

中国新质生产力 区域发展差异与经济增长新势能

杨红瑞 郑林昌

[提要]新质生产力是推动经济高质量发展和中国式现代化建设的核心驱动力。文章基于熵值法测算了新质生产力发展水平,采用 Dagum 基尼系数分析了新质生产力区域发展差异,运用固定效应模型和空间计量模型考察了新质生产力对经济增长的影响。研究发现:(1)新质生产力发展水平呈自东向西,由南向北逐渐递减特征。(2)区域间差异是造成四大经济区发展差异的主要来源,东部与西部地区组间差异最大,东北与中部地区差异最小;组内差异呈 V 型特征,其中东部组内差异最大,东北最小,中西部基本相同。与四大经济区不同,组内差异是南北方总体差异的主要来源,组间差距先下降后上升。(3)新质生产力能够显著推动区域经济增长,且经过一系列稳健性和内生性检验,结论依然稳健;异质性检验表明新质生产力协调性较高的东北和南方地区显著推动经济增长,其他地区促进效应不显著,且新质生产力对经济增长存在空间溢出效应。所以通过加强区域合作,发挥发达地区空间溢出效应,提升新质生产力发展水平和区域协调性,以缩小区域发展差异,从而促进经济增长。

[关键词]新质生产力;区域差异;经济增长;空间溢出;高质量发展

中图分类号:F420

文献标识码:A

文章编号:1004—3926(2024)10—0089—11

基金项目:国家社会科学基金重大项目“协同推进降碳、减污、扩绿、增长的体制机制研究”(23ZDA106)阶段性成果。

作者简介:杨红瑞,河北大学经济学院在读博士研究生,研究方向:区域经济、数字经济;郑林昌,河北大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士,研究方向:区域经济、资源经济。河北 保定 071002

一、引言与文献综述

习近平总书记 2023 年 9 月在东北考察时首次提出新质生产力概念,并于 2024 年 1 月中共中央政治局就扎实推进高质量发展进行第十一次集体学习时,详细阐释了新质生产力概念和基本内涵以及内在要求和着力点,为全面推进经济高质量发展指明了方向和思路。新质生产力是习近平总书记基于中国经济发展的新阶段、内外部环境的新变化所提出的一个全新概念,它以科技创新为主导,通过生产要素创新配置,实现产业深度转型升级,劳动力、劳动对象、劳动资料优化跃迁是其基本内涵,是生产力的全新质态形式,已发展为推动经济高质量发展和实现中国式现代化的核心驱动力。因而,厘清中国新质生产力发展现状、区域差异以及对经济增长的影响就具有重要现实和理论意义。

学界在新质生产力的理论内涵和形成逻辑等方面研究较为充分。新质生产力是以“新”为起点,以“质”为目标,以“生产力”为落脚点,劳动力、劳动对象、劳动资料是其基本要素(王国成等,

2024;^[1]蒋永穆等,2024^[2])。它是人类文明不断进步,历史不断推动的结果,^[3]颠覆性创新、通用技术以及新一代科技革命为新质生产力生成发展提供了技术支持和时代条件。^[4]新质生产力测度方面,多数学者围绕劳动力、劳动资料、劳动对象三要素进行指标构建(王珏等,2024;^[5]张哲等,2024^[6]),部分学者围绕科技生产力、绿色生产力和数字生产力进行指标构建,^[7]并就新质生产力发展水平、区域差异、演变特征以及影响因素进行了深入研究。从不同角度构建新质生产力发展指标并进行测度与分析,丰富了新质生产力的理论内涵,为后续开展实证研究奠定了理论基础。

新质生产力与区域经济增长的相关研究尚处于理论探索阶段。新质生产力能够有效推动我国经济实现量和质的综合提升,^[8]主要通过技术革命性突破,全要素创新性配置,传统产业深度转型,降低经济发展消耗,提升经济发展效率,推动经济高质量发展。^[9]数字经济时代孕育的数字新质生产力,数字技术融合其他生产要素,改变了传统生产模式和生产方式,增强了创新能力,提升了

国民经济增长能力。^[10]因而,通过提高自主创新能力,建立现代化产业体系,提升劳动者素质和技能,是新质生产力推动经济高质量发展的关键内生动力。^[9]在实证研究方面,韩文龙(2024)等对通过构建固定效应模型发现新质生产力可以促进经济增长,且有助于缩小区域间经济增长差距。^[11]

综上,当前学界对新质生产力理论内涵、形成逻辑、指标构建以及促进经济高质量发展等相关理论研究相当丰富。但整体来看,新质生产力指标构建尚未形成统一标准,全面综合构建新质生产力指标依然有较大改进空间;实证检验非常匮乏,亟需多维度检验新质生产力对经济增长的影响。文章依据新质生产力基本内涵构建指标体系,并解析新质生产力发展现状,然后利用 Dagum 基尼系数分析新质生产力的区域发展差异,最后采用固定效应和空间计量模型验证新质生产力对区域经济增长的影响。

二、新质生产力指标选取

新质生产力是一种新型生产力,是新时代中国特色社会主义的新要素。从本质上来看,新质生产力依然包括劳动力、劳动对象和劳动资料三要素。

(1)劳动力。新质劳动力是新质生产力的智力支撑。新质劳动力既是技能型人才,也是复合型人才,^[2]具有较强的创新能力和创新意识,通常拥有更高的教育水平、更强的学习能力,^[12]能够适应数字化、智能化的现代工作环境,是经济增长路径由传统增长方式向高质量发展转变的智力支撑,为中国经济高质量发展提供了新竞争力和持久动力。^[13]劳动力指标重点考察劳动力素质与劳动力结构。劳动力素质主要考察劳动力受教育情况,以大学生和研究生占就业人口教育程度比重表征;劳动力结构以第三产业与第二产业就业人口比值、城镇科学技术和服务业就业人员以及信息传输、软件和信息技术服务业就业人员占总就业人员比重三个指标表示。

