

中国新质生产力发展水平区域差异、动态演进与收敛性研究

张建伟,杨琴,久毛措

(西藏大学 经济与管理学院,拉萨 850000)

摘要:新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,构建了“新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料”的新质生产力评价指标体系,使用熵值法测算了 2013—2022 年 31 个省区新质生产力发展指数,并通过 Dagum 基尼系数及其分解、核密度估计、 σ 收敛和 β 收敛分析了新质生产力的时空演化特征和收敛特征。研究结果表明:(1)新质生产力发展水平呈现出上升的趋势但增长速度慢,区域差异呈现出“东高中西低”的态势,且区域差异有进一步加大的趋势;区域间差异是新质生产力发展水平区域差异的主要来源。(2)全国层面上新质生产力发展水平有极化现象,但极端值同平均水平的差距呈现出缩小的趋势。仅东部地区无极化现象,中部地区、西部地区均存在极化现象。(3)全国层面、东部地区、中部地区、发达地区、欠发达地区均不存在 σ 收敛特征,仅西部地区存在 σ 收敛特征;全国层面存在绝对 β 收敛和条件 β 收敛特征,控制变量表现出明显异质性。

关键词:新质生产力;区域差异;动态演进;收敛性

中图分类号:F124

文献标志码:A

文章编号:1000-2367(2025)06-0024-13

2024 年党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革,推进中国式现代化的决定》提出:“健全因地制宜发展新质生产力体制机制,推动技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级,推动劳动者、劳动资料、劳动对象优化组合和更新跃升,催生新产业、新模式、新动能,发展以高技术、高效能、高质量为特征的生产力”。进一步明确了新质生产力是由先进科技催生的先进生产力,是推动高质量发展的内在要求和重要着力点。新质生产力是马克思主义生产力理论的最新中国化成果、是习近平新时代中国特色社会主义思想的又一大创新^[1]。全面建设社会主义现代化面临新的局势与挑战,亟需开辟发展新赛道、塑造发展新优势,加快形成新质生产力,为提升我国的全球竞争力提供持久动力,获取未来发展主动权。因此,阐释新质生产力的内涵并对全国各省新质生产力发展水平进行测度评价具有重要的现实意义。

新质生产力的理论研究较为丰富,学者们主要研究了新质生产力的内涵、生成逻辑与实现路径。新质生产力是以技术创新为驱动,引领战略性新兴产业和未来产业发展的先进生产力^[2],具有数字化、绿色化的时代特征^[3]。新质生产力作为生产力发展的质变跃迁^[4],以科技创新铸牢高质量发展的创新底座、以新兴产业打造高质量发展主体^[5],助力高质量、高效能、绿色发展^[6],为实现中国式现代化夯实经济基础^[7],推动社会主义现代化强国建设^[8]。新质生产力发展面临理论创新与实践探索相脱节、成果转化和要素供给不足、数据所有权归属不明、源头技术供给不足等难题^[9]。应以高质量党建^[10]、加强顶层设计^[11]、强化科技创新^[12]、加快数字化转型^[13]、培养适应新质生产力发展的高素质人才^[14]、职业教育^[15]和数字经济^[16]加快推进新质生产力发展。

收稿日期:2024-09-09;修回日期:2024-11-14。

基金项目:西藏自治区科技计划重点研发计划项目(XZ202402ZY0020)。

作者简介:张建伟(1985—),男,陕西榆林人,西藏大学副教授,博士,研究方向为区域经济发展。

通信作者:久毛措(1972—),女,青海同仁人,西藏大学教授,博士生导师,研究方向为民族地区经济社会发展,E-mail:522790286@qq.com

引用本文:张建伟,杨琴,久毛措.中国新质生产力发展水平区域差异、动态演进与收敛性研究[J].河南师范大学学报(自然科学版),2025,53(6):24-36.(Zhang Jianwei, Yang Qin, Jiu Maocuo. Research on the spatio-temporal evolution and convergence of the development level of new-quality productivity in China[J]. Journal of Henan Normal University(Natural Science Edition), 2025, 53(6): 24-36. DOI: 10.16366/j.cnki.1000-2367.2024.09.09.0005.)

新质生产力的实证研究主要集中于指标体系构建、测度与评价。学者们大多采用熵值法、熵权-TOPSIS 测度新质生产力,研究范围大多为 2013—2021 年 30 个省区(不含西藏和港澳台),评价方法主要采用了 Dagum 基尼系数、Kernel 核密度、全局和局部 Moran's I 指数,并通过障碍因子诊断模型确定新质生产力障碍因子。学者们构建的新质生产力评价指标更多基于“新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料”的评价维度^[17-18],但也有不同的观点,如基于新质生产力是一个至少涵盖科技、绿色和数字三大方面集成体的认识,构建的“科技生产力、绿色生产力和数字生产力”评价指标^[19],或“科技创新、产业升级、发展条件”3 个维度的评价指标^[20],或是“技术创新、产业创新、要素创新”的评价指标^[21],或是“人力资源、创新平台、研发能力、创新环境和创新成果”的评价指标^[22]。如张哲等^[23]使用 Dagum 基尼系数法、核密度估计法、全局以及局部 Moran's I 指数评价了 2015—2022 年 30 个省区的新质生产力,研究结果表明新质生产力发展水平上升但区域差异也呈现出进一步拉大的趋势,且新质生产力有空间正相关性。刘建华等^[24]使用熵值法测算了 2012—2021 年黄河流域新质生产力水平,通过 Kernel 核密度、Moran's I 指数探索其动态演进特征,通过障碍度模型诊断其障碍因子,研究结果表明黄河流域新质生产力水平总体呈上升趋势,总体区域差异扩大,单位 GDP 能耗、研发经费投入强度和每万人在校大学生数量是影响新质生产力的主要障碍因子。

综上所述,现有相关研究仍存在以下不足:一是在评价指标上,已有研究对新质生产力评价指标的构建侧重点不同,评价指标体系仍有进一步优化的可能;二是在评价范围上,省域层面的新质生产力研究大多由于西藏数据缺失较大,未将西藏纳入研究范围;三是在评价方法上,学者们大多运用熵值法、熵权-TOPSIS,但较少探索新质生产力时空演进与收敛性特征。本文的主要创新点:一是运用熵值法测算了 2013—2022 年 31 个省区新质生产力发展水平,在研究区域上更为全面;二是通过 Dagum 基尼系数及其分解、核密度估计对东、中、西三大区域新质生产力的区域间差异、区域内差异进行了客观评价,并对东、中、西及全国新质生产力发展水平的动态演进进行了评价;三是运用 σ 收敛和 β 收敛分析了新质生产力的时空收敛特征。

1 指标体系构建、数据来源与研究方法

1.1 新质生产力指标构建

马克思指出生产力是生产过程中,人类在利用自然、改造自然的实践活动时的生产能力。生产力是推动人类文明持续向前发展的不竭动力和力量源泉^[25]。新质生产力即是在传统生产力的基础上,通过整合创新科技资源、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生,推动高质量、高效能发展的先进生产力^[26]。新质生产力要素即是生产力三要素的升级版:新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料。基于此,本研究构建了“新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料”的新质生产力评价指标体系。具体指标见表 1。

新质劳动者是劳动者的全面发展、人的全面发展。劳动除了能满足劳动者基于自身的基本生活需要以外,还能向劳动者提供自我成长从而实现全面发展的条件。劳动者的全面发展应该至少包括物质富足、精神富有。新质劳动者在生产过程中,在具备过硬的身体素质条件基础上,培养相应的科学文化素质,并为成长做出相应的投资。因此,新质劳动者采用身体素质、科学文化素质和发展支撑 3 个方面来衡量。新质劳动对象是指在技术革命性突破、产业深度转型升级等驱动下,产业结构更加合理化和高级化;此外,新质生产力本身就是绿色生产力,这就意味着新质生产力必然是环境友好型、资源节约型的生产力,发展新质生产力客观上就是在发展绿色生产力。因此,新质劳动对象采用产业发展、技术产业和自然环境 3 个方面来衡量。新质劳动资料是新质生产力的物质基础,是通过高水平科学技术、信息技术、人工智能等对劳动资料进行升级改造来实现数字化、智能化的生产^[27],因此新质劳动资料采用基础设施建设、数字化建设和科技创新 3 个方面来衡量。

