

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第8期,总第556期)

月刊

编委会主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭 杰

编 委 (按姓氏笔画排序)

王新涛	向书坚	刘定平	刘昱洋	刘 洪	苏为华
李冻菊	李金昌	李宝瑜	李腊生	杨凤娟	杨仲山
杨 灿	杨贵军	肖红叶	邱 东	完世伟	宋丙涛
张 虎	陈明星	苗 雨	罗良清	金勇进	周国富
赵西三	赵彦云	郝爱民	洪兴建	顾六宝	徐国祥
高 璇	曹 明	蒋 萍	曾五一	雷钦礼	薛 波

主 编 王玲杰

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

·统计理论与方法·

中国式现代化统计监督机制优化

——基于LDA与CiteSpace的双重验证 林金官 张东东 王瑜璇 郑彦 程瑶/5

·人口与社会统计·

中国省域新质生产力对居民收入分配差距的影响研究 陈义安 杨洁/15

中国城乡家庭福祉变动分析

——基于CFPS数据 樊果/25

·资源与环境统计·

中国碳交易政策与新质生产力发展

——基于碳排放权交易试点政策的准自然实验 侯杰 李涛/38

主 管 河南省社会科学院
主 办 河南省社会科学院
主 编 王玲杰
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 tjllysj@vip.sina.com
印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

·农业与农村统计·

中国农业高质量发展水平的统计测度及时空演变分析 王丙参 韩润娥 魏艳华/48

乡村教育对农民农村共同富裕的影响及机制探讨 王海燕 李浩然/58

·财政与金融统计·

基于DPSIR模型的地方财政韧性测度及时空演变分析 袁 宁 吴丽萍/68

·学术前沿·

大模型时代的统计理论及应用研究

——第19届全国经济统计学年会综述 骆 琳 李 勇/77

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	国外发行	中国国际图书贸易总公司
国内发行	河南省邮政发行局	国际标准连续出版物号	ISSN 2096-8647
邮发代号	36-12	国内统一连续出版物号	CN 41-1458/C8
		定 价	15 元

MAIN CONTENTS

Optimization of Statistical Supervision Mechanism for Chinese-Style Modernization: Dual Verification Based on LDA and CiteSpace	<i>Lin Jinguang, Zhang Dongdong, Wang Yuxuan, Zheng Yan, Cheng Yao</i> (5)
Research on the Impact of New Quality Productivity in Chinese Provinces on the Income Distribution Gap of Residents	<i>Chen Yian, Yang Jie</i> (15)
Dynamic Changes in Urban-Rural Household Welfare in China: Based on CFPS Data	<i>Fan Guo</i> (25)
China's Carbon Trading Policy and the Development of New Quality Productivity: A Quasi-Natural Experiment Based on the Pilot Policy of Carbon Emission Rights Trading	<i>Hou Jie, Li Tao</i> (38)
Measurement and Spatial-Temporal Evolution Analysis of High-Quality Agricultural Development Level in China	<i>Wang Bingcan, Han Run'e, Wei Yanhua</i> (48)
Exploration of the Impact and Mechanism of Rural Education on the Common Prosperity of Farmers and Rural Areas	<i>Wang Haiyan, Li Haoran</i> (58)
Measurement and Spatiotemporal Evolution Analysis of Local Fiscal Resilience Based on DPSIR Model	<i>Yuan Ning, Wu Liping</i> (68)
Research on Statistical Theory and Application in the Era of Large Models: A Review of the 19th National Conference on Economic Statistics	<i>Luo Lin, Li Yong</i> (77)

中国式现代化统计监督机制优化

——基于LDA与CiteSpace的双重验证

林金官¹ 张东东² 王瑜璇¹ 郑彦¹ 程瑶¹

(1.南京审计大学 统计与数据科学学院,江苏 南京 211815;2.南京审计大学 会计学院,江苏 南京 211815)

摘要:统计监督通过强化动态监测能力与完善协同法治保障,为中国式现代化提供科学决策基准与现代化治理能力支撑。立足中国式现代化战略需求,系统阐释统计监督的理论内涵与核心功能,并融合LDA主题模型与CiteSpace知识图谱,对2019—2024年政策文本及文献数据进行双重实证分析。研究发现,当前统计监督体系面临效能挑战,核心困境体现在统计数据质量参差引发表征偏差、监测机制碎片化阻滞全周期监管、跨部门协同不足削弱监督合力、执法效能弱化导致监督权威空心。针对上述问题,提出系统性机制设计,旨在构建适配中国式现代化需要的耦合型统计监督新范式:构建全流程质量控制体系,筑牢治理根基;通过引培联动机制培育复合型统计队伍,强化能力支撑;建立跨部门监督信息共享平台,破除协同壁垒;完善统计执法裁量基准与程序规范,夯实法治保障。

关键词:中国式现代化;统计监督;监督机制;主题模型;知识图谱

中图分类号:C829.2;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0005-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.001

一、引言

统计监督是党和国家监督体系的重要组成部分,中央全面深化改革委员会第二十一次会议审议通过的《关于更加有效发挥统计监督职能作用的意见》将其定位为“基础性制度”。党的二十大报告提出中国式现代化是物质文明和精神文明相协调的现代化,在全面推进中国式现代化新征程上要求统计监督发挥三方面关键作用:一是通过校准数据质量筑牢科学决策基准,为高质量发展提供真实可信的宏观监测依据;二是借助经济社会运行全周期监测能力,动态解构现代化进程中的结构性矛盾与风险;三是通过法治化与协同监督体系建设,赋能国家治理能力提升。然而,当前统计监督在数据完整性保障、执法标准化实施、跨部门协同机制贯通等方面仍显薄弱,难以充分匹配以高效能监督推动高质量发展的战略需求。立足中国式现代化的战略内涵,聚焦统计监督机制优化,构建适配中国式现代化需求的统计监督体系,对进一步推进中国式现代化

