

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

栗向阳¹, 王 磊², 张宇欣^{3*}

(1. 湖北省社会科学院长江流域经济研究所, 湖北 武汉 430072; 2. 武汉大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430072; 3. 信阳师范大学地理科学学院, 河南 信阳 464000)

摘 要: 新质生产力对于推动经济高质量发展和实现中国式现代化具有重要的现实意义。通过构建综合评价指标体系, 利用 Theil 指数、探索性时空数据分析框架和空间计量模型等方法测度并分析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。研究表明: (1) 2013~2021 年, 长江经济带新质生产力发展有所提升但仍处于较低水平, 2013 和 2021 年新质生产力发展水平均值分别为 0.040 和 0.101; 空间分布上呈现“东高西低、北高南低”特征且有明显的区域组团集聚分布态势; 高值点主要为上海、苏州、南京、杭州、成都等直辖市和省会城市, 低值点主要为广安、巴中、昭通、达州、遂宁等上游地区城市。(2) 新质生产力发展在全域和上、中、下游地区均具有显著差异, 且该差异呈先减小后增大趋势; 地区内部差异由强到弱依次为上游、下游和中游, 对全域发展差异的贡献率由大到小依次为下游、中游和上游。(3) 新质生产力发展的全域空间自相关(正向)特征明显, 关联程度呈先减弱后增强再减弱的演变趋势; 整体和局域空间结构均较为稳定, 在演化过程中具有很强的空间依赖性, 呈现以高协同升高为主的空间整合动态性特征。(4) 直接影响效应方面, 政府行政能力的提升对城市自身新质生产力发展呈负向作用, 其他因素呈正向作用; 空间溢出效应方面, 经济发展和市场化程度的提升对新质生产力发展具有正向空间溢出效应, 其他要素具有负向空间溢出效应。(5) 因此城市建设中, 一要因地制宜地制定推动新质生产力发展的政策措施, 二要充分发挥地区经济发展、财政结构调整、产业结构升级、制度设计完善、市场化改革和政府职能转变对新质生产力发展的促进作用, 三是要积极完善新质生产力发展的区域协同机制, 增强中心城市对中小城市的辐射带动作用, 推动新质生产力发展的跨域合作和协同参与。

关键词: 新质生产力发展; 长江经济带; 时空演化格局; 影响因素; 空间计量模型

中图分类号: F126 文献标识码: A 文章编号: 1004-8227(2024)05-0909-15

DOI: 10.11870/cjlyzyhj202405001

2023 年 9 月 6 日, 习近平总书记在黑龙江调研考察时指出, 要整合科技创新资源, 引领发展战略性新兴产业和未来产业, 加快形成新质生产力。在随后主持召开的新时代推动东北全面振兴座谈会上, 其更是明确提出“积极培育新能源、新材料、先进制造、电子信息等战略性新兴产业, 积极培育未来产业, 加快形成新质生产力, 增强发展新动能。”事实上, 作为擘画中国高质量发展蓝图的重要驱动力, 新质生产力不仅能培育发展新动能、形成竞争新优势、抢占发展制高

点, 提升我国在全球产业链和价值链中的位置, 统筹国家安全和发展的关系^[1, 2]; 也能催生新产品、新业态和新模式, 满足人民物质和精神需求, 实现人民物质和精神共同富裕, 推动中国式现代化建设^[1]。可以讲, “新质生产力”的提出为我国未来社会经济发展指明了道路和方向。另一方面, 长江经济带作为中国重大的战略发展区域, 在进入 21 世纪以后凭借着优越的地理区位和便利的航道交通条件, 在经济发展、科技创新、产业结构等方面迅速崛起, 不仅成为构建现代化经济体

收稿日期: 2024-01-24; 修回日期: 2024-03-05

基金项目: 国家社科基金重大项目(19YJA630079); 教育部人文社科研究规划基金项目(19YJA630079)

作者简介: 栗向阳(1995~), 男, 助理研究员, 主要研究方向为区域发展。E-mail: 1561337898@qq.com

* 通讯作者 E-mail: zhangyx@xynu.edu.cn

系的新引擎,也成为加快新质生产力形成和发展的新载体^[3,4]。2023 年 10 月 12 日,习近平总书记在南昌主持召开长江经济带发展座谈会时,也强调长江经济带要以科技创新为引领,加强科教、人力资源的优化组合和区域科技创新的协同配合,积极布局新领域、新赛道的引领性技术攻关,推动战略性新兴产业和未来产业发展,为长江经济带发展塑造新动态新优势。在此背景下,深入分析长江经济带新质生产力的发展对推动长江经济带高质量发展和更好地服务中国式现代化建设具有重要的参考价值。

目前,关于新质生产力的研究主要集中在以下几个方面。一是新质生产力的内涵、逻辑和特征。学者们主要基于马克思主义生产力理论从政治经济学等方面阐述新质生产力的核心要义、理论基础、发展逻辑和内涵特征。例如,魏崇辉^[5]在阐明新质生产力的生成逻辑(话语语境)、学理渊源(马克思主义生产力论述)和核心内涵(生产要素的多样性)的基础上,总结了 1949 年以来中国新质生产力的演进逻辑,进而从战略和政策层面提出我国新质生产力发展的实践路径。李政等^[2]则从马克思主义生产力理论、人类社会发展更替和科技产业变革等方面阐述了发展新质生产力的理论逻辑、历史逻辑和现实逻辑。二是新质生产力的测度和评价。如,王珏和王荣基^[6]在总结新质生产力概念演变和本质内涵的基础上从劳动者、劳动对象和劳动资料构建新质生产力的衡量指标体系,进而测度并分析中国省域尺度新质生产力的区域差异和时空收敛特征。三是新质生产力与工业化、现代化等的逻辑关系和互动路径。如,余东华等^[7]在对比分析新质生产力和新型工业化的科学内涵和主要特征的基础上,阐述了中国式现代化语境下新质生产力和新型工业化的逻辑关系和互动路径,认为两者具有共通性和统一性;其中前者是后者的助燃剂,而后者是前者的催化剂。

总体来讲,学术界对新质生产力的研究仍处于起步阶段,且存在以下几个亟待解决的问题:(1)现有对新质生产力评价的研究较少且以省域尺度为主,需要进一步从市域尺度构建新质生产力评价指标体系并分析不同城市的新质生产力发展水平。(2)作为实现高质量发展和推进中国式现代化的重要引擎,新质生产力的发展是一个时空维度并行的过程,而针对其路径演化的研究较

为缺乏且往往将时间演化和空间分析割裂开,需要进一步分析新质生产力的时空演化格局并重点关注其时空关联和时空交互特征。(3)已有研究更多地关注新质生产力的概念内涵、理论逻辑和特征意义,尚未对影响新质生产力发展水平的因素和机制进行探讨。有鉴于此,本文首先从劳动者、劳动资料、劳动对象 3 个方面构建新质生产力发展综合评价指标体系,其次利用熵值法、Theil 指数和探索性时空数据分析框架测度并分析 2013~2021 年长江经济带新质生产力的发展水平、区域差异特征和时空演化格局,最后构建空间计量模型探究新质生产力发展的影响因素和空间效应,旨在为推动长江经济带新质生产力提升和实现经济高质量发展提供有益参考和借鉴。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

1.1.1 新质生产力的测度

作为引领经济高质量发展和加速中国式现代化建设的重要驱动力,新质生产力的发展实质上是新型高素质劳动者大量运用云计算、大数据、物联网、区块链、人工智能、智能制造、量子技术等新型技术或技术群,不断催生新产业、新业态、新模式,并创造具有高附加值新产品的过程^[8]。与传统生产力的构成有所不同,新质生产力主要由新型的高素质劳动者、先进的劳动资料和极具竞争力的劳动对象所构成^[9]。其中,高素质的劳动者是新质生产力的创造者和发展者,决定了新质生产力的发展水平;先进的劳动资料(以具有高技术特征的新型生产工具为代表)是对传统生产方式的革新和替换,为开辟新发展赛道提供了新动能和新优势,是推动新质生产力发展的内在动力;极具竞争力的劳动对象(以战略性新兴产业和未来产业为主)则是实现生产力大解放,推动生产力质的跃迁并形成新质生产力的关键。因此本文在参考相关研究^[6,10]的基础上从上述 3 个方面选取 13 项指标构建衡量新质生产力发展的综合评价指标体系(参见图 1)。在此基础上,本文采用熵值法^[11]测算各城市的新质生产力发展水平。具体地,首先采用极差法对各指标的原始数据进行归一化处理,其次利用熵值法计算各指标的信息熵并确定各指标的权重,最后采用多目标加权求和法分别计算各城市的新质生产力

