中国新质生产力指标构建与时空演进

朱富显¹ 李瑞雪¹ 徐晓莉¹ 孙家昌²

1(新疆大学经济与管理学院,乌鲁木齐 830046) 2(新疆大学计算机科学与技术学院,乌鲁木齐 830046)

[摘 要] 加快构建以新质生产力为核心的创新体系,是中国加快实现高水平科技自立自强和高质量发展的重要基础。本文从新质劳动者、新质劳动资料和新质劳动对象3个维度构建了新质生产力水平指标测度体系,采用投影寻踪模型测度了2011~2022年中国地级市层面新质生产力发展水平,并运用Dagum基尼系数法、Kernel 密度估计法以及Moran's I 全面探究并验证了新质生产力对不同时间维度、空间维度的动态演变特征。研究发现: 新质生产力发展水平呈现稳步增长态势,相比于新质劳动者、新质劳动对象,新质劳动资料占新质生产力比重更大。各地区新质生产力发展水平存在较大差异,其中,东部地区是新质生产力发展的高地,西部地区和东北地区是新质生产力发展的洼地,并且地区内新质生产力水平也存在较大差异。同时,新质生产力的涌现与生产关系具有一定的协调性,且新质生产力能够正向促进地区的全要素生产率水平的提升。本文为如何捕捉新质生产力的动态演化特征以及生产关系如何更好的引导新质生产力能效发挥提供了参考。

[**关键词**] 新质生产力 投影寻踪模型 生产关系 高质量发展 地区异质性 动态演化特征 DOI:10.3969/j.issn.1004-910X.2024.03.005

[中图分类号] F061.5; F061.1 [文献标识码] A

引言

2023 年中央经济工作会议提出"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,发展新质生产 力"。中国上市公司协会于2023年11月10日发 布《以新质生产力推进高质量发展(深圳)倡议》 (以下简称《倡议》),该《倡议》在2023年9月 习近平总书记考察调研黑龙江时创造性提出"新 质生产力"的基础上,进一步指出"坚持问题导 向、需求导向、目标导向,大力发展新质生产关 系,为催生新质生产力创造良好制度土壤,持续 激发和释放资本、劳动力、技术三大要素新活力, 为经济社会可持续发展提供澎湃动力"。所谓新 质生产力是以科技创新为核心, 以优质发展为宗 旨,适应新产业,服务于高品质生活的新型生产 力,是由"高素质"劳动者和"高精尖"劳动资 料以及"新形态"劳动对象构成的新的经济常态 下的生产力新质态[1]。

当前关于新质生产力的研究主要集中在政治 学领域,鲜有学者从经济学角度对新质生产力进 行分析。因此,关于新质生产力的研究,可以从 以下几点深入探讨: (1) 关于新质生产力的经济 学定义,马克思生产力理论认为生产力是随着科 学技术的发展不断动态演进的, 并且科学技术想 要转化为具象化的物质实体切实促进人类社会进 步,就需要与生产力,即劳动者、劳动资料、劳 动对象相结合[2]。因此,新质生产力之"新",是 区别于传统生产力,为实现关键性、技术性突破 而产生,是以新技术、新经济、新业态为主要特 征的"新"; 所谓"质", 强调在创新驱动本质的 基础上,对技术进行颠覆性突破,即一种创新驱 动力[3]。新质生产力呈现出科学技术对劳动者、劳 动资料、劳动对象的充分赋能特征; (2) 社会主 义现代化国家的首要任务是实现高质量发展,而 新质生产力的涌现,不仅能为我国实现高质量发 展提供强劲动力, 更是解放和发展生产力的必然

收稿日期: 2024-02-05

基金项目: 优秀博士生创新项目"新质生产力的涌现机制和效能作用路径研究"(项目编号: XJU2024BS017)。

作者简介:朱富显,新疆大学经济与管理学院博士研究生。研究方向;新质生产力,技术创新转化。李瑞雪,新疆大学经济与管理学院硕士研究生。研究方向:技术创新、企业可持续。徐晓莉,新疆大学经济与管理学院教授,博士生导师。研究方向:技术创新与成果转化。孙家昌,新疆大学计算机科学与技术学院硕士研究生。研究方向:资本市场多模态情感分析。

Mar. 2024

要求。因此,戴翔[4]认为以动力变革、效率变革 和质量变革为特征的新质生产力的发展是实现经 济高质量发展关键引擎。蒲清平和向往[5]认为新 质生产力能够通过培育新兴产业和未来产业极大赋 能创新、协调、绿色、开放和共享发展; (3) 关 于新质生产力的指标测度还较为匮乏, 研究仅停 留在理论探讨领域。结合以上研究,本文从马克 思生产力三要素理论出发,运用投影寻踪指标测 度方法,以2011~2022年地级市为研究对象,构 建了基于新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动 资料3个维度的新质生产力指标测度体系。在此 基础上,结合区域经济视角,运用 Dagum 基尼系 数法^[6]、Kernel 密度估计法^[7]、Moran's I^[8]全面 探究并验证了新质生产力对不同时间维度、空间 维度的动态演变特征最终将生产关系进行量化, 并与新质生产力进行耦合, 再将新质生产力指标 与地区全要素生产率进行线性拟合来多维度检验 指标的有效性。

1 研究设计

1.1 新质生产力指标构建及数据来源

新质生产力主张"以新促质"和"以质育新", 前者强调生产力以"新"为起点、以"质"为落 脚点,后者强调生产力螺旋式上升的持续革新、 进化过程。人类社会从最初依靠人力、牲畜的农 耕文明时期,发展到依靠机器、资本的工业文明 时期,再到现如今依靠大数据、计算机和技术的 信息技术文明时期, 生产力总是处在不断进步的 变化之中[4,9]。马克思生产力理论认为,人类社 会的每一次重大变革,都表现出新生生产力的发 展突破原有生产关系的"社会必然性"。因此,在 指标构建方面, 主要强调现代科技创新对传统生 产力的赋能。(1) 新质劳动者认识自然、改造自 然的能力相比于传统劳动者是一个能级跃升; (2) 新质劳动资料和新质劳动对象能够改变传统生产

