新质生产力如何赋能经济高质量发展 ——基于创新要素配置视角^① 王艳荣 谢晓茜 杨艳

内容提要:新质生产力作为一种新兴先进生产力质态,成为推动经济发展质量跃升的关键力量。文章从创新要素配置的角度切入,基于 2012-2022 年中国 30 个省面板数据,利用双向固定效应模型,深入探讨新质生产力对经济高质量发展的推动机制。研究结果表明:新质生产力对区域经济高质量发展存在正向显著影响,其中新质劳动者维度的作用效果最强;新质生产力对东、中、西、东北四个地区经济高质量发展具有正向显著作用,但对于东部和中部地区作用效果较强;新质生产力通过创新要素配置对经济高质量发展产生推动作用,随着创新要素配置水平的提高,新质生产力对经济高质量发展的赋能作用逐渐增强,但当创新要素配置水平跨越第二门槛值后,新质生产力的提振作用明显减弱。因此,提出以下建议:以提升新质生产力为主线,强化新型人才培养;以统筹区域协调发展为锚点,抓牢区域合作战略;以优化创新要素配置为重点,动态匹配发展需求。

关键词: 新质生产力 创新要素配置 高质量发展 门槛效应

作者简介: 王艳荣,安徽农业大学经济管理学院教授、博士生导师,谢晓茜,安徽农业大学经济管理学院硕士研究生;杨艳,安徽农业大学经济管理学院硕士研究生(安徽省 合肥市 230036)。

一、引言

改革开放以来,中国乘上经济全球化、国际市场需求等外部发展快车,同时,牢抓人口红利、对外开放等内部优势,推动经济总量连续跨域重要关口,跃然成为全球第二大经济体。然而,在经济总量快速增长的同时,结构失衡、环境污染、经济效率低下等发展陷阱接踵而至,发展性压力和结构性矛盾日益凸显,平衡经济发展的数量和质量问题亟需关注。二十大

[®] 基金项目:安徽省高校杰出青年项目""数字乡村建设赋能乡村产业融合发展的机理与实现路径研究"" (2022AH020058);安徽省哲学社会科学重点项目"""皖北高端绿色食品产业集群可持续性发展研究" (AHSKD2023D031);安徽省高等学校科学研究项目""数字金融支持实体经济高质量发展:机制与路径"" (2022AH050859)。

报告明确了高质量发展在国家建设全局中的核心地位,指出"高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务"。二十届三中全会再次强调要贯彻新发展理念,完善推动高质量发展激励约束机制,提出要健全推动经济高质量发展体制机制。由此,中央做出的一系列重大决策部署,为实现绿色经济和包容性增长提供新契机,为转变经济发展方式、转变经济增长动能指明新方向。但在发展进程中,要素市场改革尚未完善、质量保障体系不健全、创新体系整体效能不足、区域协同发展机制不健全等深层次体制机制障碍仍是掣肘经济高质量发展的重要因子,[©]基于此种困境,如何筑牢经济高质量发展新优势,挖掘经济高质量发展的潜在动力,成为中国经济研究的重要议题。

习近平总书记在二十届中央政治局第十一次集体学习时谈到"发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点"。这一概念突破了传统的生产力范畴,通过汇聚融合大数据、人工智能和量子信息等颠覆性新技术,发挥了"高素质"劳动者、"高精尖"生产资料以及"新形态"对象的优势作用,成为经济常态下的生产力新质态。新质生产力的兴起,标志着从粗放型增长向高质量增长的转型,为经济发展注入了新活力。

党的二十届三中全会为全面深化改革指明了方向,明确提出要加快形成与新质生产力相适应的生产关系,促进各类先进生产要素向新质生产力集聚,以显著提高全要素生产率。这表明新质生产力具有推动经济高质量发展的巨大潜力。因此,理论上如何理解新质生产力对中国经济高质量发展的赋能作用,以及如果这种效应得到证实,其背后的机制是什么,这些问题的探讨对于实现"高质量"发展目标和推进中国的现代化建设具有重要意义。

二、文献综述

为避免工具理性盲目主导、市场经济无限追求交换价值,许多学者对经济高质量发展做出探索性研究,为本次研究提供充足的实证经验参考。学界对于经济高质量发展的研究主要围绕以下维度展开。其一,研究经济高质量发展的水平测度。魏敏、李书昊测度发现,2016年中国30个省份经济高质量发展综合水平整体偏低,格局上呈现"东高、中平、西低"的分布格局。[®]杨耀武、张平补充测度,2004-2017年中国经济高质量发展水平呈不断提升,北京、上海、浙江、江苏等6个省份始终处于领先水平。[®]其二,研讨经济高质量发展的实现机制。赵涛等实证表明,数字经济推动经济高质量发展,并且可以通过提升城市创业活跃

[®] 张军扩、侯永志、刘培林:《高质量发展的目标要求和战略路径》,《管理世界》2019年第7期。

^② 魏敏、李书昊:《新时代中国经济高质量发展水平的测度研究》,《数量经济技术经济研究》2018年第

[®] 杨耀武、张平: 《中国经济高质量发展的逻辑、测度与治理》,《经济研究》2021 年第期。

度的作用机制实现。[©]马黄龙、屈小娥证实,数字普惠金融促进经济高质量发展,同时数字 鸿沟起到差异性调节作用。[®]王淑英等实证得出,创新要素集聚对经济高质量发展具有推动 作用,劳动力供给、城镇化水平和信息化程度均能促进经济高质量发展。[®]