水平。

$$NPF_{it} = \sum_{j=1}^n (p_{ijt} * w_j) \quad (1)$$

式中: NPF_{it} 表示城市 i 在 t 年的新质生产力

发展水平; 其值越大, 表示城市 i 的新质生产力水平越高; 反之则表示城市 i 的新质生产力水平越低。 p_{ijt} 为第 j 项指标标准归一化处理后的值。 w_j 为第 j 项指标的权重。

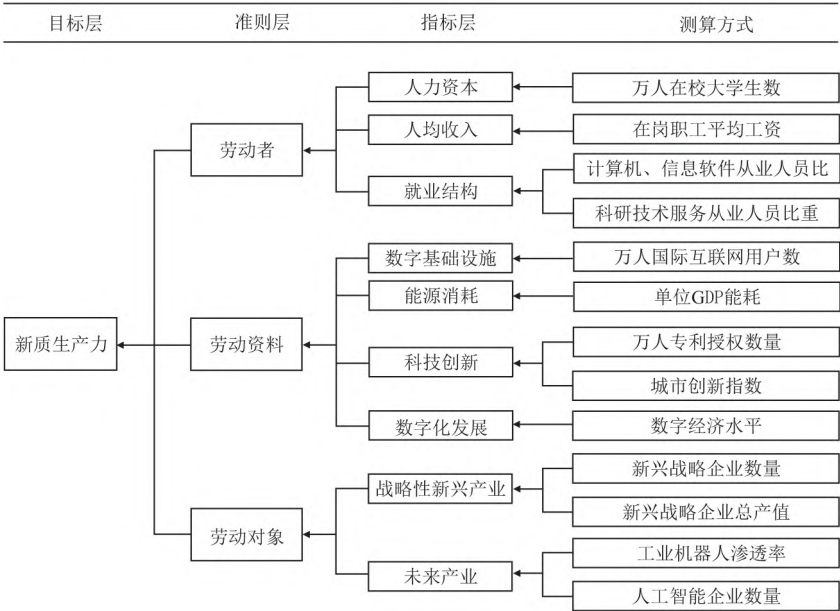


图 1 长江经济带新质生产力发展水平评价指标体系

Fig. 1 Evaluation index system of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt

1. 1. 2 Theil 指数

Theil 指数又称为泰尔熵标准, 最早由 Theil^[12] 提出, 常常用来分析不同地区之间的收入水平差异, 后被学者广泛用于衡量各种社会经济现象和地理事物的区域差异。借鉴于此, 本文利用 Theil 指数来测算和分析长江经济带新质生产力发展水平的区域差异, 具体的计算公式如下:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) = T_w + T_b \quad (2)$$

$$T_w = \left(\frac{n_s}{n} \times \frac{\bar{e}_s}{\bar{e}} \right) T_s + \left(\frac{n_z}{n} \times \frac{\bar{e}_z}{\bar{e}} \right) T_z + \left(\frac{n_x}{n} \times \frac{\bar{e}_x}{\bar{e}} \right) T_x \quad (3)$$

$$T_b = \frac{n_s}{n} \left(\frac{\bar{e}_s}{\bar{e}} \right) \ln \left(\frac{\bar{e}_s}{\bar{e}} \right) + \frac{n_z}{n} \left(\frac{\bar{e}_z}{\bar{e}} \right) \ln \left(\frac{\bar{e}_z}{\bar{e}} \right) + \frac{n_x}{n} \left(\frac{\bar{e}_x}{\bar{e}} \right) \ln \left(\frac{\bar{e}_x}{\bar{e}} \right) \quad (4)$$

$$G_s = \left(\left(\frac{n_s}{n} \times \frac{\bar{e}_s}{\bar{e}} \right) T_s \right) / T \quad (5)$$

$$G_z = \left(\left(\frac{n_z}{n} \times \frac{\bar{e}_z}{\bar{e}} \right) T_z \right) / T \quad (6)$$

$$G_x = \left(\left(\frac{n_x}{n} \times \frac{\bar{e}_x}{\bar{e}} \right) T_x \right) / T \quad (7)$$

$$G_b = T_b / T \quad (8)$$

式中: n 为城市样本的总数量, 本研究中取值为 110。 T_s 、 T_z 、 T_x 和 T 分别为长江经济带上、中、下游地区和全域城市新质生产力发展水平的泰尔指数, 取值介于 $[0, 1]$ 之间; 其值越大表示区域新质生产力的差异越明显, 其值越小则表示区域新质生产力的发展越均衡。 T_w 和 T_b 分别表示上、中、下游地区城市新质生产力发展的地带内和地带间差异。 n_s 、 n_z 和 n_x 分别为上、中、下游地区城市样本的数量。 \bar{e}_s 、 \bar{e}_z 、 \bar{e}_x 和 \bar{e} 分别为上、中、下游地区和全域城市新质生产力发展水平的总量。 n_s/n 、 n_z/n 和 n_x/n 分别表示上、中、下游地区的城市数量占比; \bar{e}_s/\bar{e} 、 \bar{e}_z/\bar{e} 和 \bar{e}_x/\bar{e} 分别表示上、中、下游地区的城市新质生产力占比。 G_s 、 G_z 、 G_x 和 G_b 分别表示上、中、下游地区和组间的差异贡献率。

1.1.3 探索性时空数据分析

作为揭示区域发展差异的重要手段,空间效应分析方法可以有效地探究地理事物的综合过程和格局特征。参考相关研究^[13,14],本文引入探索性时空数据分析(Exploratory Spatiotemporal Data Analysis, ESTDA)框架,并利用全局空间自相关(Moran's I)、局部空间自相关(LISA)、LISA 时间路径、时空跃迁等方法对城市新质生产力发展的时空关联特征进行分析^[15,16]。其中,利用 Moran's I 指数衡量新质生产力发展的空间集聚状况,其指数值及标准化统计量 Z 值的计算公式如下:

$$I_i = (x_i - \bar{x}) \sum_j^n w_{ij}(x_j - \bar{x}) / S^2 \quad (9)$$

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{VAR}(I_i)}} \quad (10)$$

式中: I_i 为空间自相关指数,取值范围为 $[-1, 1]$; I_i 大于 0 表示城市新质生产力具有正向的空间自相关, I_i 小于 0 表示城市新质生产力具有负向的空间自相关; I_i 的绝对值越大,其空间自相关性越强。 $Z(I_i)$ 为标准化统计量; $E(I_i)$ 和 $\text{VAR}(I_i)$ 分别为 Moran's I 指数的数学期望和方差。 n 表示研究区域空间单元数量,本文取值为 110。 x_i 和 x_j 分别为城市 i 和城市 j 的新质生产力发展水平; \bar{x} 是所有城市新质生产力发展水平的均值。 S^2 表示所有城市新质生产力的样本方差。 w_{ij} 是空间权重矩阵;参考相关研究^[17],本文采用基于 Rook 邻接法则构建空间权重矩阵。

通过 LISA 时间路径揭示城市新质生产力发展的局部时空动态演变特征和时空交互变化特征,其特征量包括相对长度(Γ_i)、弯曲度(Δ_i)和移动方向(θ_i)。各指标的计算公式如下:

$$\Gamma_i = n \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1}) / \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1}) \quad (11)$$

$$\Delta_i = \sum_{t=1}^{T-1} d(L_{i,t}, L_{i,t+1}) / d(L_{i,1}, L_{i,T}) \quad (12)$$

$$\theta_i = \arctan \left(\sum_j \sin \theta_j / \sum_j \cos \theta_j \right) \quad (13)$$

式中: $d(L_{i,t}, L_{i,t+1})$ 为研究单元 i 在莫兰散点图中从第 t 年到第 $t+1$ 年的移动距离, $d(L_{i,1}, L_{i,T})$ 为研究单元 i 从研究初期到末期的移动距离; Γ_i 为时间路径相对长度,其值越大说明城市新质生产力发展的局部空间结构动态性越强; Δ_i 为时间路径弯曲度,其值越大说明城市新质生产

力在变化过程中的波动性越强,相邻区域对城市 i 的空间溢出或极化作用越明显; θ_i 为时间路径移动方向,可以将其划分为 4 种类型,其中, $0^\circ \sim 90^\circ$ 方向($90^\circ \sim 270^\circ$ 方向)表示城市及相邻地区的城市新质生产力呈正(负)向协同变化, $90^\circ \sim 180^\circ$ 方向($270^\circ \sim 360^\circ$ 方向)表示本地城市新质生产力的变化趋势较低(高)而其相邻城市的变化趋势较高(低)。

借助时空跃迁方法探究我国城市新质生产力局部邻域空间关系的时空转移特征,并将其分为 I、II、III 和 VI 4 种类型,分类标准和依据参照相关研究^[15]。则新质生产力发展的空间凝聚度可表示为:

$$S_t = \frac{F_{0,t}}{m} \quad (14)$$

式中: $F_{0,t}$ 表示在 t 研究时段内,本地区与邻域均未发生跃迁的城市数量; m 为可能发生跃迁的数量,在本研究中取值为 $8 \times 110 = 880$; S_t 取值为 $[0, 1]$,其值越大,表明城市新质生产力发展的空间稳定性越强,路径依赖性特征越明显。