尤为关键。

本文采用“理论—方法—问题—对策”分析框架,系统解构中国式现代化视域下的统计监督体系。可能的边际贡献有:一是通过量化分析工具打通理论热点的趋势性规律与共时性特征,为治理路径提供证据驱动的决策依据;二是将中国式现代化的战略目标嵌入监督体系设计,推动统计监督从技术工具向国家治理基础设施的系统性跃升。

二、中国式现代化统计监督的理论内涵与核心功能

(一)中国式现代化统计监督的理论内涵

统计监督是党和国家监督体系的重要组成部分,其效能实现需以数据质量为根本前提。现有研究围绕统计监督的理论演进与实践路径积累了丰富成果。统计监督是基于统计方式或统计手段的监督,统计是客观搜集所需统计资料并得出有用结论的过程,监督则是发现问题(李金昌和余卫,2021)^[1]。统计监督是监督主体对监督客体在贯彻党中央重大决策部署,依法

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国式现代化的统计监测评价问题研究”(23&ZD036)。

作者简介:林金官,男,博士,二级教授,润泽特聘教授,博士生导师,研究方向为金融统计、面板数据分析等;张东东,女,博士,讲师,研究方向为统计监督;王瑜璇,男,硕士研究生,研究方向为经济统计;郑彦,女,博士,讲师,研究方向为经济统计;程瑶,女,博士,副教授,研究方向为经济统计。

开展统计工作,对经济社会运行进行统计监测和综合评价(毛有丰等,2022)^[2]。从职能性监督视角,统计职能性监督是统计服务的基本功能,而管理性监督是实现职能性监督的保障(高敏雪等,2023)^[3]。从系统性治理视角,统计监督应重点关注法治权威构建(董邦俊和易昕炆,2022;殷腾飞等,2023;李一辰,2021)^[4-6]、多主体协同(李雪和朱金宇,2021)^[7]及技术范式转型(陈颖婷,2023)^[8]。新时代统计监督具有更加丰富的科学内涵,以习近平总书记关于现代化国家治理重要论述为理论内核,以为全面从严治党和推动高质量发展提供统计保障为践行目标(田京京等,2022)^[9]。

基于中国式现代化对统计监督的新需求,其理论内涵呈现出三方面的拓展深化:一是目标导向逐步深化,从单一纠偏转向服务高质量发展与风险防控的复合职能;二是功能边界不断拓展,整合数据治理、智能预警与跨域协作的集成化特征凸显;三是机制属性持续强化,愈发依赖法治权威与组织创新双轨驱动。因此,从中国式现代化的战略语境出发,本文认为:统计监督是以党和国家治理目标为导向,通过法治化、标准化和智能化,对统计数据生产、经济运行监测及监督主体协同实施系统性监察与动态调控的治理工具。其效能边界涵盖战略性、全局性、基础性特性,其中战略性体现为服务国家治理顶层设计的政治使命,全局性要求覆盖经济社会全领域多维监测,基础性则强调构建贯通“数据—制度—技术”的底层支撑能力。

(二)中国式现代化统计监督的核心功能

统计监督作为国家治理现代化的基础工程,其监督对象不仅包括统计部门,还涵盖各级政府统计机构、企业和其他数据报送主体。统计监督的重点不仅是确保数据的真实性、及时性和完整性,还在于加强对统计违法行为的治理,保障统计法律法规的权威性。因此,这种战略定位决定了需构建高效监督体系,这一体系的实现需通过以下四个方面的核心功能完成。

一是数据质量保障是支撑高质量发展科学决策的关键,也是统计监督的核心价值。一些基层经济普查工作存在执法资源不足、选择性统计、上报流程不规范等问题。基层数据的局部偏误经层层叠加,可能导致宏观决策的“系统性校准错位”。统计监督通过技术和制度全流程介入,能有效阻断失真数据的传导,保障数据质量,具体包括:①技术性校准,如在数字化稽核中嵌入区块链技术,以固化数据痕迹(徐清源和张美慧,2022)^[10],从源头降低数据篡改风险;②制度性校准,如

加强对基层网格化监督体系的执法培训和建立“黑名单”制度,进一步降低企业数据造假行为的发生率。技术和制度双路径进一步提升校准机制的时空维度监测能力,最终形成“数据联审—结构耦合—弹性校准”穿透式监测链条,为衡量全要素生产率、提升治理效能提供重要标尺。

二是经济社会运行监测,刻画现代化进程的动态图谱。经济社会运行监测是统计监督的战略抓手,为更好服务中国式现代化,统计监督需要拓展传统的“事后核查”功能边界,着力构建覆盖“事前预警—事中追踪—事后验证”的全周期监测体系,实时监测经济社会运行态势。在规划预警环节,运用跨学科工具建立科学监测基准(席华娟和王晓娥,2023)^[11],深入揭示省份间发展不均衡的深层矛盾。在过程追踪环节,引入空间信息技术动态校准实施路径,提升对低效投资的识别效率。在效果验证环节,通过测算数字经济等新兴领域对传统GDP核算的渗透效应,缓解统计监测的时滞瓶颈。在此基础上,统计监督通过“方法—数据—维度”为推进中国式现代化赋能:①方法融合上,运用CiteSpace政策计量,精准识别改革进程中的阶段矛盾;②数据融合上,通过对民生舆情的LDA语义解析,拓展传统统计对新兴领域的覆盖范围;③维度融合上,构建产业升级、共同富裕观测矩阵。最终形成适配超大规模经济体复杂运行需求的现代化治理监测平台,为中国式现代化提供全景扫描与智能响应的治理操作系统。