(2)劳动对象。新质劳动对象是新质生产力的物质基础。^[14]首先,新时代生产力所具有绿色低碳特征是经济高质量发展的鲜亮底色,是人与自然和谐共生,经济可持续发展的动力源泉。^[15]其次,在数字经济时代劳动对象已经由过去的传统自然界物质逐渐向具有高新技术化、数智化、虚拟化等特征的劳动对象转变,^[16]互联网产业、软件信息服务和电子商务等新型产业将成为数字经济时代的主导产业。劳动对象构建以单位 GDP 二氧化硫排放、废水排放、一般工业固体废物产生量衡量可持续发展水平,新型产业主要以互联网和相关服务法人单位数、软件和信息技术服务业法人单位数以及电子商务销售和采购额占 GDP 比重衡量。

(3)劳动资料。新质劳动资料是新质生产力的动力根源。首先,依托物联网、区块链、人工智能等现代数字技术以及各类新型基础设施,直接影响着数据要素和数字技术的作用发挥,直接决定了新质生产力的发展水平。其次,科技创新直接提升生产要素效率,创造新的物质财富,深刻改变着人类生产和生活方式,以科技创新为主导的生产力,是生产力演化中的一种能级跃迁。第三,新质生产力蕴含着独特的生态内涵,^[17]生态绿色发展之路是高质量发展的必然要求,降低能源消耗是必由之路。劳动资料指标既要考虑数字基础设施建设和科技创新,又要兼顾数字技术及能源消耗等关键领域。数字基础设施指标主要包括光纤铺设长度、互联网普及率和每平方公里移动电话基站数;数字技术以郭峰等(2020)测算的数字普惠金融指数衡量;^[18]科技创新以科技支出占政府财政支出比重、规模(限额)以上实现创新企业占全部企业比重以及国内专利有效授权数和科技企业孵化器企业总数表征;能源消耗以单位 GDP 能耗和新能源发电与火力发电量比重衡量。新质生产力指标体系及权重结果如表 1 所示。

表 1 新质生产力指标体系及权重

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	单位	权重	属性
新质生产力	劳动力	劳动者素质	本专大学生占比就业人口教育程度比重	%	2.54%	+
			研究生占比就业人口教育程度比重	%	9.66%	+
		劳动力结构	第三产业与第二产业就业人口比值	%	3.55%	+
			城镇科学技术和服务业就业人员占总就业人员比重	%	4.15%	+
			信息传输、软件和信息技术服务业就业人员占总就业人员比重	%	6.73%	+

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	单位	权重	属性
新质生产力	劳动对象	可持续发展水平	二氧化硫排放/GDP	/	0.36%	—
			废水排放/GDP	/	0.24%	—
			一般工业固体废物产生量/GDP	/	0.34%	—
		新型产业	互联网和相关服务法人单位数	个	4.25%	+
			软件和信息技术服务法人单位数	个	2.90%	+
			电子商务销售和采购额占 GDP 比重	%	5.78%	+
	劳动资料	数字基础设施	光纤铺设长度	公里	8.78%	+
			互联网普及率	%	1.74%	+
			每平方公里移动电话基站数	万个	10.44%	+
		数字技术	数字普惠金融指数	/	2.22%	+
			科技支出占政府财政支出比重	%	5.74%	+
		科技创新	规模(限额)以上实现创新企业占全部企业比重	%	0.67%	+
			国内专利有效授权数	个	10.09%	+
			科技企业孵化器企业总数	个	8.27%	+
			能源消耗/GDP	/	0.73%	—
		能源消耗	新能源发电与火力发电量比重	%	10.84%	+

三、新质生产力发展水平与区域差异

(一) 新质生产力发展水平测度与分析

1. 熵值法

熵值法是通过客观赋权以消除不同量纲问题,具有可信度和精准度高等特点,故采用熵值法对新质生产力发展水平进行测度,公式如下。

第一步,对新质生产力三级指标进行标准化处理。

正向指标:

$$Y_{ijt} = \frac{X_{ijt} - \min(X_{ij})}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})}$$

负向指标:

$$Y_{ijt} = \frac{\max(X_{ij}) - X_{ijt}}{\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})}$$

其中*i*表示不同地区,*j*表示三级指标,*t*表示年份, Y_{ijt} 为无量纲化结果, X_{ijt} 为*i*地区*j*指标在*t*年的取值, $\max(X_{ij})$ 为*i*地区*j*指标的最大值, $\min(X_{ij})$ 为*i*地区*j*指标的最小值。

第二步,计算评价对象所占权重 ω_{ijt} 。

$$\omega_{ijt} = \frac{Y_{ijt}}{\sum_{i=1}^m Y_{ijt}}$$

第三步,计算信息熵 E_{ijt} 。

$$E_{ijt} = -\ln(m)^{-1} \sum_{i=1}^m \omega'_{ijt} \times \ln \omega'_{ijt}$$

第*j*项指标的观测值差异越大,信息熵越小,观测值差异越小,信息熵越大。

第四步,计算信息熵冗余度 D_{ijt} 。

$$D_{ijt} = 1 - E_{ijt}$$

第五步,计算指标权重 ϕ_{ijt} ,其中*j*=1,2,...,J。

$$\phi_{ijt} = \frac{D_{ijt}}{\sum_{j=1}^J D_{ijt}}$$

第六步,依据 Y_{ijt} 、 ϕ_{ijt} ,可得新质生产力发展指数 npf。

$$npf = \sum_{t=1}^n \phi_{ijt} \times \omega_{ijt}$$

其中 $npf \in (0,1)$,npf 值越大表示新质生产力发展水平越高,npf 值越小新质生产力发展水平越低,具体结果如表 2 所示。

2. 新质生产力发展水平分析

由表 2 和图 1 可知,2012-2022 年中国(不包括港澳台和西藏)30 个省份新质生产力在时间和空间维度均表现出复杂性。从总体发展水平来看,新质生产力发展水平东部>全国平均>中部>东北部>西部,南方大于北方^①,呈现自东向西、由南向北递减特征。从四大经济区来看,东部地区新