1.1.4 空间计量模型

考虑到人才、技术、资金、企业等创新资源和创新主体的跨区域流动会使得新质生产力发展水平具有较强的空间效应^[18],即相邻城市的新质生产力具有显著的空间关联性和空间依赖性,因此本文将被解释变量(城市新质生产力发展水平)、解释变量(影响城市新质生产力发展水平的因素)和误差项的空间滞后项纳入到传统的 OLS 模型中,通过构建空间计量模型来探究长江经济带新质生产力发展的影响因素和形成机制^[19],计算公式如(15)所示:

$$NPF_{it} = \beta_0 + \rho W NPF_{it} + \lambda W u_{it} + \beta X_{it} + \theta W X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中: NPF_{it} 是被解释变量,表示第 i 城市在第 t 年的新质生产力发展水平。 X_{it} 是解释变量,包括一系列影响城市新质生产力发展的因素。 W 为空间权重矩阵;其构建法则同公式(9)和(10)。 λ 为空间误差系数; ρ 是被解释变量(新质生产力发展水平)的空间自回归系数; β 是解释变量的系数; θ 是解释变量的空间自回归系数。 $W NPF_{it}$ 是被解释变量城市新质生产力发展水平的空间滞后项; $W X_{it}$ 为解释变量的空间滞后项; $W u_{it}$ 是空间误差项; ε_{it} 为随机误差项。

作为未来我国经济高质量发展的重要引领

者,新质生产力受到经济因素、产业因素、制度因素、市场因素、政府因素等多项因素的共同作用。首先,经济因素为科学发现和技术发明提供了人才、平台和资金,在实现技术突破和科技提升的同时推动了新质生产力发展。因此,在参考相关研究的基础上^[20-21],本研究选取经济发展水平(EDL)和财政支出水平(FEL)来反映经济因素对新质生产力发展的促进作用。具体地,以人均GDP的自然对数来衡量地区经济发展水平^[22-23];采用科技、教育财政支出占总财政支出的比重来测算财政支出水平^[24-26]。其次,新质生产力的发展关键在于新兴产业的培育壮大、未来产业的发展建设和现代产业体系的布局完善,因此本文利用第三产业产值与第二产业产值的比重^[27-28]来测度产业结构发展水平(ISD),从而反映产业因素对新质生产力的影响。然后,人才评价机制、开放创新生态等生态机制的建设为科技成果的产出及科技成果向现实生产力的转换提供了制度保障,参考相关研究^[29],本文从人才等方面构建制度环境综合评价指标体系来测算制度环境水平(IEL),从而分析制度因素对新质生产力发展的机制影响。此外,新质生产力的发展不仅需要市场无形之手配置生产要素,从而提高资源利用效率;也需要政府有形之手营造良好创新生态,并激发创新主体活力。基于此,本研究选取地区(MAR)市场化程度和政府行政能力(GAC)来反映市场因素和政府因素对新质生产力的作用。具体地,通过构建市场化指数来测度地区市场化程度^[30],选取人均固定资产投资额的自然对数来反映政府行政能力^[17]。

1.2 数据来源

考虑到数据的可获得性,本研究选取2013~2021年长江经济带110个地级及以上城市的面板数据作为研究样本来探究和分析城市新质生产力的发展水平、区域差异特征、时空演化格局及其影响因素。根据《工业战略性新兴产业分类目录(2023)》和李凤娇等^[31]的研究,本文通过天眼查获取经营范围属于新一代信息技术、高端装备制造、新材料、生物、新能源汽车、新能源、节能环保、航空航天、海洋装备等行业的A股上市企业数据,并根据企业注册地址汇总各城市上述企业的数量和总产值以衡量其战略性新兴产业发展水平。参考魏下海等^[32]的研究,本文测算统计城市层面的机器人渗透率和人工智能企业数量以衡

量其未来产业发展水平。夜间灯光数据来源于哈佛大学数据库中的“类NPP-VIIRS夜间灯光数据集”。其它相关的社会经济数据来自《中国城市统计年鉴》、各省统计年鉴以及EPS平台数据库。此外,数据缺失的年份和城市采用加权平均法和趋势外推法进行补齐。

2 结果分析

2.1 长江经济带新质生产力发展的时空演化格局

2.1.1 新质生产力发展的时空分布特征

如前所述,本文利用新质生产力综合评价指标体系测算得到长江经济带各城市的新质生产力发展水平。在此基础上,利用ArcGIS中的自然间断法对长江经济带新质生产力发展水平的时空分布特征进行分析,结果如图2所示:从时间变化趋势来看,2013~2021年间,长江经济带新质生产力发展整体呈持续上升态势;就各年份新质生产力发展水平的均值来看,2013年新质生产力发展水平的均值为0.040,2021年其值上升为0.101,年均提升19.06%;就各等级类型城市数量来看,2013年新质生产力发展水平处于均值(均值为0.0635)以下的城市有94个,占全部城市的比重为85.45%,2021年新质生产力发展水平处于均值以下的城市有60个,占比下降至54.54%。可见,研究期间内长江经济带各城市的新质生产力发展水平虽有一定程度提升,但由于科技创新水平偏低、创新成果转化和关键技术攻关能力不强、战略性新兴产业和未来产业发展不足等问题的存在,使得长江经济带全域新质生产力发展一直处于较低水平,亟需进一步提高。从空间分布情况来讲,研究期间内长江经济带新质生产力发展呈现“东高西低、北高南低”的空间分布特征,且具有明显的区域组团集聚分布态势;新质生产力发展水平较高的地区主要为直辖市、省会和江苏省的部分地区,如上海、苏州、南京、杭州、成都、武汉、重庆、合肥等城市;究其原因,这些地区多为区域乃至全国的中心城市,不仅具有丰富的科教创新资源,也具有现代化的产业体系,因此其新质生产力发展水平较高。新质生产力发展水平较低的城市主要分布在中西部地区尤其是四川、云南、湖南等省份,如广安、巴中、昭通、达州、遂宁、邵阳、资阳、

永州等城市;这主要是因为这些城市地处于区域、省域边界地区,对科技创新资源的吸引力、

集聚力和承载力不强,新质生产力发展水平也相对较低。

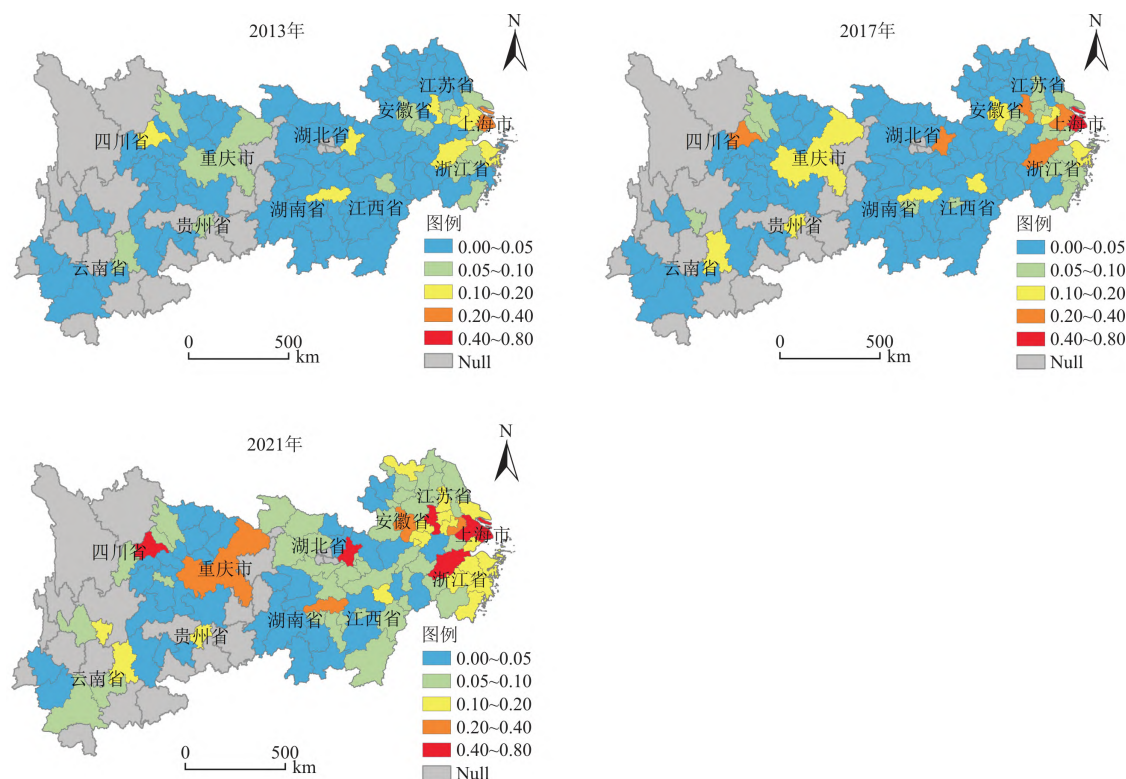


图 2 2013~2021 年长江经济带新质生产力发展水平的空间分布格局

Fig. 2 Spatial distribution pattern of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2021