三是强化行政监督协同效应,构建多维贯通的监督体系。监督协同是应对统计监督碎片化的系统接口。单一监督模式可能是影响治理效能提升的重要因素,需构建统计监督与审计监督、财会监督的深度协同机制。实践中“统计督察+纪检问责”双轨制将数据异常线索移交纪委监委,通过立案调查可增强监督威慑力。监督主体各有侧重,统计部门重点监测宏观运行趋势,审计部门聚焦资金流向追踪,财会部门侧重绩效合规性评估^[7]。通过构建“数据贯通—职能耦合—法治约束”的立体监督网络,既能打破部门壁垒提升对风险精准识别的预警能力,又可形成覆盖政策全周期的动态监控闭环。这种多维度制度协同,有助于约束权力寻租、优化资源配置,更能牵引科技创新与绿色转型的深度融合,为高质量发展构建权责清晰、激励相容的现代化治理基础,推动经济质效提升与社会公平正义的良性互动,最终为中国式现代化构筑风险免疫与效

能提升的双重治理根基。

四是强化法治化治理支撑,完善统计现代化的制度基石。法治化是保障统计监督有序运行的关键。当前对数据造假行为的处罚力度偏弱,基层执法面临“法不责众”挑战。为增强制度刚性,可加大数据造假处罚力度,完善对干预统计独立性的领导干部追责问责制度,通过垂直化管理改革减少地方干预。执法威慑层,可考虑建立“信用黑名单”制度,对统计造假企业实施财政补贴、招标资质等方面的限制性措施,并强化典型案例宣传,营造抵制数据造假的社会氛围。此外,进一步发挥技术赋能作用,如运用 CiteSpace 分析近十年统计执法司法判例,系统提炼法律适用难点,为推动相关司法解释完善提供依据,或借助 LDA 主题模型挖掘政策文本中存在的薄弱环节,指导及时修订数字经济、碳排放等新兴领域统计规范。最终构建“立法—执法—司法—守法”全链条法治生态,为中国式现代化提供法治保障。

三、研究设计与实证分析

(一)研究方法

为开展统计监督的系统性问题诊断,尝试结合 LDA 主题模型与 CiteSpace 知识图谱,形成“实践议题挖掘—学术焦点追踪”的双维分析框架:一方面,采用 LDA 主题模型对新闻文本进行文本挖掘,提取政策执行中的现实矛盾;另一方面,基于 CiteSpace 知识图谱进行文献关键词共现分析,揭示学界对统计监督的理论化反思。两者结合可突破单一数据源的局限性,实现社会动态与学术研究的交叉验证,为机制优化提供科学依据。

(二)基于 LDA 主题模型的统计监督问题识别

采用 LDA 主题模型对人民网相关新闻进行文本挖掘,并通过“文本预处理—主题计算—主题解构”分析过程,剖析文本蕴含的核心要义。

1.数据来源与预处理

2019—2024 年选取人民网以“统计监督”“统计执法”“统计监测”为标题或关键词的新闻报道作为文本对象进行量化分析,最终得到相关文本 7764 条,覆盖全国 31 个省级行政区的案例,反映地方实践动态。

先对原始数据进行清洗。对收集到的 7764 条文本进行数据精炼与结构转换。数据精炼阶段包含:①去除重复条目,消除因多渠道发布导致的新闻重复计算;②识别并清除无关信息,涵盖 HTML 标签、超链接等非文本噪音;③过滤无效内容,排除仅含特

殊符号或无意义数字的条目。再进行文本结构化处理。为提高后续主题模型分析对核心语义信息特征的捕捉精度,采用分词技术对文本进行单元切分,选用 jieba 分词工具,并结合哈工大停用词表(hit_stopwords),移除诸如“的”“是”等缺乏实际语义贡献的常见停用词。完成前述预处理步骤后,为进一步建立可供分析的文本表示,采用词袋模型(Bag-of-Words)统计词汇出现频次。为更有效地区分文本特征并弱化高频通用词的影响,进一步应用 TF-IDF(词频-逆文档频率)算法对特征词权重进行优化调整,凸显区分度显著的关键词汇。

2.模型构建与主题数确定

(1)模型构建

选用 Python 的 Gensim 库平台处理全部文本数据,并进行主题模型训练。在 LDA 主题模型框架内,核心超参数 α 与 β 的功能尤为关键,二者分别调节文档层面主题分布的稀疏程度以及主题内部词语分布的稠密程度。模型最终呈现的主题之间能否有效区分、主题语义表达是否清晰,很大程度上受这两个参数设定的直接影响。为了获取更优的建模效果,采用自适应估计策略,对 α 与 β 最佳取值实现自动识别与确定,目的在于保证文档分配给各主题的权重更加精确合理,同时提升主题核心词语集合的代表性效度。

在进行 LDA 建模时,合理确定主题数是关键。为保障主题数选择的客观性、科学性,模型评估主要依据两个核心指标,即困惑度、一致性得分。困惑度(Perplexity)是用于衡量模型对数据拟合效果的重要指标,不仅能反映模型对新数据的预测性能,还能体现对数据内在结构的解释能力。计算公式如下:

$$perplexity = \exp \left(\frac{\sum_{d=1}^M \log p(w_d)}{\sum_{d=1}^M N_d} \right) \quad (1)$$

式(1)中, M 为文档总数, N_d 为文档 d 中的单词数, $p(w_d)$ 为文档 d 由 LDA 生成的似然概率。对困惑度取对数,能直观反映不同主题数 K 对模型效果的影响。

一致性得分(C_v)主要用于衡量主题内部的语义连贯性,计算公式为:

$$C_v(T) = \sum_{i < j} PMI(w_i, w_j) \quad (2)$$

式(2)中, $C_v(T)$ 表示主题的一致性得分, $\sum_{i < j}$ 表示对同一主题中的所有高频词对 PMI 值求和。PMI 的计算公式为:

$$PMI(w_i, w_j) = \log \frac{P(w_i, w_j)}{P(w_i)P(w_j)} \quad (3)$$

式(3)中, w_i 和 w_j 是同一主题中的两个高频词, $P(w_i, w_j)$ 是这两个词共同出现的概率, $P(w_i)$ 和 $P(w_j)$ 是这两个词单独出现的概率。