质生产力发展水平最高,均值为 0.234;西部地区发展最差,均值仅为 0.103。2012-2015 年东北地区发展水平略高于中部地区,之后中部地区发展

速度明显高于东北地区,且有扩大趋势;南方地区新质生产力发展水平一直高于北方地区,且有扩大趋势。

表 2 中国新质生产力发展水平

区域	省市	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	均 值	排名
东部	北 京	0.346	0.357	0.369	0.365	0.384	0.414	0.448	0.487	0.537	0.570	0.591	0.442	1
	天 津	0.123	0.143	0.164	0.190	0.195	0.202	0.212	0.246	0.261	0.275	0.276	0.208	6
	河 北	0.056	0.075	0.086	0.092	0.110	0.110	0.123	0.135	0.162	0.157	0.181	0.117	17
	上 海	0.212	0.254	0.311	0.342	0.373	0.389	0.421	0.465	0.501	0.538	0.577	0.398	2
	江 苏	0.151	0.172	0.187	0.205	0.223	0.239	0.262	0.289	0.316	0.344	0.369	0.251	4
	浙 江	0.125	0.145	0.162	0.178	0.199	0.219	0.239	0.274	0.289	0.314	0.338	0.226	5
	福 建	0.080	0.093	0.102	0.111	0.119	0.127	0.139	0.153	0.163	0.175	0.184	0.131	12
	山 东	0.083	0.098	0.107	0.117	0.136	0.155	0.173	0.187	0.195	0.214	0.234	0.154	7
	广 东	0.125	0.157	0.167	0.205	0.239	0.268	0.313	0.347	0.363	0.392	0.410	0.271	3
	海 南	0.082	0.094	0.105	0.118	0.121	0.129	0.140	0.153	0.167	0.183	0.225	0.138	10
	均 值	0.138	0.159	0.176	0.192	0.210	0.225	0.247	0.274	0.295	0.316	0.338	0.234	一
中部	山 西	0.050	0.069	0.077	0.081	0.086	0.095	0.107	0.112	0.115	0.127	0.138	0.096	24
	安 徽	0.079	0.088	0.103	0.113	0.141	0.143	0.157	0.173	0.184	0.200	0.219	0.146	9
	江 西	0.047	0.060	0.069	0.080	0.089	0.107	0.118	0.130	0.140	0.150	0.158	0.104	19
	河 南	0.057	0.068	0.079	0.089	0.103	0.114	0.123	0.138	0.150	0.170	0.193	0.117	16
	湖 北	0.072	0.086	0.106	0.115	0.134	0.156	0.172	0.188	0.193	0.207	0.225	0.150	8
	湖 南	0.067	0.076	0.085	0.090	0.100	0.110	0.125	0.139	0.151	0.161	0.170	0.116	18
	均 值	0.062	0.075	0.087	0.095	0.109	0.121	0.134	0.147	0.156	0.169	0.184	0.122	二
西部	内 蒙 古	0.050	0.059	0.062	0.072	0.079	0.087	0.091	0.104	0.110	0.121	0.125	0.087	30
	广 西	0.063	0.072	0.079	0.189	0.085	0.091	0.095	0.106	0.114	0.122	0.130	0.104	21
	重 庆	0.067	0.079	0.094	0.105	0.116	0.124	0.136	0.150	0.160	0.175	0.190	0.127	14
	四 川	0.064	0.078	0.094	0.108	0.119	0.131	0.141	0.156	0.166	0.183	0.205	0.131	13
	贵 州	0.052	0.064	0.074	0.081	0.090	0.095	0.103	0.106	0.113	0.114	0.115	0.092	26
	云 南	0.060	0.074	0.085	0.094	0.094	0.101	0.103	0.114	0.117	0.120	0.122	0.098	23
	陕 西	0.095	0.096	0.105	0.114	0.125	0.135	0.144	0.152	0.153	0.167	0.188	0.134	11
	甘 肃	0.051	0.060	0.068	0.077	0.081	0.089	0.094	0.105	0.107	0.115	0.122	0.088	28
	青 海	0.079	0.073	0.077	0.091	0.097	0.090	0.098	0.103	0.104	0.113	0.131	0.096	25
	宁 夏	0.051	0.055	0.061	0.073	0.085	0.090	0.103	0.107	0.112	0.122	0.125	0.089	27
	新 疆	0.058	0.064	0.070	0.081	0.084	0.083	0.092	0.093	0.108	0.110	0.118	0.087	29
	均 值	0.063	0.070	0.079	0.099	0.096	0.101	0.109	0.118	0.124	0.133	0.143	0.103	四
东北	辽 宁	0.083	0.097	0.104	0.112	0.117	0.123	0.132	0.141	0.150	0.162	0.167	0.126	15
	吉 林	0.068	0.079	0.087	0.093	0.098	0.104	0.113	0.120	0.122	0.130	0.134	0.104	20
	黑 龙 江	0.062	0.072	0.081	0.087	0.097	0.105	0.107	0.119	0.121	0.125	0.133	0.101	22
	均 值	0.071	0.083	0.090	0.097	0.104	0.111	0.117	0.127	0.131	0.139	0.145	0.110	三
南方均值		0.090	0.106	0.122	0.142	0.150	0.162	0.178	0.196	0.209	0.225	0.242	0.166	
北方均值		0.088	0.098	0.107	0.115	0.125	0.133	0.144	0.157	0.167	0.178	0.190	0.137	
全国均值		0.089	0.102	0.114	0.129	0.137	0.148	0.161	0.176	0.188	0.202	0.216	0.089	