2.1.2 新质生产力发展的区域差异特征

考虑到长江经济带在社会、经济等方面的区域发展差异会导致人才、科技、产业等创新主体和创新资源在时间和空间维度上存在明显的非均衡性。基于此,本文利用 Theil 指数分别对长江经济带全域及上、中、下游地区新质生产力发展水平的区域差异特征进行分析,计算结果如表 1 所示。

表 1 2013~2021 年长江经济带新质生产力发展水平的区域差异

Tab. 1 Regional differences of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2021

年份	Theil 指数/贡献率(%)				
	全域	上游	中游	下游	组间
2013	0.37	0.35/21.30	0.25/24.74	0.27/30.01	23.95
2014	0.35	0.34/22.17	0.25/26.58	0.26/29.83	21.42
2015	0.34	0.33/22.57	0.24/25.21	0.26/30.07	22.16
2016	0.34	0.32/22.57	0.23/24.51	0.26/30.92	21.99
2017	0.35	0.32/21.78	0.24/24.77	0.28/31.77	21.68
2018	0.36	0.35/22.18	0.24/24.04	0.27/31.11	22.67
2019	0.39	0.39/21.71	0.25/23.80	0.29/31.07	23.41
2020	0.42	0.41/21.05	0.26/22.34	0.30/31.44	25.17
2021	0.43	0.45/22.32	0.27/22.33	0.31/31.48	23.86

从区域整体层面来看,长江经济带新质生产力发展水平的 Theil 指数介于 0.34~0.43 之间,说明新质生产力发展具有明显的区域差异性;作为中央重点实施的“三大战略”之一,长江经济带幅员辽阔、横跨东中西三大区域,且各区域的人口规模、经济水平、资源禀赋和政策扶持存在明显区别,使得其在人才、技术、产业等方面存在显著差异,进而导致新质生产力发展水平具有较强的区域异质性。时间维度上,Theil 指数呈现先减小后增大的特征,表明长江经济带新质生产力发展水平的区域差异具有先下降后上升的趋势;究其原因,在 2016 年以前,各城市新质生产力的提升是伴随着社会经济发展自发产生的,在人才、技术、资金、企业等科技创新要素自由流动的背景下,高新质生产力地区能通过辐射带动作用引领区域新质生产力发展水平协同提升,从而使得长江经济带全域新质生产力发展水平差异不断缩小;在 2016 年以后,伴随着《长江经济带发展规划纲要》的颁布和“共抓大保护、不搞大开发”战略的提出,部分污染密集型企业集聚的城

市为了实现产业转型升级并提高自身区域竞争力,率先实施创新驱动发展战略、增强自主创新能力和提高新质生产力发展水平,从而使得长江经济带全域新质生产力发展水平差异呈扩大趋势。

进一步地,对长江经济带上、中、下游地区新质生产力的发展差异进行分析,结果显示:在各时间截面上,上游地区新质生产力发展水平的内部差异均最大,下游地区次之,而中游地区最小。究其原因,上游地区社会经济发展差异巨大,科教资源、产业结构相去甚远,因而其新质生产力发展也具有很强的区域非均衡性;以上游地区新质生产力发展水平最高的成都市和新质生产力发展水平最低的广安市为例,2021年成都市万人在校大学生数为630.76人/万人,广安市为38.08人/万人,相差高达17倍;而下游地区两个同类型的城市上海市和连云港市相差仅3倍。在时间维度上,上、中、下游地区新质生产力发展水平的Theil指数变化趋势与长江经济带全域相似,说明3个地区新质生产力发展的内部差异也均呈现先减弱后增强的演化特征。从长江经济带新质生产力发展水平的Theil指数分解情况来看,上、中、下游地区对新质生产力发展水平的组内贡献率大于其组间贡献率,表明新质生产力发展的区域内差异强于区域间差异;而具体到各区域,下游地区对新质生产力发展水平差异的贡献率最大,中游地区次之,上游地区最小,说明下游地区是导致长江经济带全域出现新质生产力发展差异的主要原因。

2.1.3 新质生产力发展的时空关联特征

考虑到人才、科技等创新资源要素的流动会使得新质生产力的发展具有明显的空间溢出效应。因此本文进一步利用探索性时空数据分析框架,对长江经济带新质生产力发展的时空关联特征和时空交互特征进行分析。在构建邻近空间权重矩阵的基础上,本节首先利用ArcGIS软件的空间自相关工具测算2013~2021年长江经济带新质生产力发展水平的Moran's I 指数,结果如表2所示。研究期间内新质生产力发展的全局Moran's I 指数均为正,且通过了1%水平的显著性检验,表明长江经济带新质生产力的发展在全域范围内具有较强的正相关性,即新质生产力发展水平的高值点和低值点在空间上趋向于集聚分布。从时间尺度来看,Moran's I 指数在研究期间内呈先下

降后上升再下降的演变特征,表明随着时间的推移,长江经济带新质生产力发展的空间关联程度和空间集聚水平具有先减弱后增强再减弱的趋势。

表2 2013~2021年长江经济带新质生产力发展水平的Moran's I 指数

Tab. 2 Moran's I index of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2021

年份	Moran's I	Z-value	P-value
2013	0.179 0	2.87	0.00
2014	0.163 3	2.63	0.01
2015	0.168 9	2.72	0.01
2016	0.171 9	2.78	0.01
2017	0.175 8	2.86	0.00
2018	0.185 9	3.02	0.00
2019	0.185 2	3.01	0.00
2020	0.192 8	3.13	0.00
2021	0.171 0	2.82	0.00

其次,本节利用LISA时间路径分析方法对长江经济带新质生产力发展水平的局部时空动态演变特征和时空交互变化特征进行分析,结果如图3所示。由相对长度来看,研究样本中仅有34.55%的城市相对长度大于1,说明长江经济带新质生产力发展的整体空间结构较为稳定;相对长度在空间分布上呈集聚组团分布趋势,高值区主要分布在长江经济带上游和下游地区,包括苏州、上海、成都、舟山、杭州、宁波、贵阳、重庆、南京等城市,表明长江经济带上游和下游城市新质生产力发展的空间结构具有较强的动态性。从弯曲度来看,研究样本的弯曲度均大于1,表明长江经济带新质生产力发展在演化过程中具有较强的空间依赖性;其中,弯曲度较高的城市有德阳、池州、昭通、成都、铜陵等地,在空间上呈散点状分布,说明这些区域的新质生产力发展在空间依赖方向上具有很强的波动性,易受邻域空间极化或溢出效应的影响;弯曲度较低的城市有宁波、长沙、抚州、重庆、宿迁、南昌、安顺、十堰、乐山、合肥等地,主要分布在长江经济带上游、中游南部和下游北部地区,说明这些地区新质生产力的发展具有较强的路径依赖特征,受临近区域空间作用的影响较小。从移动方向上分析,研究期间内,时间路径移动方向在 $0^{\circ}\sim 90^{\circ}$ 和 $180^{\circ}\sim 270^{\circ}$ 方向的城市有61个,占长江经济带全部城市数量的55.45%,表明长江经济带的新质生产力发展以协同变化为主,整体呈现空间整合的动态性特征;其中,正向协同变化