(2) 确定主题数

主题数 K 对LDA主题模型运算的最终结果影响较大, 主题一致性和困惑度是确定主题数的重要依据(杨洋洋, 2025; 程开明等, 2022)^[12-13]。对 $Perplexity$ 和 Cv 进行计算, 按照一致性得分较高同时困惑度较低的原

则, 当主题数 $K=8$ 时, 模型取得最优平衡(此时 $Cv=0.72$, $Perplexity=142.3$)。

3. 主题强度分布与解构

借助LDA主题分类, 能够提取不同阶段的主题, 并计算每个主题下“主题—词汇”的概率分布。表1清晰地显示出每个主题下的关键词。对主题中的高频特征词进行人工标注, 可确保主题的可解释性。进一步计算各研究主题的主题强度, 可衡量不同主题在整体数据集中的影响力。通过表1可知, 当前统计监督8个主题可归纳为两大维度: 维度一: 监督机制, 包括主题

表1 “主题—词汇”概率分布表

主题	主题标签	特征词	主题强度
1	统计执法与监督管理	监督、工作、统计、发展、问题、推动、加强、建设、情况、落实	0.1998
2	公共服务与政府监督	问题、群众、服务、开展、监督、企业、进行、纪委、工作、相关	0.1663
3	行政执法与法治建设	执法、行政、工作、监督、案件、机制、提升、开展、法治、规范	0.1536
4	生态环境与数据监测	监测、生态、数据、生态环境、建设、保护、工作、城市、实现、开展	0.1350
5	经济发展与产业建设	发展、增长、亿元、企业、产业、服务、经济、全国、同比、建设	0.1210
6	安全生产与应急管理	安全、应急、生产、监测、人员、工作、防控、进行、预警、保障	0.1024
7	市场监管与食品安全	企业、市场、检查、监管、万名、食品、进行、监督、经营、生产	0.0864
8	金融监管与统计规定	规定、机构、基金、管理、应当、统计、支付、条例、私募、进行	0.0356

1、主题2、主题3; 维度二: 应用拓展, 包括主题4、主题5、主题6、主题7、主题8。

(三) 基于CiteSpace知识图谱的统计监督研究热点识别

为更好识别统计监督理论热点, 借助CiteSpace知识图谱, 通过“文本预处理—关键词可视化”的分析过程, 剖析文本蕴含的核心要义。

1. 数据来源与预处理

选取2019—2024年中国知网(CNKI)以“统计监督”“统计执法”“统计监测”为关键词的期刊论文进行量化分析。同时为确保样本学术价值, 剔除会议通知、政策解读等非研究型文献, 最终整理得到244篇相关文献。然后, 采用RefWorks格式导出文献主题信息, 将其作为原始数据, 对数据进行格式转换和去重处理, 导入CiteSpace软件进行可视化知识图谱绘制。

2. 关键词共现图谱分析

关键词共现法是文本内容的常用分析方法。通过对关键词的分析, 可以识别出当前统计监督领域的热点议题, 有助于更深入地理解该领域的重要问题, 为后续优化机制设计提供参考。

在CiteSpace软件中设置时间切片为1年, 绘制得到关键词节点132个、连线188条的关键词共现图谱

(见图1)。图中关键词使用节点表示, 关键词之间的共现强度使用连线表示。关键词节点和关键词字号的大小代表该关键词出现的频率, 节点各圈层颜色深浅代表关键词出现的先后年份(从深色到浅色分别对应2019—2024年)。若节点出现波浪圈层且圈层越多, 说明该节点的中介中心度越高, 代表关键词越重要。

整体看, 2019年以来, 统计监督研究形成了以“统计监督”“统计监测”“统计执法”等关键词为核心的辐射状网络结构。“统计监督”“统计监测”等关键词节点圆圈较大较多, 中介中心度较强, 说明这些关键词近年来备受学者关注。

结合相关文献进一步分析, 2019—2024年学界对统计执法、统计监测和统计监督的关注呈以下特点: ①统计执法效能提升的探索。2019—2020年的研究热点主要集中在探讨统计监督在基层实践中的成效及面临挑战, 针对执法过程中存在的诸如执法人员专业素养有待提升、执法程序规范性不足等问题, 学者提出通过加强执法人员专业化培训、完善执法流程、建立健全执法标准等措施, 提高统计执法的有效性和公正性。②协同监督机制的构建。2021年后学界的研究重心逐渐转向协同监督整合, 即统计监督与财会监督、审计监督的协同。统计监督作为国家监督体系中的关键环