基于新时代经济特征和战略部署大局,研究和发展新质生产力有利于最大限度发挥工业 文明和信息文明两翼共振的交互效应, 进而提升国家竞争力。 习近平总书记在黑龙江考察期 间首次提出"新质生产力",学界对于新质生产力的研究逐步增多,主要围绕三个维度展开。 其一,探索新质生产力价值意蕴及时空演进。多位学者探讨了新质生产力的价值意蕴。张林、 蒲清平(2023)认为新质生产力是科技创新的引领下由战略性新兴产业和未来产业所催生的 耿鹏鹏(2024)将新质生产力和农业领域相结合,强调以农业数字化、智能化为主线,充分 整合农业科技创新资源,实现行业生产力发展由量变到质变。⑤此外,另有学者分析新质生 产力的时空演进。朱富显等实证 2011-2022 年间中国新质生产力发展差距总体呈现先递减后 递增的趋势,在新质生产力的三个维度中,新质劳动者和新质劳动资料的差异对于总体差异 的贡献较大。®王珏、王荣基研究发现新质生产力整体呈上升趋势,地区之间新质生产力发 展水平差异明显,时空收敛特征显著,空间集聚效应明显。[©]其二,探析新质生产力的发展 路径。彭绪庶研究强调科技自立自强、创新创业融合、数实融合、要素高效流通是培育和发 展新质生产力的重要抓手。®蒋永穆、乔张媛指出夯实数据要素、生态要素和空间要素等在 内的新要素有助于破解新质生产力加速发展的阻碍难关。[®]其三,探解新质生产力的赋能作 用。余东华、马路萌研究指出新质生产力和新型工业化之间存在耦合作用,其中要素集聚是 二者相互作用的重要路径。®胡莹、刘锵认为通过催生民生导向的生产关系赋能共享发展, 可以形成全方位推动经济高质量发展的合力。(1)

_

[®] 赵涛、张智、梁上坤:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》2020 第 10 期。

² 马黄龙、屈小娥:《数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析》,《经济问题探索》2021 年第 10 期。

[®] 王淑英、寇晶晶、卫朝蓉:《创新要素集聚对经济高质量发展的影响研究——空间视角下金融发展的调节作用》,《科技管理研究》2021年第7期。

[®] 张林、蒲清平:《新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴》,《重庆大学学报(社会科学版)》2023年第6期。

[®] 罗必良、耿鹏鹏: 《农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径》,《农业经济问题》2024年第4期。

[®] 朱富显、李瑞雪、徐晓莉:《中国新质生产力指标构建与时空演进》,《工业技术经济》2024年第3期。

[®] 王珏、王荣基: 《新质生产力: 指标构建与时空演进》, 《西安财经大学学报》2024年第1期。

[®] 彭绪庶:《新质生产力的形成逻辑、发展路径与关键着力点》,《经济纵横》2024年第3期。

[®] 蒋永穆、乔张媛: 《新质生产力:逻辑、内涵及路径》,《社会科学研究》2024年第1期。

[®] 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》,《天津社会科学》2023年第6期。

⑩ 胡莹、刘铿: 《新质生产力推动经济高质量发展的内在机制研究——基于马克思生产力理论的视角》,

综上所述,学界围绕经济高质量发展的水平测度、实现机制已展开丰富讨论,亦有诸多 学者对于新质生产力的价值蕴意、发展路径以及赋能作用进行理论层面的探讨,以上均为本 研究的展开提供扎实的实证经验参考。与此同时,部分学者在理论层面分析了新质生产力对 于经济高质量发展的推动作用,但鲜有文献对经济高质量发展如何受到新质生产力水平影响 这一问题提供确切证据。鉴于此,选取新质生产力对创新要素配置影响的视角展开研究。创 新要素配置驱动先进的技术、高素质的人才等创新要素流入传统产业,能够提升产业的附加 值和竞争力,推动产业结构升级,为经济高质量发展奠定坚实基础。基于该研究视角,本研 究重点分析新质生产力及其各维度对经济高质量发展的影响,深入探讨在优化创新要素配置 的过程中,新质生产力对经济高质量发展影响的规律。

本文可能的边际贡献在于以下三个方面:第一,借鉴已有研究,从新发展理念五个维度、生产力三要素分别构建经济高质量发展和新质生产力指标体系,并探究创新要素配置的中介效应。第二,将新质生产力、创新要素配置水平和经济高质量发展纳入统一分析框架,从新质生产力、创新要素配置的角度探究如何提升经济高质量发展水平,补充已有研究。第三,运用门槛回归模型估计在创新要素配置水平变动的过程中新质生产力对经济高质量发展的影响,把握创新要素配置水平的动态需求。

三、理论分析与研究假设

(一) 新质生产力对经济高质量发展的直接影响

新质生产力是基于科学发现、科技创新和应用所形成的新动力。这种生产力的提升不仅仅是量的扩展,更是质的飞跃,基于创新、协调、绿色、开放、共享五个向度,赋能经济高质量发展。第一,新质生产力为创新驱动发展注入新动能。新质生产力催生了人工智能、量子计算、区块链技术、虚拟现实和增强现实等一系列颠覆性和前沿性技术,同时扎根于新兴产业于未来产业等众多科技新领域,有利于促进迈出空白领域突破零点门槛,突破关键领域"卡脖子"窘境,实现技术创新与产业创新并举。第二,新质生产力为经济协调发展指明新方向。新质生产力通过数字化升级、智能化改造,充分发挥数据资源的乘数、倍乘效应,以新技术聚合区域、产业、城乡间的比较优势进行高质量生产的复杂化系统性协作,为调整社会生产布局、增强经济协调性提供更多可能性。第三,新质生产力为经济绿色发展提供新契机。新质生产力基于经济、生态效益双重目标,融合新能源技术、绿色制造技术,推动高能耗、高投入和高排放的传统能源型驱动产业转型升级,通过规模传导效应实现经济发展模式

[《]经济学家》2024年第5期。

跃迁。第四,新质生产力为经济开放发展凝结新优势。新质生产力融合性特点模糊不同产业间的边界,推动产业生态和价值链创新性发展,助力国际竞争中形成新优势。第五,新质生产力为经济共享发展打造新台阶。共享发展强调社会发展的公平性和包容性。新质生产力将打造更高效的生产方式,释放闲置资源,通过提升生产效率和优化资源配置,促进经济发展的成果惠及更多社会各阶层。基于上述理论分析,提出以下预期假设:

H1: 新质生产力能够促进经济高质量发展。

(二) 新质生产力对经济高质量发展的间接影响

根据熊彼特的创新理论,创新是推动经济发展的关键动力。新质生产力的提升通常伴随着技术创新的突破,这有助于吸引和集中更高水平的资金和人力等创新资源,进而推动这些资源向更高效的领域流动。新质生产力承载的数字化技术、大数据、云计算等工具,能够打破信息壁垒,促进信息和知识的快速传播,这有利于企业、科研机构等创新主体建立协作共享的创新生态系统。

