

黄河流域新质生产力水平测度及时空演变分析

师 婧

(兰州财经大学统计与数据科学学院, 兰州 730030)

摘要: 构建黄河流域新质生产力水平的综合评价指标体系,利用逐层纵横向拉开档次法及 TOWA-GA 混合算子对 2013—2022 年流域 9 省份新质生产力水平进行动态测度,采用核密度估计、Markov 链、Dagum 基尼系数及莫兰指数探究黄河流域新质生产力水平的时空演变特征。结果表明,黄河流域新质生产力水平整体增长显著;未来一年,9 省份新质生产力水平有较大概率维持原状;地区间新质生产力水平存在显著差异及空间正相关性,在空间分布上呈现异质性、不均衡、聚集局限性。

关键词: 新质生产力; 黄河流域; 逐层纵横向拉开档次法; TOWA-GA 混合算子

中图分类号: F061.1; F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)02-0143-10

“新质生产力”概念的提出引起学术界的广泛关注。刘志彪等^[1]认为新质生产力本质上是基于“算力”的新质态生产力。王国成和程振锋^[2]强调新质生产力的核心在于劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的质变。蒋永穆和乔张媛^[3]将新质生产力的“新”定义为新要素、新技术和新产业,“质”体现为高质量、多质性和双质效,“力”包括数字、协作、绿色、蓝色和开放等五大生产力。

目前对新质生产力统计测度方面的研究尚处于起步阶段,新质生产力的评价指标体系尚未形成统一的标准。李阳等^[4]基于新质生产力的内涵和主要特征,从技术创新、产业创新、要素创新三个方面构建评价指标体系,利用熵权法评估 2010—2021 年 30 个省份的新质生产力水平。韩文龙等^[5]从实体性要素、渗透性要素两大维度构建新质生产力评价指标体系。王珂和郭晓曦^[6]从劳动者、劳动对象和劳动资料三个维度构建评价指标体系,发现中国新质生产力水平逐年上升,但整体水平不高且存在区域差异。任宇新等^[7]同样从上述三个维度构建评价指标体系,运用熵权-TOPSIS (technique for order preference by similarity to ideal solution)法测算新质生产力水平。卢江等^[8]从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个方面构建评价指标体系,采用改进的熵权-TOPSIS 方法评估新质生产力水平。朱富显等^[9]从新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象三个维度构建评价指标体系,发现各地区新

质生产力发展水平存在较大差异。

关于新质生产力的量化分析大多基于熵值法和熵权-TOPSIS 法,但由于各项指标在不同时间点的变化程度存在差异性,传统方法在确定权重并得出评价结果时难以确保跨期比较的一致性。郭亚军^[10]提出的纵横向拉开档次法对于解决前述的不足之处颇为有效。近年来,该方法已被应用于不同领域。张广辉和邓因^[11]以农民农村为研究对象,运用这种方法对共同富裕发展水平进行测度。李政大等^[12]引入该方法对黄河流域生态环境进行测度。龚燕玲和张应良^[13]利用此法测算粮食产能。卿青平和王瑛^[14]等进一步引入逐层纵横向拉开档次法确定生态环境质量指标权重。

黄河流域作为中国核心战略区域,兼具农业和工业双重重要地位。但是,目前流域内高质量发展水平尚显不足,中国经济进入新常态后,急需以创新为动力,推动黄河流域经济结构的优化升级^[15]。在科技革新的浪潮中,引领黄河流域迈向高质量发展阶段的核心途径,在于推动战略性新兴产业与未来产业的蓬勃发展,并以此为契机,重构和优化生产关系^[16]。新质生产力的提出,正是为了适应这一转变。

综上所述,目前对新质生产力进行量化分析时,针对区域发展特点的研究较少,研究方法存在一定的不足。因此,依据新质生产力发展的内在逻辑,设计一套科学且合理的评价指标体系,利用逐

收稿日期: 2024-07-07

作者简介: 师婧(1999—),女,甘肃张掖人,硕士研究生,研究方向为经济与社会统计。

层纵横向拉开档次法及时序加权平均-几何平均 (time ordered weighted averaging-geometric averaging, TOWA-GA)混合算子实现对黄河流域 9 省份新质生产力水平的定量评估。

1 黄河流域新质生产力水平的测度

1.1 指标体系构建

合理选择评价指标,将会提高评价结果的准确性和科学性。一套完善的评价指标体系应当遵循公认性、可比性和科学性原则。根据新质生产力的内涵和主要特征,借鉴王钰^[17]的相关研究,从劳动者、劳动对象和劳动资料三大维度共 26 个指标构建黄河流域新质生产力综合评价指标体系(表 1)。

1.2 测度方法

参照郭亚军^[10]、董军和国方媛^[18]、卿青平和王瑛^[14]的做法,采用逐层纵横向拉开档次法,并通过 TOWA-GA 混合算子对黄河流域 9 省份新质生产力进行动态测度,具体方法如下。

1.2.1 逐层纵横向拉开档次法

设给定时刻 $t_k(k = 1, 2, \dots, N)$ 有 n 个大系统 $s_i(i = 1, 2, \dots, n)$ 作为被评价对象,每个 s_i 都有 p 层,且每层中分别有 n_p 个相同级别的子系统。

(1)确定子系统各指标的权重。

设第 $p-1$ 层的第 $q(q = 1, 2, \dots, n_q)$ 个子系统在时刻 t_k 的第 j 项指标表示为 $\{x_{ij}^{(p-1,q)}(t_k)\}$ 。由 $\{x_{ij}^{(p-1,q)}(t_k)\}$ 构成的数据表为时序立体数据表。第 $p-1$ 的第 q 个系统的综合评价函数为

$$y_i^{(p-1,q)}(t_k) = \sum_{j=1}^m \omega_j x_{ij}^{(p-1,q)}(t_k) \quad (1)$$

确定权重 $\omega_j(j = 1, 2, \dots, m)$ 的原则是尽可能地体现各评价对象之间的差异,这种差异用 $y_i^{(p-1,q)}(t_k)$ 的总离差平方和刻画。因数据在使用前已被标准化处理,则有

$$\sigma^2 = \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^n [y_i^{(p-1,q)}(t_k)]^2 = \mathbf{w}^T \sum_{i=1}^N \mathbf{H}_k \mathbf{w} = \mathbf{w}^T \mathbf{H} \mathbf{w} \quad (2)$$

