

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第6期,总第566期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

石磊 史代敏 李金昌 邱东 苏为华
罗良清 金勇进 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主任 秦保强

委员 (以姓氏笔画为序)

王军 王亚菲 王玲杰 方匡南 平卫英 向书坚
刘洪 刘定平 李勇 李红见 李宝瑜 李冻菊
杨青龙 杨贵军 肖强 陈光慧 林金官 周国富
郑展鹏 郝爱民 洪兴建 徐强 徐国祥 唐晓彬
郭杰 郭露 秦保强 程开明 彭刚 韩嵩

主编 郭杰

社长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·经济统计·

数智新质生产力发展水平测度、区域差异与时空演进特征..... 薛 洁,谢鹏翔,李冻菊/5

营商环境、技术创新与区域经济高质量发展..... 刘敬伟,王 睿,饶廷义/17

公共数据开放对企业数字技术创新的影响研究..... 姚 晨/25

·人口与社会统计·

中国人口高质量发展的空间差异、变动规律与驱动因素分析..... 杨胜利,刘金盼,苗玉静/35

人口高质量发展与经济韧性:机制与异质性分析..... 鲁雪峰,吴旭辉/46

主 管 河南省社会科学院
主 办 河南省社会科学院
主 编 郭 杰
社 长 李红见
编辑出版 《统计理论与实践》编辑部
地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464
刊 期 月刊
出版日期 每月25日
创刊时间 2020年8月
投稿邮箱 tjlysj@vip.sina.com
印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

•资源与环境统计•

新时代中国能源安全水平测度、区域差异及动态演进..... 刘亦文,魏萍萍/57

•农业与农村统计•

农业新质生产力赋能农业产业链韧性:作用机制与实证检验..... 吕 萍,吴晓媚/71

本刊声明:1.本刊已许可国家哲学社会科学学术期刊数据库、中国知网、万方、维普、超星、博看、中教等数据库以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;作者投稿给本刊,本刊即视为同意将文章编入上述数据库;另外,本刊微信公众号将对本刊刊载文章进行转载;如有异议,请在投稿时说明,本刊将按作者说明处理。2.本刊作者文责自负。投稿前,请自行检测重复率,并提供查重报告;对于侵犯他人版权或其他权利的文字、图片稿件,本刊概不承担任何连带责任。受条件所限,本刊稿件一律不退,敬请作者自留底稿。从稿件投往本刊之日起,3个月后不见采用或通知,方可另行处理。3.本刊不向作者收取任何形式的费用,没有委托任何机构或个人进行征稿或代为收稿,也不会以“抽查数据”“发送论文PDF”等理由联系作者,请广大作者和读者注意辨别,切勿上当受骗。若因轻信虚假信息造成损失,责任自负。

国内订阅 全国各地邮局
国内发行 河南省邮政发行局
邮发代号 36-12
国外发行 中国国际图书贸易总公司

国际标准连续出版物号 ISSN 2096-8647
国内统一连续出版物号 CN 41-1458/C8
定 价 15 元

MAIN CONTENTS

Digital-Intelligent New Quality Productivity: Measurement, Regional Disparities and Temporal-Spatial Evolution Characteristics	<i>Xue Jie, Xie Pengxiang, Li Dongju</i> (5)
Business Environment, Technological Innovation and High-Quality Development of Regional Economy	<i>Liu Jingwei, Wang Rui, Rao Tingyi</i> (17)
Research on the Impact of Public Data Openness on Enterprise Digital Technology Innovation	<i>Yao Chen</i> (25)
Spatial Disparities, Evolution Laws and Driving Factors of High-Quality Population Development in China.....	<i>Yang Shengli, Liu Jinpan, Miao Yujing</i> (35)
High-Quality Population Development and Economic Resilience: Mechanisms and Heterogeneity Analysis.....	<i>Lu Xuefeng, Wu Xuhui</i> (46)
Measurement, Regional Disparities and Dynamic Evolution of China's Energy Security Level in the New Era.....	<i>Liu Yiwen, Wei Pingping</i> (57)
Empowerment of Agricultural New Quality Productive Forces on the Resilience of Agricultural Industrial Chains: Mechanism and Empirical Test.....	<i>Lv Ping, Wu Xiaomei</i> (71)

数智新质生产力发展水平测度、区域差异与时空演进特征

薛洁¹, 谢鹏翔¹, 李冻菊²

(1. 杭州电子科技大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 河南财经政法大学 统计学院, 河南 郑州 450052)

摘要: 基于数智新质生产力的内涵, 从实体性要素和渗透性要素两个维度构建数智新质生产力发展水平评价指标体系, 采用熵值法测度 2012—2023 年我国 30 个省份的数智新质生产力发展水平, 运用 Dagum 基尼系数、核密度估计及莫兰指数等方法分析数智新质生产力发展水平的区域差异与时空演进特征。研究发现: 考察期内全国及四大区域数智新质生产力发展水平稳步上升, 但区域分化显著, 呈现“东强西弱、中部追赶、东北滞后”的格局。总体差异呈“先降后升”的波动下降趋势, 区域间差异是主要来源, 区域内不平衡问题日益凸显。空间上“高-高”“低-低”集聚特征显著。除东北外, 全国及各地区呈现不同程度的分化趋势。数智新质生产力发展具有较强的稳定性与等级锁定效应, 既受自身发展路径依赖的影响, 也受到邻近区域发展水平的显著作用。据此, 建议从夯实数智基础、优化区域格局、完善动态监测三个方面协同发力, 充分释放数智潜能, 促进数智新质生产力协调发展。

关键词: 数智新质生产力; 发展水平; 区域差异; 时空演进

中图分类号: F124

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)06-0005-12

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.06.001

一、引言

当前, 全球正经历以数字化、智能化为核心的新一轮科技革命和产业变革, 科技创新已成为推动经济高质量发展的核心驱动力。2025 年 10 月, 党的二十届四中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》作出“加快高水平科技自立自强, 引领发展新质生产力”的战略部署, 并强调要“深入推进数字中国建设”, 首次提出全面实施“人工智能+”行动, 以人工智能全方位赋能千行百业。在这一系列战略引领下, 数智技术正以前所未有的深度与广度融入生产力系统。然而, 现有研究多将数智视为新质生产力的外部推动因素, 或将二者作为相互独立的研究对象。为此, 本文创新性提出“数智新质生产力”这一融合性概念, 即以数据为关键生产要素、以人工智能为引擎、以数智基础设施为支撑, 并与实体经济实现深度融合的新型生产力形态。科学测度数智新质

生产力的发展水平、揭示其动态演进规律及区域收敛特征, 对于优化资源配置、推动区域协调发展和实现经济高质量发展具有重要的理论意义和实践价值。

二、文献综述

目前, 学术界暂未有关于数智新质生产力的研究。就新质生产力研究而言, 现有文献主要可分为三类。第一类, 新质生产力的内涵、特点与价值。例如周文和许凌云(2023)^[1]从“新”和“质”两个维度全面阐述了新质生产力的内涵, 指出其是以科技创新为主导、实现关键性颠覆性技术突破而诞生的生产力。张林和蒲清平(2023)^[2]认为新质生产力由科技创新驱动且具有高效能、高质量地利用自然、改造自然的能力。胡莹(2024)^[3]指出新质生产力是以满足人民群众对美好生活的向往为价值目标, 具有创新性、融合性、引领性和超越性等特点。第二类, 新质生产力的价值与实践路径。新质生产力作为以科技创新为主导, 以全要素生

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“新质生产力的科学意义、深刻内涵与统计测度研究”(24&ZD035)。

作者简介: 薛洁, 女, 博士, 教授, 研究方向为经济统计、数据挖掘; 谢鹏翔, 男, 硕士研究生, 研究方向为数据挖掘; 李冻菊, 女, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为经济测度、国民经济核算。

产率大幅提升为核心标志的先进生产力形态,在现代化产业体系构建^[4-6]、高质量发展^[7-8]、中国式现代化^[9-11]以及共同富裕^[12-13]等目标达成中发挥着关键驱动作用。如何培育和发展新质生产力是学术界关注的重点问题,现有研究指出数据要素^[14-16]是培育和发展新质生产力的关键基础,战略性新兴产业与未来产业是发展新质生产力的重要载体和主要阵地^[17],科技创新是发展新质生产力的核心要素^[18],教育^[19]、数字金融^[20]、绿色转型^[21]等也是重要路径。第三类,新质生产力评价指标构建。有学者从经典生产力三要素构建评价指标体系^[22-24];有学者将生产力要素按维度划分,从实体性与渗透性要素出发构建评价指标体系^[25];还有学者基于新质生产力的特点或内涵构建评价指标体系^[26]。

就数智相关研究而言,现有文献可归纳为两类。第一类,数智的内涵。学者们普遍认为数智化是数字化与智能化深度融合的高级形态。单宇等(2021)^[27]、陈剑和刘运辉(2021)^[28]等强调数智化以人工智能为关键驱动,是数字化基础上智能技术的深度嵌入。王秉(2023)^[29]综合数据智能、数智化、数智技术与数字智商四个视角下数智概念的含义,将数智定义为拥有数字智商的人运用数智技术获取和生产数据智能,以提供依据支撑实现数智化。第二类,数智化水平测度及实证研究。为探究数智化的经济效益,学者们广泛采用文本分析、熵值法、因子分析等方法构建区域或企业层面的数智化水平测度体系,并在此基础上开展实证检验,深入探讨其对全要素生产率、新质生产力、产业升级及共同富裕等影响机制^[30-33]。

现有研究为本文奠定了一定理论基础,但对于数智新质生产力水平测度、动态演进和时空收敛特征的研究仍较少。本文在借鉴现有研究的基础上,结合“数智”与“新质生产力”的内涵和特征,构建数智新质生产力发展水平的评价指标体系,采用熵值法进行测度,并使用 Dagum 基尼系数分解、核密度估计等方法,揭示其动态演进与时空收敛特征。

三、研究设计

(一)评价指标体系构建

基于前文对数智新质生产力内涵的界定,借鉴韩文龙等(2024)^[34]的研究,本文在遵循科学性和可操作性等原则基础上,从实体性要素和渗透性要素两个维度出发,兼顾经典生产力理论与数智时代特征,构建包含新劳动者、新劳动对象、新劳动资料、数智基础和数

智应用5个二级指标,31个三级指标的评价指标体系,具体如表1所示。

在实体性要素方面,延续经典生产力理论的基本构成,从三个层面进行测度:新劳动者聚焦具备数智素养与创新能力的劳动者,包含研发人员规模、三产从业人员比重、人均受教育程度及信息化人才规模等指标,反映劳动力在知识结构、技能专长和产业适应性上向数智化、高端化演进的趋势;新劳动对象反映生产资料的数字化转型,包含第三产业贡献率、工业机器人安装密度、宽带端口设施密度等指标;新劳动资料则强调智能化技术工具与创新基础,选取 R&D 经费投入强度、科技企业孵化器数、地方政府科技投入水平等指标。

渗透性要素突出数智技术对生产力体系的系统性赋能,主要包含两个方面:数智基础衡量数智基础设施水平,包含数据交易所数量、互联网宽带普及率、“数智”政府关注度等指标;数智应用旨在刻画人工智能、大数据等数智技术在生产中的融合深度,通过信息技术服务收入、数字金融普惠发展水平、电子商务销售额等指标测度,反映数智技术在服务产业、金融服务及前沿创新等生产场景中的渗透与应用成效。

(二)研究方法

1. 熵权法

第一步,对原始指标进行无量纲化处理,以消除各指标间的量纲差异。

对于正向指标:

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

对于负向指标:

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

其中, x'_{ij} 为第*i*个样本的第*j*个指标标准化后的值, x_{ij} 为原始数据, $\min(x_j)$ 为第*j*个指标的最小值, $\max(x_j)$ 为第*j*个指标的最大值。

第二步,计算指标比重 ω_{ij} :

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

第三步,计算指标的信息熵 e_j :

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

第四步,计算指标权重 W_j :

表1 数智新质生产力发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标权重
实体性要素	新劳动者	研发人员规模	R&D人员	0.034
		三产从业人员比重	第三产业从业人数/总从业人数	0.008
		人均受教育程度	人均受教育年限	0.007
		信息化人才规模	信息传输、软件和信息技术服务业就业人员数	0.037
		信息服务业人均薪酬水平	信息传输、计算机服务和软件业城镇单位就业人员平均工资	0.013
		人均GDP	GDP/年末常住人口	0.013
	新劳动对象	第三产业贡献率	第三产业增加值/GDP	0.008
		工业机器人安装密度	工业机器人安装密度	0.051
		宽带端口设施密度	互联网宽带接入端口数/年末常住人口	0.011
		人均互联网域名拥有量	互联网域名数/年末常住人口	0.051
		环境保护力度	财政环境保护支出/一般公共预算支出	0.008
	新劳动资料	R&D经费投入强度	R&D经费投入/GDP	0.019
		科技企业孵化器数	科技企业孵化器数	0.041
		地方政府科技投入水平	地方财政科学技术支出	0.036
		移动电话普及率	移动电话数/年末常住人口	0.008
		电信通信能力	移动电话基站数量	0.019
		移动互联网接入流量	移动互联网接入流量	0.053
渗透性要素	数智基础	数据交易所数量	数据交易所数量	0.057
		互联网宽带普及率	互联网宽带接入用户数	0.020
		“数智”政府关注度	政府工作报告中“数智”特征词频	0.012
		数据要素化水平	软件业务收入	0.062
		软件产品收入	软件产品收入	0.057
		企业基础数字化水平	企业拥有网站数	0.030
		光缆线路长度	光缆线路长度	0.019
	数智应用	信息技术服务收入	信息技术服务收入	0.065
		数字金融普惠发展水平	数字金融普惠指数	0.007
		电子商务销售额	电子商务销售额	0.046
		电子商务企业数	有电子商务交易活动的企业数	0.035
		上市公司数字化转型程度	上市公司数字化转型程度	0.062
		人工智能企业数	人工智能企业数	0.061
		数字技术研发水平	数字专利授权数量	0.050

$$W_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (5)$$

最后,计算综合得分 S_i :

$$S_i = \sum_{j=1}^n x'_{ij} W_j \quad (6)$$

2.Dagum 基尼系数

采用 Dagum 基尼系数及其分解方法测度数智新质生产力发展水平的地区差异及差异来源。总体基尼系数 G 的计算公式如下:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{m=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \sum_{r=1}^{n_m} |y_{ij} - y_{mr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (7)$$

进一步将总体基尼系数 G 分解为区域内差异贡献 G_w 、区域间差异贡献 G_{nb} 和超变密度贡献 G_t ,公式如下:

$$G_{ii} = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} \sum_{r=1}^{n_i} |y_{ij} - y_{ir}|}{2n_i^2 \bar{y}_i} \quad (8)$$

$$G_w = \sum_{i=1}^k G_{ii} p_i s_i \quad (9)$$

$$G_{im} = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} \sum_{r=1}^{n_m} |y_{ij} - y_{mr}|}{n_i n_m (\bar{Y}_i + \bar{Y}_m)} \quad (10)$$

$$G_{nb} = \sum_{i=2}^k \sum_{m=1}^{i-1} G_{im} (p_i s_m + p_m s_i) D_{im} \quad (11)$$

$$G_l = \sum_{i=2}^k \sum_{m=1}^{i-1} G_{im} (p_i s_m + p_m s_i) (1 - D_{im}) \quad (12)$$

其中, $p_i = \frac{n_i}{n}$, $s_i = \frac{n_i \bar{y}_i}{n \bar{y}}$, y_{ij} 表示第 i 个区域第 j 个省份的数智新质生产力发展水平, n_i 表示第 i 个区域的省份个数, k 表示分组个数。

3. 核密度估计

使用核密度估计法揭示中国数智新质生产力发展水平的动态分布, 公式如下:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - \bar{X}}{h}\right) \quad (13)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (14)$$

其中, N 为样本个数, h 为带宽, $K(x)$ 为高斯核函数。

4. 莫兰指数

参考王珏和王荣基(2024)^[22]的做法, 采用全局莫兰指数和局部莫兰指数来刻画各省份数智新质生产力的空间相关性, 囿于篇幅, 此处公式省略。

5. 马尔科夫链

采用传统马尔科夫链和空间马尔科夫链分析数智新质生产力的转移趋势。传统马尔科夫链通过计算相邻时期各地区在不同状态之间转移的频率, 构建状态转移概率矩阵 $P = (p_{ij})_{K \times K}$ 。其中 K 表示状态划分个数(本文按四分位数将各地区划分为四类), p_{ij} 表示 t 时期处于状态 i 的地区在 $t+1$ 时期转移至状态 j 的概率, 可以通过下式估计:

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (15)$$

其中, n_i 表示处于状态 i 的地区总数, n_{ij} 表示从状态 i 转移至状态 j 的地区总数。

空间马尔科夫链在传统马尔科夫链的基础上, 将 P 划分为 K 个 $K \times K$ 的概率转移矩阵, 具体公式如下:

$$Lag_a = \sum_{b=1}^n Y_b W_{ab} \quad (16)$$

其中, Lag_a 表示区域 a 的空间滞后值, n 为地区数量, Y_b 表示区域 b 的状态, W_{ab} 是区域 a 和区域 b 的空间

关系矩阵。

(三) 数据来源

选取 2012—2023 年我国 30 个省份(不含西藏及港澳台)的数据进行研究, 数据主要来源于国家统计局、《中国科技统计年鉴》、CSMAR 数据库、EPS 中国区域经济数据库等, “数智”政府关注度和上市公司数字化转型程度分别通过对政府工作报告和企业年报进行词频统计得到, 部分缺失数据使用线性插值法进行填补。

四、实证分析

(一) 总体水平分析

根据构建的数智新质生产力发展水平评价指标体系, 运用熵值法确定指标权重, 测算得到我国 30 个省份的数智新质生产力发展水平, 结果如图 1 和表 2 所示。

从图 1 可以看出, 2012—2023 年我国总体与东、中、西、东北四大地区的数智新质生产力发展水平均呈稳步提升态势。其中, 东部地区的发展水平始终处于领先地位, 并且增长速度最快, 与中西部、东北地区的差距不断扩大。全国平均水平低于东部水平, 高于中部、西部和东北地区, 说明全国均值在很大程度上被东部所拉动, 这体现了东部地区在技术创新、产业基础和人才集聚等方面具备显著优势, 是驱动全国数智新质生产力发展水平提升的“主引擎”。中部地区的发展水平略低于全国平均水平, 但两条曲线保持近乎平行的上升轨迹, 说明中部地区增长动力与全国整体节奏高度同步。相比之下, 西部地区和东北地区发展水平长期处于低位, 尽管也呈现缓慢上升趋势, 但

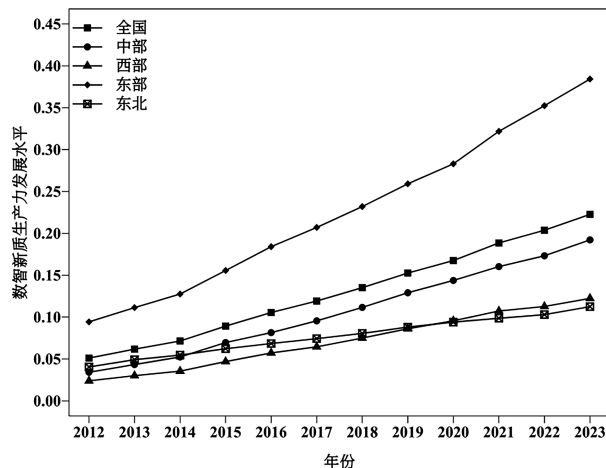


图1 2012—2023年全国及四大地区数智新质生产力发展水平

增速明显滞后于全国平均水平,显示出在数字基础设施建设、创新生态培育和产业数字化深度等方面仍面临较大短板,数智新质生产力的培育和发展动力相对不足。

从表2可以看出,我国数智新质生产力发展水平呈现显著的“东强西弱”特征。排名前6位的省份全部位于东部地区,依次是广东、北京、江苏、浙江、山东和上海。这些省份凭借优越的区位条件、完善的基础设施、活跃的创新生态和雄厚的人才储备,在数智新质生产力发展中形成了明显的领先优势。而排名后5位的省份中,除海南外均来自西部地区,依次是内蒙古、海南、甘肃、宁夏和青海。

表2 2012—2023年各省份数智新质生产力发展水平

地区	省份	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年	均值
东部	北京	0.158	0.180	0.210	0.248	0.278	0.304	0.326	0.368	0.413	0.484	0.523	0.555	0.337
	天津	0.056	0.062	0.071	0.083	0.090	0.092	0.098	0.117	0.120	0.129	0.128	0.149	0.100
	河北	0.035	0.044	0.051	0.071	0.094	0.104	0.117	0.131	0.142	0.153	0.162	0.172	0.106
	上海	0.105	0.121	0.142	0.164	0.193	0.210	0.223	0.249	0.271	0.313	0.337	0.374	0.225
	江苏	0.154	0.181	0.195	0.234	0.268	0.290	0.331	0.371	0.418	0.475	0.531	0.589	0.336
	浙江	0.116	0.124	0.142	0.182	0.216	0.235	0.269	0.312	0.344	0.380	0.414	0.453	0.266
	福建	0.054	0.064	0.077	0.098	0.123	0.149	0.161	0.170	0.164	0.181	0.201	0.209	0.138
	山东	0.087	0.114	0.131	0.152	0.180	0.215	0.245	0.257	0.293	0.337	0.384	0.433	0.236
	广东	0.162	0.202	0.229	0.288	0.360	0.423	0.497	0.554	0.603	0.690	0.760	0.816	0.465
	海南	0.017	0.023	0.027	0.036	0.040	0.049	0.053	0.062	0.062	0.076	0.084	0.093	0.052
	均值	0.094	0.112	0.128	0.156	0.184	0.207	0.232	0.259	0.283	0.322	0.352	0.384	0.226
中部	山西	0.027	0.033	0.038	0.044	0.051	0.063	0.074	0.080	0.097	0.101	0.107	0.123	0.070
	安徽	0.036	0.047	0.057	0.074	0.089	0.099	0.120	0.143	0.164	0.191	0.205	0.226	0.121
	江西	0.022	0.028	0.035	0.048	0.056	0.068	0.087	0.105	0.114	0.128	0.132	0.147	0.081
	河南	0.037	0.051	0.064	0.078	0.095	0.119	0.134	0.152	0.166	0.191	0.210	0.225	0.127
	湖北	0.043	0.056	0.070	0.110	0.124	0.137	0.152	0.174	0.184	0.200	0.217	0.246	0.143
	湖南	0.039	0.045	0.051	0.063	0.075	0.087	0.103	0.121	0.138	0.150	0.169	0.187	0.102
	均值	0.034	0.043	0.053	0.070	0.082	0.096	0.112	0.129	0.144	0.160	0.173	0.192	0.107
西部	内蒙古	0.025	0.030	0.034	0.039	0.046	0.050	0.054	0.061	0.066	0.073	0.076	0.089	0.054
	广西	0.021	0.027	0.031	0.038	0.046	0.053	0.063	0.083	0.111	0.117	0.127	0.134	0.071
	重庆	0.036	0.042	0.053	0.072	0.086	0.093	0.109	0.122	0.133	0.155	0.171	0.181	0.104
	四川	0.047	0.062	0.075	0.095	0.109	0.127	0.146	0.172	0.192	0.222	0.236	0.258	0.145
	贵州	0.015	0.021	0.025	0.042	0.057	0.064	0.075	0.082	0.088	0.109	0.114	0.122	0.068
	云南	0.019	0.025	0.029	0.038	0.050	0.050	0.061	0.078	0.084	0.094	0.094	0.105	0.061
	陕西	0.033	0.043	0.051	0.072	0.083	0.094	0.107	0.127	0.135	0.146	0.147	0.156	0.100
	甘肃	0.016	0.019	0.021	0.030	0.045	0.051	0.057	0.062	0.069	0.074	0.076	0.084	0.050
	青海	0.014	0.018	0.020	0.026	0.029	0.030	0.037	0.039	0.043	0.049	0.048	0.051	0.034
	宁夏	0.017	0.021	0.024	0.030	0.032	0.047	0.055	0.057	0.060	0.063	0.064	0.073	0.045
	新疆	0.020	0.023	0.028	0.034	0.047	0.052	0.060	0.066	0.072	0.079	0.086	0.094	0.055
	均值	0.024	0.030	0.036	0.047	0.057	0.065	0.075	0.086	0.096	0.107	0.113	0.122	0.071
东北	辽宁	0.062	0.075	0.085	0.091	0.089	0.093	0.095	0.109	0.118	0.126	0.133	0.143	0.102
	吉林	0.030	0.034	0.038	0.046	0.054	0.058	0.074	0.078	0.081	0.086	0.088	0.103	0.064
	黑龙江	0.030	0.038	0.041	0.050	0.063	0.072	0.072	0.077	0.083	0.083	0.088	0.092	0.066
	均值	0.041	0.049	0.055	0.062	0.069	0.074	0.080	0.088	0.094	0.098	0.103	0.113	0.077

(二)区域差异分析

新质生产力发展水平总体差异分解为区域内差异、区域间差异以及超变密度,结果如表3所示。

运用Dagum基尼系数及其分解方法,将我国数智

表3 2012—2023年Dagum基尼系数及其分解结果

年份	总体	区域内差异				区域间差异						贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东北	东-中	东-西	东-东北	中-西	中-东北	西-东北	区域内	区域间	超变密度
2012	0.417	0.304	0.115	0.222	0.178	0.374	0.452	0.345	0.214	0.159	0.253	19.4	74.5	6.1
2013	0.403	0.300	0.124	0.219	0.187	0.360	0.438	0.339	0.218	0.163	0.249	19.7	73.7	6.6
2014	0.398	0.294	0.137	0.235	0.189	0.350	0.433	0.337	0.232	0.169	0.255	20.0	72.6	7.4
2015	0.384	0.291	0.173	0.231	0.162	0.339	0.417	0.337	0.241	0.179	0.234	20.6	71.5	7.9
2016	0.378	0.291	0.169	0.220	0.111	0.340	0.411	0.341	0.225	0.162	0.207	20.8	71.8	7.4
2017	0.375	0.292	0.156	0.213	0.103	0.333	0.409	0.344	0.224	0.158	0.200	20.7	72.3	7.0
2018	0.371	0.302	0.137	0.212	0.065	0.331	0.407	0.353	0.219	0.148	0.193	21.1	71.4	7.5
2019	0.368	0.302	0.137	0.228	0.081	0.324	0.404	0.355	0.227	0.161	0.206	21.5	70.5	8.0
2020	0.371	0.314	0.119	0.233	0.087	0.328	0.409	0.366	0.225	0.159	0.210	21.9	69.4	8.7
2021	0.380	0.318	0.126	0.242	0.097	0.335	0.414	0.376	0.232	0.174	0.221	22.1	69.6	8.3
2022	0.391	0.323	0.131	0.251	0.096	0.342	0.425	0.383	0.242	0.183	0.228	21.9	70.0	8.1
2023	0.388	0.320	0.129	0.243	0.101	0.338	0.423	0.380	0.240	0.184	0.221	21.7	70.5	7.8
均值	0.385	0.304	0.138	0.229	0.121	0.341	0.420	0.355	0.228	0.167	0.223	21.0	71.5	7.5

1. 总体与区域内差异

从总体上看,2012—2023年总体差异的基尼系数处于0.371—0.417之间,均值为0.385,呈现先降后升的趋势,省域间发展不均衡问题长期存在。第一阶段从2012年的0.417降至2019年的0.368,降幅达到11.8%,说明2012—2019年各省份的数智新质生产力发展水平的总体差异不断缩小,这可能得益于以物联网为代表的数字技术正从东部发达省份向其他地区加速扩散,以及国家层面的区域协调发展战略加大了对落后地区数字基础设施的建设力度,从而有效缩小了“数字鸿沟”。第二阶段从2019年的0.368波动上升至2023年的0.388,表明总体差异再次扩大。这种先降后升的变化轨迹反映出我国数智新质生产力发展差距在经历了一段时间的区域收敛后,近些年又出现扩大趋势,区域协调发展面临新的挑战。从整体来看,2012—2023年总体基尼系数下降了7.0%,说明长期而言区域差异仍有所改善。

在区域内差异中,东部地区作为我国数智新质生产力发展的领先区域,其内部差异最为突出,且呈现“先降后升、总体扩大”的演变特征,基尼系数从2012年的0.304小幅下降至2015年的0.291,随后上升至2022年的峰值0.323,2023年略降至0.320,均值为0.304。2012—2015年数智基础设施普及、政策均等化

推动技术扩散,逐渐缩小区域间发展差距;2015年后,随着人工智能、大数据等前沿技术的快速发展,广东、浙江、江苏等数字强省凭借其完善的创新生态和产业基础,实现了数智新质生产力的跨越式发展,而河北、海南等受限于产业结构、创新能力等因素,发展相对滞后,导致区域内部差异重新扩大。

中部地区数智新质生产力发展水平的内部差异呈现“倒U型”演变特征,基尼系数从2012年的0.115上升至2015年的0.173,2023年降至0.129,均值为0.138。2012—2015年,湖北、河南等地凭借良好的工业基础和人才优势,数智新质生产力得到快速发展,与区域内其他省份拉开了发展差距。2015年后,随着长江经济带发展战略的深入实施和产业转移进程的加速,安徽、湖南等通过积极承接东部地区数字产业转移、加大科技创新投入等措施,实现了快速发展,促使区域内部差异逐步收敛。

西部地区的内部差异则呈现波动上升的趋势,基尼系数从2012年的0.222波动上升至2023年的0.243,原因可能是四川、重庆等西南省份凭借“东数西算”国家枢纽节点建设、数字经济创新发展试验区等政策优势,在数据中心建设、人工智能产业发展等方面取得显著进展,形成了区域发展的第一梯队;与此同时,甘肃、青海等西北省份受限于基础设施、人才储备等条件,数

智新质生产力发展相对滞后,西部地区内部差异逐渐扩大。

东北地区内部差异显著缩小,基尼系数从2012年的0.178大幅下降至2023年的0.101,降幅高达43.3%,均值为0.121,为四大区域中最低水平,反映出东北地区内部各省份的数智新质生产力发展趋于均衡。

2. 区域间差异

在区域间差异方面,我国数智新质生产力发展呈现明显的分化特征。东部地区与其他区域之间的基尼系数始终维持在0.324—0.452的较高区间,说明东部地区数智新质生产力发展水平与其他地区之间存在显著的发展断层。其中东部地区与西部地区之间的发展差距最为显著,两者之间的基尼系数始终大于0.4,这表明东、西部之间的“数字鸿沟”问题依然突出。与此同时,东部与东北地区的差异呈现持续扩大的趋势,基尼系数从2012年的0.345上升至2023年的0.380。其次是东部与中部地区之间的基尼系数从2012年的0.374波动下降至2023年的0.338,在2019年达到0.324的低点,区域间的数智新质生产力发展差异呈现“先降后升、整体收敛”的趋势,表明中部地区在承接东部产业转移、推动数字化转型方面取得了一定成效,但与东部地区仍存在明显差距。而中部、西部与东北地区之间的差异相对较小,中部与西部、中部与东北地区间的差异均呈现缓慢上升趋势,分别从0.214、0.159上升至0.240、0.184;而西部与东北之间的差异呈现缓慢下降趋势,基尼系数从2012年0.253下降至2023年0.221,表明两者发展水平的相对差距有所缩小。从均值看,区域间基尼系数均值从高到低依次为:东部-西部、东部-东北、东部-中部、中部-西部、西部-东北、中部-东北,揭示出我国数智新质生产力发展呈现以东部为“核心高地”,区域差异随距离而加剧的“核心-边缘”结构。

3. 区域差异的贡献率

在贡献率方面,2012—2023年区域间差异、区域内差异和超变密度的贡献率均值分别为71.5%、21.0%和7.5%,区域间差异贡献率始终远高于区域内差异和超变密度,是我国数智新质生产力发展水平区域差异的主要来源。从变动趋势来看,区域间差异贡献率整体呈缓慢下降趋势,占比从74.5%降至70.5%;区域内差异贡献率呈稳步上升态势,占比从19.4%升至21.7%。超变密度贡献率则呈现波动上升的特点,占比从6.1%升至7.8%。因此,推动数智新质生产力平

衡发展的关键在于缩小区域间差距。

(三)空间相关性分析

1. 全局空间相关性

为了检验数智新质生产力发展是否存在空间相关性,本文采用全局莫兰指数进行检验。检验结果如表4所示,2012—2023年我国数智新质生产力发展水平的全局莫兰指数(Moran's I)全部为正,且对应的p值均小于0.05的显著性水平。这充分表明,我国数智新质生产力发展存在显著的正向空间自相关,形成“高-高”“低-低”集聚格局。从莫兰指数时序演变来看,全局莫兰指数呈现下降趋势,从2012年的0.320波动下降至2023年的0.174。这意味着在区域协调发展战略、“东数西算”等国家政策推动下,数智技术与要素跨区域流动与扩散有所增强,领先地区对周边地区的辐射带动作用开始显现,后发地区实现了局部追赶。

表4 2012—2023年全局莫兰指数及检验结果

年份	Moran's I	z统计量	p值
2012	0.320	3.479	0.000
2013	0.273	3.036	0.001
2014	0.282	3.110	0.001
2015	0.269	2.992	0.001
2016	0.254	2.883	0.002
2017	0.229	2.665	0.004
2018	0.202	2.431	0.008
2019	0.202	2.428	0.008
2020	0.179	2.172	0.015
2021	0.174	2.123	0.017
2022	0.171	2.088	0.018
2023	0.174	2.115	0.017

2. 局部空间相关性

本文进一步采用局部莫兰指数研究我国各省域的数智新质生产力发展水平的空间异质性与局部集聚特征。局部莫兰指数可将观测单元划分为四类典型空间关联类型:第一象限(“高-高”集聚)表示自身水平高且被高值区域包围;第二象限(“低-高”集聚)表示自身水平低且被高值区域包围,具有潜在溢出承接能力;第三象限(“低-低”集聚)表示自身水平低且被低值区域包围;第四象限(“高-低”集聚)表示自身水平高且被低值区域包围。绘制2012年和2023年莫兰散点图,如图2、图3所示。从分布上看,在两个时间节点上,大

多数的省份集中在一、三象限,呈现“高-高”“低-低”集聚特征。东部地区的北京、上海、江苏、浙江始终处于“高-高”集聚区内,其领先优势与区域协同效应持续强化;“低-低”集聚区所涵盖的省份数量从2012年的20个减至2023年的17个,且主要集中于中西部及东北地区。这一变化表明,尽管区域间的差异依旧显著,但空间格局已显现出初步的分散迹象,区域均衡发展仍需长期、精准的政策干预。

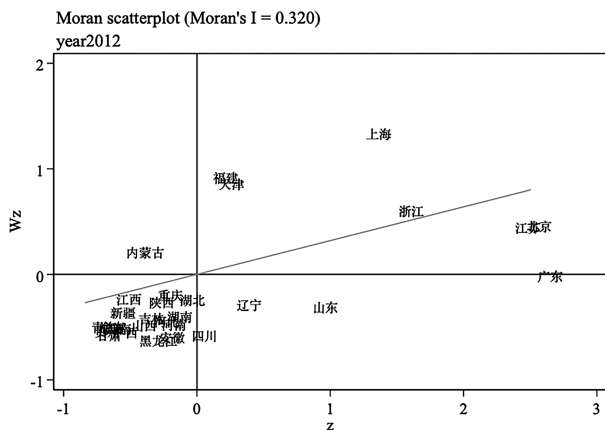


图2 2012年 Moran's I 散点图

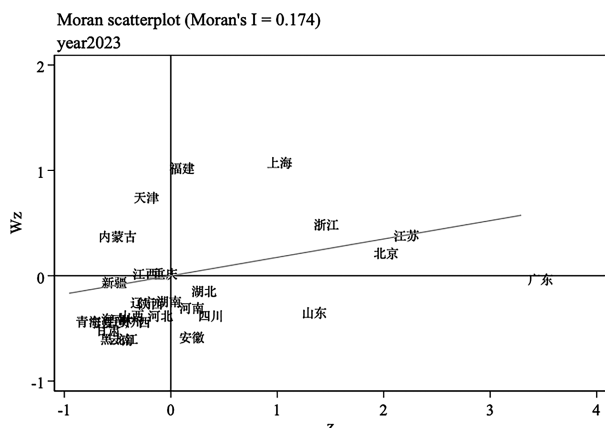


图3 2023年 Moran's I 散点图

(四) 动态演进分析

本文采用核密度估计来分析我国数智新质生产力发展水平的动态演进特征,如图4和图5所示。

1. 全国分布动态

如图4所示,从分布位置来看,全国的核密度函数曲线持续向右移动,反映全国数智新质生产力发展水平稳步提升。从主峰的演进态势来看,全国的核密度函数曲线主峰高度逐渐下降,峰宽持续拓宽,反映出数智新质生产力发展水平的分布由低水平集中向更加分散的状态转变,区域间发展差距逐渐扩大;从分布延展

性来看,全国的核密度函数曲线呈现右拖尾,说明我国数智新质生产力发展存在“头部效应”。具体而言,少数省份(如广东、北京、江苏等)的数智新质生产力发展水平显著高于全国平均水平,形成了引领发展的第一梯队,与其他省份拉开了较大差距。从极化趋势来看,由2012年的1个主峰和1个侧峰,到2023年分化为1个主峰和3个侧峰,说明多极分化现象逐渐增强。这一变化不仅反映了全国范围内数智新质生产力发展的多层次性和复杂性,也揭示出区域间差距进一步扩大,形成了更加明显的多极化格局。

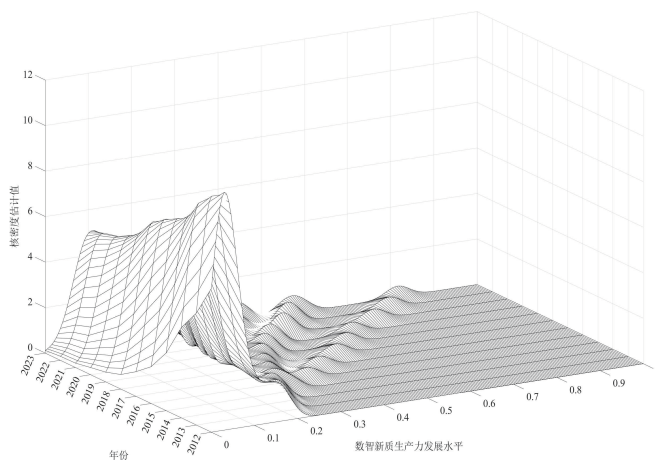


图4 2012—2023年全国数智新质生产力发展水平核密度函数曲线分布图

2. 四大地区分布动态

如图5所示,从分布位置来看,四大地区的核密度函数曲线的中心均呈现不同程度的右移趋势,其中东部地区的右移趋势最明显,表明其总体发展速度处于全国领先地位;从主峰演进态势来看,四大地区的核密度函数曲线主峰高度均呈现下降趋势,主峰宽度逐渐扩大。这表明,四大地区的数智新质生产力整体发展水平有所提升,但内部分化加剧。从分布延展性来看,除东北地区外,东部、中部和西部地区的核密度曲线均呈现明显的右拖尾现象,表明这些地区内部部分省份数智新质生产力水平显著提升,而东北地区在考察期内无明显拖尾现象,反映出其整体发展水平提升有限。从极化趋势来看,2012—2018年,东部、中部和西部地区均为“单峰”形态,之后东部分化为“三峰”结构,极化程度显著增强,中部与西部逐渐分化出1个侧峰。