力的性状和功能[10]。具体来说,传统劳动者主要 是指以体力劳动和特定技能来从事生产活动的工 人, 而新质劳动者更强调拥有较高劳动素养和职 业道德的智力工人,这类工人一般拥有更强的认 识和改造自然的能力, 能够熟练运用高精尖的仪 器去从事生产活动,从而提高生产效率和生产质 量。就劳动资料而言,传统劳动资料主要依靠的 是传统的大机器生产设备与电子计算机, 而新质 生产资料主要是依靠大数据智能、云计算为运行 逻辑的"高级、精密、尖端"的设备,该类设备 对生产效率和生产质量有着能级提升的作用。就 劳动对象而言, 传统的劳动对象主要是自然物和 经过简单加工的非自然物, 而新质劳动对象则更多 的是将自然物中注入了更多科技要素, 能够极大地 促进劳动对象的利用效率与转化效率[1]。因此, 以科技赋能为表征的新质生产力能够加速数字经 济与实体经济的深度融合,为新兴产业和未来产 业的出现创造了有利条件。新质生产力是传统劳 动者、劳动对象、劳动资料的跃迁。

在现有研究基础上,本文着重在以下几个方 面进行指标构建:(1)在考虑了新质人力资本投 入产出后,从科学投入、教育投入、研发人员数 量、计算机行业贡献度、高等教育水平5个指标 来衡量新质劳动者水平; (2) 在劳动资料指标维 度下,融入了能源消耗水平、数字基础设施完善 水平、机器人应用水平和数字化创新水平 4 个二 级指标和9个三级指标;(3) 劳动对象维度,将 新自然物的利用水平和绿色环保因素纳入指标体 系,用新兴产业活跃度、污染减排指标和环境保 护力度5个指标来刻画当地新质劳动对象的涌现 水平; (4) 3个维度的20个指标都是连续变量指 标,能够客观准确对比出地区各指标的横向差异 和纵向差异,保证了指标的客观性和准确性。指 标选取如表1所示。

表 1 新质生产力发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	量化方法	指标权重
		科学投入	政府每年用于科学的财政支出	0. 1199
dur pr	新质人力资本投入	教育投入	政府每年用于教育的财政支出	0. 0346
新质 劳动者		研发人员数量	研发人员数量	0. 1889
刀 切 伯	*************************************	计算机行业贡献度	计算机行业从业人数/当地就业总人数	0. 0133
	新质人力资本产出	高等教育水平	每年专科以上学校在校生总数	0. 0446

续 表

一级指标	二级指标	三级指标	量化方法	指标权重
		总体能源消耗	能源消耗/GDP	0. 0301
	能源消耗水平	可再件外源冰衫	可再生能源电力消纳量/GDP	0. 0297
		可再生能源消耗	可再生能源电力消纳量/全社会用电量	0.0577
	NV>- ++	互联网渗透度	每百人互联网数	0. 0132
新质劳动	数字基础设施完善 水平	移动电话渗透度	每百人移动电话数	0. 0134
资料	730	电信业务渗透度	人均电信业务总量	0. 0142
	机器人应用水平	工业机器人渗透度	机器人安装量*各地就业率	0. 0681
			数字普惠金融指数	0. 0167
	数字化创新水平	数字创新能力	数字经济指数	0. 0130
			地区数字化专利总数	0. 2097
	新自然物利用水平	新兴产业活跃度	新兴企业主营业务收入之和/当地 GDP	0. 0869
المد ملك معا			废气排放总理/当地 GDP	0. 0005
新质劳动 对象	绿色环保	污染减排	废水排放总理/当地 GDP	0.0003
V13K	绿巴环保		废物排放总理/当地 GDP	0.0004
		环境保护力度	环境保护支出/政府公共财政支出	0. 0448

注:污染减排主要参考企业污染物排放量,主要包括工业废水中的化学需氧量和氦氮排放量、工业废气中的二氧化硫和氮氧化物排放量。借鉴已有文献的做法[11],本文根据《排污费征收标准管理办法》确定的污染当量值,将上述4种污染物排放量进行标准化处理,并折算成统一的污染当量数并将污染当量数进行加总(加1取对数)[12],反映企业污染排放水平。通过企业排污进行加总计算当地污染情况[13]。

1.2 研究方法

本文采用基于遗传算法的投影寻踪聚类模型进行新质生产力指标构建,限于篇幅,仅介绍投影寻踪模型^[14]。该方法具有抗干扰能力强、数据结构稳定、准确度高的特点,计算过程包括以下步骤:

步骤 1: 新质生产力指标的归一化处理,设备城市样本指标的样本集合为 $\{x^*(p,q)|p=1,2,\dots,m;q=1,2,\dots,n\}$,其中 $x^*(p,q)$ 为第p个样本第q个指标值,m、n分别为城市样本个数和新质生产力子指标个数,为消除各指标的量纲使得各指标具有可比性,需要进行归一化处理,具体操作如下:

对于正向指标:

$$x(p,q) = \frac{x^*(p,q) - x_{\min}(q)}{x_{\max}(q) - x_{\min}(q)}$$
(1)

对于负向指标:

$$x(p,q) = \frac{x_{\text{max}}(q) - x^*(p,q)}{x_{\text{max}}(q) - x_{\text{min}}(q)}$$
(2)

