

中国新质生产力水平测度及时空演变特征研究

蔡 玉

南京邮电大学经济学院, 江苏 南京

收稿日期: 2025年4月11日; 录用日期: 2025年4月25日; 发布日期: 2025年5月29日

摘 要

基于2012~2022年中国30个省份数据, 在构建中国新质生产力综合指标体系的基础上, 运用熵值法测算其发展水平, 并通过Dagum基尼系数及其分解、核密度估计方法、莫兰指数和Markov链状态转移法分别考察中国新质生产力的时空分布、区域差异以及空间动态演变。中国新质生产力发展水平在全国和四大地区层面整体呈梯度上升的发展趋势, 并体现由东向西递减的分布格局。东部和西部地区的新质生产力发展水平的地区间差异最大, 中部和东北地区的新质生产力发展水平地区内差异最大, 地区间差异是总体差异的主要来源; 全国总体和四大地区新质生产力发展的非均衡性在不同程度上均有所增强, 且具有“俱乐部趋同”特征; 区域生产力发展动态变化受到临近地区影响显著, 体现正向的空间溢出效应, 但当新质生产力水平较低的地区与差异过大的高水平地区相邻时, 其正向作用则受到一定程度的抑制。应通过推动新质生产力区域协调发展、探索人才共享机制、构建区域创新合作网络、推进科技创新与产业创新深度融合等方面促进新质生产力均衡协调发展。

关键词

新质生产力, 地区差异, 时空演变

Research on the Measurement and Spatio-Temporal Evolution Characteristics of China's New Quality Productivity Level

Yu Cai

School of Economics, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Apr. 11th, 2025; accepted: Apr. 25th, 2025; published: May 29th, 2025

Abstract

Based on data from 30 provinces in China from 2012 to 2022, a comprehensive indicator system for China's new quality productivity was constructed. The entropy method was used to measure its development level, and the Dagum Gini coefficient and its decomposition, kernel density estimation method, Moran index, and Markov chain state transition method were used to investigate the spatiotemporal distribution, regional differences, and spatial dynamic evolution of China's new quality productivity. The overall development level of China's new quality productivity shows a gradient upward trend at the national and four major regional levels, and reflects a decreasing distribution pattern from east to west. The regional differences in the development level of new quality productivity between the eastern and western regions are the greatest, while the intra regional differences in the development level of new quality productivity between the central and northeastern regions are the greatest. Inter regional differences are the main source of overall differences; The imbalance in the development of new quality productive forces across the country and the four major regions has been strengthened to varying degrees, and has the characteristic of "club convergence"; The dynamic changes in regional productivity development are significantly influenced by neighboring regions, reflecting a positive spatial spillover effect. However, when regions with lower levels of new quality productivity are adjacent to high-level regions with significant differences, their positive effects are somewhat suppressed. We should promote the balanced and coordinated development of new quality productivity by promoting regional coordinated development, exploring talent sharing mechanisms, building regional innovation cooperation networks, and advancing the deep integration of scientific and technological innovation and industrial innovation.

Keywords

New Quality Productivity, Regional Differences, Spatiotemporal Evolution

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

构建现代产业体系，实现高水平科技自立自强，要以新质生产力为基础和核心驱动力，这是应对全球竞争、塑造发展新优势的迫切需要。当前，我国经济稳步发展面临新机遇和新挑战，今年“两会”期间，习近平总书记指出，“要牢牢把握高质量发展这个首要任务，因地制宜发展新质生产力”，这是塑造经济发展新动能，构建新发展格局的重要遵循。总书记从理论上总结、概括，深化了对生产力发展规律的认识，丰富发展了马克思主义生产力理论。在发展新质生产力过程中，一系列区域协调发展战略和区域重大战略不断健全区域协调发展机制，加快形成区域发展联动格局。我国目前新质生产力发展态势、发展潜力如何，其地区差异和时空演进趋势又怎样，弄清楚以上问题，对于深刻把握我国新质生产力发展状况，促进区域新质生产力协调发展具有十分重要的意义。

目前，学术界围绕新质生产力的相关研究，主要集中在以下四个方面。一是内涵特征方面，主要以马克思主义生产力理论为主线阐释新质生产力的内涵和核心要义，总体来看，认为新质生产力是传统生产力的跃迁和能级提升[1]，展现出数字经济新形态[2]。其高智能、高算力、高素质的鲜明特征[3]和全要素创新的核心要义彰显了对传统生产方式的超越[4]，决定新质生产力以原始创新实现爆发式飞跃，以集

成创新和跟随创新实现渐进式飞跃[5]。其核心要义在于供给新要素、形成新技术、创造新价值、培育新产业、重塑新动能[6]。新质生产力除了具有突出的创新能力[7]、高端引领能力[8]、强韧的抗风险能力[9]的一般性特征外，还具有智能化、数字化、绿色化等时代特征[10]。

二是推进路径方面，主要从宏观、中观以及微观三个层面开展研究。宏观层面，提出加强基础和应用研究[11]、加快建设全国统一大市场[12]等。中观层面，前瞻布局战略性新兴产业与未来产业[13]、推进新型工业化[14]、重塑升级现代产业体系[15]、嵌入全球价值链[16]。微观层面，学者提出提升企业自主创新能力[17]、锻造颠覆性技术和前沿技术[18]、实现高水平科技自立自强[19]。

三是研究新质生产力与新发展理念、高质量发展、新型工业化等之间的理论关系。学者认为新质生产力是构建现代化产业体系的重要物质基础[20]，也是实现高质量发展的关键力量[21]，能够有效积极推动国民经济创新发展，为传统生产力变革跃迁提供中国方案[22]。

四是新质生产力的测度与评价方面，目前学界关于新质生产力的测度指标见仁见智，还未形成比较完善的研究框架体系。已有文献大多基于总结新质生产力的概念演变[23]、逻辑内涵[24]、要素特征[25]等，构建综合评价指标体系来测度新质生产力并分析中国省域或市域新质生产力的区域差异及收敛性特征。

综上所述，学术界对新质生产力的研究整体处于起步阶段，但仍有以下两个方面值得深入探讨：一是现有对新质生产力的测度评价研究较少，需要基于协调发展的视角进一步对区域间和区域内新质生产力进行差异性比较研究。二是新质生产力的发展是一个时空演变的过程，对其空间动态演变特征的研究较为缺乏，需要重点关注其空间转移状态演化和时空关联性特征。

基于此，本文基于 2012~2022 年中国 30 个省份的数据，对新质生产力实现“质”与“量”的双重测度，并考察其时空分布、区域差异以及动态演变特点，从整体上全面把握中国新质生产力的发展潜力和格局，发现我国重大战略区域的梯度转移规律，并通过优化资源布局，有选择地推动新产业、新模式、新动能发展，为促进区域协调高质量发展提供有益借鉴。

