

新质生产力水平的统计测度与时空演变特征研究

李 阳¹, 陈海龙¹, 田茂再^{1,2}

(1.新疆财经大学 统计与数据科学学院, 乌鲁木齐 830012; 2.中国人民大学 统计学院, 北京 100000)

摘 要:文章基于新质生产力的内涵和主要特征,测算了2010—2021年中国30个省份的新质生产力水平,并分析了新质生产力水平的区域差异及动态演变特征,结果显示:(1)研究期内,中国新质生产力水平整体上呈现上升趋势,地区间差异较大,形成“东高西低”的区域发展格局。(2)新质生产力水平存在显著的区域异质性特征,东部地区内部的新质生产力水平差异大于中西部地区,东-西部及东-中部的地区间差异是导致中国新质生产力水平区域差异扩大的主要原因。(3)从新质生产力水平的分布及演变特征来看,全国及三大地区的新质生产力水平均存在极化现象。从时空动态演变特征看,中国新质生产力水平不存在跨越式跃迁,整体上呈现梯度上升趋势,新质生产力水平较高的省份能够发挥辐射带动作用,促进邻近省份的发展,而当邻近省份的新质生产力水平较低时,该省份将趋于保持相对稳定的状态。

关键词:新质生产力;时空演变;Dagum基尼系数;核密度估计;空间 Markov 链

中图分类号:F222;F120 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2024)09-00

0 引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察期间首次提出“新质生产力”,为新时代新征程加快科技创新、推动高质量发展提供了科学指引。习近平总书记在哈尔滨主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会上,再次强调要发展新质生产力,明确了培育战略性新兴产业和未来产业的重要性,此举旨在加快形成新质生产力,增强发展的新动能^[1]。全球产业结构的调整与重组以及劳动力市场的变革催生了对更高效、灵活的生产方式的强烈渴望,新质生产力的提出是对传统生产方式在新时代冲击下亟须重新定义的迫切响应^[2]。

从内涵的角度来看,新质生产力是指在同等资源投入下,通过引入创新技术、优化管理机制、改进组织方式等手段,对生产方式、生产关系、生产要素等进行重新整合和优化,以实现更高效、灵活、可持续的生产^[3]。首先,相较于传统生产力,新质生产力的核心理念在于强调颠覆性技术^[4],而并非仅仅是对现有技术或流程的改进,通过引入全新的理念和方法,甚至打破不同领域之间的界限,促使各学科交融合作,以创造新的生态系统,引发产业结构和商业模式发生根本性变革^[5]。其次,新质生产力的形成与战略性新兴产业集群密不可分^[6]。党的二十大报告提出,要推动战略性新兴产业融合集群发展,强调了不同产业、地区间的融合协同。这种融合集群的发展模式将不同领域的创新力量汇聚到一起,形成更具综合实力和创新活力的产业集群,最大化释放新质生产力的潜能。最后,新质生产力

还强调高素质劳动者^[7]与绿色可持续性的生态环境理念^[8]。从劳动者的角度来看,新质生产力更加注重技术创新和知识产业的发展,因此对高素质劳动者的需求更为迫切。高技能和高素质的劳动者能够凭借自身的知识储备和技能更好地应对复杂多变的市场和生产环境,从而推动技术创新和应用。从生态环境的角度来看,新质生产力注重最大限度地减少资源浪费,提倡资源高效利用,其通过优化生产流程、采用先进技术、推广循环经济等模式,改进传统生产方式,实现更环保的生产。由此可见,新质生产力在带动经济增长的同时,还注重在人类活动与自然环境之间建立和谐、可持续的平衡。

本文首先基于新质生产力的内涵,构建综合评价指标体系,借助熵权法测算2010—2021年中国30个省份的新质生产力水平;其次,使用Dagum基尼系数及其分解分析新质生产力水平的区域差异;最后,借助核密度估计、莫兰指数及空间 Markov 链方法分析新质生产力水平的时空演变特征。

1 研究设计

1.1 指标体系构建

新质生产力是由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生的当代先进生产力,它以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的质变为基本内涵,以全要素生产率提升为核心标志。中央经济工作会议明确提出,要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生

作者简介:李 阳(1998—),女,新疆塔城人,博士研究生,研究方向:数字经济。

陈海龙(1984—),男,甘肃陇西人,博士,副教授,研究方向:数字经济。

(通讯作者)田茂再(1969—),男,湖南凤凰人,教授,博士生导师,研究方向:数理统计。

产力。新质生产力的独特之处在于不再单一地依赖传统生产手段和要素,而是更加注重创新、科技、信息化等现代化因素的应用和发挥。在创新产业、科技进步、数字化技术等推动下,新质生产力引发了生产要素组织和协同运作方式的根本性变革。通过科技和创新的推动,新质生产力使得生产过程变得更加高效、灵活、可持续,从而提升了整个产业的竞争力和经济的可持续发展水平。其主要特征体现在以下几个方面:在新技术方面,培育和形成新质生产力的关键在于科技创新,尤其是科技创新带来的传统生产方式的彻底变革。在新产业方面,新质生产力有助于促进产业创新,激发产业变革,进而实现生产方式的全面升级。在新要素方面,新质生产力通过对生产要素的创新性重组和运用实现了生产效率和生产力水平的全面提升。