从各省份发展来看,北京、上海新质生产力处于第一梯队,是中国新质生产力发展的“双领头羊”,北京均值为 0.442,上海为 0.398,分列全国第 1、2 位;广东、江苏、浙江、天津处于第二梯队,均值分别为 0.271、0.251、0.226 和 0.208,分列全国第 3-6 位,整体差异较小;山东、湖北、安徽、海南、陕西、福建、四川、重庆、辽宁、河北、湖南、江西、吉林、广西、黑龙江 15 省份新质生产力均值在 0.100-0.200 之间,处于第三梯队;其余 9 省份处于第四梯队,均值在 0.100 以下,其中内蒙古发展最差,均值仅为 0.087。

从四大经济区内部来看,新质生产力发展参

差不齐。虽然东部地区整体水平较高,但其内部发展差异也较大,作为领头羊的北京新质生产力发展水平远高于河北、福建,河北新质生产力均值仅为 0.117,全国排名第 17,福建均值为 0.131,全国排名第 12;虽然排名前 10 的省份高达 8 个,但横跨第一、第二和第三 3 个梯队;中部地区以湖北、安徽为首,位列全国第 8、9,与其他地区差异较大;西部地区陕西、四川和重庆明显高于其他省份,其他省份排名均在 20 名之后;东北地区以辽宁为首,吉林和黑龙江次之,但整体发展相对均衡。从南北方内部来看,南方地区新质生产力发展水平整体更为均衡,北方地区发展差异更大。

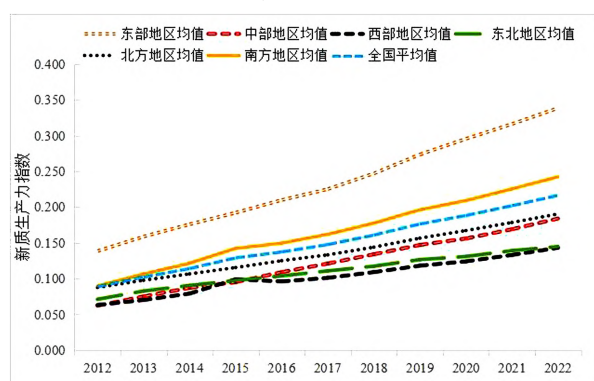


图 1 2012—2022 年新质生产力发展趋势

(二) 新质生产力区域发展差异分析

1. Dagum 基尼系数

区域发展差异常见研究方法有泰尔指数、基尼系数、Dagum 基尼系数等。其中, Dagum 基尼系数是 Dagum 于 1997 年提出,相比于传统的基尼系数, Dagum 基尼系数能够分解为组内差距、组间差距以及超变密度,因而应用范围更广,公式如下。

$$G = \frac{\sum_{a=1}^k \sum_{b=1}^k \sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_b} |npf_{ai} - npf_{bj}|}{2n^2 \overline{npf}}$$

公式中, k 为研究区域分组, n 为各分组内省份数量, a 、 b 代表不同组类, n_a 、 n_b 表示 a 、 b 组类各省份数量, npf_{ai} 、 npf_{bi} 表示 a 、 b 组内研究区域新质生产力发展指数, \overline{npf} 为新质生产力指数的平均值, G 为总体基尼系数, G_w 为组内差距, G_b 为组间差距, G_t 为超变密度。相关公式如下。

$$G_w = \sum_{a=1}^k G_{aa} p_a s_a$$

$$G_b = \sum_{a=2}^k \sum_{b=1}^{a-1} G_{ab} (p_b s_a + p_a s_b) D_{ab}$$

$$G_t = \sum_{a=2}^k \sum_{b=1}^{a-1} G_{ab} (p_b s_a + p_a s_b) (1 - D_{ab})$$

其中:

$$G_{aa} = \frac{\sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_b} |npf_{ai} - npf_{aj}|}{2n^2 \overline{npf}}$$

$$G_{ab} = \frac{\sum_{i=1}^{n_a} \sum_{j=1}^{n_b} |npf_{ai} - npf_{aj}|}{n_a n_b (npf_a + npf_b)}$$

$$p_a = \frac{n_a}{n}, \quad s_a = \frac{n_a \overline{npf}_a}{n \overline{npf}}, \quad a = 1, 2, \dots,$$

$$D_{ab} = \frac{(h_{ab} - q_{ab})}{(h_{ab} + q_{ab})}, \quad D_{ab} \text{ 表示新质生产力指数的}$$