1.2 数据来源

本研究选取 2013—2022 年全国 31 个省区(不含港澳台)为研究单元,原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高科技产业统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》,以及各省区统计年鉴、各省区科技统计年鉴和各省区国民经济与社会统计公报等,部分缺失值采用插值法补齐。

表 1 新质生产力发展水平评价指标体系

Tab. 1 Evaluation index system of development level of new quality productivity

一级指标	二级指标	三级指标	符号	权重(根据熵值法测算)	选定依据(参考文献)
新质劳动者	身体素质	人均医疗保健支出	+	0.021 0	[11,27—28]
		每千人卫生技术人员数	+	0.019 0	
		死亡率	—	0.016 8	
	科学文化素质	人均受教育年限	+	0.006 6	
		文盲率	—	0.004 0	
		人均教育文化娱乐支出	+	0.017 7	
	发展支撑	技能证书获得	+	0.055 1	
		人均可支配收入	+	0.033 7	[17,29]
		地方财政教育支出占比	+	0.022 9	
新质劳动对象	产业发展	产业结构合理化	+	0.038 5	[20,30]
		产业结构高级化	+	0.039 5	
		产业链现代化水平	+	0.030 7	
	技术产业	高技术产业企业营业收入	+	0.062 8	[21,23—24,27,29]
		机器人上市公司数量	+	0.063 9	
		技术市场发展水平	+	0.061 1	
	自然环境	SO ₂ 排放/GDP	—	0.005 2	[27—28]
		森林环境覆盖率	+	0.043 1	
新质劳动资料	基础设施建设	公路交通通达率	+	0.038 2	[21,23,28]
		铁路营业里程	+	0.040 5	
	数字化建设	数字普惠金融指数	+	0.027 5	[18—19,21,23,29]
		数字经济	+	0.045 6	
		信息传输、软件和信息服务业从业人数占比	+	0.059 1	
		科学研究和技术服务就业人数占比	+	0.062 7	
		每万人互联网宽带接入端口数	+	0.029 7	
	科技创新	R&D 经费投入强度	+	0.035 9	[17,20,23,29]
		R&D 人员当时量	+	0.059 3	
		每万人国内专利授权数	+	0.059 8	

1.3 研究方法

1.3.1 熵值法

本研究通过熵值法测算各省区 2013—2022 年新质生产力发展水平,对原始数据进行标准化处理,并计算指标值的比重;在此基础上计算指标的熵值、差异系数与权重,最终计算新质生产力发展指数。具体计算方法参见文献[31]。

1.3.2 Dagum 基尼系数及其分解

基尼系数常用于衡量居民收入分配差距,将其分解为组内系数 G_w 、组间系数 G_b 和超变密度系数 G_t ,本研究将 31 个省区划分为东部、中部、西部 3 个地区,使用 Dagum 基尼系数及其分解法以进一步分析新质生产力的差异及其来源。总体基尼系数 G 的计算公式如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}}, \quad (1)$$

式中, k 为省区划分地区总数, n 为所有省区个数, j 和 h 表示划分的地区, i 和 r 表示各省区, n_j 表示划分的

区域 j 内省区个数, n_h 表示划分区域 h 内省区个数, y_{ji} 表示划分的 j 区域中省份 i 的新质生产力发展指数, 同样地, y_{hr} 表示划分的 h 区域中省份 r 的新质生产力发展指数, \bar{y} 为样本期内全国新质生产力发展指数均值.

组内基尼系数 G_{jj} 和组间基尼系数 G_{jh} 的计算公式如下:

$$G_{jj} = \frac{\frac{1}{2\bar{y}_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{n_j^2}, \quad (2)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_k (\bar{y}_j + \bar{y}_h)}, \quad (3)$$

其中, \bar{y}_j 表示 j 区域新质生产力发展指数均值, \bar{y}_h 表示 h 区域新质生产力发展指数均值. y_{ji} , y_{jr} 分别表示划分的 j 区域中省区 i , r 的新质生产力发展指数, y_{hr} 表示划分的 h 区域中省区 r 的新质生产力发展指数. n_j 表示划分的区域 j 内省区个数, n_k 表示划分的区域 k 内省区个数.

设定区域内差异贡献 G_w 、区域间差异净值贡献 G_{nb} 和区域间超变密度 G_t , 则有:

$$G = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j + \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} + \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}), \quad (4)$$

$$G = G_w + G_{nb} + G_t, \quad (5)$$

式中, p_j 表示区域 j 包含的省份在全样本中所占的比例, s_j 表示划分的区域 j 新质生产力发展指数占全样本发展指数的比例, s_h 表示划分的区域 h 新质生产力发展指数占全样本发展指数的比例, p_h 表示区域 h 包含的省份在全样本中所占的比例, 且有 $\sum p_j = \sum s_j = \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k p_j s_h = 1$. D_{jh} 表示区域 j 和 h 之间新质生产力的相对影响, 具体计算式如下:

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}}, \quad (6)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x), \quad (7)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x), \quad (8)$$

式中, d_{jh} 表示区域 j 和 h 之间新质生产力差值, p_{jh} 表示区域 j 和 h 之间的超变一阶矩, F_j 和 F_h 分别表示区域 j 、区域 h 新质生产力的累积密度分布函数.

1.3.3 核密度估计

核密度估计可以根据数据, 使用核函数构建核密度函数, 并计算每个数据点的核密度函数值, 对这些函数值进行加权平均, 从而得到整体的核密度函数估计值. 通过核密度估计可以推断新质生产力的分布特征. 参考文献[32–33]的做法, 给定密度函数 $f(y)$, 则有:

$$f(y) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y_i - \bar{y}}{h}\right), \quad (9)$$

式中, n 为样本数据个数, y_i 表示样本中的观测值, \bar{y} 表示观测值的均值, $K(\cdot)$ 表示核密度函数, 度量了新质生产力发展的观测值所占的权重, h 表示核密度估计的平滑带宽.

1.3.4 收敛性检验

收敛模型主要有 σ 收敛和 β 收敛. σ 收敛是指地区间变量的离差随时间的推移而趋于下降的趋势. β 收敛表明随着时间推移, 新质生产力发展水平较低的省区增长速度较快, 能逐步缩小与新质生产力水平发展较高省区之间的差距, 从而呈现出 β 收敛. β 收敛可分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛, 绝对 β 收敛是指在不考虑其他影响新质生产力发展的因素, 新质生产力发展都会收敛于相同的稳态; 条件 β 收敛是指在考虑各项可能对新质生产力有影响的因素时, 经过长期的发展, 结构相似的区域出现收敛现象.

参考文献[34–35]的研究, 采用变异系数度量 σ 收敛, 具体计算式如下:

$$\sigma = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (NPF_{ij} - \overline{NPF}_{ij})^2 / n_j}}{NPF_{ij}}, \quad (10)$$

式中, NPF_{ij} 表示区域 j 中省区 i 的新质生产力发展指数, \overline{NPF}_{ij} 表示区域 j 中新质生产力发展指数均值, n_j 表示区域 j 中省区个数.

绝对 β 收敛的普通面板模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (11)$$

式中, $NPF_{i,t+1}$ 表示省区 i 在 $t+1$ 期的新质生产力发展指数, NPF_{it} 表示省区 i 在 t 期的新质生产力发展指数, $\ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right)$ 表示省区 i 新质生产力发展指数在 $t+1$ 期的增长率, β 为收敛系数, γ_i 为省份固定效应, γ_t 为时间固定效应, ϵ_{it} 为随机误差项.