2. 中国新质生产力水平测算

2.1. 指标选取和数据处理

2.1.1. 指标选取

习近平总书记指出，新质生产力是以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，其本质是先进生产力。马克思对生产力的认识始终没有脱离劳动范畴，从生产力发展规律看，马克思把生产力三要素与生产力的三大来源联系在一起。因此本文以生产力最根本的三要素出发，构建新质生产力评价指标体系，如表 1 所示。

Table 1. Comprehensive evaluation index system of new quality productivity
表 1. 新质生产力综合评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	量化方法	属性
新质生产力	劳动者	人力资本投入	科学投入	政府每年用于科学的财政支出	正
			教育投入	政府每年用于教育的财政支出	正
		人力资本产出	计算机行业贡献度	计算机行业从业人数/当地就业总人数	正
			高等教育水平	大学生数量/总人口	正

续表

劳动对象	新兴产业	新兴产业增加值/GDP	正
		人均人工智能专利数量	正
		机器人安装密度	正
	生态环境	节能减排	负
		绿色环保	正
劳动资料	基础设施	数字基础设施	正
		每百人移动电话数	正
		人均电信业务总量	正
	科技创新	人均专利授权量	正
		R&D 投入	正

2.1.2. 数据来源

本文以 2012~2022 年中国 30 个省(区、市)为样本,数据来自国家统计局、《中国工业统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及各省(区、市)的统计年鉴、经济社会发展统计公报等。

2.2. 测算方法

为了消除指标数据间可能存在的量纲和量级差别,在对指标进行赋权操作前,首先采用极差标准化法对原始指标数据进行预处理,具体操作如下。

正项指标的处理:

$$x_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (1)$$

逆向指标的处理:

$$x_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (2)$$

$$\omega_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^m X_{ij}} \quad (3)$$

关于信息熵 e_j 的处理,公式中的 m 代表评价年数:

$$e_j = -\frac{1}{\ln m} * \sum_{i=1}^m \omega_{ij} * \ln \omega_{ij} \quad (4)$$

关于信息熵冗余度 ρ_j 、指标权重 λ_j 的处理:

$$\rho_j = 1 - e_j \quad (5)$$

$$\lambda_j = \frac{\rho_j}{\sum_{j=1}^m \rho_j} \quad (6)$$

最终根据指标占比 ω_j 及相应权重 λ_j ，得出新质生产力水平：

$$U_i = \sum_{j=1}^m \lambda_j \tag{7}$$

2.3. 测算结果分析

本文选取熵值法对全国以及四大地区的新质生产力发展水平进行了测算，测算结果如图 1 所示。鉴于相邻年份各省份新质生产力水平变化幅度较小，下图中仅展示了部分年份的结果。

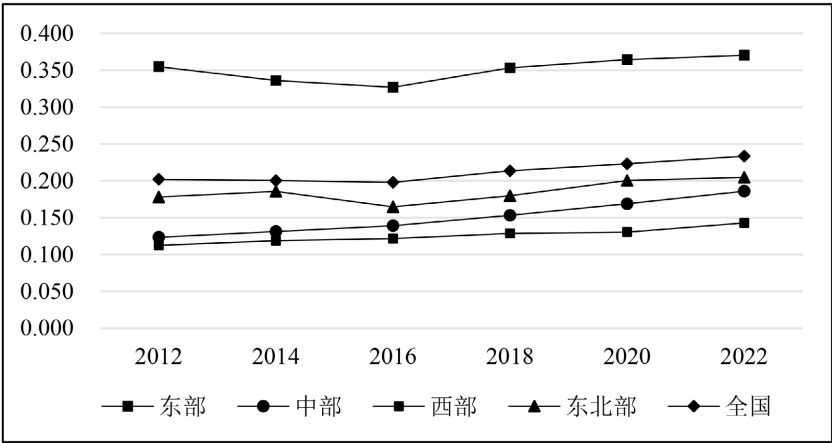


Figure 1. The evolution trend of new quality productivity development levels in China and four major regions from 2012 to 2022
图 1. 2012~2022 年全国及四大地区新质生产力发展水平演变趋势

图 1 反映了 2012~2022 年全国及四大地区新质生产力发展水平演变趋势。在总体层面，中国新质生产力水平基本保持缓慢增长态势，全国均值增长到 0.233；地区层面，各地区新质生产力水平的演进趋势与总体基本一致。东部地区均值显著高于全国，其余地区均较低。东部、东北、中部和西部地区新质生产力水平依次递减，均值分别为 0.348、0.185、0.149、0.125。四大地区的新质生产力水平存在明显的不平衡，东部地区新质生产力发展处于领先地位，其他地区则远落后于东部地区，这基本符合中国各省份发展的基本现状，东部地区区位优势显著，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。而中西部、东北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，因而导致地区发展新质生产力的内生动力相对不足。

各省份之间的发展存在较大差异，考察期内的均值位于前 5 名的省份是北京市、上海市、广东省、江苏省、浙江省，且发展水平较高的省份大部分位于东部地区，相比之下，海南、贵州、广西的新质生产力水平较为滞后。

此外，京津冀地区的北京、天津与河北对比，泛珠三角区域的广东与其他省份对比发现，新质生产力发展中可能存在虹吸效应。发达省份受规模经济、配置效率、本地市场效应等影响，优势资源将持续集聚，不断吸纳周边省份的资源要素，形成区域极化的虹吸效应。

3. 中国新质生产力发展水平的地区差异

3.1. 研究方法：Dagum 基尼系数

参照既有研究的做法[26]，借助 Dagum 基尼系数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：

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (8)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} q_j l_j \quad (9)$$

$$G_b = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (q_j l_h + q_h l_j) D_{jh} \quad (10)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (q_j l_h + q_h l_j) (1 - D_{jh}) \quad (11)$$

式中， 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。

3.2. 地区差异分析

3.2.1. 总体及地区内差异分析

总体层面，2012~2022 年总体的基尼系数的均值为 0.335，由表 2 结果可知，在考察期内，全国新质生产力水平的总体基尼系数呈总体下降趋势。这表明，中国新质生产力水平存在一定的空间差异，但区域差异逐渐缩小，与中国积极推行区域协调发展战略密切相关。

Table 2. Gini coefficient of new quality productivity in China and four regions from 2012 to 2022

表 2. 2012~2022 年全国及四大区域内新质生产力基尼系数

年份	G	G_w			
		东部	中部	西部	东北部
2012	0.378	0.311	0.116	0.150	0.127
2013	0.365	0.312	0.128	0.156	0.125
2014	0.355	0.310	0.147	0.156	0.110
2015	0.347	0.292	0.127	0.150	0.097
2016	0.330	0.287	0.122	0.143	0.078
2017	0.329	0.288	0.116	0.137	0.070
2018	0.329	0.273	0.101	0.165	0.082
2019	0.325	0.265	0.103	0.157	0.072
2020	0.317	0.256	0.080	0.144	0.071
2021	0.309	0.254	0.083	0.149	0.075
2022	0.304	0.255	0.102	0.155	0.093
均值	0.335	0.282	0.111	0.151	0.091