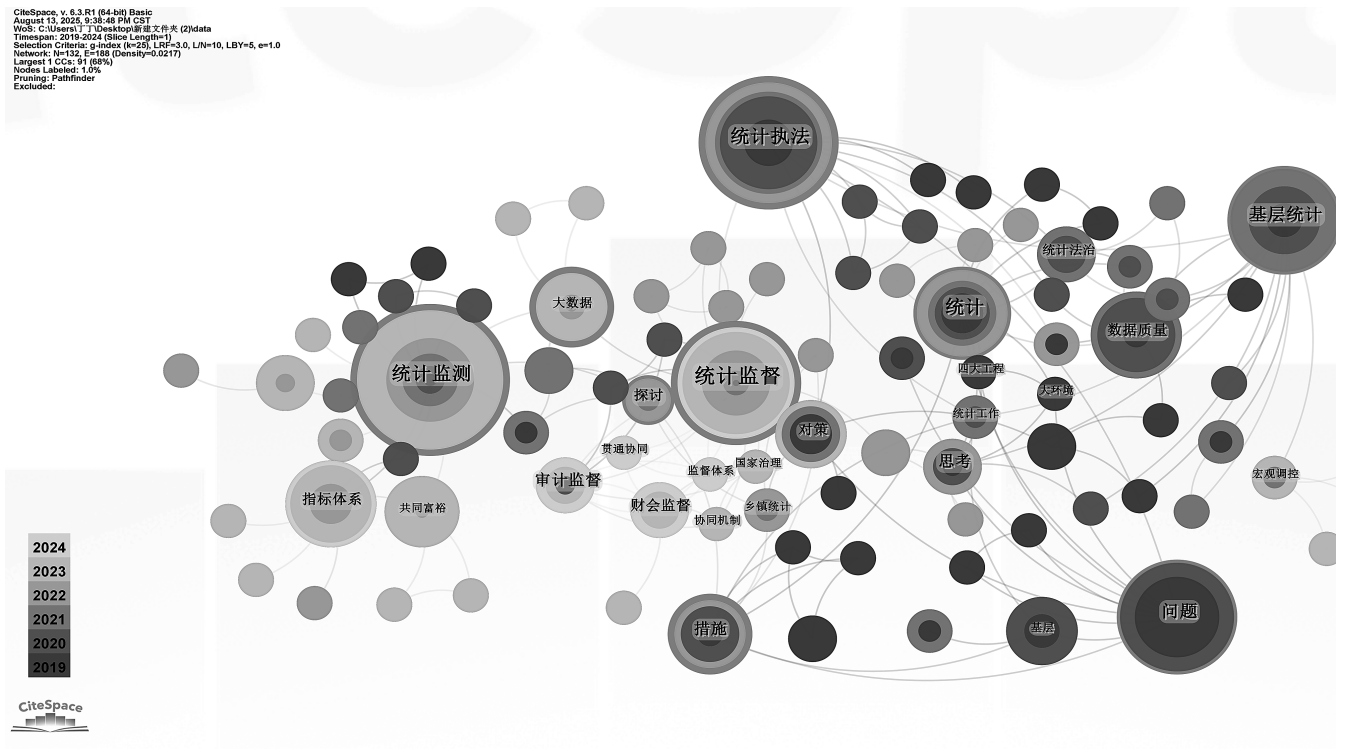


图1 关键词共现图

节,越来越多的学者探索通过与其他监督机制的协同,提升统计监督效率。③统计监测的指标体系优化。统计监测一直受学界关注,为构建科学、全面的指标体系,学者们持续探索如何利用大数据等现代信息技术手段,提高统计监测的精确性与时效性。

3.关键词聚类图谱分析

在关键词共现分析基础上,通过关键词聚类分析,剖析目前学界关于统计监督的主要研究主题。选择LLR算法对关键词进行聚类分析,绘制出关键词聚类图谱(见图2)。聚类效果评判指标为模块值(Q值)和平均轮廓值(S值)。一般Q值大于0.3、S值大于0.7,表明聚类效果好,可信度较高。图2显示Q值为0.758、S

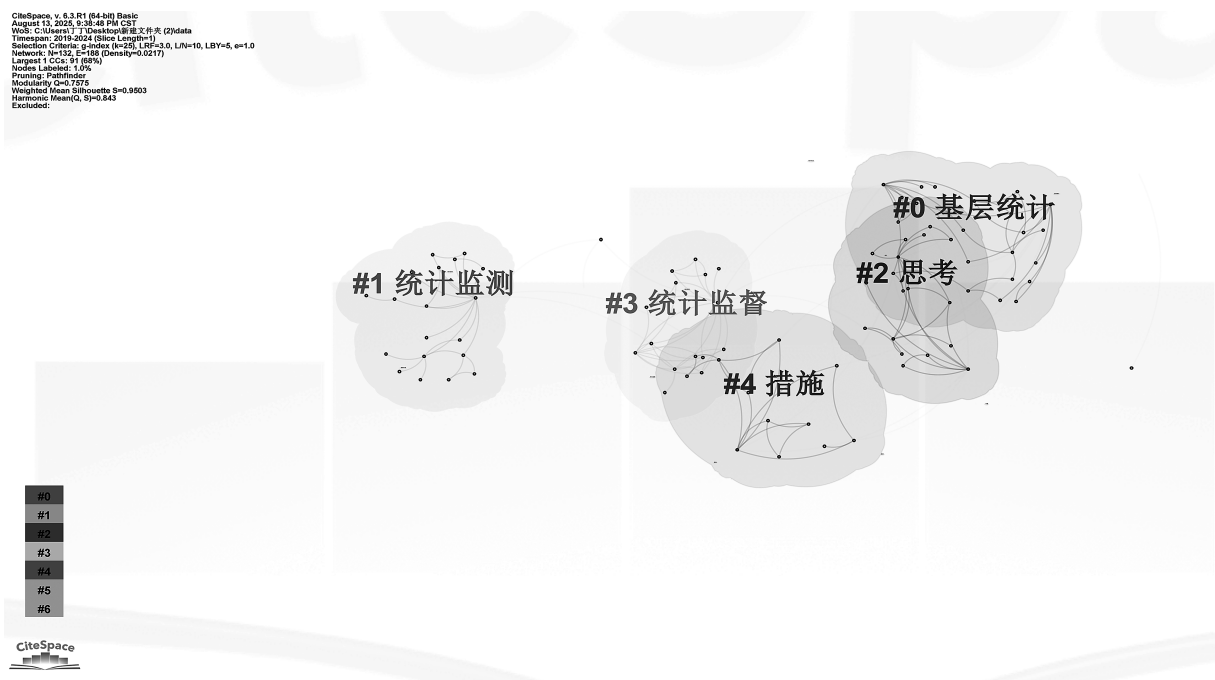
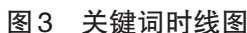