其中, $x_{max}(q)$ 、 $x_{min}(q)$ 分别为第q个指标的最大值和最小值。

步骤 2: 设 Q(a) 为投影函数,把 n 维度的数 — 46 —

据 $\{x(p,q) \mid q=1,2,\cdots,n\}$ 综合成以 $a=\{a(1),a(2),a(3),\cdots,a(n)\}$ 为投影方向的一维投影值 z(p) 。

$$z(p) = \sum_{i=1}^{p} a(q)x(p,q), \quad p=1,2,\dots,m$$
 (3)

然后根据 $\{z(p) | p=1,2,\cdots,m\}$ 的一维散布图进行分类,式(3)中,a为单位长度向量,综合投影指标时,要求投影值z(i)理想的散布特征为局部密集、整体稀疏分散,因此考虑数据的局部密度、距离和分布特性来构造如下函数:

$$Q(a) = S_z D_z \tag{4}$$

其中 S_z 为 z(p) 的标准差, D_z 为 z(p) 特定局域内的密度,即:

$$S_{z} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} [z(p) - E(z)]^{2}}{m-1}}$$
 (5)

$$D_{z} = \sum_{p=1}^{n} \sum_{q=1}^{n} [R - r(p,q)] \cdot u[R - r(p,q)]$$
 (6)

其中, E(z)为序列 $\{z(p) | i=1,2,\cdots,m\}$ 的平均值; R 为局部密度的窗口半径, r(p,q)表示各个城市样本之间的距离, r(p,q)=|z(p)-z(q)|; u(t)为

Mar. 2024

一单位阶跃函数, 当 $t \ge 0$ 时, 函数值为 1, 当 t <0时,函数值为0。

步骤 3: 需要对投影指标函数进行特定优化, 当各个指标所在的样本数确定时,函数 Q(a) 只 随着投影方向 a 的变化而变化,不同的投影方向 可以展示数据结构的不同特征。为了最准确地揭示 高维数据中的某种特定结构特征,需要找到最佳的 投影方向。因此,可以通过求解一个旨在最大化投 影函数指标的问题来找寻最佳投影方向,即:

最大化目标函数:

$$Max:Q(a) = S_z \cdot D_z$$
 (7)
约束条件:

$$s.t. \sum_{n=0}^{\infty} a^{2}(q) = 1$$
 (8)

这是一个以 $\{a(q) \mid q=1,2,\cdots,n\}$ 为优化变量 的高维有约束的非线性优化问题, 传统方法计算 较为复杂,可以选用基于实数编码的加速遗传算 法来解决其高维全局寻优问题。

步骤 4: 分类(权重排列)。把步骤 3 求得的 最佳投影方向 a^* 代入式 (3) 后可得各个样本的 投影值 $z^*(p)$, 即 $z^*(q)$, $z^*(p)$ 值即为各个维度、 各个指标的权重值。

1.3 数据来源

新质生产力指标体系总共包含 20 个子指标, 鉴于数据可得性,选取 2011~2022 年中国 218 个地 级市的面板数据为研究样本。数据来源于 CSMAR、 《中国工业统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中 国环境统计年鉴》以及各地级市统计年鉴,由于 原始数据存在缺失,为了减少样本损失,缺失数 据使用插值法进行处理。

2 实证分析

2.1 中国新质生产力发展的时序演变

中国新质生产力发展水平如图 1 所示, 从发 展趋势来看,全国地区新质生产力水平随时间呈 增长趋势。全国新质生产力发展水平从2012年的 9.449 增长到 2022 年的 16.263, 平均增长率为 14.42%。东北地区新质生产力发展水平从 2012 年的 0.897 增长到 2022 年的 1.387, 平均增长率 为10.95%。东部地区新质生产力发展水平从2012 年的 3.087 增长到 2022 年的 7.226, 平均增长率 为23.34%。中部地区新质生产力发展水平从2012 年的 2.871 增长到 2022 年的 4.336, 平均增长率 为 10. 20%。西部地区新质生产力发展水平从 2012 年的 2.347 增长到 2022 年的 3.314, 平均增长率 为 8.24%。由图可知在四大地区中, 东部地区的 新质生产力水平是最高的,同时也是增长率最高 的, 东北地区的新质生产力水平最低(注: 东北 地区:黑龙江、吉林、辽宁;东部地区:北京、 天津、河北、广东、浙江、海南、福建、山东、 上海、江苏;中部地区:河南、安徽、湖北、山 西、湖南、江西;西部地区:新疆、青海、广西、 内蒙古、四川、甘肃、贵州、西藏、宁夏、云南、 重庆、陕西)。由图2所示,将各年份的地级市的 新质生产力以及各维度进行加总,各地区平均新质 生产力发展水平随时间增长,新质生产力发展水 平、新质劳动资料以及新质劳动者数量在不断增 长,新质劳动对象在2013年显著增长原因可能是 环境污染较为严重,并在2017年之后得到缓解。

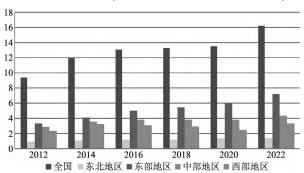


图 1 2012~2022 年各地区新质生产力水平

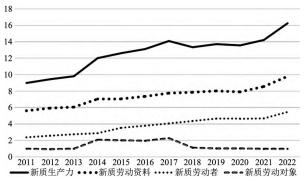


图 2 2011~2022 年新质生产力发展水平

2.2 四大地区新质生产力水平差异分解

将全国分为四大地区,探讨四大地区新质生 产力发展水平差距和差异来源,对新质生产力发 展水平进一步研究[15], 采用 Dagum 基尼系数法 对差异来源进行分解。表 2 结果表明, 从总体上 看中国新质生产力发展水平的基尼系数处于 0.198 和 0.276 之间, 平均值为 0.227。其中, 2013~2014 年呈下降趋势, 说明新质生产力发展差距逐渐降 低,2014~2022年呈上升震荡趋势,说明新质生 产力发展差距逐渐增大。就东北地区而言,新质 生产力发展水平的基尼系数处于 0.0989 和 0.157 之间,平均值为 0.129,2015~2021 年基尼系数均 低于平均值,且新质生产力的差异在逐渐减小。 从东部地区新质生产力发展水平的基尼系数处于 0.192 和 0.332 之间,平均值为 0.265,新质生产力发展水平随时间变化呈现震荡上升趋势,并于 2022 年达到最大值 0.332,东部地区新质生产力