(五) 转移趋势分析

1. 传统马尔科夫链

为揭示数智新质生产力发展水平的动态演进特

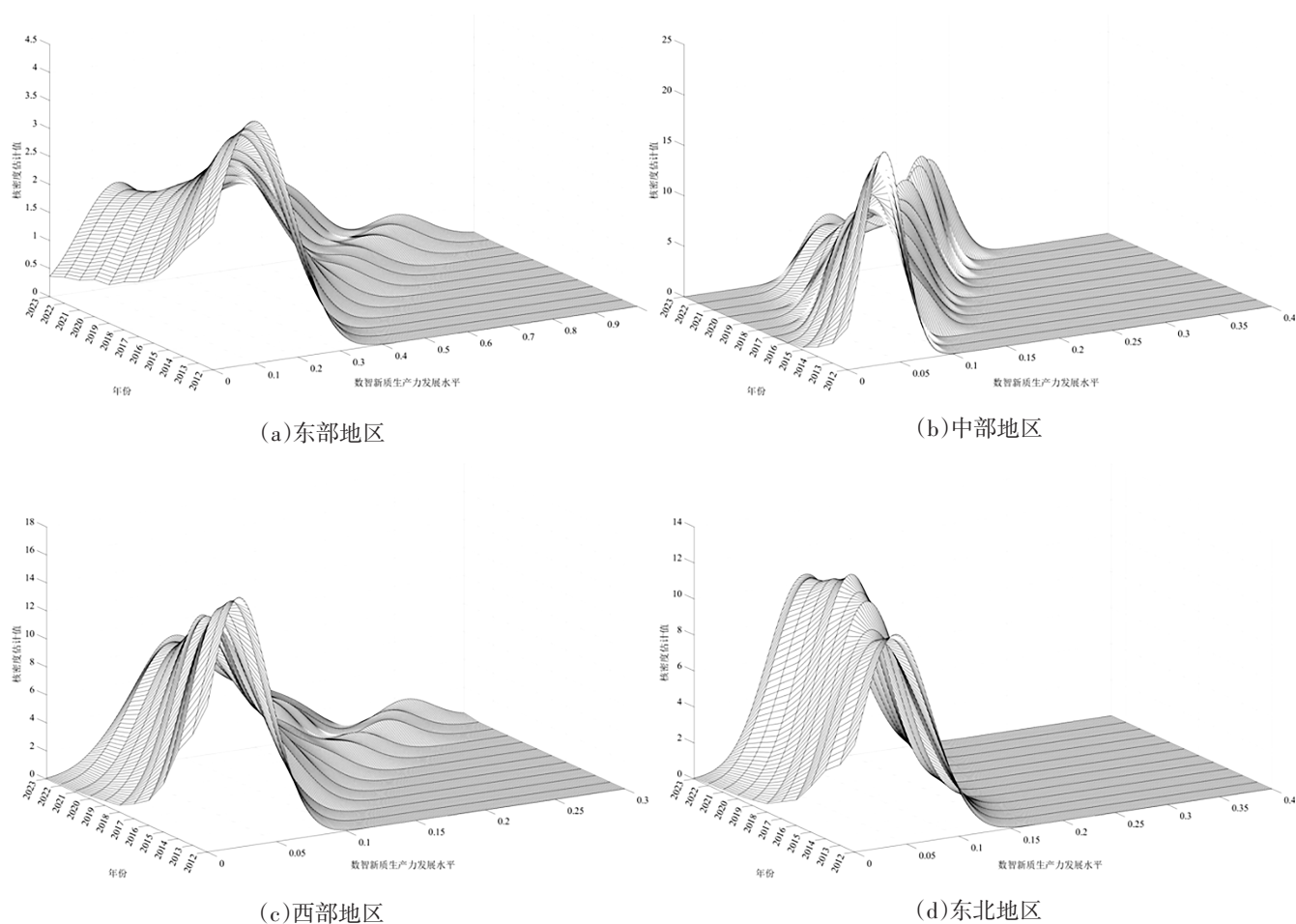


图5 2012—2023年四大地区数智新质生产力发展水平核密度函数曲线分布图

征,首先基于传统马尔科夫链,测算各地区在不同时期的状态转移概率。将数智新质生产力发展水平按照四分位数划分为Ⅰ(低水平)、Ⅱ(中低水平)、Ⅲ(中高水平)、Ⅳ(高水平)四种类型,通过计算状态转移概率矩阵,考查各地区在相邻时期内的类型变动趋势。

由表5可以看出,数智新质生产力发展表现出显著的稳定性和等级锁定现象。传统马尔科夫链的概率转移矩阵的对角线元素处于较高水平且明显高于非对角线元素,其中Ⅰ类地区维持原状态的概率为0.775,Ⅱ类地区为0.747,Ⅲ类地区为0.821,而Ⅳ类地区更是高达1.000。这表明各地区的发展水平一旦形成,便具有较强的自我强化机制,短期内难以发生根本性改变。值得注意的是,高水平地区呈现出明显的“锁定效应”,未观测到任何向下转移的趋势,反映出数智新质生产力发展的高水平地区具有极强的竞争优势与固化特征。

状态转移主要发生在相邻层级之间,Ⅰ类和Ⅱ类

地区具有较强的向上跃迁能力,Ⅰ类有0.225的概率升至Ⅱ类,Ⅱ类有0.253的概率升至Ⅲ类,Ⅲ类地区只有0.167的概率升至Ⅳ类且有0.013的概率降至Ⅱ类。说明数智新质生产力发展水平的提升是一个循序渐进的累积过程,需要通过持续的要素积累与条件改善才能实现层级突破。

2. 空间马尔科夫链

考虑到地理邻近性可能对区域数智新质生产力的发展产生重要影响,本文进一步采用空间马尔科夫链,将地区在不同空间滞后条件下的状态转移概率进行分解,揭示邻近地区发展水平对本地演进路径的影响。

首先,若邻区为Ⅰ类地区,本地为Ⅰ类的省份向Ⅱ类跃迁的概率降至0.140,低于传统情形下的0.225;本地为Ⅱ类的省份向Ⅲ类地区跃迁的概率降至0.200,低于传统情形下的0.253。表明低水平区域集群易形成“拖累效应”,抑制数智新质生产力的发展。当邻区为Ⅱ类或Ⅲ类地区时,Ⅰ类向Ⅱ类跃迁的概率与传统相

比有明显提升,体现出明显的正向空间溢出效应。值得注意的是,当邻区为Ⅳ类地区时,本地为Ⅰ类的省份向Ⅱ类跃迁的概率降至0.167,表明被更高水平邻居环绕并未带来更强的上升动力。

综上,引入空间滞后项后,邻近地区的发展水平对本地演进路径产生了深刻影响。当与中高或相近水平区域为邻时,正向溢出效应有助于提升本地向上的流动性;但当被更高水平的邻域环绕时,低水平地区并未获得更强的上升动力,反而可能因人才、资本与技术等要素被“虹吸”而陷入发展困境。这表明数智新质生产力发展水平的动态演进既受制于自身发展基础的路径依赖,也受到邻域发展水平的影响。

表5 马尔科夫概率转移矩阵

	空间滞后类型	t/(t+1)	I	II	III	IV	观测值
传统	无滞后	I	0.775	0.225	0.000	0.000	89
		II	0.000	0.747	0.253	0.000	87
		III	0.000	0.013	0.821	0.167	78
		IV	0.000	0.000	0.000	1.000	76
空间	I	I	0.861	0.140	0.000	0.000	43
		II	0.000	0.800	0.200	0.000	10
		III	0.000	0.000	0.500	0.500	2
		IV	0.000	0.000	0.000	1.000	3
	II	I	0.700	0.300	0.000	0.000	30
		II	0.000	0.750	0.250	0.000	32
		III	0.000	0.077	0.769	0.154	13
		IV	0.000	0.000	0.000	1.000	7
	III	I	0.600	0.400	0.000	0.000	10
		II	0.000	0.765	0.235	0.000	34
		III	0.000	0.000	0.879	0.121	33
		IV	0.000	0.000	0.000	1.000	24
	IV	I	0.833	0.167	0.000	0.000	6
		II	0.000	0.636	0.364	0.000	11
		III	0.000	0.000	0.800	0.200	30
		IV	0.000	0.000	0.000	1.000	42

五、结论与建议

(一)研究结论

基于数智新质生产力发展水平评价指标体系,采用熵值法测度我国各省份的数智新质生产力发展水平,运用Dagum基尼系数及其分解方法、核密度估计、莫兰指数等方法,研究我国30个省份的数智新质生产力发展水平及其区域差异与时空演进特征,得到以下结论:第一,我国数智新质生产力发展水平总体呈稳步

上升态势,但区域分化格局显著,呈现“东强西弱、中部追赶、东北滞后”的特征,东部地区发展水平显著高于全国平均水平。第二,总体基尼系数呈“先降后升”趋势,区域间差异是总差异的首要来源,平均贡献率达71.5%,其次是区域内差异和超变密度。区域内的基尼系数不平衡问题日益凸显,东部内部差异最为明显。第三,数智新质生产力具有显著的正向空间自相关性,呈现“高-高”与“低-低”集聚格局。第四,全国及四大地区的核密度函数曲线中心整体呈右移趋势,并存在右拖尾现象,除东北地区外,均呈现两极化或多极化分布趋势。第五,通过传统和空间马尔科夫链分析,发现数智新质生产力发展具有显著的稳定性和等级锁定,其动态演进不仅受自身路径依赖制约,还受邻近地区发展水平的影响,相近水平邻区能产生正向溢出效应,而高水平邻区反而可能因“虹吸效应”抑制低水平地区的升级动力。

(二)政策建议

基于以上研究结论,为更好地推动数智新质生产力发展,本文提出以下政策建议:

第一,全面提升国家数智基础能力,充分发挥数智技术的创新驱动作用。一方面,加快构建全国一体化算力体系,统筹推进5G、工业互联网、物联网及算力中心等新型基础设施建设,健全数据要素基础制度,培育统一、高效、安全的一体化数据要素市场,完善确权、流通、交易、分配与安全治理全链条制度,推动数据资源从“资源化”向“资产化”“资本化”演进,释放数据要素的乘数效应与创新潜能。另一方面,推动人工智能、大数据、云计算等前沿技术深度嵌入研发、生产、流通、消费全链条,聚焦制造业、农业、能源、交通等重点领域加速传统产业智能化、高端化、绿色化改造,前瞻布局量子科技、生物制造、具身智能、脑机接口等未来产业,培育具有全球竞争力的数字产业集群,并鼓励“人工智能+”场景创新,将技术成果从实验室推向生产线,切实将数智潜力转化为现实生产力。

第二,实施差异化区域发展战略,推动数智新质生产力协调发展。各地应立足本地资源禀赋、产业基础与发展阶段,分类精准施策,构建梯次递进、优势互补的发展格局。东部地区应持续强化技术创新与高端产业引领,发挥作为数智新质生产力核心引擎的辐射带动功能,着力推动广东、北京、江苏、浙江等数智新质生产力领先地区,通过技术溢出、平台共享、人才流动、产业链协作、“数字飞地”等机制,主动向中西部地区及东

北地区输出成熟的数智新质生产力发展范式、要素资源与制度经验;中部地区应加快数字基础设施建设,积极承接产业与要素转移,提升发展速度;西部地区应依托算力枢纽布局,发展特色数字经济,夯实发展底座;东北地区应以智能制造为主攻方向,激活传统产业与科教资源,加快补齐发展短板,全面提升区域发展协调性。

第三,建立动态监测与预警机制,破除等级锁定与路径依赖。针对数智新质生产力发展存在显著状态稳定性与层级锁定效应,且向上跃迁难度随层级提升显著增大的特征,应构建年度动态评估体系,对地区发展状态进行实时追踪。结合空间马尔科夫链与莫兰指数揭示的空间自相关性,差异化引导区域互动:鼓励高水平集聚区通过共建数智产业园、开放技术平台、联合研发项目等方式,同周边中低水平地区实施补偿性合作,将“虹吸”转化为“辐射”,形成利益共享机制;针对“低-低”集聚区困境,应搭建跨区域协同发展平台,推动其主动嵌入邻近高水平地区的产业链、创新链与数据链,借助外部势能突破内生动力不足的瓶颈;对中低水平地区,尤其是长期处于低水平但被高水平地区包围的“洼地”,应及时启动预警响应机制,采取定向干预措施减缓要素流失。◆

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]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(6):137-148.
- [3]胡莹.新质生产力的内涵、特点及路径探析[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(5):36-45+2.
- [4]郭朝先,陈小艳,彭莉.新质生产力助推现代化产业体系建设研究[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024,44(4):1-11.
- [5]陈昆亭,何媛媛,赵立,等.新质生产力的可持续发展研究[J].新经济,2025(8):5-16.
- [6]梁爽,谭清美.新质生产力赋能低空经济现代化产业体系建设的实践路径[J].江苏社会科学,2026(1):68-76.
- [7]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.
- [8]王钢,郭文旌.新质生产力对经济高质量发展的影响效应检验[J].统计与决策,2026,42(3):23-28.
- [9]张林.新质生产力与中国式现代化的动力[J].经济学家,2024(3):15-24.
- [10]刘雅静.中国式现代化视域下新质生产力:理论渊源、价值意蕴与推进路向[J].改革与战略,2024,40(2):26-37.
- [11]王升臻.新质生产力赋能中国式现代化的理论逻辑与实践路径[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2025,43(3):125-134.
- [12]宋凤轩,王丽.新质生产力对共同富裕的影响研究:基于“创富”效应与“共富”效应的机制分析[J].经济问题,2025(10):11-20.
- [13]曾祥明,陈夏楠.新质生产力发展赋能共同富裕的逻辑机理与实践进路:基于马克思主义生产力理论的当代审视[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2025,52(5):1-8.
- [14]任庆忠,秦启钰,凌艳涛,等.新质生产力发展水平的时空演变与区域差异研究[J].创新科技,2025,25(10):40-60.
- [15]冯永琦,林凤峰.数据要素赋能新质生产力:理论逻辑与实践路径[J].经济学家,2024(5):15-24.
- [16]何立华,谢陆阳.数字化水平何以赋能新质生产力发展:来自2009-2022年中国285个城市的经验证据[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2026,46(1):124-134+186.
- [17]王宇.以新促质:战略性新兴产业与未来产业的有效培育[J].人民论坛,2024(2):32-35.
- [18]刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(3):4-11.
- [19]姜朝晖,金紫薇.教育赋能新质生产力:理论逻辑与实践路径[J].重庆高教研究,2024,12(1):108-117.
- [20]郑强,胡明茜.数字金融赋能新质生产力发展:理论逻辑、现实困境与突破路径[J].改革,2025(5):78-89.
- [21]李潇翔,卢锐.绿色转型赋能新质生产力发展的动力机制与实践路径[J].现代经济探讨,2025(4):92-99.
- [22]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.
- [23]朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(3):44-53.
- [24]曹雷.中国新质生产力发展的时空演进与区域差异[J].统计理论与实践,2025(12):13-21.
- [25]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),2024,30(3):1-17.
- [26]孔琳,柳欣雨,王月.“双碳”目标下新质生产力对城市碳减排的影响研究[J].生态经济,2026,42(1):25-36.
- [27]单宇,许晖,周连喜,等.数智赋能:危机情境下组织韧性如何形成?:基于林清轩转危为机的探索性案例研究[J].管理世界,2021,37(3):84-104+7.
- [28]陈剑,刘运辉.数智化使能运营管理变革:从供应链到供应链生态系统[J].管理世界,2021,37(11):227-240+14.
- [29]王秉.何为数智:数智概念的多重含义研究[J].情报杂志,2023,42(7):71-76.
- [30]王嘉祯,韩有鹏,常远,等.黄河流域数智化发展水平测度与时空演变特征研究[J].人民黄河,2025,47(8):62-66+75.
- [31]袁亮,张姝琦,何伟军,等.长江经济带数智化水平对绿色全要素生产率的影响研究[J].长江流域资源与环境,2025,34

(5):923-936.

[32]刘亮,阮俊杰,庄海涛.数智化赋能长三角城市群绿色发展的效应研究[J].经济地理,2024,44(9):123-132.

[33]张秀娥,王卫,于泳波.数智化转型对企业新质生产力的影

响研究[J].科学学研究,2025,43(5):943-954.

[34]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,2024,41(6):5-25.

Digital-Intelligent New Quality Productivity: Measurement, Regional Disparities and Temporal-Spatial Evolution Characteristics

Xue Jie, Xie Pengxiang, Li Dongju

Abstract: Based on the connotation of digital-intelligent new quality productive forces, this paper constructs an evaluation index system for its development level from two dimensions: substantive factors and permeable factors. The entropy method is adopted to measure the development level of digital-intelligent new quality productive forces in 30 provincial-level regions of China from 2012 to 2023. Methods including the Dagum Gini coefficient, kernel density estimation and Moran's I index are applied to analyze the regional disparities and temporal-spatial evolution characteristics. The results show that during the research period, the development level of digital-intelligent new quality productive forces nationwide and in the four major regions rises steadily, yet prominent regional differentiation exists, forming a pattern of "strong east, weak west, catching-up central region and lagging northeast region". The overall regional disparities fluctuate downward with a trend of "declining first and then rising", inter-regional disparities act as the primary source, while intra-regional imbalance becomes increasingly prominent. Significant high-high and low-low agglomeration features can be observed spatially. Except for the Northeast region, the whole country and other regions show varying degrees of differentiation trends. The development of digital-intelligent new quality productive forces bears strong stability and hierarchy lock-in effect, which is affected by its own path dependence as well as the development level of neighboring regions. Accordingly, coordinated efforts should be made in consolidating digital-intelligent infrastructure, optimizing regional layout and improving dynamic monitoring to fully unlock digital and intelligent potential and boost the coordinated development of digital-intelligent new quality productive forces.

Key words: Digital-Intelligent New Quality Productive Forces; Development Level; Regional Disparities; Temporal-Spatial Evolution

(责任编辑:田雨)

营商环境、技术创新与区域经济高质量发展

刘敬伟¹,王 睿²,饶廷义¹

(1. 茅台学院 工商管理学院, 贵州 遵义 564507; 2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要:一流的营商环境能为经济高质量发展提供有力支撑。基于2017—2023年全国30个省份的面板数据,构建固定效应模型和中介效应模型,深入考察营商环境对区域经济高质量发展的影响及技术创新的中介作用机制。研究发现:营商环境的优化能够促进技术创新,进而显著促进区域经济高质量发展,稳健性检验与机制检验均支持该结论,且营商环境对高质量发展的促进作用具有明显的区域异质性与经济发展水平异质性。最后,从持续优化营商环境、加强技术创新激励、实施差异化战略布局等方面提出相应的政策建议。

关键词:营商环境;技术创新;高质量发展;中介效应模型

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)06-0017-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.06.002

一、引言

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。营商环境的持续优化,是解放和发展社会生产力、加速构建现代化经济体系、推动高质量发展的重要支撑^[1]。党的二十届四中全会审议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》,并明确提出“充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,构建统一、开放、竞争、有序的市场体系,建设法治经济、信用经济,打造市场化法治化国际化一流营商环境”。营商环境作为制度供给的重要组成部分,涵盖政务服务、市场准入、公平竞争、法治保障等多方面内容,已成为衡量区域经济发展软实力的重要指标。营商环境作为企业发展的外部制度保障,已不再局限于传统的“行政效率”,对技术创新、资源配置、成果转化等具有深远影响,正逐步形成新的创新生态体系。营商环境如何转化为创新动能并带动区域经济高质量发展是当前理论研究和政策实践的重要命题。

二、文献综述

在推动区域经济高质量发展的实践进程中,营商环境构成关键制度支撑,优化营商环境能够提升区域经济的发展质量。贺大兴和王静(2020)^[2]依托固定效应模型、系统广义矩估计等计量方法,系统探究了营商环境对投资结构、产业结构、高新技术创新、金融深化进程、能源环境治理、性别平等推进及经济增长表现的多重影响。王静和贺大兴(2022)^[3]研究发现,营商环境对经济增长存在显著正向驱动效应,且该效应在高收入经济体中表现得更为突出。钱丽等(2022)^[4]根据市场化、便利化、法治化及国际化四大维度,构建起省域层面的营商环境评价指标体系,实证检验了营商环境对中国经济高质量发展的非线性作用机制。杜运周等(2022)^[5]深度剖析我国城市层面营商环境生态与全要素生产率之间的内在关联机制,为中国城市优化营商环境、探索统一大市场背景下高质量发展的多元路径提供了坚实的理论依据与清晰的实践方向。张曾莲和孟苗苗(2022)^[6]以2011—2017年省级面板数据为基

基金项目:国家社会科学基金教育学西部项目“数智时代西部地区产业工人技能形成机理与教育嵌入研究”(XJA250363)

作者简介:刘敬伟,男,博士,教授,研究方向为统计与计量分析;王睿,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域经济与战略管理;饶廷义,女,研究方向为市场营销。

础,系统剖析了营商环境影响经济高质量发展的内在作用机制,提出营商环境可通过提升科技创新能力,进而驱动经济高质量发展。杨巧和蒋勇(2023)^[7]运用Tobit回归分析与中介效应模型,实证检验营商环境对经济高质量发展的作用效果,并据此提出持续优化并完善营商环境是筑牢新发展格局、驱动经济高质量发展的关键举措。刘新智等(2024)^[8]基于2011—2020年我国281个城市的面板数据,分析了营商环境与经济高质量发展的耦合协调发展态势。张陆和张泽野(2025)^[9]以中国营商环境试评价为准自然实验,借助多期双重差分模型探究营商环境评价对城市经济高质量发展的影响路径及作用机制,发现营商环境评价能够对城市经济高质量发展产生显著促进作用。对于技术创新与高质量发展关系的研究,学者们重点考察了技术创新、产业结构升级的独立影响效应与协同作用效果,研究结论表明技术创新活动可有效助推区域经济高质量发展,认为技术创新为我国经济与社会发展提供了重要支撑^[10-12]。也有研究验证了教育投入通过技术创新促进经济高质量发展的作用机制^[13]。产业集聚与技术创新均可对经济高质量发展产生显著推动作用,并且产业集聚能够借助技术创新这一传导路径发挥中介效应^[14]。同时,数字经济与技术创新均对高质量发展具有显著助推作用,且数字经济可通过技术创新产生中介传导效果^[15]。技术创新对城市经济增长质量存在显著正向影响,但这种影响在不同城市间呈现明显的异质性特征^[16]。

营商环境作为制度体系的核心构成要素,是影响企业投资效率、资源配置能力及创新活力的关键因素。许志端和阮舟一龙(2019)^[17]研究发现,持续推进营商环境优化能够带动企业增加技术研发投入,且随着营商环境改善的逐步深化,研发投入对企业绩效的提升作用将更为凸显。王智新等(2021)^[18]利用世界银行数据,实证考察了营商环境改善举措对企业技术创新实践活动的影响效果,结果证实营商环境的持续优化能够显著提升企业的技术创新能力。许坚和沙添越(2022)^[19]采用固定效应模型实证探析了营商环境与全要素生产率的关联,结果表明营商环境的持续优化能够显著提升全要素生产率。

通过文献梳理可以发现,现有相关研究结论趋于一致,即营商环境优化能够对经济高质量发展产生显著助推效应,技术创新也对经济高质量发展有显著的影响。但针对营商环境与区域经济高质量发展的内在

作用路径,以技术创新作为机制变量的研究尚不多见。因此,本文以技术创新为中介变量,遵循营商环境的优化能够促进技术创新进而促进区域经济高质量发展的理论逻辑,深入分析营商环境对区域经济高质量发展的影响,以丰富相关研究,并为推动区域经济高质量发展提供理论支撑与实证借鉴。

三、理论分析与研究假设

(一)营商环境与区域经济高质量发展

营商环境优化是制度创新的关键,能够依靠多元机制推动区域经济高质量发展。从制度经济学视角出发,营商环境的优化能够显著降低交易成本,如简化行政审批流程、强化产权保护以及提高司法透明度,直接减少企业在市场准入和生产经营过程中的非生产性摩擦。制度性障碍的破除促使资本、劳动力等要素更高效地流入高附加值领域,推动资源配置从粗放式扩张向集约化转型。世界银行发布的《营商环境报告2024》显示,商事登记效率每提升1个标准差,可使企业投资率提高5%—10%,这证实了制度优化对市场活力的直接释放作用。同时,营商环境的优化能增强要素市场的流动性,吸引外资投入以及技术密集型产业的聚集,形成“制度竞争—要素提升—产业升级”的良性循环。这类要素的重新配置不但能增强区域经济韧性,而且能凭借技术外溢作用推动本地产业链现代化进程,为高质量发展增加结构性动力。据此,提出如下假设:

H1:营商环境优化对区域经济高质量发展具有显著正向影响。

(二)营商环境与技术创新

就营商环境对技术创新的作用效应而言,大量文献^[20-22]证实,优质的营商环境可以促进技术创新。优质营商环境往往伴随着日趋完善的融资生态,这既能拓展企业融资路径,帮助企业筹措更多创新活动所需资金,又能缓解研发投入环节潜在的信息失衡问题,提升研发有效性,为技术创新筑牢资金与效率根基。优质营商环境能够构建公平透明的市场生态,既能够改善企业的生产运营条件,还可大幅削减制度性交易成本,同时有效压缩行政审批的办理时长,助力企业摆脱“寻租”困扰,进而将更多时间与精力投入自身内部治理以及技术创新活动中,推动技术创新稳步开展^[23-24]。优质营商环境能够推动政府提供高效便捷的公共服务,降低企业在创新资源获取环节产生的交易成本,提升创新活动的盈利空间,激发企业创新意愿,促使企业

加大创新要素投入力度,为技术创新的持续开展注入动力。除此之外,推进市场化进程是助力企业技术创新的关键,不仅能有效带动企业开展长期研发投资,而且企业间的激烈竞争关系能保障研发投入的持续性。因此,客观上企业创新激励离不开更高市场化进程发展,企业为维系或强化自身市场竞争优势,会进一步增加研发资源投入,从而为技术创新提供稳定且持久的支撑^[25]。总而言之,营商环境与技术创新之间是紧密联系、互相促进的,良好的营商环境从多个方面为技术创新创造了有利条件。据此,提出如下假设:

H2:营商环境对技术创新具有积极促进作用。

(三)营商环境、技术创新与区域经济高质量发展

营商环境优化能激励技术创新进而间接赋能经济高质量发展。内生增长理论强调,制度环境是创新活动的核心保障。环境规制的标准化和绿色技术扶持政策能推动企业从“高耗能”模式向低碳化转型,契合区域高质量发展的可持续目标。这种“制度优化—创新驱动—区域发展”的传导链条,不仅提升了经济发展质量,还通过生态效益外溢增强了区域发展的包容性和竞争性。新结构经济学强调,营商环境改善带来的制度红利须通过生产力维度的突破才能实现经济价值。当地区形成完善的创新生态系统时,制度优化产生的成本节约会通过企业研发投入转化为技术进步,进而引发产业结构的“创造性破坏”。据此,提出如下假设:

H3:技术创新在营商环境与区域经济高质量发展中具有中介效应。

四、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量

区域经济高质量发展(Hqd)。借鉴孙豪等(2020)^[26]的研究,从创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展和共享发展五个方面构建区域经济高质量发展指数作为被解释变量,具体指标体系见表1。

2.核心解释变量

营商环境($BusEnv$)。借鉴熊凯军(2020)^[27]的方法,从政府治理环境、外商投资环境和法治建设环境三个层面进行衡量。政府治理环境采用地区财政收入与地区公职人员总数的比值来衡量,外商投资环境采用地区外商投资金额与地区总投资额的比值来衡量,法治建设环境采用地区的执业律师人员数占地区总人数的比重来衡量。

3.中介变量

技术创新($TechInn$)。技术创新变量一般以R&D经费支出总额、技术市场成交额及专利申请授权数量为基础构建。本文借鉴谭赛(2021)^[28]的做法,使用专利数据作为代理变量,即采用各省份每年的发明、实用新型、外观设计三种专利授权数与申请受理数的比值来衡量该地区的技术创新水平。

4.控制变量

参考相关研究,本文引入以下控制变量:产业结构高级化($Indus$),用第三产业增加值/第二产业增加值来表示,反映产业重心转移的程度;金融发展水平(Fin),用金融机构存贷款余额/GDP来表示,主要反映金融体系的成熟程度、发展状态以及对经济社会的贡献;财政支持力度($Fiscal$),采用财政一般预算支出与地区总产值的比值来衡量。

(二)模型构建

基准模型采用如下面板数据回归模型:

$$Hqd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BusEnv_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Hqd_{it} 是被解释变量,表示*i*省份*t*年的经济高质量发展水平; $BusEnv_{it}$ 是核心解释变量,表示*i*省份*t*年的营商环境水平; $controls$ 表示一系列控制变量,包括产业结构高级化($Indus$)、金融发展水平(Fin)以及财政支持力度($Fiscal$); μ_i 和 λ_t 分别表示省份固定效应和时间固定效应; ε_{it} 是随机误差项。

为进一步探讨技术创新在营商环境与区域经济高质量发展的中介作用,在式(1)的基础上构建以下中介效应模型:

$$TechInn_{it} = \beta_0 + \beta_1 BusEnv_{it} + \beta_2 controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Hqd_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BusEnv_{it} + \gamma_2 TechInn_{it} + \gamma_3 controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $TechInn_{it}$ 为中介变量,表示*i*省份*t*年的技术创新水平,其余各变量的含义同式(1)。

(三)数据来源

以2017—2023年中国30个省份(不含港澳台及西藏)为研究对象。数据主要来源于国家统计局、商务部、国家知识产权局、《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、《中国能源统计年鉴》、中国营商环境评估报告以及UN Comtrade数据库。对个别缺失的样本数据,运用插值法进行填补处理,个别变量进行了Z-score标准化,同时对个别变量采取取对数的形式以减少异方差的影响。各变量的描述性统计结果见表2。

表1 区域经济高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	属性
创新发展	GDP 增长率	CDP 增长率(%)	+
	研发投入强度	规模以上工业企业研发费用占 GDP 比重(%)	+
	投资效率	投资率与 GDP 增长率的比值	-
	技术交易	技术市场成交额占 GDP 比重(%)	+
协调发展	需求结构	社会消费品零售总额占 GDP 比重(%)	+
	城乡结构	城镇化率(%)	+
	产业结构	第三产业增加值占 GDP 比重(%)	+
	政府债务	政府债务余额占 GDP 比重(%)	-
绿色发展	能源消费弹性	能源消费增长率/GDP 增长率	-
	单位产出废水排放量	废水排放总量占 GDP 比重(%)	-
	单位产出废气排放量	二氧化硫排放量占 GDP 比重(%)	-
开放发展	外贸依存度	进出口总额占 GDP 比重(%)	+
	外商投资	实际利用外资占 CDP 比重(%)	+
	市场化程度	市场化指数	+
共享发展	劳动者报酬	劳动者报酬占 GDP 比重(%)	+
	居民收入增长弹性	居民人均可支配收入增长率/GDP 增长率	+
	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出与农村居民人均消费支出之比	-
	民生性财政支出	教育支出、医疗卫生支出、住房保障支出、社会保障和就业支出占财政预算支出的比重(%)	+

五、实证分析

(一)基准回归结果

在做基准回归之前,首先运用 F 检验和 Hausman 检验来选择面板数据模型的类型。F 检验的结果为 F (29,176)=59.68,Prob>F=0.0000,Hausman 检验结果的 chi2(4)=61.07,Prob>chi2=0.0000,均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,因此,应建立固定效应模型来做基准回归分析。基准回归结果如表 3 所示。

由表 3 可知,在样本期内,营商环境对区域经济高质量发展有显著的促进作用,回归系数为正且在 1% 的水平上显著,表明优化营商环境能够促进区域经济高质量发展。因此,假设 H1 得到验证。

(二)稳健性检验

1. 替换被解释变量

高质量发展是基于新发展理念的发展路径,强调经济、社会、环境的协调发展。高质量发展为新质生产力提供了目标和方向,而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,没有新质生产力,高质量发展也就失去了基础。因此,基于稳健性考虑,以省域新质生产力水平替换区域高质量发展指标。具体来说,借鉴曹雷(2025)^[29]的研究,运用新质生产力发展水平综合指数来替换高质量发展水平,进

行稳健性检验,回归结果见表 4 列(1)。结果表明,回归系数依然在 5% 的显著性水平上显著,说明回归结果具有稳健性。

2. 调整样本

直辖市因其具有独特的政治层级及政策资源,可能导致回归结果存在偏误。因此,基于稳健性考虑,剔除北京、上海、天津、重庆四个直辖市后再次进行回归,结果见表 4 列(2)。可知,回归系数仍然在 1% 的显著性水平上显著,且回归系数没有发生太大变化,这进一步表明,营商环境优化对区域经济高质量发展具有显著的正向影响。

3. 缩尾处理

为了排除极端值可能造成的影响,对变量进行 1% 水平的双边缩尾处理,结果如表 4 列(3)所示。在对样本进行缩尾处理后,营商环境对区域高质量发展的影响依然在 1% 的显著性水平上显著,表明回归结果具有稳健性。

(三)异质性分析

1. 区域异质性

由于东部、中部和西部地区在地理位置、资源禀赋、产业结构等诸多方面存在较大差异,因此,参考相关文献的普遍做法,对区域异质性进行回归分

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	区域经济高质量发展	<i>Hqd</i>	210	0.256	0.096	0.144	0.575
核心解释变量	营商环境	<i>BusEnv</i>	210	3.530	0.623	2.511	5.749
中介变量	技术创新	<i>TechInn</i>	210	10.840	1.261	7.365	13.679
控制变量	产业结构高级化	<i>Indus</i>	210	1.545	0.805	0.755	5.690
	金融发展水平	<i>Fin</i>	210	1.686	0.402	0.942	2.774
	财政支持力度	<i>Fiscal</i>	210	0.252	0.103	0.105	0.642

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>Hqd</i>	(2) <i>Hqd</i>	(3) <i>Hqd</i>	(4) <i>Hqd</i>
<i>BusEnv</i>	0.038*** (3.640)	0.041*** (4.168)	0.029*** (3.814)	0.016** (2.407)
<i>Indus</i>		0.044*** (5.083)	0.005 (0.709)	0.016** (2.441)
<i>Fin</i>			0.068*** (11.289)	0.062*** (11.718)
<i>Fiscal</i>				-0.272*** (-7.550)
常数项	0.121*** (3.268)	0.044 (1.149)	0.031 (1.079)	0.137*** (4.745)
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	210	210	210	210
R ²	0.069	0.187	0.527	0.643

注:括号内为t值,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下表同。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) 替换被解释变量	(2) 调整样本	(3) 缩尾处理
<i>BusEnv</i>	0.013** (1.999)	0.015*** (1.970)	0.015*** (1.864)
常数项	0.166** (4.831)	0.163*** (5.367)	0.178*** (4.384)
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	210	180	210
R ²	0.566	0.597	0.262

析,具体结果如表5列(1)一(3)所示。结果显示,营商环境对区域经济高质量发展的影响在不同地区之间存在明显的差异。东部和西部的回归系数分别为0.022和0.027,且均在10%的显著性水平上显著;中部地区的回归系数为负且不显著。具体来说,营商环境对区域经济高质量发展的作用效果具有显著的区域性差异,在东部和西部省份,良好的营商环境能够有效促进该地区的经济高质量发展,而在中部地区营商环境对区域经济高质量发展的影响不明显。

2. 经济发展水平异质性

由于各省份之间存在经济发展程度的不平衡性,参考邓金钱和张娜(2022)^[30]的做法,以各省份人均GDP的中位数为划分依据,把30个省份划分为经济较发达地区和经济欠发达地区,重新进行回归分析以检验营商环境对区域经济高质量发展的异质性影响,回归结果如表5列(4)―(5)所示。可以看出,相较于经济较发达地区,营商环境对经济欠发达地区高质量发展的影响为负。

(四)机制检验

结合前文的营商环境影响经济高质量发展的作用机理分析,本文采用中介效应模型,检验技术创新在营商环境与区域经济高质量发展之间的中介效应,结果如表6所示。

表6列(1)为基准回归结果,营商环境的回归系数估计值为0.016,在5%的显著性水平上呈现正相关;列(2)展示的是营商环境对技术创新的影响,在1%的显著性水平上正相关,验证了假设H2,即营商环境对技术创新具有促进作用;列(3)展示的是技术创新对区域经济高质量发展的影响,在10%的显著性水平上显著,表明技术创新在营商环境与区域经济高质量发展之间具有中介效应。

技术创新在营商环境作用于区域经济高质量发展中的重要作用表现在专利产出数量、R&D投入强度和绿色技术应用等方面。专利产出数量作为技术创新成果的核心载体,其增减直接反映了区域创新活力与成果转化效率,是衡量技术创新对经济发展支撑力度的重要标尺。R&D投入强度不仅决定技术创新的

持续性与深度,更能推动创新要素的集聚与优化配置,为营商环境向创新友好型转型提供内在动力。技术创新尤其是绿色技术的突破与应用,能够破解经济发展与生态保护的矛盾,助力区域构建低耗高效的发展模式,契合高质量发展的核心要义。值得注意的是,营商环境的优化完善对技术创新提升与发展质量进阶具有显著的赋能效应。中介效应模型显示,营商环境能够通过影响技术创新水平间接促进区域经济高质量发展,体现出技术创新在“制度—发展”链条中具有关键传导作用。

六、结论与建议

(一)研究结论

基于2017—2023年中国30个省份的面板数据,选取固定效应模型与中介效应模型作为实证分析工具,系统剖析了营商环境、技术创新与区域经济高质量发展三者的内在关联。主要结论如下:其一,营商环境对区域经济高质量发展具有显著且稳健的正向驱动作用。良好的营商环境能够通过降低市场交易成本、规范市场竞争秩序、提升资源配置效率等方式,为区域经济高质量发展筑牢制度基础。其二,技术创新同样对区域经济高质量发展具有显著正向影响。作为经济增长的核心动力,技术创新能够推动产业结构升级、提升全要素生产率、培育经济增长新动能,直接赋能区域经济高质量发展。其三,在营商环境作用于区域经济高质量发展的传导路径中,技术创新起到了有效的中介作用,即营商环境不仅能直接驱动区域经济高质量发展,还可通过激励技术创新活动间接促进区域经济高质量发展。

表5 异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 经济发达地区	(5) 经济欠发达地区
<i>BusEnv</i>	0.022 [*]	-0.011	0.027 [*]	0.033 ^{**}	-0.021 [*]
	(1.787)	(-1.112)	(1.954)	(1.754)	(-1.002)
常数项	0.211 ^{***}	0.232 ^{***}	0.055	0.035 [*]	0.132 ^{**}
	(4.239)	(5.358)	(0.984)	(0.903)	(5.148)
N	70	42	98	105	105
R ²	0.732	0.906	0.528	0.628	0.816

(二)政策建议

根据我国区域经济发展实际,结合上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,持续优化营商环境。坚持市场化、法治化、国际化原则,立足市场主体现实需求,聚焦转变政府职

能这一核心,创新机制体制,加强协同联动,完善法治建设,瞄准国际先进水平,为各类市场投资主体构建稳定、公平、透明且可预期的良好环境。持续推进流程优化与制度集成,提升跨层级、跨区域政务协同效能。强化数字政务基础设施建设,构建以企业生命周期为导

表6 机制检验结果

变量	(1) <i>Hdq</i>	(2) <i>TechInn</i>	(3) <i>Hqd</i>
<i>BusEnv</i>	0.016** (2.407)	0.552*** (2.774)	0.011* (1.680)
<i>TechInn</i>			0.009*** (3.712)
常数项	0.137*** (4.745)	9.610*** (11.410)	0.048 (1.305)
省份固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	210	210	210
R ²	0.643	0.483	0.669

向的服务链条,将企业开办、资质办理、税务登记等高频事项纳入统一平台管理,推动政务服务从“能办”转向“易办、速办”。在产权保护方面,构建覆盖企业全生命周期的多元保护体系,针对知识产权侵权行为增强惩处力度,完善跨部门执法协同机制,提高行政执法效率。在科技类中小企业聚集区域,构建知识产权快速维权途径,降低企业维权成本与试错风险。政府在财政采购、政策融资方面应构建“信用+合规”筛选机制,减少非制度性干扰,提升制度预期稳定性,激发民营企业长期投入和创新布局的积极性。

第二,加强技术创新激励。我国区域间技术创新能力分布不均,存在“强者愈强、弱者难进”的结构问题。东部地区拥有高水平高校、科研院所及成熟产业链,R&D资源和高端人才高度聚集。中西部地区财政能力与科研基础受限,创新活动投入明显不足。应通过转移支付、产业引导基金以及税收优惠等方式加强对中西部地区和非中心城市的创新激励支持,从而改善地区间创新资源配置失衡情况。构建以产业化导向为核心的技术创新支撑体系,重点推进产业技术研究院、新型研发机构以及科技成果转化平台等载体建设,全面打通“基础研究—中试应用—批量生产”的创新链路。推动高等院校与企业携手打造联合实践基地,提升基础研究和市场需求的协同程度。对于中小企业而言,可通过创新奖励政策以及公共服务平台免费开放等方式降低创新门槛,拓宽其在地方产业链内的成长空间。

第三,实施差异化战略布局。我国区域经济与创新能力存在明显梯度,单一标准难以适应差异化发展需求,东部地区制度基础稳固、创新基础雄厚,应引导

其进一步向区域创新中心转型,通过建设高水平创新平台和全国技术交易市场,实现从成果产出向成果辐射的转变,带动周边区域共享技术红利。此类区域还应积极承担国家级重大科研项目、高端制造试点等任务,提升全国创新体系的整体效率与韧性。对于中西部地区或中小城市,应以“承接+培育”为导向,在承接东部溢出产业与创新资源时注重制度“托底”,包括完善中小企业融资机制、人才安居政策、地方产业技术标准体系建设等基础性制度供给,提升其对创新要素的吸附力,避免同质化竞争和资源的重复投入。还应加强区域之间的创新协作机制建设,推动东部与西部地区建立“技术联盟+制度合作”的联动平台,通过设立联合研发基金、异地孵化机制和技术共享平台,实现不同区域在创新过程中的优势互补、成果互用,推动从“区域分割”向“网络协同”演化,促进区域经济协调发展与创新要素高效流动。◆

参考文献:

- [1]刘思明,张世瑾,朱惠东.国家创新驱动动力测度及其经济高质量发展效应研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(4):3-23.
- [2]贺大兴,王静.营商环境与经济高质量发展:指标体系与实证研究[J].上海对外经贸大学学报,2020,27(6):51-62.
- [3]王静,贺大兴.营商环境、非对称竞争效应和高质量发展:基于动态面板空间计量的研究[J].福建论坛(人文社会科学版),2022(3):82-98.
- [4]钱丽,魏圆圆,肖仁桥.营商环境对中国省域经济高质量发展的非线性影响:二元创新的调节效应[J].科技进步与对策,2022,39(8):39-47.
- [5]杜运周,刘秋辰,陈凯薇,等.营商环境生态、全要素生产率与城市高质量发展的多元模式:基于复杂系统观的组态分析[J].管理世界,2022,38(9):127-145.
- [6]张曾莲,孟苗苗.营商环境、科技创新与经济高质量发展:基于对外开放调节效应的省级面板数据实证分析[J].宏观质量研究,2022,10(2):100-112.
- [7]杨巧,蒋勇.营商环境对经济高质量发展的影响:来自跨国面板数据的证据[J].国际商务研究,2023,44(4):17-29.
- [8]刘新智,黎佩雨,周韩梅.营商环境与经济高质量发展的耦合协调研究[J].统计与决策,2024,40(14):68-73.
- [9]张陆,张泽野.营商环境评价对城市经济高质量发展的影响:基于“中国营商环境试评价”的准自然实验[J].华东经济管理,2025,39(3):1-10.
- [10]马昱,邱苑华,王昕宇.高技术产业集聚、技术创新对经济高质量发展效应研究:基于面板平滑转换回归模型[J].工业技术经济,2020,39(2):13-20.