图2 关键词聚类图

深入分析发现,不同聚类间具有深刻的内在逻辑关系。第一,基层统计数据质量是#1“统计监测”体系有效性的决定性前置条件,其本身直接制约监测结果

梳理演进脉络发现,2019—2021年,学界的研究共识主要指向两个核心方向:提升基层数据的规范性(即数据治理)与强化统计执法效能。随着研究的持续深入,其主题重心呈现出显著的嬗变轨迹,由早期侧重宏观经济形势的研判,逐步下沉至更具实践指导意义的监测指标体系构建层面。这一时期,围绕“共同富裕”“乡村振兴”等国家重大战略目标构建系统性监测框架的研究显著增多,显示出学界对健全经济社会发展评价体系的不断探索与创新实践。2022年之后,研



究前沿进一步向利用大数据技术赋能监督协同机制的方向迁移。统计监督研究本身的内涵也在深化拓展,由初期集中于单一监督环节的探讨,向构建跨部门、跨领域的多元协同监督体系演进。时序分析揭示,学者针对不同发展阶段的核心制度性挑战进行了深入系统的理论剖析与实践路径探索。综合来看,研究热点的动态演进清晰勾勒出统计监督研究的理论深化与发展逻辑,其演进路径始于对基础性、机制性问题的回应与解决,逐步向制度化建设、法治化保障与现代化技术赋能的支柱性维度纵深方向推进。

(四)结果分析

基于LDA主题模型对政策实践文本的深度挖掘与CiteSpace知识图谱对学术研究热点的系统追踪,揭示了中国式现代化背景下统计监督体系面临的核心实践困境:统计数据质量参差导致统计表征偏差、监测机制碎片化阻滞全周期监管、协同监督尚未贯通削弱监督效能以及统计执法弱化导致监督权威空心。这些问题相互交织,共同制约统计监督效能的充分发挥。

1.数据质量参差导致统计表征偏差

LDA主题模型分析显示,“统计执法与监督管理”(强度0.1998)是政策实践中最突出的议题,其中高频词“问题”“落实”等揭示了数据采集、上报环节等存在的执行难题(见表1)。CiteSpace聚类分析中,“基层统计”(聚类#0)成为最显著的研究集群(Q值高,S值高),双重证据表明数据质量问题是当前统计监督体系面临的最基础、最紧迫的实践困境。具体表现为基层统计部门“重结果、轻过程”,可能衍生出的调查记录不规范、填报标准不统一等问题。叠加纸质报表路径依赖与数字化设备更新相对滞后,一定程度上造成数据获取效率不高与统计覆盖不全的结构性问题。而数据审核机制灵敏度与统计方法更新存在脱节,可能导致对数字经济等新兴业态的统计适应性下降,关键领域数据表征出现偏差。企业数据管理制度不够健全也可能产生数据失真风险,地方绩效考核机制则可能产生选择性统计倾向。以上因素相互叠加形成一条潜在的质量风险传导链,带来的影响包括:①微观层可能影响政策制定者的决策所需信息的完整性与准确性;②中观层可能降低经济运行监测的时效性与匹配度;③宏观层可能制约治理现代化进程的数据支撑效能。

2.监测机制碎片化阻滞全周期监管

LDA主题模型分析表明,当前政策实践对“监测”的关注(主题4、6合计强度0.2374)显著低于对“监督”

和“执法”的关注(主题1、2、3合计强度0.5197),且监测主题多集中于生态、安全等特定领域(见表1)。CiteSpace分析显示,尽管“统计监测”(聚类#1)是重要研究方向,但其研究焦点长期集中于基础指标构建(图3:2019—2021年),对利用大数据等技术实现“事前预警—事中追踪—事后验证”全周期、跨领域监测的系统性研究相对滞后(图3:2022年后才显著增加“大数据”“可行性”等关键词)。双重证据共同印证了统计监测机制存在碎片化、系统性不足的实践困境。当前统计监测虽在共同富裕等领域构建了基础指标框架,但由于标准对接不够充分、资源统筹缺乏系统性,导致全周期监测功能尚未有效贯通。纵向传导上,宏观监测指标未完全形成分级适配的地方实施细则,区域差异带来的指标不可比性削弱了预警灵敏度。横向协同上,部门间数据共享平台建设相对滞后,税务、环保等关键行政信息无法有效嵌入统计监测体系,制约了事中追踪的关联性分析。此外,基层监测资源配置存在如兼职人员占比较高等结构性问题。这些问题可能引发事前预警难以有效识别系统性风险,事中追踪因“数据孤岛”难以动态校准实施路径,事后验证因资源约束产生形式化评估风险。

3.协同监督尚未贯通削弱监督效能

CiteSpace聚类分析清晰地识别出“统计监督”(聚类#3)是近年的重要研究趋势(图3:2021年后热度显著上升),反映出学界对整合“统计—审计—财会”等监督体系以提升监督效能的高度关注。然而,深入分析发现,现有研究对跨部门实质性耦合机制(如统一信息平台、联合执法程序)的探讨仍显不足。与此呼应,LDA主题模型分析中,虽然“监督”是高频词(如主题2、3),但政策文本更侧重于具体监督主体和单一部门的执法活动,未能提炼出高强度的、专门针对跨部门监督协同或信息共享平台的主题(见表1)。这种学术关注点与实践操作点的错位共同揭示:尽管协同监督的价值已被学界充分关注,但在实践操作层面,构建有效的协同监督机制仍面临巨大挑战,跨部门协同监督贯通不畅可能削弱监督效能发挥。专业知识与技能的错配可能降低风险研判深度,如统计人员若欠缺财会等复合技能,会在识别统计数据异常征兆时面临困难。实践中,各监督部门之间的协作程度有待提升,缺少统一的信息共享平台,可能导致数据和信息不能及时共享和传递。部分领域存在职能交叉或边界模糊现象,可能会衍生出监管盲区。一些部门之间的职责界限不够清晰,有时会出现重复监督或者监督遗漏的情况,这