相对影响, h_{ab} 为各地区新质生产力指数的差值,

q_{ab} 表示超变一阶矩, 公式如下。

$$h_{ab} = \int_0^\infty dF_a(npf) \int_0^{npf} (npf - x) dF_b(x)$$

$$q_{ab} = \int_0^\infty dF_b(npf) \int_0^{npf} (npf - x) dF_a(x)$$

其中, F_a 和 F_b 为区域 a 、 b 的累积密度分布函数。

2. 新质生产力地区差异及来源分析

将中国 30 个省份分为东、中、西和东北部四大经济区和南北方, 并对地区差异及其来源进行分析, 结果如表 3、4 所示。

从总体 Dagum 基尼系数来看, 新质生产力发展差异呈 V 型发展。新质生产力总体差异由 2012 年的 0.278 下降到 2016 年的 0.252, 之后上升到 2022 年的 0.271。究其原因可能是进入新常态以来各地区面临经济下滑, 产业转型迎来“阵痛”期, 导致各地区差异逐渐缩小; 2017 年数字经济上升为国家战略后, 各地区在数字基础设施、新型产业、数字技术等发展存在差异, 直接导致各地区新质生产力差异不断扩大。组内差距中, 四大经济区组内差异均值为 0.056 小于南北方组内差异 0.126, 原因可能是四大经济区各区域内部新质生产力发展水平相对更为均衡。

四大经济区组间基尼系数在研究期内先下降后上升,成 V 型发展,先是由 2012 年 0.193 下降到 2015 年的 0.167,2020 年又上升到 0.206,之后趋于稳定;南北方组间差距由 2012 年的 0.006 一直上升到 2022 年的 0.060,不过整体来看,南北方组间差距小于四大经济区。四大经济区超变密度波动幅度非常小,组内和组间交叉重叠部分基本可以忽略不计;南北方超变密度远高于四大经济区,

表明南北方之间差异有相当部分是由组内和组间交叉重叠部分引起。从贡献率来看,四大经济区组间贡献率最大,是总体差异的主要来源,其次是组内差异,最后是超变密度。与四大经济区不同,南北方组内差异占据主导地位,是总体差异的主要来源,其次是超变密度,最后是组间贡献率,且组间贡献率不断上升。

表 3 四大经济区和南北方 Dagum 基尼系数及贡献率

年份	四大经济区							南北方						
	基尼系数				贡献率(%)			基尼系数				贡献率(%)		
	G	G _w	G _b	G _t	G _w	G _b	G _t	G	G _w	G _b	G _t	G _w	G _b	G _t
2012	0.278	0.064	0.193	0.021	23.039	69.520	7.441	0.278	0.136	0.006	0.136	48.814	2.224	48.961
2013	0.262	0.057	0.194	0.011	21.704	74.271	4.025	0.262	0.127	0.021	0.113	48.593	8.100	43.306
2014	0.258	0.057	0.190	0.011	21.963	73.674	4.363	0.258	0.125	0.033	0.100	48.409	12.694	38.898
2015	0.254	0.060	0.167	0.027	23.531	65.649	10.821	0.254	0.120	0.052	0.082	47.344	20.474	32.182
2016	0.252	0.053	0.186	0.013	21.119	73.756	5.125	0.252	0.122	0.045	0.086	48.300	17.684	34.016
2017	0.255	0.054	0.189	0.012	21.077	74.077	4.847	0.255	0.122	0.049	0.084	47.923	19.144	32.934
2018	0.258	0.054	0.194	0.011	20.769	75.003	4.228	0.258	0.123	0.052	0.082	47.804	20.267	31.929
2019	0.264	0.054	0.200	0.011	20.356	75.616	4.027	0.264	0.126	0.056	0.082	47.653	21.235	31.113
2020	0.268	0.053	0.206	0.008	19.894	76.960	3.146	0.268	0.128	0.056	0.085	47.565	20.781	31.654
2021	0.271	0.055	0.206	0.010	20.213	75.971	3.817	0.271	0.129	0.058	0.084	47.456	21.418	31.126
2022	0.271	0.054	0.206	0.011	19.826	76.013	4.161	0.271	0.128	0.060	0.082	47.429	22.189	30.382
均值	0.263	0.056	0.194	0.013	21.226	73.683	5.091	0.263	0.126	0.044	0.092	47.935	16.928	35.136

表 4 四大经济区和南北方 Dagum 基尼系数差异及分解

年份	四大经济区										南北方		
	G _w				G _b						G _w		G _b
	东北部	东部	中部	西部	东北部 & 东部	东北部 & 中部	东北部 & 西部	东部 & 中部	东部 & 西部	中部 & 西部	北方	南方	南北方
2012	0.065	0.289	0.105	0.109	0.337	0.107	0.111	0.390	0.389	0.112	0.304	0.240	0.285
2013	0.066	0.266	0.075	0.086	0.324	0.086	0.101	0.363	0.387	0.088	0.276	0.234	0.269
2014	0.058	0.261	0.087	0.095	0.326	0.078	0.099	0.345	0.382	0.100	0.267	0.235	0.266
2015	0.057	0.249	0.079	0.153	0.333	0.074	0.119	0.346	0.346	0.124	0.246	0.236	0.267
2016	0.043	0.243	0.105	0.088	0.340	0.091	0.084	0.331	0.375	0.114	0.239	0.247	0.261
2017	0.038	0.246	0.097	0.092	0.343	0.085	0.093	0.318	0.383	0.127	0.244	0.244	0.265
2018	0.046	0.245	0.093	0.091	0.357	0.092	0.091	0.315	0.390	0.133	0.242	0.251	0.270
2019	0.040	0.243	0.097	0.093	0.368	0.099	0.094	0.319	0.401	0.141	0.249	0.254	0.277
2020	0.048	0.241	0.093	0.090	0.386	0.108	0.089	0.321	0.409	0.140	0.256	0.254	0.281
2021	0.059	0.245	0.092	0.098	0.390	0.117	0.095	0.317	0.411	0.148	0.255	0.259	0.285
2022	0.053	0.231	0.097	0.111	0.401	0.132	0.100	0.308	0.409	0.159	0.250	0.262	0.285
均值	0.052	0.251	0.093	0.101	0.355	0.097	0.098	0.334	0.389	0.126	0.257	0.247	0.274