地区层面，2002~2022 年中国四大地区的基尼系数均值分别为 0.282、0.111、0.151、0.091，说明东部地区新质生产力水平空间分异程度最严重。四大地区首尾年份基尼系数的差值分别为 0.056、0.014、-0.005、0.034，即除西部地区外，其他地区的新质生产力水平的非均衡状况均得到了改善。从演变趋势来看，东部地区变化特征与总体基本保持一致，新质生产力发展水平的非均衡程度在稳定减弱；中部地区在样本期内先增后减，西部地区在波动中略有增加，东北地区在波动中减小。

3.2.2. 地区间差异分析

从地区间差异大小看，2012~2022 年我国四大区域的区域间基尼系数，结果如表 3 所示。在考察期内，东部与其他三大地区的区域间基尼系数明显高于其它组合，即东部地区与其他三大地区的新质生产力水平间存在显著的非均衡特征，其中，东西部新质生产力水平发展差异最为显著。

从四大地区首尾年份的地区间基尼系数差值来看，东 - 中部、中 - 西部地区间新质生产力水平的非均衡性特征均有所增强。东 - 中部新质生产力水平的地区间基尼系数增大且演变特征呈“倒 U”型特征；东 - 西部、东 - 东北的地区间基尼系数稳步下降，说明其新质生产力发展水平的地区间差异呈缩小，而中 - 西部地区间差异有扩大。

Table 3. The Gini coefficient of new quality productivity among the four major regions of China from 2012 to 2022
表 3. 2012~2022 年我国四大区域间新质生产力基尼系数

年份	G_b					
	东 - 中	东 - 西	东 - 东北	中 - 西	中 - 东北	西 - 东北
2012	0.261	0.410	0.333	0.142	0.153	0.181
2013	0.378	0.397	0.331	0.148	0.154	0.176
2014	0.369	0.389	0.319	0.157	0.164	0.180
2015	0.354	0.382	0.310	0.147	0.140	0.167
2016	0.339	0.366	0.308	0.141	0.120	0.149
2017	0.337	0.369	0.297	0.137	0.126	0.161
2018	0.326	0.367	0.297	0.150	0.107	0.169
2019	0.315	0.365	0.285	0.152	0.107	0.171
2020	0.304	0.361	0.275	0.140	0.090	0.166
2021	0.295	0.352	0.275	0.144	0.089	0.162
2022	0.290	0.345	0.274	0.154	0.106	0.167
均值	0.324	0.373	0.300	0.147	0.123	0.168

3.2.3. 地区差异来源分析

图 2 反映中国新质生产力发展水平的地区差异来源的贡献率分布。从贡献率大小来看，样本考察期内地区内、地区间及超变密度对总体空间分异程度的平均贡献率分别为 20.298%、72.277%、7.424%。

从演化态势来看，样本考察期内，地区内、地区间以及超变密度贡献率基本保持稳定，区域间基尼系数贡献率几乎占据总体贡献率的四分之三之多，且地区间贡献率始终高于超变密度贡献率和地区内贡献率。这充分证明地区间差异是目前中国新质生产力发展水平地区差异的主要来源。

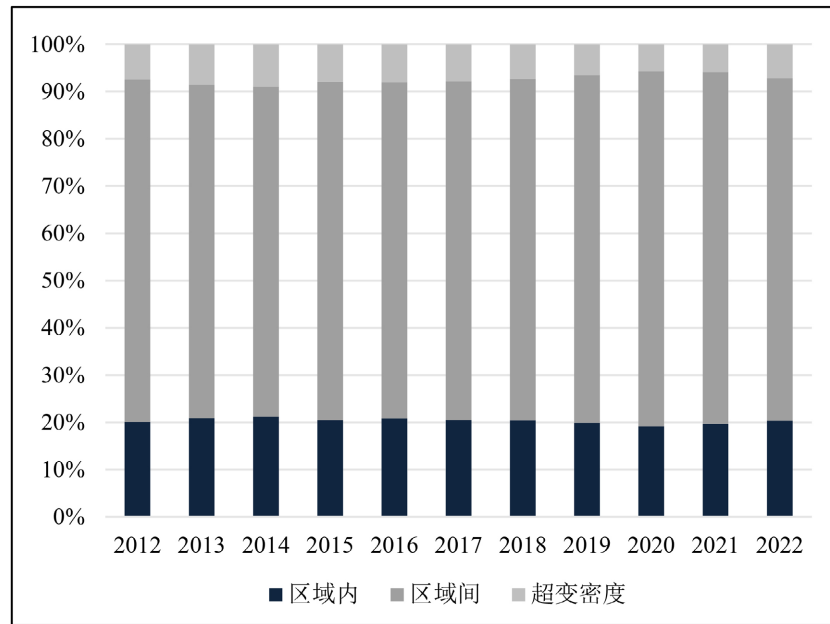


Figure 2. Contribution rate of spatial differentiation sources
图 2. 空间分异来源的贡献率

4. 中国新质生产力发展水平的时空演变

4.1. 研究方法概述

4.1.1. 核密度估计法

参数估计和非参数估计是研究样本分布规律常用的估计方法，参数估计需要事先明确样本参数服从的条件概率分布形态，但非参数检验则不需要，对先验知识的限制条件较少。因此，本文用非参数估计方法中的核密度估计考察中国新质生产力的分布动态，具体公式如下：

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (12)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (13)$$

其中， N 为观测值的个数， X_i 代表独立同分布的观测值， x 是观测值的平均值， $K(\cdot)$ 是核函数， h 为带宽。核函数的带宽决定了估计的精确度。

4.1.2. Markov 链

Markov 链旨在对事物状态及转移概率矩阵进行研究分析，在随机过程中，如果 t_i 在某一时间点的状态已知，则当 $t > t_i$ 时，其状态与 t_i 时刻之前的状态无关，而是与 t_i 的现状有关。Markov 链是一种用于刻画状态序列的演变过程的数学工具。其独特之处在于，每一个当前状态的值并非孤立存在，而是紧密依赖于前一个时间点的状态。在传统的 Markov 链模型中，随机变量从一个状态转移至另一个状态的概率，仅由前一时刻的状态所唯一确定，这体现了其无后效性的特质。具体的计算公式如下：

$$P\{X(t) = j | X_{t-1} = i_{t-1}, X_{t-2} = i_{t-2}, \dots, X_0 = i_0\} = \{X(t) = j | X_{t-1} = i_{t-1}\} \quad (14)$$