- [11]任晓燕,杨水利.技术创新、产业结构升级与经济高质量发展:基于独立效应和协同效应的测度分析[J].华东经济管理,2020,34(11):72-80.
- [12]李春艳,孟维站,成蕾.全方位推动技术创新有效促进经济高质量发展[J].宏观经济管理,2020(12):31-36.
- [13]桑倩倩,栗玉香.教育投入、技术创新与经济高质量发展:来自237个地级市的经验证据[J].求是学刊,2021,48(3):86-99.
- [14]刘新智,张鹏飞,史晓宇.产业集聚、技术创新与经济高质量发展:基于我国五大城市群的实证研究[J].改革,2022(4):68-87.
- [15]黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023,58(3):97-115.
- [16]薛阳,牛子正,段洪文,等.数字经济、技术创新与高质量发展[J].统计与决策,2023,39(21):96-102.
- [17]许志端,阮舟一龙.营商环境、技术创新和企业绩效:基于我国省级层面的经验证据[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2019(5):123-134.
- [18]王智新,赵沙俊一,朱磊.营商环境改善对企业技术创新的影响:来自中国企业微观层面的经验证据[J].财经理论与实践,2021,42(1):117-124.
- [19]许坚,沙添越.营商环境、技术创新与全要素生产率[J].调研世界,2022(4):49-57.
- [20]代涵硕,白茹,郑文杰.营商环境对企业技术创新效率影响的研究:以高技术制造业为例[J].统计理论与实践,2023(11):59-64.
- [21]何凌云,陶东杰.营商环境会影响企业研发投入吗?:基于世界银行调查数据的实证分析[J].江西财经大学学报,2018(3):50-57.
- [22]纪晓丽.市场化进程、法制环境与技术创新[J].科研管理,2011,32(5):8-16.
- [23]曹雷.新发展格局下河南省现代服务业竞争力评价及提升研究[J].统计理论与实践,2023(7):44-50.
- [24]顾茂华,苏日娜,袁岚,等.技术创新变化、资源耗竭与经济可持续发展最优路径:基于随机性内生增长理论模型的构建与推理[J].系统管理学报,2017,26(3):418-427.
- [25]蒋自然,段文奇,张建珍.杭州数字化转型:历程、经验及启示[J].全球城市研究(中英文),2022,3(1):128-139+192-193.
- [26]孙豪,桂河清,杨冬.中国省域经济高质量发展的测度与评价[J].浙江社会科学,2020(8):4-14+155.
- [27]熊凯军.营商环境、政府支持与企业创新产出效率:基于技术比较优势的视角[J].首都经济贸易大学学报,2020,22(6):83-93.
- [28]谭赛.对外直接投资对全要素生产率的空间效应估计[J].统计与决策,2021,37(17):135-139.
- [29]曹雷.中国新质生产力发展的时空演进与区域差异[J].统计理论与实践,2025(12):13-21.
- [30]邓金钱,张娜.数字普惠金融缓解城乡收入不平等了吗[J].农业技术经济,2022(6):77-93.

Business Environment, Technological Innovation and High-Quality Development of Regional Economy

Liu Jingwei, Wang Rui, Rao Tingyi

Abstract: A first-class business environment can provide strong support for high-quality economic development. Based on panel data from 30 provinces across China between 2017 and 2023, this study constructs fixed-effects models and mediation models to examine in depth the impact of the business environment on regional high-quality economic development, as well as the mediating role of technological innovation. The findings indicate that improving the business environment promotes technological innovation, which in turn significantly fosters high-quality regional economic development. Robustness and mechanism tests both support this conclusion, and the positive effect of the business environment on high-quality development exhibits clear regional heterogeneity and differences across levels of economic development. Finally, policy recommendations are proposed, including continuous optimization of the business environment, enhanced incentives for technological innovation, and differentiated strategic planning.

Key words: Business Environment; Technological Innovation; High-Quality Development; Mediating Effect Model

(责任编辑:田雨)

公共数据开放对企业数字技术创新的影响研究

姚 晨

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要:在实数深度融合的背景下,公共数据开放作为新型生产要素,对破解企业数字技术创新低端锁定困境具有重要价值。基于2012—2022年中国A股上市公司数据,构建多期双重差分模型,将地方政府公共数据开放平台上线作为准自然实验,实证检验公共数据开放对企业数字技术创新的驱动效应及其作用路径。研究发现:公共数据开放能够通过外部信息价值赋能与内部认知导向重塑双重路径显著提升企业数字技术创新水平;其驱动效应在非国有企业、技术导向型企业和数字化水平较低的企业中更为显著;此外,数字基础设施越好、财政自给率越高的地区,公共数据开放的驱动效应也越强。为此,应从推进公共数据开放利用的制度化、市场化、普惠化建设,强化企业对公共数据的利用和转化,制定差异化、有针对性的提升策略三方面入手,更好地释放数据红利。

关键词:实数融合;公共数据开放;新型生产要素;数字技术创新

中图分类号:F272.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)06-0025-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.06.003

一、引言

以大数据分析技术、分布式云计算架构及深度学习算法为代表的数字创新要素持续迭代升级,通过产业数字化与数字产业化双轮驱动机制,加速与传统经济形态形成深度融合发展格局,进而构筑起支撑我国现代化经济体系建设的新型动力系统。尽管近年来我国数字技术创新取得一定进展和突破,但《2023全球数字科技技术发展研究报告》显示,我国数字技术专利中评估价值低于30万美元的低附加值专利占比高达98%,相较美日韩等国在数字技术高价值授权专利数量上仍具有显著差距。究其原因,传统生产要素的边际产出效率已呈现递减趋势,导致企业普遍面临人力资本结构性短缺、研发资本持续性投入不足、核心技术攻关能力薄弱等内生困境。

数字技术与经济社会的深度融合显著提升了信息采集、整理及存储效能,驱动海量数据汇入要素市场,成为培育新质生产力、激发企业数字技术创新的基础

战略资源。《数字中国发展报告(2023年)》显示,2023年我国非结构数据爆发式增长,全国数据生产总量达32.85ZB,同比增长22.4%。其中公共数据作为规模最大、覆盖最广的要素类别,在数据要素配置中发挥基础性和引领性作用。然而,受限于部门壁垒的存在,大量公共数据处于“沉睡”状态,其要素价值难以充分释放,形成资源错配与利用低效的困境。在高质量发展目标导向下,重构公共数据要素配置体系,有助于充分释放数据的潜在价值、实现要素的高效供给,为企业打破数字技术创新低端锁定困局提供坚实支撑。

二、文献综述

当前学术界对数字技术创新的研究主要有三个层面。在数字技术创新的测度层面:数字技术创新往往难以通过企业的常规性财务披露文件实现有效量化,导致企业层面的创新活动存在测量效度不足的困境。既有研究尝试构建多维测量体系,包括特定产业专利数据、专利文本分析以及调查数据等^[1-3]。在数

基金项目:河南省哲学社会科学基金青年专项“河南公共数据开放驱动企业数字创新的机制与路径研究”(2025CJJ192)。

作者简介:姚晨,女,博士,副研究员,研究方向为数字创新、组织管理。

字技术创新的诱发因素层面:市场主体通过跨地域协作网络中的知识共享与要素整合,持续集成多维度的技术要素,有效激活数字技术创新^[4]。国家给予的“智能制造政策”“信息消费试点”“知识产权保护试点”等政策支持也是提升企业数字技术创新水平的重要因素^[5-7]。在数据要素驱动企业数字技术创新层面:Blackburn等(2017)^[8]研究表明,在突破传统要素约束的技术转型中,数字化技术创新通常需历经持续的动态调整和反复试错。通过整合数据资源,企业可隐性地实现生产流程优化及研发周期压缩,从而增强创新动能。综上,现有文献虽然从多个层面对数字技术创新进行了解析,但仍存在以下有待拓展之处:第一,现有研究尚未就数字技术创新的测量标准达成共识,这种操作上的模糊性易引发数字技术创新被低估或者被泛化两类系统性偏误。第二,针对数据要素驱动数字技术创新的相关研究多聚焦于企业构建专属信息架构、设立专责部门等内部治理路径^[9],探讨组织内数据管理对数字技术创新的驱动效应,但对公共数据资源的共享与系统性利用尚未有充分的研究。第三,已有研究大多从优化营商环境或者破除资源垄断的某一方面进行机制分析,对驱动企业数字技术创新的传导机制缺乏系统阐释和实证研究。

基于以上分析,本文以2012—2022年A股上市企业为研究对象,以各城市公共数据平台上线为准自然实验,实证检验公共数据开放对企业数字技术创新的作用路径及影响。本文可能的边际贡献体现在:第一,在企业数字技术创新测度上,依托国际专利分类(IPC)体系的技术属性框架,通过解析技术领域层面的创新特征,筛选与数字技术核心要素高度关联的专利成果,补充现有文献测度不足的问题。第二,在公共数据开放赋能企业数字技术创新的作用机制上,从外部层面提供信息价值以降低创新不确定性、内部层面培育高管数字创新导向的双重路径入手,做出系统性归纳提炼。第三,丰富了公共数据生产要素价值创造作用的理论分析与经验证据,为政府优化数字经济相关政策和企业制定数字技术创新战略提供新见解。

三、理论分析与研究假设

(一)公共数据开放对企业数字技术创新的直接影响

相较于传统技术创新,企业在推进数字技术创新活动时需应对更为显著的不确定性、风险性以及资源限制与成本负担。首先,数字技术创新的开放架构与

动态交互属性决定了其系统复杂性,这种特性不仅可能引发研发冗余投资,还会放大创新成果的不可预测性^[10]。其次,数字技术创新呈现技术叠加、系统整合及内生演化等特征,要求企业具备跨领域技术储备与知识积累^[11]。尤其当涉及技术融合时,企业须配置多学科研发团队并构建复合型知识库^[12],这既加剧了技术准入障碍,也导致人力资本与技术投资的边际成本递增。鉴于此,即便企业存在内在创新动力,但在缺乏系统性政策支持与制度保障的前提下,企业数字技术创新将面临较大的困境。

当前,公共数据开放正释放出巨大的制度红利,其对企业数字技术创新的资源限制与成本负担具有显著纾解效应。从要素供给视角分析,政府主导的公共数据开放能够为市场主体提供基础性数据资源与系统性要素支撑。政府作为多维度数据资源的集中持有者,掌握涵盖宏观经济战略、中观产业运行及微观市场活动的多维数据资源,其跨领域、多模态的结构特征赋予数据体系显著的公共价值^[13]。此类数据资源如果仅通过企业独立进行收集,难度较大且成本较高,在数据安全方面也可能违反数据治理的规定,引发法律风险,这些隐患会进一步增加企业的管理成本和运营压力^[14]。公共数据开放政策通过制度性安排将此类战略性资源转化为基础性生产要素,使企业能够聚焦于数据价值的深度挖掘与创新应用开发,从而实现研发成本显著缩减与创新准入壁垒有效弱化。从创新环境视角分析,公共数据开放可促进多元主体间要素流通与协同创新网络构建,进而形成有机联动的产业价值共创体系。这一制度安排能够有效激活市场主体的创新动能,激励各类组织持续开拓技术方案创新与实践场域构建。通过跨域协同研发模式,企业可与科研院所、产业链上下游建立战略联盟^[15],在攻克共性技术瓶颈、孵化新兴业态、重构业务流程等方面形成合力,由此系统性提升数字技术创新效能。据此,本文提出如下假设:

假设1:公共数据开放能够促进企业数字技术创新。

(二)公共数据开放对企业数字技术创新的间接影响

数字技术创新作为具有较高风险属性与资本密集特征的投资行为,其推进过程易受外部制度环境波动的影响。公共数据开放能够为市场主体提供多维信息支持,从而有效缓解数字技术创新过程的不确定性。创新理论强调,创新过程伴随显著的不确定性特征,而

组织学习机制被视为企业应对此类不确定性的核心策略。基于 Huber (1991)^[16] 的研究框架,信息获取与知识重构成组织学习能力的核心要素,企业需通过信息资源的获取、整合及深度处理,形成动态环境下的创新适应力。因此,组织学习理论指出,知识资源的系统性开发与整合应用构成企业创新能力的核心要素^[17]。值得关注的是,数据要素驱动效率提高的本质,在于其蕴含的有效信息经过系统化提炼与创造性应用后,能够有效消减企业创新活动中的不确定性风险^[18]。公共数据开放平台不仅释放政府部门在履行公共服务职能过程中积累的涵盖企业运营、行业动态及市场交易等信息的标准化数据,同时共享涉及政策制定流程、执行评估报告等非标准化文本资料。此类行政信息的透明化进程显著增强了企业不确定性感知能力,具体表现为:第一,通过压缩信息搜寻的时空约束,削减数据获取的边际成本;第二,依托政府数据的公信力与完整性,缓解信息甄别和验证的成本^[19]。在此机制下,企业可将冗余资源配置转向技术创新活动,从而提升创新投入的帕累托效率。值得强调的是,依托人口特征、职业结构、消费偏好与财政收支等跨维度行政数据,市场主体能够构建系统的宏观监测框架,深度解析市场需求的动态变迁与竞争态势的结构性调整。在数字技术创新的过程中,企业一方面借助实时市场信号捕捉,动态优化研发要素的空间配置,抑制数字技术创新中的系统性风险^[20];另一方面,能够有效预判并规避外部环境波动引发的负向影响,通过优化调整创新目标,缓解数字技术创新过程中的决策模糊性^[21]。据此,本文提出如下假设:

假设2:公共数据开放能够通过降低不确定性,进而促进企业数字技术创新。

公共数据开放能够优化企业高管对数字技术创新的战略导向,进而驱动企业数字技术创新能力的系统性提升。首先,公共数据开放通过信息赋能机制,增强高管对外部政策、市场动态及技术趋势的洞察力,有利于高管识别数字技术创新机会,从而强化其数字技术创新决策的精准性与前瞻性^[22]。其次,公共数据开放增加了高管的数字技术创新注意力,促使其将资源向高风险、高回报的数字技术研发领域倾斜。与此同时,在企业内部增强高管对数字技术创新的关注度,借助制度设计、资源调配与文化塑造三重机制,推动数字技术创新导向在战略决策、部门协作及执行层面的同步深化,最终建立覆盖全组织的认知框架^[11]。最后,公共

数据开放通过创设数据应用场景,激发高管对数字技术与其他生产要素融合的创新路径探索,例如通过机器学习分析公共数据以优化产品设计或服务模式,进而推动专利技术向数字化方向渗透。显然,高管数字创新导向能够驱动组织治理机制与企业价值体系结构性重构,实现从传统运营模式向数字开发范式的系统性转型,通过战略层面引导智能化技术开发与数字化产品服务的迭代升级,此类变革能够有效构建组织在数字技术应用与创新领域的核心竞争优势^[23]。据此,本文提出如下假设:

假设3:公共数据开放能够通过强化高管数字技术创新导向,进而促进企业数字技术创新。

四、研究设计

(一)模型设定

为检验公共数据开放对企业数字技术创新的影响,本文构建的基准模型如下:

$$Diginnov_{it} = \beta_0 + \beta_1 Dataopen_{c,t} + \beta_2 Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \nu_p + \varepsilon_{it,p} \quad (1)$$

其中, $Diginnov_{it}$ 表示企业*i*在时期*t*的数字技术创新水平; $Dataopen_{c,t}$ 表示公共数据开放平台上线的虚拟变量,当企业*i*所在的城市*c*在*t*年上线公共数据开放平台则赋值为1,否则赋值为0; $Control_{it}$ 表示可能影响数字创新的一系列控制变量; β_j 表示式中相关变量的回归系数; λ_i 表示企业不可观测的个体固定效应; μ_t 表示时间固定效应; ν_p 为行业固定效应; $\varepsilon_{it,p}$ 表示随机扰动项。

前文的理论机制分析揭示,公共数据开放经由两条路径,即缓解创新活动中的不确定性以及培育高管层面的数字技术驱动导向,进而对企业层面的数字技术创新施加影响。为检验上述传导过程,本文构建如下中介效应计量模型:

$$Z_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Diginnov_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \nu_p + \varepsilon_{it,p} \quad (2)$$

其中, Z_{it} 代表拟考察的中介机制变量; γ_i 为待估参数,若估计得到的 γ_1 在统计意义上表现显著,则说明公共数据开放的确能够通过该机制变量发挥赋能作用,即中介路径获得实证支持。

(二)变量选取

1.被解释变量:数字技术创新($Diginnov$)

本文基于陶锋等(2023)^[24]的研究,尝试从专利IPC编码层面构建企业数字技术创新的跨层级识别体系。具体为,依托专利IPC编码对技术领域特征的准

确刻画,结合《数字经济核心产业分类与国际专利分类关系表(2023)》,构建“国民经济行业分类—IPC技术类别—数字经济核心产业分类”对照关系,精准识别企业专利数据中的数字技术创新,并按年度在企业层面进行加总,最终以企业数字技术专利申请数加1的自然对数衡量其数字技术创新。

2. 解释变量:公共数据开放(Dataopen)

本文依托主流搜索引擎(如百度)系统采集企业注

册城市公共数据开放平台的上线信息:首先限定目标平台域名后缀为gov.cn,确保其由地市级及以上行政层级政府主导建设与维护,符合集约化管理特征;其次采用“城市名+数据共享/政务数据集/开放数据资源”组合检索策略,全面获取各区域平台开通年份;最终通过多源交叉验证与逻辑一致性检验形成属地化企业数据库,依据城市公共数据平台正式上线年度生成虚拟变量(已开通年度赋值为1,否则为0)。

表1 变量的描述性统计

类型	变量	样本数	均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	数字技术创新(Diginnov)	10842	5.5117	871.0000	0.0000	28.4271
解释变量	公共数据开放(Dataopen)	10842	0.4399	1.0000	0.0000	0.4963
控制变量	资产负债率(Lev)	10842	0.4287	0.9076	0.0381	0.1926
	现金比率(Cash)	10842	0.0504	0.2668	-0.2015	0.0629
	营收增长(Growth)	10842	0.1482	4.7278	-0.6734	0.3731
	机构持股比例(Inst)	10842	0.4371	0.9214	0.0010	0.2479
	产权比率(Der)	10842	1.0558	9.8304	0.0396	1.0857
	资产净利润率(Roa)	10842	0.0351	0.2223	-0.5562	0.0597
	产业结构(Is)	10842	1.6270	5.3481	0.2052	1.0668
	对外开放程度(Open)	10842	3.9997	12.5689	0.7788	1.6809
	政府科学技术支出(Gov_Tech)	10842	4.2485	17.1682	0.0772	2.5563
	人力资本水平(Edu)	10842	2.9418	3.6635	1.6094	0.3111

3. 控制变量

本文从企业和城市两个层面对影响企业数字技术创新的其他变量进行控制。在企业层面选取资产负债率、现金比率、营收增长、机构持股比例、产权比率、资产净利润率6个控制变量。在城市层面选择产业结构、对外开放程度、政府科学技术支出、人力资本水平4个控制变量。考虑到样本在城市内部可能存在的相关性,本文通过滞后一期处理将控制变量纳入回归模型,以有效弱化内生性偏误对结果的影响。针对样本在城市内部的潜在关联,本文将标准误聚类在城市层面。变量的描述性统计如表1所示。

五、实证分析

(一)基准回归结果

表2呈现了公共数据开放对企业数字技术创新影响的基准模型估计结果。列(1)在未控制固定效应的情况下,核心解释变量的系数呈现正向显著性。列(2)引入多维固定效应后,参数估计值仍保持正向显著特征,证实公共数据开放对企业数字技术创新存在促进效应。列(3)进一步纳入城市特征与企业属性等协变量后,结果显示核心变量的显著性和作用方向没有发

生变化。由此可见,公共数据开放将数据要素深度融入数字技术前瞻识别、信息汇聚、运行模式重构等数字化进程,能够推动企业在数字技术创新层面实现快速突破与质效提升。由此,假设1得证。

(二)平行趋势检验

使用多期双重差分模型进行回归,要求若不存在外部政策冲击,处理组和控制组企业的数字技术创新应呈现相同变化趋势。然而公共数据开放政策的选择可能是非随机的,这可能会导致内生性问题。如果某地区企业的数字技术创新水平较高,那么可以推断该地区经济较为发达,政府开放公共数据的意愿和能力也就越强。为验证本文的结果是由公共数据开放平台上线这一政策驱动而非区域特征驱动,本文借鉴王永进和冯笑(2018)^[25]的做法,使用事件研究法对平行趋势假设进行检验。

为了规避时间距离变量间的多重共线性,此处参考彭远怀(2023)^[26]的做法,以公共数据开放前1期作为基期。平行趋势检验结果见图1,在政策实施前,实验组和对照组的各期回归系数均不显著,说明平行趋势假设成立。在公共数据开放之后,实验组与对照组

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Diginnov</i>	(2) <i>Diginnov</i>	(3) <i>Diginnov</i>
<i>Dataopen</i>	2.040*** (0.497)	1.409* (0.785)	1.586** (0.747)
<i>Lev</i>			27.894** (11.865)
<i>Cash</i>			18.671** (10.117)
<i>Growth</i>			-0.976 (0.920)
<i>Inst</i>			3.933** (1.775)
<i>Der</i>			-1.90** (0.794)
<i>Roa</i>			24.369** (10.536)
<i>Is</i>			0.482 (1.544)
<i>Open</i>			6.216 (32.668)
<i>Gov_Tech</i>			0.120 (0.344)
<i>Edu</i>			5.133 (26.113)
个体固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	是	是
N	10842	10842	10842
R ²	0.013	0.062	0.082

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为标准误。下表同。

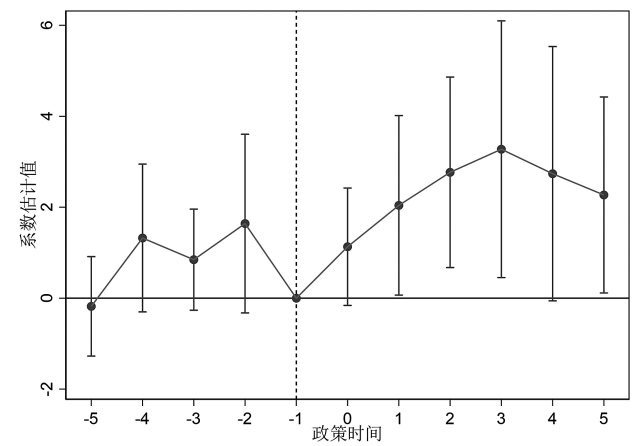


图1 平行趋势检验

的数字技术创新水平差异逐渐扩大,且回归系数开始正向显著,表明公共数据开放对提升企业数字技术创新水平具有显著正向影响,从而验证了基准回归结果的可靠性。

(三)安慰剂检验

公共数据开放和数字技术创新之间的关联性可能面临统计伪相关风险,即实施数据开放政策的区域可能因内生性选择偏差导致数字技术创新水平存在先验优势,而非政策干预的直接效应。为此,本文采用反事实推断框架对估计结果进行稳健性验证。具体步骤为:首先,基于蒙特卡洛模拟法构建虚拟政策场景,在各城市时间序列中随机生成替代性政策实施时点,并按照原始实验组规模随机抽取对应数量的虚拟处理城市;其次,将重构的面板数据代入双重差分模型进行参数估计,形成反事实情境下的政策效应模拟值;最后,通过500次迭代抽样获得虚拟政策系数的概率密度分布(见图2)。

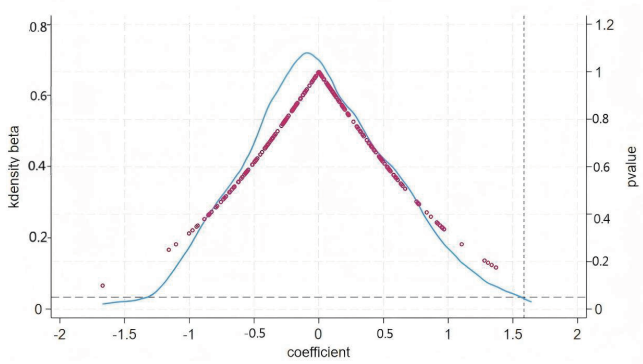


图2 安慰剂检验

由图2可知,随机抽样回归结果显示参数估计量呈现以零点为集中趋势的正态分布特征,且重复抽样所得效应值明显低于基准回归结果,同时对应P值未通过10%显著性阈值。上述经验证据证实公共数据开放对企业数字技术创新的提升作用并非由随机因素驱动,再次验证基准回归结果是稳健的。

(四)其他稳健性检验

1.PSM-DID

在公共数据开放平台建立之前,当控制组和处理组中企业的属性呈现显著异质性时,可能引发双重差分估计产生样本自选择效应。这种组间特征的系统性差异,将削弱政策冲击效应的因果推断效度,需通过倾向得分匹配对初始样本进行预处理,以消除可观测量导致的非对称分布问题。为此,本文选取微观企业

层面的6个控制变量作为匹配变量,建立横截面倾向评分匹配(PSM)模型。首先,针对试点地区的企业样本,运用1:1邻近匹配算法筛选满足协变量重叠假设的对照组,剔除不符合协变量平衡阈值的观测单元,从而得到新数据集。其次,协变量平衡性检验表明(见图3),匹配后各变量标准化均值偏差较匹配前显著收窄,绝对值均低于10%阈值。共同支持域分析显示,处理组与对照组样本在取值范围内高度重叠,非重叠区样本集中于零值邻域。最后,运用多时点DID方法对匹配成功样本进行回归,由表3列(1)可知,消除选择偏误后,核心结论保持稳健。

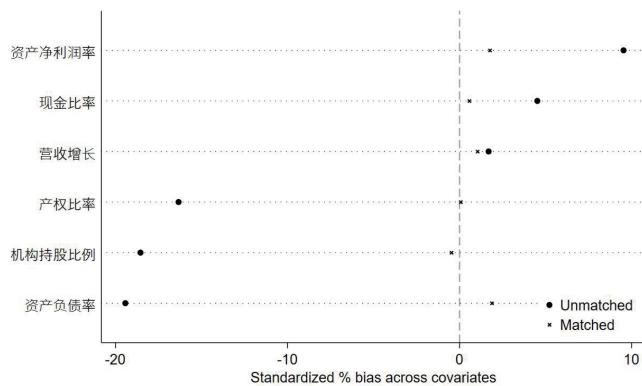


图3 匹配变量平衡性检验结果

表3 稳健性检验结果

变量	(1) PSM-DID	(2) 双重聚类	(3) 解释变量 滞后一期	(4) 增加控制 变量
<i>Dataopen</i>	1.781* (1.044)	2.171* (1.278)	1.907** (0.851)	5.697* (2.914)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	8860	10842	9766	10842
R ²	0.098	0.016	0.075	0.043

2. 采用双重聚类标准误

鉴于研究样本覆盖的时间周期较长,基准模型既可能面临地区截面依赖的干扰,也可能存在时序自相关导致的参数估计偏差。为此,本文采用时间和地区双重聚类方法调整标准误估计再次进行检验。表3列(2)结果表明,公共数据开放对企业数字技术创新的促进效应,与基准回归结果保持一致,表明在有效排除聚类层级异质性对结论的潜在偏误后,本文研究的核心解释变量因果效应是可靠的。

3. 解释变量滞后一期

企业数字技术创新活动从研发投入、专利布局到价值实现需较长周期,因此公共数据开放对企业数字技术创新的影响可能存在时滞效应。为解决创新活动时滞引致的内生性干扰,本文引入解释变量的一阶滞后项重新按基准模型进行估计。从表3列(3)可以看出,滞后一期的结果也显著为正,说明公共数据开放政策对企业数字技术创新的影响存在时滞性,这与动态效应结果一致。

4. 增加控制变量

考虑同一时期与之相关的“宽带中国”、国家级大数据综合试验区、创新城市试点、信息惠民试点城市等政策的影响,城市层面的经济、教育发展水平和科技投入等因素会与本文企业数字技术创新变量产生关联。因此,本文新增人均受教育程度、科学技术水平、经济发展水平、互联网普及率、环境规制强度等城市层面变量作为新的控制变量,重新进行多时点双重差分检验。表3列(4)显示,公共数据开放的回归结果依然显著为正。

表4 作用机制检验结果

变量	(1) 经济政策 不确定性	(2) 新注册 企业数量	(3) 高管数字 创新导向
<i>Dataopen</i>	-0.012** (0.006)	0.363*** (0.048)	0.021** (0.008)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
N	9721	10842	9775
R ²	0.045	0.552	0.735

六、作用机制检验

(一) 外部层面的作用机制检验

作为以理性决策为导向的市场主体,企业在战略制定过程中需要综合考量成本与预期收益的关系。政府实施的宏观经济政策会显著改变市场主体的成本收益预期,政策体系的频繁调整将导致企业面临适应性困难。公共数据开放的核心功能在于降低市场主体与公共制度间的信息不对称性,从而缓解外部经济环境的不确定性因素。本文借鉴聂辉华等(2020)^[27]的方法,借助上市企业年度财务报告中披露的文本信息,构建指标来测度企业所面临的经济政策不确定性。表4列(1)的回归结果显示,公共数据开放能够显著降低企

业面临的经济政策不确定性。这表明,公共数据开放平台通过标准化运营数据与非标准化文本资料的协同释放,显著降低了信息搜寻与验证成本,破解了企业数字技术创新活动固有的不确定性困境。

沈坤荣和林剑威(2025)^[21]指出,新生市场主体的风险感知强度显著高于成熟企业。公共数据开放通过消减制度环境不确定性,对区域创新创业生态系统产生正向激励效应,表现为促进新注册企业数量的增加。表4列(2)以城市各行业的新企业进入数量对数值为被解释变量,公共数据开放的系数在1%水平上显著为正,与理论预期高度契合。由此,假设2得证。

(二)内部层面的作用机制检验

依据动态能力理论,企业管理层会依据制度环境变化信号调整未来预期。在公共数据开放释放清晰、强烈、权威的政策信号后,企业往往主动适应政策导向,优化其战略关注重心,特别是强化数字技术创新领域的资源投入,以此实现与国家数字化战略部署的协同发展。参考操友根等(2024)^[28]的做法,通过构建包含人工智能、区块链、云计算、大数据及流程创新等维度的词库,系统分析上市公司年报中“管理层讨论与分析”板块的文本特征。采用数字技术关键词在文本段落中的所占比重,量化企业高管团队的数字技术创新导向。由表4列(3)可知,公共数据开放对高管数字技术创新导向有显著的促进作用。表明公共数据开放强化了决策层对数字技术创新的战略关注,这种制度安排能够有效拓展企业对数字前沿技术趋势的感知能力,并提高其对数字技术创新机会的捕捉能力。由此,假设3得证。

七、异质性分析

(一)微观企业层面的异质性分析

1. 企业所有权属性的异质性

产权结构特征是企业配置研发资源和开展创新实践的关键要素,在不同所有制主体间呈现显著差异。相较于国有产权属性的市场主体,非国有经济实体在治理架构稳定性及资源获取渠道等方面均存在明显短板,同时其制度环境适应性与公共政策解读能力也相对不足。鉴于此,本文预期公共数据开放对企业数字技术创新的提升效应,在非国有企业中将呈现出更为突出的边际改善作用。为此,本文将样本划分为国有企业组和非国有企业组,考察公共数据开放的异质性影响。表5列(1)—(2)的分组回归结果表明,公共数据开放对非国有企业有正向驱动作用,而对国有企业

的提升效应并不显著。造成这种现象的原因可能在于:一方面,国有企业管理层通常具有更丰富的公共部门履职背景,在公共信息资源获取方面具有先天优势,导致其对公共数据开放的政策敏感度相对较低,进而使该机制对企业数字技术创新未产生显著驱动作用。另一方面,国有企业主要分布于市场集中度较高的领域,且需兼顾就业稳定与社会福利保障等多元目标,这种制度性约束抑制了其创新投入的主动性。而非国有企业以经济效益和市场绩效为核心经营导向,更善于捕捉政策机遇,将冗余资源转向研发创新领域,从而更显著地提升其数字技术创新水平。

2. 企业资源禀赋的异质性

企业自身的资源禀赋差异决定了其对公共数据的利用效率是不同的。借鉴陈艳利和刘亚(2024)^[29]的研究,本文将企业划分为劳动驱动型、技术导向型和资本集约型三种类型,并实施分组回归。表5列(3)—(5)显示,公共数据开放对技术导向型企业的数字技术创新具有显著正向影响。可能的原因是,技术导向型企业对技术、知识和信息要素的依赖更强,公共数据开放政策实施后,加速了数据资源和数字技术的交流互动,为企业开展数字技术创新活动提供了更好的环境支持。此外,技术导向型企业偏向于将更多的资金投入研发周期长、资金需求大的数字技术创新中,因此可能会面临更强的资金约束。公共数据开放有效拓展了金融机构等资本供给方对企业运营状态的认知,提高了金融机构对信贷风险评估的准确性,增强了企业的融资能力。

3. 企业数字化水平的异质性

相较于数字技术薄弱主体,具备成熟数字能力的企业通过整合内外部数据资产、构建多维分析框架,已形成自主开发数据价值流的闭环系统,其对公共数据开放平台的依赖度显著下降。此能力差距导致公共数据开放平台对不同主体的边际贡献呈现明显分化。本文采用上市公司财务报告附注披露的年末无形资产明细项中,数字化转型相关项目占比作为企业数字化程度的测度指标。表5列(6)—(7)表明,在数字化水平较低的企业中,公共数据开放对数字技术创新的提升作用更显著。其内在机理在于,低数字化水平企业受限于技术能力与技术积淀的双重约束,往往在转型中面临能力与需求不匹配的困境。公共数据开放提供的海量数据要素具备规模经济特性,有效降低了技术应用壁垒;政府供给的标准化数据集可直接融入企业生

表5 微观企业层面的异质性检验结果

变量	(1) 国有企业	(2) 非国有企业	(3) 劳动 驱动型	(4) 技术 导向型	(5) 资本 集约型	(6) 数字化 水平低	(7) 数字化 水平高
<i>Dataopen</i>	0.912 (1.051)	1.808*** (0.593)	0.069 (0.171)	2.680*** (0.941)	0.319 (0.653)	2.824*** (0.854)	0.500 (0.838)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	4719	6078	2947	5802	2048	6102	4695
R ²	0.770	0.622	0.578	0.728	0.525	0.632	0.821

产流程,赋能低数字化水平企业提升创新效率。

(二)宏观地区层面的异质性分析

1. 数字基础设施水平的异质性

公共数据开放平台为数据信息资源流通提供了基础条件,在数据供给端与应用端之间发挥着协同枢纽的作用。然而,平台运营效能及企业数据利用程度,与所在区域数字基础设施水平呈现显著依存关系。从供给维度观察,完善的数字基础设施不仅能够提升政务部门在公共服务过程中生成数据的能力,更能为平台功能升级提供技术支撑。在数字基础薄弱的区域,即便政府部门释放海量数据资源,企业仍面临数据可及性与可用性双重约束。基于此,公共数据开放对企业数字技术创新的激励作用,可能伴随区域数字基础设施建设水平的提升呈现显著强化趋势。为检验上述猜想,本文以每万人互联网接入端口数作为衡量城市数字基础设施水平的代理变量,采用中位数分组法将研究样本划分为高水平组与低水平组进行比较分析。表6列(1)—(2)的结果验证了在数字基础设施水平较高地区,公共数据开放对企业数字技术创新的提升效应更为显著。这一空间差异特征主要归因于数字基础设施水平较高的城市凭借不断演进的技术生态与完善的

配套机制,为公共数据开放平台运行提供坚实的技术支撑与基础保障;相比之下,数字基础设施水平较低的城市受资源分配不畅及创新要素流转迟滞等多重约束,难以有效释放数据要素潜能,继而制约了其对企业数字技术创新的驱动作用。

2. 地方财政禀赋的异质性

本文从地方财政禀赋视角切入分析公共数据开放政策的差异化效能。借鉴陶锋等(2025)^[30]的测度方法,构建财政自给率指标,依据样本中位数将观测值划分为财政自给率高和财政自给率低两类子样本。表6列(3)—(4)的结果显示,公共数据开放在财政自给率高组别呈现出更强的统计显著性。这一发现印证了财政资源禀赋对政策实施效能具有重要的影响,即在财政状况更优越的区域,政府数据开放政策对数字技术创新的驱动效应更为显著。这一现象可能的原因是,较高的财政自给能力既保障了数字基础设施建设的持续投入,也为配套政策的实施提供了必要的资源支撑,从而形成良性循环的政策生态系统。

八、结论与建议

(一)研究结论

本文以2012—2022年A股上市企业为研究对象,

表6 宏观地区层面的异质性检验结果

变量	(1) 数字基础设施水平低	(2) 数字基础设施水平高	(3) 财政自给率高	(4) 财政自给率低
<i>Dataopen</i>	-2.677 (1.805)	2.508*** (0.867)	2.007*** (0.709)	1.120 (0.850)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	5579	5228	6181	4626
R ²	0.062	0.751	0.779	0.771

将城市公共数据平台上线视为准自然实验,采用多模型计量方法实证检验公共数据开放对企业数字技术创新的政策效应,并解析其内在机制。主要结论如下:第一,公共数据开放能够促进企业更高效地共享与利用数据资源,为企业数字技术创新注入新动力,该结论经平行趋势检验、安慰剂检验及多重稳健性检验后仍成立。第二,公共数据开放能够通过外部信息价值供给降低创新不确定性,具体表现为有助于企业应对经济政策波动,并显著提升区域创业活跃度;同时,公共数据开放能够从内部层面培育高管数字创新导向激发企业数字技术创新。第三,公共数据开放的效果在非国有企业、技术导向型企业和数字化水平较低的企业中更显著。第四,数字基础设施较好和财政自给率高的地区能够强化公共数据开放的赋能作用。

(二)政策建议

为更好地发挥公共数据开放对企业数字技术创新的驱动作用,结合上述研究结论,本文提出如下政策建议:

一是推进公共数据开放利用的制度化、市场化、普惠化建设。系统完善顶层制度设计,通过建立公共数据开放准则、资源流通标准及全周期管理规范,为地方推进数据治理提供统一框架指引。形成需求响应式供给模式,主动对接市场主体的动态需求,实施面向企业应用场景的精准数据供给,实现行政配置向市场适配转型。重点提升公共服务可及性与普惠性,地方政府可基于知识图谱整合地理空间、产业链条及经济运行的三维信息,开发低代码应用平台降低数据获取门槛,构建多元主体公平参与、全要素高效配置的生态体系。

二是强化企业对公共数据的利用和转化。企业需强化高附加值数据资产在算法模型训练与应用开发中的基础性作用,为数字技术创新提供关键要素支撑。在获取与运用具有显著经济价值的数据资源时,需深化政策文本数据的解析,完善内部响应机制,动态适应政策调整,消减政策波动对企业创新活动的负面效应。同时,企业应将数字化投入列为战略重心,强化对数字技术创新的资源倾斜与系统性支持,通过加大数字技术攻关力度,构建涵盖数据采集、分析到应用的全链条技术支撑体系,从而充分激励企业数字技术创新。

三是构建差异化、有针对性的提升策略。地方政府应结合区域经济特征与企业资源禀赋分类施策,通过动态适配机制实现公共数据开放对企业数字技术创新的精准赋能。具体而言,民营企业、技术导向型企业

及数字化水平低的企业应重点提升数据处理与分析能力,强化公共开放数据与自有数据的多源整合,推动公共数据资源与市场场景需求相融合,以此拓展创新机会。政府端需加速推进新型信息基础设施建设,重点完善5G通信、工业物联、智能传感网络及高速光纤系统的全域覆盖与功能优化,为数据要素价值转化构建底层支撑体系。此外,应加大科技与教育投入,促进数字技术领域的产学研协同创新发展,完善共性基础技术供给体系,发挥公共数据开放政策的最大效用,形成数据开发政策与技术创新生态的良性互动格局。◆

参考文献:

- [1]张米尔,李海鹏,任腾飞.数字创新的策略性专利行为及相互作用研究[J].科学学研究,2022,40(3):545-554.
- [2]Hanelt A, Firk S, Hildebrandt B, et al. Digital M & A, Digital Innovation, and Firm Performance: an Empirical Investigation[J]. European Journal of Information Systems, 2021, 30(1):3-26.
- [3]Tsou H T, Chen J S. How Does Digital Technology Usage Benefit Firm Performance? Digital Transformation Strategy and Organisational Innovation as Mediators[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 2023, 35(9):1114-1127.
- [4]Yoo Y, Boland J R, Lyytinen K, et al. Organizing for Innovation in the Digitized World[J]. Organization Science, 2012, 23(5):1398-1408.
- [5]陈彦霖,阳镇.智能制造政策是否促进企业数字技术创新?:来自国家智能制造试点企业的证据[J].重庆理工大学学报(社会科学), 2024, 38(11):68-83.
- [6]夏后学.信息消费试点政策如何影响企业数字技术创新:来自中国A股上市公司的经验证据[J].经济与管理, 2025, 39(2):21-30.
- [7]潘冬.知识产权示范城市建设能促进企业数字创新吗?[J].经济体制改革, 2023(5):49-58.
- [8]Blackburn M, Alexander J, Legan J D, et al. Big Data and the Future of R&D Management[J]. Research-Technology Management, 2017, 60(5):43-51.
- [9]赵宏霞,徐光明,赵慧娟.平台生态嵌入、数据治理与参与者企业数字创新绩效[J].管理学报, 2023, 36(3):68-84.
- [10]刘洋,董久钰,魏江.数字创新管理:理论框架与未来研究[J].管理世界, 2020(7):198-217.
- [11]Yoo Y, Henfridsson O, Lyytinen K. The New Organizing Logic of Digital Innovation: An Agenda for Information Systems Research[J]. Information Systems Research, 2010, 21(4):724-735.
- [12]Svahn F, Mathiassen L, Lindgren R. Embracing Digital Innovation in Incumbent Firms[J]. MIS Quarterly, 2017, 41(1):239-254.
- [13]Mergel I. Open Data Outcomes: U. S. Cities between

Product and Process Innovation [J]. Government Information Quarterly, 2018, 35(4): 622-632.