式中: $\mathbf{w} = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_m)^T$; \mathbf{H} 为 $m \times m$ 阶对称矩阵; $\mathbf{H}_k = \mathbf{A}_k^T \mathbf{A}_k, k = 1, 2, \dots, N$ 。

$$\mathbf{A}_k = \begin{bmatrix} x_{11}^{(p-1,q)}(t_k) & \dots & x_{1m}^{(p-1,q)}(t_k) \\ \vdots & & \vdots \\ x_{n1}^{(p-1,q)}(t_k) & \dots & x_{nm}^{(p-1,q)}(t_k) \end{bmatrix} \quad (3)$$

为满足权重的基本要求,设定 $\mathbf{w}^T \mathbf{w} = 1$ 。当 \mathbf{w} 为矩阵 \mathbf{H} 的最大特征值 $\gamma_{\max}(H)$ 所对应的特征向量时, σ^2 最大。

表 1 新质生产力综合评价指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	衡量方式	属性	权重
新质生产力	劳动者	劳动者素质	文化程度	人均受教育平均年限	正	0.052
			培育经费	教育支出占比	正	0.040
			知识积累潜能	普通高等学校在校学生占比	正	0.048
		劳动生产率	经济产出	人均 GDP	正	0.047
			经济投入	在岗职工平均工资	正	0.052
			就业结构	第三产业就业人数占比	正	0.051
		劳动者精神	创新精神	R&D 人员全时当量	正	0.032
			就业精神	每百人新创企业数	正	0.039
		劳动对象	新质产业	战略新兴产业	创新创业指数	正
				高技术产业企业数	正	0.064
	未来产业		机器人安装密度	正	0.041	
	生态环境		绿色生态	森林覆盖率	正	0.043
				环境保护支出占比	正	0.038
			绿色生产	化学需氧量排放/GDP	负	0.017
			二氧化硫排放/GDP	负	0.015	
			绿色专利申请数占比	正	0.068	
	劳动资料		物质劳动资料	基础设施	公路里程	正
		铁路营业里程			正	0.018
		光缆线路长度			正	0.020
		人均互联网宽带接入端口数			正	0.026
		能源消耗	能源消耗/GDP	负	0.031	
			二氧化碳排放量/GDP	负	0.029	
		无形劳动资料	科技创新	人均专利授权数量	正	0.039
				R&D 经费支出/GDP	正	0.041
			数字化水平	数字经济指数	正	0.053
		企业数字化水平	正	0.033		

(2)确定相同层次上各子系统的权重。

第 $p-1$ 层的 q 个子系统的 $y_i^{(p-1,q)}(t_k)$ 相当于第 $p-2$ 层对应的母系统的值,假设第 $p-2$ 层的第 h 个母系统有 z 个子系统,则利用指标 $y_i^{(p-1,q)}(t_k)$ 建立其母系统的综合评价函数:

$$y_i^{(p-1,h)}(t_k) = \sum_{q=1}^z \omega_q(t_k) y_i^{(p-1,q)}(t_k) \quad (4)$$

确定权重 ω_q 与确定式(1)权重的原则一致。最后,自下而上地求出各层次母系统的值,直至第 1 层,得到大系统的综合评价函数为

$$y_i^{(2,1)}(t_k) = \sum_{q=1}^{n_1} \omega_q(t_k) y_i^{(2,q)}(t_k) \quad (5)$$

1.2.2 “熵值”非线性规划法

“熵值”非线性规划法的原理是设定时间度 θ ,使得 ω_k 间的差异最小,该差异用“熵”来刻画,如式(6)所示:

$$\begin{aligned} & \max(-\sum_{k=1}^N \omega_k \ln \omega_k) \\ \text{s. t. } & \begin{cases} \theta = \sum_{k=1}^N \frac{N-k}{N-1} \omega_k \\ \sum_{k=1}^N \omega_k = 1, \omega_k \in [0,1] \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

1.2.3 TOWA-GA 混合算子

在构建时序立体数据表时,采用了一种结合时序加权平均(TOWA)和时序几何平均(TOWGA)的混合算子方法,以集结各个时刻的评价值,借鉴郭亚军等^[19]提出的 TOWA 和 TOWGA 算子的定义,引入 TOWA-GA 混合算子:

$$Y(\langle u_i, a_i \rangle, \dots, \langle u_N, a_N \rangle) = \alpha_1 F + \alpha_2 G \quad (7)$$

式中: u_i 为时间诱导分量; a_i 为数据分量;函数 F 是 N 维 TOWA 算子;函数 G 是 N 维 TOWGA 算子。被评价对象 s_i 在时间段 $[1, N]$ 的最终评价值为

$$Y_i = \alpha_1 F_i + \alpha_2 G_i \quad (8)$$

式中: $\alpha_1 = \sigma_1 / (\sigma_1 + \sigma_2)$, $\alpha_2 = \sigma_2 / (\sigma_1 + \sigma_2)$, σ_1 和 σ_2 分别为 TOWA 和 TOWGA 算子的离差平方和。

1.3 数据来源及预处理

数据主要源自《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》以及各省统计年鉴,对于其中部分缺失的数据,采用线性趋势法进行插补以确保数据的完整性。鉴于指标属性、单位及量纲的差异,首先将极小型指标转化为极大型指标,以确保数据的一致性和可比性;其次基于纵横向拉开档次法的基本原则,选用全序列线性比例