若将我国各省份的新质生产力水平细分为 N 个不同的状态类别，在 Markov 链的框架下，可以构建

一个 $N \times N$ 的转移矩阵来描绘这些状态之间的变迁关系。引入 Q 为 $1 \times L$ 的行向量用于表示在 t 时刻新质生产力水平的分布状况, 则 $t + 1$ 时期的分布为 $Q_{t+1} = Q_t P$; 若这种状态的转移概率不随时间的推移而发生变化, 即呈现出时间同质性, 那么 $t + s$ 时刻的分布 Q_{t+s} 可以通过 Q_t 与 P_s 的乘积得出, 即 $Q_{t+s} = Q_t P_s$; 此外, 当状态转移矩阵 P_s 是正规矩阵时, 随着 s 的增加, P_s 将逐渐收敛于一个秩为 1 的极限矩阵。在此情境下, 可以获得一个长期稳定的分布 Q , 它代表了新质生产力水平在长期内的稳定状态。

$$P = p_{ij} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & \cdots \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & \cdots \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \end{bmatrix}, p_{ij} \geq 0; \sum_{j \in N} p_{ij} = 1; i, j \in N \quad (15)$$

$$p_{ij} = n_{ij} / n_i \quad (16)$$

其中, p_{ij} 代表了在观测期间内新质生产力水平从初始状态 i 转移至后续状态 j 的概率。为了准确估计这一概率, 常采用极大似然法作为统计推断的手段。此外, n_{ij} 代表新质生产力水平从状态 i 转移至状态 j 的频次, n_i 代表初始时刻第 i 种状态出现的累计次数。

4.2. 时间动态演变特征

本文采用核密度估计法, 探究新质生产力水平的分布及时序演变特征。为更加直观地描述其绝对差异及动态演化特征, 分别绘制 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年及 2022 年的核密度曲线, 如图 3~7 所示。

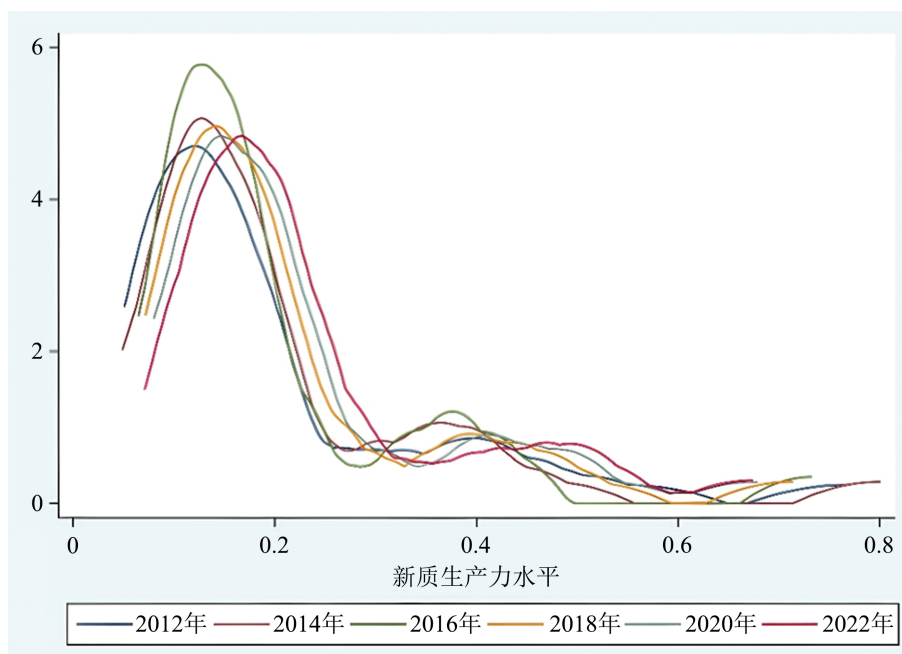


Figure 3. Kernel density map of the overall new mass productivity level in China
图 3. 全国总体新质生产力水平的核密度图

图 3 反映了主要年份全国总体新质生产力水平分布动态演进特征。第一, 从分布位置看, 2012 年至 2022 年全国总体的新质生产力水平的核密度曲线随时间推移呈右移趋势, 这反映出全国总体的新质生产力

水平总体提升，与前文测度结果相吻合。第二，从分布形态看，核密度曲线整体呈现单峰形态，但在研究中期右侧出现少数较小的侧峰，这揭示了我国新质生产力水平在空间分布上存在显著的不均衡现象。同时，核密度曲线右侧的拖尾现象显著，表明新质生产力水平普遍较低，且高水平省份与全国平均水平之间的差距在逐渐拉大。第三，从波峰形态看，波峰高度呈现先增后减趋势，波峰宽度则先窄后宽，这说明我国总体新质生产力发展水平的收敛性在减弱，整体分布趋于离散型，总体差距虽有所扩大，但变化幅度相对平缓，未呈现剧烈波动。

图 4 反映了东部地区新质生产力水平分布动态演进特征。第一，从分布位置看，2012~2022 年我国东部各省核密度曲线的分布中心总体上从左偏变为右偏，这表明东部地区新质生产力水平在初始阶段呈下降趋势，而在后期又出现上升态势。第二，从分布形态看，核密度分布曲线的峰型总体上呈现单峰特征，没有出现侧峰，这表明东部地区新质生产力发展水平表现为单极化现象。第三，从波峰形态看，核密度曲线的主峰高度呈现“上升 - 降低 - 上升”的起伏态势，主峰宽度呈“增 - 减”的特点，但总体上仍呈主峰升高而宽度减小的变化趋势，这表明东部地区各省域间新质生产力发展水平差异呈缩小趋势。

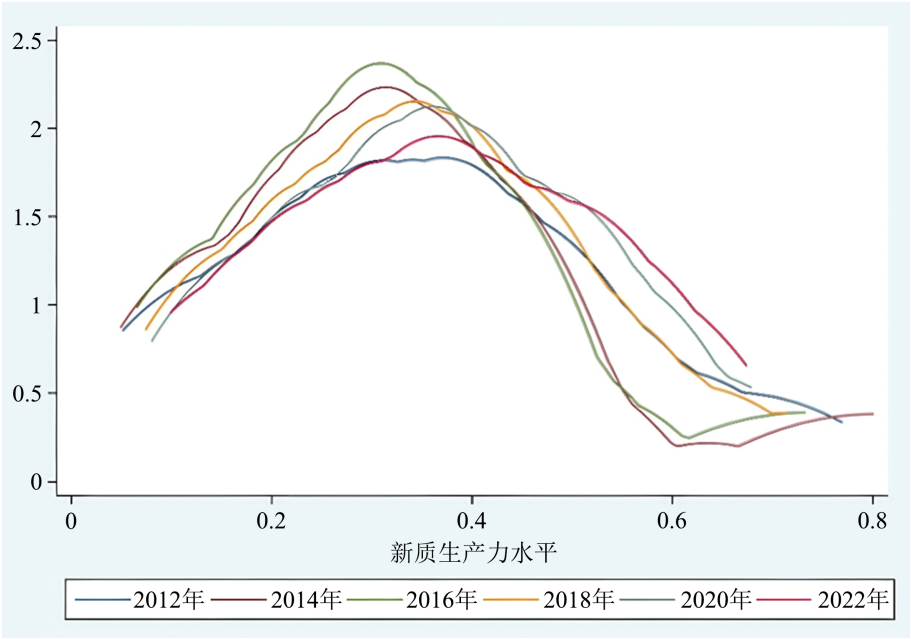


Figure 4. Kernel density map of new mass productivity levels in provinces in the eastern region
图 4. 东部地区各省份新质生产力水平的核密度图