[14] 许可. 数据爬取的正当性及其边界[J]. 中国法学, 2021(2): 166-188.

[15] 李井林, 陈欣然, 常哲恺等. 数字普惠金融与企业数字技术创新[J]. 创新科技, 2026, 26(5): 80-92.

[16] Huber G P. Organizational Learning: The Contributing Processes and the Literatures [J]. Organization Science, 1991, 2(1): 88-115.

[17] 席增雷, 陈子涵. 政府采购对中小企业创新影响的空间效应: 财政透明度和区域创新环境的调节作用[J]. 新经济, 2025(12): 108-128.

[18] 蔡跃洲, 马文君. 数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(3): 64-83.

[19] 薛选登, 刘莹莹. 公共数据开放能否降低城投债信用利差: 基于一项准自然实验的证据[J]. 统计理论与实践, 2025(9): 71-80.

[20] Nagaraj A. The Private Impact of Public Data: Landsat Satellite Maps Increased Gold Discoveries and Encouraged Entry [J]. Management Science, 2022, 68(1): 564-582.

[21] 沈坤荣, 林剑威. 链“岛”成“陆”: 公共数据开放的技术创新效应研究[J]. 管理世界, 2025, 41(2): 83-104.

[22] 郑志强, 何佳俐, 陈尧. 公共数据开放与企业数字技术创新[J]. 财经研究, 2025, 51(2): 19-33.

[23] 李雪琴, 郑酌基, 韩先锋. 乘“数”而上: 政府数据治理赋能企业数字创新[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12): 68-88.

[24] 陶锋, 朱盼, 邱楚芝, 等. 数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(5): 68-91.

[25] 王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(2): 24-42.

[26] 彭远怀. 政府数据开放的价值创造作用: 企业全要素生产率视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(9): 50-70.

[27] 聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 77-98.

[28] 操友根, 任声策, 杜梅. 专利诉讼、高管团队创新注意力与企业创新: 基于诉讼事件属性的二次调节作用[J]. 科研管理, 2024, 45(2): 189-199.

[29] 陈艳利, 刘亚. 数据要素市场化配置与全要素生产率: 来自数据交易平台设立的证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(6): 131-143.

[30] 陶锋, 翟少轩, 王峤. 数字经济政策与传统企业跨界数字创新[J]. 中国工业经济, 2025(2): 118-136.

Research on the Impact of Public Data Openness on Enterprise Digital Technology Innovation

Yao Chen

Abstract: Under the background of the deep integration of real data, the opening of public data, as a new type of production factor, holds significant value in breaking the low-end lock-in predicament of enterprises' digital technology innovation. Based on the data of A-share listed companies in China from 2012 to 2022, A multi-period difference-in-differences model was constructed. The launch of local government public data opening platforms was taken as a quasi-natural experiment to empirically test the driving effect of public data opening on the digital technology innovation of enterprises and its path of action. Research findings show that the opening of public data can significantly enhance the digital technology innovation level of enterprises through a dual path of external information value empowerment and internal cognitive orientation reshaping. Its driving effect is more significant in non-state-owned enterprises, technology-oriented enterprises and enterprises with a lower level of digitalization. In addition, the better the digital infrastructure and the higher the fiscal self-sufficiency rate in a region, the stronger the driving effect of public data opening will be. To this end, efforts should be made from three aspects: promoting the institutionalization, marketization and universalization of the open utilization of public data, strengthening enterprises' utilization and transformation of public data, and formulating differentiated and targeted improvement strategies, so as to better release the dividends of data.

Key words: Real-digital Integration; Public Data Openness; New Production Factors; Digital Technology Innovation

(责任编辑: 杨扬)

中国人口高质量发展的空间差异、变动规律与驱动因素分析

杨胜利,刘金盼,苗玉静

(河北大学 经济学院,河北 保定 071002)

摘要:基于人口高质量发展的理论内涵,构建支撑中国式现代化的人口高质量发展评价指标体系,测度2011—2023年我国31个省份的人口高质量发展水平,并探究影响其时空演进格局的因素。结果表明:(1)全国人口高质量发展水平稳步上升,东部地区处于领先地位,中西部地区增速较快,地区间差异是我国人口高质量发展水平空间差异的主要来源。(2)我国人口高质量发展存在正向空间聚集态势,但地区间相互作用的净效应为负,呈现正向空间相关性和负向空间溢出效应。(3)各省份人口高质量发展水平变动状况比较稳定,存在“等级锁定”现象。(4)经济发展水平、产业结构、人力资本投资、公共服务水平对人口高质量发展的影响呈“U”形趋势,税负水平、城乡差距、工业化水平、技术市场发展水平则呈倒“U”形趋势,且各种影响因素呈现显著的空间溢出效应和空间异质性。

关键词:中国式现代化;人口高质量发展;时空演进;空间效应;影响因素

中图分类号:C924.2

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)06-0035-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.06.004

一、引言

人口发展是关系中华民族伟大复兴的大事。当前我国人口发展呈现出少子化、老龄化、区域人口增减分化的趋势特征,推动人口高质量发展已成为缓解老龄化压力、提升全要素生产率、促进区域协调发展、培育新质生产力和促进共同富裕的内在要求。在人口新常态下,我国人口高质量发展水平如何?呈现怎样的时空差异?分布动态演进趋势如何?动力机制是什么?以及在生产要素跨区域流动日益频繁的背景下,省域间人口高质量发展的空间交互作用究竟表现为“先富带动后富”的正向辐射效应,还是“大树底下不长草”的负向虹吸效应?已成为中国式现代化过程中亟待解答的重要问题。

早期研究中,学者们认为人口发展的主要目标是达到系统均衡,这种均衡既包括人口子系统内部各要

素的均衡,还包括外部经济、社会、环境系统的均衡^[1],是一种人口系统构成要素相互匹配、互相依存、协同发展的理想状态^[2],而相较于早期人口均衡发展目标而言,高质量发展更多强调人口与经济、社会发展的协调性。已有研究从多角度构建了人口高质量发展评价指标体系,强调人口规模、人口结构和人口质量^[3],并围绕国家层面要求提出素质优良、总量充裕、结构优化和分布合理等人口高质量发展的4个标准^[4];部分学者还将人口再生产、人口与社会、资源、经济、环境协调性等指标纳入衡量人口发展现代化与均衡程度的体系内^[5],强调多方面的协调发展;此外,有学者从人口空间分布合理性方面选取具体指标,进一步拓展了测度维度^[6]。我国幅员辽阔,各区域资源禀赋、发展阶段和政策环境存在显著差异,导致人口高质量发展水平在时空维度上呈现出复杂的动态分异格局。从驱动因素

基金项目:国家社会科学基金项目“区域人口增减分化背景下劳动力资源空间优化配置研究”(24BRK034);河北省教育厅项目“公共服务均等化下城乡融合发展的作用机制、效果评估与提升策略”(JCZX2023002);河北省社会科学发展研究课题重点项目“河北省县域人口增减分化与公共服务资源优化配置研究”(202401009)。

作者简介:杨胜利,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域人口学;刘金盼,女,博士研究生,研究方向为人口经济学;苗玉静,女,硕士研究生,研究方向为人口与社会发展。

看,科技创新与教育支持已成为城市人口高质量发展的重要驱动外因,高生活成本 and 环境污染则是主要制约外因,区域联动对缩小城市间人口高质量发展差异至关重要^[7],人口的迁移流动能够促进区域间的人口合理分布与资源配置,从而助推人口高质量发展^[8]。同时,老龄化、少子化和区域人口分化等因素相互作用,影响着公共财政政策的制定与实施^[9],优化税收政策以支持生育友好型社会建设有利于促进人口高质量发展^[10]。

综上,已有研究为本文奠定了坚实基础,但仍存在些许不足:第一,人口高质量发展评价指标体系多集中于宏观层面的定性或经验研究;第二,现有研究未能充分将人口的总量、素质、结构的内在联系和互动关系纳入一个整体的分析框架,难以全面把握人口高质量发展所呈现的系统性、周期性与长期性特征;第三,已有研究对人口高质量发展与中国式现代化关系的量化研究相对不足;第四,多数研究基于传统统计方法,未能充分考量人口活动固有的空间关联性与交互作用,忽略了“虹吸效应”或“辐射效应”等空间机制可能带来的估计偏差。因此,本文拟构建一个兼顾人口内外环境互动的支撑中国式现代化的多维评价指标体系,以系统考察我国人口高质量发展的时空分异、动态演进及影响因素,进而为推动人口高质量发展提供量化依据。

二、研究设计

(一) 指标体系构建

本文立足以人口高质量发展支撑中国式现代化的需要,将“人口规模巨大”的国情约束、“全体人民共同富裕”的价值目标、“物质文明和精神文明相协调”的人文要求、“人与自然和谐共生”的生态伦理以及“走和平发展道路”的全球视野融为一体,科学构建我国人口高质量发展水平评价指标体系(见表1)。

其中,人口性别比偏离度为男女性别比值偏离平衡值的绝对值^[11];就业结构高级化指数为第三产业与第一、第二产业就业人员比重的比值^[12];劳动力转移自由度由(户籍人口数—常住人口数)/户籍人口数计算得到^[13];劳动者就业技能结构为高技能劳动者就业人数与中低技能劳动者就业人数之比^[14];贸易开放程度为各地区进出口总额与GDP的比值^[15];由于人口总量、人口出生率、人口自然增长率、总抚养比、人口密度、人口净迁移率等指标并不是越大越好,故采用适度性进行衡量,计算的时候都作为正向指标,适度性的计算方法采用发达国家与我国相近发展阶段下人口总

量、人口出生率等指标对应值的均值与我国相应指标的实际数值差值取绝对值,绝对值越小表明适度性越好,对现代化的支撑性越强。

(二) 研究方法

1. 熵权法

为客观评价我国省际间人口高质量发展水平,采用熵权法测算人口高质量发展各个指标的权重,从而对整体发展水平进行量化分析。囿于篇幅,熵权法的计算过程不再赘述^[16]。

2. Dagum 基尼系数

为进一步分析我国人口高质量发展水平的空间差异性及其差异来源,使用Dagum基尼系数法评估我国各地区人口高质量发展水平基尼系数及贡献率的整体水平、变化趋势及差异性。具体计算公式如下:

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

其中, $GiniTotal$ 表示整体基尼系数, μ 表示所有省份人口高质量发展水平的均值, y_{ji} 、 y_{hr} 分别表示 j 、 h 省份的人口高质量发展水平, n 表示省份总数, k 表示总的区域数。

$$GiniW = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (2)$$

式中, $GiniW$ 表示地区内差异; G_{jj} 表示 G 地区内基尼系数:

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{2n_j^2 \bar{y}_j}; p_j = \frac{n_j}{n}, s_j = \frac{n_j \bar{y}_j}{n \bar{y}}$$

$$Gininb = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (3)$$

式中, $Gininb$ 表示地区间差异; G_{jh} 表示 j 地区和 h 地

区之间的基尼系数: $G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)}$; D_{jh} 表示两地

区间的相对影响: $D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}}; p_h = \frac{n_h}{n}, s_h = \frac{n_h \bar{y}_h}{n \bar{y}}$ 。

$$Ginit = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (4)$$

式中, n_j 和 n_h 表示各个区域内所包含的省份数目, $Ginit$ 表示地区间超变密度,且 $GiniTotal = GiniW + Gininb + Ginit$ 。

3. 空间相关性检验

为进一步考察我国人口高质量发展水平的空间关联性特征,采用空间自相关分析法进行分析。通过全

表1 人口高质量发展水平评价指标体系

目标层	系统层	一级指标	二级指标	属性	权重
人口高质量发展水平	人口规模巨大	人口总量与再生产	人口总量(万人)	适度	0.0149
			人口出生率(‰)	适度	0.0204
			人口自然增长率(‰)	适度	0.0170
		人口年龄结构与人力资源	15—64岁人口占比(%)	正向	0.0302
			65岁及以上人口占比(%)	负向	0.0185
			总抚养比(%)	适度	0.0305
		人口性别结构	人口性别比偏离度(%)	负向	0.0271
	共同富裕	人口分布	人口城镇化率(%)	正向	0.0192
			人口密度(人/平方公里)	适度	0.0149
		劳动就业	就业结构高级化指数(%)	正向	0.0333
			城乡居民人均可支配收入比(%)	负向	0.0219
			社会保障支出占GDP的比重(%)	正向	0.0191
			经济活动人口占总人口的比重(%)	正向	0.0185
		人口流动	人口净迁移率(%)	适度	0.0186
			劳动力转移自由度(%)	正向	0.0172
		人口服务	义务教育师生比(%)	正向	0.0096
			生均一般公共预算教育支出(元)	正向	0.0123
			每千人医疗卫生机构床位数(张)	正向	0.0181
			每千人卫生技术人员数(人)	正向	0.0217
			城镇登记失业率(%)	负向	0.0234
			失业保险覆盖率(%)	正向	0.0221
	人与自然和谐共生	人口与环境	生活垃圾无害化处理率(%)	正向	0.0112
			万元产值工业二氧化硫排放量(吨/万元)	负向	0.0166
			建成区绿化覆盖率(%)	正向	0.0238
			旅游收入占GDP比重(%)	正向	0.0154
		人口与健康	平均预期寿命(岁)	正向	0.0111
			新生儿死亡率(‰)	负向	0.0146
		人口与资源	人均粮食产量(kg)	正向	0.0107
			人均森林面积(公顷)	正向	0.0152
			人均城市道路面积(平方米)	正向	0.0206
	物质文明和精神文明相协调	人口与人力资本	平均受教育年限(年)	正向	0.0588
			本科及以上学历人口占比(%)	正向	0.0219
			劳动者就业技能结构(%)	正向	0.0154
		人口与生活水平	人均GDP(元)	正向	0.0238
			恩格尔系数(%)	负向	0.0134
			人均教育文化娱乐消费支出占比	正向	0.0180
		人口与思想道德素质	犯罪率(起/十万人)	负向	0.0202
		人口与文化环境	人均公共图书馆图书藏量(册)	正向	0.0284
			文化旅游与传媒支出占一般公共预算支出的比重(%)	正向	0.0126
			每万人艺术表演团体机构数(个)	正向	0.0263
	和平发展	人口跨国流动与国际活动	对外投资额占GDP比重(%)	正向	0.0260
			贸易开放程度(%)	正向	0.0490
			对外援助金额占GDP的比重(%)	正向	0.0313
		人口与创新能力	R&D人员全时当量(万人年)	正向	0.0252
			每万人专利授权量(件)	正向	0.0307
		人口安全	中国(地区)人口占世界(全国)人口比重(%)	适度	0.0173

局莫兰指数对人口高质量发展水平的空间自相关程度和显著性进行检验,具体公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m U_{ij} (D_i - D)(D_j - D)}{Z^2 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m U_{ij}} \quad (5)$$

$$D = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m D_i \quad (6)$$

$$Z^2 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (D_i - D)^2 \quad (7)$$

4. 马尔科夫链

按照Q_25、Q_50、Q_75对2011—2023年我国各省份的人口高质量发展水平进行划分,其中I、II、III、IV分别代表低水平、中低水平、中高水平和高水平四种类型,空间权重矩阵采用经济空间权重矩阵进行分析。具体公式如下:

$$P\{X_t = j | X_{t-1} = i, X_{t-2} = i, \dots, X_0 = i_0\} = P\{X_n = j | X_{n-1} = i\} = P_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (8)$$

式中, P_{ij} 表示人口高质量发展水平从 $t-1$ 年 i 等级向 t 年 j 等级转移的可能性, n_{ij} 表示 $t-1$ 年 i 等级向 t 年 j 等级转移的省份总数, n_i 为 $t-1$ 年处于 i 等级的省份总数。

5. 空间面板模型

我国省际人口高质量发展水平可能存在显著的空间相关性,为了探讨人口高质量发展的影响因素,本文进一步构建了空间面板模型检验各因素对人口高质量发展的影响程度,并分析其区域异质性。空间面板模型的一般形式为:

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \dots + \mu_i + \mu_{it} \quad (9)$$

$$\mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \dots + \mu_i + \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式中, y_{it} 表示 i 省份在 t 年的人口高质量发展水平, x_{it} 表示各解释变量在 i 省份 t 年的数值, ρ 代表 i 省份与 j 省份之间的空间自相关系数, β 代表 i 省份各解释变量的估计系数, w_{ij} 代表空间权重矩阵中 i 省份与 j 省份二者的系数值,本文所选取的空间权重矩阵为经济空间权重矩阵, μ_i 代表 i 省份的个体效应。

(三) 数据来源

本文数据主要来源于2011—2023年31个省份

(不含港澳台)的统计年鉴及《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》等,并采用时间序列局部均值法对个别年份的缺失值进行插补。

三、人口高质量发展水平的测度结果分析

(一) 全国层面

图1展示了2011—2023年我国人口高质量发展水平综合得分变化特征。整体看,考察期内综合得分呈现持续上升趋势,仅2020年受新冠疫情冲击出现阶段性回落,后续恢复增长态势。从系统层得分看,2013—2019年共同富裕维度指数在五大系统层中位居首位;2020—2023年物质文明与精神文明相协调维度指数最高;人口规模巨大维度指数排名由2011年的第2位逐步下滑至2023年的第4位,2020年降幅尤为明显;人与自然和谐共生维度指数保持波动上行态势;和平发展维度指数在2023年小幅回落,其综合排名也逐步降至五大系统层末位。

(二) 省级层面

从我国各省份人口高质量发展综合得分可以看出,广东排名最靠前,其次是江苏、浙江、北京、上海等,均位于东部地区,这得益于强大的地方财政、先进制造业和现代服务业的发展、公共服务水平的提升等为人口高质量发展提供了有力支撑。而排名靠后的省份有甘肃、西藏、广西、贵州等,均位于西部地区,这些地区受限于自然条件、历史基础和经济发展水平,在公共服务供给和人才引进等方面面临挑战。总体看,2011—2023年各省份人口高质量发展水平均呈现波动上升的趋势,其中增幅最大的是广东,其次是浙江、江苏、北京,这些地区不仅是人口流入大省,更是高素质人才流入的核心目的地,是市场经济下劳动要素自由流动、优化配置的结果。

四、人口高质量发展水平的动态演进特征分析

(一) 空间分异程度及来源

1. 总体及区域内差异

图2表明,2011—2019年我国人口高质量发展的空间差异呈现缩小趋势;2019—2021年新冠疫情作为普遍性冲击,虽造成各地区水平绝对下降,但因共同受损而相对差距扩大较缓;2022—2023年随着区域间长期存在的发展韧性、创新能力和资源禀赋等的根本差异重新主导格局,同时经济发展水平较高的地区,往往能更快地加大在教育与健康等人口质量维度的投资,进一步巩固其领先优势,使人口高质量发展水平的空

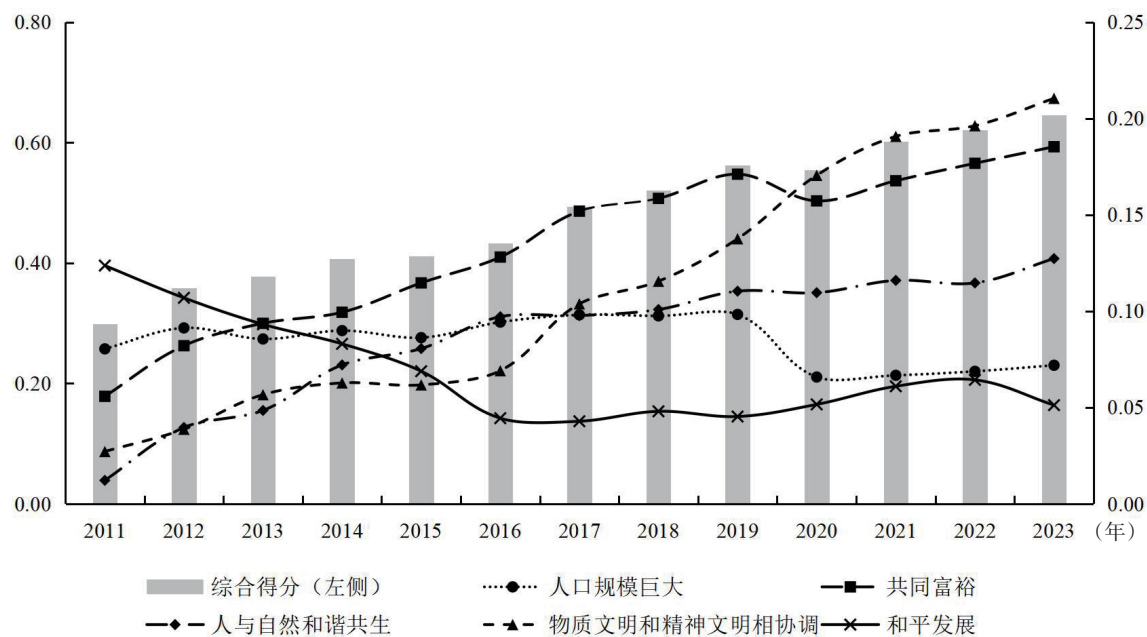


图1 2011—2023年我国人口高质量发展水平及各系统层水平的变动情况

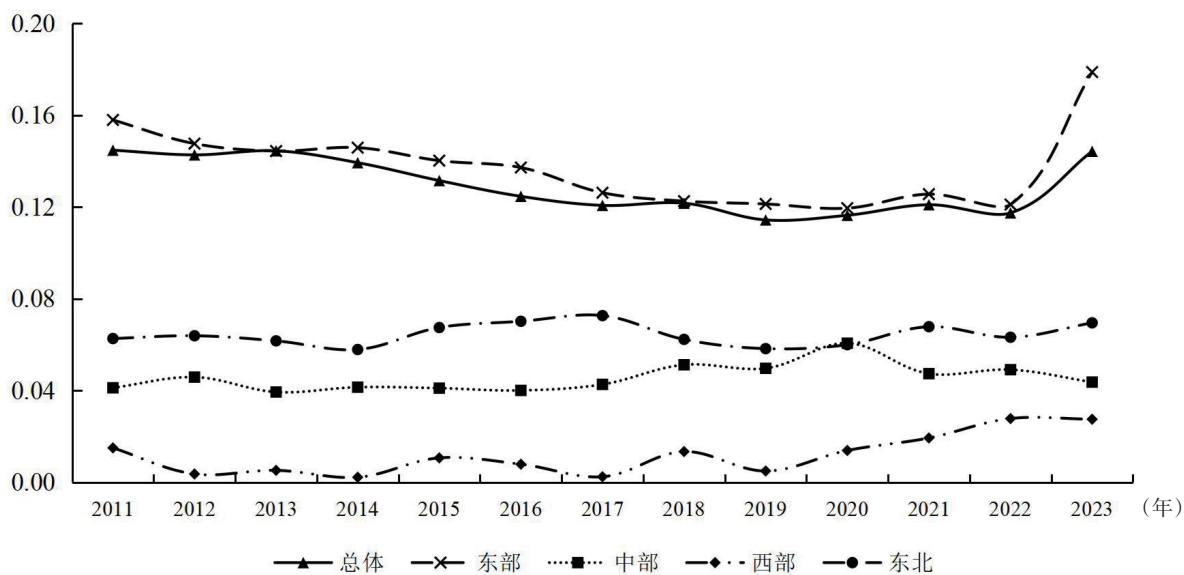


图2 2011—2023年全国及各区域人口高质量发展水平的Dagum基尼系数

间差异再次大幅扩大。区域内差异呈“东部>东北>中部>西部”的特征,东部地区内人口高质量发展水平的空间差异逐渐缩小后于2022年出现扩大趋势;东北地区内部则明显扩大;中部地区呈现出先上升后下降的变动特征,处于差异波动的转型阶段。

2. 区域间差异

区域间差异如图3所示,东部与西部、东部与中部、东部与东北的区域间差异呈现出波动上升趋势;而相比2011年,2023年中部与西部、中部与东北的区域间差距有所增大。中部地区由于区位优势以及承接东

部产业转移等因素,具备了相对较强的人口高质量发展内生动力,东北地区由于传统产业衰退、新动能培育不足、年轻人口和高素质人才持续外流等原因,人口高质量发展水平增速不断放缓,而西部地区由于内部剧烈分化,整体发展动能不足,一定程度上加剧了与中部地区的差距。

3. 空间差异来源及其分解

由图4可知,各类差异的贡献率呈现出“区域间>区域内>超变核密度”的特征,其贡献率均值分别为66.9%、21.3%、11.8%。区域间差异贡献率呈现下降趋

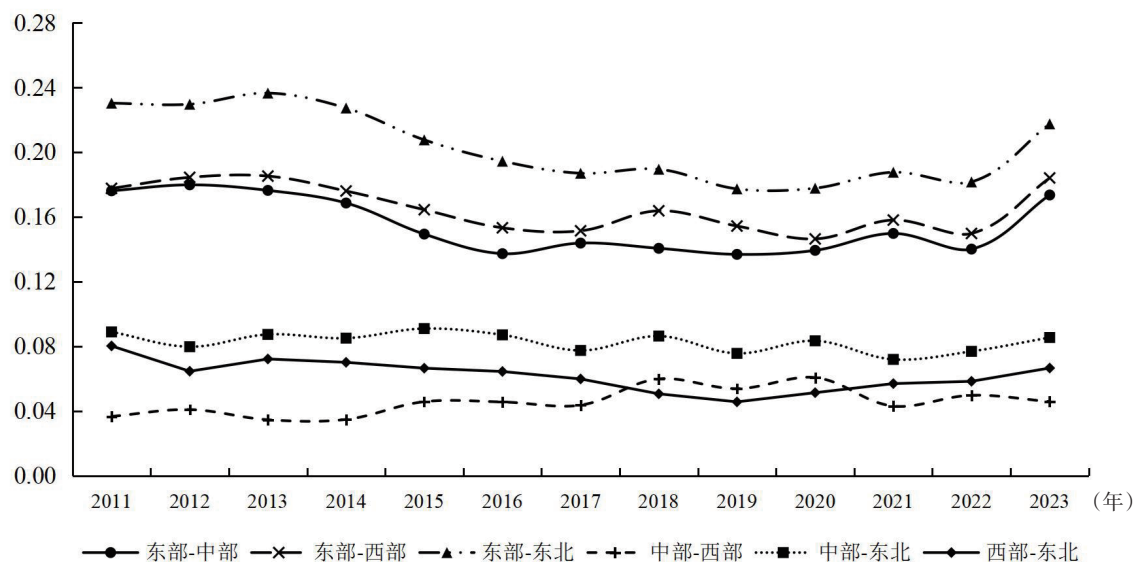


图3 2011—2023年各区域间人口高质量发展水平的Dagum基尼系数

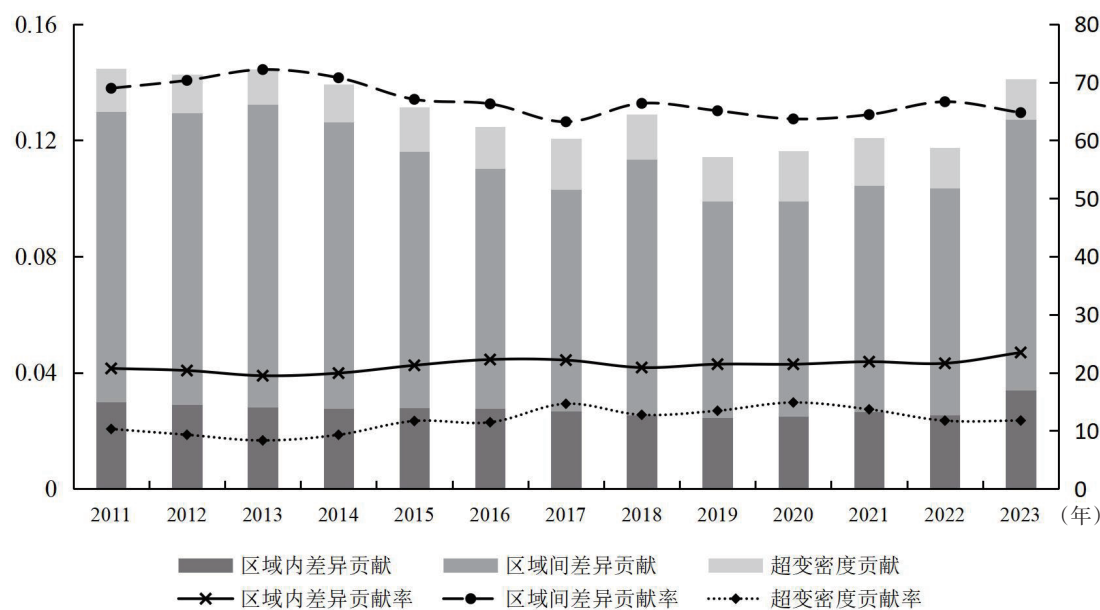


图4 2011—2023年我国人口高质量发展水平的空间差异来源及其贡献率

势,从2011年的69.0%下降到2023年的64.8%,区域内差异贡献率和超变密度贡献率则呈波动增长趋势,但增长幅度相对较小,最大值分别为23.5%和14.9%,均远小于区域间差异贡献率。

(二)空间相关性分析

从表2可以看出,2011—2023年我国人口高质量发展水平均存在显著的空间关联特征。同时,人口高质量发展水平的莫兰指数均显著为正,表明我国人口高质量发展水平呈现出正向空间相关性。

绘制省级层面人口高质量发展水平的局部莫兰散

表2 空间相关性检验结果

年份	Moran's I	Z值	p值
2011	0.112	1.906	0.057
2015	0.219	2.805	0.005
2019	0.264	3.335	0.001
2023	0.265	3.367	0.001

点图,见图5。位于第三象限的省份数量逐渐增加,且2011年、2015年、2019年、2023年均以第三象限为主,即我国大部分省份呈现出“低-低”集聚的特征。部分省份位于第一象限,即“高-高”集聚区,以广东、浙江、

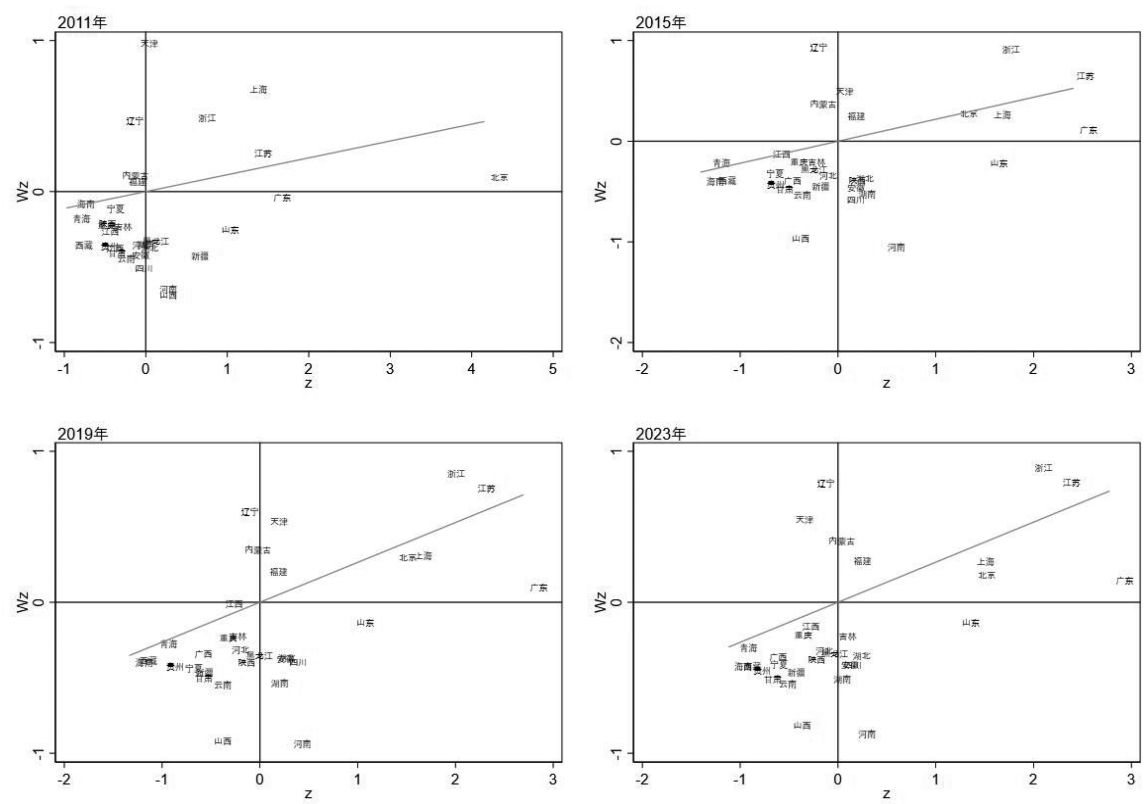


图5 省级层面人口高质量发展水平的莫兰散点图

上海、江苏、北京等省份为主,多属于东部地区。因此,“高-高”集聚和“低-低”集聚是我国人口高质量发展的典型空间特征,但各省份人口高质量发展水平仍面临发展不均衡的问题,协调发展水平有待进一步提升。

(三)空间动态演进特征

从表3的传统马尔科夫链结果看,I类型地区发展为II类型的概率为4.76%,不存在转变为III类型和IV类型的可能;II类型地区发展为III类型概率为4.76%,不存在转变为IV类型的可能,但存在19.05%的可能性降为I型;III类型地区发展为IV类型的概率为4.35%,不存在降为I类型的可能,但有21.74%的可能性降为II型;IV类型地区不存在降为I类型和II类型的可能,但有17.39%的可能性降为III型;各省份人口高质量发展水平的类型均不存在跨越式变动。从表3的空间马尔科夫链结果看,对于当期I型地区,若相邻地区为II型,其转变为更高类型地区的概率最高,若相邻地区为III型、IV型,则不存在转变为更高类型地区的可能;对于当期II型地区,若相邻地区为III型,其转变为更高类型地区的概率最高,若相邻地区为I型、II型、IV型,则不存在转变为更高类型地区的可能;对于当期III型地区,若相邻地区为III型,其转变为更高类型地区的概率最高,若相邻地区为I型、II型、IV型,

表3 马尔科夫状态转移概率矩阵

空间滞后类型		t/(t+1)	I	II	III	IV	观测值
传统	无滞后	I	0.9524	0.0476	0.0000	0.0000	21
		II	0.1905	0.7619	0.0476	0.0000	21
		III	0.0000	0.2174	0.7391	0.0435	23
		IV	0.0000	0.0000	0.1739	0.8261	23
空间	I	I	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
		II	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0
		III	0.0000	0.2000	0.8000	0.0000	5
		IV	0.0000	0.0000	0.2500	0.7500	4
	II	I	0.9231	0.0769	0.0000	0.0000	13
		II	0.01818	0.8182	0.0000	0.0000	11
		III	0.0000	0.1667	0.8333	0.0000	6
		IV	0.0000	0.0000	0.2000	0.8000	5
	III	I	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	5
		II	0.2222	0.6667	0.1111	0.0000	9
		III	0.0000	0.2222	0.6667	0.1111	9
		IV	0.0000	0.0000	0.1250	0.8750	8
	IV	I	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	3
		II	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	1
		III	0.0000	0.3333	0.6667	0.0000	3
		IV	0.0000	0.0000	0.1667	0.8333	6

则不存在转变为更高类型地区的可能;而对于当期为Ⅳ型地区,若相邻地区为Ⅰ型,其转变为更低类型地区的概率最高。这表明,在相邻地区人口高质量发展水平相对更高的情况下,更能带动人口高质量发展水平相对较低地区的提升。

五、人口高质量发展水平的影响因素分析

(一)基准回归结果

LM 检验、稳健 LM 检验、Wald 检验和 LR 检验等一系列结果表明,应选择空间杜宾模型(SDM),并应选择固定效应。本文围绕经济发展、产业结构、政府支持等维度,选取了经济发展水平(X_1)、税负水平(X_2)、城乡差距(X_3)、产业结构高度化指数(X_4)、工业化水平(X_5)、技术市场发展水平(X_6)、人力资本投资(X_7)、环境规制(X_8)、公共服务水平(X_9)9个影响因素进行分析。通过全国或地区生产总值与人口总数的比值来反映经济发展水平^[17];通过税收收入占地区生产总值的比重来反映税负水平^[18];采用城乡收入泰尔指数来反映城乡差距^[19];使用“第一产业总产值比重 $\times 1$ +第二产业总产值比重 $\times 2$ +第三产业总产值比重 $\times 3$ ”来计算产业结构高度化指数^[20];工业化水平为工业增加值占地区生产总值的比重^[21];技术市场发展水平为技术市场成交额占地区生产总值的比重^[22];使用各地区教育投资占地区生产总值的比重来反映人力资本投资^[23];以工业污染治理完成投资占工业增加值的比重来反映环境规制^[24];使用各地区基础设施建设固定资产投资额与总人口之比得到人均基础设施建设固定资产投资来反映公共服务水平。回归结果如表4所示,各省份之间的人口高质量发展水平存在显著的空间溢出效应^[25],但彼此之间为负向显著,即某省份人口高质量发展水平每增加1%,其相邻省份的人口高质量发展水平将会降低0.226%。

经济发展水平(X_1)对本地区及其邻近省份人口高质量发展水平的影响均呈现先降后升的“U”形,除甘肃外,各省份的经济发展水平在2021年后均已越过拐点,其中江苏率先越过拐点。税负水平(X_2)对本地区及其邻近省份人口高质量发展水平的影响呈现先升后降的倒“U”形,近年来,北京、上海、天津、海南、山西的税负水平已超过拐点。城乡差距(X_3)对本地区人口高质量发展水平的影响也呈现先升后降的倒“U”形,截至2023年,仅有云南、贵州、甘肃、西藏的城乡差距大于拐点,未来仍需加快推进其城乡差距缩小。产业结构高度化指数(X_4)对本地区人口高质量发展水平的影