法,利用式(9)进行无量纲化处理,使得被评价对象间整体差异最大。

$$x_{ij}^*(t_k) = \frac{x_{ij}(t_k)}{\bar{x}_j} \quad (9)$$

式中: $\bar{x}_j = \frac{1}{Nn} \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^n x_{ij}(t_k)$ 。

1.4 测度结果分析

对原始数据进行预处理后,使用逐层纵横向拉开档次法确定各指标权重。根据指标权重可得到黄河流域 9 省 2013—2022 年新质生产力水平测度值,通过对照各个时间度 θ 下的评价结果,取 $\theta = 0.35$,求解出 2013—2022 年的时间权重 $\omega = (0.041, 0.049, 0.058, 0.069, 0.082, 0.097, 0.115, 0.136, 0.162, 0.192)^T$,最后再将时间权重和 TOWA-GA 混合算子相结合,对测度结果实施二次加权处理,计算最终的测度值(表 2)。结果表明,在考察期间,黄河流域整体新质生产力水平从 1.683 增长至 2.091,增加了 0.408,年均增长率为 2.441%,发展水平有较大提升。从综合值测度结果看,黄河流域下游的综合值最大,为 2.059;其次为中游,综合值为 2.013;上游综合值最小,为 1.830,表明新质生产力发展水平有比较明显的地区差异。除此之外,黄河流域 9 省份新质生产力水平综合值从大到小的排序依次为山东(2.183)、陕西(2.07)、四川(1.965)、山西(1.955)、河南(1.935)、宁夏(1.919)、内蒙古(1.9)、甘肃(1.697)和青海(1.67),从极值角度看,山东与青海相差 0.513,表明新质生产力发展水平在省域之间的差距较大。

2 黄河流域新质生产力水平时空演变分析

2.1 黄河流域新质生产力水平时序演变特征

图 1 展示了黄河全流域和上、中、下游地区新质生产力水平平均值的时序变化过程。全流域以及上、中、下游地区的新质生产力水平平均值在考察期内虽有波动,但是并未改变整体提升的趋势。通过对比分析,黄河流域中游和下游地区的新质生产力水平平均值在考察期内均大于全流域的均值,其中,在 2013—2014 年、2019—2020 年,中游均值大于下游均值,其余年份下游均值大于中游均值,且在 2020 年后,中下游地区新质生产力水平平均值之间的差距有逐渐变大的趋势,这可能与近年下游地区大力发展未来产业和企业数字化水平的提高等因素有关。黄河流域上游地区在考察期内新质生产力水平平均值都小于全流域均值,这可能与上游地区战略新兴产业和未来产业较低的发展水平有关。

表 2 黄河流域新质生产力综合测度值及年均增长率

区域	省份	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	综合值	年均增长率/%
上游	青海	1.507	1.506	1.515	1.521	1.542	1.624	1.653	1.731	1.794	1.792	1.670	1.943
	四川	1.592	1.614	1.658	1.698	1.785	1.864	1.964	2.049	2.178	2.224	1.965	3.784
	甘肃	1.533	1.547	1.583	1.545	1.581	1.622	1.653	1.756	1.814	1.835	1.697	2.018
	宁夏	1.706	1.718	1.760	1.720	1.799	1.864	1.895	1.985	2.050	2.076	1.919	2.205
	内蒙古	1.705	1.723	1.775	1.749	1.768	1.832	1.894	1.950	2.033	2.029	1.900	1.952
	均值	1.609	1.622	1.658	1.647	1.695	1.761	1.812	1.894	1.974	1.991	1.830	2.395
中游	陕西	1.807	1.806	1.814	1.775	1.869	1.983	2.132	2.171	2.259	2.246	2.070	2.446
	山西	1.786	1.799	1.812	1.836	1.852	1.903	1.960	2.017	2.054	2.060	1.955	1.599
	均值	1.797	1.803	1.813	1.806	1.861	1.943	2.046	2.094	2.157	2.153	2.013	2.029
下游	河南	1.633	1.671	1.701	1.748	1.810	1.892	1.949	1.986	2.088	2.117	1.935	2.926
	山东	1.880	1.905	1.961	2.005	2.042	2.087	2.122	2.196	2.359	2.442	2.183	2.949
	均值	1.757	1.788	1.831	1.877	1.926	1.990	2.036	2.091	2.224	2.280	2.059	2.938
全流域均值		1.683	1.699	1.731	1.733	1.783	1.852	1.914	1.982	2.070	2.091	1.922	2.441

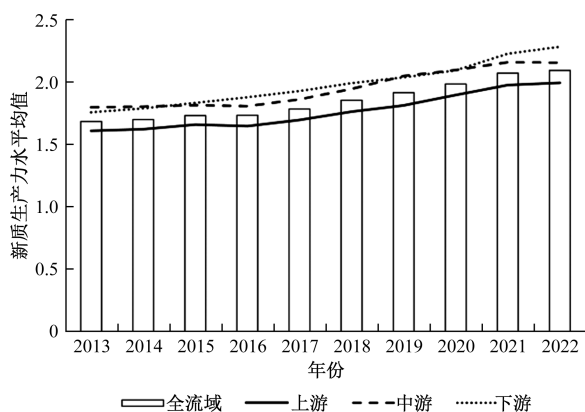


图 1 黄河流域各地区新质生产力水平均值

图 2 展示了黄河流域 9 省份新质生产力水平的时序变化过程。黄河流域 9 省份的新质生产力水平虽在考察期内有所波动,但是总体上呈现比较明显的上升趋势。新质生产力水平较高的省份有山东和陕西,除了 2016 年陕西的新质生产力水平低于山西,其余年份山东和陕西的新质生产力水平都高于其他省份;新质生产力水平居中的省份有四川、山西、河南、宁夏、内蒙古,这 5 个省份在考察期内新质生产力水平相差很小,且表现比较相似的增长趋势,即在 2013—2016 年、2021—2022 年增速较小,甚至个别省份出现负增长,2016—2021 年增速较快,表现比较强劲的发展趋势;新质生产力水平较低的省份有甘肃和青海,新质生产力水平在 2017—2021 年呈现比较快的增长速度,在 2013—2017 年、2021—2022 年增速较慢,且在个别年份出现了负增长。