从 Dagum 基尼系数差异分解来看,四大经济区组内差距东部>西部>中部>东北部,东部地区组内差异最大,均值高达 0.251,东北地区差异最小,均值仅为 0.052,且比较稳定,中部和西部地区组内差异相差不大。南北方中,北方组内差异均值为 0.257,高于南方地区的 0.247,且南方省份组内差异发展趋势相对北方而言更加稳定。

在组间基尼系数中,四大经济区东部与西部地区差异最大,东北与中部地区差异最小。东北部与中西部地区差异比较稳定,表明三地新质生产力发展水平整体较为类似。东部与西部、东北地区组间差异呈扩大趋势,表明东部地区依托自身高校资源、新型产业、数字基础等优势,与西部地区和东北地区差异逐渐扩大。东部和中部地区差异逐渐缩小,表明东部地区新质生产力的溢出效应带动了中部地区发展,使两者之间的差异逐渐缩小。中部和西部地区差异逐渐扩大,表明整体来看中部地区劳动力、劳动资料和劳动对象等新质生产力要素优于西部地区。南北方组间差距先下降后上升,由 2012 年的 0.285 下降到 2016 年的 0.261,之后稳步上升,2022 年组间差距已上升到 0.285,恢复至 2012 年水平。

四、新质生产力对经济增长的影响

(一) 模型设定

采用固定效应模型考察新质生产力对经济增长的影响,模型设定如下。

$$\ln pgdp_{it} = \alpha + \beta_1 npf_{it} + \beta_2 \ln low_{it} + \beta_3 \ln pc_{it} + \beta_4 ur_{it} + \beta_5 \ln isl_{it} + \beta_6 \ln tcf_{it} + c_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

其中, i 代表省份, t 代表年份, npf 为核心解释变量, $\ln low$ 、 $\ln pc$ 、 ur 、 $\ln isl$ 、 $\ln tcf$ 为控制变量, c_i 为个体效应、 μ_t 为时间效应、 ε_{it} 为误差项。

为消除价格因素影响,借鉴李成刚等^[19]做法,以 2011 年为基年,根据 GDP 指数进行再运算得出实际 GDP,最终以人均实际 GDP 取对数 ($\ln pgdp$) 作为被解释变量。

控制变量依次为对外开放程度、消费水平、城镇化水平、产业结构和资本。对外开放水平 (low) 采用境内目的地和货源地进出口总额占地区 GDP 的比重来衡量,消费水平 (pc) 以各地区人均消费支出表征,城镇化水平 (ur) 采用各地区城镇人口

占总人口的比重表征,产业结构水平 (isl) 以第三产业产值与第二产业产值相比表示,资本 (tcf) 以各地区资本形成总额表征。

(二) 数据来源与统计描述

新质生产力指标和计量模型所采用的数据来源于《中国电子信息产业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国就业服务统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和各地方统计年鉴经整理计算而来。个别缺失和异常数据采用趋势外推法或相邻年份均值法矫正、补全,为减少异方差和保持数据稳定性对部分变量取对处理,最终以 2012–2022 年中国 30 个省份作为研究对象。数据统计及描述如表 5 所示。

表 5 数据统计及描述

变量	样本 ·	最小值	平均值	最大值	标准差
$\ln pgdp$	330	9.890	10.980	12.250	0.459
npf	330	0.047	0.151	0.591	0.098
$\ln low$	330	1.131	6.411	11.157	1.683
$\ln pc$	330	9.225	9.855	11.094	0.357
ur	330	0.363	0.607	0.896	0.117
$\ln isl$	330	-0.599	0.162	1.667	0.397
$\ln tcf$	330	7.004	9.384	11.093	0.770

(三) 实证结果

1. 基准结果分析

Hasman 检验显示应采用固定效应模型。表 6 给出了基准回归结果,其中第(1)列不包含控制变量以及个体与时间效应;第(2)列控制个体和时间效应,为核心解释变量;第(3)–(7)列控制个体和时间效应,并依次加入控制变量。(1)至(7)中,新质生产力 P 值显著,且为正值,表明新质生产力显著促进经济增长,并且随着对外开放程度、消费水平、城镇化水平和资本控制变量的加入,新质生产力系数和显著性都明显提升,说明控制变量的加入提升了新质生产力对经济增长的促进作用,而产业结构调整却降低了经济增长。原因可能是中国经济依赖高污染、高消耗的增长方式已难以继,新质生产力的提出为经济发展提供了新动能,带来了新活力,摆脱了传统经济增长方式,促进了经济增长。同时坚持对外开放,鼓励消费,加速推进城镇化和扩大资本投入,不仅可以提升新质生产力效率,也可以提升新质生产力对经济增长的促进效应,但产业结构调整是一个复杂系统工程,转型发展并非一蹴而就,短期内产业结构不仅难以促进经济增长,甚至可能会阻碍经济增长。

表 6 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
npf	4.183 *** (0.518)	0.919 * (0.460)	1.100 ** (0.458)	1.526 *** (0.452)	2.456 *** (0.603)	2.098 *** (0.568)	1.495 ** (0.564)
lnlow			0.252 *** (0.084)	0.238 *** (0.075)	0.162 ** (0.065)	0.160 ** (0.064)	0.177 *** (0.054)
lnpc				0.332 ** (0.125)	0.212 ** (0.098)	0.224 ** (0.092)	0.180 ** (0.081)
ur					3.398 ** (1.411)	3.186 ** (1.276)	2.418 * (1.226)
lnisl						-0.168 *** (0.058)	-0.163 ** (0.076)
lntcf							0.101 ** (0.048)
cons	10.349 *** (0.078)	10.53 *** (0.030)	8.999 *** (0.515)	5.760 *** (1.340)	5.484 *** (1.097)	5.481 *** (1.038)	5.382 *** (0.934)
个体效应	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	不控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.671	0.811	0.841	0.861	0.881	0.889	0.901
N	330	330	330	330	330	330	330
Hasman	chi2 = 64.57, P = 0.000						