图 5 反映了中部地区新质生产力水平分布动态演进特征。第一，从分布位置看，随时间推移，中部地区各省份的核密度曲线呈右移趋势，表明中部地区新质生产力水平总体上呈稳步上升态势。第二，从曲线形态看，核密度曲线仅在中期呈现“单峰”状态，随后逐渐转变为近似均匀分布，这反映了中部地区新质生产力水平从“无极化”到“单极化”再回归“无极化”的演变趋势。第三，从波峰形态看，波峰高度的变化经历了研究初期的下降、中期的上升和末期的再次下降，而波峰宽度的演变则表现为先变宽、后变窄、再变宽的过程，这揭示了中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。

图 6 反映了西部地区新质生产力水平分布动态演进特征。第一，从分布位置看，西部地区各省份的核密度曲线不断右移，这反映了西部地区新质生产力水平的整体提升。第二，从分布形态看，核密度曲

线的波峰数量经历了从 2012 年并不显著的两个波峰，到 2022 年“一主两小”的波峰分布，主峰峰值明显，这表明西部地区新质生产力水平从“两极化”向“多极化”发展，呈现出一定的梯度层次。第三，从波峰形态看，核密度估计图中分布曲线的主峰高度普遍偏低且持续下降，这进一步证实了西部地区新质生产力水平的整体偏低，与其他地区相比存在显著的差距。

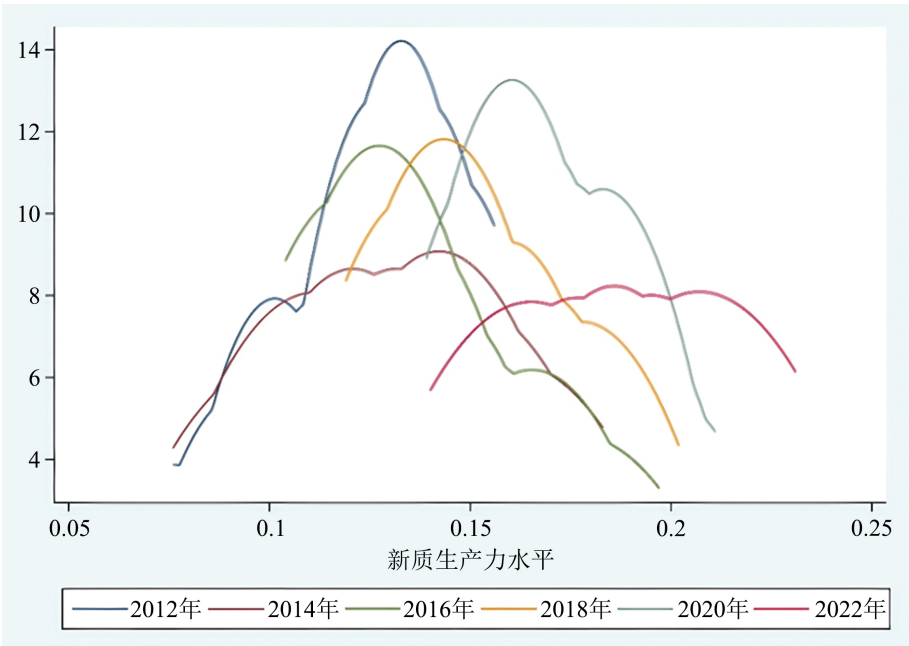


Figure 5. Kernel density map of new mass productivity levels in provinces in the central region
图 5. 中部地区各省份新质生产力水平的核密度图

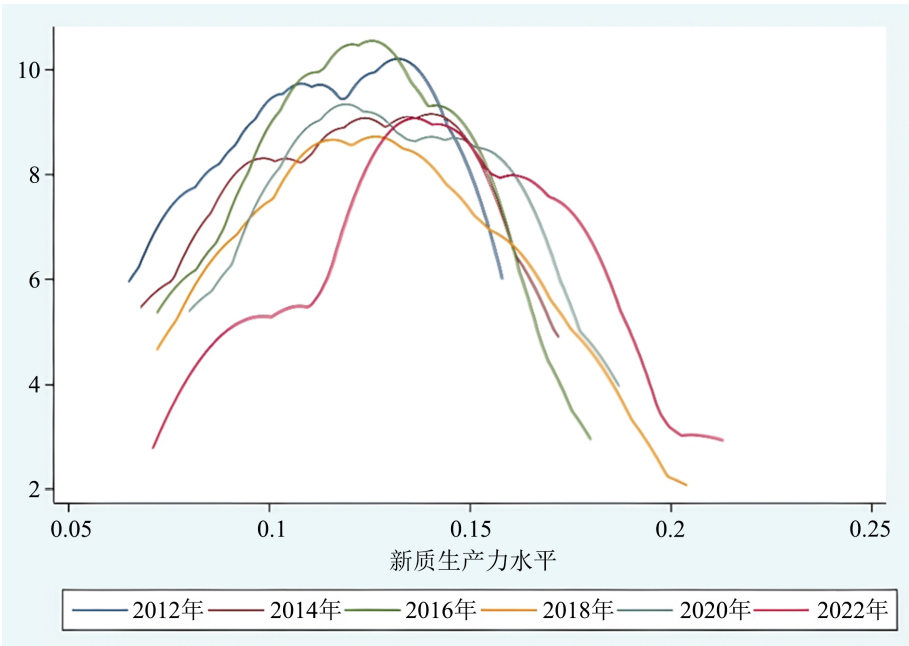


Figure 6. Kernel density map of new mass productivity levels in provinces in the western region
图 6. 西部地区各省份新质生产力水平的核密度图

图 7 反映了东北地区新质生产力水平分布动态和演进特征。第一，从分布位置看，东北地区各省份核密度曲线总体上大致呈现右移趋势，说明东北地区新质生产力水平总体有所上升。第二，从分布形态看，核密度估计图曲线整体较为平缓，中期略微呈现单峰状态，说明北地区新质生产力水平极化特征不显著，地区发展较为均衡。第三，从波峰形态看，核密度估计图中的波峰高度总体较低，上下起伏波动较大，波峰高度先上升、后下降，但总体上有所上升，表明东北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、总体扩大的演变趋势。