本文根据新质生产力的内涵和主要特征,借鉴文献[9,10]的研究,从技术创新、产业创新、要素创新三个维度构建新质生产力综合评价指标体系,见表1。

表1 新质生产力综合评价指标体系

目标层	维度	一级指标	二级指标	衡量方式	属性	权重	
新质生产力	技术创新(A)	绿色创新(A1)	绿色专利数量(A11)	绿色发明专利授权数量	+	0.075	
			环境规制(A12)	工业污染治理完成投资额/第二产业增加值	+	0.038	
			环境保护力度(A13)	环境保护支出/政府公共财政支出	+	0.014	
		智能创新(A2)	人工智能专利数量(A21)	借鉴陈楠和蔡跃洲(2022) ^[11] 的做法,根据《战略性新兴产业分类与国际专利分类参照关系表(2021)》中人工智能IPC分类号,从国家知识产权局进行专利检索得到	+	0.125	
			人工智能技术应用(A22)	借鉴孙文远和刘于山(2023) ^[12] 、王珏和王荣基(2024) ^[13] 的做法,将企业定位到省级,采用企业机器设备的人均价值进行衡量	+	0.049	
		数字化水平(A3)	数字经济政策(A31)	借鉴金灿阳等(2022) ^[14] 的做法,根据各省份政府工作报告,借助Python对政府工作报告进行分词处理,并统计与数字经济相关的关键词的词频数	+	0.003	
			数字化基础设施(A32)	光纤长度	+	0.036	
				互联网宽带接入端口数	+	0.037	
		技术创新实力(A4)	创新研发投入(A41)	R&D经费内部支出/GDP	+	0.022	
			创新研发产出(A42)	实用新型专利申请授权数	+	0.080	
	产业创新(B)	战略性新兴产业(B1)	创新创业指数(B11)	创新创业指数(IRIEC)	+	0.003	
			高技术产业(B12)	高技术产业数量	+	0.077	
		未来产业(B2)	人工智能水平(B21)	借鉴芦婷婷和祝志勇(2021) ^[15] 的做法,根据国际机器人联合会(IRF)公布的中国各行业工业机器人安装量进行计算	+	0.095	
			人工智能企业(B22)	人工智能企业数量	+	0.097	
		产业结构(B3)	产业结构合理化(B31)	$Theil_i = \sum_{l=1}^2 \left(\frac{I_l}{I_i} \right) \ln \frac{I_l/P_l}{I_i/P_i}$,其中, I 为居民人均可支配收入, P 为总人口数	-	0.007	
			产业结构高级化(B32)	第三产业增加值/第二产业增加值	+	0.030	
			人均城市道路面积(C11)	城市道路面积/常住人口数	+	0.013	
		要素创新(C)	传统基础设施(C1)	交通网密度(C12)	(公路里程+铁路营业里程)/土地面积	+	0.036
				城市绿化水平(C13)	建成区绿化覆盖率	+	0.005
				能源消耗(C2)	总体能源消耗(C21)	能源消耗总量/GDP	-
	人力资源综合能力(C3)		碳排放强度(C22)	二氧化碳排放总量/GDP	-	0.002	
			受教育水平(C31)	人均受教育年限	+	0.008	
			科技人力投入(C32)	规模以上工业企业R&D人员全时当量	+	0.071	
	人力资本水平(C33)		每十万人口高等学校平均在校生人数	+	0.014		
劳动生产率(C4)	人均产值(C41)		GDP/总人口数	+	0.022		
	人均收入(C42)		就业人员平均工资	+	0.025		
	三产从业人员比重(C43)		第三产业就业人员数/总就业人数	+	0.009		

1.2 研究方法

1.2.1 熵权法

本文采用熵权法测算新质生产力水平,具体步骤如下。

(1)运用极差法对原始数据进行标准化处理。

(2)计算各项指标的信息熵。

$$b_{it} = \frac{a_{it}}{\sum_{i=1}^n a_{it}}, E_t = -\ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n b_{it} \ln b_{it}$$

其中, a_{it} 为第*i*个省份第*t*项指标的标准化结果, b_{it} 为第*i*个省份第*t*项指标所占的比重, E_t 为第*t*项指标的熵值。

(3)计算权重(W)及综合评价得分(S)。

$$W_t = \frac{1 - E_t}{k - \sum_{t=1}^k E_t}, S_i = \sum_{t=1}^n W_t \times a_{it}$$