在绝对 β 收敛和条件 β 收敛中引入空间面板模型. 空间计量模型一般分为空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR) 和空间杜宾模型(SDM). 假设有 n 个省区, i 省与 j 省的距离为 w_{ij} , 则构建空间权重矩阵 \mathbf{W} :

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}, \quad (12)$$

其中, 主对角元素表示同一省的距离, 因此全为 0. 本研究选取经济距离矩阵, w_{ij} 取 2013—2022 年各省区年均 GDP 差值的倒数以衡量两省区间的经济距离关系. 则有,

$$SEM: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \gamma_i + \gamma_t + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{kj} \mu_{jt} + \delta_{it}; \quad (13)$$

$$SAR: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}; \quad (14)$$

$$SDM: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) + \theta \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(NPF_{it}) + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}. \quad (15)$$

式中, ρ 为空间自相关系数, μ_{it} 为空间自相关误差项, δ_{it} 为误差项, λ 为空间自相关误差项系数, ϵ_{it} 为随机误差项, θ 为空间滞后变量系数. 其他同式(11).

条件 β 收敛模型是在绝对 β 收敛基础上增加可能会影响新质生产力发展的变量, 则条件 β 收敛模型具体计算公式如下,

普通面板:

$$\ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \eta X_{i,t+1} + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (16)$$

$$SEM: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \eta X_{i,t+1} + \gamma_i + \gamma_t + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{kj} \mu_{jt} + \delta_{it}, \quad (17)$$

$$SAR: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) + \eta X_{i,t+1} + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (18)$$

$$SDM: \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) = \alpha + \beta \ln(NPF_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{it} \ln\left(\frac{NPF_{i,t+1}}{NPF_{it}}\right) + \theta \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(NPF_{it}) + \eta X_{i,t+1} + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it}, \quad (19)$$

式中, $X_{i,t+1}$ 表示对新质生产力有影响的一系列控制变量, η 为参数向量. 结合韩文龙等^[31]、罗爽等^[30]、任宇

新等^[28]、解学梅等^[36]的研究,条件 β 收敛中加入的控制变量。具体控制变量测算见表2所示。

2 结果分析

2.1 新质生产力发展水平测度结果

2013—2022年各省区新质生产力发展水平的测算结果见表3。从全国层面来看,新质生产力发展水平呈现出逐年上升的趋势,全国新质生产力发展指数均值由2013年的0.2631上升至2022年的0.3478,年均增长率为3.16%。表明我国新质生产力发展增长缓慢,应推进以“新一代信息技术、生物技术、新能源、新材料、高端装备、新能源汽车、绿色环保及航空航天、海洋装备等”战略性新兴产业发展,打造“量子信息、基因技术、未来网络、深海天空开发”等未来产业发展。分地区来看,东部地区新质生产力发展水平最高,发展指数均值由2013年的0.3320上升至2022年的0.4543,年均增长率为3.56%;中部地区新质生产力发展水平居中,发展指数均值由2013年的0.2422上升至2022年的0.3118,年均增长率为2.85%;西部地区新质生产力发展水平最低,发展指数均值由2013年的0.2139上升至2022年的0.2741,年均增长率为2.80%。可见整体上,三大区域新质生产力发展水平差异较大,呈现出“东高中平西低”的特征。应以中部崛起战略、新时代西部大开发为依托,加快推进中部、西部地区的新质生产力发展,缩小区域新质生产力发展差距。从各省区排名情况来看,样本初期和末期排名差距较小,表明各省区新质生产力呈现出稳中有序的发展态势。

表2 控制变量选取与说明

Tab. 2 Selection and description of control variables

指标	表征	测算方法	指标来源	指标	表征	测算方法	指标来源
经济发展水平	ECD	人均GDP	[31]	城乡差距	URG	泰尔指数	[30]
社会消费水平	SCL	社会消费品零售总额占GDP的比值	[31]	城镇化	UBG	城镇人口占总人口的比值	[28]
市场化水平	MAL	市场化总指数	[30—31, 36]	老龄化	AGG	65岁及以上人口数量占总人口的比值	[30]
对外放开水平	OPL	货物进出口总额占GDP的比值	[28]	政府干预程度	GOI	政府支出占GDP的比值	[31]
				就业集聚	EMA	就业人员与行政区划面积比值	[28]

表3 各省区2013—2022年新质生产力发展指数

Tab. 3 New quality productivity development index of provinces from 2013 to 2022

省区	2013	2016	2019	2022	2013排名	2022排名	省区	2013	2016	2019	2022	2013排名	2022排名
北京	0.5231	0.5770	0.6495	0.7150	1	1	湖北	0.2658	0.3004	0.3263	0.3583	10	9
天津	0.3113	0.3503	0.3900	0.4282	6	6	湖南	0.2545	0.2832	0.3137	0.3367	12	13
河北	0.2309	0.2655	0.2978	0.3045	20	19	中部均值	0.2422	0.2720	0.2952	0.3118	/	/
辽宁	0.2570	0.2894	0.3055	0.3141	11	18	内蒙古	0.1996	0.2264	0.2369	0.2453	27	28
上海	0.3784	0.4250	0.4903	0.5577	3	3	广西	0.2357	0.2630	0.2791	0.2910	18	20
江苏	0.3694	0.4246	0.4527	0.5021	4	4	重庆	0.2434	0.2857	0.3197	0.3478	16	11
浙江	0.3603	0.4000	0.4582	0.4972	5	5	四川	0.2487	0.2805	0.3161	0.3234	14	14
福建	0.2784	0.3120	0.3477	0.3743	9	8	贵州	0.2112	0.2426	0.2640	0.2812	25	21
山东	0.3081	0.3658	0.3598	0.4018	7	7	云南	0.2273	0.2567	0.2716	0.2769	22	22
广东	0.4071	0.4447	0.5339	0.5887	2	2	西藏	0.1549	0.1722	0.1985	0.2166	31	30
海南	0.2287	0.2596	0.2921	0.3141	21	17	陕西	0.2910	0.3158	0.3278	0.3457	8	12
东部均值	0.3320	0.3740	0.4161	0.4543	/	/	甘肃	0.2018	0.2353	0.2474	0.2469	26	27
山西	0.2205	0.2505	0.2635	0.2715	24	24	青海	0.1680	0.1960	0.2085	0.2144	30	31
吉林	0.2396	0.2637	0.2812	0.2732	17	23	宁夏	0.1887	0.2155	0.2392	0.2601	29	26
黑龙江	0.2245	0.2469	0.2571	0.2618	23	25	新疆	0.1968	0.2145	0.2315	0.2394	28	29
安徽	0.2485	0.2838	0.3161	0.3522	15	10	西部均值	0.2139	0.2420	0.2617	0.2741	/	/
江西	0.2313	0.2649	0.2994	0.3203	19	16	全国均值	0.2631	0.2966	0.3251	0.3478	/	/
河南	0.2527	0.2823	0.3042	0.3207	13	15							

2.2 新质生产力区域差异分析

为进一步分析新质生产力发展水平的区域差异,通过 Dagum 基尼系数及其分解,分析其区域差异与来源,结果见表 4.从测算结果来看,总体基尼系数呈现出在波动中缓慢上升的态势.其中,2013—2017 年总体基尼系数出现小幅下降的情况,年均下降率为 0.76%;2018—2022 年总体基尼系数逐年上升,年均增长率达到 3.36%.表明我国新质生产力发展不均衡问题有进一步加大的趋势,需加快推进区域间新质生产力发展水平协调发展,如东部地区具有坚实的产业基础、良好的营商环境和丰富的科教资源,重点打造以先进制造业为核心的现代产业体系;中部地区是我国连接东西的交通枢纽、现代装备制造和能源原材料基地、粮食生产基地和高技术产业基地,要进一步做大做强先进制造业,推进新型工业化和现代农业产业体系;西部地区经济落后、人才流失严重、创新活力不足,要进一步发挥社会主义集中力量办大事的制度优势,加强东西科技协作,推动新时代西部大开发.