不仅会造成资源使用低效,也可能增加被监督对象的负担。最终结果是跨部门协同监督效能未能充分释放,制约了监督合力的形成。

4. 统计执法弱化导致监督权威空心

LDA 主题模型分析表明,“统计执法与监督管理”(主题1,强度0.1998)和“行政执法与法治建设”(主题3,强度0.1536)是政策实践文本中突出的两大主题群,高频词“执法”“案件”“规范”“法治”等直指执法活动的规范性与效能问题(见表1)。CiteSpace 关键词时间演化分析(图3)进一步揭示,学界在早期(2019—2020年)就聚焦于基层执法问题(如专业素养不足、程序不规范等),尽管后期研究重心有所转移,但这些早期识别的问题持续存在,表明相关问题长期未得到根本性解决。双重证据共同揭示了统计执法效能不足、监督权威受损的实践困境。其根源可能在于统计执法过程中存在的薄弱环节,如基层的执法工作往往由统计工作人员兼职进行,这些人员通常未受过系统统计执法培训,执法能力有待提升,基层执法队伍专业化建设相对滞后可能影响法律适用精准度。监督权责不匹配可能会形成干预传导漏洞,垂直管理授权相对不足叠加同级监督效能有限,会削弱制度层的制约效力。统计部门囿于职责权限,对地方政府部门实施有效监督的作用还需加强。至于上级统计部门,主要聚焦于业务

层面的指导,统计监督职能的行使空间相对有限。执法程序瑕疵将影响统计执法公信力建设。此外,地方干预会加剧数据失真风险,惩处力度不足导致违法边际成本下降,影响法律震慑效果,侵蚀统计监督的权威性、严肃性。

综上所述,中国式现代化统计监督体系面临的四大核心困境,即数据质量参差、监测机制碎片化、协同监督未贯通、执法效能弱化,共同构成统计效能提升的关键障碍。因此,本文认为统计监督体系的优化需构建政府主导、企业自律与第三方评估协同发力的多元共治格局。技术层面,需突破当前监督技术聚焦特定领域(如安全生产监测)的单点应用局限,着力推动其向跨经济、生态、安全等多维领域的系统性智能监测网络升级。制度层面,需正视监督协同机制的结构性短板,将建立跨部门数据共享的统一技术标准、明确协同职责边界、强化联合惩戒效力作为关键突破口,打通协同监督的堵点。

四、中国式现代化统计监督机制优化

中国式现代化对统计监督体系提出新型制度需求,基于现存问题和原因查找,解决思路是通过“制度重构—技术迭代—能力筑基—系统耦合”构建全链条、动态化、智能化的统计监督新范式(见图4)。

(一) 数据保障: 构建质量控制体系

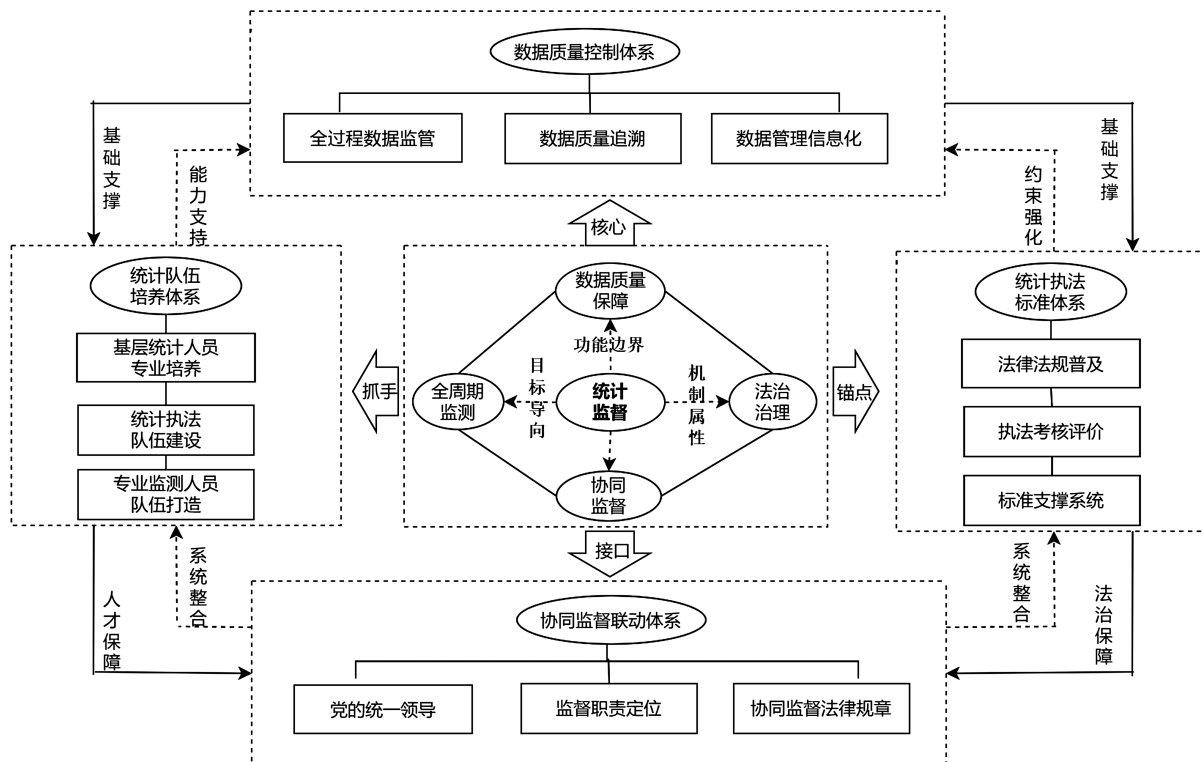


图4 中国式现代化统计监督机制框架图

完善法律法规,加强追责问责,破解数据质量参差不齐等问题。一是建立全过程数据监管标准。严格监督和监控各个地方统计部门的数据采集、上报、审核等工作环节,融合现代化的信息技术手段,对数据全过程实时监控和追踪。开展不定期质量抽查,对数据质量进行随机检查,确保数据的准确性、完整性。二是建立数据质量追溯和责任追究机制。对发现的问题数据,要能够追溯到具体责任人,并按照规定进行处理。建立健全问责机制,明确各级统计部门和人员的职责,对于数据质量问题责任到人。对存在数据造假行为的人员,依法依规严肃处理。三是加强地方数据管理与信息化升级。建立跨部门数据共享平台、统一统计口径,抽调专项资金用于信息化建设和设备更新等,保障各项工作顺利开展与日常运维资金所需,全面提升地方统计部门的数据采集、处理、整合能力。