0.218之间,平均值为 0.180。新质生产力发展水平在 2011~2022 年间呈现 U 型曲线的震荡趋势,在 2022 年中部地区新质生产力发展水平基尼系数高于平均值。从西部地区看,2011~2022 年新质生产力发展水平的基尼系数处于 0.213 和 0.266之间,平均值为 0.234。新质生产力发展水平随时间变化呈现震荡上升趋势,2018~2022 年新质生产力发展水平基尼系数均高于平均水平,西部地区新质生产力发展水平逐渐扩大。

表 2 四大区域内新质生产力发展水平差异(基尼系数)

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
总差异	0. 1990	0. 1975	0. 2009	0. 1985	0. 2068	0. 2164	0. 2151	0. 2339	0. 2477	0. 2530	0. 2554	0. 2756
东北	0. 1484	0. 1565	0. 1455	0. 1503	0. 1290	0. 1203	0. 1175	0.0989	0. 1255	0. 1248	0. 1182	0. 1341
东部	0. 2021	0. 2039	0. 2051	0. 1915	0. 2345	0. 2626	0. 2619	0. 2914	0. 3092	0. 3099	0. 3162	0. 3315
中部	0. 1784	0. 1821	0. 1802	0. 1692	0. 1695	0. 1711	0. 1694	0. 1793	0. 1841	0. 1826	0. 1775	0. 2179
西部	0. 2211	0. 2128	0. 2305	0. 2266	0. 2201	0. 2172	0. 2196	0. 2352	0. 2418	0. 2661	0. 2457	0. 2524

表3汇报了四大区域新质生产力差异来源的分解结果,超变密度(Gt)占比最大,平均值为0.114,占比为51.32%,地区内差异(Gw)来源次之,平均值为0.068,占比为29.97%,地区间差异(Gb)最后,平均值为0.043,占比为18.71%。3种差异来源随时间变化呈现完全不同的走势,超变密度差异处于0.091和0.122之间,在一定区间内呈现震荡上升走势,其次是地区内差异处于0.055~0.085之间,随时间变化呈现上升趋势,地区内差异逐渐扩大,最后是地区间差异处于0.025~0.076之间,2018~2022年地区间差异均大于平均值,差异随时间增大。分解结果表明超变密度以及地区差异是影响四大地区新质生产力发展差异的主要原因,且随着时间变化呈现不同的变动趋势。

发展水平在稳步提升。从中部地区看,2011~2022

年新质生产力发展水平的基尼系数处于 0.169 和

表 4 主要对四大地区间新质生产力水平差异进行分解,东北-东部基尼系数在 0.173~0.334之间,地区差异随着时间变化呈现震荡上升趋势,差异逐年扩大;东北与中部基尼系数处于 0.146~0.2之间,地区差异随着时间变化呈 U 型趋势;东北与西部基尼系数处于 0.182~0.222之间,2015~2022年整体基尼系数相比于 2011~2014年基尼系数要小,新质生产力水平差异呈逐渐缩小趋势,在2022年基尼系数突然增大,地区差异化加剧;东

表 3 四大地区新质生产力发展水平差异分解(基尼系数)

		地区差异	<u>.</u>	贡	献率(%	,)
年份	地区内 差异 Gw	地区间 差异 Gb	超变 密度 Gt	Gw 贡献率	Gb 贡献率	Gt 贡献率
2011	0. 0564	0. 0325	0. 1101	28. 35	16. 33	55. 32
2012	0.0569	0. 0266	0. 1140	28. 80	13. 48	57. 72
2013	0.0578	0. 0245	0. 1185	28. 79	12. 22	58. 99
2014	0.0549	0. 0523	0. 0912	27. 67	26. 37	45. 96
2015	0.0609	0. 0344	0. 1115	29. 43	16. 62	53. 95
2016	0.0653	0.0312	0. 1198	30. 20	14. 42	55. 38
2017	0.0651	0. 0277	0. 1223	30. 28	12. 86	56. 86
2018	0.0721	0. 0394	0. 1224	30. 84	16. 83	52. 33
2019	0.0758	0.0505	0. 1214	30. 59	20. 40	49. 01
2020	0.0800	0. 0519	0. 1211	31. 62	20. 52	47. 86
2021	0. 0821	0.0684	0. 1049	32. 14	26. 77	41.09
2022	0.0850	0.0760	0. 1140	30. 92	27. 67	41.41

部与中部基尼系数处于 0.184~0.296 之间,2011~2014 年基尼系数出现小范围的震荡,在 2022 年基尼系数达到最大,新质生产力水平差异逐渐增大;东部与西部基尼系数处于 0.215~0.311 之间,新质生产力水平差异基尼系数呈现震荡上升趋势,新质生产力水平差异逐渐增大;中部与西部基尼

No. 3 (General, No. 365) Mar. 2024

系数处于 0.199~0.234 之间,新质生产力水平差异基尼系数呈现震荡上升趋势,在 2017 年新质生

产力水平基尼系数最小,2022年新质生产力水平基尼系数达到最大。

表 4 四大地区间新质生产力发展水平差异分解(基尼系数)