1.2.2 Dagum 基尼系数及其分解

通过熵权法测算得到中国30个省份的新质生产力水平后,借助Dagum基尼系数^[16]分析新质生产力水平的区域差异及其来源,相关计算公式如下。

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

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} q_j l_j$$

$$G_b = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (q_j l_h + q_h l_j) D_{jh}$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (q_j l_h + q_h l_j) (1 - D_{jh})$$

其中, G 为总体基尼系数, n 为省份个数, k 为区域个数, y_{ji} 为区域*j*中第*i*个省份的新质生产力水平, \bar{y} 为新质生产力水平的全国均值, G_{jj} 表示区域*j*新质生产力水平的基尼系数, q_j 和 l_j 分别表示区域*j*的省份数量和新质生产力水平占比, $D_{jh} = (d_{jh} - q_{jh}) / (d_{jh} + q_{jh})$ 衡量的是不同区域间新质生产力水平的相互影响程度, d_{jh} 为区域*j、h*的新质生产力水平之差, q_{jh} 代表超变一阶矩, G_w 表示地区内差异贡献, G_b 表示地区间差异贡献, G_t 表示超变密度贡献。

1.2.3 核密度估计法

为探究全国及三大地区新质生产力水平的分布动态及演变特征,本文选取高斯核函数,使用核密度估计进行分析。

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right)$$

其中, h 为平滑参数, $K(\cdot)$ 为高斯核函数, x_i 为样本观测值, \bar{x} 为样本均值。

1.2.4 莫兰指数

本文借助邻接权重矩阵, 运用全局莫兰指数(I)检验新质生产力水平的空间相关性特征。在此基础上, 进一步借助局部莫兰指数(I_i)描述各省份新质生产力水平的空间局部特征, 计算公式如下。

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{s^2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

其中, $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_i)^2}{n}$, $z_i =$

$\frac{x_i - \bar{x}}{s}$, w_{ij} 为邻接权重。

1.2.5 空间 Markov 链

在空间相关性检验的基础上, 本文进一步运用空间 Markov 链探讨新质生产力水平的时空演变特征。

$$p_{ij} = P\{X_{n+1}=j | X_0=i_0, X_1=i_1, \dots, X_{n-1}=i_{n-1}, X_n=i_n\} = P\{X_{n+1}=j | X_n=i\} = n_{ij}/n_i$$

其中, p_{ij} 表示从状态 i 转移至状态 j 的概率, n_{ij} 代表研究期内样本由第 i 种类型转移至第 j 种类型的次数。

1.3 数据来源与数据处理

考虑到数据的可得性, 本文选取 2010—2021 年中国 30 个省份(不含西藏和港澳台)的面板数据作为分析样本, 数据来源于 CNRDS 平台、CSMAR 数据库、IFR 公布的数据、上市公司年报、北京大学开放研究数据平台、《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》等。对于个别缺失数据, 运用插值法补全。

2 结果分析

2.1 测度结果分析

基于前文的指标体系, 计算出 2010—2021 年中国 30 个省份的新质生产力水平, 结果如表 2 所示。

从整体发展趋势来看, 中国新质生产力水平呈现逐年增长的趋势, 全国均值由 0.082 增长到 0.230, 年均增长率为 9.83%。从各地区均值来看, 三大地区的新质生产力水