表4 空间杜宾模型检验结果

变量	系数	变量	系数	变量	系数	变量	系数
X_1	-1.044*** (0.287)	X_1^2	0.045*** (0.013)	$W-X_1$	-1.559** (0.744)	$W-X_1^2$	0.072** (0.033)
X_2	3.409*** (0.500)	X_2^2	-17.052*** (2.537)	$W-X_2$	5.493*** (1.805)	$W-X_2^2$	-22.684** (9.170)
X_3	0.794** (0.386)	X_3^2	-4.014** (1.839)	$W-X_3$	-2.760** (1.259)	$W-X_3^2$	3.070 (6.121)
X_4	-2.297*** (0.885)	X_4^2	0.505*** (0.187)	$W-X_4$	4.686 (3.188)	$W-X_4^2$	-0.963 (0.669)
X_5	0.627*** (0.167)	X_5^2	-0.951*** (0.267)	$W-X_5$	0.337 (0.388)	$W-X_5^2$	-0.428 (0.632)
X_6	0.506** (0.225)	X_6^2	-8.521*** (1.718)	$W-X_6$	0.251 (0.923)	$W-X_6^2$	-12.613* (6.721)
X_7	-0.012** (0.005)	X_7^2	0.010*** (0.000)	$W-X_7$	-0.023 (0.016)	$W-X_7^2$	0.003** (0.001)
X_8	-0.004 (0.015)	X_8^2	0.003 (0.006)	$W-X_8$	0.086** (0.042)	$W-X_8^2$	-0.023 (0.018)
X_9	-0.200* (0.116)	X_9^2	0.010* (0.006)	$W-X_9$	-1.237*** (0.315)	$W-X_9^2$	0.068*** (0.018)
ρ		-0.226** (0.100)					
固定效应		是					
N		403					
R ²		0.468					

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为标准误。下表同。

响呈现先降后升的“U”形,值得注意的是,截至2023年,我国各地区产业结构高度化指数均已越过拐点值,即各地区未来产业结构高度化指数的增加会带动人口高质量发展水平的提升。工业化水平(X_5)对本地区人口高质量发展水平的影响呈现先升后降的倒“U”形,截至2023年,我国仍有12个省份的工业化水平大于拐点值。技术市场发展水平(X_6)对本地区人口高质量发展水平的影响呈现先升后降的倒“U”形,2023年我国共有17个省份的技术市场发展水平尚未越过拐点值,主要分布在西部和东北地区,特别是内蒙古、西藏、新疆、广西等地的技术市场发展水平亟须提升。人力资本投资(X_7)对本地区人口高质量发展水平的影响呈现先降后升的“U”形,但目前多数地区仍需加快提高人力资本投资,以尽快越过拐点值而充分发挥人力资本投资对人口高质量发展水平的带动作用。公共服务水平(X_9)对本地区及其邻近省份人口高质量发展水平的

影响均呈现先降后升的“U”形,随着我国基础设施建设进程的加快,尚未越过拐点值的省份已从2012年的30个降至2023年的13个,需注意的是,除西部地区外,北京、江苏、上海、广东、山东等东部地区未来更需进一步加大其基础设施建设固定资产投资额。

(二)空间溢出效应及其分解

由实证分析可知,经济发展水平、产业结构高度化指数、人力资本投资在未越过拐点之前对本地区人口高质量发展水平具有显著的抑制作用,而在越过拐点之后对本地区人口高质量发展水平具有显著的促进作用;税负水平、城乡差距、工业化水平、技术市场发展水平在未越过拐点之前对本地区人口高质量发展水平具有显著的促进作用,而在越过拐点之后对本地区人口高质量发展水平具有显著的抑制作用。

经济发展水平、公共服务水平在未越过拐点之前对邻近地区人口高质量发展水平具有显著的抑制作用;税负水平、环境规制在未越过拐点之前对邻近地区人口高质量发展水平具有显著的促进作用,而在越过拐点之后税负水平对邻近地区人口高质量发展水平具有显著的抑制作用;产业结构高度化指数、工业化水平、技术市场发展水平则对邻近地区人口高质量发展水平无显著影响;人力资本投资在未越过拐点之前对邻近地区人口高质量发展水平无显著影响,而在越过

拐点之后对邻近地区人口高质量发展水平具有显著的促进作用。

(三)区域异质性分析

人口高质量发展水平影响因素的区域异质性结果表明,东部、中部、西部和东北地区在人口高质量发展上的核心影响因素差异明显。东部地区工业化水平和技术市场发展水平在越过发展拐点后,对本地区及邻近省份的影响均由促进转为抑制;税负水平在越过发展拐点后,对本地区的影响由促进转为抑制,但对邻近省份则有显著的促进作用。中部地区经济发展水平、技术市场发展水平等影响因素在越过发展拐点后,结构高度化指数这一影响因素则表现为由抑制转为促进;人力资本投资对本地区及邻近省份均无显著影响;城乡差距仅在越过发展拐点后对邻近省份人口高质量发展水平具有显著的抑制作用。西部地区人力资本投资和产业结构高度化在越过发展拐点后成为重要影响因素,但城乡差距在越过发展拐点后对本地区产生显著抑制;环境规制始终发挥正向促进作用;公共服务水平在越过发展拐点后,对邻近省份的影响由促进转为抑制。对东北地区而言,工业化水平、公共服务水平对本地区及邻近省份的人口高质量发展水平具有显著促进作用,但城乡差距、技术市场发展水平、人力资本投资对本地区人口高质量发展水平具有显著的负向影

表5 空间杜宾模型的效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应	变量	直接效应	间接效应	总效应
X ₁	-0.993*** (0.291)	-1.178** (0.582)	-2.171*** (0.592)	X ₁ ²	0.043*** (0.013)	0.055** (0.026)	0.098*** (0.027)
X ₂	3.304*** (0.550)	3.998** (1.655)	7.302*** (1.600)	X ₂ ²	-16.611*** (2.923)	-15.923* (8.371)	-32.534*** (7.649)
X ₃	0.811* (0.461)	-2.475** (1.103)	-1.664 (1.040)	X ₃ ²	-3.746* (2.255)	2.773 (5.337)	-0.973 (4.497)
X ₄	-2.490** (0.976)	4.353 (2.787)	1.863 (2.827)	X ₄ ²	0.544*** (0.207)	-0.903 (0.580)	-0.359 (0.592)
X ₅	0.622*** (0.158)	0.168 (0.353)	0.790** (0.367)	X ₅ ²	-0.947*** (0.251)	-0.178 (0.602)	-1.125* (0.624)
X ₆	0.511** (0.231)	0.092 (0.837)	0.604 (0.931)	X ₆ ²	-8.170*** (1.687)	-9.240 (6.189)	-17.401*** (6.560)
X ₇	-0.013** (0.005)	-0.017 (0.014)	-0.030** (0.014)	X ₇ ²	0.001*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
X ₈	-0.006 (0.014)	0.075* (0.038)	0.069* (0.038)	X ₈ ²	0.004 (0.006)	-0.021 (0.016)	-0.017 (0.016)
X ₉	-0.162 (0.120)	-1.047*** (0.248)	-1.208*** (0.309)	X ₉ ²	0.008 (0.006)	0.057*** (0.014)	0.066*** (0.017)

响,且城乡差距、技术市场发展水平对邻近省份人口高质量发展水平也有抑制作用。总体而言,东部地区的人口高质量发展需优化创新资源的空间配置,中部地区则应加快新旧动能平稳接续,西部地区要补足人力资本与公共服务水平短板并缩小城乡差距,东北地区则须重塑技术生态,进行经济结构性改革。

六、结论与建议

本文构建了中国式现代化进程下人口高质量发展水平综合评价指标体系,系统测度了我国人口高质量发展水平及其时空差异和影响因素,研究结果表明:(1)2011—2023年我国人口高质量发展水平显著提升。(2)东部、中部、西部和东北地区人口高质量发展水平的区域差异表现为“东部>东北>中部>西部”的特征,区域间差异是我国人口高质量发展水平总体差异的主要来源,但区域间差异的贡献率处于下降的趋势。(3)“高-高”集聚和“低-低”集聚是我国人口高质量发展的典型特征。(4)我国人口高质量发展水平整体呈现梯度上升的发展趋势,各类型省份的人口高质量发展水平均不存在跨越式变动,同时在相邻地区人口高质量发展水平相对更高的情况下,更能提升人口高质量发展水平相对较低地区的水平。(5)经济发展水平、产业结构、人力资本投资、公共服务水平对人口高质量发展的影响呈“U”形趋势,税负水平、城乡差距、工业化水平、技术市场发展水平则呈倒“U”形趋势,且各种影响因素呈现显著的空间溢出效应和空间异质性。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:(1)实施差异化宏观调控,精准把握政策拐点。对于经济发展水平、人力资本投资等,应通过转移支付、专项补贴等措施帮助落后地区尽快跨越“U”形曲线拐点,释放其正向效应;对于城乡差距、税负水平等,应设置科学警戒线,严防其超过倒“U”形曲线拐点,避免其对本地区及周边地区产生抑制效应。(2)建立健全区域利益补偿与共享机制,鼓励“高-高”集聚区通过技术合作、园区共建、税收分享等方式反哺相邻“低-低”集聚区。(3)健全动态监测系统。完善人口高质量发展动态监测与评估系统,建立包含各系统层指标的综合数据库,定期监测,及时评估政策效果,为动态调整政策提供数据支撑。(4)因地制宜实施精准化、差异化策略。东部地区重点在于优化结构、提升质量、强化辐射,推动产业向全球价值链高端迈进,将传统制造业环节有序向中西部转移,同时将技术、管理和资本辐射到周边省份;中部地区需密切关注经济发展水平、城乡差距和工

业化水平的拐点,在未达拐点前,积极承接产业转移,提升工业化质量,在接近拐点时,及时将政策重心转向技术创新和城乡融合;西部地区应加大投资赋能,持续提升公共服务水平,在达到拐点前最大化其辐射带动作用,同时注重空间均衡布局;东北地区应进行结构性改革,推动传统制造业智能化改造和转型升级,着力优化营商环境,降低税负,切实提升经济发展水平,激发市场主体活力,重振内生增长动力。◆

参考文献:

- [1] 翟振武, 杨凡. 中国人口均衡发展的状况与分析[J]. 人口与计划生育, 2010(8): 11-12.
- [2] 穆光宗. 构筑人口均衡发展型社会[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2011, 48(3): 128-135.
- [3] 周学馨. 人口高质量发展: 中国式现代化的支撑与进路[J]. 探索, 2023(4): 29-40+2.
- [4] 魏和清, 吴磊, 张露. 中国人口高质量发展: 统计测度、空间格局与关联网络[J]. 统计与决策, 2025, 41(5): 74-79.
- [5] 张冲, 梁晓林, 王学义. 人口高质量发展的指标体系构建与实证[J]. 西北人口, 2024, 45(1): 16-25.
- [6] 何雄浪, 王诗语. 人口高质量发展影响城市经济韧性的效应研究: 基于新型人口红利视角[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版), 2024, 45(4): 95-105.
- [7] 袁晓玲, 黄晓洲, 刘壤. 中国城市人口高质量发展水平测度及其驱动因素研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2025, 45(2): 26-40.
- [8] 原新. 全面推动人口高质量发展 厚植人口综合竞争力[J]. 中国人口科学, 2023, 37(4): 3-8.
- [9] 曹雷. 加快河南城乡融合发展的路径思考[J]. 中国统计, 2025(8): 42-45.
- [10] 张绘. 完善支持人口高质量发展的公共财政政策[J]. 人民论坛, 2024(21): 62-66.
- [11] 张筱竹, 杜青龙. 区域人口结构对我国经济增长的影响研究: 基于2002~2018年区域面板数据的实证检验[J]. 经济体制改革, 2021(6): 62-69.
- [12] 张国胜, 李文静. 矫正效应还是加剧效应: 数字基础设施对产业结构与就业结构“失衡”的影响[J]. 中国人口科学, 2022(6): 26-38+126.
- [13] 罗婉璐, 王武林, 林珍, 等. 中国城乡融合时空演化及驱动因素[J]. 地理科学进展, 2023, 42(4): 629-643.
- [14] 陈晓华, 邓贺, 杜文. 工业机器人应用会加剧中国城乡收入差距吗?[J]. 南京审计大学学报, 2024, 21(1): 88-100.
- [15] 薛阳, 贾慧, 冯银虎. 数字物流提升城乡融合发展的效应与机制研究[J]. 农业经济与管理, 2024(4): 62-77.
- [16] 刘倩倩. 新发展理念下中部地区高质量发展水平测度及障碍因子诊断[J]. 统计理论与实践, 2023, (8): 25-30.

- [17] 诸竹君, 黄先海, 王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究, 2020, 55(5): 99-115.
- [18] 韩建雨, 许冉. 新质生产力对共同富裕的影响效应与作用机制[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2024(6): 32-57+199.
- [19] 陈鑫鑫, 段博. 数字经济缩小了城乡差距吗?: 基于中介效应模型的实证检验[J]. 世界地理研究, 2022, 31(2): 280-291.
- [20] 李国柱, 连清. 双碳目标下数字经济对绿色能源效率的影响[J]. 环境生态学, 2025, 7(2): 176-182.
- [21] 殷文星, 魏巍. 长三角地区新质生产力水平测度、时空演化及影响因素分析[J]. 统计与决策, 2025, 41(14): 29-34.
- [22] 王亚飞, 张璐瑶, 钟敏. 数据要素利用对企业全要素能源效率的影响机制研究[J]. 软科学, 2025, 39(8): 27-34.
- [23] 杨胜利, 王媛, 刘金盼. 数字经济对农民工高质量就业的影响研究[J]. 中国劳动关系学院学报, 2025, 39(1): 84-102.
- [24] 朱金鹤, 王雅莉. 创新补偿抑或遵循成本? 污染光环抑或污染天堂?: 绿色全要素生产率视角下双假说的门槛效应与空间溢出效应检验[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(20): 46-54.
- [25] 杨胜利, 张孟阳, 刘金盼. 人口老龄化对共同富裕的影响研究[J]. 统计理论与实践, 2025(4): 71-80.

Spatial Disparities, Evolution Laws and Driving Factors of High-Quality Population Development in China

Yang Shengli, Liu Jinpan, Miao Yujing

Abstract: Based on the theoretical connotation of high-quality population development, this paper constructs an evaluation index system for high-quality population development under Chinese-style modernization, measures China's high-quality population development level across China's 31 provinces from 2011 to 2023, and explores the factors shaping its spatio-temporal evolution pattern. The results show that: (1) The overall level of high-quality population development across the country rises steadily. The eastern region takes the leading position, while the central and western regions witness rapid growth. Inter-regional disparities constitute the primary source of spatial gaps in China's high-quality population development. (2) High-quality population development in China presents a positive spatial agglomeration trend, yet the net effect of inter-regional interaction is negative, which is reflected in positive spatial correlation coupled with negative spatial spillover effects. (3) The level of high-quality population development in each provincial administrative region maintains relatively stable changes, with an evident "hierarchy lock-in" phenomenon. (4) Economic development level, industrial structure, human capital investment and public service level exert a U-shaped impact on high-quality population development, whereas tax burden, urban-rural gap, industrialization level and technology market development level generate an inverted U-shaped effect. All influencing factors show significant spatial spillover effects and spatial heterogeneity.

Key words: Chinese Modernization; High-Quality Population Development; Spatio-Temporal Evolution; Spatial Effects; Influencing Factors

(责任编辑: 田雨)

人口高质量发展与经济韧性： 机制与异质性分析

鲁雪峰, 吴旭辉

(甘肃省社会科学院 杂志社, 甘肃 兰州 730070)

摘要:人口高质量发展是增强经济韧性的重要内生动力。基于2011—2024年我国31个省份的面板数据,结合人口发展的方向、定位和目标测度人口高质量发展水平,运用系统GMM模型探究人口高质量发展对经济韧性的影响效应。研究结果显示,人口高质量发展对经济韧性具有显著的正向促进作用,且呈现边际收益递增的非线性演进特征。在影响机制中,数字技术和环境规制具有显著的正向调节作用,且存在“人口高质量发展—产业转型升级—经济韧性”的传导路径。人口高质量发展对经济韧性的影响在人口分布、政府参与、地理区位等方面存在异质性,其对胡焕庸线以东、政府参与程度高的省份以及中部地区经济韧性的影响更为显著。基于此,应以人口高质量发展为战略支点,构建全链条转化、区域化统筹、动态化调节、科技绿色协同、制度系统集成的综合支撑体系,为经济韧性持续增强提供坚实的人口支撑和制度保障。

关键词:人口高质量发展;经济韧性;数字技术;环境规制;产业转型升级

中图分类号:C921;F124 **文献标识码:**A

文章编号:2096-8647(2026)06-0046-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.06.005

一、引言

经济韧性指区域在应对外部冲击时所具备的恢复能力、抵抗能力以及转型能力^[1]。当前,我国正处于增长动能转换、外部环境深刻演变的历史交汇期,全球供应链重构、技术竞争加剧与国内需求修复基础尚不牢固等多重因素叠加,对产业链稳定性、就业市场韧性和内需持续性形成考验。在此背景下,提升经济韧性成为推进高质量发展的内在要求。伴随人口发展进入深度转型阶段,传统依赖规模扩张的增长逻辑正加速转向以人力资本质量提升为核心的内涵式发展模式,为增强经济系统的可持续性提供了坚实基础。二十届中央财经委员会第一次会议强调:“加快塑造素质优良、总量充裕、结构优化、分布合理的现代化人力资源,以人口高质量发展支撑中国式现代化。”^[2]党的二十届四中全会审议通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十五个五年规划的建议》对促进人口

高质量发展进行了系统部署。这揭示了“人”在国家发展战略中的核心地位。在面对外部冲击时,人口高质量发展有助于提升人力资本积累、优化人力资源配置,促进教育、健康、就业与社会保障体系的协同联动,进而缓冲经济波动对就业和消费的冲击,提高经济系统的抗压能力。因此,探究人口高质量发展对经济韧性的影响具有重要的现实意义。

与本文密切相关的研究主要有三个方面:第一,对人口高质量发展的研究。从人口高质量发展的内涵来看,人口高质量发展既是提高人民生活品质的关键支撑,也是促进全体人的全面发展与共同富裕的重要路径^[3]。从人口高质量发展的测度看,学术界虽尚未形成统一的评价体系,但现有研究均指出我国人口高质量发展水平稳步提升,且存在区域异质性^[4-5]。从影响效应看,现有研究指出,人口高质量发展会对银发经济产生积极影响^[6],且数字技术有助于促进健康人力资

基金项目:甘肃省基础研究计划软科学专项资助项目“新质生产力推动甘肃经济社会高质量发展的机制与路径研究”(24JRZA131)。

作者简介:鲁雪峰,女,硕士,副编审,研究方向为区域经济;吴旭辉,男,硕士,编辑,研究方向为区域经济、计量经济及其应用。

本积累^[7]。第二,关于经济韧性的研究。从经济韧性的内涵看,经济韧性理论经历了从适应性、恢复性到复杂系统观的演进^[8]。目前,对经济韧性水平的测度主要包括单一敏感指标法^[1,9]和综合评价体系构建法^[10],研究表明,产业结构^[11]、虚拟集聚^[12]等因素都会对经济韧性产生影响。第三,人口高质量发展与经济韧性关系的研究。内生增长理论表明,人力资本不仅是关键生产要素,更是驱动经济长期增长的核心引擎^[13]。同时,人口规模具有促使人力资本水平提升和效率倍增的回旋空间作用,能够有效助推经济高质量发展^[14]。与经济下行时期相比,经济调整时期人口集聚对区域经济韧性的影响更强^[15]。

综上,对人口高质量发展和经济韧性的研究虽然较为丰富,但是关于人口高质量发展对经济韧性影响的研究相对较少,且大多从人力资本、人口规模、人口集聚等角度讨论其对经济韧性的影响,尚未考虑数字技术、环境规制和产业升级的作用效应。人口高质量发展涉及多个核心要素,单一角度的研究会忽略各要素之间系统性、动态性、长期性的相互作用机制,难以准确评价人口高质量发展对经济抗压能力及恢复弹性的综合贡献。同时,伴随着数字技术、生态环境与产业结构的协同演进,人口高质量发展的基础条件和实现路径正在重构。因此,本文可能的边际贡献主要为:一是将人口高质量发展与区域经济韧性纳入统一研究框架,拓宽了相关议题的研究边界;二是引入数字技术、环境规制作为调节机制,揭示了产业转型升级的中介传导路径,深化了影响机制研究;三是检验人口高质量发展对经济韧性的门槛效应,并开展异质性考察,为差异化制定人口发展政策、精准提升区域经济韧性提供了经验依据。

二、理论分析与研究假设

(一)人口高质量发展对经济韧性的影响

人口高质量发展是增强经济韧性的重要内生动力。一方面,通过持续提升人口素质、优化人口结构与改善健康水平,人口高质量发展能够推动人力资本深化,提高劳动生产率。依据内生增长理论^[16],高素质劳动者能通过知识溢出效应带动要素效率的整体提升,这能有效缓解因人口总量增速放缓带来的供给压力,使经济在外部冲击下展现出更强的适应性。另一方面,人口高质量发展有助于优化收入分配、完善公共服务,从而稳定居民长期消费预期。根据持久收入假设^[17],随着医疗、养老保障体系的不断完善,劳动者对

未来不确定性的预防性储蓄行为减弱,消费更加平滑,有利于在经济下行期维持内需稳定,降低系统性波动的风险。因此,人口高质量发展通过供需协同、结构优化与制度适配,促使经济系统从被动承压转向主动适应,为构建更具韧性的经济格局提供了坚实支撑。基于此,本文提出如下研究假设H1:

假设H1:人口高质量发展能够显著促进经济韧性提升。

(二)人口高质量发展对经济韧性的影响效应

已有文献主要从理论逻辑、困境辨识等视角探讨提升经济韧性的路径,但少有研究探讨人口高质量发展与经济韧性的内在联系。本文认为人口高质量发展对经济韧性主要存在以下影响效应。

第一,数字技术通常具备提升人力资本效能、优化资源配置结构等优势^[6],能够强化人口高质量发展对经济韧性的赋能作用。一方面,数字技术创新通过构建智慧教育、虚拟实训等新型学习平台,推动劳动者知识结构持续更新和技能水平动态升级,尤其能够促进中老年劳动者实现能力重塑^[18]。这种以数字化为支撑的人力资本积累方式提升了劳动者在产业变革中的适应性,放大了人口高质量发展对经济韧性的正向影响。另一方面,数字技术通过优化公共服务供给模式,改善了人口发展成果向经济韧性传导的外部环境^[19]。远程医疗、智能监测设备等应用能够扩大优质医疗资源覆盖范围,延长健康生命周期,夯实人力资本;智慧政务系统能提高政策执行的精准性,在突发事件中实现快速响应,增强社会基本保障能力。此外,大数据分析、区块链技术广泛应用于宏观经济监测体系,提升了治理主体应对复杂冲击的决策敏捷性。因此,在数字基础设施较为完善的地区,数字技术能够显著放大人口高质量发展对经济韧性的正向效应。

第二,环境规制能够引导人力资本向低碳高效领域集聚,从而增强人口高质量发展对经济韧性的赋能作用。一方面,环境规制通过设定严格的污染物排放标准、生态保护红线等来推动产业结构向集约化方向转型,倒逼企业提升技术含量^[20],从而创造更多的高技能就业岗位。这促使劳动力供给结构与绿色经济发展需求深度匹配,拓展了人口高质量发展的路径,使人力资本积累更有效地服务于经济的可持续发展。另一方面,环境规制依靠激励机制促使绿色发展成果惠及更多的人,从而增强了社会系统的包容性与稳定性^[21]。生态补偿制度、绿色产业专项扶持政策以及低碳技术

创新支持体系促使人才、资本和技术要素向生态脆弱地区流动,在改善生态环境的同时,优化了区域就业结构。更为重要的是,环境规制加强了人口、产业、环境之间相互作用的制度约束与正向反馈。监管力度较大的地区,高素质人才更容易通过绿色技术研发、环境治理创新参与区域韧性建设,提升应对气候灾害、公共卫生等复合型风险的能力^[22]。因此,环境规制作为关键调节变量,放大了人口高质量发展对经济韧性的赋能效应。

第三,人口高质量发展通过推动产业结构升级,能够将人力资本的优势转化为产出效率提升的动能,增强经济系统的可持续性。产业结构升级涵盖产业结构高级化和产业结构合理化。在产业结构高级化方面,人口高质量发展通过提升劳动者技能,能为高技术、高附加值产业发展提供核心支撑。高素质劳动力作为技术突破的关键力量,其集聚效应增强能够显著推动制造业向智能化转型^[23],这有利于促进生产组织方式向创新驱动转型,形成以知识密集型产业为主导的发展态势,提升地区抵御风险的恢复能力。在产业结构合理化方面,人口高质量发展优化了要素配置效率,推动制造业与服务业深度融合,缓解了产业失衡^[24]。随着人口结构改善、消费升级趋势显现,新业态加速嵌入产业链条,助力构建多元互补、动态协同的现代产业体系,进一步提升了经济系统的稳定性。因此,产业结构升级作为传导枢纽,能够使人口高质量发展的优势有效转化为经济韧性提升的现实支撑。基于此,本文提出如下研究假设:

假设 H2a: 数字技术正向调节人口高质量发展对经济韧性的促进作用。

假设 H2b: 环境规制正向调节人口高质量发展对经济韧性的促进作用。

假设 H2c: 人口高质量发展能够通过推动产业结构升级促进经济韧性提升。

(三)人口高质量发展对经济韧性影响的门槛效应

人口高质量发展对经济韧性的提升作用呈现出显著的非线性传导特征。在初始阶段,教育、健康与技能培训投入虽持续增加,但人力资本积累尚未形成规模,高素质劳动力供给有限、产业适配能力弱、制度协同不足,导致其对经济系统的支撑作用不明显^[25]。当人口高质量发展达到且越过关键阈值时,高素质人才将会形成集聚效应,知识扩散、技术创新与管理升级加快,推动产业链优化。同时,人口高质量发展与区域发展

环境形成正向反馈,优质的公共服务和良好的资源环境会吸引更多高技能人才流入^[26],人才集聚又进一步改善区域创新能力,促使更多资源向科技、绿色等领域倾斜。此时,边际投入带来的经济韧性增益效应会显著扩大。因此,人口高质量发展对经济韧性的影响呈现边际收益递增的非线性演进特征。基于此,本文提出如下研究假设:

假设 H3: 人口高质量发展对经济韧性的影响存在门槛效应。

三、研究设计

(一)模型构建

1. 基准回归模型

考虑到人口高质量发展与经济韧性之间可能存在双向影响,即在其他条件给定的情况下,地区经济韧性水平越高,通常越有助于人口高质量发展水平的提升,因而可能存在经济韧性对人口高质量发展影响的反向因果关系,由此带来内生性问题。GMM模型可以很好地处理内生性问题,减少由于反向因果、测量误差或者遗漏变量造成的估计偏差,提高参数估计的无偏性与一致性。系统GMM模型将差分GMM模型和水平方程的信息结合起来,进一步提高了估计效率,增强了对复杂经济关系的识别能力,因此本文选择系统GMM模型研究人口高质量发展对经济韧性的影响。由于经济韧性有时间延续性,人口高质量发展对经济韧性的影响效应会受到上一期数据的影响,故引入被解释变量滞后项,建立双向固定效应的系统GMM模型。具体模型如下:

$$resilience_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 resilience_{it-1} + \alpha_2 quality_{it} + \alpha_n X_n + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i, t 分别代表省份和年份, $resilience$ 表示区域经济韧性水平, $quality$ 表示人口高质量发展水平, X 表示控制变量集合, μ_i 表示省份固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项, α_i 为待估参数。

2. 调节效应模型

为检验数字技术($tech$)与环境规制($regulation$)的调节效应,在式(1)中引入核心解释变量和调节变量的交互项($quality \times K$),设定调节效应模型,具体如下:

$$resilience_{it} = \beta_0 + \beta_1 resilience_{it-1} + \beta_2 quality_{it} + \beta_3 K_{it} + \beta_4 quality_{it} \times K_{it} + \beta_n X_n + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, K 为调节变量,表示数字技术($tech$)和环境规制($regulation$); β_4 为交互项的回归系数,表示数字技术和环境规制调节效应的大小; β_3 表示调节变量对经济韧性的影响程度。其中,数字技术($tech$)作为新一

轮科技革命和产业变革的关键引擎,深刻重塑着生产方式与组织形态,用各省份数字专利申请数量的自然对数来衡量^[6]。环境规制(*regulation*)反映政府通过政策标准等手段对污染物排放和资源利用行为进行约束与引导的制度安排,是实现可持续发展的重要保障,用各省份工业污染治理投资完成额与地区生产总值的比值并加1后取对数表示。其余符号含义与式(1)相同。

3. 中介效应模型

产业转型升级常用产业结构合理化(*theil*)和产业结构高级化(*advance*)衡量,分别反映产业系统内部资源配置效率的改善与产业发展层次向高技术、高附加值方向演进的过程。参考已有研究^[27],设定如下中介效应模型:

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 quality_{it} + \varphi_n X_n + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 为中介变量,分别表示产业结构合理化(*theil*)和产业结构高级化(*advance*); φ_i 为待估参数。

产业结构合理化(*theil*)基于泰尔指数进行计算,具体可设定为:

$$theil = \sum_{j=1}^3 \left(\frac{Y_j}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_j}{L_j} / \frac{Y}{L} \right) \quad (4)$$

其中, Y_j 、 L_j 分别表示第 j 种产业增加值和就业人数, Y 、 L 分别表示各省份生产总值和就业总人数。产业结构合理化(*theil*)为负向指标,其值越接近于0,表示产业结构越合理。

产业结构高级化(*advance*)通过以下方式测算^[28]:首先,将第一、二、三产业增加值占比分别作为空间向量中的一个分量,构成一组三维向量 $X_0 = (x_{1,0}, x_{2,0}, x_{3,0})$ 。其次,分别计算 X_0 与第一、二、三产业的向量 $X_1 = (1, 0, 0)$ 、 $X_2 = (0, 1, 0)$ 、 $X_3 = (0, 0, 1)$ 的夹角 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 。

$$\theta_j = \arccos \left[\frac{\sum_{i=1}^3 (x_{ij} \cdot x_{i0})}{\sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{ij}^2} \sqrt{\sum_{i=1}^3 x_{i0}^2}} \right], j = (1, 2, 3) \quad (5)$$

基于此,各省份产业结构高级化指数计算公式可设定为:

$$advance = 3\theta_1 + 2\theta_2 + \theta_3 \quad (6)$$

(二) 变量选取

1. 被解释变量:经济韧性(*resilience*)

参考已有研究^[1,9],用地区生产总值的敏感度指数衡量经济韧性水平,并对该指标进行中心化处理,以客观反映不同地区应对冲击与恢复增长的能力差异。与综合指数相比,敏感度指数法避免了多指标加权过程中主观赋权带来的偏差,公式如下:

$$resilience_{it} = \frac{\Delta Y_{it} - \Delta E_{it}}{|\Delta E_{it}|} = \frac{(Y_{it} - Y_{it-1})/Y_{it-1} - (E_{it} - E_{it-1})/E_{it-1}}{(E_{it} - E_{it-1})/E_{it-1}} \quad (7)$$

其中, $resilience_{it}$ 表示区域经济韧性水平, ΔY_{it} 表示 i 省份在 t 年的经济运行变化率,衡量区域经济增加值的变化; ΔE_{it} 为全国经济运行情况均值的变化率,代表预期产出的变化情况。

2. 核心解释变量:人口高质量发展(*quality*)

人口高质量发展涵盖人口素质、人口结构、人口分布及人口规模等多个核心维度,是一项统筹全生命周期、贯穿各年龄阶段的系统性工程。参考相关研究^[4-5],从素质优良、总量充裕、结构优化、分布协调四个维度建立人口高质量发展评价指标体系(见表1),并采用熵值法测度人口高质量发展水平。

3. 控制变量

为提高模型的精准度,引入如下控制变量:(1)政府财政支持(*govern*),用政府财政支出与GDP的比值衡量。(2)金融发展水平,用年末金融机构各项贷款余额与GDP的比值衡量。(3)基础设施水平(*infras*),用公共交通布设线长度与行政区面积的比值衡量。(4)互联网水平(*internet*),用国际互联网用户数的对数衡量。(5)对外开放程度(*open*),用实际利用外资额与GDP的比值衡量。(6)人口老龄化水平(*old*),用常住人口中65岁及以上的老年群体数量与总人口数量的比值来衡量。

(三) 数据来源

本文主要采用2011—2024年我国31个省份(不含港澳台地区)的数据研究人口高质量发展对经济韧性的影响,相关数据主要来自《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国人口就业统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和国家统计局官网。对于部分缺失数据,采用线性插值法进行补充。各变量的描述性统计结果如表2所示。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表3中列(1)和列(2)分别展示了加入控制变量和未加入控制变量后人口高质量发展对经济韧性的影响。列(1)和列(2)估计结果的扰动项二阶自相关不显著,同时,Hansen过度识别检验结果接受“所有工具变量均有效”的原假设,表明本文构建的模型估计结果有

表 1 人口高质量发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	性质
素质优良	科学文化素质	人均受教育年限	年	正向
		每万名在校大学生数	人	正向
	健康素质	人均预期寿命	岁	正向
		每万人拥有卫生技术人员数	人	正向
	道德素质	犯罪率	%	负向
总量充裕	人口规模	总人口数	万人	正向
	人口生产	人口出生率	‰	正向
		人口自然增长率	‰	正向
		年末常住人口增长率	%	正向
结构优化	性别结构	男女性别比 ^[5]	%	正向
	劳动力结构	劳动年龄人口占比	%	正向
	年龄结构	总抚养比	%	负向
	婚姻结构	离婚率(离婚对数/平均人口)	‰	负向
分布协调	空间分布	城镇化率	%	正向
		人口密度	人/km ²	正向
		本年净迁移率[(常住人口-户籍人口)/户籍人口]	%	正向
	经济社会协调	人均地区生产总值	元	正向
		人均可支配收入	元/人	正向
		人均消费支出	元/人	正向
	资源环境协调	人均能源消费量	万吨标煤/人	正向
		人均城市绿化面积	m ² /人	正向
		人均用水量	m ²	正向
		人均CO ₂ 排放量	吨/人	负向
	公共服务协调	人均公共图书馆藏量	册/人	正向
		每万人公共交通工具	标台	正向
		财政支出占比(教育、科技、社保、医疗卫生支出/财政支出)	%	正向

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	经济韧性	<i>resilience</i>	434	0.025	0.472	-2.946	3.401
核心解释变量	人口高质量发展水平	<i>quality</i>	434	0.282	0.071	0.173	0.489
控制变量	政府财政支持	<i>govern</i>	434	0.278	0.202	0.105	1.379
	金融发展水平	<i>finance</i>	434	0.070	0.032	0.025	0.196
	基础设施水平	<i>infras</i>	434	0.349	0.139	0.191	0.750
	互联网水平	<i>internet</i>	434	4.067	2.747	0.178	4.727
	对外开放程度	<i>open</i>	434	0.002	0.003	0.000	0.029
	人口老龄化水平	<i>old</i>	434	0.112	0.315	0.048	0.211
调节变量	数字技术	<i>tech</i>	434	2.235	1.054	1.630	2.743
	环境规制	<i>regulation</i>	434	0.289	0.336	0.053	3.098
中介变量	产业结构合理化	<i>theil</i>	434	0.150	0.096	0.007	0.451
	产业结构高级化	<i>advance</i>	434	1.405	0.770	0.527	5.881

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>L.resilience</i>	0.215*** (4.18)	0.113*** (5.24)
<i>quality</i>	0.776*** (3.31)	0.343*** (3.46)
<i>govern</i>		1.707*** (4.84)
<i>finance</i>		0.416*** (4.42)
<i>infras</i>		0.315*** (2.79)
<i>internet</i>		0.103* (1.67)
<i>open</i>		1.402*** (4.57)
<i>old</i>		-0.053*** (-2.92)
常数项	-0.490*** (-3.18)	-1.016*** (-3.75)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	403	403
AR(1)	0.000	0.000
AR(2)	0.183	0.237
Hansen	0.093	0.571

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为t值。下表同。

效。由此可知,无论是否加入控制变量,人口高质量发展对经济韧性都有显著正向影响,而加入控制变量后核心解释变量的回归系数减小,主要是控制变量吸收了部分由核心解释变量体现的关联效应。这一结论初步验证了人口高质量发展对经济韧性的促进作用,研究假设H1成立。随着人口结构不断优化,人力资本积累不断加深,人口发展与区域经济布局更加匹配,从而增强了我国经济体系的抗风险能力。此外,从控制变量看,地方财政投入加大、对外开放和金融发展水平提升、基础设施建设稳步推进、互联网不断升级改造都有利于经济韧性的提高。同时,人口老龄化对经济韧性的影响显著为负,说明随着银发经济的培育和发展,经济韧性水平得到提升。

(二)稳健性检验

为了检验人口高质量发展对经济韧性影响的稳健性,本文进行如下检验:(1)更换模型。采用双向固定效应模型重新构建回归模型,结果见表4列(1)。无论选择哪种回归模型,人口高质量发展对经济韧性的提升都起到了显著正向作用。(2)更换测度方法。利用因子分析法重新测度人口高质量发展水平,结果如表4列(2)所示,从中可知人口高质量发展对经济韧性的影响仍显著为正。(3)剔除直辖市。鉴于直辖市(北京、天津、重庆、上海)与其他省份在经济体量、资源禀赋上存在显著差异,为消除这些差异以增强实证结果的可靠性,研究中剔除直辖市样本重新构建回归模型,结果见表4列(3)。结果显示,核心解释变量的回归系数仍显著为正,表明人口高质量发展对经济韧性的促进作用不依赖于特殊行政区域的驱动。(4)消除极端值影响。由于我国各地在人力资本积累和创新能力建设等方面存在显著差异,为消除极端值影响,对所选指标初始值进行1%缩尾处理,结果见表4列(4)。剔除部分离群值后,人口高质量发展的回归系数仍显著为正。综上,本文构建的模型具有较强的稳健性,得出的结论可靠,再次验证了假设H1。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) 双向固定 效应模型	(2) 因子 分析法	(3) 剔除 直辖市	(4) 消除 极端值
<i>L.resilience</i>		0.204** (2.04)	0.205*** (3.66)	0.317*** (5.86)
<i>quality</i>	0.457*** (5.51)	0.288*** (4.09)	0.173*** (3.23)	0.392*** (7.81)
常数项	0.274*** (4.29)	2.114*** (9.15)	-0.573*** (-3.07)	-0.367** (-2.30)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	434	403	351	403
Adj.R ²	0.843			
AR(1)		0.000	0.000	0.000
AR(2)		0.684	0.358	0.601
Hansen		0.346	0.516	0.378

(三)作用效应检验

1. 调节效应分析

进一步考察数字技术、环境规制对人口高质量发

展与经济韧性的调节作用,回归结果见表5。

数字技术的调节效应结果见表5列(1)。数字技术与人口高质量发展交互项的回归系数在1%的水平下显著为正,说明在其他因素不变的情况下,数字技术水平越高,人口高质量发展与经济韧性的正向关系越强,假设H2a得证。数字技术作为连接人口高质量发展与经济韧性增强的关键纽带,能够有效推动教育、医疗、养老等领域的服务模式转型升级,提高人力资本积累效率,创造出更有弹性的就业空间,从而显著增强人口高质量发展对经济韧性的正向效应。

环境规制的调节效应见表5列(2)。环境规制与人口高质量发展交互项的回归系数在1%的水平下显著为正,说明在其他因素不变的情况下,环境规制程度越高,人口高质量发展与经济韧性的正向关系越强,假设H2b得证,主要是因为环境规制促进了生态产品价值实现机制建设,将生态环境优势转化为旅游开发、碳汇交易等绿色经济收益,拓展了居民就业渠道与收入来源,推动人口发展与绿色发展深度融合,提升经济社会系统在应对资源约束和外部冲击时的适应性与恢复能力。

表5 数字技术和环境规制的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
<i>Lresilience</i>	0.121** (2.16)	0.220*** (4.05)
<i>quality</i>	0.271*** (5.36)	0.197*** (3.19)
<i>tech</i>	0.131*** (4.32)	
<i>quality×tech</i>	0.286*** (4.91)	
<i>regulation</i>		0.151** (2.04)
<i>quality×regulation</i>		0.389** (2.13)
常数项	-0.567* (-1.83)	0.404*** (6.17)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	403	403
AR(1)	0.000	0.000
AR(2)	0.142	0.584
Hansen	0.216	0.571

2. 传导效应分析

基于双向固定效应模型研究产业转型升级的传导效应,回归结果见表6。可以看出,人口高质量发展对产业结构合理化和产业结构高级化均具有显著的正向促进作用,即人口高质量发展能够通过促进产业转型升级来提升经济韧性。这是由于在人口高质量发展过程中,高素质人口在产业升级中实现价值转化后会以更强的岗位弹性反哺经济系统,显著提高稳增长的能力。因此,产业转型升级既承接了人口高质量发展的红利,又将其转化为经济运行的稳定性与恢复力,假设H2c成立。

表6 产业转型升级的传导效应检验结果

变量	(1) <i>theil</i>	(2) <i>advance</i>
<i>quality</i>	-0.771*** (-12.06)	1.049*** (15.68)
常数项	0.367*** (15.80)	2.114*** (9.15)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	434	434
调整的R ²	0.831	0.891

