	0.0177
24	黑龙江	0. 071 5	内蒙古	0. 033 8	新疆	0.0271	新疆	0.0169
25	内蒙古	0. 071 1	黑龙江	0.0336	贵州	0.0269	内蒙古	0.0168
26	贵州	0.0694	新疆	0. 032 8	内蒙古	0.0263	黑龙江	0.0164
27	新疆	0.0678	贵州	0.0320	黑龙江	0.0257	甘肃	0.0160
28	甘肃	0.0656	甘肃	0.0310	甘肃	0.0248	贵州	0.0155
29	青海	0.0590	宁夏	0. 027 9	青海	0.0223	青海	0.0140
30	宁夏	0. 057 7	青海	0. 027 2	宁夏	0.0218	宁夏	0.0130
均值	0. 1	06 9	0.0	50 5	0.0	40 2	0.0	25 3

(1)劳动者。2022 年全国新质生产力发展中劳动者发展指数均值为 0. 106 9,均值以上有 11 个,其中北京、上海和天津三个直辖市位居前三,青海和宁夏等相对较低。北京等地拥有众多的高校资源、较高的经济发展水平,聚集了大批的高素质的劳动者,因此劳动力的发展指数较高。而青海和宁夏等地,高校较少,经济发展水平相对落后,对人才吸引力较弱,指数自然较低。因此,在推进新质生产力发展的进程中,各地区要重视人力资本的积累,将其作为新质生产力发展的动力源泉。

- (2)劳动资料。2022年全国劳动资料指数均值为0.0505,低于劳动者发展指数均值。与劳动者发展指数相比,江苏省位次出现提升,显示江苏省劳动资料发展水平方面高于天津市,说明江苏省在新型基础设施、高端生产资料方面比天津市具有优势。其余19个省份指数小于平均水平,说明大部分省份劳动资料的发展水平提升的空间很大。因此,在未来新质生产力发展过程中,不断完善新型基础设施,为新质生产力发展提供更高端、更智能、更高效、更低碳的新型生产工具。
- (3)劳动对象。2022年全国劳动对象指数均值为 0.040 2,低于劳动者和劳动资料发展指数均值。具体来看,劳动对象发展指数位于均值以上的省份有 10 个,低于劳动者和劳动资料省份的数量,有 20 个省份指数低于平均值,因此要加大推动产业升级和绿色发展,加大科技和产业前沿领域的探索,提升新质生产力劳动对象水平。
- (4)优化组合。2022 年全国劳动对象指数均值为 0.025 3,是 4 个指数中最低的。具体来看,优化组合指数位于均值以上的省份有 13 个,略高于其他 3 个维度省份的数量。与前 3 个维度相比,浙江省挤进前 3 名,说明浙江省的生产要素的优化组合要好于天津市和江苏省,这可能与浙江市的数字经济发达、私营经济活跃有关。因此,在未来新

质生产力发展过程中,提升优势的优化组合是重中之重。

四、中国新质生产力发展水平的区域差异

通过 Dagum 基尼系数及分解方法,计算出我国 2015—2022 年四大板块新质生产力力发展的基尼指数及分解结果(见表 3)。为了进一步直观地展现中国新质生产力发展水平总体基尼系数以及区域差异,绘制了如图 2 所示的 2015—2022 年期间中国新质生产力发展水平的区域差异演变趋势。

(1)中国新质生产力发展水平的总体差异呈现明显的下降趋势,并且这种差异主要来自于区域间的差异。具体来看,观察样本中,30个省份的新质生产力发展水平差距呈缩小趋势,由2015年的0.235下降到2022年的0.201,降幅比14.47%。进一步由图2a可知,区域间差异和区域内的变化趋势都呈现总体呈下降趋势,表明四大区域之间、区域内部新质生产力发展水平差异正逐步缩小。由图2b可知,区域间的差异贡献度始终基本维持在65%上下之间波动,其贡献率均超过区域内差异贡献率和超变密度贡献率之和。因此,中国新质生产力发展水平的空间差异主要来源于地区间差异,缩小地区间新质生产力发展水平差距是今后推动新质生产力协调发展的重要工作之一。