表 2 2010—2021 年中国 30 个省份新质生产力水平及排名

地区	省份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	均值	排名
东部	北京	0.132	0.143	0.164	0.179	0.198	0.223	0.252	0.270	0.283	0.316	0.352	0.409	0.243	3
	天津	0.096	0.102	0.111	0.118	0.124	0.135	0.136	0.136	0.142	0.160	0.162	0.187	0.134	12
	河北	0.065	0.072	0.086	0.095	0.105	0.114	0.120	0.135	0.157	0.157	0.168	0.178	0.121	15
	辽宁	0.079	0.080	0.089	0.100	0.104	0.107	0.114	0.121	0.129	0.138	0.153	0.173	0.115	17
	上海	0.115	0.114	0.127	0.131	0.143	0.158	0.179	0.192	0.200	0.214	0.251	0.298	0.177	6
	江苏	0.152	0.169	0.199	0.226	0.241	0.274	0.308	0.333	0.375	0.398	0.488	0.580	0.312	2
	浙江	0.123	0.128	0.150	0.169	0.183	0.214	0.233	0.253	0.294	0.319	0.392	0.448	0.242	4
	福建	0.075	0.080	0.090	0.100	0.107	0.121	0.133	0.144	0.168	0.178	0.203	0.230	0.136	11
	山东	0.109	0.119	0.138	0.155	0.166	0.188	0.210	0.224	0.241	0.245	0.295	0.361	0.204	5
	广东	0.169	0.177	0.207	0.230	0.243	0.279	0.335	0.397	0.487	0.539	0.641	0.769	0.373	1
中部	海南	0.052	0.059	0.063	0.066	0.073	0.068	0.074	0.081	0.086	0.092	0.101	0.126	0.079	30
	均值	0.106	0.113	0.129	0.143	0.153	0.171	0.190	0.208	0.233	0.251	0.291	0.342	0.194	
	山西	0.068	0.069	0.074	0.087	0.087	0.092	0.100	0.109	0.114	0.121	0.130	0.134	0.099	21
	吉林	0.062	0.068	0.074	0.08	0.091	0.092	0.095	0.097	0.101	0.109	0.115	0.126	0.092	24
	黑龙江	0.073	0.076	0.079	0.088	0.091	0.101	0.105	0.112	0.112	0.118	0.128	0.134	0.101	18
	安徽	0.066	0.074	0.086	0.100	0.104	0.120	0.141	0.155	0.175	0.184	0.206	0.240	0.137	10
	江西	0.073	0.074	0.079	0.085	0.090	0.100	0.110	0.126	0.141	0.156	0.175	0.193	0.117	16
	河南	0.076	0.082	0.089	0.101	0.113	0.127	0.150	0.158	0.171	0.176	0.193	0.222	0.138	9
	湖北	0.082	0.082	0.091	0.103	0.110	0.123	0.139	0.150	0.167	0.183	0.208	0.245	0.140	8
	湖南	0.076	0.083	0.088	0.098	0.104	0.115	0.126	0.141	0.151	0.161	0.184	0.210	0.128	14
西部	均值	0.072	0.076	0.083	0.093	0.099	0.109	0.121	0.131	0.142	0.151	0.167	0.188	0.119	
	内蒙古	0.056	0.073	0.064	0.101	0.096	0.095	0.100	0.104	0.104	0.108	0.113	0.123	0.095	23
	广西	0.052	0.051	0.055	0.065	0.073	0.082	0.090	0.093	0.102	0.112	0.129	0.152	0.088	25
	重庆	0.067	0.071	0.079	0.088	0.091	0.105	0.115	0.125	0.136	0.145	0.164	0.185	0.114	19
	四川	0.066	0.080	0.086	0.097	0.107	0.117	0.136	0.159	0.176	0.190	0.221	0.252	0.141	7
	贵州	0.058	0.063	0.063	0.074	0.073	0.078	0.083	0.089	0.099	0.105	0.115	0.119	0.085	28
	云南	0.068	0.072	0.078	0.072	0.080	0.087	0.094	0.102	0.116	0.125	0.135	0.144	0.098	22
	陕西	0.093	0.097	0.101	0.114	0.116	0.117	0.123	0.131	0.142	0.159	0.180	0.203	0.131	13
	甘肃	0.068	0.066	0.090	0.078	0.082	0.081	0.090	0.093	0.093	0.097	0.104	0.111	0.088	26
	青海	0.067	0.074	0.073	0.081	0.088	0.085	0.096	0.084	0.092	0.099	0.100	0.108	0.087	27
全国	宁夏	0.052	0.054	0.061	0.074	0.096	0.077	0.098	0.092	0.100	0.105	0.108	0.104	0.085	28
	新疆	0.073	0.074	0.077	0.134	0.096	0.085	0.092	0.096	0.108	0.121	0.128	0.127	0.101	20
	均值	0.065	0.070	0.075	0.089	0.091	0.092	0.102	0.106	0.115	0.124	0.136	0.148	0.101	
全国均值		0.082	0.088	0.097	0.110	0.116	0.125	0.139	0.150	0.165	0.178	0.201	0.230	0.140	

平呈递增趋势, 东部地区的新质生产力水平显著高于全国平均水平以及中西部地区水平, 而中西部地区的新质生产力水平则低于全国平均水平, 这表明东部地区新质生产力水平的增长速度显著快于中西部地区。当前, 三大地区的新质生产力水平存在明显的不平衡。究其原因, 东部地区区位优势显著, 丰富的沿海资源使其便于与国际市场接轨, 且相较于中西部地区而言, 东部地区在市场化改革和对外开放过程中积累了雄厚的资本、先进技术、市场经验等, 因此在发展新质生产力方面具有起点领先的优势。而中西部地区受限于资源禀赋、交通条件等因素, 产业结构相对单一, 能源、资源型产业居多, 且资源分布不均, 因而导致中西部地区发展新质生产力的内生动力相对不足。从各省份发展角度来看, 研究期内, 广东的新质生产力水平年均值最高, 达到 0.373。广东的经济较为发达和开放, 这种开放型经济促进了技术、资金、人才等要素的跨境流动, 为本省企业获取国际化的资源 and 市场提供了机会, 从而有助于新质生产力的发展。江苏的新质生产力水平年均值排在第 2 位, 为 0.312。江苏作为长三角地区的重要一员, 始终将科技创新置于经济发展的核心位置, 通过增加研发投入、建设科研平台、引进高端人才等多种方式提