年份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
东北与东部	0. 1783	0. 1823	0. 1786	0. 1732	0. 1887	0. 2032	0. 2034	0. 2187	0. 2383	0. 2368	0. 2461	0. 3339
东北与中部	0. 1666	0. 1715	0. 1648	0. 1662	0. 1542	0. 1509	0. 1487	0. 1463	0. 1603	0. 1585	0. 1519	0. 1995
东北与西部	0. 1987	0. 1942	0. 1973	0. 2216	0. 1967	0. 1882	0. 1821	0. 1815	0. 1947	0. 2094	0. 1921	0. 2208
东部与中部	0. 1942	0. 1941	0. 1946	0. 1833	0. 2050	0. 2212	0. 2208	0. 2450	0. 2619	0. 2617	0. 2696	0. 2957
东部与西部	0. 2224	0. 2148	0. 2238	0. 2312	0. 2355	0. 2450	0. 2421	0. 2679	0. 2812	0. 2939	0. 2936	0. 3113
中部与西部	0. 2062	0. 2021	0. 2105	0. 2119	0. 2044	0. 2020	0. 1988	0. 2104	0. 2166	0. 2304	0. 2164	0. 2335

表 5 所示,从总体差异来看,其主要结构来源依次为新质劳动者差异、新质劳动资料差异以及新质劳动对象差异。总体差异主要来源于新生产者的差异以及新质劳动资料的的差异。随着时间的推移,新质劳动者差异贡献率在 37.27%~43.96%之间,处于差异贡献率最大的地位。新质劳动对象次之,其差异贡献率在 31.57%~38.18%之间,有震荡增长的趋势。最后则是新质劳动资料处于较低的贡献率,处于 22.11%~25.41%之间,趋势较为平稳。从区域内差异来看,新质生产者的差异贡献最大,但呈现下降趋势,新质生产对象贡献率次之,表现出震荡上升趋势,新质生产资料贡献较小,呈现下降趋势。新质劳动者、新质劳动资料以及新质劳动对象对于东部地区新质生

产力发展差异的贡献基本稳定,其中新质劳动者 贡献最大,新质劳动对象次之,新质劳动资料最 后。新质劳动者贡献对于中部地区贡献最大,呈 现下降趋势,新质劳动对象对于中部地区差异贡 献次之,呈现上升趋势,最后新质劳动资料较少, 其贡献率趋于平稳趋势。新质劳动者及新质劳动 对象贡献对于西部地区差异贡献最大,但分别呈 现出下降和上升的趋势,最后新质劳动资料对于 西部差异贡献最小,趋于平稳态势。这说明四大 地区新经济发展的区域内差异来源具有异质性, 新质劳动者差异对东部、东北、中部和西部地区 新经济发展的空间分化具有更大影响,而新质劳 动对象差异对西部地区新质生产力水平发展的空 间分化具有更大影响。

表 5	四大区域新质生产力差异的结构分解

单位:%

差异类型	结构贡献	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
	新质劳动者	38. 91	39. 77	39. 22	38. 83	42. 22	43. 96	42. 54	40. 09	41. 18	39. 19	38. 52	37. 27
总差异	新质劳动资料	25. 14	25. 41	23.50	23. 23	24. 23	24. 47	23. 19	22. 11	23. 87	24. 79	24. 15	24. 55
	新质劳动对象	35. 95	34. 82	37. 28	37. 94	33. 54	31. 57	34. 28	37. 79	34. 95	36. 01	37. 33	38. 18
	新质劳动者贡献	40. 04	42. 14	42. 72	45. 79	47. 24	46. 44	42. 04	38. 86	36. 22	38. 28	33. 74	33. 25
东北 地区	新质劳动资料贡献	30. 26	29. 64	29. 57	32. 30	31.64	29. 57	27. 03	23.67	22. 78	26. 24	18.43	16. 99
地区	新质劳动对象贡献	29.71	28. 22	27. 71	21.91	21. 12	24. 00	30. 93	37. 47	40. 99	35. 48	47. 83	49. 76
- - → ¬	新质劳动者贡献	38. 49	38. 58	39. 85	39. 54	46. 03	48. 22	45. 14	44. 07	43. 96	41. 46	39. 86	38. 64
东部 地区	新质劳动资料贡献	27. 07	28. 46	26. 90	28.71	28. 22	28. 38	27. 27	26.90	29. 44	30. 78	29. 30	28. 80
地区	新质劳动对象贡献	34. 44	32. 96	33. 26	31.75	25. 75	23.40	27. 59	29. 02	26. 61	27. 76	30. 84	32. 56
→ ☆7	新质劳动者贡献	41. 65	41. 22	43. 11	43. 13	43. 79	43. 75	42. 40	35. 70	41. 51	39. 39	38. 20	37. 05
中部 地区	新质劳动资料贡献	24. 48	25. 10	23. 92	23. 16	24. 69	24. 90	22. 01	20.01	22. 60	22. 15	22. 43	23. 09
地区	新质劳动对象贡献	33. 87	33. 68	32. 97	33.71	31. 52	31. 35	35. 59	44. 29	35. 88	38. 46	39. 37	39. 86
नाः चेत	新质劳动者贡献	39. 39	40. 81	38. 09	42. 76	41. 93	43. 91	42. 16	39. 08	39. 00	38. 11	37. 66	36. 66
西部 地区	新质劳动资料贡献	21. 44	20. 79	18. 33	20. 44	21.77	22. 06	20. 49	18. 34	18.81	19. 35	19. 28	20. 83
地区	新质劳动对象贡献	39. 17	38. 40	43. 58	36. 80	36. 30	34. 04	37. 35	42. 59	42. 20	42. 54	43.06	42. 51