	表 3 中国新版生产刀友展的地区差异及具分解结果								
Dagum 基尼系数		2015年	2016 年	2017 年	2018年	2019 年	2020年	2021 年	2022 年
总体基	基尼系数	0. 235	0. 218	0. 22	0. 217	0. 221	0. 211	0. 203	0. 201
	组内差异及	0. 057	0. 053	0.05	0. 049	0. 051	0. 047	0.042	0.042
	贡献率/%	24. 26	24. 31	22. 73	22. 58	23. 08	22. 27	20. 69	20. 90
分解项及	组间差异及	0. 146	0. 138	0. 144	0. 147	0. 142	0. 142	0. 138	0. 136
贡献	贡献率/%	62. 13	63. 30	65. 45	67. 74	64. 25	67. 30	67. 98	67. 66
	超变密度及	0. 032	0. 027	0. 026	0. 021	0. 028	0. 022	0. 023	0. 023
	贡献率/%	13. 62	12. 39	11. 82	9. 68	12. 67	10. 43	11. 33	11. 44
	东北部	0. 043	0. 032	0. 077	0. 074	0. 069	0. 091	0.064	0. 079
 组内差异	东部	0. 243	0. 217	0. 229	0. 213	0. 214	0. 192	0. 17	0. 168
1 组内左升	中部	0. 12	0. 136	0. 116	0. 126	0. 126	0. 114	0. 103	0. 111
	西部	0.096	0. 13	0. 118	0. 107	0. 141	0. 125	0. 144	0. 145
	东部 & 中部	0. 257	0. 241	0. 238	0. 227	0. 21	0. 209	0. 194	0. 188
	东部 & 西部	0. 312	0. 284	0. 303	0. 311	0. 273	0. 3	0. 3	0. 283
組 间差异	东北部 & 东部	0. 271	0. 248	0. 314	0. 308	0. 252	0. 295	0. 314	0. 323
	中部 & 西部	0. 146	0. 149	0. 153	0. 161	0. 159	0. 165	0. 163	0. 182
	东北部 & 西部	0. 116	0. 099	0. 103	0. 096	0. 105	0. 114	0. 098	0. 11
	东北部 & 中部	0. 094	0. 117	0. 122	0. 156	0. 123	0. 156	0. 166	0. 171

表 3 中国新质生产力发展的地区差异及其分解结果

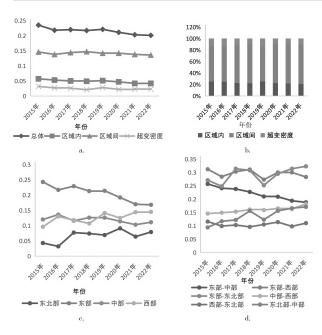


图 2 2015—2022 年期间中国新质生产力 发展水平的区域差异演变趋势

(2)四大区域新质生产力发展水平的区域内差 异中,东、中部区域呈现波动下降的趋势,西部和东 北部地区呈现波动上升的趋势。由图 2c 可知,从降 幅大小看,东部地区区域内差异下降幅度最大,降幅 达 44.64%, 其次是中部地区, 降幅为 8.10%, 四大 区域降幅排序为东部>中部> 西部>东北部。从 发展水平大小看,东部的区域内差异一直是四大 区域内最大,东北部最小,这种现象出现,可能是 由于东北地区生活文化、经济发展等环境相似,区 域内的劳动力、科技、产业等差异较小,因而区域 内的新质生产力发展水平指数差异相对较小。而 东部地区,在观察样本中,既有北京市、上海市这 种劳动力、科技等资源集中地区,也存在着河北 省、海南省等劳动者和科技资源相对落后地区,地 区之间的差异较大,从而使东部地区区域内的新 质生产力发展水平差异较大。

(3)四大区域经济新质生产力发展水平的区域间差异中除东一中、东一西、西一东北差异呈现波动下降态势外,其余区域间差异均呈现波动上升趋势。由图 2d 可知,就降幅而言,东一中区域间差异降幅最大,其次是东一西和西一东北,而东北一中、东一东北、中一西区域间差异呈扩大趋势,这表明整体来看,中国四大区域间新质生产力

水平差距减小不明显,与图 2a 区域间差异下降不明显研究结论一致。就水平大小而言,东一西、东一东北区域间差异最大,其次是东一中、中一西、中一东北和西一东北,同时存在与区域间差异存在交叉。其原因表明我国新质生产力发展水平差异主要是东部与西部、东北部,这也是未来推动缩小区域差异的重点。