(四) 异质性分析

从人口分布、政府参与程度、地理区位三个层面分析人口高质量发展对经济韧性影响的异质性,回归结果见表7和表8。

1. 人口分布异质性

胡焕庸线(黑河—腾冲线)既是我国著名的人口分界线,更是自然地理与经济社会发展的综合反映^[29]。基于此,本文以胡焕庸线为划分依据,将样本分为东西两组,探究人口高质量发展对经济韧性影响的区域非对称性,回归结果见表7列(1)和列(2)。结果表明,人口高质量发展对胡焕庸线以东地区经济韧性影响的显著性较强,这些地区具有人口集聚度高、经济结构多元、创新要素密集等特征,具备将人口高质量发展高效转化为经济韧性的综合优势。相比之下,胡焕庸线以西地区受制于人口分布分散、发展基础薄弱等因素,人口高质量发展的进程更为艰巨,其对经济韧性的支撑作用较低。因此,人口高质量发展对经济韧性的影响在胡焕庸线东西两侧呈现“东部强转化、西部弱响应”的区域分异格局。

表7 人口分布和政府参与程度的异质性检验结果

变量	(1) 胡焕庸线 以东	(2) 胡焕庸线 以西	(3) 政府参与 程度高	(4) 政府参与 程度低
<i>L.resilience</i>	0.272*** (3.97)	0.056* (1.76)	0.240*** (2.96)	0.035* (1.72)
<i>quality</i>	0.542*** (4.89)	0.141* (1.73)	0.362*** (3.61)	0.696 (1.09)
常数项	-0.432* (-1.79)	-0.487* (-1.87)	-0.567* (-1.83)	0.607** (-2.10)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	325	78	186	217
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.491	0.381	0.514	0.451
Hansen	0.993	0.883	0.716	0.913

2. 政府参与程度异质性

用政府财政支出与GDP的比值衡量政府参与程度,并根据中位数将研究样本分为政府参与程度高与政府参与程度低两组,回归结果见表7列(3)和列(4)。在政府参与程度较高的省份,人口高质量发展对经济韧性的促进作用更强,且在1%的水平下显著,表明政府在促进人力资本积累方面的作用突出,这些地区政府通过推动产教融合等手段激发人口质量红利,夯实人口高质量发展应对外部冲击的经济社会基础。在政府参与程度较低的省份,人口高质量发展对经济韧性的正向作用并不显著。

3. 地理区位异质性

我国东部、中部、西部及东北地区发展存在显著梯度差异,导致人口高质量发展对经济韧性的支撑作用呈现明显的区域异质性(见表8)。由回归结果可知,人口高质量发展对经济韧性的影响在中部地区较为显著,在西部及东北地区的显著性较低,在东部地区不显著。可能是东部地区凭借成熟的产业结构和完善的基础设施,人口高质量发展处于高位运行区间。根据索洛增长模型,当一个地区接近稳态均衡的状态时,要素投入的边际产出递减,人口高质量发展对经济韧性的边际贡献趋于平缓。中部地区正处于制造业深化发展阶段,随着人口素质的提高,劳动力技能的匹配度也随之提高,推动传统产业转型升级和新兴产业落地,从而有效提高经济系统的适应性。西部地区受限于地理区隔,公共服务较为薄弱,人口高质

表8 地理区位的异质性检验结果

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 东北地区
<i>L.resilience</i>	0.309*** (2.70)	0.216* (1.93)	0.166** (1.99)	0.153* (1.76)
<i>quality</i>	0.283 (0.49)	0.116*** (4.09)	0.970* (1.82)	0.572* (1.86)
常数项	-0.218 (-0.91)	0.607** (-2.10)	0.028 (0.15)	-0.946*** (-4.37)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	130	78	156	39
AR(1)	0.000	0.019	0.001	0.027
AR(2)	0.803	0.841	0.615	0.473
Hansen	0.824	0.716	0.718	0.909

量发展对经济韧性的内生推动作用较弱。东北地区面临人口总量下降和老龄化加剧的双重压力,原有工业体系所积淀的技术工人队伍需要通过再培训、再就业来实现能力重塑,进而通过人口高质量发展助力老工业基地焕发新活力。

(五)拓展分析:人口高质量发展的门槛效应

借鉴韩先锋等(2019)^[30]的研究构建门槛回归模型,并将核心解释变量人口高质量发展(*quality*)设为门槛变量,研究人口高质量发展对经济韧性的门槛效应,具体模型如下:

$$resilience_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 quality \times I(quality \leq \gamma_1) + \alpha_2 quality \times I(quality > \gamma_1) + \alpha_c X_{i,t} + \delta_i + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

(8)

其中,*quality*既是核心解释变量也是门槛变量, γ_1 为待估的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数,在满足条件时取值为1,否则为0。经检验,当人口高质量发展作为门槛变量时,仅通过单一门槛检验,门槛值为0.352。基于此,本文将所有样本划分为人口高质量发展较低组($quality \leq 0.352$)和人口高质量发展较高组($quality > 0.352$),以考察不同人口高质量发展水平对经济韧性的影响(见表9)。

由表9可知,在人口高质量发展水平较高时,人口高质量发展对经济韧性的影响显著,回归系数为0.702;而在人口高质量发展水平较低时,人口高质量发展对经济韧性的影响不显著,回归系数仅为0.001。这表明人口高质量发展对经济韧性的影响具有边际效应递增的

表9 门槛效应检验结果

变量	(1)
$quality \times I(quality \leq 0.352)$	0.001 (0.23)
$quality \times I(quality > 0.352)$	0.702*** (9.87)
常数项	0.099*** (5.36)
控制变量	是
省份固定效应	是
年份固定效应	是
N	434
调整的 R ²	0.635

非线性特征,即人口高质量发展对经济韧性的作用效果随其水平的提高越来越明显,假设H3得证。这是因为在人口高质量发展水平较高时,劳动者具备更强的转型适应能力与创新创业能力,促使产业链向高端化、智能化、绿色化演进,进而推动经济系统展现出更强的抗压性,为应对外部不确定性提供坚实支撑。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2011—2024年我国31个省份的面板数据,采用系统GMM模型,研究了人口高质量发展对经济韧性的影响效应,并探讨了数字技术、环境规制的调节作用,以及产业转型升级的中介作用。研究发现:(1)人口高质量发展对经济韧性具有显著的正向促进作用,这一结论在经过更换模型、重新测度核心解释变量等稳健性检验后依然成立。在调节效应方面,随着数字技术和环境规制程度的提升,人口高质量发展的作用效果将进一步加强;在中介效应方面,存在“人口高质量发展—产业结构升级—经济韧性”的传导路径。(2)人口高质量发展对经济韧性的促进作用存在明显的异质性。其对经济韧性的影响在胡焕庸线以东、政府参与程度高的省份以及中部地区的影响较为显著,而在胡焕庸线以西、政府参与程度较低的省份以及西部和东北地区的作用效果较低。(3)人口高质量发展对经济韧性的影响存在门槛效应,当人口高质量发展水平达到且超过一定阈值,其对经济韧性的影响将呈现出“量变积累到质变跃升”的非线性特征。

(二)政策建议

基于主要研究结论,提出如下政策建议:

第一,强化人口高质量发展对经济韧性的支撑作用,构建全链条人力资本转化机制。人口素质的持续提升是提升经济系统抗冲击能力的基础性工程。当前我国正处在产业结构深度调整期,需以更前瞻性的眼光推动人口红利向人才红利转变。在基础教育阶段,要打破以分数为导向的传统思维,全面推进科学素养、数字思维能力培养,开展人工智能启蒙教育,推广项目式、探究式学习方式,从源头激发创新潜能;在高等教育与职业教育阶段,要加快学科专业结构的调整,以先进制造、数字经济、绿色能源等战略性领域为重点,深化产教融合、校企合作,使人才培养精准对接产业升级需求。同时,健全终身职业技能培训体系,支持低技能劳动者向复合型岗位转型,提升就业转换弹性。通过全周期、全领域的人力资本投资,使人口质量提升真正转化为产业链稳定运行的坚实底盘,为经济韧性注入持续动能。

第二,构建区域差异化人口发展政策体系,夯实经济韧性空间根基。人口高质量发展对经济韧性的支撑作用在不同区域呈现非均衡性,亟须打破“一刀切”思维模式,实施精准化、梯次化政策引导。在胡焕庸线以东地区,聚焦人力资本深度开发,推动教育、医疗、创新资源与高端产业协同发展,增强高能级城市对产业链安全的引领力;在胡焕庸线以西地区,强化基本公共服务供给,通过数字技术赋能远程教育 with 智慧医疗,缩小城乡和区域间人力资本差距,提升基层抗风险能力。针对政府参与程度较高的地区,强化公共服务精准供给,推动教育、医疗、养老等优质资源向基层延伸,提升人口发展基础支撑能力;在政府参与程度较低的地区,注重制度创新与政策协同,引导人力资本积累与产业升级深度融合,增强劳动力市场弹性与社会自我调节能力。

第三,构建人口高质量发展与经济韧性协同演进的动态调节机制,应对非线性转化过程中的阶段性挑战。研究显示,人口高质量发展对经济韧性的支撑作用呈现“初期积累、后期跃升”的非线性特征,在人力资本尚未达到临界水平前,其抗风险、稳增长的效应尚不显著。因此,在人口质量提升初期,应强化基本公共服务保障,重点加大对中西部地区和基层的教育、医疗、职业技能培训投入,筑牢人力资本基础,增强劳动力基本适应能力,推动区域均衡发展。在转型过渡期,推动产教融合、岗位技能迭代与社会保障衔接,建立技能更新、就业转换、收入稳定的联动机制,降低结构变动带

来的社会波动风险。当人口素质积累进入高位阶段,应加快释放人才红利,引导高素质劳动力向科技创新、产业链高端环节集聚,全面提升经济系统的自主可控力与恢复弹性。

第四,加大科技赋能与绿色转型协同力度,推动人口高质量发展与数字技术同频共振。依托国家实验室、重大科技基础设施和绿色低碳产业园区,建设一批产教融合型人才实训基地,面向在职劳动者开展智能制造、新能源运维、碳核算等前沿领域技能培训。实施“数字技能普及+绿色岗位对接”行动,利用在线教育平台向中西部地区输送智慧农业、智能电网、节能环保等课程资源,提升基层劳动者适应新技术的能力。在重点行业推行“技改赋岗、培训跟岗”机制,企业实施智能化或低碳化改造时,同步组织员工转岗培训,实现技术升级与人力提升无缝衔接。完善绿色职业资格认证体系,将碳排放管理、节能评估等纳入职业技能等级评定,并给予相应政策激励。

第五,强化要素协同与制度衔接,畅通“人口高质量发展—产业转型升级—经济韧性”传导路径。要以教育结构优化为抓手,推动高等教育和职业教育紧密对接战略性新兴产业需求,扩大集成电路、人工智能、生物医药、绿色能源等领域的专业布点,提升人才供给的前瞻性与适配性。引导资金、技术、数据等要素向知识密集型、创新驱动型领域集聚,增强产业对高素质人才的承载能力。通过税收优惠、创新补贴等方式激励企业加大人力资本投入,将“用好人”纳入高质量发展评价体系。建立“人口—产业—韧性”动态监测机制,及时识别结构错配风险,推动精准施策。◆

参考文献:

- [1] Martin R. Regional Economic Resilience, Hysteresis and Recessionary Shocks. *Journal of Economic Geography*, 2012, 12(1):1-32.
- [2] 加快建设以实体经济为支撑的现代化产业体系 以人口高质量发展支撑中国式现代化[N]. 人民日报, 2023-05-06(1).
- [3] 田天亮. 透视人口高质量发展: 目标定位、实现路径与理论创新[J]. *人口与经济*, 2024(4):19-31.
- [4] 陈景华, 毛开元, 孟凡诚, 等. 中国人口高质量发展: 内涵、水平及区域差异[J]. *中国人口科学*, 2024, 38(2):3-18.
- [5] 王晟哲, 熊升银. 中国人口高质量发展的时空特征及影响因素研究[J]. *人口学刊*, 2025, 47(6):21-39.
- [6] 张雪. 人口高质量发展对银发经济的影响研究: 基于数字技术创新和人口老龄化视角[J]. *经济体制改革*, 2026(1):57-66.
- [7] 张颖熙, 谭诗异. 以数字技术推动人口高质量发展: 基于健康人力资本的跨国实证研究[J]. *学习与探索*, 2024(1):110-122+176.
- [8] 魏冶, 修春亮. 城市网络韧性的概念与分析框架探析[J]. *地理科学进展*, 2020, 39(3):488-502.
- [9] 张安伟, 胡艳. 中国市域经济韧性结构分解与演变及其创新驱动机制[J]. *经济地理*, 2023, 43(10):23-33.
- [10] 丁建军, 王璋, 柳艳红, 等. 中国连片特困区经济韧性测度及影响因素分析[J]. *地理科学进展*, 2020, 39(6):924-937.
- [11] 徐圆, 张林玲. 中国城市的经济韧性及由来: 产业结构多样化视角[J]. *财贸经济*, 2019, 40(7):110-126.
- [12] 宋林, 张蕾蕾. 虚拟集聚与城市经济韧性[J]. *当代经济科学*, 2024, 46(6):132-146.
- [13] Romer P M. Increasing Returns and Long-run Growth[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5):1002-1037.
- [14] 王金营, 左贝宁. 经济增长中的人口规模与人力资本效率提升[J]. *人口与经济*, 2025(6):17-30.
- [15] 陈安平. 集聚与中国城市经济韧性[J]. *世界经济*, 2022, 45(1):158-181.
- [16] 贺俊, 胡家连, 刘青芳. 基于内生增长理论的人口生育率问题研究[J]. *北京航空航天大学学报(社会科学版)*, 2014, 27(3):85-89.
- [17] 赵航, 吴迪. 持久收入假设下两种收入分解方法的比较研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2019, 36(3):38-58.
- [18] 苗钟元, 范围. 红利还是鸿沟? 数字技术对中老年人就业的影响[J]. *人口与社会*, 2025, 41(6):25-38.
- [19] 吴结兵, 傅英航. 公共服务数字化共同生产: 理论逻辑、影响因素与治理效应[J]. *理论月刊*, 2025(12):60-71+158.
- [20] Sinn H W. Public Policies Against Global Warming: a Supply Side Approach[J]. *International Tax and Public Finance*, 2008, 15(4):360-394.
- [21] 卫夏青, 秦国伟. 绿色发展时代内涵、评价体系与推进策略研究: 以安徽省为例[J]. *江淮论坛*, 2019(2):63-68.
- [22] 马丽娟, 袁佳双, 黄磊. 联合国全民早期预警目标下中国气候风险管理前景分析[J]. *气候变化研究进展*, 2024, 20(1):48-61.
- [23] 戴翔. 中国新型工业化的人文经济学域观解析[J]. *南京社会科学*, 2026(1):46-59.
- [24] 张跃胜, 翟雨桐. 数实融合对资源型城市经济韧性的影响及驱动机制[J]. *经济地理*, 2025, 45(12):105-114.
- [25] 刘永富, 关帅. 扩内需下消费与投资互促循环效应的动态解构[J]. *现代经济探讨*, 2025(11):8-21.
- [26] 王春超, 叶蓓. 城市如何吸引高技能人才?: 基于教育制度改革视角[J]. *经济研究*, 2021, 56(6):191-208.
- [27] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5):100-120.
- [28] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. *统计研究*, 2010, 27(8):79-81.
- [29] 张皓乙, 宁满秀, 刘颖. “硬件”建设、“软件”壁垒与城乡收

入差距:基于城乡劳动力市场分割视角的解释[J].农林经济管理学报,2023,22(3):369-378.

[30]韩先锋,宋文飞,李勃昕.互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J].中国工业经济,2019(7):119-136.

High-Quality Population Development and Economic Resilience: Mechanisms and Heterogeneity Analysis

Lu Xuefeng, Wu Xuhui

Abstract: High-quality population development serves as a crucial endogenous driver for enhancing economic resilience. Based on panel data from China's 31 provinces covering 2011–2024, this study measures the level of high-quality population development by integrating the direction, positioning, and goals of population development, and employs a system GMM model to examine its impact on economic resilience. The results show that high-quality population development significantly promotes economic resilience, exhibiting a nonlinear evolution characterized by increasing marginal returns. In terms of transmission mechanisms, digital technology and environmental regulations play significant positive moderating roles, and there exists a transmission pathway: “high-quality population development → industrial upgrading and transformation → economic resilience.” The impact of high-quality population development on economic resilience varies across regions in terms of population distribution, government involvement, and geographical location, with more pronounced effects observed in provinces east of the Hu Line, those with higher levels of government participation, and in central China. Therefore, high-quality population development should be leveraged as a strategic fulcrum to build an integrated support system featuring full-chain transformation, regional coordination, dynamic adjustment, green technological synergy, and institutional integration, thereby providing solid demographic and institutional foundations for sustained enhancement of economic resilience.

Key words: High-Quality Population Development; Economic Resilience; Digital Technology; Environmental Regulation; Industrial Upgrading and Transformation

(责任编辑:新月)

新时代中国能源安全水平测度、区域差异及动态演进

刘亦文¹, 魏萍萍²

(1. 湖南工商大学 国际商学院, 湖南 长沙 410205; 2. 湖南工商大学 资源环境学院, 湖南 长沙 410205)

摘要: 能源安全是国家安全的重要组成部分和国家发展的坚强基石。从能源供应安全、能源使用安全、能源经济安全、能源环境安全、能源科技安全五个维度构建新时代中国能源安全水平评价指标体系, 测度2012—2022年我国30个省份的能源安全水平, 并分析其区域差异和动态演进特征。研究发现: (1) 我国能源安全水平整体呈现波动式上升态势, 省际相对差距呈收敛趋势, 但系统性风险防控体系仍存在薄弱环节; 区域能源安全水平与资源禀赋、产业结构及创新要素间呈现非线性关联; 能源系统在空间范围内存在脆弱性。(2) 能源安全水平存在区域差异, 区域间差异是差异的主要来源, 黄河中游与大西南地区之间的区域间差异最大; 区域内差异主要集中于南部沿海地区和东北地区。(3) 结构分解显示, 供给安全与科技安全是区域差异的主导因素, 能源安全保障呈现“资源禀赋基础支撑—科技创新核心驱动”双轨并行特征。(4) 能源安全水平保持稳定的可能性较大, 存在组内趋同现象, 跨越式发展的可能性较低。据此, 应着力构建“战略储备—区域调配—国际通道”三级韧性供应链体系, 优化区域能源资源配置, 完善“双循环”治理框架, 夯实我国能源安全根基。

关键词: 能源安全水平; 熵权TOPSIS法; 核密度估计; 基尼系数; 时空演化

中图分类号: F062.1

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)06-0057-14

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.06.006

一、引言

能源安全作为国家安全的战略性支柱, 是国民经济发展的物质基石, 更是国家安全体系的核心构成要素。迈入全面建设社会主义现代化国家新征程以来, 百年未有之大变局下的国际环境深刻演变, 国际地缘政治风险突增、保护主义与单边主义抬头、全球气候变化治理不确定性风险增加、绿色低碳转型加速和技术壁垒加深等因素不断冲击着我国能源安全, 对我国能源安全体系提出越来越高的要求。受社会经济、自然环境、国际市场等各种因素的综合影响, 我国能源安全仍面临以下挑战: 一是能源供需矛盾突出, 能源供应安全风险较高。能源自给方面, 油气供需矛盾较为突出; 能源供应结构多元化方面, 化石燃料等传统能源承担主要的能源保供任务, 清洁能源比重亟待提高。二是

能源消费结构不合理, 能源使用安全 and 环境安全压力激增。一次能源消费方面, 煤炭在一次能源消费结构中“一支独大”, 清洁能源比重过低; 产业结构和发展方式方面, 第二产业占GDP比重偏高, 能源综合利用效率低。三是能源技术自主创新不足, 关键核心技术难题亟待攻克, 能源科技安全受限。能源技术自主创新方面, 稳油增气、煤炭清洁高效利用等领域核心技术受限, 缺少革命性、颠覆性技术; 能源科技创新体系方面, 基础能源科学研究投入力度不足, 能源技术创新体系及科研支撑体系尚需完善, 科技成果转化率低。因此, 系统测度新时代中国能源安全水平, 并探究其区域差异及动态演进规律, 进而深入剖析我国能源安全存在的问题和挑战, 对沉着应对全球能源安全挑战、实现中国式现代化具有重要价值。

基金项目: 国家社会科学基金项目“能源供应链安全风险统计监测与评价研究”(24BTJ032)。

作者简介: 刘亦文, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为能源与气候政策综合集成分析方法及应用; 魏萍萍, 女, 硕士研究生, 研究方向为能源与气候政策综合集成分析方法及应用。

二、文献综述

学术界普遍认为能源安全具有显著的战略属性,是关乎国家生存发展、社会稳定和经济持续增长的复合型安全问题。1974年,国际能源署提出能源安全即以合理的价格获取充足的能源供给^[1]。该定义作为世界首个能源安全概念,侧重于突出能源供应安全,既强调能源供给的充足性,又强调了能源价格的合理性。其后,能源安全的内涵不断丰富,外延不断拓展,涉及经济安全、使用安全、环境安全、治理安全、科技安全等维度^[2]。

学术界关于能源安全评价的研究成果颇多。一是构建能源安全综合评价指标体系,评估国家及区域能源安全水平。李品等(2024)^[3]考虑不同能源品种的异质性后,从可用性、可支付性、可接受性、技术与效率四个维度构建了碳达峰目标下中国能源供给安全综合水平评价指标体系。Wang等(2024)^[4]运用熵值法从供给安全、使用安全、环境安全、经济安全四个维度测度了2014—2020年中国30个省份的能源安全指数。Pavlović等(2018)^[5]从能源进口依赖指数、能源强度、内陆总消费量、国民经济对天然气的依赖指数、赫芬达尔-赫希曼指数、香农-维纳指数等方面构建综合评价指数对克罗地亚地区的天然气供给安全进行了评估。二是基于动态化视角,结合数学、统计学、计量经济学等多学科,通过构建模型测度能源安全,并进一步探究了能源转型的影响。朱庆缘等(2024)^[6]基于函数型数据分析(FDA)方法,通过构造权变框架下的安全评估体系,动态评估了2003—2019年我国30个省份的能源和粮食安全水平。Yang等(2022)^[7]运用熵权TOPSIS模型对2010—2019年中国能源安全水平进行了评价,发现经济增长、城市化等驱动力给能源安全带来了较大压力。杜明军(2024)^[8]利用XGBoost模型识别了区域能源转型的影响因素和价值作用,并指出政策在其价值作用共性和差异方面发挥重要作用。三是运用定性分析方法,剖析能源安全的重要性及其对经济社会发展的必要性。侯梅芳等(2022)^[9]结合当前新形势,从能源供应安全、使用安全、科技安全、经济安全、治理安全五个维度阐述了我国能源安全的内涵。胡德胜(2023)^[10]阐明了中国式现代化对能源安全提出的新要求,从能源安全法治视角分析了服务于中国式现代化的能源安全法治方略。吴裕根等(2024)^[11]从能源供应体系、能源结构优化、能源安全保障机制等方面提出了提升我国能源安全水平的对策建议。

综上,现有研究在能源安全评价领域取得了一定成果,但仍存在一些不足:现有指标体系多聚焦能源供应、经济、环境安全,对能源使用安全和能源科技安全维度的考量不足,在完整性和系统性方面有所欠缺。同时,量化分析对区域差异的结构性成因、动态演变规律及状态转移趋势的探讨不够深入。基于此,本文立足国家能源安全战略需求,构建涵盖能源供应安全、使用安全、经济安全、环境安全、科技安全五大维度的综合评价体系,运用Dagum基尼系数揭示区域差异的空间来源,通过核密度估计与马尔科夫链刻画动态演进规律,深入分析我国能源安全态势,以期为完善能源体系提供兼具理论价值与实践意义的分析路径。

三、研究设计

(一)综合评价指标体系构建

能源安全问题具有多维性、系统性和时代性特征,构建科学有效的评价体系是能源安全研究的核心命题。本文构建包含五大维度、16项关键指标的能源安全水平综合评价指标体系,具体见表1。

能源供应安全呈现基础和特殊双重维度。基础维度包含稳定供给、安全可靠及价格合理等普适性准则;特殊维度则聚焦超14亿人口基数下的“以人为本”能源治理框架,具体涵盖供应来源多元化与运输通道安全的协同保障机制、能源供应链稳定性与基础设施多样化的系统性规划。参考李品等(2024)^[3]、张金锁和齐琪(2013)^[12]对能源供给安全评估的研究及我国能源资源分布的现实情况,本文认为,现阶段强化我国能源自主供给能力需着力推进三个方面:一是提升能源自给率以优化本土资源开发效能与供需匹配精度;二是保障人均能源生产量增长以激发区域供给潜力并促进社会公平发展;三是调控油品供应调入依赖度以降低战略性能源对外依存风险,同步增强供应链韧性。

能源使用安全是指能源资源在开发利用过程中实现生态友好性与社会公平性的双重目标,其核心是构建绿色低碳、高效集约的现代能源消费体系。该维度涵盖能源开发模式转型、产业结构优化及消费结构升级等关键领域。本文基于Wang等(2024)^[4]的研究,认为提高我国能源使用安全水平,需要优化人均能源消费水平以增强资源分配的空间公平性,调控能源需求增速以保障发展模式的代际可持续性,降低单位GDP能耗以提高经济系统能效,调整用电结构以强化社会福利与现代化进程的耦合效应。

表 1 能源安全水平综合评价指标体系

评价维度	一级指标	衡量方式	单位	属性	符号
能源供应安全	能源自给率	地区能源生产总量/地区能源消费总量	%	+	x_1
	人均能源生产量	地区能源生产总量/地区常住人口数	千克标准煤/人	+	x_2
	油品供应调入依赖度	地区油品调入量/地区油品消费量	%	-	x_3
能源使用安全	人均能源消费量	地区能源消费总量/地区常住人口数	万吨标准煤/人	-	x_4
	能源消费需求增长速度	能源消费量年均增速/国民经济年均增速	-	+	x_5
	单位 GDP 能耗	地区能源消费总量/地区 GDP	万吨标准煤/亿元	-	x_6
	人均用电量	地区总用电量/地区常住人口数	万千瓦时/人	+	x_7
能源经济安全	国有经济在能源工业投资的强度	地区国有经济能源工业固定资产投资额/地区 GDP	%	+	x_8
	工业生产者出厂价格指数(PPI)	工业生产者出厂价格指数(PPI)	-	-	x_9
能源环境安全	新能源发电占比	新能源发电量/地区总发电量	%	+	x_{10}
	新能源电力消费占比	新能源发电量/全社会用电量	%	+	x_{11}
	环境污染治理投资比率	工业污染治理完成投资/地区 GDP	%	+	x_{12}
	能源相关的碳强度	二氧化碳排放总量/地区能源消费总量	万吨/万吨标准煤	-	x_{13}
	二氧化硫排放强度	废气中二氧化硫排放总量/地区能源消费总量	万吨/万吨标准煤	-	x_{14}
能源科技安全	绿色发明专利申请量	绿色发明专利申请量	件	+	x_{15}
	绿色实用新型专利申请量	绿色实用新型专利申请量	件	+	x_{16}

能源经济安全是指通过能源资源的科学配置、使用过程的经济效益优化、行业系统的韧性增强以及能源产业与宏观经济协同发展关系的建立,实现能源—经济复合系统的稳定运行。作为经济高质量发展的基础,实体经济的可持续发展依赖于能源系统的有效支撑,因此需要强化国有资本在能源工业领域的投资强度,构建具有较强风险抵御能力的现代化能源产业体系,从而为经济社会稳定发展提供战略保障。在能源全生命周期管理层面,需构建基于工业生产者出厂价格指数(PPI)科学调控的治理框架,通过突破传统资源依赖型发展路径,实施产业结构战略性调整;深化科技创新驱动,实现能源转化效率的系统性提升;建立绿色低碳发展模式,通过环境成本内部化机制实现经济增长与生态保护的动态平衡。

能源环境安全是指能源支撑的人类文明发展不应威胁或破坏生态系统,应构建绿色低碳导向的能源体系。在全球生态危机加剧与极端气候事件频发的双重背景下,我国能源环境安全面临共性与个性并存的复合型挑战。因此需要保证环境污染治理投资强度,加强环境保护和生态修复,实现能源发展与环境保护的协调共进。

能源科技安全是指通过构建坚实的能源基础理论体系和突破性技术创新能力,支撑国家能源自主可控体系建设,保障国家能源战略安全。在国际能源大变

局下,能源科技革命已成为抢占能源发展先机的突破口,能够深刻改变我国现阶段能源格局。国家发展改革委和国家能源局颁布的《能源技术革命创新行动计划(2016-2030年)》明确提出了包括“煤炭无害化开采技术创新,非常规油气和深层、深海油气开发技术创新”在内的15项重点任务,因此应加大对能源科技研发的投入,加强基础理论创新研究,攻克新能源发展的关键性技术难题,完善绿色技术创新专利体系,推动能源技术创新水平不断提升。

(二)研究方法

1. 熵权TOPSIS法

该方法通过熵权法确定指标权重,结合TOPSIS模型构建综合评价体系,具有赋权客观性及复杂指标处理能力优势。借鉴孙涵等(2018)^[13]、欧阳友和江发元(2023)^[14]的研究,采用熵权TOPSIS法测度我国能源安全水平,通过计算评价对象与理想解的相对贴近度实现多维度综合评价。

2. 空间核密度估计

作为非参数估计方法,核密度估计通过数据驱动的概率密度平滑技术揭示变量分布特征,无需预设数据分布形态。参考刘亦文等(2021)^[15]、胡艳等(2023)^[16]及王静等(2025)^[17]的研究,运用空间核密度估计方法分析能源安全水平的空间分布模式,通过带宽参数优化与核函数选择,系统刻画其空间集聚特征

与动态演进规律。

3. Dagum 基尼系数及其分解

该方法通过改进传统基尼系数,有效分解区域差异来源并解决子样本交叉问题。依据 Dagum(1997)^[18]的理论框架,将能源安全水平总体差异和区域差异分解为组内差异、组间差异及超变密度三部分,分别表征区域内部不均衡性、区域间异质性以及区域分布重叠效应,进而量化区域差异的形成机制。

4. 空间马尔科夫链

该方法通过构建状态转移概率矩阵,分析系统状态的时空演变特征。参考刘华军等(2022)^[19]的研究设计,将能源安全水平离散化为低(I)、中低(II)、中高(III)、高(IV)四种状态,建立 4×4 空间马尔科夫转移矩阵。通过解析矩阵元素的概率分布特征,揭示不同状态间的转移路径及其空间依赖性,据此分析能源安全水平的动态演进趋势。

(三) 数据来源及处理

鉴于能源数据的可得性,本文以我国除港澳台和西藏以外的 30 个省份作为研究对象,研究期间为 2012—2022 年。数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《BP 世界能源统计年鉴》,以及国家海关总署、国家统计局、国家知识产权局等。少量缺失数据通过插值法进行补充。

四、能源安全水平的测度结果分析

运用熵权 TOPSIS 法对 30 个省份的能源安全水平进行测度,并依据国务院发展研究中心提出的八大综合经济区的区域划分思路,将我国划分为东北、北部沿海、东部沿海等八大综合经济区进行区域差异分析。

(一) 全国层面

从图 1 可知,2012—2022 年我国能源安全水平整体呈现波动式上升态势,能源安全改善成效较为显著;但增长率呈现较大波动,部分年份出现负增长。具体看,全国能源安全水平综合得分在 2012—2016 年呈现明显上升趋势,经济环境和政策保障推动能源安全水平稳步提升;2017 年能源安全水平出现下降,增长率首次出现负值且波动幅度较大,可能是受钢铁、煤炭等重点行业产能削减政策影响;2018—2020 年能源安全水平出现回升,且超过 2016 年,该时期我国高质量发展持续深入,技术创新水平不断提高,能源结构有效优化;2021 年再次出现下降,2022 年回到与 2020 年相近水平,这主要是由于疫情反复、地缘政治冲突加剧、国

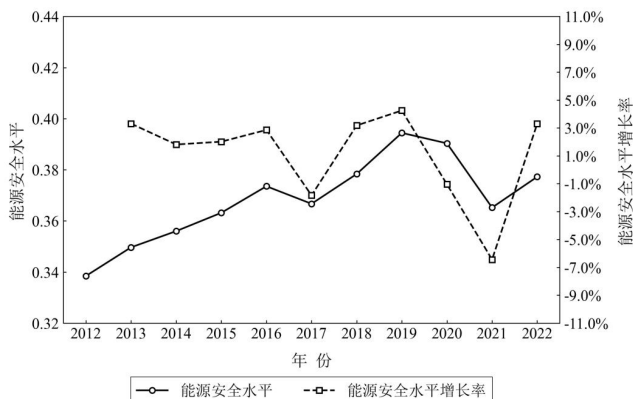


图1 2012—2022年全国能源安全水平及其增长率变化趋势

际能源市场供需格局震荡等因素对我国能源安全造成了一定冲击。综合看,我国能源安全水平在研究期内具有显著的阶段性特征。

由图 2 可知,2012—2022 年我国能源安全水平综合得分整体偏低(峰值仅约为 0.3945),反映出我国能源安全系统性风险防控体系仍存在较为明显的薄弱环节。从五个维度指数看,能源安全呈现显著的结构分化特征,使用安全(均值为 0.1528)与环境安全(均值为 0.1226)维度表现相对稳健,而经济安全(均值 0.0473)、供应安全(均值为 0.0322)和科技安全(均值 0.0135)为主要制约瓶颈。值得注意的是,科技安全指数长期低位徘徊,折射出关键核心技术自主创新能力的结构性缺陷。

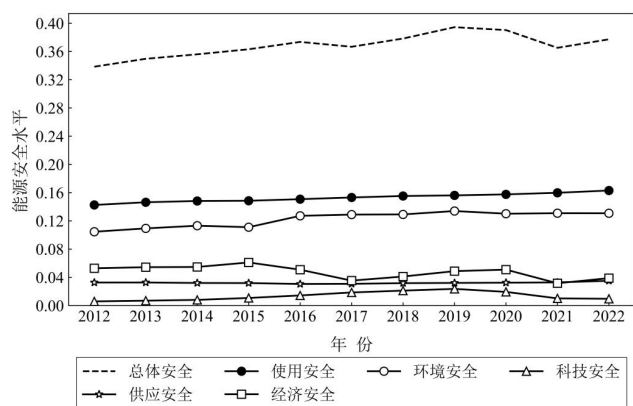
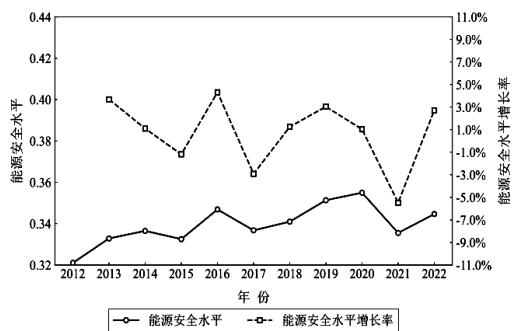


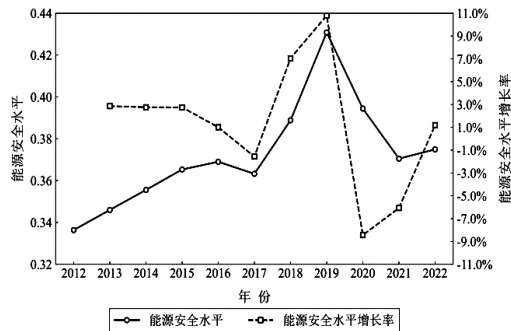
图2 2012—2022年全国能源安全水平综合得分与五个维度指数变化

(二) 区域层面

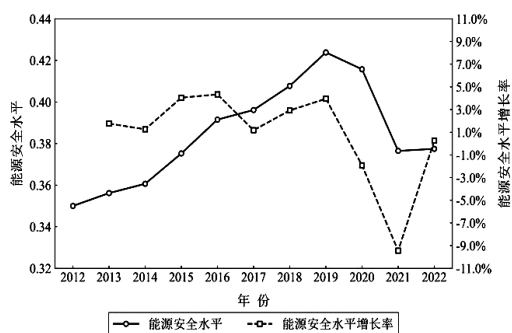
区域能源安全水平与资源禀赋、产业结构及创新要素间存在显著协同与矛盾关系。由图 3 可知,2012—2022 年黄河中游和东部沿海地区的能源安全水平



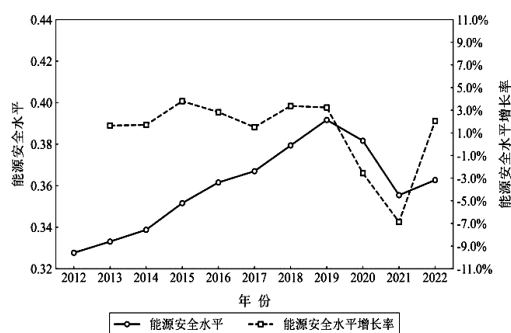
(a) 东北地区



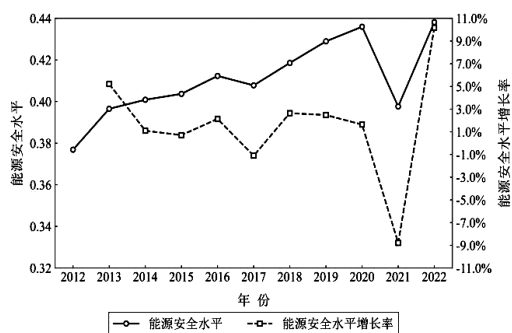
(b) 北部沿海地区



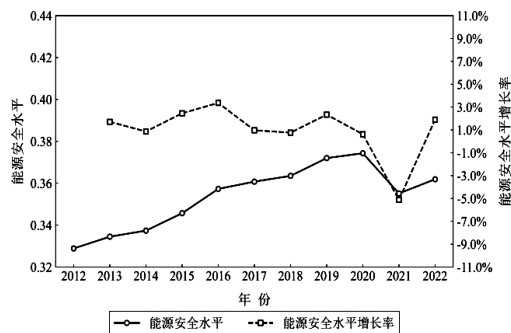
(c) 东部沿海地区



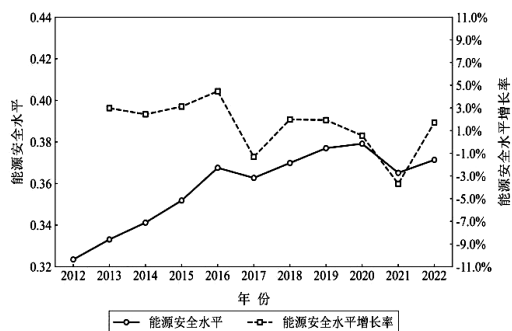
(d) 南部沿海地区



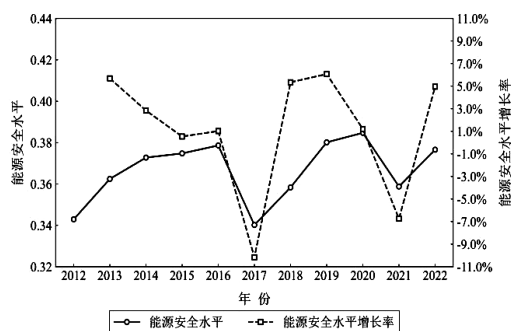
(e) 黄河中游地区



(f) 长江中游地区



(g) 大西南地区



(h) 大西北地区

图3 2012—2022年八大综合经济区能源安全水平及其增长率变化趋势

得分均明显高于全国水平,2012—2016年北部沿海地区的能源安全水平得分基本与全国持平,但自2017年开始迅速反超且与全国拉开一定差距。具体而言,黄

河中游地区(陕晋豫蒙)依托丰富的煤炭资源和清洁能源装机容量,形成资源禀赋优势,能源安全水平处于高位,但可能存在“资源诅咒”隐忧,反映出传统能

源依赖与产业升级滞后的深层矛盾。反观东部沿海地区(沪苏浙)和北部沿海地区(京津冀鲁),2016年及之前能源安全水平略高于全国水平或与全国水平持平,但2017年后迅速与全国拉开差距,这得益于其通过构建“科技创新—产业升级—能源效率”的良性循环,促使产业结构(第三产业占比均超过60%)合理化水平提高,清洁能源技术专利储备在全国也处于领先地位,形成了技术替代型能源安全模式,但其仍存在能源资源对外依存度持续攀升的新挑战。2016年之前大西北地区(甘青宁新)能源安全水平得分持续优于全国(均值约0.3663),主要得益于区域资源优势形成的基础保障能力,但2017年出现断崖式下跌(同比降幅达10.14%),此后五年间持续低于全国水平,直至2022年实现动态平衡。这一转折暴露出了资源依赖型发展模式的结构性矛盾,单纯资源禀赋优势已难以支撑新型能源体系建设,必须通过储能技术创新和跨区域协同机制破解发展困局。2012—2022年东北地区(黑吉辽)的能源安全水平得分均值(0.3395)较全国(0.3685)低7.85%,成为区域能源安全洼地,凸显区域能源系统深层矛盾。一方面,东北地区存在“能源消费刚性”与“供给弹性不足”的结构性矛盾,第二产业增加值占比较高,化石能源消费比例居高不下且能源自给率低;另一方面,产业结构优化升级步伐缓慢,传统优势产业竞争力下降,战略性新兴产业发展动力不足。