的城市有 36 个，占协同变化样本城市数量的 59.02%，主要分布在长江经济带边界地区，说明长江经济带边界地区的新质生产力发展呈现高协同升高的特征。

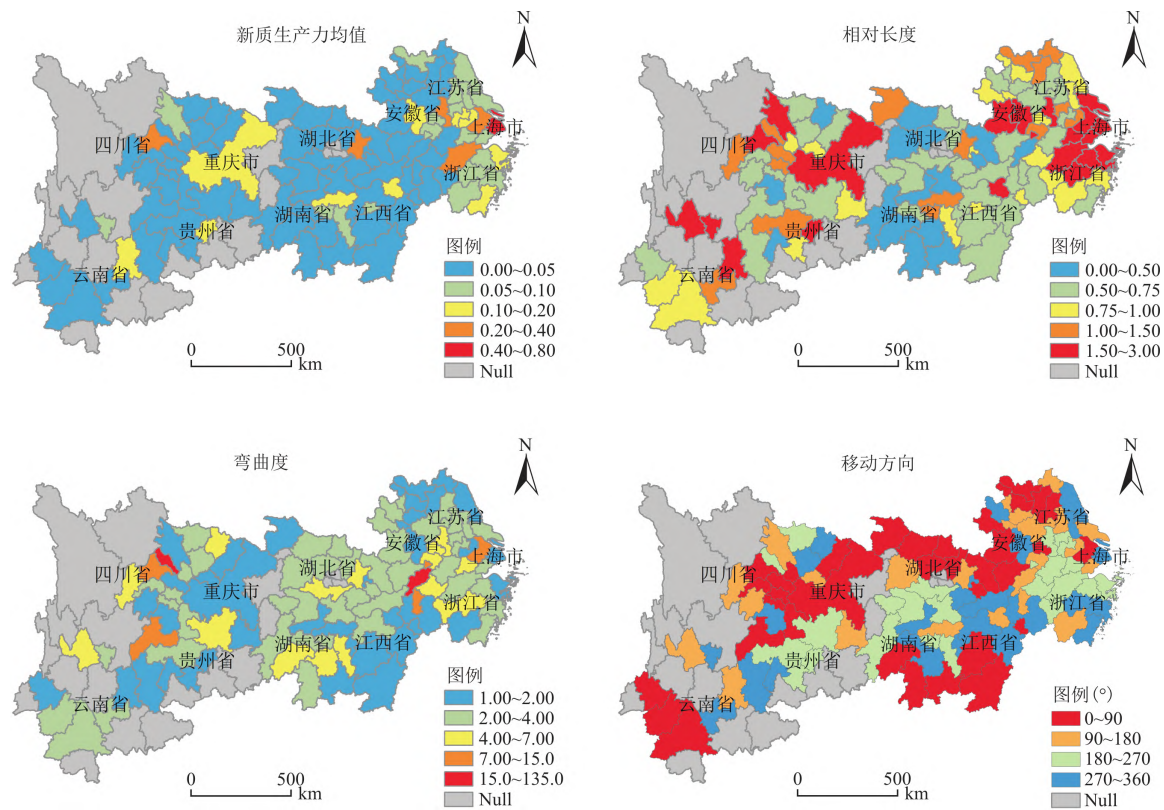


图 3 长江经济带新质生产力发展水平的 LISA 时间路径空间分布图

Fig. 3 Spatial distribution of LISA time path of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt

最后，本节利用时空跃迁方法分析新质生产力局部空间关联类型的转移特征和演变过程。由表 3 可知，局部空间关联状态未发生跃迁(I 型)的城市数量为 861，占全部可能发生跃迁数量的 97.8%，即城市新质生产力局部 Moran’s I 的空间凝聚度为 0.940，表明长江经济带新质生产力发展的局部区域空间结构极为稳定，其分布具有较强的空间锁定特征；其中，在发生跃迁的城市中，各类型时空跃迁的数量由多到少依次为 II 型、III 型和 VI 型，发生概率分别为 0.015、0.006 和 0.000，即城市自身发生跃迁而邻域未发生的情形最显著，其次是城市自身未

发生跃迁而邻域发生跃迁的情景，但城市自身和邻域均发生跃迁的情形尚未发生。具体来看，在 I 型中时空跃迁概率最大的是 LL→LL 和 LH→LH，说明大部分城市稳定地保持在“低值型”或“洼地型”的空间关联状态下，并进一步验证了 2.1.1 部分中长江经济带新质生产力发展处于较低水平这一研究结论；在 II 型和 III 型中时空跃迁概率最大的分别是 HH→LH 和 LL→LH，随着长江经济带全域新质生产力的发展，部分城市新质生产力的提升水平赶不上周边地区，导致其局部空间关联状态由“高值型”或“低值型”转变为“洼地型”。

表 3 长江经济带新质生产力发展水平的时空跃迁矩阵

Tab. 3 Spatiotemporal transition matrix of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt

t/t+1	HH	LH	LL	HL	类型	数量	比例
HH (高值型)	I 型(0.959)	II 型(0.034)	VI 型(0.000)	III 型(0.007)	I 型	861	0.978
LH (洼地型)	II 型(0.015)	I 型(0.980)	III 型(0.005)	VI 型(0.000)	II 型	13	0.015
LL (低值型)	VI 型(0.000)	III 型(0.009)	I 型(0.984)	II 型(0.007)	III 型	6	0.006
HL (极化型)	III 型(0.000)	VI 型(0.000)	II 型(0.021)	I 型(0.979)	VI 型	0	0.000

2.2 长江经济带新质生产力发展的影响因素及空间效应分析

2.2.1 模型选择

根据章节 2.1 的分析内容, 长江经济带新质生产力发展在全域范围内具有较强的正相关性, 采用普通的 OLS 模型对其影响因素进行分析可能会导致估计结果出现偏差, 因此本文采用考虑空间效应的空间计量模型来探究长江经济带新质生产力发展的影响因素及形成机制。同时, 考虑到常用的空间计量模型一般包括空间误差模型 (SEM)、空间滞后模型 (SAR) 和空间杜宾模型 (SDM) 三类, 在实证检验时需确定空间计量模型的具体形式。具体地, 首先, 借助 LM 和 robust LM 检验统计量识别计量模型中可能存在的空间交互项, 由表 4 可知, LM 和 robust LM 检验的 4 个统计量均在 1% 水平上显著, 说明模型中可能同时存在空间滞后项和空间误差项, 因此在分析新质生产力发展的影响因素时应倾向于选择 SDM 模型; 其次, 利用 LR 检验和 Wald 检验判定 SDM 模型是否能够退化为 SAR 模型或者 SEM 模型, 结果显示 4 个统计量同样在 1% 水平上显著, 说明 SDM 模型不能退化为 SAR 模型或者 SEM 模型, 因此在探究新质生产力发展的影响因素时应选择 SDM 模型。最后, Hausman 检验和联合显著性检验也显示模型的时间固定效应和个体固定效应同时存在, 所以本节最终采用双向固定效应空间杜宾模型来对长江经济带新质生产力发展的影响因素进行分析。

表 4 空间计量模型检验结果

Tab. 4 Test results of spatial econometric model

检验指标	检验方法	统计量	P 值
LM 检验	LM-lag	10.58	0.00
	LM-error	6.86	0.00
稳健性 LM 检验	robust LM-lag	28.42	0.00
	robust-LM-error	24.71	0.00
LR 检验	LR-lag	43.62	0.00
	LR-error	40.69	0.00
Wald 检验	Wald-lag	24.70	0.00
	Wald-error	16.83	0.00
Hausman 检验	Hausman test	251.52	0.00
联合显著性检验	LR-ind	43.23	0.00
	LR-time	1 186.47	0.00

2.2.2 影响因素分析

根据上述模型检验结果, 本节进一步利用公

式 (15) 所示的空间杜宾模型实证分析长江经济带新质生产力发展的影响因素及空间效应。由表 5 可知, 被解释变量 (新质生产力发展水平) 空间滞后项的回归系数 ρ 为 0.083, 且在 1% 水平上显著, 不仅表明长江经济带新质生产力的发展具有明显的正向空间溢出效应, 即城市自身新质生产力发展水平的升高会促进其邻域新质生产力发展水平的提升; 也说明在对新质生产力发展的影响因素进行探究时应将变量的空间交互项纳入到基础模型中, 即采用空间计量模型进行实证分析具有较好的稳健性。在此基础上, 本研究进一步对新质生产力发展的影响因素进行分解分析, 并将其分为直接效应和间接效应, 结果如表 6 所示。

表 5 长江经济带新质生产力发展影响因素的空间计量模型估计结果

Tab. 5 Estimation results of spatial econometric model on influencing factors of new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt

解释变量	系数	解释变量	系数
<i>EDL</i>	0.030 *** (3.62)	<i>W* EDL</i>	0.089 *** (4.98)
<i>FEL</i>	0.127 *** (2.73)	<i>W* FEL</i>	-0.139 ** (-2.03)
<i>ISD</i>	0.018 *** (2.68)	<i>W* ISD</i>	-0.013 *** (-3.65)
<i>IEL</i>	0.876 *** (20.23)	<i>W* IEL</i>	0.142 (1.38)
<i>MAR</i>	0.003 * (1.95)	<i>W* MAR</i>	0.007 ** (2.53)
<i>GAC</i>	-0.144 *** (-17.05)	<i>W* GAC</i>	-0.040 ** (-2.15)
ρ	0.083 ** (1.96)	λ	0.001 *** (22.23)
<i>Observations</i>	990	R^2	0.252