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为标准误，下同

2. 内生性检验

内生性问题是实证检验过程中不可避免的问题，文章尽管加入了一系列控制变量以防止遗漏变量问题，但依然可能存在逆向因果关系，即新质生产力能够促进经济增长，反之经济增长也可能促进新质生产力的发展。为解决上述内生性问题

导致的估计偏误，将核心解释变量的一阶和二阶滞后项为工具变量进行 GMM 估计，结果如表 7 所示。差分 GMM 和系统 GMM 估计结果在 1% 水平下显著，可见即使考虑内生性问题，新质生产力水平依然促进了经济增长。

表 7 新质生产力促进经济增长的 GMM 估计

变量	差分 GMM	系统 GMM
npf	1.852 *** (0.351)	2.347 *** (0.442)
控制变量	控制	控制
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
AR(2) P 值	0.457	0.855
Hansen test P 值	0.148	0.214

3. 稳健性检验

下面将从以下几个方面对模型稳健性进行检验。一是替换被解释变量，将被解释变量滞后 1 期作为被解释变量，回归结果如表 8 第 (1) 列所示。二是为排除异常值和离群值干扰，对核心解释变量进行双侧 1% 缩尾处理，回归结果如 8 第

(2) 列所示。三是降低误差项假设条件，对被解释变量采取面板分位数 (0.25 0.5 0.75) 回归，回归结果见表 8 第 (3) (4) (5) 列。从稳健性回归结果来看，核心解释变量依然显著，说明新质生产力促进经济增长这一结论具有稳健性。

表 8 新质生产力促进经济增长的稳健性检验

	被解释变量滞后 1 期	核心解释变量双侧缩尾 1%	分位数(0.25 0.5 0.75)		
	(1)	(2)	(3)0.25	(4)0.50	(5)0.75
npf	1.670 * * (0.627)	1.495 * * (0.564)	1.625 * * * (0.203)	1.794 * * * (0.191)	2.021 * * * (0.332)
cons	4.314 * * * (1.131)	5.400 * * * (0.930)	-	-	-
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.884	0.901	-	-	-
N	300	330	330	330	330

4.异质性检验

在区域异质性方面,从四大经济区和南北方分别考察新质生产力对经济增长的影响,结果如表 9 所示。可以发现,新质生产力对经济增长的促进作用在东北部和南方比较显著,其他地区不显著。新质生产力对经济增长的区域异质性表现原因可能如下。东中部地区依托基础设施、资源禀赋、人力资源等传统生产力要素能够促进经济增长,虽然这些地区新质生产力发展水平也比较高,但相对于传统生产力来说新质生产力对经济增长促进效应并不显著;相比之下,西部地区基础设施、人力资本等生产力要素较为落后,新质生产

力发展过于缓慢,也未能促进经济增长;反观东北地区依托传统工业优势,尤其是近几年政府加大对东北地区的政策扶持力度,产业结构快速优化,提升了新质生产力的平衡性和协调性,对经济增长的边际贡献也高于其他地区。^[11]南方地区凭借数字基础设施、公共交通、对外开放水平、城镇化等优势,新质生产力发展水平优于北方,且南方地区发展更为平衡协调,因而对经济增长的促进效应也更加明显;北方地区虽有领头羊北京,但区域之间差异过大,新质生产力促进经济增长的拐点尚未出现。

表 9 新质生产力对经济增长的区域异质性检验

	四大经济区				南北方	
	东部	中部	西部	东北部	南方	北方
npf	-0.300 (1.202)	2.199 (1.853)	-0.299 (0.596)	7.672 * (2.785)	2.080 * * (0.955)	-0.528 (0.320)
cons	4.504 * * * (0.860)	6.865 * * * (1.311)	4.647 * * * (1.618)	8.785 * (2.052)	6.443 * * * (1.500)	9.404 * * * (0.444)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.965	0.981	0.967	0.801	0.821	0.991
N	110	66	121	33	165	165

5.进一步讨论

为进一步验证核心解释变量是否存在空间溢出效应,采用空间计量模型进行检验。首先采用莫兰指数(经济地理嵌套矩阵)对被解释变量和核

心解释变量进行空间相关性检验,结果如表 10 所示。被解释变量和核心解释变量 1%水平下 P 值均显著,表明新质生产力和经济增长存在显著的空间正相关性。

表 10 被解释变量和核心解释变量莫兰指数检验

年份	被解释变量莫兰指数		核心解释变量莫兰指数	
	I 值	P 值	I 值	P 值
2012	0.287	0.000	0.197	0.000
2013	0.288	0.000	0.224	0.000
2014	0.288	0.000	0.242	0.000
2015	0.289	0.000	0.231	0.000
2016	0.286	0.000	0.237	0.000
2017	0.286	0.000	0.235	0.000
2018	0.287	0.000	0.225	0.000
2019	0.271	0.000	0.232	0.000
2020	0.269	0.000	0.232	0.000
2021	0.267	0.000	0.233	0.000
2022	0.258	0.000	0.223	0.000

表 11 空间模型验证

模型	检验	统计量	P 值
SEM	Moran's I	7.669	0.000
	LM	44.276	0.000
	R-LM	44.731	0.000
SAR	LM	0.005	0.941
	R-LM	0.461	0.497