高科技创新水平,推动新质生产力水平稳步提升。北京的新质生产力水平年均值排在第3位,为0.243。作为一个历史悠久、文化底蕴深厚的城市,北京在文化和创意产业方面具有独特的优势,这些产业的发展不仅推动了经济增长,也促进了新质生产力的发展。相比之下,海南、贵州、宁夏的新质生产力水平较为滞后,三者的年均值分别为0.079、0.085、0.085,主要原因是这些省份经济结构较为单一,交通便利性较差,创新投入不足,因此制约了新质生产力的发展。

2.2 区域差异分析

本文参照国家统计局的划分标准,将30个省份划分为东、中、西三大地区,考察各地区新质生产力水平的区域差异及其来源,Dagum基尼系数分解结果如表3所示。

表3 三大地区新质生产力水平的Dagum基尼系数分解

年份	整体基尼系数	贡献率(%)			地区内基尼系数			地区间基尼系数		
		地区间差异	地区内差异	超变密度	东部	中部	西部	东-中部	东-西部	中-西部
2010	0.178	64.479	12.178	25.343	0.189	0.059	0.087	0.184	0.204	0.078
2011	0.174	64.856	9.808	25.337	0.187	0.039	0.095	0.182	0.200	0.074
2012	0.193	65.914	9.033	25.053	0.197	0.057	0.099	0.197	0.221	0.082
2013	0.192	60.175	13.680	26.145	0.204	0.048	0.123	0.198	0.218	0.098
2014	0.188	67.067	7.938	24.995	0.201	0.051	0.084	0.199	0.215	0.074
2015	0.216	67.811	7.799	24.391	0.221	0.069	0.084	0.217	0.246	0.092
2016	0.225	65.055	9.285	25.660	0.239	0.092	0.085	0.233	0.254	0.100
2017	0.241	64.487	9.494	26.018	0.250	0.098	0.109	0.240	0.273	0.120
2018	0.256	63.545	9.708	26.747	0.268	0.117	0.116	0.258	0.288	0.128
2019	0.258	62.778	10.121	27.101	0.273	0.114	0.122	0.261	0.291	0.129
2020	0.283	61.991	10.675	27.334	0.294	0.128	0.141	0.284	0.316	0.145
2021	0.305	62.965	9.904	27.131	0.301	0.148	0.165	0.299	0.338	0.168
均值	0.226	64.260	9.969	25.938	0.235	0.085	0.109	0.229	0.255	0.107

从全国总体来看,2010—2014年,整体基尼系数呈现微波波动上升的趋势;2014—2021年,整体基尼系数逐年上升,呈现稳步增长的趋势,从最初的0.178上升至0.305。这一变化反映出中国新质生产力水平的区域差异逐渐扩大。

从区域内差异来看,东部地区的新质生产力水平差异显著大于中部及西部地区,且呈现逐渐扩大的趋势。西部地区新质生产力水平差异在2010—2015年大于中部地区,在2016—2021年与中部地区逐渐趋同。具体而言,东部地区的基尼系数从0.189增加到0.301,增长了59.3%;中部地区的基尼系数在2010—2014年微波波动下降,在2014—2021年波动上升,总体上从2010年的0.059增长至2021年的0.148,增长了150.8%;西部地区的基尼系数在2010—2013年小幅上升,在2013—2014年骤降,随后在2014—2021年逐年上升,总体上从2010年的0.087增长至2021年的0.165,增长了89.7%。由此可见,各地区内部新质生产力水平差异均在扩大,其中,中部地区的内部差异增幅最大。

从区域间差异来看,研究期内,东-西部地区间新质生产力水平差异最大,地区间基尼系数年均值为0.255;东-中部次之,地区间基尼系数年均值为0.229;中-西部地区间新质生产力水平差异最小,地区间基尼系数年均值为

0.107。由此可见,东部地区 and 中部、西部地区之间的新质生产力水平存在着较大的差异,而中部和西部地区之间的差异相对较小,东-西部及东-中部地区间差异是导致中国新质生产力水平区域差异扩大的重要因素。

从贡献率来看,地区内差异的贡献率从12.178%下降至9.904%,下降了18.7%,平均贡献率为9.969%;地区间差异的贡献率从64.479%下降至62.965%,下降了2.3%,平均贡献率为64.26%;超变密度的贡献率从2010年的25.343%上升至2021年的27.131%,平均贡献率为25.938%。由此可见,新质生产力水平的区域差异主要来源于地区间差异,其次来源于地区内差异。

2.3 时空演变特征分析

2.3.1 分布及演变特征

本文使用核密度估计法探究新质生产力水平的分布及演变特征,为更加直观地描述,绘制2010年、2013年、2016年、2019年及2021年的核密度曲线,如图1所示。