(三)省级层面

进一步对2012—2022年各省份的能源安全水平进行分析,具体如图4所示。可以看到,各省份能源安全水平均值波动范围在0.2949—0.4659之间,能源安全水平差异较为明显,折射出能源系统在空间范围的脆弱性特征。30个省份的能源安全水平均值为0.3685,在全国平均水平以上省份共有13个(占比43.33%),其中能源安全水平排名前5的省份分别是陕西(0.4659)、广东(0.4152)、内蒙古(0.4141)、江苏(0.4101)和山西(0.4057);低于全国平均水平的省份有17个,其中能源安全水平排名后5的省份分别是海南(0.2949)、辽宁(0.3250)、江西(0.3313)、吉林(0.3355)和重庆(0.3371)。能源禀赋与经济发展水平的非对称分布,导致省际能源安全格局呈现“双峰分布”态势,因此,在关注区域间能源安全水平差异的同时,也应注意各省份之间能源安全水平的差距,对区域协同发展与省际均衡提升同等重视。

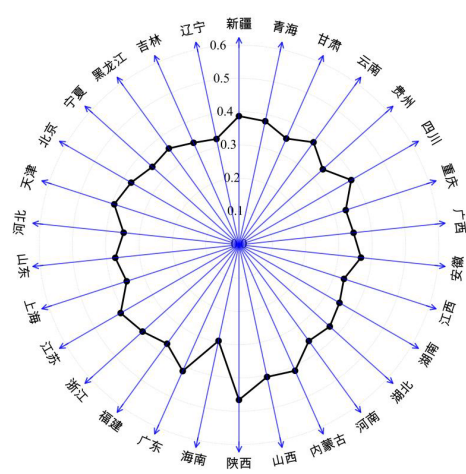


图4 2012—2022年各省份能源安全水平均值

五、能源安全水平的时空演变分析

(一)能源安全水平的动态演进

1. 时序演化特征

本文借助空间核密度估计方法绘制了全国总体及八大综合经济区的三维核密度曲线,以表征我国能源安全水平的时序演变特征(见图5和图6)。

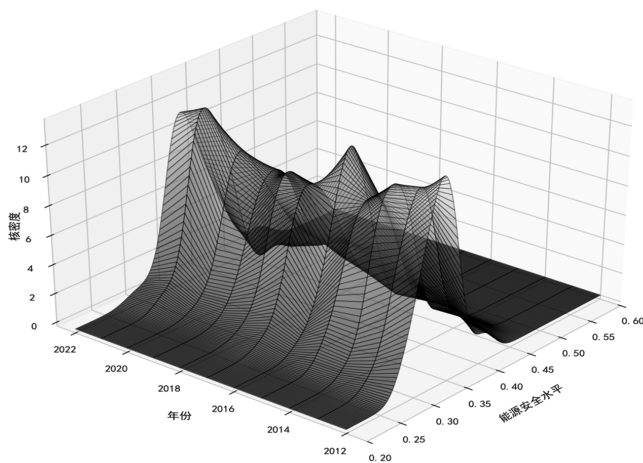
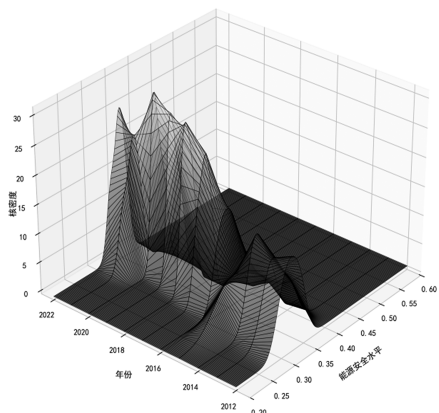


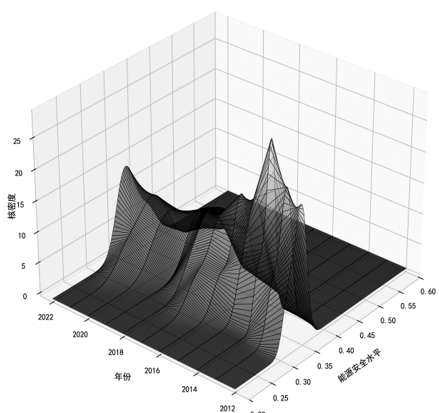
图5 2012—2022年全国能源安全水平核密度估计

(1) 全国层面

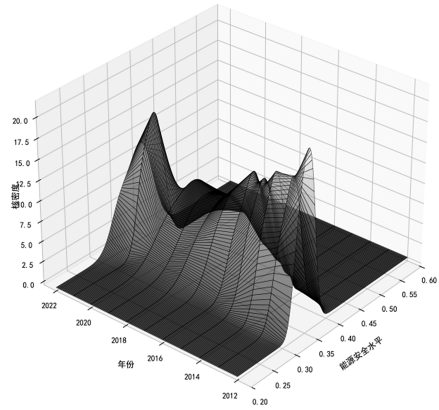
由图5可知,就波峰的数量、位置和峰值而言,2012—2022年我国能源安全水平共出现3次高波峰,分别是2013年、2016年和2022年。其中2013年的波峰最为尖锐和狭窄,表明该年份的能源安全水平集中度最高,区域差异最小,同时反映了当年能源政策的集中性和一致性。随着时间的推移,2016年的波峰相对平缓,反映出我国能源安全状况有所改善,能源市场较为稳定,但同时能源安全的区域性差异变大,这可能与区域发展不平衡相关。峰值在2016年后明显下降,受疫情影响在2020年达到最低值,而后在2022



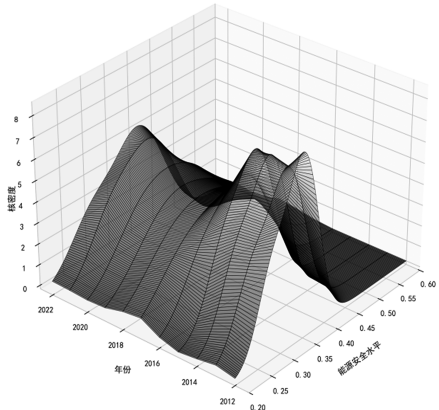
(a)东北地区核密度估计



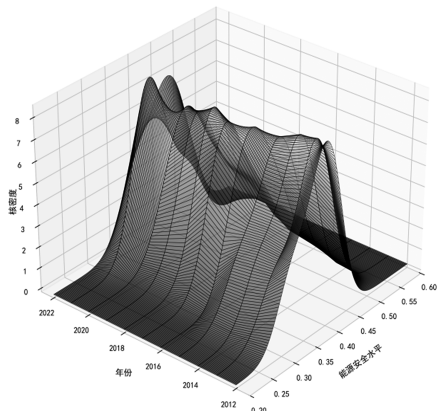
(b)北部沿海地区核密度估计



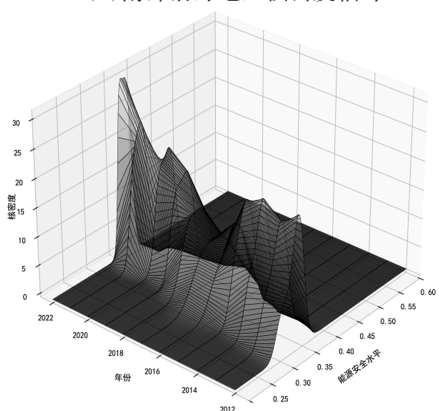
(c)东部沿海地区核密度估计



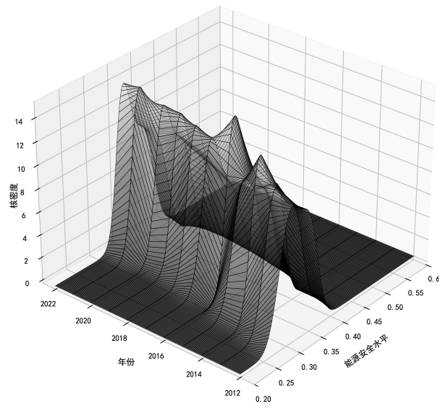
(d)南部沿海地区核密度估计



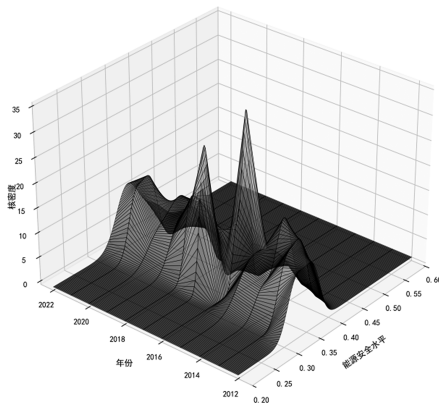
(e)黄河中游地区核密度估计



(f)长江中游地区核密度估计



(g)大西南地区核密度估计



(h)大西北地区核密度估计

图6 2012—2022年八大综合经济区能源安全水平核密度估计

年形成的波峰最为平缓,这说明我国能源市场受到外来冲击的影响,呈现波动式上升态势。就分布形态而言,我国能源安全水平曲线存在部分右拖尾形态,且拖尾期随时间逐渐缩小,这表明不同省份间的能源安全水平存在明显差距,且差异呈缩小趋势。

(2) 区域层面

由图6可知,八大综合经济区的三维核密度图均存在1个及以上波峰,且波峰位置相对靠后,表明区域能源安全水平状况有所改善。在东北地区,仅有2020年形成的1个尖锐波峰,核密度图趋势基本不变,表明能源安全水平在整体不高的情况下逐渐改善且内部差异较小,存在“低水平俱乐部”现象。在北部沿海地区,2017年前形成2个尖锐的波峰,随后波动十分平缓且宽度逐渐增大,表明区域内部差距在2017年后有所扩大。在东部沿海地区,3个波峰均相对平缓,核密度图趋势出现明显变化,多数省份能源安全水平较高且较为接近,但核密度的凹陷表明可能存在两极分化现象。在南部沿海地区,形成一头一尾

的波峰,且分布形态变得扁而宽,核密度图趋势变化差异明显,表明区域内能源安全水平参差不齐,两极分化严重。在黄河中游地区,波峰较小且十分平缓,核密度图明显向右偏移,趋势平缓且变动均匀,但存在多处小波动,表明能源安全水平整体较高,但分布相对分散,存在个别省份拉低整体水平。在长江中游地区,从双峰向单峰转变,能源安全水平整体有所提升,且分布逐渐集中到一个较高的水平。在大西南地区,波峰尖锐、数量较多且较为密集,波动明显,区域内部存在较大差异。在大西北地区,右侧尖锐单峰向左侧转变且峰值下降,整体存在小幅波动,表明能源安全水平的分布逐渐向较低水平移动,且整体分布较为稳定。

2. 空间演化特征

鉴于前文能源安全水平的测度结果分析,我国能源安全水平在2017年出现下降,其后在2019年达到研究期间的峰值。为进一步揭示其空间演变特征,故选取2012年、2017年、2019年和2022年4个时间节点,绘

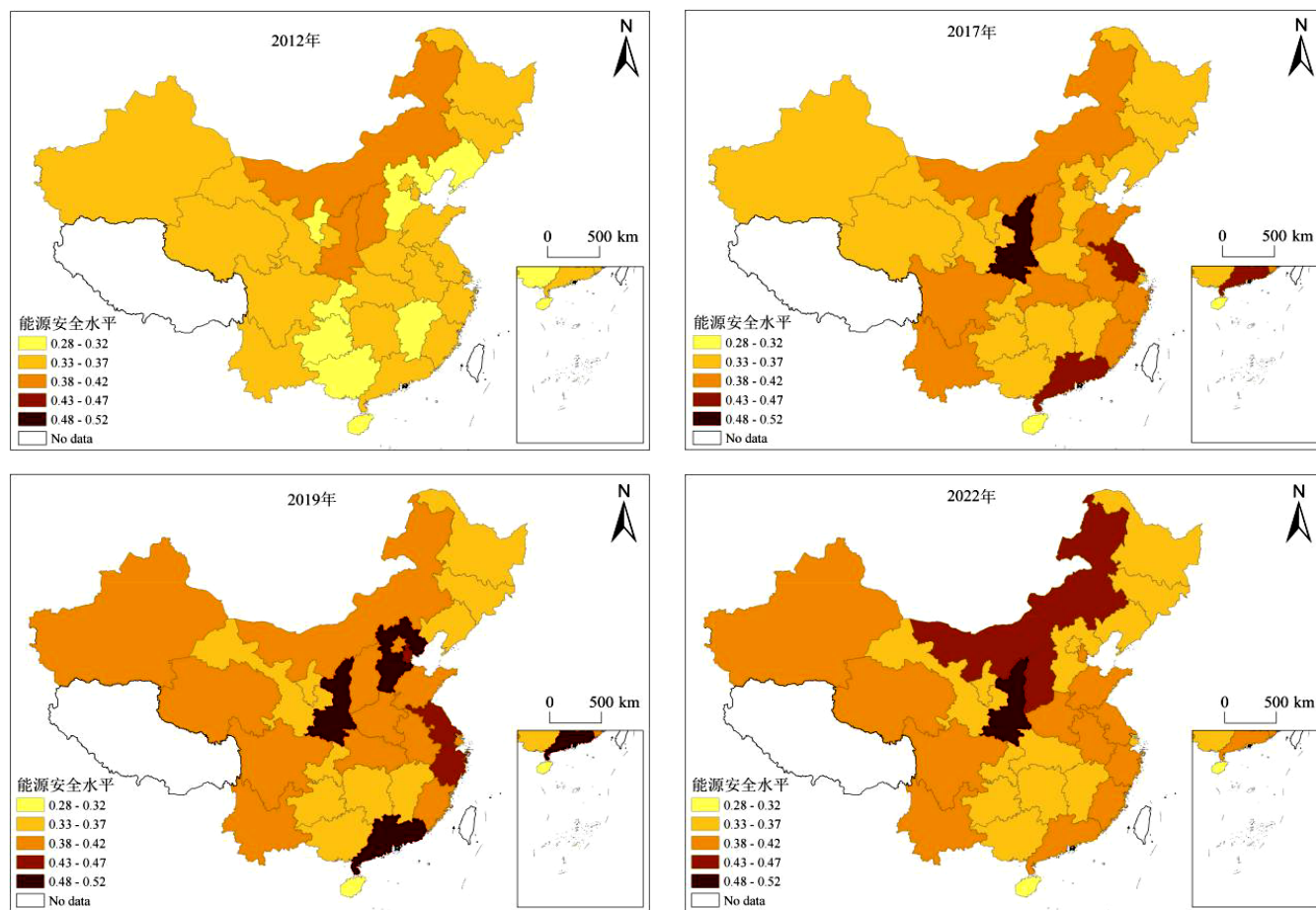


图7 2012年、2017年、2019年、2022年能源安全水平地理分布对比图

注:基于审图号为GS(2024)0650号的标准地图绘制,底图无修改。

制我国能源安全水平的空间分布图(见图7)。

2012年和2017年的对比图显示,2012—2017年各省份能源安全水平呈显著梯度跃升趋势。高值区(综合得分 ≥ 0.38)数量从2012年的2个(山西、陕西)扩展至2017年的11个,新增高值区涵盖京津冀、长三角等经济发达地区及内蒙古等资源型省份,其中沿海省份占比达45.45%。这一空间演进特征也揭示了两大规律:其一,能源安全保障路径呈现多元化特征,既包含资源禀赋优势的持续释放(如内蒙古),更凸显科技创新驱动模式的有效性(如江浙地区);其二,能源安全体系建构需突破单一供应维度,建立科技研发、环境约束、经济承载等多维度协同机制。实证结果表明,通过技术创新实现能源系统代际升级,已成为破除“资源诅咒”、保障国家能源安全的重要系统性优化路径。

由2019年和2022年的对比图可知,我国能源系统存在较为明显的外部风险传导效应,内生稳定性建设亟待深化。2019年各省份能源安全水平综合得分介于0.3151—0.5036之间,除海南外,其余29省份得分均高于0.34。这表明,高质量发展战略及供给侧结构性改革的实施,使国内能源安全基础得到显著巩固。然而受疫情、地缘政治冲突及国际能源市场剧烈波动等因素影响,2022年各省份能源安全综合得分区间下移至0.2921—0.4824。值得注意的是,内蒙古依托高能源自给率,综合得分逆势提升0.12个基准点,凸显能源自主可控的战略价值。上述分析表明,构建“双循环”框架下的能源安全韧性机制具有紧迫性。

一方面需强化能源生产消费系统的风险抵御能力,重点突破关键领域技术瓶颈;另一方面应建立多维动态预警体系,通过差异化区域能源策略优化空间布局。

3. 马尔科夫链分析

根据各省份每年能源安全水平的1/4、1/2、3/4个百分位数将能源安全水平划分为Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ四个等级,并利用马尔科夫链模型对不同等级的能源安全水平之间发生转换的概率进行预测(见表2)。结果表明:不同等级的能源安全水平维持现状的概率高于向其他等级转移的概率,组内可能存在“俱乐部趋同”现象。向上转移的概率大于向下转移的概率,也就是说,等级Ⅰ向等级Ⅱ转移的概率大于等级Ⅱ向等级Ⅰ转移的概率,能源安全水平稳中有进。等级之间的差异越大,发生转移的概率越低,表明跨越式发展的可能性较低。

表2 马尔科夫转移概率预测表

	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
Ⅰ	47.78%	38.89%	10.00%	3.33%
Ⅱ	8.97%	28.21%	42.31%	20.51%
Ⅲ	3.64%	16.36%	20.00%	60.00%
Ⅳ	11.69%	29.87%	9.09%	49.35%

(二) 能源安全水平的区域差异及结构分解

1. 区域差异及来源分析

(1) 差异来源

从能源安全水平的差异来源看,区域间系数>超变密度系数>区域内系数,区域间差异是主要来源,如

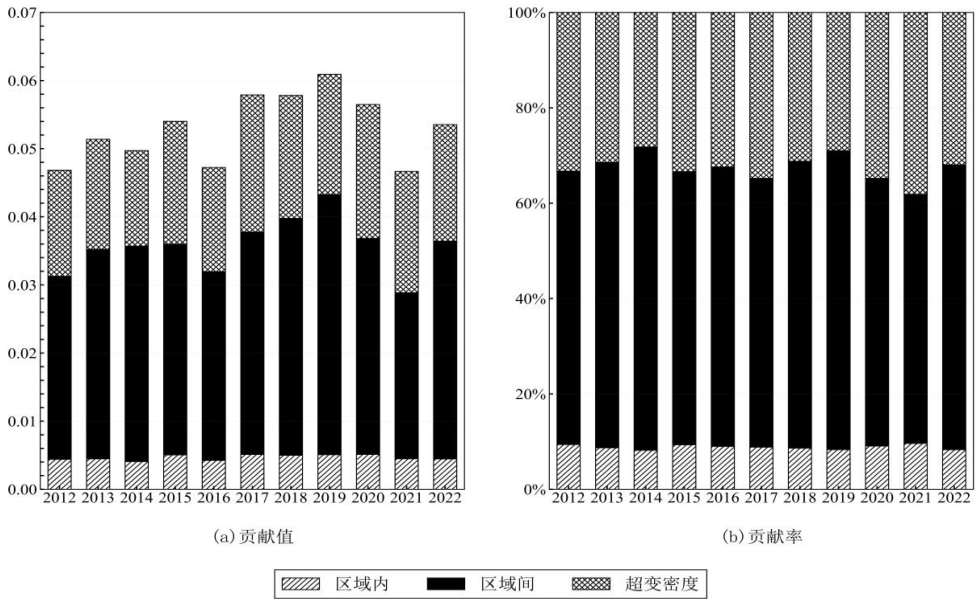


图8 2012—2022年全国能源安全水平的区域差异及其来源

图8(a)所示。具体而言,区域间差异贡献占主导地位且波动上升,反映出区域间能源安全水平的非均衡性存在持续扩大趋势。超变密度差异贡献处于相对稳定状态,说明跨区域交互效应一直存在且形成的影响较为稳定,这可能与区域协调政策实施、能源市场一体化进程推进相关。区域内差异贡献最小且未出现明显变化,说明八大综合经济区内部的能源安全水平差异未发生明显结构性变化。由图8(b)可知,区域间差异贡献率均值高达58.55%,超变密度贡献率均值为32.60%,而区域内差异贡献率均值仅为8.85%。表明能源安全水平差异的90%以上来源于区域间发展不均衡以及跨区域交互作用的影响,区域内部的省份差异贡献较小。

(2)总体与区域内差异

由表3可知,全国八大综合经济区能源安全水平的基尼系数分阶段呈现出较为复杂的分层状态。具体而言,第一阶段为2012—2015年,该阶段全国及八大综合经济区的基尼系数相对集中,除南部沿海地区和黄河中游地区外,其余地区基尼系数均在全国水平之下,波动相对较小,整体趋势较为平稳,且与全国水平存在一定差距,区域内的能源安全水平不平等程度低。第二阶段为2016—2022年,部分地区基尼系数出现较大波动,区域内的能源安全水平出现明显差异。2015—2017年南部沿海地区的基尼系数平均增速高达27.50%,在2017年达到峰值(0.0927),而后趋于相对稳定态势,且其基尼系数远高于全国及其他地区。2014—2016年东北地区的基

尼系数出现剧烈波动(平均波动幅度达77.47%),其数值低于全国及绝大部分地区。综合分析,我国该阶段区域内的能源安全水平差异主要集中于南部沿海地区和东北地区。其中,南部沿海地区的基尼系数明显偏高,原因在于广东和福建的能源安全水平处于全国领先地位,但海南的能源安全水平较为薄弱,区域出现两极分化现象。虽然海南在积极推进清洁能源建设,但其建设既需要自身资源优势,更需要科技创新技术的大力支持,因此南部沿海地区应加强区域协调发展,促进区域内部技术要素流动。东北地区基尼系数的大幅波动可能与其内部省份能源安全水平发展趋势不同有关,制度黏性对产业升级也造成了阻碍。

(3)区域间差异

从区域间差异均值看(见图9),黄河中游地区(陕晋豫蒙)与其他地区的差异始终维持在较高水平,这一地区在传统化石能源资源上具有显著的优势,且陕西在能源产业链升级和清洁能源发展方面表现突出,能源安全水平处于高位。黄河中游与大西南地区的区域间基尼系数均值达到0.0035,是区域间差异的主要来源,表明两地区在能源资源分布、利用效率、科技创新水平等方面存在显著差异。沿海地区则通过产业、科技和人才的集聚效应,提高了能源的综合利用率,并积极推进能源科技革命,有效保障了区域能源安全。这不仅缩小了沿海地区与黄河中游地区的差距,还进一步拉大了与大西南地区及东北地区的差距。这种区域间的差异和互动,反映了不同地区在能源安全和发展策

表3 2012—2022年全国及八大综合经济区能源安全水平基尼系数

年份	全国	东北	北部沿海	东部沿海	南部沿海	黄河中游	长江中游	大西南	大西北
2012	0.0468	0.0282	0.0217	0.0189	0.0520	0.0513	0.0224	0.0405	0.0313
2013	0.0514	0.0313	0.0208	0.0239	0.0592	0.0527	0.0249	0.0385	0.0267
2014	0.0497	0.0266	0.0158	0.0243	0.0574	0.0531	0.0215	0.0326	0.0240
2015	0.0540	0.0534	0.0236	0.0271	0.0570	0.0553	0.0225	0.0383	0.0431
2016	0.0472	0.0244	0.0255	0.0274	0.0724	0.0511	0.0317	0.0299	0.0123
2017	0.0579	0.0172	0.0359	0.0344	0.0927	0.0531	0.0407	0.0357	0.0168
2018	0.0578	0.0145	0.0361	0.0444	0.0958	0.0504	0.0295	0.0336	0.0210
2019	0.0609	0.0142	0.0381	0.0463	0.0918	0.0539	0.0209	0.0319	0.0324
2020	0.0565	0.0128	0.0451	0.0455	0.0849	0.0536	0.0182	0.0318	0.0367
2021	0.0467	0.0184	0.0431	0.0230	0.0745	0.0494	0.0171	0.0312	0.0262
2022	0.0535	0.0153	0.0308	0.0327	0.0728	0.0504	0.0124	0.0309	0.0360
均值	0.0530	0.0233	0.0306	0.0316	0.0737	0.0522	0.0238	0.0341	0.0279

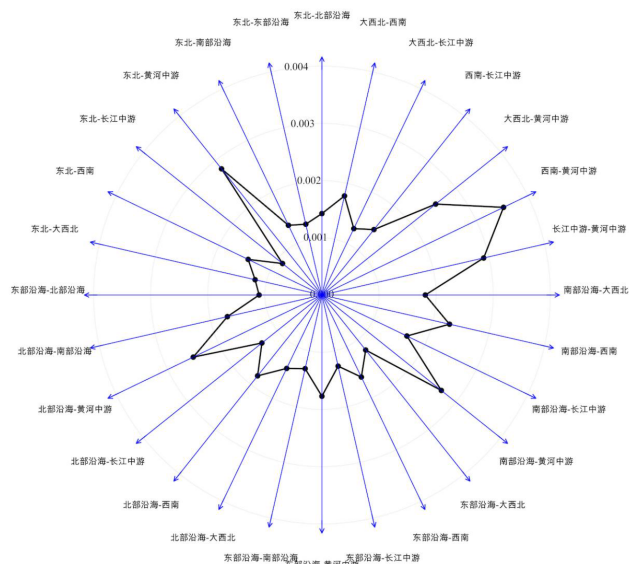


图9 2012—2022年八大综合经济区能源安全水平的区域间差异均值图

略上的多样性和复杂性。

2. 结构差异分析

本文从构建能源安全水平的五个维度指标出发,对全国及各区域的供应安全、使用安全、经济安全、环境安全及科技安全五个方面进行结构差异分析,探讨能源安全水平在结构上的差异来源。图10和图11展示了2012—2022年我国及八大综合经济区能源安全水平的结构性差异分析结果。由图10可知,全国层面能源安全的主要结构性成因是供应安全(平均贡献比例约为35%)和科技安全(平均贡献比例约为50%),表明在传统供应保障基础上,能源科技创新已成为影响国家能源安全的关键要素。能源技术研发投入不仅推动了产业高质量发展,更为抓住第三次能源革命机遇提供了路径。其余各维度贡献率趋于稳定,表明我国能源安全政策具备连续性和系统性。

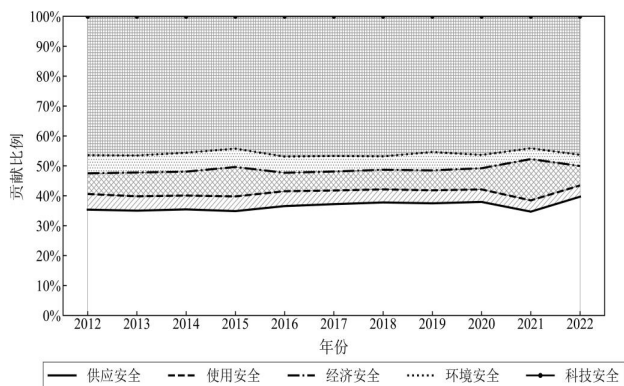


图10 2012—2022年全国总体差异来源分解

由图11可知,我国能源安全的结构性差异存在较为明显的区域异质性。东部沿海与南部沿海经济区科技安全贡献率达70%,原因在于绿色发明专利和绿色实用新型专利成果的研发及应用大部分集中在上海、深圳、广州等沿海城市,逐渐形成了科技主导型安全格局。此外,南部沿海地区环境安全贡献率约为15%,凸显了该地区能源体系清洁化转型的迫切需求。东北地区仍维持供应安全主导模式(贡献率>40%),虽然科技安全贡献逐步提升,但仍存在较高的传统能源路径依赖。东部沿海地区和黄河中游地区除供应安全和科技安全外,经济安全差异存在较大波动,需要进一步在能源基础设施建设上发力,保障能源产业链安全。长江中游地区和大西南地区还需关注环境安全,大西北地区需依托区位优势提升科技安全水平,重点发展清洁能源技术。综合看,八大综合经济区的能源安全结构与全国格局具有同构性,均呈现供应安全与科技安全双主导的特征,但各区域在环境安全、经济安全等次要维度存在较为明显的分异。

六、结论与建议

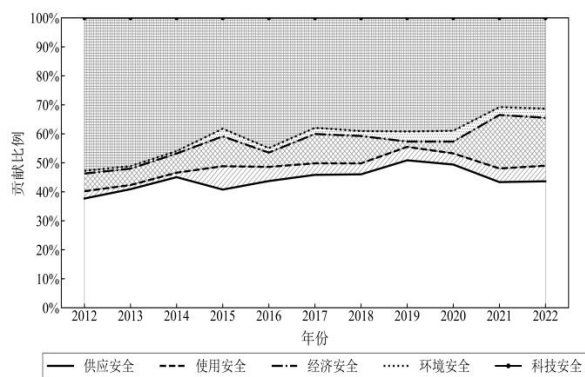
(一)研究结论

本文从能源供应安全、使用安全、经济安全、环境安全、科技安全五个维度构建综合评价指标体系,测度分析新时代我国能源安全水平,并系统分析其区域差异和动态演进特征,得到如下结论:(1)2012—2022年中国能源安全水平呈现阶段性波动上升趋势;区域能源安全水平与资源禀赋、产业结构及创新要素间存在显著的协同与矛盾关系;能源系统在空间范围内存在脆弱性特征。(2)基尼系数上升,区域差异扩大,区域间差异是区域差异的主要来源。(3)供给安全与科技安全是全国层面能源安全水平差异的主要结构性成因,各经济区与全国具有同构性,但也存在差异。其中,东部沿海与南部沿海地区的主要结构性成因仅为科技安全,东北地区仍维持供应安全主导模式。(4)能源安全保障呈现“资源禀赋基础支撑—科技创新核心驱动”双轨并行特征,能源系统存在较为明显的外部风险传导效应,内生稳定性建设亟待深化;能源安全水平不发生等级转移的概率较大。

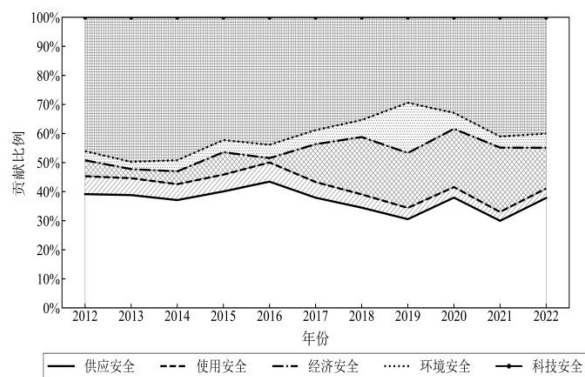
(二)政策建议

根据上述研究结论,为提升我国能源安全水平,本文提出如下政策建议:

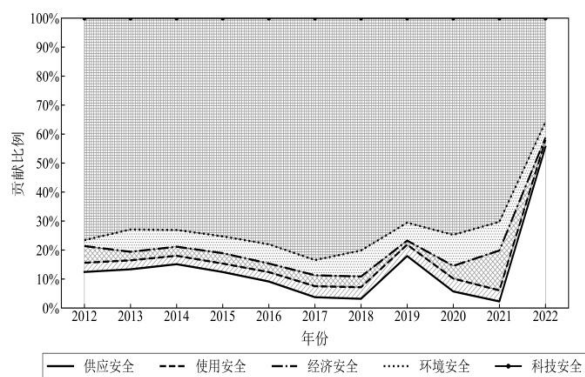
第一,构建韧性能源供应链体系,加强能源安全系统性风险防控。着力构建“战略储备—区域调配—国



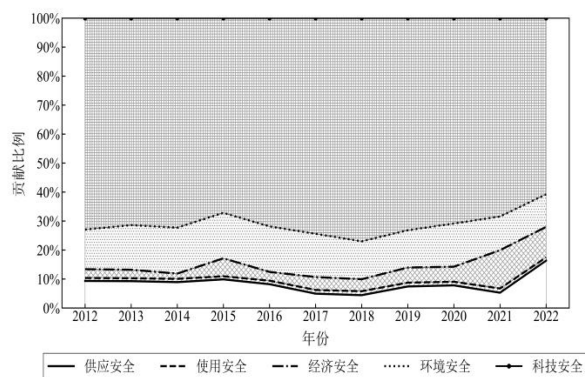
(a) 东北地区



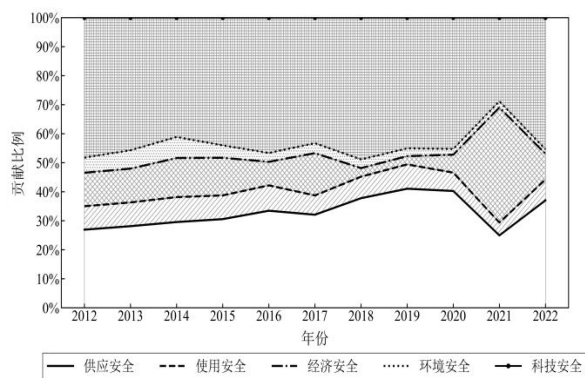
(b) 北部沿海地区



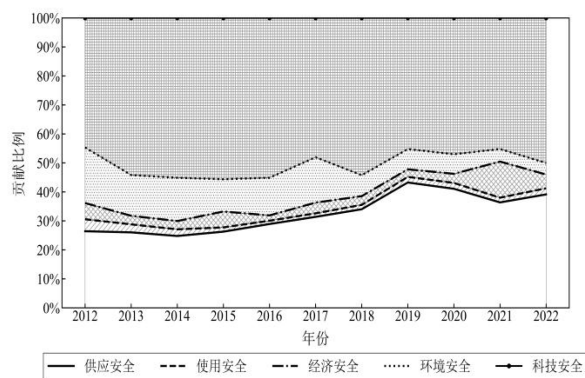
(c) 东部沿海地区



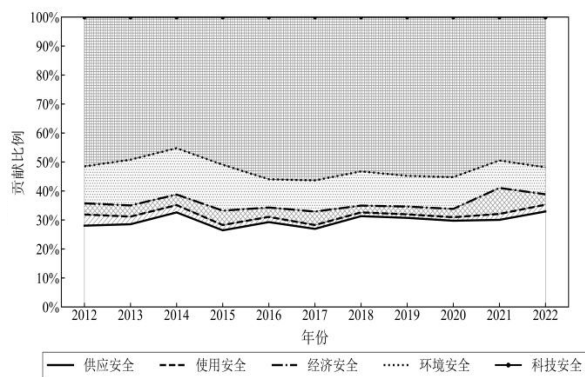
(d) 南部沿海地区



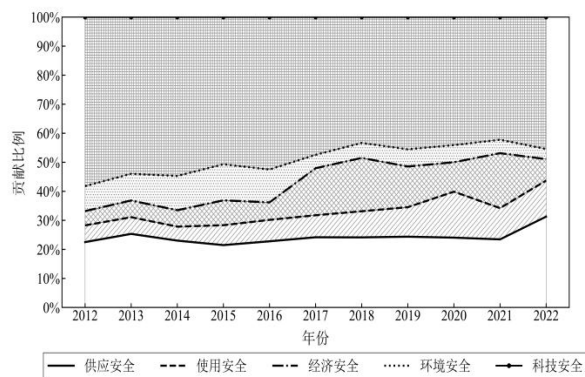
(e) 黄河中游地区



(f) 长江中游地区



(g) 大西南地区



(h) 大西北地区

图11 2012—2022年八大综合经济区差异来源分解

际通道”三级联动的供应链网络,加强国内能源基础设施建设,增强能源系统韧性,推进进口渠道多元化战略,深化与“一带一路”沿线国家的能源伙伴关系,多元化保障能源安全。针对系统性风险防控体系的薄弱环节,建立健全能源安全风险监测、预警和应急响应机制。加强区域协同合作,建立区域能源安全联防联控机制,实现资源共享、优势互补。

第二,强化科技创新战略支撑。针对能源科技安全的关键作用,可设立国家能源技术安全专项基金,重点突破智慧电网、第四代核电及氢能储运等领域的关键核心技术。技术创新应着力实现双重目标,显著提升传统化石能源利用效率并有效开发可再生能源,其中可再生能源核心技术的自主可控具有战略优先级。

第三,推进区域能源协同发展。基于区域资源禀赋与产业特征实施差异化发展战略,资源丰富地区应注重资源的高效开发和利用,提升能源供应能力;产业发达地区应加大科技创新投入,推动能源技术升级,提高能源利用效率。同时,加强区域间能源合作,促进能源资源在区域间的合理流动和优化配置,减少区域间差异。

第四,完善能源市场治理机制。构建“双循环”市场治理框架,在国内层面健全能源市场监测预警系统,建立涵盖多维度的安全评价指标体系;在国际层面主导建立金砖国家能源定价稳定机制,深度参与全球能源互联网标准制定,推动特高压输电等中国技术标准国际化。同时,建立“南南”能源技术转移平台,通过技术援助强化与发展中国家的能源合作网络,积极参与全球能源治理,提升我国在全球能源治理体系中的制度性话语权。◆

参考文献:

- [1] International Energy Agency. Energy technology policy [M]. Paris: OECD/IEA, 1985:16-18.
- [2] Asia Pacific Energy Research Centre. A quest for energy security in the 21st century:resources and constraints[R]. Tokyo: Asia Pacific Energy Research Centre Institute of Energy Economics,2007.
- [3] 李品,张金锁,贺琦,等.碳达峰目标下中国能源供给的安全评估及异质性[J].北京理工大学学报(社会科学版),2024,26

(3):51-63.

- [4] Wang F R, Zhuang L, Cheng S S, et al. Spatiotemporal variation and convergence analysis of China's regional energy security[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews.2024, 189 (A): 113923.
- [5] Pavlović D, Banovac E, Vištica N. Defining a composite index for measuring natural gas supply security—The Croatian gas market case[J]. Energy Policy. 2018, 114:30-38.
- [6] 朱庆缘,孟波,武良鹏,等.权变框架下我国能源与粮食安全:一个实时测度模型[J].中国软科学,2024(4):154-165
- [7] Yang b, Ding L J, Zhan X Y, et al. Evaluation and analysis of energy security in China based on the DPSIR model [J]. Energy Reports, 2022, 8(4):607-615.
- [8] 杜明军.区域能源转型的影响因素识别[J].统计理论与实践,2024(5):10-19.
- [9] 侯梅芳,葛苏,程小岛.新形势下中国能源安全的内涵、挑战和举措[J].天然气工业,2022,42(9):157-165.
- [10] 胡德胜.论服务于中国式现代化的能源安全法治方略[J].广西社会科学,2023(1):1-9.
- [11] 吴裕根,王佟,苗琦,等.中国能源消费形势分析及能源安全体系建设[J].中国煤炭地质,2024,36(3):38-42.
- [12] 张金锁,齐琪.不确定条件下我国重要能源资源供给安全的研究综述与展望[J].资源与产业,2013,15(3):11-18.
- [13] 孙涵,聂飞飞,胡雪原.基于熵权TOPSIS法的中国区域能源安全评价及差异分析[J].资源科学,2018,40(3):477-485.
- [14] 欧阳友,汪发元.绿色技术创新、能源发展对实体经济发展的影响:基于长江经济带2005—2020年数据的实证分析[J].统计理论与实践,2023(1):12-17.
- [15] 刘亦文,欧阳莹,蔡宏宇.中国农业绿色全要素生产率测度及时空演化特征研究[J].数量经济技术经济研究,2021,38(5):39-56.
- [16] 胡艳,张安伟,张梳.长三角地区城市协同发展动态演变及其网络驱动机制研究[J].经济体制改革,2023(6):43-52.
- [17] 王静,白文超,蔚筱偲.中国省域建筑业绿色韧性评价及障碍因素分析[J].环境科学,2025,46(12):7500-7512.
- [18] Dagum C. A New Approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio [J]. Empirical Economics, 1997, 22 (4):515-531.
- [19] 刘华军,石印,郭立祥,等.新时代的中国能源革命:历程、成就与展望[J].管理世界,2022,38(7):6-24.