表 4 2013—2022 年 Dagum 基尼系数及其分解

Tab. 4 Dagum Gini coefficient and its decomposition from 2013 to 2022

年份	总体	区域内			区域间			贡献率%		
		东	中	西	东-中	东-西	中-西	子群内差异	子群间差异	超变密度
2013	0.147 5	0.138 2	0.034 8	0.093 9	0.165 9	0.223 2	0.087 9	24.085 8	70.285 0	5.629 3
2014	0.144 4	0.133 8	0.037 7	0.093 7	0.161 7	0.217 9	0.087 3	24.189 5	69.960 8	5.849 6
2015	0.142 3	0.129 1	0.039 7	0.090 1	0.161 5	0.216 0	0.084 4	23.822 6	70.968 8	5.208 6
2016	0.144 4	0.132 0	0.035 4	0.091 4	0.165 7	0.219 7	0.083 2	23.740 7	71.121 0	5.138 3
2017	0.143 0	0.134 5	0.037 2	0.086 0	0.166 0	0.216 7	0.080 5	23.880 5	70.997 1	5.122 4
2018	0.148 7	0.138 9	0.038 5	0.086 6	0.173 2	0.226 5	0.082 7	23.616 0	71.683 5	4.700 4
2019	0.153 2	0.143 0	0.045 0	0.088 6	0.176 7	0.232 4	0.086 7	23.788 4	71.521 0	4.690 6
2020	0.161 8	0.145 4	0.053 2	0.090 0	0.189 3	0.245 7	0.091 3	23.268 0	71.944 7	4.787 3
2021	0.166 6	0.152 2	0.056 1	0.089 0	0.197 8	0.251 8	0.091 0	23.362 0	71.782 1	4.855 8
2022	0.168 6	0.154 0	0.063 7	0.090 3	0.197 9	0.252 7	0.096 1	23.602 7	70.922 0	5.475 3

区域内基尼系数结果见图 1.结合表 4 和图 1

可以看出,区域内基尼系数呈现出“东部高、西部次之、中部最低”的区域特征.其中,东部地区新质生产力发展水平区域内基尼系数呈现出先降后升的态势.东部地区可划分为两阶段,2013—2015 年由 0.138 2 降至 0.129 1,2016—2022 年由 0.132 0 逐年上升至 0.154 0.东部地区的河北、辽宁、海南新质生产力远低于其他省区,加大了东部区域内差异.中部地区新质生产力发展水平区域内差异基尼系数呈现出以 2016 年为底的“N”型特征,除 2016 年外表现出逐年上升的趋势,由 2013 年的 0.034 8 上升至 2022 年的 0.063 7,年均增长率为 7.28%,在三大区域中增幅最大.表明中部地区区域内新质生产力发展水平差距有进一步加大的趋势.西部地区新质生产力发展水平区域内基尼系数呈现出在波动中缓慢下降的态势,由 2013 年的 0.093 9 降至 2022 年的 0.090 3,年均下降 0.000 4,表明西部地区新质生产力发展水平区域内差异有下降的趋势,但是下降速度较慢.

区域间基尼系数结果见图 2.从区域间基尼系数均值来看,东部地区和西部地区的区域间基尼系数最大,观测期内均值为 0.230 3;东部地区和中部地区的区域间基尼系数次之,观测期内均值为 0.175 6;中部地区和西部地区的区域间基尼系数最低,观测期内均值为 0.087 1.从区域间基尼系数变化趋势来看,东部地区和西部地区的区域内基尼系数呈现出在波动中上升的态势,2013—2015 年逐年下降,2016 年出现小幅上升,

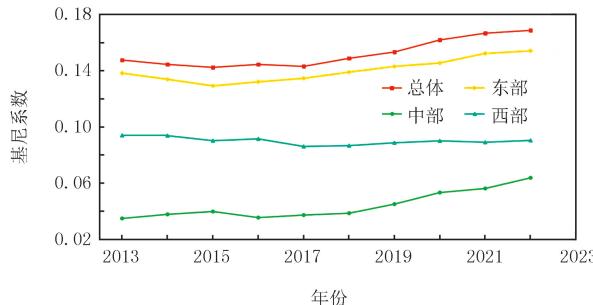


图1 2013—2022年新质生产力发展水平区域内差异演变趋势
Fig. 1 Variation trend of the development level of new quality productivity within the region from 2013 to 2022

2017年再次下降,2018年以后逐年上升。东部地区和中部地区的区域内基尼系数同样呈现出波动中缓慢上升的态势,2013—2015年出现小幅下降,年均下降率1.33%;2016—2022年逐年上升,增长率为2.97%,可见增幅明显快于降幅。中部地区和西部地区的区域内基尼系数呈现出以2017年为“V”底的特征,2013—2017年逐年下降,2018—2020年逐年上升,2021年出现小幅下降,2022年再次上升。整体上来看,新质生产力区域间差异较大,应尽快缩小区域间差异,加快新质生产力的区域间均衡发展。

结合图3和表4观察区域差异贡献率的变化。从贡献率均值来看,区域间差异贡献率最大,观测期内均值为71.12%;其次是区域内差异贡献率,观测期内均值为23.74%;超变密度贡献率最小,观测期内均值仅为5.15%。从贡献率变化趋势来看,区域间差异贡献率变化较小,年均增长率为0.10%;区域内差异贡献率表现出在波动中缓慢下降的态势,年均下降率为0.22%;超变密度贡献率表现出在波动中缓慢下降态势,年均下降率为0.10%。表明区域间差异是总体新质生产力发展水平差异的主要来源,且差异来源变化较小,应尽快缩小区域间新质生产力发展。

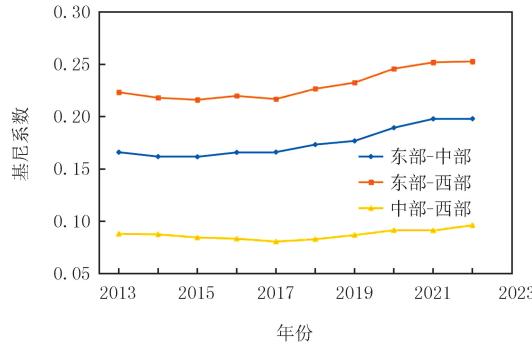


图2 2013—2022年新质生产力发展水平区域间差异演变趋势

Fig. 2 Evolution trend of inter-regional differences in the development level of new quality productivity from 2013 to 2022

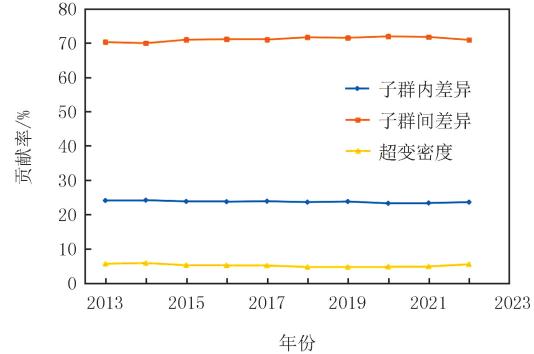


图3 2013—2022年新质生产力发展水平区域差异贡献率

Fig. 3 Contribution rate of regional difference in the development level of new quality productivity from 2013 to 2022

2.3 新质生产力发展水平动态演进分析

为进一步分析全国及三大区域新质生产力发展水平区域差异的动态演进,本研究使用核密度估计进一步分析新质生产力发展水平的动态演进特征(表5,图4)。从全国层面来看,新质生产力分布曲线的不断右移,表明全国新质生产力发展水平的不断提升,这与前文研究结果一致;主峰分布形态表现为高度先升后降、宽度变宽,表明全国新质生产力总体离散程度呈现出先扩大后缩小的态势;分布延展性表现出右拖尾且延展收敛,表明新质生产力的极端值同其平均水平的差距逐渐缩小;波峰数量为双峰或多峰,表明存在极化现象。东部地区核密度曲线分布位置明显右移,主峰分布形态为高度降低且宽度变宽,分布延展性为右拖尾且延展收敛,波峰数量为单峰,表明东部地区新质生产力无极化现象。中部地区分布曲线不断右移,主峰分布形态高度降低且宽度变宽,出现左拖尾且延展拖宽,有单峰或双峰的现象,表明中部地区新质生产力存在极端值的现象,且极端值出现的可能性逐渐加大,中部地区新质生产力有极端值的可能。西部地区核密度曲线分布位置明显右移,主峰分布形态高度降低且宽度变宽,分布延展性表现出右拖尾且延展拖宽,波峰表现出单峰或双峰,表明西部地区虽然有极化现象,但是极端值同区域内其他省区的差异呈现出逐渐缩小的态势。