从新质生产力发展的内部效应来看,这些技术工具能够促进创新要素的高效配置,从而加速技术进步和知识扩散,为经济增长提供持续的动力。创新要素配置的优化能够提高技术进步的速度,提升经济增长的质量,推动经济从量的扩张向质的提升转变。从外部支持的角度来看,知识产权保护、数据管理、科技政策等外部保障措施,有助于构建一个稳定和可持续的创新生态系统。这些措施从制度层面支持创新资源的顺畅流动和有效配置。

通过优化创新要素的配置,不仅能够推动技术进步和知识扩散,形成持续的经济增长动力,还能在全球化和数字化的背景下,实现跨领域的协同效应,增强经济的竞争力和可持续性。创新要素通过网络平台实现跨领域、跨行业的协同,促进创新要素的集成和共享,提高整体经济的创新能力和效率,推动经济向更高质量的方向发展。基于上述理论分析,我们提出以下假设:

H2: 新质生产力通过优化创新要素配置,间接促进经济高质量发展。

(三) 创新要素配置的门槛效应

非线性经济增长理论揭示了经济发展的复杂性,表明创新要素的投入与经济增长之间的 关系可能并非总是线性的。这种非线性特征意味着新质生产力对经济高质量发展可能存在一 个门槛效应。在创新要素配置的早期阶段,它通常展现出强大的活力和增长潜力。此时,优 化创新要素的配置能够显著提高系统效率和经济发展的动力。随着新质生产力的引入,它能 够催生新的产品和服务,开辟新的市场,并持续满足消费者需求。这不仅促进了消费升级, 还激发了新的经济增长点,增强了经济的整体竞争力和可持续性。

然而,在创新要素配置的中后期,可能会出现技术饱和和创新停滞的现象。过度追求创新要素配置将导致发展陷入困境。当创新要素配置的水平超过某一合理阈值时,可能会导致创新资源的过度集中或错配。一方面,企业和经济体可能在创新上投入过多,超出了市场需求和市场的吸收能力,这会导致资源浪费和创新回报率下降。另一方面,如果创新要素配置未能与市场需求和实际生产能力有效对接,可能会导致资源的无效利用。

在这种情况下,进一步优化要素配置不再显著提升生产力,反而可能使资源过度配置或 冗余,使得新质生产力的赋能效应减弱。因此,创新要素配置需要在合理范围内进行,以避 免资源的无效使用和创新回报的降低。基于上述理论分析,我们提出以下假设:

H3: 新质生产力对经济高质量发展的影响受到创新要素配置门槛效应的制约

四、研究设计

(一) 模型构建

1.直接效应检验模型。为了充分验证新质生产力对经济高质量发展的直接影响,可以构建以下线性回归模型:

$$ehq_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 nycives_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it}$$
 (1)

其中, ehq_{ii} 表示 i 省在 t 时期的经济高质量发展水平, $nycives_{ii}$ 代表 i 省在 t 时期的新质生产力水平,controls 代表财政分权度、产业结构水平、金融发展水平等在内的可能对经济高质量发展影响的控制变量; α_0 、 α_1 、 α_2 依次代表截距项、解释变量影响系数与控制变量影响系数; μ_i 为地区固定效应、 λ_i 表示时间固定效应、 ε_{ii} 为随机扰动项。

2.作用机制检验模型。为了考察新质生产力影响经济高质量发展的过程中,创新要素配置是否发挥机制传导作用,结合江艇的研究发现,^①构建如下模型:

$$ehq_{it} = \beta_0 + \beta_1 \frac{ace_{it}}{ace_{it}} + \beta_2 \frac{controls_{it}}{ace_{it}} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it}$$
 (2)

$$ace_{it} = \xi_0 + \xi_1 nycives_{it} + \xi_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_i + \varepsilon_{it}$$
(3)

其中,ace是代表中介变量,表示创新要素配置。(2)式用于检验创新要素配置对于经济高质量发展的影响是否是直接而显然的。(3)式用于检验新质生产力对于创新要素配置的因果关系。若 β_1 与 ξ_1 均显著为正,则可以验证创新要素配置在两者之间的中介作用。

^① 江艇: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期。

3.门槛效应检验模型。为进一步探察创新要素配置水平是否在新质生产力影响经济高质量发展过程中存在非线性关系,设定面板回归模型如下:

$$ehp_{it} = \phi_0 + \phi_1 nycives_{it} \times I(ace_{it} \le \theta) + \phi_2 nycives_{it}$$

$$\times I(ace_{it} > \theta) \times \phi_3 controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$
(5)

其中,ace为为门槛变量,表示创新要素配置, $I(\bullet)$ 为示性函数,取值可以为 0 或 1,表示括号中的表达式为假或真。式(3)考虑的是单门槛情形,还可以扩展双门槛模型,如下:

:

$$ehp_{it} = \phi_0 + \phi_1 nycives_{it} \times I(ace_{it} \leq \theta_1) + \phi_2 nycives_{it} \times I(\theta_1 < ace_{it} \leq \theta_2) + \phi_3 nycives_{it} \times I(ace_{it} > \theta_2) + \phi_4 controls_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

$$(6)$$

其中, $\theta_1 < \theta_2$,双门槛模型计量检验步骤过程与单门槛类似,是在第一个门槛值固定地情形下,估计第二个门槛值。

(二) 变量选取

1.被解释变量。经济高质量发展(*Ehq*)。在政治、经济、文化、社会、生态五位一体相互促进、协同发展的战略要求下,高质量发展是质量和效率两手抓的倾向合力,体现为经济社会发展的系统性、动态性和长期性,有利于打破新常态阶段的瓶颈难题。基于已有研究成果,[©]经济高质量发展不仅关注增长方式,还特别强调经济发展动态结构,因此,构建以创新、协调、绿色、开放和共享五大维度为核心的经济高质量发展指标体系,具体构成如表1所示。对数据进行无量纲化处理后,使用熵值法测算经济高质量发展综合水平。