2.3 新质生产力水平分维的空间异质性

图 3~图 6 展示考察期内新质生产力和三大维度的分布动态和演进特征,由图可知:(1)从分布位置来看,新质生产力、新质劳动者以及新质劳动资料核密度图的中心出现向右移动的特征,说明考察期内,新质生产力、新质生产者新质生产资料均呈现上升态势,而新质生产对象有一定的向左移动说明新质生产对象在考察期内有一定缩减趋势;(2)从分布形态上来看,密度函数曲线主峰高度出现下降态势,说明不同地区的新质生产力和三大维度正逐渐拉开差距;(3)从分布延展性来看,密度函数曲线出现向右拖尾现象,说明不同地区的新质生产力和三大维度出现明显差异;(4)从极化现象来看,新质生产力、新质劳动者、新质劳动资料以及新质劳动对象均存在一个主峰,说明不存在区域极化的现象。

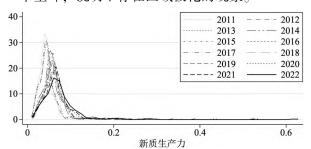


图 3 新质生产力核密度图

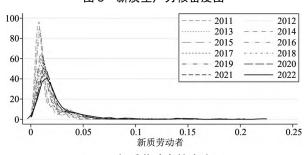


图 4 新质劳动者核密度图

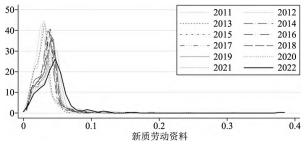


图 5 新质劳动资料核密度图

2.4 新质生产力水平的空间相关性

生产力本身受到要素禀赋、要素组合的影响, 因此生产力状况往往呈现出明显的时空差异特征。 从空间角度看,在特定时期,不同地区生产力水平

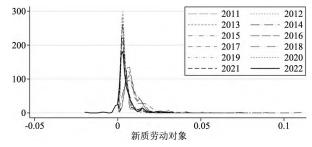


图 6 新质劳动对象核密度图

通常存在显著落差;从时序角度看,对特定地区 而言,不同时期的生产力水平也不尽相同。新质 生产力作为生产力的进阶形态,是否也存在这种 特征? 为验证这一猜想, 本文首先剔除新疆、青 海、西藏等偏远地区的省份样本城市, 以减少离 群值的干扰,最终得到178个样本城市。在此基 础上构建基于地理距离的标准化矩阵进行莫兰检 验,检验结果如表6所示。在2016年之前,各区 域 Moran's I 呈现不相关特征,原因可能在于 2011 年中国城镇化率首次超过50%,达到51.3%,到 2016年年底中国城镇化率已经达到57.4%,大量 生产力涌向大城市,此时大城市虹吸效应较强, 加速对周边城市优质资源的吸引,抑制周边城市 新质生产力的形成与发展, 使得城市与城市之间 出现较大的新质生产力水平差异,因此 Moran's I 呈现不相关性。除此之外, 在此期间, 新质生产 力还处于概念化阶段,不能作为新生生产力去推 动经济体制的变革和发展。从 2017 年起 Moran's I 开始显著,原因可能在于在"十三五"期间,国 家提出"实施创新驱动发展战略"、"构建发展新 体制"、"构筑现代基础设施网络"等,再加上周 边地区城市资源和信息优势的建立, 生产要素逐 步回流甚至反向带动周边城市, 新质生产力的空 间相关性也逐步显现。随着区域协调发展、创新 驱动发展的提出,新质生产力的空间溢出效应逐 渐增强。

表 6 2011~2021 年新质生产力发展水平的全局 Moran's I

年份 Moran's I Z P 2011 0. 054 1. 801 0. 061 2012 0. 115 3. 039 0. 043 2013 0. 138 2. 644 0. 079 2014 0. 251 2. 931 0. 007 2015 0. 267 1. 693 0. 011 2016 0. 252 2. 716 0. 051				
2012 0. 115 3. 039 0. 043 2013 0. 138 2. 644 0. 079 2014 0. 251 2. 931 0. 007 2015 0. 267 1. 693 0. 011	年份	Moran's I	Z	P
2013 0. 138 2. 644 0. 079 2014 0. 251 2. 931 0. 007 2015 0. 267 1. 693 0. 011	2011	0. 054	1. 801	0. 061
2014 0. 251 2. 931 0. 007 2015 0. 267 1. 693 0. 011	2012	0. 115	3. 039	0.043
2015 0. 267 1. 693 0. 011	2013	0. 138	2. 644	0.079
	2014	0. 251	2. 931	0.007
2016 0. 252 2. 716 0. 051	2015	0. 267	1. 693	0.011
	2016	0. 252	2.716	0. 051

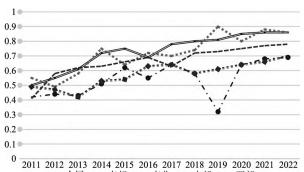
•	3	(General, No.)
		Mar. 2024	

	续	表	
年份	Moran's I	Z	P
2017	0. 305	3. 307	0. 005
2018	0. 342	2. 428	0. 001
2019	0. 347	3. 918	0.009
2020	0. 368	4. 725	0.008
2021	0. 374	4. 869	0. 001
2022	0. 371	4. 821	0.001