注: 括号内为 t 值 “***”、“**”和“*” 分别表示在 1%、5%和 10% 水平上显著。

(1) 经济因素方面, 结果显示地区经济发展水平和财政支出水平的直接效应系数均在 1% 水平上显著为正, 表明随着地区经济的持续增长, 科技、教育财政支出的增加将显著提升城市自身的新质生产力发展水平。作为新质生产力发展的内在动力, 劳动资料的革新来自于科技提升和技术突破。而科技提升和技术突破都离不开经济的发展和资金投入。一方面, 伴随着经济的增长, 地方政府在科教方面投入的增加有利于高等教育的发展和高素质人才的培育, 在提高地区人才创新水平和创新能力的同时, 推动社会整体的科学技术水平。另一方面, 资金投入的增多也将有助

表 6 长江经济带新质生产力发展影响因素的空间效应分解

Tab. 6 Spatial effect decomposition of factors affecting the new productivity forces level in Yangtze River Economic Belt

解释变量	直接效应	间接效应
<i>EDL</i>	0.032 *** (3.76)	0.098 *** (4.89)
<i>FEL</i>	0.132 *** (2.98)	-0.154 ** (-2.22)
<i>ISD</i>	0.020 *** (2.65)	-0.012 *** (-3.60)
<i>IEL</i>	0.880 *** (20.86)	0.233 (1.56)
<i>MAR</i>	0.003 * (1.94)	0.007 ** (2.56)
<i>GAC</i>	-0.145 *** (-17.62)	-0.054 *** (-2.91)

注: 括号内为 *t* 值 “***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

于地方围绕先进制造业、战略性新兴产业、未来产业等重点产业进行实验室建设和基础学科人才培养,从而实现重点领域的问题攻关和关键环节的技术突破。地区经济发展的间接效应系数在 1%水平上显著为正,财政支出水平的间接效应系数在 5%水平上显著为负,说明地区经济发展会促进邻域新质生产力发展,但地区财政支出增加会对其产生抑制作用。伴随着经济发展水平的持续提升,地区经济发展方式转变带来的生产技术的变革和新产业、新模式的兴起会通过共享渠道和学习效应传播扩散到邻近区域城市,从而提高周边城市新质生产力的发展。政府在科教等方面的财政支出的增加将提高教育医疗、商业服务、休闲娱乐等居民生活服务设施的建设,在吸引周边优质的高精技术人才向城市自身集聚的同时降低邻近城市的新质生产力发展水平。

(2) 产业因素方面,结果显示产业结构发展的直接效应系数在 1%水平上显著为正,间接效应系数在 1%水平上显著为负;说明产业结构升级虽会提升自身新质生产力发展,但也将抑制其邻域城市的新质生产力发展。作为未来我国实现经济高质量发展的重要因素,新质生产力发展的关键在于现代化产业体系的构建。因此,作为现代化产业体系形成的必经环节,产业结构升级也将是新质生产力提升的关键。一方面,伴随着产业结构的转型升级,传统产业的智能化、高端化和绿色化改造,将有利于其满足社会经济发展新需求,进而成为构成新质生产力产业载体的重要

组分。另一方面,产业结构的转型升级将推动区域产业类型由资源、资本密集型的传统产业向技术、知识密集型的战略性新兴产业和未来产业过渡转变,不仅能优化产业布局 and 促进产业协调发展,也能有效提升资本、技术和劳动力等资源要素在产业间的生产配置效率,实现新质生产力发展水平的提高。此外,产业转型升级也会加快城市自身产业配套设施的建设,在吸引周边优质的高新技术企业向其自身集聚的同时促进传统产业向周边地区转移,不利于邻域城市的产业革新和新质生产力发展。

(3) 制度因素方面,结果显示制度环境水平的直接效应系数在 1%水平上显著为正,但间接效应系数不显著,表明制度环境的提升虽能显著促进城市自身的新质生产力发展,但对邻域城市新质生产力发展的影响并不明显。究其原因,人才、产业、成果转化等方面制度的完善有利于人才的集聚、产业的发展 and 成果的转换,从而有助于新质生产力的提升。其中,人才制度的完善能通过引导性人才政策(例如重大人才项目工程、人才评价机制等)实现科技创新人才的有效集聚和合理配置,在推动科技进步的同时提升新质生产力;产业制度的完善能通过产业工程计划(如产业基础再造工程、战略性新兴产业倍增计划等)推动传统产业的智能化改造和新兴产业、未来产业的发展,进而加快地方现代化产业体系的布局 and 构建;成果转化制度的完善能加快技术交易市场建设、完善基础研究评价制度和构建创新生态环境,进而推动科技成果向现实生产力转化。总体来说,制度环境水平的提升能显著推动城市自身新质生产力发展。

(4) 市场因素方面,结果显示市场化程度的直接和间接效应系数均在至少 10%水平上显著为正,说明市场化程度的提升不仅能促进城市自身的新质生产力发展,也能促进邻域城市的新质生产力发展。究其原因,市场化程度的提升会改善政府与市场的关系并降低政府对科技创新活动的干预,充分发挥市场机制在科技创新资源配置中的积极作用,有利于地方将有限的科技创新资源投向满足市场需求的研发活动中,进而促进科技进步;其次,市场化程度的提高有利于降低行政垄断 and 强化市场竞争,为企业、产业开展科技创新活动提供压力和动力,倒逼其通过技术进步提高自身在市场竞争中的地位,进而促进地区的科

技发展和产业革新;最后,市场化程度的加深有利于减弱地区市场分割、降低技术学习成本和提高经济外向度,充分发挥先发地区对后发地区的技术外溢和知识外溢作用,进而对后发地区的科技进步产生促进作用。总体来说,市场化程度的提升不仅通过优化资源配置和倒逼技术进步提升城市自身的新质生产力发展,也通过降低技术学习成本和提高知识外溢作用来推动邻域城市的新质生产力发展。

(5) 政府因素方面,结果显示政府行政能力的直接和间接效应系数均在1%水平上显著为负,表明随着政府行政能力的提升,城市自身和邻域的新质生产力发展水平均趋于下降。究其原因,政府行政管控能力的提升不利于创新生态环境的营造和创新主体活力的激发。一方面,伴随着政府行政管控能力的提升,政府行政效率的降低不利于地方统筹创新资源、增强基础研究能力和释放创新潜能,进而使得创新生态环境营造受限。另一方面,过强的政府行政管控能力也将导致政府办事效率下降,不仅降低了大学生、科研人员等创新主体参与创新创业活动的积极性,不利于创新创业主体活力的激发;也增加了企业进行产品研发、生产和投入使用的行政审批程序和非生产性支出成本,不利于先进生产技术和工具的形成及战略性新兴产业和未来产业的发展。此外,与市场因素不同,政府行政管控能力过强会阻碍人才、资本、技术、数据等科技创新资源要素的跨区域流动,导致科技创新资源要素配置效率下降,不利于周边地区的新质生产力发展。总的来说,政府行政管控能力的提升将同时抑制城市自身和邻域的新质生产力发展。

3 讨论与结论

3.1 讨论

与以往研究相比^[1 2 6 10],本文不仅构建综合评价指标体系来分析市域尺度新质生产力发展的时空格局和演化特征,也构建空间计量模型来探究新质生产力发展的影响因素和形成机制,对于推动城市经济高质量发展和实现中国式现代化具有重要的理论参考和实践价值。从指标体系构建来看,本文从劳动者、劳动资料和劳动对象三方面选取能较好反映未来社会发展潜力和经济高质量发展的指标来构建新质生产力发展综合评价指

标体系,对于评估新质生产力发展水平的研究具有重要的参考意义。从时空分布特征来讲,长江经济带新质生产力发展在研究时段内虽有提升但一直处于较低水平,这主要是由于部分地区科技创新水平偏低、创新成果转换能力不强以及战略性新兴产业和未来产业发展不足所致。从区域差异特征来看,新质生产力发展具有明显的区域差异,呈现“东高西低、北高南低”的空间分布特征,这主要受科技创新资源分布不均所影响。从时空关联特征来讲,新质生产力发展具有明显的空间关联和空间集聚特征;究其原因,在市场化背景下,人才、企业等创新主体的跨区域转移会推动科技创新资源的自由流动,使得相邻地区的新质生产力发展更为紧密;同时,新质生产力的提升会推动地区经济高质量发展,提高其居民生活服务设施和产业配套设施的建设,推动优质的高精技术人才和高新技术企业由低水平地区流向高水平地区,进而使得局部新质生产力发展的“马太效应”愈加显现。从影响因素来讲,地区经济发展和政府财政支出为城市科技提升和技术进步提供了资金保障,是影响新质生产力发展的基础性因素;产业结构发展有助于现代化产业体系的构建,是影响新质生产力发展的关键性因素;各项人才政策、产业工程的完善是高素质人才培养和高新技术产业发展的制度保障;而市场化程度和政府行政效率的提升则有助于生产要素的配置和创新生态环境的营造,进而提高资源利用效率和激发创新创业主体活力,也是影响新质生产力发展的重要因素。