表 12 SEM 回归结果

	(1)	(2)
npf	1.321 * * * (0.469)	1.842 * * * (0.341)
控制变量	不控制	控制
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
λ	0.845 * * * (0.086)	0.712 * * (0.364)
R ²	0.650	0.847
N	330	330

通过稳健的 LM-lag 检验和 LM-error 检验确定模型,若 LM-lag 检验显著而 LM-error 检验不显著,则用 SAR;若 LM-error 检验显著而 LM-lag 不显著,则用 SEM;当二者均显著时,则用 SDM。由表 11 可知,应选用 SEM 模型,具体结果如表 12 所示,表 12 第(1)列不加入控制变量,核心解释变量 npf 在 1%水平下显著,系数为 1.321,表 12 第(2)列加入控制变量,核心解释变量 npf 在 1%水平下依然显著,系数为 1.842,与基准模型结果相对应,再次验证了结论的合理性,同时该结果也表明新质生产力对经济增长存在空间溢出效应。

五、结论与建议

文章通过熵值法构建了新质生产力发展指数,采用 Dagum 基尼系数分析了中国四大经济区和南北方新质生产力区域发展差异,之后采用固

定效应模型和空间计量模型考察了新质生产力对经济增长的影响,具体结论如下。

一是新质生产力发展水平呈自东向西,由南向北递减特征。从不同区域来看,新质生产力发展水平东部>全国平均>中部>东北部>西部,南方大于北方,且不同区域内部新质生产力发展水平参差不齐。

二是新质生产力发展差异存在明显的区域异质性。总体差异在研究期内先下降后上升,呈 V 型发展。四大经济区组间差距是造成区域发展差异的主要原因;南北方组内差异则是主导因素,且组内和组间差异重叠部分贡献不容小觑。组内差异中,东部地区差异最大,东北地区差异最小,中西部两者较为接近;北方高于南方。组间差异中,东西部地区差异最大,东北部和西部差异最小;东

部与西部、东北地区差异呈扩大趋势,与中部地区呈缩小趋势,中部和西部差距逐渐扩大;南北方先下降后上升。

三是新质生产力能够强有力地促进经济增长,且经过一系列稳健性检验,结论依然稳健。区域异质性表明新质生产力发展协调性越高,对经济增长促进作用越明显,如东北部和南方地区,且新质生产力对经济增长存在空间溢出效应。

基于上述结论,政策建议如下。一是加强区域合作,促进新质生产力协调发展。新质生产力发展水平区域差异过大,极易形成俱乐部趋同现象。通过加大对落后地区政策扶持力度,增强科技、人才资源等流动,扩大区域产业合作领域,实现区域间优势互补,弥补发展短板,从而提升新质生产力区域协调性。

二是依托发达地区空间溢出效应,缩小新质生产力区域发展差异。四大经济区域间差异是新质生产力差异的主要来源,南北方组内差异起主导作用,因此要充分发挥东部地区和南方发达省份空间溢出效应,辐射周边地区发展,同时中西部和北方落后地区要依托自身区域资源禀赋、自然环境等优势,打造具有地域特色的优势新质产业,逐步缩小新质生产力区域发展差异。

三是千方百计提升新质生产力发展水平。新质生产力能够显著促进区域经济增长,这就要求各地区要将新质生产力发展作为第一要务,通过不断加强高层次和技能型人才培养,提高劳动力综合素质;完善国家科技创新体系,强化企业创新地位,加速形成产学研深度融合的科技创新体系;加强数字基础设施建设,扩展数字技术应用范围,推进新质产业发展,提升新质生产力发展水平,以促进经济增长。

注释:

①2 南方省市包括:江苏、安徽、浙江、上海、湖北、湖南、江西、福建、云南、贵州、四川、重庆、广西、广东、海南;北方省市包括:北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

参考文献:

- [1] 王国成,程振锋. 新质生产力与基本经济模式转换[DB/J].当代经济科学,2024(4).
- [2] 蒋永穆,薛蔚然. 新质生产力理论推动高质量发展的体系框架与路径设计[J].商业经济与管理,2024(5).
- [3] 蒋永穆,乔张媛. 新质生产力:逻辑、内涵及路径[J].社会科学研究,2024(1).
- [4] 彭绪庶. 新质生产力的形成逻辑、发展路径与关键着力点[J].经济纵横,2024(3).
- [5] 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(1).
- [6] 张哲,李季刚,汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J].统计与决策,2024(5).
- [7] 卢江,郭子昂,王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024(5).
- [8] 韩喜平,马丽娟. 发展新质生产力与推动高质量发展[J].思想理论教育,2024(4).
- [9] 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).
- [10] 任保平,王子月. 数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023(6).
- [11] 韩文龙,张瑞生,赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J].数量经济技术经济研究,2024(5).
- [12] 邓玲. 习近平新质生产力重要论述的理论内蕴及时代意义[J].学术探索,2024(1).
- [13] 徐政,郑霖豪,程梦瑶. 新质生产力助力高质量发展:优势条件、关键问题和路径选择[J].西南大学学报(社会科学版),2023(6).
- [14] 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(1).
- [15] 贾若祥,王继源,窦红涛. 以新质生产力推动区域高质量发展[J].改革,2024(3).
- [16] 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).
- [17] 罗铭杰. 新质生产力的生态内涵论析[J].河北经贸大学学报,2024(2).
- [18] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4).
- [19] 李成刚,杨兵,苗启香. 技术创新与产业结构转型的地区经济增长效应——基于动态空间杜宾模型的实证分析[J].科技进步与对策,2019(6).

收稿日期 2024-06-17 责任编辑 刘梅