| 一级指 | 二级指标 | 指标说明 | | 指标趋 |
|-----------------------------------------|--------|-------------------|---|-----|
| 标 | | | 位 | 向 |
| 创新维 | 创新投入 | 规模以上工业企业 R&D 经费 | | 正向 |
| 度 | | | 元 | |
| (2) (2) (2) (2) (2) (2) (2) (2) (2) (2) | 创新产出 | 规模以上工业企业有效发明专利数量 | 件 | 正向 |
| 11. N# 40. | 区域经济协调 | 人均地区生产总值/人均国内生产总值 | % | 正向 |
| 协调维 度 | 城乡经济协调 | 城乡居民可支配收入比 | % | 正向 |
| /2 | 产业结构协调 | 泰尔指数 ^② | | 负向 |
| 绿色维 | 绿色城市 | 建成区绿化覆盖率 | % | 正向 |

表 1 经济高质量发展指标体系

[®]杨丽娟、韩娟霞:《数字经济如何影响中国经济高质量发展?》,《创新科技》2024年第5期。

② 干春晖、郑若谷、余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011 年第 5 期。

| 度 | 绿色排放 | 二氧化硫排放量 | | 负向 |
|-----------|------|-----------------|--------|----|
| | 绿色治理 | 工业污染治理完成投资额 | 万 元 | 正向 |
| T 34. 40. | 资本开放 | 外商投资企业总额/地区生产总值 | % | 正向 |
| 开放维 度 | 贸易开放 | 进出口总额/地区生产总值 | % | 正向 |
| /又 | 开放环境 | 市场化指数 | | 正向 |
| 11>- 10. | 文化共享 | 人均拥有公共图书馆藏量 | 册 | 正向 |
| 共享维 一度 — | 经济共享 | 失业率 | % | 负向 |
| /又 | 健康共享 | 每千人口医疗卫生机构床位 | 张 | 正向 |

2.核心解释变量。新质生产力(*Nycives*)。新质生产力以战略性新兴产业和未来产业作为培育载体,围绕科技和产业主阵地培育所需人才,引致经济、科技和教育各领域协同发力,是传统生产力三要素跃迁升级后的优化组合。参考已有研究,^①基于新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料三大维度的新质生产力指标体系,具体指标构成如表 2。对数据标准化处理后,运用熵值法测算新质生产力发展水平。

表 2 新质生产力指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 指标说明 | | 单位 | 指标 趋向 | |
|------|------------|----------------|--------------------------|--------------------------|----------|----|
| | 新质人力 | 科学投入力度 | 科学财政支出/政府公共财政 支出 | % | 正向 | |
| 新质劳动 | 资本投入 | 教育投入力度 | 教育财政支出/政府公共财政 支出 | % | 正向 | |
| 者 | 新质人力 | 高技术产业行 业贡献度 | 高新技术产业从业人员平均数 /当地就业总数 | % | 正向 | |
| | 资本产出 | 高等教育水平 | 在校大学生人数/总人口数 | % | 正向 | |
| | | 能源消耗量 | 能源消耗/当地 GDP | 万吨/ 亿元 | 负向 | |
| | | 可再生能源消 耗 | 可再能源电力消纳量/当地 GDP | 万吨/ 亿元 | 负向 | |
| 新质劳动 | 新质物质 | 数字基础设施 | 互联网宽带接入端口(万个) | 万户 | 正向 | |
| 资料 | 生产资料 | 数子基础以肥 | 移动电话基站(万个 | 万户 | 正向 | |
| | | 化 统甘加热族 | 铁路营业里程(公里 | 公里 | 正向 | |
| | | 传统基础设施 | 公路里程(公里) | 公里 | 正向 | |
| | | 科研物质条件 | | 科学研究和技术服务业固定资 产占全社会比重 | % | 正向 |

 $^{^{\}circ}$ 朱富显、李瑞雪、徐晓莉: 《中国新质生产力指标构建与时空演进》,《工业技术经济》2024 年第 3 期;罗爽、肖韵: 《数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验》,《新疆社会科学》2024 年第 2 期。

_

| | 新质无形 | 数字普惠金融 发展水平 | 数字普惠金融指数 ^① | | 正向 |
|----------------------------------|--------------|------------------------|-------------------------|-----------|--------|
| | 生产资料 | 技术成果产出 | 高技术产业有效发明专利数 | 件 | 正向 |
| | | 科技研究产出 | 发表科技论文数量 | 篇 | 正向 |
| 新质创新 产业 新质劳动 对象 生态环境 | 工业机器生产 水平 | 工业机器人安装密度 [®] | | 正向 | |
| | 产业 | 高新技术产业 活力 | 高技术企业主营业务收入/当 地 GDP | % | 正向 |
| | | | 化学需氧量排放量/当地 GDP | 万吨/ 亿元 | 负向 |
| | 生态环境 | 污染减排 | 二氧化硫排放量/当地 GDP | 万吨/ 亿元 | 负向 |
| | | | 一般工业固体废弃物排放量/ 当地 GDP | 万吨/ 亿元 | 负向 |

3.中介变量和门槛变量。创新要素配置(Aic)。借鉴已有研究, [®]从新兴创新要素和传统创新要素两个维度出发,构建创新要素配置指标体系,使用主成分分析法测算创新要素配置水平。

表 3 创新要素配置指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 指标说明 | | 指标趋 |
|--------------|-------------------|----------------------------|--------|-----|
| | →3X1E4A | 1949, 60,51 | 位 | 向 |
| | | 电信业主营业务收入(亿元) | 亿 元 | 正向 |
| | 数据创新要素 集聚 | 移动电话交换机容量(万户) | 万户 | 正向 |
| 新型创新要素 聚集 | | 长途光缆线路长度(公里) | | 正向 |
| | 技术创新要素 <u></u> | 高等学校专利申请数(件) | | 正向 |
| | | 投不刨新要系 | | 正向 |
| | AC SIC | 高技术产业专业申请数 | | 正向 |
| | | 高等学校 R&B 人员全时当量(人年) | 人年 | 正向 |
| 传统创新要素 集聚 | 人力创新要素 聚集 | 研究与开发机构 R&B 人员全时当量 (人年) | | 正向 |
| | | 高技术产业 R&B 人员全时当量(人年) | 人年 | 正向 |
| | 资本创新要素 集聚 | 研究与开发机构 R&B 经费内部支出 | 万 元 | 正向 |