2.2 黄河流域新质生产力水平动态演进特征

采用核密度估计考察 2013—2022 年新质生产力总体和三大维度的分布动态和演进特征(图 3)。

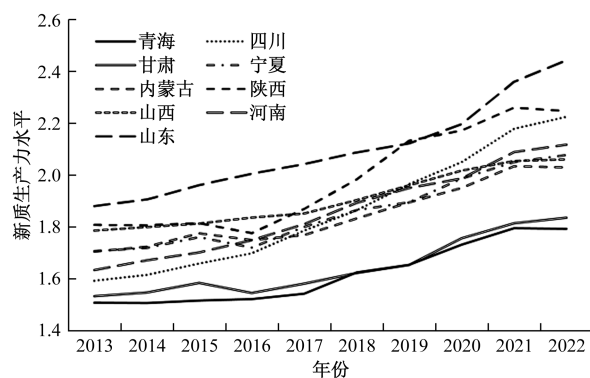


图 2 黄河流域各省份新质生产力水平

核密度估计的基本函数形式如下:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - \bar{X}}{h}\right) \quad (10)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (11)$$

式中: N 为样本数量; $K(\cdot)$ 为高斯核密度函数; X_i 为样本观测值; \bar{X} 为样本观测值的平均值; h 为最优带宽。

在考察期内,从分布位置看,新质生产力总体、劳动者维度核密度图中心呈现向右偏移的特点,这反映新质生产力和劳动者水平的持续提升。然而,对于劳动对象和劳动资料而言,虽然在 2013—2020 年也显示向右移动的趋势,但在随后的 2021—2022 年,出现向左的偏移,这暗示了劳动对象和劳动资料水平在近两年内有所降低。从分布形态看,密度函数曲线的主峰高度在初期呈现出上升的趋势,但随后又逐渐下降。这一变化表明,黄河流域不同省份在新质生产力总体以及三大维度之间的差距最初经历了缩小的趋势,但在不同的时间点之后,这种趋势发生了逆转,差距开始逐渐增大。

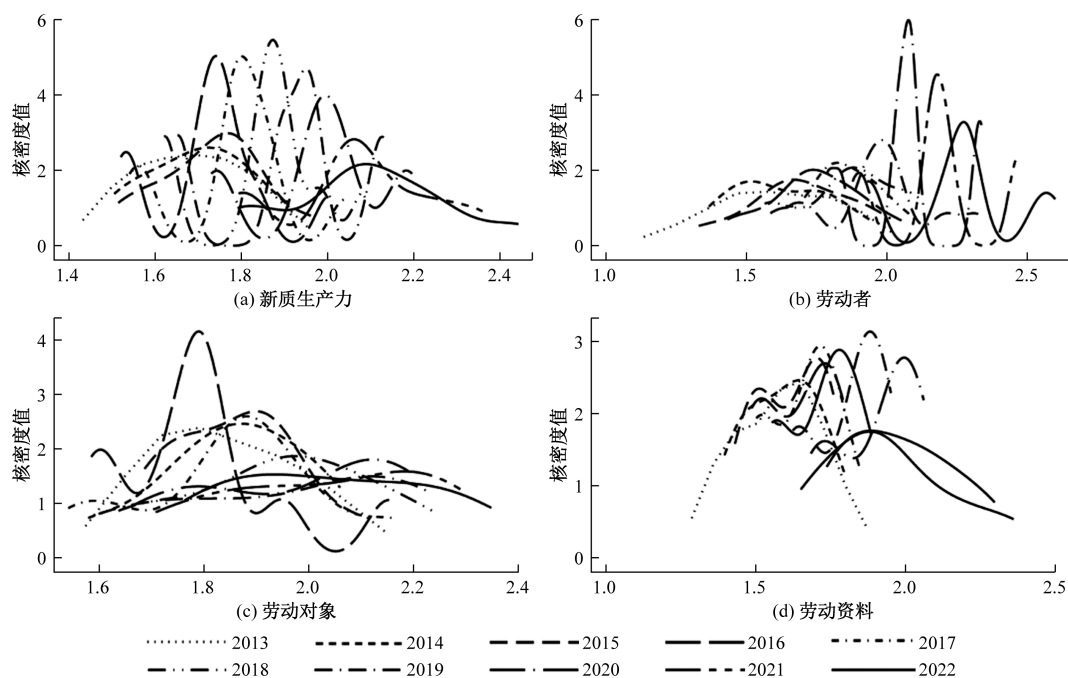


图3 黄河流域新质生产力总体及三大维度核密度曲线

从分布延展性看,新质生产力总体、劳动者维度核密度曲线无明显拖尾现象,劳动对象维度存在右拖尾现象,劳动资料维度则经历了“无明显拖尾-左拖尾-右拖尾”的变化,意味着黄河流域各省份新质生产力总体、劳动者维度基本能够实现同步发展,部分省份在劳动对象方面明显领先于其他省份,而各省份在劳动资料方面最初呈现同步发展的态势,随后出现部分省份明显落后于其他省份的情况,最后出现部分领先省份。从极化现象看,劳动者维度核密度曲线由单峰转变为多峰,而新质生产力总体、劳动对象维度、劳动资料维度则经历了“单峰-多峰-单峰”的变化。这说明黄河流域各省份在劳动者方面存在明显的多极化趋势;在新质生产力的总体表现、劳动对象维度以及劳动资料维度上均展现出一定程度的极化现象,但随着时间的推移,极化问题得到有效缓解。