本文以长江经济带为研究对象,通过构建综合评价指标体系,从市域尺度考察新质生产力发展的时空格局,并将经济、产业、制度、市场和政府因素纳入到新质生产力发展的理论分析框架中,对于提升新质生产力水平、促进经济高质量发展及制定相关的优化政策具有重要的实践价值。考虑到新质生产力发展涵盖科教、人才、产业等诸多方面,本文仅选取13项指标来测度新质生产力发展水平,使得综合评价指标体系的构建可能存在不足。因此,未来的研究将进一步选取更多的指标(如体现社会经济运行效率的全要素生产率)来构建新质生产力发展综合评价体系。另一方面,由于县域单元的数据获取较为困难,本研究仅从市域尺度对新质生产力发展的时空演化特征进行分析,这使得论文的研究结论对县域

发展的实践指导意义有所降低。因此,未来的研究将深入分析县域和市域的新质生产力发展,并对不同尺度下新质生产力发展的影响因素和想成机制差异,以期获得更具针对性的政策启示。

3.2 结论

本文在构建综合评价指标体系的基础上,利用熵值法、Theil 指数、探索性时空数据分析框架和空间计量模型对长江经济带新质生产力发展水平的时空演化格局及其影响因素进行分析,得出的研究结论如下:

(1) 2013~2021 年,长江经济带新质生产力发展虽有提升但一直处于较低水平,亟需不断提高;空间分布上呈现“东高西低、北高南低”的特征,具有明显的区域组团集聚分布态势;高值点主要为上海、苏州、南京、杭州、成都、武汉、重庆、合肥等直辖市和省会城市。(2) 长江经济带新质生产力发展在全域和上、中、下游地区内部均具有明显的区域差异,且该差异呈先减小后增大的演变趋势;地区内部差异由大到小依次为上游、下游和中游;对全域发展差异贡献最大的是下游,其次是中游,最小的是上游。(3) 新质生产力发展具有显著的正向空间自相关特征,且空间关联程度呈现先减弱后增强再减弱的趋势;整体空间结构较为稳定,在演化过程中具有很强的空间依赖性,呈现以高协同升高为主的空间整合动态性特征;局部区域空间结构极为稳定,分布具有较强的空间锁定特征。(4) 新质生产力发展受到诸多因素影响;经济发展、财政支出、产业结构、制度环境和市场化程度的提升能促进城市自身的新质生产力发展;政府行政能力的提升能抑制其自身的新质生产力发展;经济发展和市场化程度的提升能促进邻域地区的新质生产力发展;财政支出、产业结构和政府行政能力的提升能抑制邻域地区的新质生产力发展。

根据以上的研究结论,本文提出如下政策建议:

(1) 因地制宜地制定推动新质生产力发展的政策措施。对于发展水平较高的地区,要积极优化科技人才认定评价和分配激励机制,推动其将人才优势、科研优势转化为城市发展优势;同时要根据城市主体功能定位,围绕先进制造业、战略性新兴产业、未来产业等重点产业的高端领域和关键环节,开展实施“前沿交叉领域前瞻布局”行动和“产业技术攻关”工程,实现前沿交叉领域

科技创新能力提升和“卡脖子”关键核心技术突破。对于发展水平较低的地区,一方面要建立健全人才培养和使用的稳定支持机制,优化提升人才薪酬待遇等各方面的服务保障水平,通过人才培养体系的完善和人才集聚水平的提升壮大科技创新人才规模;另一方面要围绕构建现代化产业体系,深入实施产业基础再造工程和重点产业链提升工程,推动产业基础的高端化发展和产业链条的现代化升级。

(2) 充分发挥地区经济发展、财政结构调整、产业结构升级、制度设计完善、市场化改革和政府职能转变的积极作用。一是要加快经济发展水平、调整财政支出结构,增强人才教育培养和科技研发资金的投入力度,为科技提升和技术突破提供优势的人才、平台和资金。二是要优化产业结构和布局,加快传统产业的数字化、绿色化、智能化改造,推动区域产业类型由资源、资本密集型向技术、知识密集型过渡转变,培育和形成以先进制造业、战略性新兴产业和未来产业为主的现代化产业体系。三是要加快人才、产业和成果转化制度的完善,吸引科技创新人才集聚、推动现代化产业体系建设和实现科技成果向生产力的转化。四是要深化重点领域和关键环节的体制机制改革,破除妨碍生产要素市场化配置的制度壁垒,构建高质、高效、高标准的市场化体系,通过市场配置生产要素和提高资源利用效率。五是要深化简政放权、优化服务改革,通过政府职能转变推动政府行政效率提升,为人才、企业等创新主体营造良好的创新生态环境,从而激发创新主体活力。

(3) 积极完善新质生产力发展的区域协同机制,增强中心城市对中小城市的辐射带动作用,推动新质生产力发展的跨域合作和协同参与。首先,要加快新质生产力发展的协同机制建设。从人才、科创、产业等方面构建区域协调发展机制和利益补偿机制,降低中心城市对中小城市的“虹吸效应”,推动区域新质生产力的协同发展。其次,要发挥中心城市对区域新质生产力发展的支撑和引领作用。积极优化区域经济空间结构体系,增强直辖市、省会城市等中心城市对其周边地区科技创新的辐射带动作用。最后,要积极推动新质生产力发展的跨域合作和协同参与。从产业、交通、市场等方面加快推进区域一体化建设,强化城市间人才、科技、产业等各项创新要

素的联系程度,从而提升新质生产力发展的空间联动效应。

参考文献:

- [1] 程恩富,陈健. 大力发展新质生产力加速推进中国式现代化[J]. 当代经济研究, 2023(12): 14-23.
CHENG E F, CHEN J. Vigorously advancing new quality productive forces and accelerating the Chinese modernization [J]. Contemporary Economic Research, 2023(12): 14-23.
- [2] 李政,廖晓东. 发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6): 146-159.
LI Z, LIAO X D. The theoretical, historical, and realistic "triple" logics of developing "new quality productivity" [J]. China Review of Political Economy, 2023, 14(6): 146-159.
- [3] 李汝资,陈巧娟,高雄愿,等. 长江经济带城市绿色经济效率梯度转换规律及其影响因素[J]. 自然资源学报, 2024, 39(1): 125-139.
LI R Z, CHEN Q J, GAO X Y, et al. Gradient transformation and influencing factors of urban green economy efficiency in the Yangtze River Economic Belt [J]. Journal of Natural Resources, 2024, 39(1): 125-139.
- [4] 成长春,孟越男,王桂玲,等. 长江经济带协调性均衡发展水平对比及优化路径研究[J]. 长江流域资源与环境, 2023, 32(12): 2453-2465.
CHENG C C, MENG Y N, WANG G L, et al. Comparative Study on Level of Coordinated and Balanced Development of Yangtze River Economic Belt and Optimization Path [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2023, 32(12): 2453-2465.
- [5] 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.
WEI C H. The basic meaning, historical evolution and practical path of new quality productivity [J]. Theory and Reform, 2023(6): 25-38.
- [6] 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): 31-47.
WANG J, WANG R J. New quality productivity: Index construction and spatiotemporal evolution [J]. Journal of Xi'an University of Finance and Economics, 2024, 37(1): 31-47.
- [7] 余东华,马路萌. 新质生产力与新型工业化: 理论阐释和互动路径[J]. 天津社会科学, 2023, 14(6): 90-102.
YU D H, MA L M. New Quality Productivity and New Industrialization: Theoretical Explanation and Interactive Path [J]. Tianjin Social Sciences, 2023, 14(6): 90-102.
- [8] 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): 116-132.
YAO S J, ZHANG X Q. Era connotation, strategic value and realization path of new quality productivity [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2024, 30(1): 116-132.
- [9] 张文武,张为付. 加快形成新质生产力: 理论逻辑、主体架构与实现路径[J]. 南京社会科学, 2024(1): 56-64.
ZHANG W W, ZHANG W F. Accelerating the formation of new quality productivity: Theoretical logic, subject structure, and implementation path [J]. Nanjing Journal of Social Sciences, 2024(1): 56-64.
- [10] 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 Sciences Edition), 2024, 54(1): 35-44.
- [11] 张宇宁,王艳华,王克. 新基建投资的经济效应、能耗与碳排放[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(11): 42-55.
ZHANG Y N, WANG Y H, WANG K. The impacts of new infrastructure investment on economic effects, energy consumption and carbon emissions [J]. Economic Theory and Business Management, 2023, 43(11): 42-55.
- [12] THEIL H. Economics and information theory [M]. Amsterdam: North-Holland Pub. Co., 1967.
- [13] REY S J, JANIKAS M V. STARS: Space-time analysis of regional systems [J]. Geographical Analysis, 2006, 38(1): 67-86.
- [14] 潘竟虎,张永年. 中国能源碳足迹时空格局演化及脱钩效应[J]. 地理学报, 2021, 76(1): 206-222.
PAN J H, ZHANG Y N. Spatiotemporal patterns of energy carbon footprint and decoupling effect in China [J]. Acta Geographica Sinica, 2021, 76(1): 206-222.
- [15] DONG Z, GUO C. A literature review of spatio-temporal data analysis [J]. Journal of Physics: Conference Series, 2021, 1792(1): 012056.
- [16] YE X, REY S. A framework for exploratory space-time analysis of economic data [J]. The Annals of Regional Science, 2013, 50(1): 315-339.
- [17] 王磊,栗向阳,王雪利,等. 长江经济带生活性服务业发展水平的空间格局及驱动因素[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(10): 2109-2121.
WANG L, LI X Y, WANG X L, et al. Spatial pattern and driving factors of consumer service industry development in Yangtze River economic belt [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2022, 31(10): 2109-2121.
- [18] XU H, WINNINK J, YUE Z, et al. Topic-linked innovation paths in science and technology [J]. Journal of Informetrics, 2020, 14(2): 101014.
- [19] 贺三维,张臻,祁子良,等. 基于交通流和辐射模型的城市群网络结构及驱动因素分析——以长江中游城市群为例[J]. 地理科学, 2023, 43(11): 1900-1910.
HE S W, ZHANG Z, QI Z L, et al. The network structure and driving factors of urban competitiveness based on traffic flow and radiation model: A case study of the urban agglomeration in the