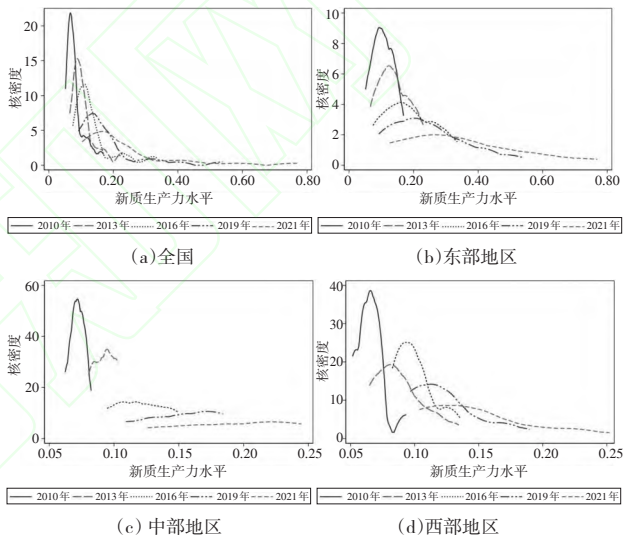


图1 全国及三大地区新质生产力水平核密度曲线

从分布位置及形态来看,全国整体及三大地区的核密度曲线总体上呈现不同程度的右移趋势,说明全国及各地区新质生产力水平逐年上升。

从分布延展性来看,图1(a)和(b)中,主峰高度随时间推移逐渐下降,核密度曲线均存在右侧拖尾现象,意味着研究期内,全国及东部地区内部差异逐渐扩大,且整体新质生产力水平较高。对比图1(c),其主峰高度在研究中后期逐渐下降,延展程度从主峰高度下降开始不断加深,表明中部地区内部新质生产力水平差异在研究中后期呈现扩大的趋势。图1(d)中,主峰高度经历了研究初期下降、中期上升、末期下降三个阶段,且研究末期延展性增加,表明西部地区内部新质生产力水平差异在研究期内呈现先扩大后减小再扩大的演变趋势。

从极化特征来看,图1(a)和(d)中,核密度曲线近似呈现单峰形态,仅在研究中后期核密度曲线右侧存在几个较小的侧峰。图1(b)中,核密度曲线近似呈现从双峰向单峰变动的趋势,表明全国整体、西部及东部地区新质生产力水平极化现象显著。图1(c)中,核密度曲线由单峰向双

峰、近似均匀分布转变,表明中部地区新质生产力水平从多极化逐渐趋于两极化甚至无极化。

综上所述,全国及三大地区的新质生产力水平普遍呈现逐步上升的趋势,但动态发展过程中存在显著的区域异质性特征,且大部分地区新质生产力水平出现极化现象,区域内部尚未形成空间协调格局,发展差异仍然显著存在。

2.3.2 空间相关性分析

为进一步分析新质生产力水平是否存在空间相关性,本文借助邻接权重矩阵,运用莫兰指数检验进行验证,全局莫兰指数的计算结果如表4所示。

表4 2010—2021年新质生产力水平全局莫兰指数					
年份	<i>I</i>	<i>z</i> 值	年份	<i>I</i>	<i>z</i> 值
2010	0.075	1.020	2016	0.137*	1.615
2011	0.067	0.946	2017	0.122*	1.492
2012	0.107*	1.328	2018	0.115*	1.469
2013	0.060	0.881	2019	0.098*	1.311
2014	0.108*	1.340	2020	0.118*	1.501
2015	0.158**	1.800	2021	0.135**	1.670

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

从表4可以看出,全局莫兰指数从2010年的0.075上升到2021年的0.135,整体呈现波动上升的趋势,反映出新质生产力水平存在空间正相关性。

由于全局莫兰指数不能反映各省份间的空间相关性,因此选取部分年份30个省份的新质生产力水平,采用局部莫兰指数进一步探究,结果如表5所示。

表5 2010—2021年部分年份新质生产力水平局部莫兰指数分析结果整理				
年份	H-H型	L-H型	L-L型	H-L型
2010	上海、江苏、浙江、天津、山东	海南、福建、安徽、江西、河北	湖南、河南、湖北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、广西、重庆、四川、贵州、甘肃、青海、宁夏、新疆、云南	北京、广东、陕西
2013	上海、江苏、浙江、天津、山东	海南、福建、安徽、江西、河北、广西	湖南、河南、湖北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、重庆、四川、贵州、甘肃、青海、宁夏、云南	北京、广东、陕西、新疆
2016	上海、江苏、浙江、山东	海南、福建、安徽、江西、河北、广西、天津	湖南、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、重庆、四川、贵州、甘肃、青海、宁夏、云南、陕西、新疆	北京、广东、河南、湖北
2019	上海、江苏、浙江、山东、安徽、福建	海南、江西、广西、天津、湖南	山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、重庆、贵州、甘肃、青海、宁夏、云南、陕西、新疆、河北、河南	北京、广东、湖北、四川
2021	上海、江苏、浙江、山东、安徽、福建	海南、江西、广西、天津、湖南	山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、重庆、贵州、甘肃、青海、宁夏、云南、陕西、新疆、河北、河南	北京、广东、湖北、四川