五、中国新质生产力发展水平的动态演进特征

进行空间 Markov 链转移分析之前对我国新质生产力发展水平进行的空间关联性进行检验,检验结果表明,基于临近空间矩阵的全局 Moran's I 在1%显著水平上为正(见表 4),说明我新质生产力发展水平存在显著的正向空间关联性和空间集聚性。

表 4 2015—2022 年我国新质生产力发展水平 综合发展水平全局莫兰指数

年份	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Moran's I	0. 175	0. 190	0. 179	0. 187	0. 194	0. 186	0. 154	0. 170
Z 值	1. 821	1. 788	1. 832	1. 737	1. 813	1. 799	1. 689	1. 773
P 值	0.002	0.000	0.003	0.002	0.001	0.001	0.003	0.000

采用四分位点将 30 个省份新质生产力发展水平为低、中低、中高和高 4 类,由低到高分别标注为类型 I 、类型 II 、类型 II 和类型 IV 类型 4 种空间滞后项类型,表 5 报告了传统 Markov 链(无空间滞后)和空间 Markov 链转移概率的极大似然估计结果。传统 Markov 转移矩阵计算结果显示,考察时

表 5 中国新质生产力发展水平 Markov 链转移概率矩阵

空间滞后	T/t + 1	类型 I	类型Ⅱ	类型Ⅲ	类型Ⅳ
	类型 I	0. 893	0. 082	0.018	0.007
	类型Ⅱ	0. 152	0. 813	0. 026	0.009
	类型Ⅲ	0. 027	0. 113	0. 779	0. 081
	类型IV	0.004	0. 011	0.074	0. 911
	类型 I	0. 873	0. 114	0.011	0.002
I	类型Ⅱ	0. 132	0. 793	0.074	0.001
1	类型Ⅲ	0. 031	0. 101	0. 761	0. 107
	类型Ⅳ	0.001	0.009	0.081	0. 909
	类型 I	0. 861	0. 127	0.012	0
	类型Ⅱ	0. 125	0. 763	0.065	0. 047
l "	类型Ⅲ	0. 047	0. 129	0. 751	0.073
	类型Ⅳ	0	0. 014	0. 101	0. 885
	类型 I	0. 854	0. 102	0. 036	0.008
	类型Ⅱ	0. 109	0. 755	0. 133	0.003
"	类型Ⅲ	0.005	0. 187	0. 722	0. 086
	类型Ⅳ	0.001	0.003	0. 123	0. 873
	类型 I	0. 831	0. 152	0.012	0.005
IV IV	类型Ⅱ	0. 104	0. 744	0. 145	0.007
1 14	类型Ⅲ	0. 01	0. 157	0. 721	0. 112
	类型IV	0.002	0. 022	0. 114	0. 862

段内类型 I 维持自身水平状态(即平稳转移)的概率为89.3%,向上转移概率为10.7%;类型 II 平稳转移的概率为81.3%,向下转移概率为15.2%,向上转移概率为3.5%;类型 III 平稳转移概率为77.9%,向下转移概率为14.0%,向上转移概率为8.1%;类型 IV 平稳转移和向下转移概率分别为91.1%和8.9%。对角线数值显著高于同行其他数值,说明中国新质生产力发展水平流动性程度普遍不高,跨等级变化的概率明显小于相邻状态之间变化。

空间 Markov 转移矩阵结果显示如下。①空 间互动状态下的新质生产力发展水平存在稳定状 态。矩阵数据显示对角线数值均大于同一行的其 他数值,即每一种类型保持原有状态的概率均高 于向上或向下的概率,说明空了间互动状态下的 新质生产力发展水平存在稳定状态。②临近省份 新质生产力发展水平对本省具有显著影响,与高 (低)水平为邻增加了本省份新质生产力发展水平 向上(下)转移的概率。与同一或高水平相邻时, 最低等级类型 I 向上转移的概率分别为概率分别 为 12.7%、13.9%、14.6% 和 16.9%, 呈增长趋势。 与同一或低水平相邻时,类型Ⅳ向下转移概率分 别为 13.8%、12.7%、11.5% 和 9.1%,呈缩小趋 势,由此可见,空间因素在中国新质生产力发展水 平水平的演变过程中发挥了重要作用,与新质生 产力发展水平较高的区域相邻能够使新质生产力 发展水平向较高水平转移。