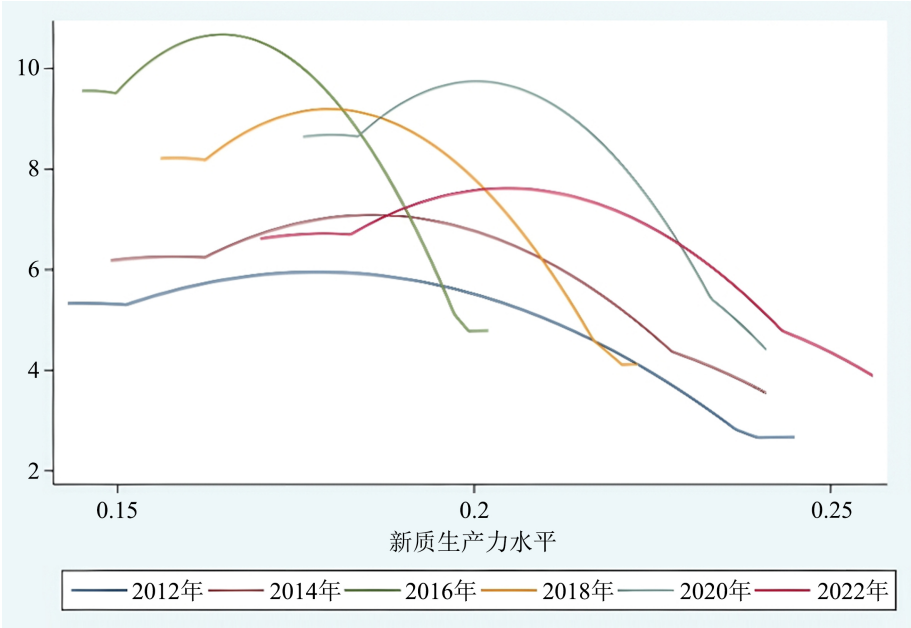


Figure 7. Kernel density map of new mass productivity levels in provinces in Northeast China
图 7. 空间东北地区各省份新质生产力水平的核密度图

综上，全国及四大地区的新质生产力水平总体发展趋势逐渐上升，但动态发展过程中存在较为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，发展差异仍然存在。

4.3. 空间演变特征

4.3.1. 局域相关性分析

由于全局莫兰指数不能反映各省份间的空间相关性，为了样本考察期内各省份新质生产力空间集聚特征，本文选取 2012 年、2014 年、2016 年、2018 年、2020 年及 2022 年 30 个省份的数据，测算局部莫兰指数并绘制散点图。在散点图的四个象限中，第一象限称为“高效型”，第二象限称为“空心型”，第三象限“低效型”，第四象限称为“极化型”，分别代表高 - 高区域、低 - 高区域、低 - 低区域和高 - 低区域。除了横向观察不同省份的象限分布外，还需纵向观察同一省份在象限间的变动情况。经测算，由于在不同年份省份分布变化不大，本文仅展示 2022 年局部莫兰指数散点图，如图 8 所示。

由局部莫兰指数散点图可知中国各省份新质生产力水平在各象限的分布，多数省份集聚于第一象限和第三象限。第一象限共 7 个，为：天津、上海、江苏、福建、浙江、山东、北京，全部位于东部地区；第二象限为：海南、河北、江西、安徽；第三象限省份最多，数量超过半数，为 17 个，具体为：山西、河南、湖北、湖南、云南、内蒙古、四川、宁夏、广西、新疆、甘肃、贵州、重庆、陕西、青海、吉林、

黑龙江，集中于中部、西部、东北地区；第四象限省份最少，仅有辽宁和广东两个省份。除了 2014 年福建受广东和浙江新质生产力水平提升的影响，短暂地跳跃至第二象限，转变为空心型；山东发展势头强劲，水平明显高于周边省份，位于第一、第四象限分界线外，均保持这种分布。

从空间散点分布的格局可以看出，西部地区省份发展持续性不足，东部地区均存在一定程度的虹吸现象，我国新质生产力水平存在明显的空间异质性，且带动效应与虹吸效应并存。

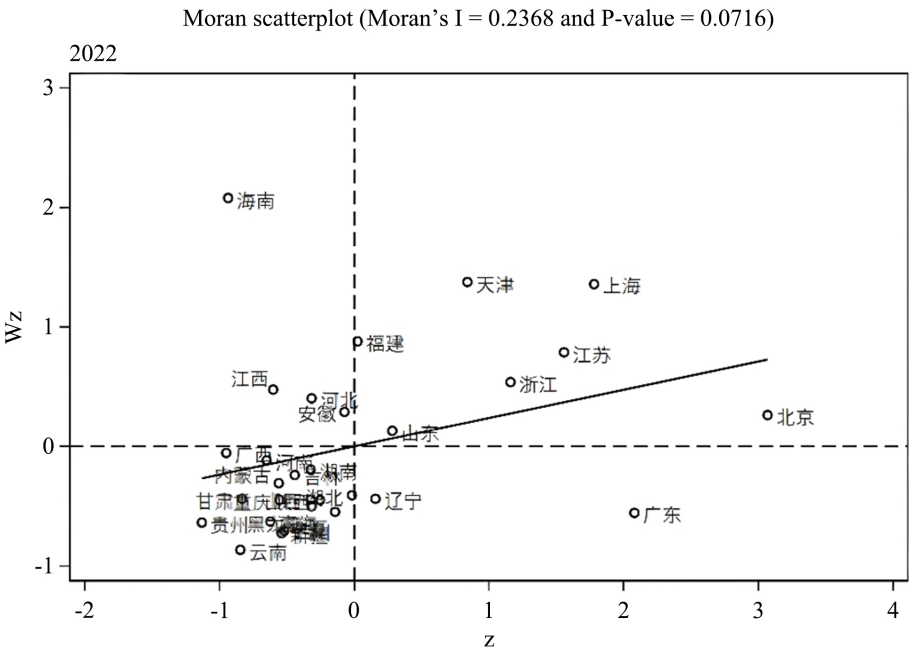


Figure 8. Local Moran index chart in 2022
图 8. 2022 年局部莫兰指数图

4.3.2. 传统 Markov 链分析

由本文运用 Markov 链状态转移法进一步考察我国新质生产力水平动态转移特性及其潜在概率。基于 Markov 链的分析框架，本文采用四分位数法，将前文得到的新质生产力水平细分为四种不同的状态（即取 $N = 4$ ），分别为 I 型、II 型、III 型、IV 型，分别代表低、中低、中高、高四个层级。

通过 Matlab 软件得到结果如表 4 所示。对角线上的数值表示各区域新质生产力水平维持原状态未发生变化的概率，这反映了这些地区新质生产力发展的稳定性。而表中非对角线上的数值则揭示了不同区域新质生产力水平在不同状态间发生转移的可能性。

Table 4. Traditional Markov transfer probability matrix
表 4. 传统 Markov 转移概率矩阵

类型	I	II	III	IV	n
I	0.885	0.115	0.000	0.000	78
II	0.053	0.789	0.158	0.000	76
III	0.000	0.055	0.877	0.068	73
IV	0.000	0.000	0.055	0.945	73

由表 4 中第二行数据可知, 期初新质生产力处于低水平的地区, 期末时有 88.5% 的地区仍然维持在这一水平, 显示出较强的稳定性; 而 11.5% 的地区则实现了生产力的跃升, 达到了中低水平, 但未有地区能够直接跃升至中高水平或高水平。

表 4 第三行数据显示, 对于期初处于新质生产力中低水平的省份, 78.9% 的地区在期末时保持了原有水平, 稳定性较高; 而 5.3% 的地区生产力有所下降, 降至低水平; 有 15.8% 的地区实现了生产力的显著提升, 跃迁至中高水平。