表5 全国及三大区域新质生产力动态演进特征

Tab. 5 Dynamic evolution characteristics of new quality productivity in China and the three regions

区域	分布位置	主峰分布形态	分布延展性	波峰数量
全国	右移	高度先升后降,宽度变宽	右拖尾,延展收敛	双峰或多峰
东部地区	右移	高度降低,宽度变宽	右拖尾,延展收敛	单峰
中部地区	右移	高度降低,宽度变宽	左拖尾,延展拖宽	单峰或双峰
西部地区	右移	高度降低,宽度变宽	右拖尾,延展拖宽	单峰或双峰

2.4 新质生产力收敛性分析

2.4.1 新质生产力 σ 收敛

为进一步分析新质生产力发展收敛的异质性,本研究增加了以高质量发展提出时间划分、经济发展是否高于全国平均水平为标准划分,结合附录表 S1 分析,就全国层面来看,新质生产力的变异系数表现出在波动中缓慢上升的趋势,表明全国层面上新质生产力不存在 σ 收敛特征。就三大区域来看,东部地区、中部地区地区变异系数表现出在波动中上升的趋势,西部地区变异系数呈现出在波动中缓慢下降的态势;观测期内东部地区变异系数均值(0.265 8)最高,西部地区变异系数均值(0.166 2)次之,中部地区变异系数均值(0.084 4)最低。表明东部地区、中部地区新质生产力不存在 σ 收敛特征,且东部地区新质生产力分化程度最严重,西部地区新质生产力存在 σ 收敛特征。就经济发展水平划分来看,发达地区和欠发达地区的变异系数均呈现出在波动中缓慢上升的趋势,且发达地区变异系数均值高于欠发达地区,表明发达地区和欠发达地区新质生产力均不存在 σ 收敛特征,且发达地区新质生产力比欠发达地区分化程度严重。

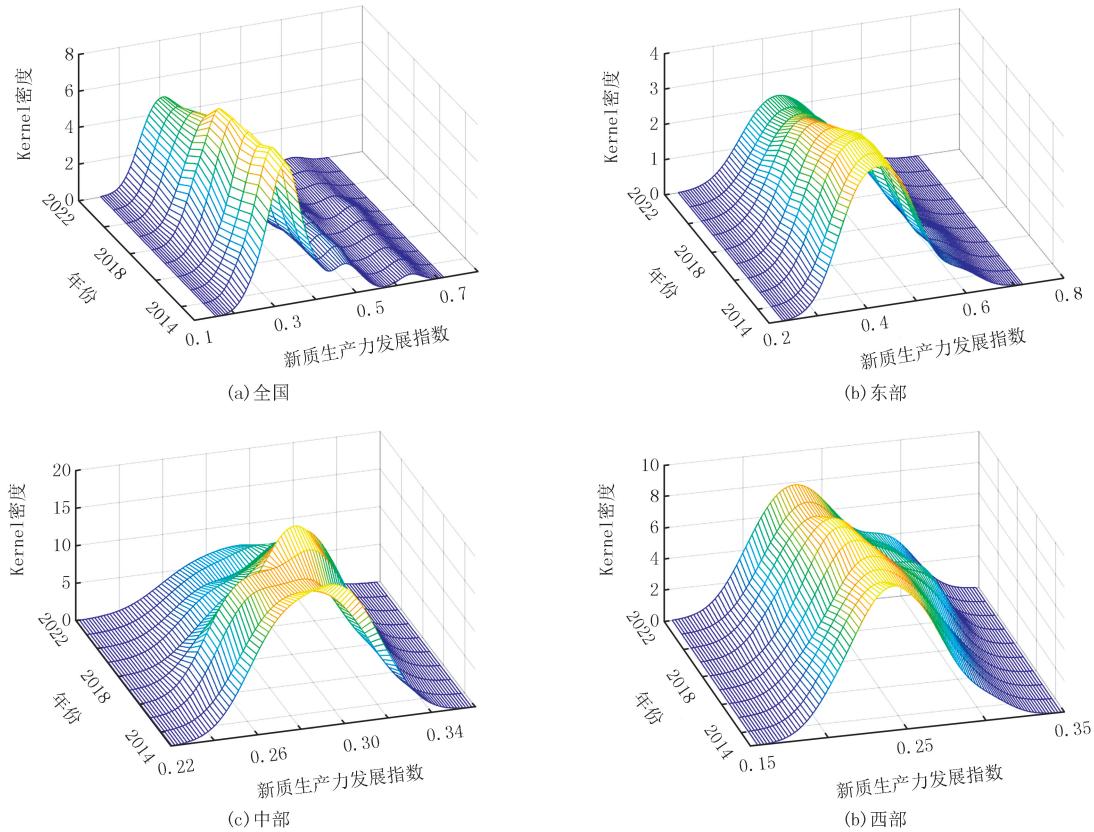


图4 2013—2022年全国及三大区域新质生产力核密度曲线图

Fig. 4 Curves of kernel density of new quality productivity in China and three major regions from 2013 to 2022

2.4.2 新质生产力绝对 β 收敛

在绝对 β 收敛和条件 β 收敛中,构建了基准模型和 3 种空间模型,模型和固定效应的选取根据 LM 检验、豪斯曼检验、Wald 检验和模型结果的 ρ 值(空间自相关系数)、lg-L 值(自然对数函数值)、R-sq 值等确定最终模型,由于篇幅问题检验过程与结果备查,模型选择结果和收敛结果见附录表 S2。从全国来看,绝对 β 收敛系数在 1% 水平下显著为负,表明存在绝对 β 收敛,收敛速度为 0.004 4。分区域来看,东部地区、中部地区、西部地区的 β 值均为负,但东部地区 β 值未通过显著性检验,表明东部地区不存在绝对 β 收敛,西部地区绝对 β 收敛速度明显快于中部地区。中部地区表现出显著的正向空间相关性,表明中部地区内各省区新质生产力之间的正向互动关系,将会推动东部地区加快绝对 β 收敛速度。就经济发展水平划分来看,发达地区绝对 β 收敛系数未通过显著性检验,表明发达地区不存在绝对 β 收敛;欠发达地区绝对 β 收敛系数在 5% 水平下显著为负,表明欠发达地区存在绝对 β 收敛。就时间划分来看,2013—2016 年与 2017—2022 年的

绝对 β 收敛均在1%水平下显著为负,但2017—2022年以后收敛速度明显放缓,表明新质生产力收敛速度明显降低。

2.4.3 新质生产力条件 β 收敛

在加入影响新质生产力的因素后,观察条件 β 收敛(附录表S3)。就全国层面来看,在考虑可能对新质生产力有影响的经济、社会等因素后,全国条件 β 收敛系数在1%水平下显著为负,表明全国层面存在条件 β 收敛。从控制变量结果来看,经济发展水平、城乡差距对新质生产力发展有显著正向作用,但加大城乡差距会进一步使得资源向城市集中聚拢,加快乡村发展凋敝,最终会造成新质生产力发展不均衡。对外开放、城镇化、老龄化对新质生产力发展有显著负向作用,应正确引导对外开放、城镇化发展、老龄化对新质生产力的积极作用。社会消费水平、市场化、政府支出、就业集聚对新生产力发展影响未通过显著性检验。就三大区域来看,东部地区、中部地区、西部地区均存在条件 β 收敛,且西部地区条件 β 收敛速度明显快于东部地区和中部地区。控制变量存在明显的区域异质性,如经济发展对东部地区和西部地区新质生产力发展有显著促进作用,市场化水平在东部地区和中部地区均表现出显著的正向促进作用,但在西部地区表现出显著负向影响作用。就经济发展水平划分来看,发达地区和欠发达地区均存在条件 β 收敛,欠发达地区存在显著正向空间关系。就时间划分来看,条件 β 收敛速度观测后期较缓于观测前期,控制变量的影响同样表现出明显的异质性,如经济发展水平、市场化在观测后期表现出对新质生产力发展的显著促进作用,但在观察前期作用不明显。