总体看,随着临近地区新质生产力发展水平的提升,本地区发展水平向上转移的概率有所提升,表明我国新质生产力发展水平呈现典型的空间自相关特征。在空间 Markov 转移概率矩阵中,与对角线值较远的概率出现零值且非零值极低,说明各省份新质生产力发展水平实现跨越式发展的概率都较低。对比传统 Markov 链与空间 Markov 链结果可看出,各省份新质生产力发展水平向高水平转移的概率均得到提升,从空间上解释了我国新质生产力发展水平在各自水平上形成空间聚集,展现出一定的"俱乐部收敛"趋势。

186

六、中国新质生产力发展水平的空间收敛 (一)σ收敛检验与结果分析

表6给出了30个省份和四大区域的新质生产力发展水平的 σ 收敛结果。从变异系数趋势来看,全国新质生产力发展水平的变异系数呈现先减后增趋势,整体呈下降趋势,存在 σ 收敛效应。四大区域中,东部、中部地区的新质生产力发展水平水平变异系数呈现先减后增趋势,总体呈收敛趋势,而西部和东北部收敛不明显。从差异系数看,中部地区,东北部地区变异系数在四大区域中保持在较低水平,主要原因是中部地区、东北部内部的地理单一相对单一,区域差异较小,区域内人力资本、科技水平、产业升级等差异不大。西部地区变异系数水平在四大区域中最高,这可能是由于西部地区地域广阔,区域内差异较大所致。

年份 全国 东部 中部 西部 东北部 2015 0. 542 3 0.3570 0. 294 6 0.1808 0.5845 2016 0.5412 0.3625 0. 288 7 0.5679 0.1892 2017 0.5373 0.1845 0.3622 0.2793 0.5766 2018 0.5375 0.3627 0.2652 0.5532 0.1828 2019 0.5225 0.3546 0.26500.5706 0.1844 2020 0.52070. 351 6 0.25310.5889 0.18902021 0.5238 0.3426 0. 253 7 0.5772 0.1906 2022 0.5230 0.3414 0.2509 0.5911 0.1835

表 6 全国和四大区域新质生产力发展水平 σ 收敛

(二)β收敛检验与结果分析

1. 绝对β收敛

由于不同区域新质生产力发展水平可能存在不同模式的空间效应,因此首先采用 LM 检验确定 30 个省份新质生产力发展水平的绝对 β 收敛是否存在空间自相关效应,再采用 Wald 检验和 LR 检验选择最优的空间模型形式。表 7 汇报了全国和四大区域绝对 β 收敛的检验结果。从表 7 可以看出,估计系数 β 始终显著为负,说明全国、东部、中部、西部和东北部的新质生产力发展水平指数存在绝对 β 收敛特征。

从收敛结果来看,各地区的收敛速度、收敛周期有所不同,绝对β动态空间收敛速度排序满足东部>全国>中部>东北部>西部。东部收敛速度高于全国总体水平、相应收敛周期小于全国水平,而西部的收敛速度相对稍低,收敛周期也相对较长。可能原因是西部地理广阔,各省份之间的资

源禀赋相差较大,致使收敛速度较慢于其他区域。

表 7	2015—2022 年全国和四大区域新质生产力
	发展水平绝对 β 收敛检验结果

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型类型	SDM	SDM	SDM	SEM	SEM
β	-0. 206 5 ***	-0. 286 2 ***	-0. 205 3 ***	-0. 156 5 *	-0.1781
	(0.0183)	(0.0201)	(0.0317)	(0.0532)	(0.0186)
ρ或λ	0. 147 3 ***	0. 128 7 ***	0. 112 6 **	0. 141 5 *	0. 130 3 ***
ρ 55, λ	(0.0231)	(0.0368)	(0.0514)	(0.0847)	(0.0807)
γ	0. 221 5 ***	0. 219 8 ***	0. 226 1 ***	_	_
1	(0.1121)	(0.1072)	(0.1374)		
θ	0. 028 9	0. 042 1	0. 028 7	0.0213	0. 024 5
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	270	90	54	99	27
R^2	0. 875 4	0. 888 6	0. 845 4	0. 843 1	0. 832 2

全国各区域呈现出不同的空间效应。全国、 东部、中部同时储存在解释变量和被解释变量的 空间滞后,且各个模型的 ρ 和 γ 在1%的水平下显 著为正,表明在这些区域内新质生产力发展水平 同时受到其他临近省份的新质生产力发展水平正 向空间溢出影响。同时,对西部和东北部在被解 释变量空间误差,展开绝对 β 收敛分析,同样存在 空间效应。