 $^{^{\}circ}$ 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》, 《经济学(季刊)》 2020 年第 4 期。

_

②康茜、林光华:《工业机器人与农民工就业:替代抑或促进》,《山西财经大学学报》2021年第2期。

[®] 张伟,张东辉:《中国创新要素配置的统计测度研究》,《经济体制改革》2021年第6期。

| 高技术产业 R&B 经费内部支出 | 万 元 | 正向 |
|------------------|--------|----|
| 高等学校 R&B 经费内部支出 | 万元 | 正向 |

4.控制变量:经济高质量发展作为一项复杂的系统,为了减少内生性对实证研究的影响,结合已有研究,[®]设置如下控制变量: (1) 财政分权度(*Fica*): 用财政预算内收入占支出的比重衡量。 (2) 产业结构水平(*Indus*): 第三产业总值占地区生产总值的比重测量。 (3) 金融发展水平(*Fina*): 年末金融机构各项贷款余额占存款余额的比重。 (4) 城镇化率(*Urba*):以城镇人口占总人口比重。 (5) 创新创业活力(*Innova*): 贾康、韩娇研究证实,[®]创新创业能够显著促进经济高质量发展。选取由北京大学企业大数据研究中心编制的中国区域创新创业指数。 (6) 人口密度(*Popu*): 以每平方千米常驻人口表征。 (7)

(三) 样本说明

公路密度(Hide):城市公路里程占城市土地总面积的比重。

基于数据可得性和样本可比性,研究剔除西藏、港澳台地区,选取全国 2012 年-2022 年中国 30 个省(区、市)作为样本进行实证分析。存在相关数据存在个别缺失值问题,研究使用插值法予以补齐。样本数据主要来源于《中国统计年鉴》、各省(区、市)统计年鉴、国家(地方)统计局、eps 数据库以及北京大学企业大数据研究中心。

核心解释变量、被解释变量以及各控制变量的描述性统计结果如表 4。结果显示,新质生产力最大值为 0.57,最小值为 0.046,经济高质量发展最大值为 0.41,最小值为 0.055,可知地区间新质生产力和经济高质量发展水平差异明显,仍具有较大提升空间;从控制变量看,财政分权度、产业结构水平、金融发展水平、城镇化率、创新创业活力、人口密度、公路密度均存在一定程度的内部差异。

| | 以下 文 星周廷压丸灯 | | | | | | |
|---------|--------------------|-----|-------|-------|--------|-------|--|
| 变量名称 | 变量符号 | 样本量 | 均值 | 标准差. | 最小值 | 最大值 | |
| 经济高质量发展 | Ehq | 330 | 0.132 | 0.059 | 0.055 | 0.410 | |
| 新质生产力 | Nycives | 330 | 0.158 | 0.062 | 0.046 | 0.570 | |
| 新质劳动者 | Nla | 330 | 0.034 | 0.022 | 0.003 | 0.101 | |
| 新质劳动资料 | Nlm | 330 | 0.081 | 0.041 | 0.011 | 0.329 | |
| 新质劳动对象 | Nola | 330 | 0.043 | 0.024 | 0.008 | 0.150 | |
| 创新要素配置 | Aic | 330 | 0.000 | 1.636 | -1.787 | 9.224 | |
| 财政分权度 | Fica | 330 | 0.489 | 0.187 | 0.151 | 0.931 | |

表 4 变量描述性统计

[®] 王曦: 《数字新质生产力、国内国际双循环与经济高质量发展》, 《统计与决策》2024年第10期。

[®] 贾康,韩娇:《创新创业对经济高质量发展的影响及其空间溢出效应:数字化转型的中介作用》,《经济体制改革》2023年第6期。

| 产业结构水平 | Indus | 330 | 0.487 | 0.094 | 0.309 | 0.839 |
|--------|-------|-----|----------|----------|--------|---------|
| 金融发展水平 | Fina | 330 | 3.471 | 1.088 | 1.784 | 7.605 |
| 城镇化率 | Urba | 330 | 0.607 | 0.117 | 0.363 | 0.896 |
| 创新创业活力 | Innov | 330 | 83.254 | 13.700 | 31.113 | 103.018 |
| 人口密度 | Рори | 330 | 2946.295 | 1121.427 | 1032 | 5541 |
| 公路密度 | Hide | 330 | 38.925 | 30.189 | 1.342 | 128.812 |

四、实证分析

(一) 基准回归结果

为减少拟合偏差,基准回归前先进行 F 检验和 Hausma 检验,结果显示 P 均值为 0.000,小于 0.05,则选择固定效应模型进行实证检验。根据表 5,列(1)、列(2)控制时间固定效应,列(3)、列(4)控制时间效应和个体效应,新质生产力的估计系数显著为正,新质生产促进了经济高质量发展。具体而言,在包含全部控制变量的模型(4)中,城镇化率(*Urba*)在 1%水平上与经济高质量发展存在显著负相关关系,原因在于城镇化快速推进过程中,大量资源向城市集中,可能导致资源分配不均衡和过度浪费,从而对经济高质量发展产生负面影响。创新创业活力(*Innov*) 1%水平上显著与经济高质量发展存在正相关关系,说明城市的提升创新创业活力有利于经济高质量发展。公路密度(*Hide*)与经济高质量发展的相关系数为正,且在 1%水平上保持显著,原因在于公路密度的提高往往会带动沿线地区的经济发展。产业结构水平(*Indus*)与经济高质量发展存在不显著的正相关关系,可能在于在实际经济运行中,各产业之间的联系和互动可能不够紧密,协同效应未能充分发挥。人口密度(*Popu*)、财政分权度(*Fica*)未通过显著性检验,这与赵涛等(2020)年的研究结果相一致。[©]