Measurement, Regional Disparities and Dynamic Evolution of China's Energy Security Level in the New Era

Liu Yiwen, Wei Pingping

Abstract: Energy security constitutes a vital component of national security and a solid cornerstone for national development. This study constructs an evaluation indicator system for China's energy security level in the new era from five dimensions: energy supply security, energy utilization security, energy economic security, energy environmental security, and energy technological security. It measures the energy security level of 30 provincial-level regions in China from 2012 to 2022, and further analyzes their regional disparities and dynamic evolutionary characteristics. The research yields the following findings: (1) China's overall energy security level shows a fluctuating upward trend, while the inter-provincial relative gap presents a converging tendency; nevertheless, weaknesses still exist in the systematic risk prevention and control system. The regional energy security level has a nonlinear correlation with resource endowments, industrial structures and innovation factors, and the energy system exhibits spatial vulnerability. (2) Significant regional disparities exist in energy security levels, with inter-regional disparities serving as the primary source of overall gaps, among which the gap between the middle reaches of the Yellow River and the southwest region is the largest. Intra-regional disparities are mainly concentrated in the southern coastal area and the northeast region. (3) Structural decomposition indicates that supply security and technological security dominate regional disparities. China's energy security guarantee follows a dual-track development model underpinned by resource endowments and driven by technological innovation. (4) The energy security level is highly likely to remain stable, with evident intra-group convergence and a low probability of leapfrog development. Accordingly, efforts should be made to establish a three-tier resilient supply chain system covering strategic reserves, regional allocation and international energy corridors, optimize the regional allocation of energy resources, improve the dual-circulation governance framework, and consolidate the foundation of China's energy security.

Key words: Energy Security Level; Entropy Weight-TOPSIS Method; Kernel Density Estimation; Gini Coefficient; Spatiotemporal Evolution

(责任编辑:李雅)

农业新质生产力赋能农业产业链韧性：作用机制与实证检验

吕 萍, 吴晓媚

(哈尔滨商业大学 经济学院, 黑龙江 哈尔滨 150006)

摘要: 基于2012—2023年中国30个省份的面板数据, 构建农业新质生产力与包含预测力、抵御力、革新力、复苏力四个维度的农业产业链韧性评价指标体系, 实证检验农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应与作用机制。结果表明: 农业新质生产力能显著提升农业产业链韧性, 可通过强化风险预测力、抵御力、革新力与复苏力实现全链条赋能; 农业技术进步与农村产业融合是关键中介路径, 协同构筑产业链防御与修复体系; 赋能效应存在显著非对称性, 粮食主销区、高农业产业集聚区的边际贡献更强; 市场化水平发挥正向调节作用, 能有效放大新质生产力的赋能效能。基于此, 从强化新质生产力战略引擎、深耕农业科技创新、深化农村产业融合、优化要素配置环境四个方面提出相应的对策建议。

关键词: 农业新质生产力; 农业产业链韧性; 技术进步; 产业融合

中图分类号: F323; F49

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)06-0071-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.06.007

一、引言

强国必先强农, 农强方能国强。农业作为国民经济的基石与人类社会的“衣食之源、生存之本”, 其产业链韧性直接关乎国家粮食安全与经济稳定^[1]。但是从现实维度看, 关键核心技术“卡脖子、抗风险能力薄弱”等问题既限制农业风险预判能力, 削弱应对外部冲击的抵抗能力, 又阻碍危机后复苏及灾后革新能力。这些短板相互交织, 削弱了农业产业链韧性水平, 对农业产业链现代化进程形成显著制约^[2]。农业新质生产力以新一代信息技术重塑传统农业经营模式、赋能农业相关产业^[3], 涵盖农业新质劳动力、新质劳动对象与新质劳动资料^[4], 能为农业产业链韧性提供支撑^[5]。因此, 研究农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应及其作用机制, 具有重要的理论价值与现实意义。

目前, 学界围绕农业新质生产力与农业产业链韧性分别展开了较为丰富的探讨, 相关成果为本文研究奠定了扎实的理论基础。不过, 从现有文献看, 将二者

置于同一分析框架下并开展相应实证检验的研究相对有限。本文在现有研究基础上主要进行了如下延伸: 首先, 把农业新质生产力和农业产业链韧性放到同一个分析框架内, 并在传统产业链韧性“抵御力—革新力—复苏力”指标体系基础上, 加入“预测力”这一维度, 让指标体系更加适应时代发展需求。其次, 选取农业技术进步和农村产业融合作为中介变量, 在厘清农业新质生产力赋能产业链韧性的作用机制后, 重点关注空间维度差异以及产业维度的集聚状态, 从而综合对比这两种变量下新质生产力作用效果的异质性。此外, 引入市场化水平这一调节变量, 进一步拓展两者之间的联系研究。最后, 在实证结果基础上, 提出具有针对性的政策建议与实践路径, 以期为相关部门制定政策、推动产业发展提供参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 农业新质生产力对农业产业链韧性的直接影响以农业新型劳动者、新型劳动对象、新型劳动资料

基金项目: 黑龙江省哲学社会科学研究规划项目“流通产业推进黑龙江省新型城镇化建设的机理与路径研究”(23JYB275)。

作者简介: 吕萍, 女, 博士, 教授, 研究方向为产业经济学、区域经济学、制度经济学; 吴晓媚, 女, 硕士研究生, 研究方向为产业经济学。

为核心的农业新质生产力,正成为赋能农业产业链韧性的重要驱动力^[6]。具体如下:

1. 生产环节

“靠天吃饭”是传统农业最基本的特点,农业新型劳动资料的应用,依托物联网、大数据等技术手段,促使农业生产从“事后补救”逐步转向“事前预警”^[7]。信息基础设施如物联网的深度应用,可实现对农业生产环境及动植物健康状况的动态感知与精准监测^[8],提前甄别自然灾害、病虫害等潜在致灾因子,为生产主体实施靶向防控措施提供技术支撑,提升对农业风险的预测能力。此外,“天—空—地”立体大数据感知网络已实现规模化应用,综合气象立体监测系统与作物发育期预报模型深度耦合,构建了分区域、分作物、分灾种的精细化预警体系,推动农业生产从经验驱动向科技驱动转型,进而增强农业的风险预测力^[9]。

2. 经营环节

我国传统农业一直存在小农户家庭经营模式与各链条协同性不强之间的结构性问题。农业新质生产力的介入,能够通过跨主体资源整合和产业链协同增强农业应对冲击的抵御能力。首先,跨主体资源整合可通过双重路径形成规模效应。一方面,通过融合基础设施,拓宽农产品市场半径、优化物流流通,倒逼生产集约化转型,降低边际投入成本,形成规模经济;另一方面,借助智能技术实现精准管控与服务共享,推动小规模经营与社会化协作融合,适应市场需要。其次,产业链协同能够打破传统线性产业链结构,形成点性网络化、可自动化调节的弹性体系。该体系可依托多元机制高效应对,培育端精准上报供给动态,流通端借助数字化渠道拓宽产销路径,加工端依据实时数据调整产能布局。该模式可有效分摊系统性风险,减缓局部冲击的传导力度,切实强化农业产业链风险抵御能力。

3. 管理环节

传统的高度依赖土地、劳动力等自然要素的农业要素配置模式已不适应新时代发展需求^[10],农业新质生产力能够通过变革传统生产函数和要素替代两大机制,突破刚性资源限制,拓展农业可能性边界。首先,在生产函数变革上,农业新质生产力为数据从辅助要素向关键要素转变提供了重要支撑,破解了传统农业数据分散孤立的痛点。通过物联网感知、多源数据融合等技术实现数据、算力、算法协同配置,构建以数据为核心的精准生产管理新模式,激活数据要素价值,能够

有效助力农业要素质量提升以及在产业链各环节的协同,推动生产函数优化升级。其次,在要素替代方面,农业新型劳动对象能够打破传统农业对土地、劳动力等自然要素的刚性依赖。通过要素替代效应和收入效应可以缓解资源短缺与灾害冲击带来的影响^[11],缩短恢复周期、降低成本,实现农业领域的帕累托改进,同时提升农业面对冲击的革新能力,让农业新型劳动者借助智能化工具作用于更广阔的新型劳动对象,拓宽农业生产边界与发展空间。

4. 服务环节

农业是自然再生产与社会再生产的结合^[12]。传统农业受制于技术路径依赖和知识扩散滞后困境,使自然生产和社会消费之间形成信息壁垒,同时受市场风险的影响,农产品难以摆脱低附加值的困境^[13]。农业新质生产力依托新型基础设施与人工智能技术,可精准破解这些难题,提升风险后的恢复能力。首先,在摆脱信息差与知识扩散困境上,新型基础设施能够打破传统农业创新线性封闭格局,通过数字化平台搭建科研与田间的衔接桥梁,加速技术转化,降低知识获取与验证成本,推动创新向多元协同开放模式转型,破解技术路径依赖,促进知识高效扩散,打通生产与消费的信息链路。其次,在完善风险管理、提升附加值上,人工智能整合多源时序数据与关联因子,构建农产品价格预测模型,精准捕捉价格波动规律,助力经营主体优化种植结构、调控上市节奏,同时为金融避险工具提供精准定价支撑,降低市场风险冲击,推动农业从低附加值生产端向全链条价值提升转型。

基于以上分析,本文提出如下研究假设:

假设1:农业新质生产力通过提升农业应对风险的预测力、抵御力、革新力及复苏力,赋能农业产业链韧性提升。

(二)农业新质生产力对农业产业链韧性的间接影响

农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能作用,主要通过农业技术进步与农村产业融合两大机制实现。前者以技术创新、数字化重构与绿色转型为抓手,驱动生产工具升级、全链条效率提升与风险抵御能力增强;后者依托要素优化配置与产业跨界整合,降低融合成本、催生新业态、强化链条联动与风险共担。二者协同传导、层层递进,共同构成农业新质生产力赋能农业产业链韧性提升的内在机理。

农业新质生产力作为新兴技术凝结的生产力形态可以反哺农业技术。农业新质生产力蕴含的创新

型科技人才、高技术信息化技术及智能化管理系统深度融入农业领域,能为韧性导向型生产工具研发筑牢要素支撑,提升生产要素获取、配置与利用效率^[14]。这将有效赋能基因编辑、智慧农业、农业物联网等技术进一步创新,持续推动生产技术迭代升级。在此基础上,农业技术进步通过引入精准农业、智能农业等新型生产工具,能够推动农产品生产、仓储、物流、销售等全阶段数字化升级,保障产业链供给稳定性,提升冲击应对能力。同时,农业技术进步将环保型农业技术深度嵌入生产全流程,推动传统农业生产模式向现代化、绿色化转型,能够为产业链韧性持续提升注入持久动能。

农业新质生产力以要素革新驱动农村产业融合,进而赋能农业产业链韧性提升,其核心机理体现为双向传导与协同增效。首先,农业新质生产力通过新型劳动者技能升级、智能劳动资料应用与数据化劳动对象拓展,优化要素配置效率^[15],降低农业与二、三产业融合的技术门槛和交易成本,催生休闲农业、数字农业等新业态,打破产业分割壁垒,推动产业链纵向延伸与横向协同^[16]。同时,农业新质生产力带来的技术革新与要素重构,能够为农村产业融合注入持续动力,促进生产、加工、流通等环节深度联动。其次,以农村产业融合为中介载体,通过构建“生产—加工—服务”一体化网络,能够强化产业链环节协同与风险分担,提升链条抗冲击能力;同时聚集科技创新资源与人力资本^[17],优化资源配置效率,形成“风险预测—风险缓冲—迭代升级—快速恢复”的韧性提升路径。最后,产业融合带来的价值共创,能够进一步夯实农业产业链预测、抵抗、再造与恢复能力,实现农业新质生产力对韧性提升的间接传导与效能放大。

基于以上分析,本文提出如下研究假设:

假设2:农业新质生产力通过促进农业技术进步、农村产业融合,进而赋能农业产业链韧性提升。

(三)市场化水平的调节效应

农业新质生产力以技术创新为核心,依托数字技术与农业全链条深度融合,通过重构生产经营模式、激活要素价值,成为强化农业产业链韧性、抵御内外部风险的核心支撑。在这一赋能进程中,市场化水平作为关键纽带,通过打通技术转化通道、激活主体创新活力、衔接供需匹配链条,能够有效拓展农业新质生产力技术扩散路径与效能释放渠道。

市场化水平通过打通数字技术转化通道,能够强

化农业新质生产力的全链条渗透效能。市场化的核心优势在于搭建高效的技术流转与应用平台,以现代农业产业园、优势特色产业集群为载体,打破技术创新与产业应用之间的壁垒,推动数字技术、智能装备等农业新质生产力核心载体,从研发端快速向农业产业链前端(绿色高效种养)、中端(精深加工)、后端(流通与品牌)全环节延伸。通过市场化导向的技术交易机制,科研成果能够精准对接农业产业实际需求,倒逼数字技术与粮食流通提质增效、农产品就地就近加工、冷链物流建设等政策要求深度适配,助力破解农产品“原字号”“初字号”短板,加速农业产业链数字化、智能化转型,推动品种培优、品质提升、品牌打造和标准化生产,提升产业链整体创新迭代能力与抗波动能力,从而夯实农业产业链韧性根基,有效抵御技术应用脱节、要素供给不足、物流不畅等潜在风险^[18]。

市场化水平通过激活市场主体创新活力,能够强化农业新质生产力赋能的联动效应,倒逼家庭农场、农民合作社、龙头企业等新型农业经营主体主动适配产业升级需求,加大对数字技术应用、模式创新的投入力度。在成熟的市场化体系下,各类经营主体能够基于市场需求导向,依托县域特色产业集群,开展多元化协同合作,推动数字技术在生产、加工、流通、销售等环节的协同应用,打破环节分割、主体分散发展困境,同时推动乡村旅游、森林康养、林下经济等新业态发展,延长产业链、提升价值链、完善利益链,进一步强化农业产业链韧性。

基于以上分析,本文提出如下研究假设:

假设3:市场化水平在农业新质生产力赋能农业产业链韧性提升的过程中发挥着正向调节作用。

三、研究设计

(一)模型设定

1. 基准回归模型

为对研究假设进行验证,本文设定如下双向固定效应模型:

$$ICR_{i,t} = a_0 + a_1 NDA_{i,t} + a_2 X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中, $ICR_{i,t}$ 和 $NDA_{i,t}$ 分别表征*i*时期*t*地区的农业产业链韧性和农业新质生产力水平; a_0 为常数项; a_1 用以反映农业新质生产力对农业产业链韧性的作用强度; X 为控制变量集, a_2 为对应的控制变量系数;考虑到不同省份间的异质性以及随时间变化的宏观冲击,模型中加入了省份固定效应 μ 与时间固定效应 δ ; ε 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

为考察农业新质生产力对农业产业链韧性的作用机制,构建如下中介效应模型:

$$TEC_{i,t} = b_0 + b_1NDA_{i,t} + b_2X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$RH_{i,t} = c_0 + c_1NDA_{i,t} + c_2X_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中,TEC_{i,t}表示*i*省份在*t*年份的农业技术进步水平;RH_{i,t}是*i*省份在*t*年份的农村产业融合水平。

3. 调节效应模型

为进一步探讨农业新质生产力与农业产业链韧性之间的关系,构建如下调节效应模型:

$$ICR_{i,t} = d_0 + d_1NDA_{i,t} + d_2X_{i,t} + d_3MAR_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ICR_{i,t} = e_0 + e_1NDA_{i,t} + e_2X_{i,t} + e_3MAR_{i,t} + e_4(NDA_{i,t} \times MAR_{i,t}) + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

式中,MAR_{i,t}表示*i*省份在*t*年份的市场化水平。

(二) 变量选取

1. 被解释变量:农业产业链韧性(ICR)

基于农业产业链韧性的基本内涵,本文从预测力、抵御力、革新力与复苏力四个维度选取指标构建农业产业链韧性评价指标体系,并通过熵权法计算权重,具体如表1所示。

2. 解释变量:农业新质生产力(NDA)

相较于传统农业生产力,农业新质生产力以新型农业从业者为核心主体,借助新型劳动资料赋能,推动新型劳动对象的拓展与升级,是具备创新性的农业生产力形态。参考相关研究^[19-22],构建农业新质生产力指标评价体系,具体见表2。

3. 中介变量

农业技术进步(TEC)采用农业科技专利数量与第一产业从业人员数的比值表征。农村产业融合(RH)借鉴现有研究^[23],选用乡村A级旅游景区与休闲农业、乡村旅游示范县/点、农民专业合作社、休闲农业水平(休闲农业总产值/农业总产值)、设施农业水平(温室面积/农作物总播种面积)、乡村非农就业占比、农村农家乐数量来综合衡量,采用熵值法进行综合测度。

4. 控制变量

选取城镇化率(CZ)、对外开放水平(KF)^[24]、土地流转率(LZ)、环境规制强度(GZ)、农村金融发展水平(JR)^[25]、城乡消费支出比(JJ)及第三产业增加值占GDP比重(CZLV)作为控制变量。在变量测度层面,城镇化率选取城镇人口占总人口的比重测算;区域对外

表1 农业产业链韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
农业产业链韧性	预测力	农业气象观测业务站点个数	个	+
		地面观测业务站点个数	个	+
		自动气象站站点个数	个	+
		生态与农业气象试验业务站点个数	个	+
	抵御力	每公顷农业机械总动力	kw/公顷	+
		有效灌溉率	%	+
		单位耕地农药使用量	吨/年	-
		单位耕地化肥施用量	吨/年	-
		农作物受灾面积占播种面积比重	%	-
	革新力	农林牧渔服务业产值比重	%	+
		农村宽带接入用户数	万户	+
		农村固定资产投资额	亿元	+
	复苏力	农村居民家庭经营耕地面积	公顷/人	+
		农业产业集聚水平	-	+
		农村居民可支配收入	元	+
		第一产业增加值占GDP比重	%	+

表2 农业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
农业新质生产力	农业新型劳动者	农村平均受教育年限	年	+
		农业技术培训比例	%	+
		第一产业人均产值	万元	+
		人口密度	人/km ²	+
	农业新型劳动对象	森林覆盖率	%	+
		环保支出占比	%	+
		农林牧渔服务业占比	%	+
		COD污染排放占比/第一产业产值占比	-	-
	农业新型劳动资料	农村公路里数/乡村户数	公里/户	+
		乡村宽带人数/乡村户数	人/户	+
		农村人均用电量	瓦	+
		每万人拥有文化站数量	个	+
		农村金融机构营业网点数量	个	+

开放程度借助进出口总额与GDP的比值表征;土地流转程度通过家庭承包耕地的流转面积占总承包面积的比例衡量;各省份的环境规制强度由工业污染治理投资完成额与第二产业增加值的比率得出;农村金融发展水平则映射为涉农贷款余额在第一产业增加值中的

渗透比例。

5. 调节变量

借鉴现有研究^[26],选用政府与市场的关系、非国有经济发展、产品市场发育程度、要素市场发育程度以及市场服务环境5个指标综合衡量市场化水平(MAR)。

(三) 数据来源与描述性统计

本文选取2012—2023年作为观测窗口,构建了涵盖我国30个省份(不含西藏及港澳台)的面板数据,旨在考察农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及农机、农垦、人口就业等相关领域的专业统计年鉴;微观数据检索自EPS数据库及国泰安(CSMAR)数据库。针对样本期间内极少数缺失的观测值,通过线性插值技术进行平滑补齐。变量的描述性统计见表3。

四、实证分析

(一) 相关性分析

为确保实证结果的有效性,本文利用Pearson系数对变量间的自相关程度进行初步分析。表4结果证实,各变量相关系数处于理想区间,多重共线性问题并不显著,确保了模型估计的精确度,从侧面佐证了本文基准回归路径的适配性。与此同时,农业新质生产力与农业产业链韧性之间呈现显著的正相关关系,该结果初步为假设1的合理性提供了支撑。

(二) 基准回归结果

表5汇总了农业新质生产力(NDA)赋能农业产业链韧性(ICR)提升的基准估计结果。列(1)与列(2)的

对比验证表明,在逐步剥离外部干扰因素后,NDA的估计系数始终在1%的水平上显著为正。这证实了农业新质生产力对农业产业链韧性具有显著的赋能效应,假设1由此获得实证支撑。从深层演化逻辑看,这种赋能效应通过“数字技术—物理设施—管理模式”的链式渗透实现,大数据与物联网强化了链条的前瞻预警力,资源优化配置提升了冲击抵御力,生产函数变革激发了内生革新力,而数智基建则加速了灾后的系统复苏力,从产前、产中到产后全方位优化了产业链韧性。

(三) 稳健性检验

为进一步验证前文基准回归结果的准确性与可靠性,本文选取多种方法开展稳健性检验,具体包括调整样本周期、替换被解释变量、增加控制变量,以及将解释变量滞后两期,以此检验结论的稳健性。

1. 调整样本周期

考虑到疫情对产业发展影响较大,其样本可能使研究结果出现偏差,故剔除2020年、2021年、2022年样本。调整样本周期后,将剩余的样本重新代入模型进行回归,结果如表6列(1)所示。观察发现,研究结论与基准回归结果一致,说明结论存在较强稳健性。

2. 替换被解释变量

为进一步检验农业新质生产力对农业产业链韧性的影响,本文采用传统的农业产业链韧性(ICR1)指标(抵御力—复苏力—革新力)作为被解释变量的替换变量,代入回归模型重新进行分析,结果如表6列(2)所示。观察可知,实证结论与基准回归结果高度吻合,印证了本文研究结论的稳健性。

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	农业产业链韧性	ICR	360	0.359	0.102	0.154	0.589
解释变量	农业新质生产力	NDA	360	0.210	0.118	0.073	0.714
中介变量	农业技术进步	TEC	360	11.230	23.110	0.278	188.300
	农村产业融合	RH	360	0.189	0.105	0.035	0.582
控制变量	城镇化率	CZ	360	55.220	19.910	0.550	89.570
	对外开放水平	KF	360	0.263	0.261	0.013	1.194
	土地流转率	LZ	360	0.351	0.171	0.050	0.902
	环境规制强度	GZ	360	1.105	0.831	0.157	4.625
	农村金融发展水平	JR	360	6.344	5.470	1.468	31.620
	城乡消费支出比	JJ	360	22.510	43.890	0.577	347.700
	第三产业增加值占GDP比重	CZLV	360	49.140	9.412	32.800	83.500
调节变量	市场化水平	MAR	152	0.214	0.133	0.053	0.636

表4 相关性分析结果

	<i>ICR</i>	<i>NDA</i>	<i>CZ</i>	<i>KF</i>	<i>LZ</i>	<i>GZ</i>	<i>JR</i>	<i>JJ</i>	<i>CZLV</i>
<i>ICR</i>	1.000								
<i>NDA</i>	0.127**	1.000							
<i>CZ</i>	0.146***	0.257***	1.000						
<i>KF</i>	-0.069	0.668***	0.442***	1.000					
<i>LZ</i>	-0.052	0.535***	0.281***	0.565***	1.000				
<i>GZ</i>	0.296***	-0.103*	0.037	-0.151***	-0.304***	1.000			
<i>JR</i>	-0.241***	0.406***	0.236***	0.584***	0.547***	-0.062	1.000		
<i>JJ</i>	-0.304***	-0.001	-0.106**	-0.094*	0.113**	-0.265***	0.187***	1.000	
<i>CZLV</i>	-0.401***	0.353***	0.288***	0.613***	0.586***	-0.317***	0.644***	0.138***	1.000

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

3. 增加控制变量

为避免控制变量单一检验模型可能出现的结论偏误问题,增加了控制变量*GDP*(*GDP*增速)、*GQR*(工业机器人安装密度)、*SYL*(城镇登记失业率)、*BX*(城镇第三产业产值占*GDP*比重)重新回归进行分析,具体见表6列(3)。从回归结果看,农业新质生产力的系数仍为正,且在1%水平下通过显著性检验,证实了假设1的结论稳健可靠。

4. 解释变量滞后两期

考虑到变量间可能会存在反向因果关系,故将解释变量滞后两期,重新分析农业新质生产力对农业产业链韧性的影响,具体见表6列(4)。由回归结果可知,滞后处理后的回归结果进一步检验了基准回归结果的稳健性。

(四)内生性检验

为了缓解潜在的内生性干扰,本文引入两阶段最小二乘法(2SLS)进行稳健性分析,并以滞后一期的农业新质生产力水平作为工具变量。表7的检验结果显示,Kleibergen-Paap rk LM统计量的*P*值为0,有力地摒弃了工具变量识别不足的假设;rk Wald *F*统计量测算值为232.347,远超Stock-Yogo设定的10%临界阈值,从而排除了弱工具变量的干扰。在矫正内生性偏误后,农业新质生产力的边际贡献方向与显著性特征依然与基准回归结果保持高度契合,再次验证了研究结论的可靠性。

(五)异质性分析

1. 区域异质性

受地理位置影响,我国各地区经济发展水平存在较大差异。按照国家统计局的划分标准,将样本划分

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>NDA</i>	0.262*** (3.67)	0.267*** (3.58)
<i>CZ</i>		-0.001 (-1.51)
<i>KF</i>		-0.066** (-1.99)
<i>LZ</i>		-0.218*** (-4.83)
<i>GZ</i>		-0.001 (-0.47)
<i>JR</i>		0.000 (0.14)
<i>JJ</i>		0.000*** (2.65)
<i>CZLV</i>		0.000 (0.42)
常数项	0.242*** (13.83)	0.379*** (6.75)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	360	360
<i>R</i> ²	0.933	0.943

为粮食主产区、粮食主销区及粮食产销平衡区三大板块,考察农业新质生产力对农业产业链韧性影响的异质性,结果表8列(1)至列(3)。可以看出,农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应在三大地区表现为“粮食主销区>粮食产销平衡区>粮食主产区”态势。原因可能是:粮食主销区经济发达,科技资源富

表6 稳健性检验结果

变量	(1) <i>ICR</i>	(2) <i>ICR1</i>	(3) <i>ICR</i>	(4) <i>ICR</i>
<i>NDA</i>	0.274** (2.56)	0.243*** (3.01)	0.248*** (3.14)	
<i>L2.NDA</i>				0.189*** (2.79)
<i>CZ</i>	-0.002* (-1.74)	-0.000 (-0.30)	-0.001 (-1.43)	-0.001 (-1.14)
<i>KF</i>	0.002 (0.05)	0.063* (1.96)	-0.100*** (-2.79)	-0.125** (-2.47)
<i>LZ</i>	-0.213*** (-2.85)	-0.107* (-1.68)	-0.132** (-2.43)	-0.232*** (-4.56)
<i>GZ</i>	0.002 (0.71)	0.007** (2.26)	0.006** (2.30)	0.001 (0.18)
<i>JR</i>	-0.001 (-0.47)	0.000 (0.03)	-0.000 (-0.36)	-0.000 (-0.07)
<i>JJ</i>	0.000 (0.49)	-0.000 (-0.87)	0.000** (2.37)	0.000*** (2.99)
<i>CZLV</i>	0.000 (0.07)	0.000 (0.47)	-0.001* (-1.71)	-0.000 (-0.01)
<i>GDP</i>			-0.005*** (-3.07)	
<i>GQR</i>			-0.000*** (-3.84)	
<i>SYL</i>			0.006 (1.60)	
<i>BX</i>			-0.001 (-1.07)	
常数项	0.433*** (5.55)	0.306*** (4.24)	0.479*** (6.06)	0.404*** (6.30)
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	270	360	348	300
R ²	0.945	0.893	0.949	0.943

集,产业链完整,市场机制灵活,能快速响应新技术应用,形成全产业链协同创新,通过数字赋能和产业融合显著提升农业产业链韧性;粮食产销平衡区产业结构多元,兼具生产与加工优势,在资源配置与产业升级上具有一定弹性,能较好吸收新质生产力的赋能效应;粮食主产区虽有生产规模优势,但产业结构单一,创新转型面临路径依赖,新质生产力应用成本高、周期长,且受限于资源环境约束,导致赋能效应相对较弱。

2. 农业产业集聚水平异质性

不同地区的农业产业链韧性水平,受产业集聚水平的影响,存在一定的差异性。因此,本文参考杨秀玉和乔翠霞(2023)^[27]的研究,以农业产业集聚水平的平均值为分界点,将样本划分为高农业产业集聚区与低农业产业集聚区,回归结果见表8列(4)至列(5)。从

研究结果看,不同农业产业聚集区中,农业新质生产力均能正向赋能农业产业链韧性,且在高农业产业聚集区的赋能效应大于低农业产业聚集区。原因可能是:高聚集区依托产业集群优势,实现了创新要素的高效集聚与协同联动,集群内上下游主体紧密联结,既降低了技术研发与成果转化的交易成本,又加速了数字技术、绿色技术等新质生产力要素的扩散应用,形成“创新—应用—迭代”的闭环;而低聚集区资源分散、产业链协同性弱,新质生产力的渗透效率与整合效应受限,最终导致赋能效果存在差异。

(六)中介效应检验

表9列(1)至列(2)显示了农业新质生产力能够通过推动农业技术进步,对农业产业链韧性产生正向影响。农业新质生产力的发展有助于吸引和培育更多高

表7 内生性检验结果

变量	2SLS估计	
	(1) <i>NDA</i>	(2) <i>ICR</i>
<i>IV</i>	0.756*** (15.24)	
<i>NDA</i>		0.302** (2.08)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量		232.347[16.38]
Kleibergen-Paap rk LM统计量		12.477[0.000]
N	330	330

注：中括号内为相应统计量的P值；大括号内为Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值。

素质创新人才,夯实农业科技创新的人才支撑,加快农业技术迭代升级,推动数字技术、智能技术与农业生产、加工、流通等环节深度融合,进而为农业产业链韧性提升提供强劲动能。表9列(3)至列(4)报告了农村产业融合的中介效应检验结果。结果显示,农业新质生产力可通过推动农村产业融合,进而提升农业产业链韧性。由此,假设2得到验证。其内在机制在于,农业新质生产力能够为农业生产经营各环节提供高素质劳动力与先进生产装备,强化农业各产业、各环节之间的联动与协同,推动乡村产业深度融合,促进农业产业链的垂直整合与水平协作,从而增强农业产业链韧性。

(七)调节效应检验

表10展示了调节效应的检验结果。市场化水平在1%的显著性水平上均通过检验,其回归系数分别为0.183和0.155。同时,农业新质生产力与市场化水平交互项的估计系数为0.546,且在5%的显著性水平上通过检验,系数显著为正。这表明,随着市场化水平的逐步提升,要素流动效率与市场竞争活力持续增强,

促使农业生产经营者更加积极地依托农业新质生产力成果,从而提升产业链协同效率与抗风险能力以适配市场发展。此外,市场化水平的提升使农业新质生产力在农业产业链中的应用场景日益丰富,增强了其对农业产业链韧性的驱动作用。这进一步验证了假设3,即市场化水平对农业新质生产力赋能农业产业链韧性提升具有显著的正向调节作用。

五、结论与建议

(一)研究结论

经过对2012—2023年我国30个省域样本数据的系统考察,本文识别并验证了农业新质生产力对产业链韧性的赋能路径。研究发现,农业新质生产力能够驱动农业产业链韧性提升,这一结论在多轮稳健性检验后依然成立。在影响机理层面,农业新质生产力并非单一作用,而是协同农业技术进步与农村产业融合两大关键载体,共同构筑了产业链的防御与修复体系。此外,农业新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应具有显著异质性,在粮食主销区及高农业产业集聚区表现出更强的边际贡献。同时,市场化水平在两者间扮演了催化剂角色,有效放大了新质生产力对农业产业链韧性的赋能效应。

(二)政策建议

基于上述研究,提出以下建议:

第一,强化农业新质生产力引擎效能,筑牢产业链韧性根基。立足不同区域农业产业基础与资源禀赋,分类施策、前瞻布局农村数字新型基础设施。统筹推进农村5G网络、物联网感知体系、农业大数据平台及智能预警系统建设,搭建全域贯通、高效协同的农业数字基底,打破农业生产、流通、仓储、销售各环节的信息壁垒。持续推动大数据、人工智能、物联网等数字技术与农业全产业链深度融合,加速传统农业生产模式数字化、智能化转型升级,实现从田间生产到终端消费的

表8 异质性检验结果

变量	(1) 粮食主产区	(2) 粮食主销区	(3) 粮食产销平衡区	(4) 高农业产业集聚区	(5) 低农业产业集聚区
<i>NDA</i>	0.071 (0.082)	0.491*** (0.110)	0.259*** (0.097)	0.227* (0.116)	0.172* (0.102)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	0.192 (0.216)	0.376*** (0.067)	0.431** (0.173)	0.253*** (0.067)	0.395*** (0.059)
N	84	156	120	168	192
R ²	0.947	0.957	0.947	0.917	0.953

表9 中介效应检验结果

变量	农业技术进步		农村产业融合	
	(1) <i>ICR</i>	(2) <i>TEC</i>	(3) <i>ICR</i>	(4) <i>RH</i>
<i>NDA</i>	0.267*** (0.062)	86.575*** (19.745)	0.267*** (0.062)	0.140* (0.076)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.379*** (0.049)	4.610 (15.771)	0.379*** (0.049)	-0.158*** (0.061)
<i>N</i>	360	360	360	360
<i>R</i> ²	0.934	0.819	0.934	0.870

表10 调节效应检验结果

变量名称	未加入交互项	加入交互项
<i>NDA</i>	-0.001 (-0.01)	0.036 (0.41)
<i>MAR</i>	0.183*** (6.78)	0.155*** (5.79)
<i>NDA</i> × <i>MAR</i>		0.546** (2.12)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
<i>N</i>	152	152
<i>R</i> ²	0.967	0.968

全链条数字化赋能,充分释放农业新质生产力的内生动力,夯实农业产业链稳定运行的底层支撑,提升产业链整体稳健性与抗波动能力。

第二,完善科创支撑体系,夯实产业链韧性技术保障。立足农业核心技术自主可控发展目标,健全农业科技创新扶持政策体系,优化财税、金融、补贴等激励机制,通过专项税收优惠、农业科技风险补偿、科创贴息贷款等多元化举措,引导社会资本、金融资源精准投向生物育种、智能农机、智慧灌溉、绿色种养等重点领域,构建多层次、可持续的农业科创资金支撑体系。深化产学研用深度协同联动,推动农业产业园区、农业龙头企业、科研院所与高校共建创新平台、联合攻关项目,聚焦农业“卡脖子”核心技术、关键装备开展技术突破,加快先进农业科技成果落地转化与规模化应用。持续推进农业生产数智化、绿色化转型,以持续的技术迭代赋能产业链升级,提升农业产业链的自主可控能力与风险抵御能力。

第三,拓展产业增值空间,夯实产业链韧性产业基础。依托农业新质生产力发展优势,以产业融合为核心

路径激活乡村多元价值,完善农业全产业链配套体系。引导涉农企业聚焦农产品精深加工、冷链仓储、品牌运营等关键环节开展技术升级与模式创新,补齐农产品初加工、深加工短板,推动农业生产与加工、流通、销售服务一体化衔接,有效提升农产品附加值,破解农业产业链短、附加值低、抗风险能力弱等痛点。同时,依托数字技术深挖乡村生态资源和民俗文化资源,因地制宜培育休闲农业、乡村民宿、生态康养、农文旅融合等新业态、新模式,推动农业与文旅、康养、电商、现代服务等产业深度融合,持续延伸农业产业链、完善供应链、提升价值链,构建多元协同、业态丰富、韧性强劲的现代农业产业体系,为产业链稳定发展提供多元产业支撑。

第四,优化要素配置环境,放大赋能效应。结合市场化程度的正向调节与催化作用,加快构建高标准、规范化的现代农业市场体系,为农业新质生产力赋能产业链韧性营造优质营商环境。持续深化农业领域制度改革,破除城乡、区域之间的市场壁垒,疏通技术、人才、数据、土地、资本等核心生产要素的流动渠道,降低要素流通成本与市场交易成本,为新质生产力的渗透落地、迭代升级提供制度保障。充分发挥市场公平竞争的择优倒逼机制,规范农业市场经营秩序,激发各类农业市场主体创新活力,推动产业链主体主动开展技术革新、模式重塑与结构优化。通过市场化优胜劣汰机制淘汰落后产能、整合优质资源,推动农业产业链结构系统性优化、发展质量整体性提升,最大化释放新质生产力对农业产业链韧性的赋能作用。◆

参考文献:

[1]万举,周娜.乡村数字化推动农业新质生产力形成的逻辑、机制与路径[J].新经济,2024(5):36-47.
[2]高贵现.新质生产力驱动农业产业链供应链现代化:理论机制与实证检验[J].统计与决策,2024,40(17):18-23.
[3]马贤磊,范佳旭,郭恩泽.农业新质生产力的内涵特征、现实条件与发展路径[J].农村经济,2024(9):11-20.
[4]朱迪,叶林祥.中国农业新质生产力:水平测度与动态演变[J].统计与决策,2024,40(9):24-30.
[5]尹俊,王银龙.农业新质生产力与新型生产关系:基于政治经济学的分析[J].四川大学学报(哲学社会科学版),2025(6):23-34+225-226.
[6]张彰.数字新质生产力、农业产业链延伸与共同富裕[J].统计与决策,2024,40(9):37-42.
[7]林秋珍.基于大数据分析的温室智能监控平台研究[J].农机化研究,2023,45(1):219-223.
[8]汪凌,吴明姚,车艳.新型基础设施建设促进农业产业链韧性提升的理论机制研究[J].农业现代化研究,2025,46(4):649-659.

- [9] 阮俊虎, 孙元威. 人工智能赋能农业产业链供应链韧性提升: 逻辑、挑战与路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2026, 26(1): 24-37.
- [10] 张玉梅, 龙文进. 大食物观下农业产业链韧性面临挑战及提升对策[J]. 中州学刊, 2023(4): 54-61.
- [11] 李浩然, 刘社建. 发展大农业循环经济促进共同富裕的内在机理与政策建议[J]. 现代经济探讨, 2025(3): 123-132.
- [12] 黄季焜. 农业新质生产力: 内涵与外延、潜力与挑战和发展思路[J]. 中国农村观察, 2024(5): 19-34.
- [13] 曾亿武, 李丽莉, 郭红东. 从传统农业到数字农业: 演进逻辑与实现路径[J]. 经济学家, 2024(8): 119-128.
- [14] 徐宣国, 尹春凤. 中国种业企业科技创新分析[J]. 中国农业大学学报, 2024, 29(2): 237-246.
- [15] 张成魁, 万劲波. 以科技创新加快发展农业新质生产力[J]. 创新科技, 2024, 24(5): 10-19.
- [16] 郝爱民, 谭家银. 农村产业融合赋能农业韧性的机理及效应测度[J]. 农业技术经济, 2023(7): 88-107.
- [17] 宋敏, 刘欣雨. 数字经济赋能农业韧性机制研究: 基于人力资本的中介效应分析[J]. 江苏社会科学, 2023(1): 103-112.
- [18] 邓慧慧, 杨露鑫. 雾霾治理、地方竞争与工业绿色转型[J]. 中国工业经济, 2019(10): 118-136.
- [19] 王琴梅, 杨军鸽. 数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2023, 52(6): 61-72.
- [20] 尤亮, 田祥宇. 农业新质生产力: 现实逻辑、内涵解析与生成机理[J]. 经济问题, 2024(6): 27-35.
- [21] 雷学. 中国新质生产力水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 工业技术经济, 2024, 43(6): 30-39.
- [22] 曹雷. 中国新质生产力发展的时空演进与区域差异[J]. 统计理论与实践, 2025(12): 13-21.
- [23] 郝爱民. 农村三产融合的溢出效应[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2024: 86-90.
- [24] 董玲玲. 数智技术赋能流通产业链固链强链的机制与路径[J]. 商业经济研究, 2026(8): 131-134.
- [25] 向琳丽, 李明明. 人工智能应用、新质生产力与新型农村集体经济发展[J]. 技术经济与管理研究, 2026(4): 26-33.
- [26] 张琼, 李扬, 李茂林, 等. 数字乡村建设对农业产业链韧性的影响研究[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2025, 47(3): 129-140.
- [27] 杨秀玉, 乔翠霞. 农业产业集聚对农业碳生产率的空间溢出效应: 基于财政分权的调节作用[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(2): 92-101.

Empowerment of Agricultural New Quality Productive Forces on the Resilience of Agricultural Industrial Chains: Mechanism and Empirical Test

Lv Ping, Wu Xiaomei

Abstract: Based on panel data of 30 provincial-level regions in China from 2012 to 2023, this paper constructs an evaluation index system covering agricultural new quality productive forces and agricultural industrial chain resilience with four dimensions, namely predictability, resistance, innovation capacity and recovery capacity. It empirically tests the empowerment effect and transmission mechanism of agricultural new quality productive forces on agricultural industrial chain resilience. The results show that agricultural new quality productive forces can significantly enhance the resilience of agricultural industrial chains and realize full-chain empowerment by strengthening risk predictability, resistance, innovation capacity and recovery capacity. Agricultural technological progress and rural industrial integration serve as core mediating paths, jointly forming a defense and restoration system for industrial chains. The empowerment effect presents prominent asymmetry, with stronger marginal contributions observed in major grain-consuming regions and high-density agricultural industrial agglomeration zones. Marketization level exerts a positive moderating effect and can effectively amplify the empowering efficiency of new quality productive forces. Accordingly, targeted countermeasures and suggestions are proposed from four perspectives: consolidating the strategic engine of new quality productive forces, advancing agricultural scientific and technological innovation, deepening rural industrial integration, and optimizing the factor allocation environment.

Key words: Agricultural New-Quality Productivity; Agricultural Industrial Chain Resilience; Technological Progress; Industrial Integration

(责任编辑: 田雨)