3 结论与建议

本研究使用熵值法测算了2013—2022年31个省区新质生产力发展水平,使用Dagum基尼系数及其分解、核密度估计、收敛模型进一步分析了新质生产力发展的动态演进、区域差异和收敛性,得出以下主要研究结论:

(1)从测度结果来看,新质生产力呈现出逐年上升的趋势,但增长速度较慢,区域差异呈现出“东高中低西低”的态势,各省区新质生产力均呈现出稳中有序的发展趋势。

(2)从区域差异分析来看,新质生产区域差异有进一步加大的趋势,且区域内差异表现出东部地区最大,西部地区次之,中部地区最小;新质生产力区域间差异为东部地区和西部地区之间差异最大,东部地区和中部地区差异次之,中部地区和西部地区差异最小;区域间差异是新质生产力区域差异的主要来源。

(3)从动态演进分析来看,全国层面上新质生产力有极化现象,但极端值同平均水平的差距呈现出缩小的趋势。东部地区无极化现象;中部地区有极化现象,且极端值同平均水平有进一步加大差距的现象;西部地区同样有极化现象,极端值同平均水平呈现出逐渐缩小差距的态势。

(4)从收敛性分析结果来看,全国层面不存在 σ 收敛特征。三大区域划分中仅西部地区存在 σ 收敛特征,发达地区和欠发达地区均不存在 σ 收敛特征,呈现出发散态势。绝对 β 收敛中,全国层面存在绝对 β 收敛特征。分区域、时间段来看,中部地区、西部地区、欠发达地区、观测前期、观测后期均存在绝对 β 收敛特征,东部地区和发达地区均不存在绝对 β 收敛特征。条件 β 收敛中,全国层面、分区域、分时间段均存在条件 β 收敛特征,即各省区的新质生产力发展会趋向收敛于相同稳态,控制变量表现出明显异质性。

基于以上研究结论,提出以下政策建议:一是加快推进战略性新兴产业和未来产业发展,处理好传统产业、新兴产业与未来产业三者之间的关系。新质生产力是由科技创新革命性突破而催生的,当前新质生产力增长速度缓慢,应加快推进智能化、数字化、信息化转型升级,探寻新质生产力发展的新增长点,形成新质生产力的主要推手,从而加快推进新质生产力发展。发展新质生产力,是全国各省实现高质量发展的普遍要求和共同追求,各地区要立足本地区经济社会发展实际,因地制宜挖掘自身发展优势,寻找各地市经济发展中的共性和差异,加强各地区、各部门的协调合作,将各地市发展新质生产力的任务放在经济社会发展的总体战略中进行谋划。此外,各地市要根据自身经济发展水平、资源禀赋、发展潜力、产业基础、科研条件等差异,深入分析自身发展的不足和具体问题,有计划、有步骤的采取措施发展适合自身特点的新质生产力,避免急功近利发展不适宜的新质生产力而浪费资源、人才、资金等要素。

二是因地制宜构建区域新质生产力发展布局。区域间新质生产力差异较大且呈现进一步加大的趋势,应构建区域间、各省区间新质生产力发展的互助模式,新质生产力高水平发展地区带动后发展地区,进而缩小区域间新质生产力差异,形成区域间新质生产力协调发展。我国区域发展差异较大,东、中、西地区自然资源、历史基础和经济发展水平存在较大差异,各省在全国总体布局中的功能和定位也各不相同。因地制宜发展新质生产力要处理好各地区产业布局问题,东部地区具有坚实的产业基础、良好的营商环境和丰富的科教资源,重点打造以先进制造业为核心的现代产业体系;中部地区是我国连接东西的交通枢纽、现代装备制造和能源原材料基地、粮食生产基地和高技术产业基地,要进一步做大做强先进制造业,推进新型工业化和现代农业产业体系;西部地区经济落后、人才流失严重、创新活力不足,要进一步发挥社会主义集中力量办大事的制度优势,加强东西科技协作,推动新时代西部大开发。^[37]

三是加快构建区域新质生产力发展的体制机制。在全球新一轮科技革命浪潮的推动下,产业发展的劳动者、劳动资料和劳动对象等生产力要素持续不断跃升,已经成为构建现代产业体系、提升产业发展质量的战略支撑。各级政府及其职能部门要不断破除阻碍新质生产力的体制机制,需要超前规划引导、深化体制和机制,稳步扩大制度型开放,推动商品市场、资本市场、劳务市场、技术市场等有序开放,促进技术、人才、数据、管理、服务等要素集聚,形成新质生产力发展的基础性制度供给。

附录见电子版(DOI:10.16366/j.cnki.1000-2367.2024.09.09.0005).

参 考 文 献

- [1] 杨广越.新质生产力的研究现状与展望[J].经济问题,2024(5):7-17.
YANG G Y.Research status and Prospect of New Quality Productivity[J].On Economic Problems,2024(5):7-17.
- [2] 姜长云.新质生产力的内涵要义、发展要求和发展重点[J].西部论坛,2024(4):1-13.
JIANG C Y.The connotation, development requirements, and development priorities of new quality productivity[J].Western Forum,2024(4):1-13.
- [3] 李晓华.新质生产力的主要特征与形成机制[J].人民论坛,2023(21):15-17.
LI X H.Main characteristics and formation mechanism of new quality productivity[J].Peoples Tribune,2023(21):15-17.
- [4] 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.
HUANG Q H,SHENG F F.New Quality Productivity System:Elemental Characteristics,Structural Bearing, and Functional Orientation [J].Reform,2024(2):15-24.
- [5] 钱小静,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):12-20.
CHAO X J,WANG Q.The logic and path of high-quality development driven by new quality productivity[J].Journal of University of Finance and Economics,2024,37(1):12-20.
- [6] 龚晓莺,严宇珺.新质生产力的基本意涵、实现机制与实践路径[J].河南社会科学,2024,32(4):15-22.
GONG X Y,YAN Y J.The basic meaning, implementation mechanism, and practical path of new quality productivity[J].Henan Social Sciences,2024,32(4):15-22.
- [7] 孟捷,韩文龙.新质生产力论:一个历史唯物主义的阐释[J].经济研究,2024,59(3):29-33.
MENG J,HAN W L.The theory of new quality productivity:an interpretation of historical materialism[J].Economic Research Journal,2024,59(3):29-33.
- [8] 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.
ZHANG L.New quality productivity and the driving force of chinese-style modernization[J].Economist,2024(3):15-24.
- [9] 梁圣蓉,罗良文.新时代加快形成新质生产力的焦点难点与关键路径[J].当代经济管理,2024(4):1-10.
LIANG S R,LUO L W.The focus,difficulty, and key path of accelerating the formation of new quality productivity in the new era[J].Contemporary Economic Management,2024(4):1-10.
- [10] 叶子鹏.高质量党建赋能新质生产力[J].企业管理,2024(3):9-12.
YE Z P.High-quality party building empowers new productivity[J].Enterprise Management,2024(3):9-12.
- [11] 李增刚.构建推动新质生产力加快发展的制度框架[J].山东师范大学学报(社会科学版),2024,69(2):79-91.
LI Z G.Constructing an institutional framework to accelerate the development of new quality productivity[J].Journal of Shandong Normal University(Social Sciences Edition),2024,69(2):79-91.
- [12] 杜传忠,李钰葳.强化科技创新能力加快形成新质生产力的机理研究[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2024,27(1):100-109.