从地区发展的角度来看,H-H型省份大多集中于东部地区,表现为自身及邻近省份的新质生产力水平均较高。相反,L-L型省份大部分集中于中部以及西部地区,表现为自身与邻近省份的新质生产力水平均较低。从时间演变的角度来看,各省份新质生产力水平的整体波动较小。通过对比2010年与2021年的结果可以看出,天津从H-H型转变为L-H型,陕西从H-L型转变为L-L型。天津作为典型的工业城市,其产业结构偏向于重化工业,而

陕西的产业结构相对单一,缺乏多元化产业,二者在新旧动能转换方面均存在困难,新质生产力水平暂时较低。福建、安徽从L-H型转变为H-H型,广西、湖南从L-L型转变为L-H型,可能是受到周边地区发展的带动,这些省份的新质生产力水平提升明显。湖北、四川从L-L型转变为H-L型。近年来,湖北的数字经济综合实力跃居中部地区之首,而四川在电子信息产业、清洁能源产业等方面的发展优势尤为突出,为本省新质生产力的发展提供了创新动能。

2.3.3 时空动态演变特征

本文以邻接权重矩阵作为Markov链的空间权重矩阵,计算其转移概率矩阵,考察2010—2021年新质生产力水平的稳态分布。使用四分位法将新质生产力水平划分为I型、II型、III型、IV型,分别代表低、中低、中高、高四个层级,传统和空间Markov转移概率矩阵分别如表6和表7所示。

表6 传统Markov转移概率矩阵					
<i>T</i>	<i>T</i> +1				<i>N</i>
	I型	II型	III型	IV型	
I型	0.662	0.309	0.029	0	68
II型	0.033	0.662	0.306	0	62
III型	0	0.033	0.700	0.267	60
IV型	0	0	0.020	0.980	50

表7 空间Markov转移概率矩阵							
相邻省份水平		<i>T</i>	<i>T</i> +1				<i>N</i>
			I型	II型	III型	IV型	
<i>T</i>	I型	I型	0.862	0.138	0	0	29
		II型	0.167	0.667	0.167	0	6
		III型	0	0.500	0.500	0	2
		IV型	0	0	0	1	3
	II型	I型	0.429	0.477	0.096	0	21
		II型	0.040	0.680	0.280	0	25
		III型	0	0.077	0.693	0.231	13
		IV型	0	0	0	1	5
	III型	I型	0.455	0.546	0	0	11
		II型	0	0.696	0.305	0	23
		III型	0	0	0.800	0.200	25
		IV型	0	0	0	1	17
	IV型	I型	0.857	0.143	0	0	7
		II型	0	0.500	0.500	0	8
		III型	0	0	0.600	0.400	20
		IV型	0	0	0.040	0.960	25

由表6的传统Markov转移概率矩阵可知,各类型省份维持在自身新质生产力水平状态的概率分别为66.2%、66.2%、70.0%以及98.0%。其中,发展水平为II型、III型的省份,其新质生产力水平均有3.3%的概率会发生退步,分别有30.6%、26.7%的概率进步为III型、IV型,而IV型省份仅有2.0%的概率会退化为III型,且各类型省份的新质生产力水平均不存在跨越式跃迁,表明中国新质生产力水平整体呈现梯度上升的发展趋势。

由表7的空间Markov转移概率矩阵可知,各省份与其相邻省份新质生产力水平的类型具有协同效应,当相邻省份为I型时,在*T*时期新质生产力水平较低的省份数量大于其他类型的省份数量。从转移概率的角度来看,当一个

省份与新质生产力水平较低的省份相邻时,该省份的发展类型向上转移的概率更大。由此可以看出,新质生产力水平较高的省份能够发挥辐射带动作用,促进相邻省份的发展。从对角线元素来看,当与Ⅱ型省份相邻时,Ⅰ型、Ⅱ型省份不发生转移的概率分别为42.9%、68.0%。当与Ⅲ型省份相邻时,Ⅱ型、Ⅲ型省份不发生转移的概率分别为69.6%、80.0%,大部分时候均高于传统Markov转移概率。该现象表明,当一个省份与Ⅱ型、Ⅲ型省份相邻时,处于相同类型的省份向上转移的概率也随之变大。当相邻省份为Ⅰ型时,各类型省份维持在自身新质生产力水平状态的概率分别为86.2%、66.7%、50.0%、100%,除Ⅲ型省份外,其余类型省份的转移概率均高于传统Markov转移概率,表明当相邻省份的新质生产力水平较低时,各省份新质生产力水平趋于保持相对稳定的状态。

3 结论

本文基于2010—2021年中国30个省份的面板数据,运用熵权法测算新质生产力水平,并进一步运用Dagum基尼系数及其分解、核密度估计、莫兰指数、空间Markov链方法分析全国、三大地区及各省份新质生产力水平的区域差异及时空演变特征,主要结论如下:

(1)从整体上看,研究期内中国新质生产力水平呈逐年增长的趋势,年均增长率达到9.83%。从区域角度来看,三大地区的新质生产力水平的变化趋势在某种程度上与全国平均水平保持一致,东部地区新质生产力水平显著高于全国平均水平以及中西部地区水平,相比之下,中西部地区新质生产力水平相对较低,未能达到全国平均水平。中国新质生产力水平在区域间存在显著的不平衡现象,呈现“东高西低”的区域发展格局。

(2)从新质生产力水平的区域差异及来源的角度看,研究期内中国新质生产力水平的总体差异逐渐扩大。从地区内差异来看,各地区内部新质生产力水平的差异不断扩大,且中部地区的内部差异增幅最大。从地区间差异来看,东部地区和中西部地区新质生产力水平存在较大的差异,而中部地区和西部地区间的差异相对较小,东-西部及东-中部的地区间差异是导致中国新质生产力水平差异扩大的主要因素。从贡献率的角度来看,中国新质生产力水平的区域差异主要来源于地区间差异,其次来源于地区内差异,各地区之间的不平衡发展是导致新质生产力水平存在差异的主要原因。

(3)从新质生产力水平的分布及演变特征来看,全国及三大地区的新质生产力水平存在显著的极化现象,地区内部尚未形成协调发展格局,发展的不平衡现象十分突出。在时空动态演进特征方面,中国新质生产力水平整体上呈现梯度上升的趋势,且并未出现跨越式跃迁。同时,各省份新质生产力水平呈现空间聚集特征,高水平省份能够发挥辐射带动作用,促进邻近低水平省份新质生产力的发展。

参考文献:

- [1]任保平,王子月.新质生产力推进中国式现代化的战略重点、任务与路径[J].西安财经大学学报,2024,37(1).
- [2]郭晗,侯雪花.新质生产力推动现代化产业体系构建的理论逻辑与路径选择[J].西安财经大学学报,2024,37(1).
- [3]姚树洁,张小倩.新质生产力的时代内涵、战略价值与实现路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(1).
- [4]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).
- [5]廖伟伟.论新质生产力的生成:高深知识生产、技术元素整合与产业技术突破[J].重庆高教研究,2024,12(2).
- [6]王水兴,刘勇.智能生产力:一种新质生产力[J].当代经济研究,2024,(1).
- [7]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),2024,45(1).
- [8]沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024,(1).
- [9]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).
- [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).
- [11]陈楠,蔡跃洲.人工智能、承接能力与中国经济增长——新“索洛悖论”和基于AI专利的实证分析[J].经济学动态,2022,(11).
- [12]孙文远,刘于山.人工智能对劳动力市场的影响机制研究[J].华东经济管理,2023,37(3).
- [13]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,2024,37(1).
- [14]金灿阳,徐蔼婷,邱可阳.中国省域数字经济发展水平测度及其空间关联研究[J].统计与信息论坛,2022,37(6).
- [15]芦婷婷,祝志勇.人工智能是否会降低劳动收入份额——基于固定效应模型和面板分位数模型的检验[J].山西财经大学学报,2021,43(11).
- [16]余姗,张哲.中国工业产业链现代化指数:区域差异及动态演进[J].统计与决策,2024,(4).

(责任编辑/梁红)

Statistical Measurement and Spatiotemporal Evolution Characteristics of New Quality Productive Force Level

Li Yang¹, Chen Hailong¹, Tian Maozai^{1,2}

(1.School of Statistics and Data Science, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830012, China;

2.School of Statistics, Renmin University of China, Beijing 100000, China)

Abstract: This paper calculates the new quality productive force level of 30 provinces in China from 2010 to 2021 based on its connotation and main characteristics, analyzes the differences in development levels and dynamic evolution characteristics. The results go as follows: (1) During the research period, the overall development level of new quality productive forces in China showed an upward trend, with significant regional disparities, characterized by a regional development pattern of “higher in the east and lower in the west”. (2) There are significant regional heterogeneity characteristics in the new quality productive forces. Specifically, the development gap in new quality productive forces within the eastern region is higher compared to the central and western regions, and the differences in development between the east–west and east–central regions are the primary reasons for widening the development gaps in China’s new quality productive forces. (3) From perspectives of the distribution and evolution characteristics of new quality productive forces development, polarization phenomena exist both nationwide and in the three major regions, and there is a lack of spatial coordination within regions, leading to significant development disparities. From the perspective of spatiotemporal dynamic evolution characteristics, there is no leapfrog development in the development level of new quality productive forces in China, but rather a gradual upward trend. Regions with higher levels of new quality productive forces can play a radiating role, promoting the development of neighboring regions. However, when the development level of new quality productive forces in neighboring regions lags behind, the province tends to maintain a relatively stable state.

Key words: new quality productive forces; spatiotemporal evolution; Dagum Gini coefficient; kernel density estimation; spatial Markov chain