2. 条件 β 收敛

表 8 汇报了全国和四大区域条件 β 收敛的检 验结果。其中,估计系数 β 始终显著为负,即全国 和四大区域的新质生产力发展水平指数存在条件 β 收敛特征,说明在考虑对外开放(OPE)、政府支 持(GOV)和资本存量(CAP)以及环境规制(ENV) 等因素后,全国新质生产力发展水平指数存在着 稳态水平收敛。而且,东部、中部、西部和东北地

表 8 2015—2022 年全国和四大区域质生产力 发展水平条件β 收敛检验结果

区域	全国	东部	中部	西部	东北部
模型	SDM	SDM	SDM	SEM	SEM
β	-0. 219 8 **	-0. 316 2 ***	-0. 215 3 ***	-0. 162 5 ***	-0. 185 1 **
	(0.1120)	(0.1133)	(0.0856)	(0.0753)	(0.1120)
ρ/λ	0. 148 7 ***	0. 160 4 ***	0. 176 4 ***	0. 196 7 ***	0. 150 1 ***
<i>p</i> / <i>n</i> c	(0.0852)	(0.0804)	(0.0761)	(0.0739)	(0.0852)
γ	0. 021 2 **	0. 018 9 **	0. 020 4 **	_	
, r	(0.0162)	(0.0168)	(0.0198)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
OPE	0. 039 3 ***	0. 0415 ***	0. 019 4 ***	0. 0241 ***	0. 021 5 ***
OI E	(0.0002)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0005)	(0.0006)
GOV	0. 051 5 ***	0. 062 6 **	0. 033 3 ***	0. 012 2 ***	0. 010 7 **
007	(0.0102)	(0.0418)	(0.0301)	(0.5097)	(0.1829)
CAP	0. 010 5 ***	0. 006 7 ***	0. 013 8 ***	0. 022 1 **	0.0182*
G.H	(0.6063)	(0.5717)	(0.0351)	(0.0261)	(0.1089)
ENV	0. 014 3	0. 015 5	0.0262	0. 010 1	0. 023 0
L. C.	(0.0001)	(0.0004)	(0.0202)	(0.0141)	(0.0450)
θ	0. 031 0	0. 047 5	0. 030 3	0. 022 2	0. 025 6
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
N	270	90	54	99	27
R^2	0. 832 4	0. 832 6	0. 843 4	0. 843 1	0. 835 4

区的收敛速度均有一定水平的提升,说明相关经 济社会特征加快了新质生产力发展水平指数的 收敛速度。条件β动态空间收敛速度排序满足 东部>全国>中部>东北部>西部,这与上文中 的β绝对收敛速度排序结果一致。就控制变量而 言,对外开放(OPE)、政府支持(GOV)和资本存量 (CAP)终显著为正,说明对外开放水平、政府支持 程度和资本存量水平要素与新质生产力发展水平 存在正向关系,有助于促进新质生产力发展趋于 稳态水平,而环境规制(ENV)对新质生产力发展 水平的影响并不显著。

七、研究结论与政策建议

本文运用通过熵权 Topsis 法、Dagum 基尼系 数、Markov 链转移和收敛模型研究了全国及四大 区域中国新质生产力发展水平的发展水平、时空 演变和收敛效应,得到以下研究结论。

- (1)从测度结果来看,考察期内,中国新质生 产力发展水平整体呈上升趋势,且新质生产力发 展水平指数呈东、中、东北、西依次递减的分布特 征。劳动者、劳动资料、劳动对象和要素优化组合 四个维度中,劳动者发展水平指数最高、要素优化 组合发展水平指数最低。
- (2)从新质生产力发展水平的地区差异看,新 质生产力发展水平总体差异呈逐渐下降趋势。样 本考察期内东部区域差异最大,而东北部沿海内 部区域差异最小。新质生产力发展水平总体差异 的贡献率排名依次是区域间差距、区域内差距和 超变密度,区域间差距是新质生产力发展水平总 体差异的主要来源。
- (3)从分布特征来看,全国整体和四大区域的 新质生产力发展水平均表现出"发展水平提升、绝 对差异缩小"的特征。同时,新质生产力发展水平 存在"俱乐部趋同"现象,等级转移均发生在相邻 类型之间,实现"跨跃式"转移的难度较大。
- (4)从新质生产力发展水平的收敛看,存在着 σ 和绝对 β 收敛效应。在考虑到对外开放、政府支 持、资本存量以及环境规制等因素后,中国新质生 产力发展水平呈现出空间条件β收敛特征。