2.5 新质生产力指标有效性检验

2.5.1 新质生产力与生产关系的耦合

生产力与生产关系的辨证规律是历史唯物主 义的核心命题, 生产力在创造物质世界的同时也 创造出了与之相适应的、不以人的意志为转移的 生产关系。中国立足生产力与生产关系的辩证统 一,通过对所有制、分配制和市场经济体制的综 合性创新来推动生产关系的不断变革,从而催生 出生产力的新质态。因此,解放和发展生产力需 要不断对生产关系进行调整。当新质生产力作为 新动能赋能实体经济创新时, 生产关系的治理角 色就起着关键作用。为了验证新质生产力指标的 有效性, 本文将生产关系指标进行量化, 进一步将 生产关系和新质生产力进行耦合协调度检验[16], 逻辑在于新质生产力指标是否有效最直接的体现 在与生产关系的协调适配上,结合我国经济现状, 社会主义经济体制改革不断进入深水区, 中国特 色社会主义现代化道路逐步形成,这与生产力的 不断变革和发展密不可分。因此,本文量化生产 关系,通过耦合协调来逆向验证新质生产力指标 的有效性[17]。在前文构建新质生产力指标的基础 上,从生产关系的定义出发对其进行量化:生产关 系是人们再生产过程中结成的生产、分配、交换、 消费的相互关系。就生产领域而言, 衡量一个地区 生产水平的最佳变量是地区的生产总值(GDP), GDP 代表着地区一定时期内经济中所生产出的全 部最终产品和劳务的价值的总和; 就分配关系而 言,分配主要是指收入、社会总产品、个人消费 品、生产资料的分配,其中收入分配作为社会公 平的重要体现,直接影响着共同富裕目标的实现, 而收入分配最主要的矛盾是城乡收入差距的矛盾, 因此借鉴张碧琼和吴琬婷[18]的方法, 用城乡收入 差距来衡量地区的分配公平程度;交换是指人们 交换活动和劳动产品的过程, 是在流转环节中形 成的经济活动,因此采用地区增值税总额来衡量, 原因在于增值税作为一种流转税、能够直接体现 当地商品在流转过程中的增值程度, 可以侧面反 映地区的交换水平;对于消费关系,采用地区消 费品零售总额来衡量。在对4个生产关系要素量 化的基础上,对样本进行3等分,在前1/3范围 内的地区赋 0 分, 在中间 1/3 的地区赋 1 分, 在 最后 1/3 的地区赋 2分(分配维度的城乡收入差距 是负向指标, 赋分标准与其他3个维度相反)。 各地区和全国的新质生产力与生产关系耦合协调 走势如图7、图8所示。



-全国 ---- 东部 - · ●东北 ----中部 ◆---西部



图 8 各新质生产力维度与生产关系耦合协调度

图 7 可以看出,各地区和全国的新质生产力 与生产关系的耦合度不低于 0.4, 从全国层面来 看,全国新质生产力呈现波动上升趋势。从四大 地区来看, 东部地区的新质生产力与生产关系耦 合协调度最高, 其次是中部、西部以及东北地区 的耦合协调度最低。究其原因, 东部地区由于地 理因素,在改革开放初期获得国家政策倾斜,加 之优越的地理区位优势, 生产要素更迭较快, 许 多配套政策也是在东部地区率先作为试点,再铺 往全国, 因此与生产关系耦合协调度更高。西部 地区由于基础设施建设水平较差, 更多承接的是 东部地区产业转移, 但东部地区的试点政策往往 具有滞后性,使得新质生产力与生产关系耦合协调度低。对于东北地区,由于老工业基地没落,产业转型滞后,传统生产力与生产关系矛盾突出,因此新质生产力与生产关系耦合协调度较低。从各新质生产力维度与生产关系耦合协调度来看(如图 8 所示),各维度与生产关系的耦合协调度不低于 0.4,并随着时间维度的增长,耦合协调度逐年增加,其中劳动对象与生产关系总体耦合度高,说明劳动对象对于生产关系占有较大比重,其次是劳动资料与生产关系耦合协调度,最后是劳动者与生产关系的耦合协调度。

2.5.2 与地区全要素生产率的相关性检验

本文借鉴王劲松和任宇航^[9]的方法,构建以新质生产力指数为主要自变量的计量模型,以检验新质生产力与地区全要素生产率(TFP)之间的关系。新质生产力的涌现会将不断优化技术、人才、数据等关键生产要素,推动产业智能化的诞生和成长,主导产业在持续迭代优化升级的过程中更新壮大,由此带来地区全要素生产率的提升。因此,选用地区全要素生产率作为因变量构建线性回归模型^[4],并假设新质生产力指数应与当期地区全要素生产率之间存在正相关关系。检验结果符合预期,指数有效性得到验证。

表 7 新质生产力与地区全要素生产率(TFP)相关性检验

	新质	新质	新质劳动	新质劳动
	生产力	劳动者	资料	对象
TFP	0. 357 ***	0. 138**	0. 240 **	0. 191 *
	1. 945	1. 674	1. 861	1. 780
con	2. 214**	0. 946 *	2. 761 *	1. 891 **
	27. 302	24. 690	21. 929	23. 202
N	2535	2535	2535	2535
R^2	0. 201	0. 172	0. 130	0. 193

3 研究结论

本文基于马克思生产理论,采用投影寻踪遗传算法,构建了2011~2021年中国城市新质生产力指标测度体系,并揭示了新质生产力的时空演进态势,结论如下:

中国城市新质生产力指数呈现出稳步增长态势^[10],但各地区新质生产力存在差异,各地区新质生产力水平依次为:东部地区>中部地区>西部

地区>东北地区,原因在于新质生产力源起于劳动者、劳动对象、劳动资料的初始状态,发展于科学技术的传播,而地区间固有的要素禀赋差异是造成地区间新质生产力发展水平差异的直接原因。因此,完善以技术转移和人才引进为主的生产要素跨地区配置,充分发挥地区区位优势,实现技术创新与成果转化,缩小地区差异才是实现新质生产力发展的根本之策。