基于核密度估计的方法,借助 Markov 链模型,对黄河流域新质生产力的动态演进特征进行更为深入的剖析和解读。Markov 链模型用于通过初始概率和相互转移概率来确定所有状态类型对象的变化趋势。由此,首先利用传统的 Markov 链模型构建一个 $N \times N$ 的转移概率矩阵。黄河流域各省份新质生产力从 t 年的水平 E_i 转移至 $t+1$ 年的水平 E_j 的概率为

$$P_{ij}(E_i \rightarrow E_j) = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (12)$$

式中: n_{ij} 为在样本期内由 t 年的 i 水平转移到 $t+1$ 年的 j 水平发生的次数; n_i 为在样本期内 i 水平出现的总次数。

使用四分位法将黄河流域新质生产力水平划分为低水平、较低水平、较高水平和高水平,形成如表3所示的概率矩阵。主对角线上的元素表示各省份新质生产力水平保持不变的概率,对角线以外的元素表示新质生产力在不同水平间发生转移的概率。从主对角线元素看,各省份新质生产力表现显著的稳定性,4种不同发展水平的省份维持现状的概率普遍高于转移到其他水平的概率。特别地,这些维持现状的最小概率也达到了61.9%,这强烈表明在接下来的一年里,各省份的新质生产力水平有至少60%的可能性将保持不变。从非主对角线元素看,新质生产力的水平并未出现显著的跨越式跃迁,表明新质生产力水平整体呈现梯度上升的发展趋势。在一年之后,位于不同发展水平的省份向上跃迁一个层级的概率均位于25%~40%,说明位于不同发展水平的省份有一定的概率向上发展;向下跃迁一个层级的概率均位于0%~5%,说明位于不同发展水平的省份向下发展的概率很小。

为了更全面地分析,进一步引入了空间因素,并通过经济距离空间权重矩阵来构建空间 Markov 转移概率矩阵(表4)。一方面,黄河流域新质生产力的动态演进在一定程度上受到其空间分布格局的影响。例如,在传统 Markov 转移概率矩阵的视角

表 3 新质生产力传统 Markov 转移概率矩阵

t 年	t+1 年				总次数(n)
	低水平	较低水平	较高水平	高水平	
低水平	0.739 1	0.260 9	0	0	23
较低水平	0	0.619 0	0.381 0	0	21
较高水平	0	0.045 5	0.636 4	0.318 2	22
高水平	0	0	0	1	15

注:0 表示不存在该转移路径。

表 4 新质生产力空间 Markov 转移概率矩阵

相邻省份水平	t 年	t+1 年				总次数(n)
		低水平	较低水平	较高水平	高水平	
低水平	低水平	0.857 1	0.142 9	0.000 0	0	7
	较低水平	0	0.833 3	0.166 7	0	6
	较高水平	0	0	1	0	2
	高水平	0	0	0	0	0
较低水平	低水平	0.800 0	0.200 0	0	0	10
	较低水平	0	0.285 7	0.714 3	0	7
	较高水平	0	0.200 0	0.600 0	0.200 0	5
	高水平	0	0	0.000 0	1	1
较高水平	低水平	0.500 0	0.500 0	0.000 0	0	6
	较低水平	0	0.800 0	0.200 0	0	5
	较高水平	0	0	0.636 4	0.363 6	11
	高水平	0	0	0.000 0	1	7
高水平	低水平	0	0	0.000 0	0	0
	较低水平	0	0.666 7	0.333 3	0	3
	较高水平	0	0	0.500 0	0.500 0	4
	高水平	0	0	0	1	7

注:0 表示不存在该转移路径。

下,较低水平省份提升至较高水平的概率为 38.1%。然而,当将空间因素纳入考量,构建空间 Markov 转移概率矩阵时,这一概率发生了显著变化。具体来说,当较低水平省份与低水平省份相邻时,转移概率下降为 16.67%,该数值明显低于传统 Markov 链的预测。反之,与较低水平省份相邻,转移概率增长为 71.43%,明显超过了传统 Markov 链的预测结果。另一方面,当相邻省份为低水平时,各水平省份维持在自身新质生产力水平状态的概率最高,表明当相邻省份的新质生产力水平低时,各省份新质生产力水平更趋于保持相对稳定的状态。

2.3 黄河流域新质生产力水平空间差异特征

利用 Dagum 基尼系数测度黄河流域新质生产力水平的区域差异。Dagum 基尼系数^[20]计算过程如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{Y}} \quad (13)$$

式中:G 为整体基尼系数; \bar{Y} 为黄河流域 9 省份新质生产力评价结果的均值;n 为评价对象个数;k 为区域划分组数; y_{ji} (y_{hr}) 为 j(h) 地区内任意评价对象

的新质生产力的评价值; n_j (n_h) 为 j(h) 区域评价对象数量。

Dagum 基尼系数 $G = G_w + G_{nb} + G_t$, 其中, G_w 为区域内差异贡献度、 G_{nb} 为区域间差异贡献度、 G_t 为超变密度贡献度,计算公式为

$$G_{jj} = \frac{1}{2\bar{Y}_j} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}| \quad (14)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (15)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{Y}_j + \bar{Y}_h)} \quad (16)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (17)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (18)$$

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}} \quad (19)$$

式中: G_{jj} 为 j 地区的基尼系数; $p_j = n_j/n$, $s_j = n_j \bar{Y}_j / n \bar{Y}$, $j = 1, 2, \dots, k$; G_{jh} 为 j 地区和 h 地区之间的基尼系数; D_{jh} 为 j 地区和 h 地区新质生产力发展水平的相对影响程度; d_{jh} 为 j 地区和 h 地区中所有 $y_{jt} - y_{ht} > 0$ 的样本值总和的加权平均; p_{jh} 为超变一阶矩,表示 j 地区和 h 地区中所有 $y_{ht} - y_{jt} > 0$ 的样本值总和的加权平均。