基于上述结论,提出以下建议。

第一,要抓住我国新质生产力发展存在的问题关键,从新质生产力发展的内涵的 4 个要素来看,优化组合是目前水平最低的,因此政府要在提升要素的优化组合水平加大投入力度。要把优化产业结构、提升全要素生产率与构建创新体系结合起来,加大对传统产业升级的同时,更要注重绿色化、智能化、高附加值的新兴产业的培育,通过创新性配置,使得各种要素之间能够协同工作,实现"1+1>2"的效果。要深化要素市场化配置,激发人才、资本、数据等创新要素活力推动,需要产学研深度融合形成各个要素的有机衔接和深度融合。

第二,在国家层面统筹新质生产力发展,依据各地劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合发展水平,制定差异化政策措施。对于新质生产力发展水平较高的东部地区,发挥东部地区新质生产力发展水平的溢出效应,加强区域间人才交流和技术交流,缩小区域间新质生产力发展水平的地区差距;对于表现一般的中部地区,要加大激励力度,引导高质量技术、人才等要素融入新质生产力发展;对于新质生产力发展水平受限的东北地区和西部地区,要加大税收优惠力度等措施,吸引东、中部符合其新质生产力发展的科技、知识、人才等要素向期转移,促进新质生产力发展水平的提升。

第三,创造新质生产力发展的外部环境。要加大对外开放,积极参与全球产业链分工协作,参与国际市场竞争。同时,政府要加强顶层设计,建立与新质生产力相适应的新的生产关系制度,要全面深化改革形成新型生产关系让各类优质要素向新质生产力顺畅流动与快速集聚,要引导金融资本、社会资本向新质生产力领域倾斜。要探索构建新质生产力发展考核评价体系,结合新质生产力内涵,以人力资本质量、科技创新水平、战新产业和未来产业发展规模等为基本要素,构建新质生产力评价体系,激励全社会推动新质生产力的发展动力。

参考文献:

- [1] 翟青,曹守新. 新质生产力的政治经济学阐释[J]. 西安财经大学学报,2024,37(2):15-23.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]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.
- [5]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(1):1-10.
- [6] 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.
- [7]张震宇. 新质生产力赋能城乡融合: 理论逻辑与路径探索[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2024, 38(2): 11-21.
- [8]刘瑞,郑霖豪,陈哲昂.新质生产力保障国家经济安全的内在逻辑和战略构想[J].上海经济研究,2024(1):40-47.
- [9]钞小静,王清. 新质生产力驱动高质量发展的逻辑与路径[J]. 西安财经大学学报,2024,37(1):12-21.
- [10]杜传忠,疏爽,李泽浩.新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J].经济纵横,2023(12):20-28.
- [11]王琴梅,杨军鸽.数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2023,52(6):61-72.
- [12] 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.
- [13]简新华,新质生产力是实现中国式现代化和高质量发展的重要基础[N]. 光明日报,2023-10-17(11). https://epaper.gmw.cn/gmrb/html/2023-10/17/nw. D110000gmrb_20231017_2-11. htm.
- [14] 陈晓红,以新一代信息技术为引擎,加快形成新质生产力[N],人民政协报,2023-11-30(7). https://baijiahao.baidu.com/s? id = 1783978895461717988&wfr = spider&for = pc.
- [15]专家访谈准确把握新质生产力的内涵要义[J]. 人民论坛, 2023, (21): 8-10. http://www.rmlt.com.cn/2023/1117/687836.shtml.
- [16]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 [N], 人 民 日 报 2023-12-18 (4). http://www. xinhuanet. com/politics/2023-12/17/c_1130032167. htm.
- [17] 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.
- [18]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 (3):1-16.
- [19]魏敏,李书昊. 新常态下中国经济增长质量的评价体系构建与测度[J]. 经济学家,2018(4):19-26.
- [20]伍国勇,刘金丹,杨丽莎.中国农业碳排放强度动态演进及碳补偿潜力[J].中国人口·资源与环境,2021,31(10):69-78.

(本文责编:默 黎)

188