我国新质生产力发展水平随着时间变化,差 异性不断扩大,东部地区在四大地区新质生产力 发展水平差异最大,究其原因主要由于超变密度 影响四大地区新质生产力发展水平的差异。东部 与西部地区之间的差异次之,其主要原因有,西 部地区的科技水平及人才资源相较于东部而言存 在较大差异,最后从三大维度差异分析,新质劳 动者贡献对于全国新质生产力发展具有重大影响。 尽管考察期间三大维度呈现上升趋势,新质生产 力发展水平空间溢出效应也在不断增强,但需要 进一步优化人力资本结构、健全区域协调发展新 机制、发挥新质生产力集聚效益以缩小新质生产 力发展水平差异。

无论是新质生产力3个子维度与生产关系的 耦合还是地区间新质生产力与生产关系的耦合, 都逐步呈现出一定的协调度,但距离最佳协调还 存在较大的差距。原因在于,随着生产力的发展 和生产关系的演进,我国数字经济等相关创新政 策支撑体系逐渐暴露出诸如权益所属不明确、交 易流程不合规、收益分配不合理等问题和矛盾。因 此要充分发挥市场经济体制优势,展现政府引领 作用,引导建立数字化要素收益按贡献度分配报 酬机制,促进公平的市场分配制度,逐步构建集 政府、企业、个人、社会各方协同共赢的数字经 济政策体系,最大限度释放利好政策效应,实现 生产关系与生产力的动态协调适配。

参考文献

- [1] 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): 1~13
- [2] 马克思恩格斯全集: 第 48 卷 [M]. 北京: 人民出版社, 1985: 339~340.
- [3] 徐政,郑霖豪,程梦瑶. 新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想 [J]. 当代经济研究,2023,(11):51~58.
- [4] 戴翔. 以发展新质生产力推动高质量发展 [J]. 天津社会科学, 2023, (6): 103~110.
- [5] 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/OL]. 新疆师范大学
- [6] 章激扬. 长三角城市群创新发展空间差异及收敛性研究——基于 Dagum 基尼系数分解 [J]. 长江流域资源与环境, 2023, 32 (2): 235~249.

学报 (哲学社会科学版), 1~9 [2024-01-19].

- [7] 谢国根,蒋诗泉,赵春艳.区域创新生态系统韧性时空演变特征与动态预警研究[J].统计与决策,2023,39 (24):63~68.
- [8] 杨继梅, 郭春梅. 中国城市数字普惠金融的空间格局及其演变特征 [J]. 统计与决策, 2022, (22): 130~135.
- [9] 王劲松,任宇航.中国金融稳定指数构建、形势分析与预判[J].数量经济技术经济研究,2021,38(2):24~42.
- [10] 刘乘镰, 李清彬. 中国城市全要素生产率的动态实证分析: 1990~2006——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法 [J]. 南开经济研究, 2009, (3): 139~152.
- [11] 李鹏升,陈艳莹.环境规制、企业议价能力和绿色全要素生产率 [J]. 财贸经济, 2019, 40 (11): 144~160.

- [12] 范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长 [J]. 经济研究, 2014, 49 (1): 41~55.
- [13] 毛捷, 郭玉清, 曹婧, 等. 融资平台债务与环境污染治理 [J]. 管理世界, 2022, 38 (10): 96~118.
- [14] 金菊良,魏一鸣,丁晶.水质综合评价的投影寻踪模型 [J]. 环境科学学报,2001,(4):431~434.
- [15] 沈世铭,许睿,陈非儿. 我国绿色低碳循环经济高质量发展的空间非均衡性及收敛性 [J]. 中国流通经济,2023,37 (2):18~30.
- [16] 刘耀彬, 李仁东, 宋学锋. 中国区域城市化与生态环境耦合的关联分析 [J]. 地理学报, 2005, (2): 237~247.
- [17] 李群, 孙咏, 刘基伟. 碳中和目标下增碳与减碳发展的耦合协调性——基于我国 31省(区、市)面板数据的实证研究 [J]. 中国流通经济, 2023, 37(2):8~17.
- [18] 张碧琼, 吴琬婷. 数字普惠金融、创业与收入分配——基于中国城乡差异视角的实证研究 [J]. 金融评论, 2021, 13 (2): 31~44, 124.

Construction and Spatiotemporal Evolution of New Productivity Indicators of China

Zhu Fuxian¹ Li Ruixue¹ Xu Xiaoli¹ Sun Jiachang²

- (1. School of Economics and Management, Xinjiang University, Urumqi 830046, China;
- 2. School of Computer Science and Technology, Xinjiang University, Urumqi 830046, China)

[Abstract] Accelerating the construction of an innovation system centered on new quality productivity is an important foundation for China to accelerate the realization of high-level technological self-reliance and high-quality development. This paper constructs a new quality productivity level indicator measurement system from three dimensions of new quality workers, new quality labor materials and new quality labor objects. This paper uses the projection pursuit model to measure the development level of new quality productivity at the prefecture level city level in China in 2011~2021, and uses Dagum Gini coefficient method, Kernel density estimation method, and Moran's I to comprehensively explore and verify the dynamic evolution characteristics of new quality productivity on different time and space dimensions. This paper finds that the development level of new quality productive forces is showing a steady growth trend. Compared to new quality workers and new quality labor objects, new quality labor materials account for a larger proportion of new quality productive forces. There are significant differences in the development level of new quality productivity, while the western and northeastern regions are the depression for the development of new quality productivity. Moreover, there are also significant differences in the level of new quality productivity within the region. The emergence of new quality productivity has a certain degree of coordination with production relations, and new quality productivity can positively promote the improvement of total factor productivity in the region. This article provides a reference on how to capture the dynamic evolution characteristics of new quality productivity and how production relations can better guide the energy efficiency of new quality productivity.

(**Key words**) new quality productivity; projection pursuit model; production relations; high quality development; regional heterogeneity; dynamic evolution characteristics

[Jel classification] D24; R12

(责任编辑:杨 婧)