表 4 第四行数据揭示了中高水平地区的动态变化。在期末时, 87.7% 的中高水平地区依旧保持其发展水平, 未出现下滑至低水平的情况; 但 5.5% 的地区略有下降, 回到了中低水平; 值得注意的是, 6.8% 的地区实现了新质生产力的再次跃升, 达到了高水平。

最后, 表 4 第五行数据表明, 对于期初即处于新质生产力高水平的省份, 其稳定性尤为显著。在期末时, 高达 94.5% 的地区维持了原有的高水平状态; 仅有 5.5% 的地区下降至中高水平, 而无一地区下滑至低水平或中低水平。

得出全国新质生产力水平的空间转移特征, 第一, 对角线方向的要素迁移概率始终为最大, 这表明考察期内, 新质生产力水平处于一个比较平稳的时期, 若某一区域的新质量生产力水平属于 i 型, 那么 1 年后仍然是这种状态的可能性为 63.25%~86.32%。此外, 斜向转移的概率大于非对角方向转移的概率, 我国新质生产力水平属于条件收敛。第二, 新质生产力水平没有表现出显著的跨越式转移现象。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。第三, 新质生产力水平整体呈由低到高的转变。I 型、II 型和 III 型分别上升的可能性分别为 11.5%、15.8% 和 6.8%, 比各自下降的可能性都要大, 表明研究期内, 各区域的新质生产力发展水平有较大的可能性会逐步提升。

4.3.3. 空间 Markov 链分析

为了进一步验证区域新质生产力在地理空间上的依赖性, 本文在传统 Markov 链分析的基础上, 采用相同的状态划分标准, 加入地理空间因素的考量, 并借助空间 Markov 转移概率矩阵, 构建空间 Markov 链模型, 结果如表 5 所示。

从表 5 的结果可知, 第一, 对于新质生产力较低水平的地区, 面对其他邻域环境时不发生类型改变的最小概率为 76.9%, 向上一等级跃升的最大概率仅为 23.1%, 且提升至更高两个或三个等级的概率均为 0, 其向上跃迁的潜力相对有限。第二, 对于中低新质生产力水平的地区, 面对其他邻域环境时不发生类型改变的最小概率为 66.7%, 有最高 25% 的概率转移提升至中高水平, 但不存在跃迁至高水平的可能。值得注意的是, 中低水平地区也存在最大 8.3% 的概率风险转变为低水平地区, 从而类型进一步下降。第三, 对于中高新质生产力水平的地区, 不发生类型改变的最小概率达到了 84%, 显示出了较高的稳定性; 这些地区有一定机会(最大为 14.3%)进一步提升最高水平, 但却不存在降为低水平地区的可能。第四, 对于高水平新质生产力水平的地区, 虽然维持类型不变的最小概率仅为 50%, 显示出一定的不稳定性, 但这些地区并未显示出下降至中低水平或低水平的可能性, 而是有一半的概率下降至中高水平。整体来看, 新质生产力水平的区域动态变化受到邻域条件的显著影响, 不同地区在不同邻域环境下的转移概率呈现出特定的规律和趋势。

据此, 本文得出以下关于新质生产力水平动态转移的规律特征。首先, 地理空间因素对不同层次新质生产力的变动具有重要影响。若将其排除在外, 则 I 型向 II 型转移的可能性将被过高地估计为 15.8%, 但加入地理空间因素后, 这种概率会因邻接类型的不同而显著变化, 分别为 5.3%、12.2%、23.1% 和 0。这一发现凸显了在分析我国新质生产力水平演变趋势时, 必须充分考虑地理空间因素的重要影响。

Table 5. Spatial Markov transfer probability matrix
表 5. 空间 Markov 转移概率矩阵

类型	$t/(t + 1)$	I	II	III	IV	n
I	I	0.947	0.053	0.000	0.000	19
	II	0.059	0.941	0.000	0.000	17
	III	0.000	0.000	1.000	0.000	5
	IV	0.000	0.000	0.000	1.000	8
II	I	0.878	0.122	0.000	0.000	41
	II	0.036	0.786	0.179	0.000	28
	III	0.000	0.120	0.840	0.040	25
	IV	0.000	0.000	0.500	0.500	4
III	I	0.769	0.231	0.000	0.000	13
	II	0.083	0.667	0.250	0.000	24
	III	0.000	0.045	0.909	0.045	22
	IV	0.000	0.000	0.000	1.000	15
IV	I	1.000	0.000	0.000	0.000	5
	II	0.000	0.857	0.143	0.000	7
	III	0.000	0.000	0.857	0.143	21
	IV	0.000	0.000	0.043	0.957	46

其次，新质生产力水平在同一类型内的稳定性会随着邻接类型的变化而波动。例如，类型 I 在邻接不同类型时的稳定性概率差异显著，从与类型 I 相邻时的 94.7%降至与类型 III 相邻时的 76.9%，但在与类型 IV 相邻时又回升至 100%。同样，类型 II、III 也呈现出类似的稳定变化趋势。值得注意的是，类型 IV 的稳定性随着邻接类型的提高而逐渐降低，这表明高水平地区在面临更高水平邻接时可能面临更大的挑战和不确定性。

最后，新质生产力水平具有“俱乐部趋同”的特点。具体来说，当类型 I 地区与更高水平的地区相邻时，其提升至类型 II 的概率随着邻接类型的提高而增加(依次为 5.3%、12.2%、23.1%)。类似地，类型 II 和类型 III 地区在面临更高水平邻接时，其提升概率也呈上升趋势。这表明，与具有较高新质生产力水平的地区相邻有助于提升本地区的新质生产力水平，体现了正向空间溢出效应。但当新质生产力水平较低的地区与差异过大的高水平地区相邻时，其正向作用会受到一定程度的抑制。

5. 结论和启示

本文基于 2012~2022 年中国 30 个省份数据对省级新质生产力水平进行了测算，并进一步考察其时空分布、区域差异及动态演变特征。研究发现：(1) 全国及四大地区新质生产力水平呈现显著的空间非均衡特征，东部地区凭借创新要素集聚优势处于领先地位，而中西部地区受基础设施、产业转型的限制，处于落后地位。(2) 中国新质生产力水平总体差异逐渐扩大，东部地区区域创新生态系统的完善，不断缩小

其地区内差异,而其他地区的区域内分异波动较大,存在先缩小、后扩大的趋势。(3) 新质生产力区域动态变化受到临近地区的显著影响,东部地区出现“虹吸”现象,不断以创新要素形成集聚租金,而中西部则面临人才流失、研发投入不足陷入低水平锁定,使其具有“俱乐部趋同”的特征。