2.3.1 总体差异与区域内差异

如图 4 所示,考察期内,黄河流域新质生产力水平的总体差异变化比较平缓。具体而言,2013—2015 年黄河流域新质生产力水平的基尼系数几乎保持一致;2016—2018 年基尼系数缓慢下降;2019—2022 年基尼系数呈现出先降后增的 V 形特征。黄河流域上游地区的区域内差异虽然在不同年份有所波动,但是整体呈现稳步增长趋势,2013 年上游地区的区域内差异最小,基尼系数为 0.028;2022 年上游地区的区域内差异达到最大,基尼系数为 0.044,相比 2013 年上升了 0.016。黄河流域中游地区新质生产力水平的基尼系数整体呈现上升趋势,2022 年较 2013 年上升了 0.019,年均增长率为 24.996%。黄河流域下游地区的区域内差异大致呈现先下降后上升的 V 形特征。除此之外,通过对比分析发现,区域内差异呈现“上游地区 > 下游地区 > 中游地区”的特征。

2.3.2 区域间差异

图 5 展示了黄河流域新质生产力水平区域间差

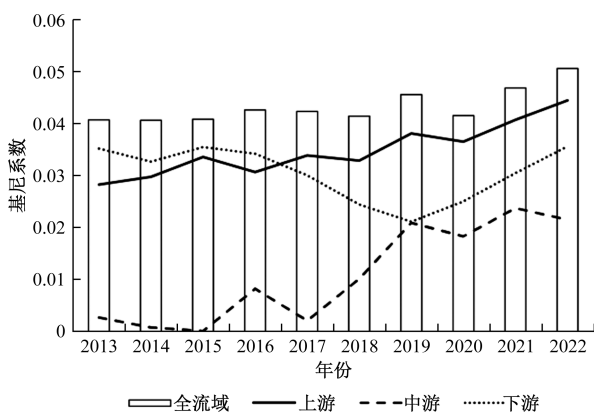


图 4 黄河流域新质生产力水平总体差异及区域内差异

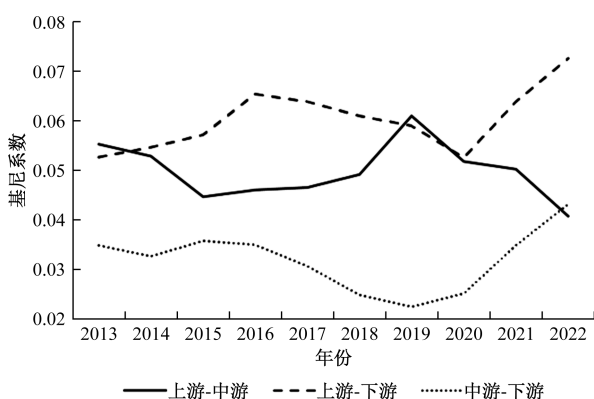


图 5 黄河流域新质生产力水平区域间差异

异的演变趋势。可以看出,在考察期内,区域间差异呈现出“上游-下游>上游-中游>中游-下游”的格局。就时序变化而言,上游地区与下游地区的差异呈现先上升后下降再上升的趋势,2022 年较 2013 年基尼系数增加了 0.02;上游地区与中游地区的差异除了 2019 年有比较明显的增长外,其余年份整体上呈现下降趋势,两大区域间的新质生产力水平差异在逐渐缩小;中游地区与下游地区的差异相对其他区域间的差异最小,整体呈现先下降后上升的 V 形特征。

2.3.3 差异来源及其贡献

如表 5 所示,在考察期内,各个差异来源的贡献度基本保持在一个比较稳定的水平上,基本趋势未发生根本性转变。从差异来源看,区域之间差异贡献度一直居于首位,其次为区域内差异贡献度,最后为超变密度贡献度。从差异来源的时间演变趋势来看,区域内差异贡献度均值为 28.62%,变化区间为 [25.37, 31.66],2022 年较 2013 年增长了 6.42%,基本呈现上升的变动趋势;区域间差异贡献度均值为 63.51%,变化区间为 [58.49, 69.72],2022 年较 2013 年降低了 4.9%,基本呈现先下降后

上升再下降的变动趋势;超变密度贡献度均值为 7.87%,变化区间为 [3.28, 12.49],2022 年较 2013 年下降了 1.52%,呈现下降和上升交替的波浪式变动趋势。

2.4 黄河流域新质生产力水平空间自相关性

为进一步分析黄河流域新质生产力水平是否存在空间关联,利用 Moran's I 从全局和局部视角考察其 2013—2022 年的空间自相关性。

2.4.1 全局空间自相关性

全局 Moran's I 公式为

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (20)$$

式中: I 为全局空间自相关指数; n 为空间单元数目; \bar{y} 为研究样本均值; y_i 和 y_j 分别为空间单元 i 和 j 的属性值; ω_{ij} 为空间单元 i 与 j 的邻接权重,采用地理距离的空间权重矩阵。

表 6 展示了黄河流域新质生产力水平空间自相关性结果,可以看出 Moran's I 均大于 0,且 P 值均通过了显著性检验,表明黄河流域新质生产力水平存在显著的空间正相关性。

表 5 基尼系数分解结果

年份	区域内差异贡献度/%	区域间差异贡献度/%	超变密度贡献度/%
2013	25.37	63.39	11.24
2014	25.95	63.17	10.88
2015	28.96	58.55	12.49
2016	26.40	69.72	3.88
2017	27.56	69.14	3.30
2018	27.73	68.99	3.28
2019	29.38	65.49	5.13
2020	31.39	59.64	8.97
2021	31.66	58.53	9.81
2022	31.79	58.49	9.72
均值	28.62	63.51	7.87