表 5 新质生产力影响经济高质量发展的基准回归分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|----------|-----------|----------|-----------|
| Nycives | 0.436*** | 0.690*** | 0.430*** | 0.702*** |
| | (0.031) | (0.072) | (0.037) | (0.066) |
| Fica | | 0.011 | | -0.025 |
| | | (0.024) | | (0.026) |
| Indus | | -0.038 | | 0.007 |
| | | (0.026) | | (0.023) |
| Urba | | -0.362*** | | -0.350*** |
| | | (0.076) | | (0.063) |
| Innov | | 0.299*** | | 0.370*** |
| | | (0.081) | | (0.086) |

^① 赵涛、张智、梁上坤:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》2020 第 10 期。

| Hide | | 0.037** | | 0.024* |
|-----------|----------|---------|----------|---------|
| | | (0.016) | | (0.013) |
| Рори | | -0.027* | | -0.018 |
| | | (0.016) | | (0.014) |
| _cons | 0.063*** | 0.074 | 0.064*** | -0.012 |
| | (0.005) | (0.068) | (0.006) | (0.070) |
| 控制变量 | NO | YES | NO | YES |
| 个体固定 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定 | NO | NO | YES | YES |
| N | 330 | 330 | 330 | 330 |
| $Adj.R^2$ | 0.843 | 0.903 | 0.842 | 0.857 |
| F | 192.912 | 41.827 | 137.739 | 43.088 |

注: ***、**、*分别表示 p<0.01, p<0.05、p<0.10, () 内值为稳健标准误统计量。下表均同。

为深入探讨新质生产力对经济高质量发展的影响效应,明确新质生产力各维度对经济高质量发展的影响是否存在显著差异,分别以新质劳动者、新质劳动资料、新质劳动对象 3 个维度为解释变量进行实证检验。表 6 结果显示,3 个维度对经济高质量发展的回归系数均显著为正,但系数大小存在显著差异。其中,新质劳动者对经济高质量发展的作用效果最强,其次是新质劳动对象,新质劳动资料的推动作用较弱。

变量 (1) (3) (2) 2.388*** Nla (0.376)1.190*** Nlm (0.118)Nola 1.392*** (0.172)0.074 0.045 -0.068 cons (0.092)(0.0834)(0.074)控制变量 YES YES YES 个体固定 YES YES YES 时间固定 YES YES YES N330 330 330 $Adj.R^2$ 0.899 0.884 0.860 7.58 F39.00 14.01

表 6 新质生产力分维度检验

(二) 稳健性检验

第一,工具变量法。为了避免双向因果关系、遗漏控制变量或变量测量误差等内生性问题导致结果回归偏差,本文采用工具变量法,借鉴李占平、王辉的研究,^①以新质生产力滞

-

[®] 李占平、王辉:《数字新质生产力与实体经济高质量发展:理论分析与实证检验》,《统计与决策》2024年第10期。

后一期作为新质生产力的工具变量,并利用两阶段最小二乘法进行内生性检验。表 7 第(1) 列结果表明,不可识别检验显示, Kleibergen-Paap rk LM 统计量 p 值为 0.029, 小于 0.05, 强烈拒绝"工具变量识别不足"的原假设;此外,弱工具变量检验的 Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 弱工具识别检验 10%水平上的临界值,则拒绝弱工具变量原假设,满足有效工 具变量的第二个条件。 综上, 工具变量通过不可识别和弱工具变量检验, 为下一步研究奠定 基础。根据结果可以悉知,在考虑了内生性后,新质生产力对经济高质量发展的回归系数由 0.702 提升至 0.741, 且仍然在 1%水平上显著, 佐证了前文的实证结果的可靠性。

第二,更换测度方式。借鉴刘伟的研究,^①韩文龙等的研究,^②利用主成分分析法重新测 度新质生产力和经济高质量发展水平,分析新质生产力对经济高质量发展的影响效应。表7 列(2)表明,新质生产力对经济高质量发展的影响依然在1%水平上显著,说明上述检验较为 稳健。

第三,剔除直辖市。为规避直辖市特殊地理位置、政策倾向、经济活动密度等差异导致 样本数据产生异常值。因此,剔除四个直辖市样本数据,重新进行回归。表 7 列(3)结果显 示,新质生产力回归系数为显著为正,系数值为0.702,与基准回归结果基本一致,再次证 实基准回归模型的结论。

第四,缩尾处理。为减少极端值导致的结果偏差,将数据中的极端高值和低值调整为较 低的百分位和较高的百分位的值,对主要连续变量做1%缩尾处理,结果见表7列(4)。根据 表 7 列(4)可知,估计结果与基准回归模型结果保持一致,仅在系数方面有所波动。

更换测度 剔除直辖 工具变量法 缩尾处理 变量 市 方式 (4) (1) (2) (3) 0.741*** 0.372^{***} 0.681*** 0.702^{***} **Nycives** (0.110)(0.034)(0.067)(0.066)-0.052 0.196 -0.095 0.012 常数项 (0.070)(0.093)(0.588)(0.107)控制变量 YES YES YES YES 省份固定效应 YES YES YES YES 年份固定效应 YES YES YES YES 4.75 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 (0.029)

表 7 稳健性检验

[®] 刘伟: 《数字新质生产力赋能实体经济高质量发展:理论依据与经验事实》,《管理现代化》2024年第

^② 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》,《数量经济技术经济研究》 2024年第6期。

| Kleibergen-Paap rk Wald F 统计 | 446.97 | | | |
|------------------------------|---------|-------|-------|-------|
| 皇 | (16.38) | | | |
| N | 330 | 330 | 330 | 330 |
| R^2 | 0.645 | 0.979 | 0.913 | 0.913 |