基于上述结论,本文得到如下启示。

(1) 建立跨区域要素流通机制,推动新质生产力区域协调发展。首先,打破区域行政壁垒,畅通要素流通渠道,实现技术、人才、信息的流动与整合,省际间积极推进数据要素平台共建、人才资源智库互联、科技供需市场互通共享等目标。其次,发挥自身优势,推进区域产业链的合理分工。各省根据区位和资源禀赋优势,将优势产业与地区产业链相融合。毗邻省份尽快在区域内形成新型“雁阵”模式,探索新的区域合作模式,实现互利共赢。最后,发挥先进区域辐射带动作用。在新质生产力水平较高的地区,赋予其更大的政策自主权和创新空间,鼓励其在管理模式等方面尝试突破,从而形成可复制、可推广的先进经验。

(2) 欠发达地区加快发展新质生产力产业集群,需要“先立后破”。“立”就是先行先试,探索实施“新质生产力硅谷”园区建设专项支持政策、“新质生产力资产”新基建专项支持政策、“新质生产力孵化”创新平台专项支持政策。在“破”上,要紧随其后,锚定而动,打通束缚发展新质生产力产业集群的堵点,化解“地含金量”政策工具、“低转化率”政策供给等问题,为新的“立”创造空间。

(3) 加快探索人才共享机制,促进跨区域人力资源协同配置。一是强化区域人才合理流动政策衔接。着力破除区域人才流动壁垒,坚持靶向引才,促进产业链和人才链深度对接和耦合式发展,有效推动区域人才一体化发展。二是建设人才共享交流平台。搭建多元化、专业化和覆盖全领域的人才资源信息库,借助大数据等信息技术对人才资源进行分类整合,缓解人才交流信息不对称,发挥区域人才共享的协同效应。三是完善人才共享服务体系。立足区位特色,构建宜居、宜业、宜创的区域人才一体化政策服务体系,服务互通的人才服务综合配套体系,在人才规划、职业发展、社会保障等方面提供专业化服务和制度性保障,打造一站式综合服务平台。

(4) 加快构建区域创新合作网络,提升区域协同创新体系整体效能。一是完善多中心区域创新体系。特别是在中西部和东北地区,遴选和布局一批带动能力强、辐射面积广的区域科技创新中心,打造科技创新策源地,充分发挥创新资源集聚的正外部性,同时与东部地区合力形成协同创新网络,发挥区域协同创新的辐射带动作用。二是加强科教资源统筹布局。深入实施科教兴国战略,推动科教资源适度向欠发达地区和中西部地区倾斜,加大对欠发达地区教育资金投入,促进科教资源合理分布。同时,依托东西部科技合作体系和对口支援等机制,推动创新要素向西部地区有序流动和高效汇集,促使企业、高等院校和科研院所这些区域协同创新参与者形成创新合力。

(5) 把握推进科技创新与产业创新深度融合的途径。科技创新为产业高质量发展拓展空间,产业发展为科技创新提供转化载体和应用场景,两者互为牵引,互促共进。首先,增强高质量科技供给。当前我国面临的诸多“卡脖子”技术问题,根子在基础研究。基础理论研究是科研链条的起始端。科技创新推动产业创新,基础在于形成强有力的高质量科技供给能力。其次,强化企业科技创新主体地位。有效链接科技创新和产业创新的群体,天然是对科技创新需求敏感、直面市场和产业竞争的企业,同时企业既是技术创新研发的投入主体,又是科技成果推广的受益主体,需要充分发挥科技领军企业的龙头作用,同时培育更多的独角兽企业和“专精特新”企业;最后,推进科技成果高效转化应用。应依托我国产业基础优势和超大规模市场优势,加强国家技术转移体系建设,完善政策支持和市场服务。

基金项目

江苏省大学生创新创业计划项目“数字基础设施建设驱动全要素生产率提升的机制与对策研究”

(项目编号: 202410293206Y)。

参考文献

- [1] 高培勇. 深入学习习近平经济思想的方法和路径[J]. 经济学动态, 2023(12): 3-13.
- [2] 周绍东, 胡华杰. 新质生产力推动创新发展的政治经济学研究[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(5): 26-35.
- [3] 曾立, 谢鹏俊. 加快形成新质生产力的出场语境、功能定位与实践进路[J]. 经济纵横, 2023(12): 29-37.
- [4] 令小雄, 谢何源, 妥亮, 等. 新质生产力的三重向度: 时空向度、结构向度、科技向度[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(1): 67-76.
- [5] 张林, 蒲清平. 新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023, 29(6): 137-148.
- [6] 任保平. 以产业数字化和数字产业化协同发展推进新型工业化[J]. 改革, 2023(11): 28-37.
- [7] 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.
- [8] 张占斌. 中国式现代化创造性引领资本健康发展探析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2023, 63(1): 24-37.
- [9] 魏崇辉. 新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J]. 理论与改革, 2023(6): 25-38.
- [10] 戚聿东, 徐凯歌. 数字经济时代企业社会责任的理论认知与履践范式变革[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2023, 63(1): 165-176.
- [11] 张杰. 科技创新支撑中国经济中高速增长的路径、问题与对策[J]. 江苏行政学院学报, 2023(4): 54-62.
- [12] 刘志彪. 全国统一大市场: 统什么、怎么统? [N]. 人民政协报, 2023(3).
- [13] 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): 12-20.
- [14] Jin, B. (2024) New Industrialization and New Model for Human Civilization. *China Economist*, 19, 42-53.
- [15] 白雪洁. 以数字经济助力现代化产业体系建设[J]. 人民论坛·学术前沿, 2023(5): 41-50.
- [16] 吴福象. 中美制造业竞争态势及中国制造业技术创新策略[J]. 人民论坛·学术前沿, 2023(17): 60-66.
- [17] 曾宪奎. 在高质量发展中提升产业链供应链韧性和安全水平[J]. 宁夏社会科学, 2023(2): 101-107.
- [18] 韩凤芹, 陈亚平. 适应高水平自立自强的科技创新双层治理逻辑与实现路径[J]. 中国科技论坛, 2023(9): 1-9.
- [19] 安同良, 姜舸, 王大中. 中国高技术制造业技术测度与赶超路径——以锂电池行业为例[J]. 经济研究, 2023, 58(1): 192-208.
- [20] 中国社会科学院工业经济研究所课题组, 史丹, 李晓华, 等. 新型工业化内涵特征、体系构建与实施路径[J]. 中国工业经济, 2023(3): 5-19.
- [21] 高帆. “新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6): 127-145.
- [22] 万长松, 徐志源, 柴亚杰. 新质生产力论[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 51(2): 1-6.
- [23] 栗向阳, 王磊, 张宇欣. 长江经济带新质生产力发展的时空演化格局及其影响因素[J]. 长江流域资源与环境, 2024, 33(5): 909-923.
- [24] 梁炜, 朱承亮. 颠覆性创新生态系统视角下新质生产力的逻辑内涵及监测框架[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2024, 54(3): 38-47.
- [25] 卢江, 郭子昂. 市场结构、价格竞争与斯蒂德曼诘难——基于部门利润率动态变化视角的研究[J]. 政治经济学季刊, 2024(1): 72-91.
- [26] Dagum, C. (1997) A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio. *Empirical Economics*, 22, 515-531. <https://doi.org/10.1007/bf01205777>