- middle reaches of the Yangtze River, China [J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2023, 43(11): 1900–1910.
- [20] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理 [J]. *经济研究*, 2019, 54(2): 148–165.
- SHAO S, LI X, CAO J H. Urbanization promotion and haze pollution governance in China [J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(2): 148–165.
- [21] 王小广, 刘莹. 城市经济活力: 特征、评价体系与提升建议 [J]. *区域经济评论*, 2022(1): 130–138.
- WANG X G, LIU Y. Urban economic vitality: Characteristics, evaluation system and promotion proposals [J]. *Regional Economic Review*, 2022(1): 130–138.
- [22] ROBERTS J T, GRIMES P E. Carbon intensity and economic development 1962–1991: A brief exploration of the environmental Kuznets curve [J]. *World Development*, 1997, 25(2): 191–198.
- [23] 豆建民, 王光丽, 马融. 数字经济发展对城市合作创新的影响——基于空间溢出效应的视角 [J]. *经济管理*, 2023, 45(7): 56–75.
- DOU J M, WANG G L, MA R. The impact of digital economy development on urban cooperative innovation: An analysis from the perspective of spatial spillover [J]. *Business and Management Journal*, 2023, 45(7): 56–75.
- [24] DONG F, LONG R, LI Z, et al. Analysis of carbon emission intensity, urbanization and energy mix: Evidence from China [J]. *Natural Hazards*, 2016, 82(2): 1375–1391.
- [25] 马海涛, 卢硕, 张文忠. 京津冀城市群城镇化与创新的耦合过程与机理 [J]. *地理研究*, 2020, 39(2): 303–318.
- MA H T, LU S, ZHANG W Z. Coupling process and mechanism of urbanization and innovation in Beijing–Tianjin–Hebei Urban Agglomeration [J]. *Geographical Research*, 2020, 39(2): 303–318.
- [26] 朱德云, 王鸿梓. 税收竞争与财政支出竞争对区域科技创新效率的影响——基于产业结构升级的门槛效应检验 [J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2023, 43(1): 86–102.
- ZHU D Y, WANG H Z. The influence of tax competition and fiscal expenditure competition on regional sci-tech innovation efficiency—Based on the threshold effect test of industrial structure upgrading [J]. *Modern Finance and Economics—Journal of Tianjin University of Finance and Economics*, 2023, 43(1): 86–102.
- [27] LI X, WANG L. Does Administrative Division Adjustment promote low-carbon city development? Empirical evidence from the “Revoke County to Urban District” in China [J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2023, 30(5): 11542–11561.
- [28] 黄寰, 黄辉, 肖义, 等. 产业结构升级、政府生态环境注意力与绿色创新效率——基于中国115个资源型城市的证据 [J]. *自然资源学报*, 2024, 39(1): 104–124.
- HUANG H, HUANG H, XIAO Y, et al. Industrial structure upgrading, government’s attention to ecological environment and the efficiency of green innovation: Evidence from 115 resource-based cities in China [J]. *Journal of Natural Resources*, 2024, 39(1): 104–124.
- [29] 尹希果, 魏苗苗. 科技金融投入、数字化转型与新旧动能转换——基于制度环境视角 [J]. *统计与决策*, 2023, 39(23): 150–155.
- YIN X G, WEI M M. Technology and finance’s investment, digital transformation and the transformation of old and new kinetic energy—based on the perspective of institutional environment [J]. *Statistics & Decision*, 2023, 39(23): 150–155.
- [30] 刘晓颖, 魏鑫. 交通基础设施建设与企业信息披露质量——基于市场化程度和投资者实地调研的中介效应分析 [J]. *工业技术经济*, 2024, 43(2): 60–68.
- LIU X Y, WEI X. Transportation infrastructure construction and information disclosure quality: Based on the degree of marketization and investors’ field research [J]. *Journal of Industrial Technology and Economy*, 2024, 43(2): 60–68.
- [31] 李凤娇, 刘家明, 姜丽丽. 东北地区战略性新兴产业发展水平时空演变与影响因素研究 [J]. *地理科学进展*, 2022, 41(4): 541–553.
- LI F J, LIU J M, JIANG L L. Spatiotemporal change of strategic emerging industries in Northeast China and influencing factors [J]. *Progress in Geography*, 2022, 41(4): 541–553.
- [32] 魏下海, 张沛康, 杜宇洪. 机器人如何重塑城市劳动力市场: 移民工作任务的视角 [J]. *经济学动态*, 2020(10): 92–109.
- WEI X H, ZHANG P K, DU Y H. How robots reshape the urban labor market: From a perspective of migrants’ job tasks [J]. *Economic Perspectives*, 2020(10): 92–109.

Spatial-temporal Evolution Pattern and Influencing Factors of Development of New Productivity Forces Along the Yangtze River Economic Belt

LI Xiang-yang , WANG Lei , ZHANG Yu-xin

(1. Institute of Yangtze Basin Economics , Hubei Academy of Social Sciences , Wuhan 430072 , China;

2. Economics and Management School , Wuhan University , Wuhan 430072 , China;

3. School of Geographic Sciences , Xinyang Normal University , Xinyang 464000 , China)

Abstract: New productivity forces (NPF) are crucial for advancing high-quality economic growth and achieving modernization in the Chinese context. This paper utilized Theil index , exploratory spatial-temporal data analysis framework , and spatial econometric model to assess and examine the spatial-temporal evolution pattern and influencing factors of NPF development in the Yangtze River Economic Belt (YREB) through a comprehensive evaluation index system. The results showed that: (1) The NPF advancement in the YREB increased from 2013 to 2021 , however it remained relatively low. The average level of NPF in 2013 was 0.040 , while in 2021 it rose to 0.101. The spatial distribution exhibited a pattern of high in the east and low in the west , high in the north and low in the south , indicating a clear regional clustering. The cities with high value points included Shanghai , Suzhou , Nanjing , Hangzhou , Chengdu , and other municipalities that are directly under the Central Government that or are capital cities. The cities with low value points included Guang'an , Bazhong , Zhaotong , Dazhou , Suining , and other upstream cities. (2) There were notable disparities in the NPF progress across the entire region , with variations observed in the upper , middle , and downstream areas. These differences initially decreased and then increased. Within the regions , the disparities ranged from strong to weak in the upstream , downstream , and middle reaches , respectively. The contribution rates ranging from large to small to the overall regional development differences followed the order of downstream , middle reaches , and upper reaches. (3) The global spatial autocorrelation of NPF development was evident , with a correlation degree that fluctuated between weakening and strengthening. Both overall and local spatial structures remained relatively stable , displaying a strong spatial dependence during the evolution process , and indicating a dynamic spatial integration dominated by high cooperative elevation. (4) In terms of direct effects , the improvement of government administrative capacity had negative effects on the urban NPF development , while other factors had positive effects. In terms of spatial spillover effects , economic development and the improvement of marketization degree had positive spatial spillover effects on the NPF , while other factors had negative effects. (5) Thus , in urban construction , it is essential to establish policies and strategies to enhance the NPF growth based on local circumstances. Secondly , it is crucial to leverage regional economic development , financial restructuring , industrial upgrading , system enhancement , market reform , and government function transformation to support the NPF advancement. Lastly , it is necessary to strengthen the regional coordination mechanism , boost the impact of central cities on promoting small and medium-sized cities , and foster collaboration across many sectors to support the growth of the NPF.

Key words: the new productivity forces development; the Yangtze River Economic Belt; spatial-temporal evolution pattern; influencing factors; spatial econometric model