- DU C Z, LI Y W. Mechanism of strengthening the ability of scientific and technological innovation to accelerate the formation of new quality productivity[J]. Journal of Hunan University of Science & Technology(Social Science Edition), 2024, 27(1): 100-109.
- [13] 宋跃刚,王紫琪.新质生产力与制造业产业链供应链韧性:理论分析与实证检验[J].河南师范大学学报(自然科学版),2024,52(5):29-42.
SONG Y G, WANG Z Q. New quality productivity and manufacturing industry chain supply chain resilience: theoretical analysis and empirical test[J]. Journal of Henan Normal University(Natural Science Edition), 2024, 52(5): 29-42.
- [14] 张辉,唐琦.新质生产力形成的条件、方向及着力点[J].学习与探索,2024(1):82-91.
ZHANG H, TANG Q. The conditions, directions, and focus points for the formation of new quality productivity[J]. Study & Exploration, 2024(1): 82-91.
- [15] 韩飞,郭广帅.职业教育赋能新质生产力:理论逻辑、实践堵点与创新路径[J].职教论坛,2024,40(3):5-14.
HAN F, GUO G S. Vocational education empowers new quality productivity: theoretical logic, practical obstacles, and innovative paths[J]. Journal of Vocational Education, 2024, 40(3): 5-14.
- [16] 张森,温军.数字经济赋能新质生产力:一个分析框架[J].当代经济管理,2024(4):1-12.
ZHANG S, WEN J. Digital economy empowers new quality productivity: an analytical framework[J]. Contemporary Economic Management, 2024(4): 1-12.
- [17] 王珂,郭晓曦.中国新质生产力水平、区域差异与时空演进特征[J].统计与决策,2024(4):1-7.
WANG K, GUO X X. Measurement and spatiotemporal evolution of China's new quality productive force level[J]. Statistics & Decision, 2024(4): 1-7.
- [18] 朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(3):44-53.
ZHU F X, LI R X, XU X L, et al. Construction and spatiotemporal evolution of new productivity indicators of China[J]. Journal of Industrial Technological Economics, 2024, 43(3): 44-53.
- [19] 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),2024,43(3):1-17.
LU J, GUO Z A, WANG Y P. Levels of development of new quality productivity, regional differences and paths to enhancement[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2024, 43(3): 1-17.
- [20] 孙丽伟,郭俊华.新质生产力评价指标体系构建与实证测度[J].统计与决策,2024(4):1-7.
SUN L W, GUO J H. Construction of new quality productive force evaluation index system and empirical measurement[J]. Statistics & Decision, 2024(4): 1-7.
- [21] 李阳,陈海龙,田茂再.新质生产力水平的统计测度与时空演变特征研究[J].统计与决策,2024,40(9):11-17.
LI Y, CHEN H L, TIAN M Z. Statistical measurement and spatiotemporal evolution characteristics of new quality productive force level [J]. Statistics & Decision, 2024, 40(9): 11-17.
- [22] 李松霞,吴福象.我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J].技术经济与管理研究,2024(3):7-12.
LI S X, WU F X. Research on the development potential and driving factors of China's new quality productivity[J]. Journal of Technical Economics & Management, 2024(3): 7-12.
- [23] 张哲,李季刚,汤努尔·哈力克.中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J].统计与决策,2024,40(9):18-23.
ZHANG Z, LI J G, TANGNUR H L K. Measurement and spatiotemporal evolution of the development level of China's new quality productive forces[J]. Statistics & Decision, 2024, 40(9): 18-23.
- [24] 刘建华,闫静,王慧扬,等.黄河流域新质生产力水平的动态演进及障碍因子诊断[J].人民黄河,2024,46(4):1-7.
LIU J H, YAN J, WANG H Y, et al. The dynamic evolution of new quality productive forces level and diagnosis of obstacle factors in the Yellow River Basin[J]. Yellow River, 2024, 46(4): 1-7.
- [25] 贾若祥,窦红涛.新质生产力:内涵特征、重大意义及发展重点[J].北京行政学院学报,2024(2):31-42.
JIA R X, DOU H T. New quality productivity: connotation & characteristics, significance, and development focuses[J]. Journal of Beijing Administration Institute, 2024(2): 31-42.
- [26] 习近平总书记论新质生产力[J].中国纪检监察,2024(6):10-11.
- [27] 徐波,王兆萍,余乐山,等.新质生产力对资源配置效率的影响效应研究[J].产业经济评论,2024(4):1-15.
XU B, WANG Z P, YU L S, et al. Study of the impact of new quality productive forces on resource allocation efficiency[J]. Review of Industrial Economics, 2024(4): 1-15.
- [28] 任宇新,吴艳,伍喆.金融集聚、产学研合作与新质生产力[J].财经理论与实践,2024(4):1-8.
REN Y X, WU Y, WU Z. Financial agglomeration, industry-university research cooperation, and new quality productivity[J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2024(4): 1-8.
- [29] 王珏.新质生产力:一个理论框架与指标体系[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2024,54(1):35-44.
WANG J. New productive forces: A theoretical frame and index system[J]. Journal of Northwest University(Philosophy and Social Sci-

- ences Edition), 2024, 54(1):35-44.
- [30] 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[J].新疆社会科学,2024(4):1-17.
LUO S,XIAO Y.The Core Industrial Cluster in Digital Economy Empowers the Development of New Quality Productive Forces: Theoretical Mechanisms and Empirical Tests[J].Social Sciences in Xinjiang,2024(4):1-17.
- [31] 韩文龙,张瑞生,赵峰.新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024(4):1-22.
HAN W L,ZHANG R S,ZHAO F.The measurement of new quality productivity and new driving force of the Chinese economy[J].Journal of Quantitative & Technological Economics,2024(4):1-22.
- [32] 刘大千,王丹,许骏,等.长白山地区乡村聚落空间格局及影响因素[J].水土保持研究,2024,31(3):383-390.
LIU D Q,WANG D,XU J,et al.The spatial pattern of rural settlements and its influencing factors in Changbai Mountain region[J].Research of Soil and Water Conservation,2024,31(3):383-390.
- [33] 李浩,上官绪明,杨紫涵.河南省新型基础设施建设效率测度与时空差异分析[J].信阳师范学院学报(自然科学版),2024(4):1-16.
LI H,SHANGUAN X M,YANG Z H.Efficiency measurement and spatiotemporal difference analysis of new infrastructure construction in Henan Province[J].Journal of Xinyang Normal University(Natural Science Edition),2024(4):1-16.
- [34] 于伟,张鹏,姬志恒.中国城市群生态效率的区域差异、分布动态和收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(1):23-42.
YU W,ZHANG P,JI Z H.Study on regional difference,distribution dynamics and convergence of eco-efficiency of urban clusters in China [J].The Journal of Quantitative & Technical Economics,2021,38(1):23-42.
- [35] 张卓群,张涛,冯冬发.中国碳排放强度的区域差异、动态演进及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):67-87.
ZHANG Z Q,ZHANG T,FENG D F.Study on regional differences,dynamic evolution and convergence of carbon emission intensity in China[J].The Journal of Quantitative & Technical Economics,2022,39(4):67-87.
- [36] 解学梅,朱琪玮.企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J].管理世界,2021,37(1):128-149.
XIE X M,ZHU Q W.How can green innovation solve the dilemmas of "harmonious coexistence"? [J].Journal of Management World,2021,37(1):128-149.
- [37] 朱安东,黄怡暄.因地制宜发展新质生产力[J].红旗文稿,2024(14):26-29.
ZHU A D,HUANG Y X.Developing new quality productivity according to local conditions[J].Red Flag Manuscript,2024(14):26-29.

Research on the spatio-temporal evolution and convergence of the development level of new-quality productivity in China

Zhang Jianwei, Yang Qin, Jiu Maocuo

(School of Economics and Management, Xizang University, Lasa 850000, China)

Abstract: New quality productivity is the internal requirement and important focus of promoting high-quality development. This paper constructs a new quality productivity evaluation index system of "new quality workers, new quality labor objects and new quality labor materials", using entropy method to estimate the development index of new quality productivity in 31 provinces and cities from 2013 to 2022, and using Dagum Gini coefficient and its decomposition, kernel density estimation, σ convergence and β the characteristics of the spatio-temporal evolution and convergence of the new quality productivity are analyzed. The results show that: (1) the development level of new quality productivity shows a rising trend but the growth rate is slow, and the regional differences show a trend of "high in the east and low in the west", and the regional differences have a further increase trend; Inter-regional differences are the main source of regional differences in the development level of new quality productivity. (2) At the national level, the development level of new quality productivity is polarized, but the gap between the extreme value and the average level shows a trend of narrowing. Only the eastern region has no polarization phenomenon, and the central and western regions have polarization phenomenon. (3) The national level, the eastern region, the central region, the developed region and the less developed region have no σ convergence characteristics, and only the western region has σ convergence characteristics. There were absolute β convergence and conditional β convergence at the national level, and the control variables showed obvious heterogeneity.