表 6 黄河流域新质生产力水平全局 Moran's I

年份	I	$E(I)$	$sd(I)$	z	P
2013	0.058	-0.125	0.081	2.268	0.012
2014	0.090	-0.125	0.079	2.713	0.003
2015	0.090	-0.125	0.076	2.815	0.002
2016	0.138	-0.125	0.073	3.586	0.000
2017	0.117	-0.125	0.074	3.250	0.001
2018	0.115	-0.125	0.077	3.136	0.001
2019	0.098	-0.125	0.078	2.855	0.002
2020	0.069	-0.125	0.078	2.486	0.006
2021	0.056	-0.125	0.078	2.323	0.010
2022	0.044	-0.125	0.076	2.205	0.014

2.4.2 局部空间自相关性

局部 Moran's I 公式为

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{S^2} \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (21)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (22)$$

式中: I_i 为局部空间自相关指数; S^2 为空间数据点的方差。

为了考察 2013—2022 年黄河流域各省份的空间集聚特征,测算局部莫兰指数并绘制散点图,如图 6 和图 7 所示。在 2013 年,高-高集聚的省份是内蒙古、山西、山东;低-高集聚的省份只有河南;低-低集聚的省份有青海、甘肃、四川;高-低集聚的省份为陕西、宁夏。在 2022 年,高-高集聚的省份是河南;低-高集聚的省份有内蒙古、山西;低-低集聚的省份有青海、甘肃、宁夏;高-低集聚的省份为陕西、四川、山东。

从 2013—2022 年,内蒙古、山西由高-高集聚区进入到低-高集聚区,山东由高-高集聚区进入到高-低集聚区,河南由低-高集聚区进入到高-高集聚区,四川由低-低集聚区进入到高-低集聚区,宁夏由高-

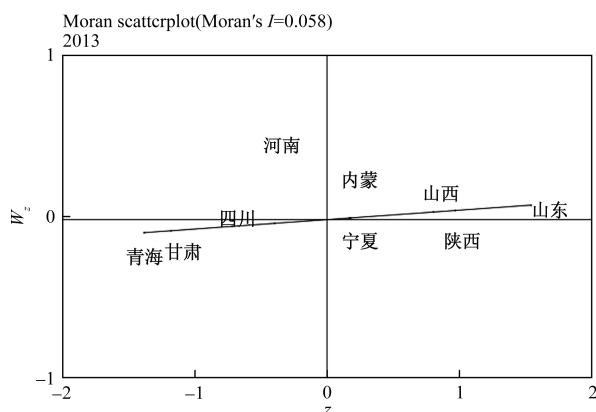


图 6 2013 年黄河流域新质生产力莫兰散点图

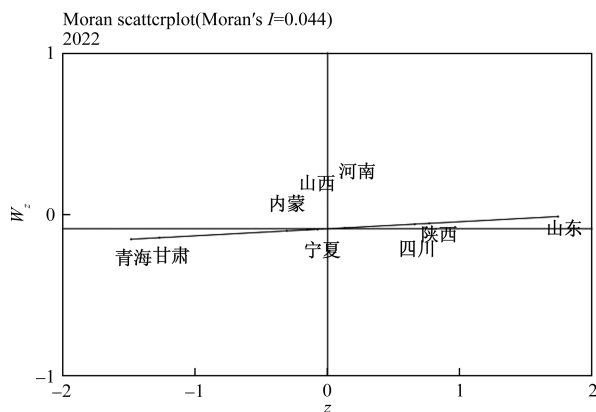


图 7 2022 年黄河流域新质生产力莫兰散点图

低集聚区进入到低-低集聚区;青海、甘肃仍在低-低集聚区,陕西仍在高-低集聚区。整体来看,黄河流域新质生产力水平在空间分布上呈现异质性、不均衡、聚集局限性的情况。

3 结论与建议

3.1 结论

利用逐层纵横向拉开档次法及 TOWA-GA 混合算子对黄河流域 9 省份新质生产力水平进行动态测度,同时利用核密度估计、Markov 链、Dagum 基尼系数及莫兰指数对黄河流域新质生产力水平的动态演进特征、空间差异特征、空间自相关性进行分析。

(1)2013—2022 年黄河流域整体新质生产力水平从 1.683 增长至 2.091,年均增长率为 2.441%,新质生产力水平总体呈上升趋势。从黄河流域三大地区的角度看,新质生产力水平综合值呈现下游地区>中游地区>上游地区;新质生产力水平增长幅度呈现下游地区>上游地区>中游地区;新质生产力水平年均增长率呈现下游地区>上游地区>中游地区。从黄河流域 9 省份的角度看,新质生产力水平在省域之间的差距较大,山东占据领先地位,其次是陕西和四川,紧接着是山西和河南,宁夏、内蒙古、甘肃和青海则显示相对较低的新质生产力水平。

(2)2013—2022 年黄河流域新质生产力、劳动者水平不断提高,劳动对象、劳动资料水平在近两年出现下降趋势;不同省份的新质生产力及三大维度之间的差距逐渐增大;各省份在新质生产力、劳动者方面基本能够实现同步发展,部分省份在劳动对象方面明显领先于其他省份,而各省份在劳动资料方面由同步发展的态势演变为出现部分领先省份;不同省份在劳动者方面多极化趋势明显,在新质生产力、劳动对象、劳动资料方面同样存在极化现象,但随着时间的推移极化问题得到有效缓解。

(3)1 年之后,黄河流域 9 省份新质生产力水平有较大概率维持原状;位于不同发展水平的省份有一定的概率向上发展且向下发展的概率很小。引入空间因素后,发现空间分布格局会影响黄河流域新质生产力的动态发展过程,当相邻省份的新质生产力水平低时,各省份新质生产力水平趋于保持相对稳定的状态。