注:列(1)工具变量法中两个统计变量()内的值分别为P值、弱工具识别检验10%水平临界值。

(三)区域异质性检验

不论是新质生产力水平,还是经济高质量发展都会受到各地资源禀赋情况和经济发展状况的不同而催生差异。因此,新质生产力对经济高质量发展的影响也可能存在区域异质性。 为了探究具体差异,将样本分为东、中部、西部、东北部 4 个地区分别进行回归。在分类回归检验之前,先对不同地区的新质生产力水平和经济高质量发展差异进行统计性描述。由表8 可知,东部地区两个指标的均值最大,东北部最小。东部地区经济高质量发展和新质生产力的最大值明显领先,但同时标准差也较大。这一结果为新质生产力影响经济高质量发展的区域异质性检验奠定基础。

变量 样本量 均值 标准差. 最小值 最大值 地区 东部 110 0.181 0.075 0.055 0.410 中部 经济高质量发展 0.120 0.019 0.091 0.165 66 指数 西部 121 0.103 0.023 0.061 0.158 东北部 33 0.099 0.029 0.068 0.158 0.570 东部 110 0.185 0.093 0.046 中部 0.120 0.226 66 0.156 0.027 新质生产力水平 西部 121 0.140 0.031 0.095 0.276 东北部 0.136 0.021 0.099 0.176 33

表 8 区域异质性描述性统计

根据表 9 可知,地区分组回归结果显示,新质生产力对经济高质量影响的显著性在不同地区存在明显差异。具体而言,东部地区的显著性程度和回归系数最高,中部、西部、东北地区显著性次之。根本在于,东部地区依靠雄厚的经济基础、政策先行先试优势集聚更多科技创新资源,加速新质生产力创新成果转换,助力经济高质量发展。"西部大开发"、"中部地区崛起"等政策红利激发中西部地区新质生产力发展活力,为经济高质量发展提供支撑。而东北地区产业结构调整和经济转型困难导致人口结构失衡,加剧高素质劳动者流失,抑制新质生产力水平,同时创新要素投入不足,缺乏创新驱动,新质生产力对于经济高质量发展的赋能效果略为逊色。

表 9 区域异质性检验

| 东部地区 | 中部地区 | 西部地区 | 东北地区 |
|------|------|------|------|
| (1) | (2) | (3) | (4) |

| Nycives | 0.851*** | 0.808*** | 0.216** | 0.379** |
|-----------|----------|----------|---------|---------|
| | (0.081) | (0.107) | (0.083) | (0.137) |
| 常数项 | 0.29 | -0.25 | -0.028 | 0.126* |
| | (0.184) | (0.175) | (0.068) | (0.993) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 省份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| N | 110 | 66 | 121 | 33 |
| $Adj.R^2$ | 0.917 | 0.745 | 0.861 | 0.999 |
| | | | | |

五、进一步检验

(一) 作用机制检验

上述理论层面已充分阐述创新要素配置在新质生产力赋能经济高质量发展中的作用机理,基于前文构建的作用机制检验模型,从实证层面回归分析,回归结果如表 10 所示。

表 10 机制检验结果

| Me 10 April 12 Table | | | | | | |
|----------------------|----------|----------|--|--|--|--|
| 变量名称 | Ehq | Aic | | | | |
| 文里石柳 | (1) | (2) | | | | |
| Aic | 0.042*** | | | | | |
| | (0.004) | | | | | |
| Nycives | | 12.33*** | | | | |
| | | (0.759) | | | | |
| con | 0.087 | -1.869* | | | | |
| | (0.076) | (1.062) | | | | |
| 控制变量 | YES | YES | | | | |
| 省份固定效应 | YES | YES | | | | |
| 年份固定效应 | YES | YES | | | | |
| N | 330 | 330 | | | | |
| Adj.R ² | 0.898 | 0.981 | | | | |

由表 10 列(1)可知,创新要素配置对经济高质量发展的影响在 1%水平上显著,且回归系数为正,表明"创新要素配置对经济高质量发展的影响应该是直接而显然的"。列(2)结果显示,新质生产力对创新要素配置的回归系数为正,且 1%水平上显著。由此,可以从实证层面推断创新要素配置在新质生产力对经济高质量发展的影响中发挥中介效应,假设 H2 得到验证。原因可能在于,伴随新质生产力的发展,创新生态环境逐渐形成,外部创新制度趋于完善,从而推动创新要素配置水平的攀升。而创新要素配置的发展,有助于形成更高水

平的跨区域协同效应,促进产业结构转型升级,提升经济发展效率,进一步推动给经济高质 量发展。

(二) 门槛效应检验

前文已经表明,创新要素配置对于经济高质量发展的过程中表现出中介效应。但在深入 创新要素配置的过程中,新质生产力对经济高质量发展的是否会产生其他作用规律呢?以前 文的理论分析为基础,选取创新要素配置作为门槛变量。检验结果显示, bootstrap 自主抽样 300次后,创新要素配置变量在1%水平上通过了双重门槛检验。

| 次 11 1 / / / / / / / / / / / / / / / / / | | | | | | | | |
|------------------------------------------|------------|-------|-----------------------------------------|---------|--------|---------|------------------|--|
| 门槛数 | F值 | P值 | 门槛值 | 临界值 | | 95%置信区间 | | |
| | | | 1 1 /1 11 11 11 11 11 11 11 11 11 11 11 | 1% | 5% | 10% | 9370 且. 旧 区 円 | |
| 单一门槛 | 30.970* | 0.083 | -1.750 | 54.730 | 34.690 | 29.320 | (-1.771, -1.728) | |
| 双重门槛 | 217.220*** | 0.000 | -1.639 | 61.511 | 42.118 | 27.687 | (-1.657, -1.526) | |
| 三重门槛 | 23.000 | 0.293 | 2.565 | 213.045 | 65.536 | 42.015 | (2.066, 3.1052) | |

表 11 门槛检验结果

对样本数据进行面板门槛回归,结果如表 12 所示。当创新要素配置水平低于一重门槛 值-1.750时,结果显示在1%水平上拒绝原假设,新质生产力对经济高质量发展的影响显著, 且回归系数为 4.826; 当创新要素配置水平处于门槛值-1.750 和-1.639 之间时, 新质生产力 对经济高质量发展的回归系数增加至 6.474, 且结果在 1%水平上显著; 当创新要素配置水 平高于门槛值 2.565 时, 新质生产力的回归系数下降至 0.557。因此, 创新要素配置在新质 生产力作用于经济高质量发展的过程中存在显著的门槛效应,随着创新要素配置水平的变动, 新质生产力对经济高质量发展的影响表现出非线性特征,假设3得到验证。