Keywords: new quality productivity; regional differences; dynamic evolution; astringency

附录

表 S1 2013—2022 年新质生产力 σ 收敛表

Tab. S1 σ convergence table of new quality productivity from 2013 to 2022

年份	全国	东部	中部	西部	发达地区	欠发达地区	年份	全国	东部	中部	西部	发达地区	欠发达地区
2013	0.293 6	0.264 1	0.065 6	0.175 8	0.269 8	0.171 9	2018	0.298 0	0.263 9	0.073 4	0.160 4	0.272 7	0.162 7
2014	0.285 0	0.255 3	0.071 6	0.172 8	0.256 5	0.166 8	2019	0.306 7	0.270 9	0.085 9	0.163 6	0.276 9	0.168 7
2015	0.281 3	0.248 6	0.076 2	0.165 3	0.253 3	0.164 4	2020	0.319 9	0.272 8	0.102 6	0.165 7	0.281 1	0.180 4
2016	0.285 9	0.251 6	0.067 9	0.168 2	0.259 4	0.166 4	2021	0.332 1	0.284 7	0.107 6	0.164 6	0.298 0	0.185 8
2017	0.286 2	0.257 5	0.071 0	0.158 2	0.264 1	0.156 3	2022	0.334 6	0.289 0	0.122 3	0.167 4	0.294 3	0.184 6

表 S2 2013—2022 年新质生产力绝对 β 收敛结果

Tab. S2 Results of absolute β convergence of new quality productivity from 2013 to 2022

模型	全国	东部	中部	西部	发达地区	欠发达地区	2013—2016 年	2017—2022 年
	OLS	OLS	SAR	SDM	OLS	SDM	SDM	SDM
β	-0.039 0 *** (-2.85)	-0.015 2 (-0.66)	-0.050 2 ** (-2.14)	-0.246 9 *** (-3.80)	-0.014 3 (-0.70)	-0.085 4 ** (-1.98)	-0.645 2 *** (-4.86)	-0.278 0 *** (-6.66)
θ				-0.363 3 * (-1.91)		-0.091 4 (-0.85)	0.740 3 *** (5.29)	0.196 1 *** (3.30)
ρ		0.229 6 * (1.64)		-0.521 9 *** (-2.79)		-0.247 2 ** (-1.97)	0.583 5 *** (5.06)	0.323 3 *** (2.84)
Sigma2_e		0.000 018 *** (5.97)	0.000 011 *** (7.17)		0.000 015 *** (8.93)	0.000 013 *** (6.66)	0.000 030 *** (8.74)	
lg-L		291.602 8	459.393 3		669.365 8	386.947 0	584.575 7	
R^2	0.357 1	0.231 8	0.696 8	0.0127 2	0.256 1	0.160 3	0.497 0	0.782 3
v	0.004 4	0.001 7	0.005 7	0.031 5	0.001 6	0.009 9	0.345 4	0.065 1
省区	是	是	是	是	是	是	是	是
时间	否	否	否	是	否	是	否	否

注：*、**、*** 表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号中表示 t 统计量。 θ 表示空间滞后变量系数；Sigma2_e 表示随机误差项的方差； R^2 表示模型拟合优度； v 表示收敛速度。全文同。

表 S3 2013—2022 年新质生产力条件 β 收敛结果Tab. S3 Results of condition β convergence of new quality productivity from 2013 to 2022

模型	全国 SDM	东部 SAR	中部 SDM	西部 SDM	发达地区 SDM	欠发达地区 SDM	2013—2016 年 OLS	2017—2022 年 SDM
β	-0.209 3*** (-6.00)	-0.187 5*** (-3.47)	-0.107 4* (-1.70)	-0.514 1*** (-7.42)	-0.329 2*** (-4.68)	-0.280 7*** (-5.10)	-0.613 1*** (-4.15)	-0.579 6*** (-11.51)
δ	0.224 6*** (2.83)		0.309 2 (1.63)	-0.633 2*** (3.57)	-0.162 3 (-0.96)	-0.093 4 (-0.79)		0.312 8** (2.33)
ECD	0.019 9* (1.90)	0.073 5*** (3.67)	-0.008 2 (-0.56)	0.018 7* (1.80)	0.023 1 (0.84)	0.016 0* (1.65)	0.005 3 (0.21)	0.040 3** (2.24)
SCL	0.012 7 (1.24)	-0.008 5 (-0.32)	0.013 7 (0.85)	0.028 8** (2.21)	-0.009 5 (-0.28)	0.006 7 (0.73)	-0.017 4 (-1.52)	0.013 3 (0.47)
MAL	0.000 6 (0.67)	0.003 4* (1.84)	0.004 3*** (2.89)	-0.002 0** (-2.27)	0.001 2 (0.38)	-0.002 0** (-2.25)	-0.001 2 (-0.66)	0.002 1* (1.69)
OPL	-0.039 6*** (-4.04)	-0.051 1*** (-3.67)	-0.120 3** (-2.27)	0.002 5 (0.14)	-0.052 5*** (-3.10)	-0.015 1 (-1.11)	-0.060 7*** (-3.00)	0.002 2 (0.14)
URG	0.290 4** (2.30)	0.370 6 (1.12)	0.175 3** (2.01)	0.231 0** (2.06)	-0.170 1 (-0.31)	0.307 7*** (2.82)	-0.538 2** (-2.01)	0.818 5*** (3.40)
UBG	-0.177 2*** (-3.56)	-0.152 5 (-1.50)	-0.020 3 (-0.26)	0.152 1* (1.89)	-0.320 3** (-2.38)	0.047 9 (0.75)	0.205 1* (1.99)	-0.434 6*** (-3.53)
AGG	-0.159 0*** (-2.91)	-0.195 3* (-1.89)	0.001 1 (0.02)	0.060 4 (1.00)	-0.328 4*** (-2.91)	-0.094 8* (-1.79)	0.227 6** (2.07)	-0.334 9*** (-4.38)
GOI	0.009 1 (0.55)	0.057 8 (0.82)	-0.123 3*** (-2.79)	-0.014 5 (-1.21)	0.068 8 (0.74)	0.003 8 (0.30)	0.026 5 (0.65)	0.007 0 (0.38)
EMA	0.034 3 (0.18)	-0.122 6 (-0.32)	-0.726 5** (-2.02)	2.587 2 (0.73)	-0.2658 (-0.53)	-0.330 0* (-1.68)	2.092 8 (1.12)	-0.563 9*** (-2.60)
ρ	0.377 5*** (4.52)	0.329 1*** (2.97)	-0.563 9*** (-2.91)	-0.519 2*** (-3.00)	0.037 3 (0.24)	0.252 8*** (2.58)		0.070 3 (0.49)
$\Sigma\sigma^2_e$	0.000 028*** (11.69)	0.000 052*** (6.98)	0.000 008*** (5.80)	0.000 009*** (7.19)	0.000 040*** (7.65)	0.000 014*** (8.94)		0.000 017*** (8.80)
lg-L	1061.993 6	346.969 4	319.002 4	471.506 2	0.813 6	0.454 2		0.491 6
R^2	0.431 3	0.575 9	0.993 4	0.151 3	426.587 8	672.087 0	0.672 0	629.707 5
v	0.026 1	0.023 1	0.012 6	0.080 2	0.044 4	0.036 6	0.316 2	0.173 3
控制省区	是	是	否	是	是	是	是	是
控制时间	否	否	否	否	否	否	否	否

注：*、**、*** 表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号中表示 t 统计量。