(4)2013—2022 年黄河流域新质生产力水平的总体差异变化比较平缓,区域内差异呈现出“上游

地区>下游地区>中游地区”的特征;区域间差异呈现出“上游-下游>上游-中游>中游-下游”的格局;各个差异来源的贡献度基本保持在一个比较稳定的水平上,基本趋势未发生根本性转变。

(5)黄河流域新质生产力水平存在显著的空间正相关性。从2013—2022年,黄河流域新质生产力水平在空间分布上呈现异质性、不均衡、聚集局限性的情况。

3.2 建议

根据以上结论,针对黄河流域新质生产力发展的推进路径提出以下建议。

(1)推进新质生产力区域协调发展。首先,由政府主导构建数据共享、人才资源库互联和科技供需市场互通的平台,确立共享标准和法规,开发技术系统,整合资源,鼓励人才流动和科技合作,减小地区间的差距。其次,根据资源禀赋调研,制定差异化产业规划,明确主导产业,出台支持政策,避免产业同质化,推动产业链协同发展。最后,设计协同效果考评体系,设立评估机构,定期评估合作项目,根据评估结果调整策略,确保区域均衡发展和互利共赢。

(2)优化人才培养与流动机制。首先,实施黄河流域人才引进计划,明确引进标准,与合作机构宣传政策,专注于吸引生态保护、绿色发展和科技创新等领域的高技能人才。其次,建立人才流动平台,提供信息发布和交流服务,举办交流会,激励人才跨区域流动。此外,设计税收减免、住房补贴等激励机制,设立奖励基金,提供培训和晋升机会,以留住关键领域的专业人才。最后,完善人才服务保障体系,建立服务窗口、反馈机制,提供优质的公共服务,确保人才支撑黄河流域新质生产力可持续发展。

(3)促进新质产业发展。首先,依托黄河流域各省份的资源禀赋和产业基础,重点发展清洁能源、生态农业、绿色制造、文化旅游等产业。其次,建立科技创新平台,促进产学研用结合,设立成果转化基金,加快科技成果的转化应用,提升产业核心竞争力。最后,优化产业布局,规划产业集群,形成特色鲜明、优势互补的产业带。此外,还需完善政策支持体系,出台财政、税收、金融等优惠政策,降低企业成本,激发市场活力。

参考文献

[1] 刘志彪,凌永辉,孙瑞东.新质生产力下产业发展方向与

战略——以江苏为例[J].南京社会科学,2023(11):59-66.

- [2] 王国成,程振锋.新质生产力与基本经济模式转换[J/OL].当代经济科学:1-10[2024-06-05].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1400.F.20240223.1148.002.html>.
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 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/OL].数量经济技术经济研究:1-22[2024-06-05].<https://doi.org/10.13653/j.cnki.jqte.20240418.001>.
- [6] 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,2024,40(9):30-36.
- [7] 任宇新,吴艳,伍喆.金融集聚、产学研合作与新质生产力[J/OL].财经理论与实践:1-8[2024-06-05].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/43.1057.F.20240318.1357.002.html>.
- [8] 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/OL].重庆大学学报(社会科学版):1-16[2024-06-05].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.c.20240306.1451.002.html>.
- [9] 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.
- [10] 郭亚军.一种新的动态综合评价方法[J].管理科学学报,2002(2):49-54.
- [11] 张广辉,邓因.农民农村共同富裕水平测度、区域差异及空间收敛性研究[J].农村经济,2024(3):1-15.
- [12] 李政大,黄晨雨,马瑜彬.黄河流域生态环境测度水平的区域差异和分布动态——基于强可持续发展理论的实证分析[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2024,51(2):39-45.
- [13] 龚燕玲,张应良.高标准基本农田建设政策对粮食产能的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(4):175-190.
- [14] 卿青平,王瑛.省域生态环境质量动态评价及差异研究[J].中国环境科学,2019,39(2):750-756.
- [15] 任保平,裴昂.黄河流域生态保护和高质量发展的科技创新支撑[J].人民黄河,2022,44(9):11-16.
- [16] 薛超凯,陈凯华,王全景,等.黄河流域产业发展现状、问题与对策建议[J].中国科学院院刊,2024,39(6):971-984.
- [17] 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.
- [18] 董军,国方媛.多层次系统的动态评价研究[J].运筹与管理,2011,20(5):176-184.
- [19] 郭亚军,姚远,易平涛.一种动态综合评价方法及应用[J].系统工程理论与实践,2007(10):154-158.
- [20] 刘华军,裴延峰,贾文星.中国城市群发展的空间差异及溢出效应研究——基于1992—2013年DMSP/OLS夜间灯光数据的考察[J].财贸研究,2017,28(11):1-12.

Measurement and Spatiotemporal Evolution Analysis of New Quality Productivity Levels in the Yellow River Basin

SHI Jing

(School of Statistics and Data Science, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730030, China)

Abstract: Constructing a comprehensive evaluation index system for the level of new quality productivity in the Yellow River Basin, using the hierarchical vertical and horizontal grading method and the TOWA-GA mixed operator to dynamically measure the level of new quality productivity in 9 provinces in the basin from 2013 to 2022, and exploring the spatiotemporal evolution characteristics of the level of new quality productivity in the Yellow River Basin using kernel density estimation, Markov chain, Dagum Gini coefficient, and Moran index. The research results indicate that the overall level of new quality productivity in the Yellow River Basin has significantly increased; In the next year, there is a high probability that the level of new quality productivity in 9 provinces will remain unchanged; There are significant differences and spatial positive correlations in the level of new quality productivity between regions, showing heterogeneity, imbalance, and clustering limitations in spatial distribution.

Keywords: new quality productivity; Yellow River Basin; vertical and horizontal layer by layer scatter degree method; TOWA-GA hybrid operator