在跨越了第一门槛值后,核心自变量对被解释变量的推动作用增强,可能在于创新要素 配置推动高素质人才集聚和新兴技术革新。专业知识和创新技术的赋能,推动企业和科研机 构深化技术创新和管理创新, 提高整个经济体系的创新能力和发展水平。在跨越第二门槛值 后,创新要素的配置可能超出了市场和生产系统的实际吸收能力,导致创新活动的效率下降, 甚至出现资源浪费的情况。此时,新质生产力虽仍然是经济增长的驱动因素,但其对经济高 质量发展的促进作用减弱,表现为赋能效应的减退。

回归系数 变量 t 值 *Nycives* • I ($Aic \leq -1.750$) 4.826*** 6.39 *Nycives* • I(-1.750 < Aic < -1.639)6.474*** 6.64

表 12 门槛回归结果

六、结论与建议

(一) 结论

推动经济高质量发展既是增强经济韧性与可持续性的必由之路,也是全面建设社会主义现代化在国家的战略举措。基于 2012-2022 年中国 30 个省份面板数据,实证检验新质生产力、创新要素配置与中国经济高质量发展的内在逻辑关联。实证结果表明:第一,新质生产力可以对经济高质量发展产生直接驱动作用,经过多个稳健性检验,结果依然显著。第二,基于新质生产力不同指标维度,新质劳动者维度的作用效果最显著;受空间地域差距影响,新质生产力对经济高质量发展的作用效果展示出"东部>中部>西部>东北部"的差异格局。第三,新质生产力可以通过创新要素配置对经济高质量发展产生促进作用。第四,创新要素配置的门槛效应导致新质生产力对经济高质量发展的推动作用存在非线性特征,创新要素配置跨越一重门槛值后,新质生产力对经济高质量发展的赋能效应显著增强,但达到二重门槛值后,提振作用明显减弱。

(二) 建议

第一,以提升新质生产力为主线,强化新型人才培养,厚植经济高质量发展血脉。直接效应检验结果显示,加快培育新质生产力对经济高质量发展有正向推动作用,且新质劳动者板块的作用效果最为显著。因此,政府可以从教育体系改革和科研人才创新激励两方面切入。一方面,增加教育财政投入,推进基础教育各阶段设置数字技术、科学技术和创新思维等相关课程,推动基础课程与前沿领域跨学科融合,注重培养学生创新思维和实践能力,打造新质人才教育体系。另一方面,通过科研收入减税、企业研发税收优惠等物质方面,通过积极宣传打造科研人才标兵、科研成果案例等精神方面,优化科研人才激励政策,释放科研人才创新活力。

第二,以统筹区域协调发展为锚点,强化区域合作战略,补齐经济高质量发展短板。区域异质性检验结果显示,,新质生产力对经济高质量发展的作用效果展示出"东部>中部>西部>东北部"的差异格局。因此,政府可以从科创飞地建设切入,从"引进来"转变为"走出去",拓宽科技招商方式,破解产业梯度转移陷阱。一方面,充分发挥新质生产力发展薄弱城市能动性,推动要素资源向外互动。飞出地政府本位参与的同时,鼓励企业积极投身于科创飞地建设,推动飞地建设规范化、标准化。另一方面,充分发挥科创核心城市的溢出效应,实现核心城市新质生产力带动作用。飞入地政府整合高校院所科研资源、人才专家智库资源,

对接科创飞地项目需求。同时,聚焦人才落户、子女教育、医疗服务等现实问题,解决科创飞地人才需求。

第三,以优化创新要素配置为重点,动态匹配发展需求,重焕经济高质量发展活力。中介效应检验结果显示,新质生产力可以通过创新要素配置作用于经济高质量发展;门槛效应检验结果显示,在创新要素配置跨越单、双重门槛值后,新质生产力对于促进经济高质量发展显示出不同的作用效果。有鉴于此,政府可以从激励和预防两个角度切入:一方面,完善风险补偿机制,为投资创新领域的长期资本提供风险补偿,降低投资者面临的风险,鼓励耐心资本投入创新领域,增加创新要素市场的活力。另一方面,加强创新要素的整合与协同作用,推动建立更高水平的产业创新联盟,提高创新资源的配置效率。同时,引导新兴领域和赛道的交叉融合及应用拓展,扩大市场需求和应用场景,避免在单一领域内出现过度竞争和创新饱和,防止创新资源的浪费。

How New Quality Productive Forces Empower High-Quality Economic Development - Based on the Perspective of Innovative Factor Allocation

Abstract: New quality productive forces, as an emerging and advanced form of productive force, are emerging as a crucial force driving the quality leap in economic development. The article adopts a perspective based on the configuration of innovative elements and, relying on panel data from 30 provinces in China spanning from 2012 to 2022, employs a two-way fixed-effects model to profoundly investigate the promotion mechanism of new quality productive forces for high-quality economic development. The research findings indicate that new quality productive forces exert a positive and significant influence on regional high-quality economic development, with the dimension of new quality laborers demonstrating the most potent effect. New quality productive forces have a positive and significant impact on high-quality economic development in the four regions of the East, Central, West, and Northeast, yet the effect is more pronounced in the East and Central regions. The promotion mechanism of new quality productive forces for high-quality economic development encompasses the mediating effect of innovative element configuration, and the indirect effect is smaller than the direct effect. As the level of innovative element configuration rises, the empowerment effect of new quality productive forces on high-quality economic development gradually intensifies. However, when the level of innovative element configuration surpasses the second threshold value, the boosting effect of new quality productive forces becomes conspicuously weakened. Hence, the following suggestions are proposed: prioritize the promotion of new quality productive forces as the main line and enhance the cultivation of new-type talents; anchor on coordinated regional development and Firmly grasp the regional cooperation strategies; focus on optimizing the configuration of innovative elements and dynamically match development requirements.

Key words: new quality productive forces; allocation of innovation elements; high - quality development; threshold effect