(二)引培并举:培育新型统计队伍

加强人才培养力度,引进专业人才以充实队伍。一是提升基层统计工作人员整体专业素养。培养基层统计人员对新技术的敏感性和适应力,提升对大数据统计方法的运用能力,制定职业能力提升计划,提高执法人员业务水平。夯实统计领导干部的法治意识,培养复合型干部,打造专业化、法治化、现代化的统计监督队伍。二是加强统计执法队伍的建设。选配年轻优秀干部到执法监督岗位,通过以练代训锤炼其能力。不断提升执法人员业务水平,增强其在实际执法过程中的应变能力和问题解决能力。三是打造专业监测人员队伍。增加基层监测人员数量,通过政府招聘、市场化引入第三方监测机构、企业内部统计专员联动等方式,提高统计工作的执行力和覆盖面。开展专业水平教育,在重点行业设立专业统计岗位,确保每个领域都有专门的统计监测人员负责,做到具体领域有专人管,监测活动开展有专人干,有效保障监测质量。

(三)协同治理:建立监督联动格局

统计监督在发挥自身独特优势的同时,要协助其他部门开展监督工作,破除各自为政现象,凝聚监督合力。一是坚持党的统一领导。明确各部门监督职责,使各自在优势领域贡献力量,同时统筹兼顾各种监督体系,形成统一领导。二是找准自身职责定位。在做好统计分内事的同时,向其他监督部门提供必要的统计支持。充分利用其他监督的力量,破解专业屏障,对隐藏在各专业外衣下的数据进行识别抓取并进行监管,识别难以定性的监测指标。定期组织经验交流会,

分享各自监督工作案例,学习各部门有效的经验,提升协同监督软实力。三是制定完备的协同监督法律规章制度。完善沟通渠道,建立内部平台畅通数据共享。构建完备的问责机制,明确责任追究标准、程序和处罚措施,确保各监督体系在运作中做到发现问题、及时整改、闭环反馈,形成长效监管机制,防止违法舞弊行为的发生。

(四)法治强化:搭建执法标准体系

扎实推进统计法在党政机关的宣传学习与贯彻实施。一是做好新修改统计法及相关法律法规的党内普及教育。各统计部门需深刻把握统计法的精神内核读,组织统计法宣讲会,将统计法新精神根植在每位统计人员心中。定期开展相关法律法规知识教育讲座,使统计人员深入理解并掌握相关法规,把统计精神内化于心、外化于行,减少违法行为的发生。二是严格推进统计法落实。各统计部门要严格遵守统计法规,依法履行统计职责。监察部门要依法监督统计工作,追究统计造假、弄虚作假人员的法律责任。依法制定相应的领导干部统计工作的考核标准,依据标准开展监督,追究失职人员责任。三是向企事业单位或其他组织宣讲新修订的法律法规。培养尊法守法意识,对违规行为进行监督和问责,对不作为行为进行严厉处罚,形成有效的震慑作用。完善基层监测机制,构建区域统计制度,因地制宜构建标准化、高质量的统计监测指标体系。◆

参考文献:

- [1]李金昌,余卫.新时代发挥统计监督职能的思考[J].统计研究,2021,38(6):3-17.
- [2]毛有丰,余芳东,李一辰.新时代统计监督的概念内涵和特征研究[J].统计研究,2022,39(7):3-11.
- [3]高敏雪,蔡国材,甄峰,等.论统计监督[J].统计研究,2023,40(2):3-15.
- [4]董邦俊,易昕炀.数字经济背景下统计法治化的核心内涵及路径[J].统计与决策,2022,38(9):163-168.
- [5]殷腾飞,李一辰,刘晓丽,等.统计监督的国际比较及其对我国的启示[J].统计与决策,2023,39(17):169-173.
- [6]李一辰.统计监督职能定位和实现路径探析[J].调研世界,2021(2):3-8.
- [7]李雪,朱金宇.国家治理视角下财会监督、统计监督和审计监督新型协同机制的构建[J].财务与会计,2021(9):12-14.
- [8]陈颖婷.新时代更加有效发挥统计监督职能作用的理论与实践研究[J].统计研究,2023,40(4):151-161.
- [9]田京京,李勇,谭新喜.我国统计监督的发展历程及新时代的

内涵阐释[J].陕西理工大学学报(社会科学版),2022,40(6):25-32.

[10]徐清源,张美慧.数字经济统计监测和评估评价与展望[J].中国统计,2022(2):75-77.

[11]席华娟,王晓娥.中国共同富裕的统计监测、区域差距和动态规律[J].统计与决策,2023,39(17):5-10.

[12]杨洋洋.突发公共舆情事件主题分异与情感缓释模式分析:基于UGC与AIGC的比较研究[J].情报杂志,2025,44(4):136-144.

[13]程开明,刘琦璐,李泗娥,等.统计监督与其他监督的贯通协同机制研究[J].统计理论与实践,2022(4):3-10.

Optimization of Statistical Supervision Mechanism for Chinese-Style Modernization: Dual Verification Based on LDA and CiteSpace

Lin Jinguan, Zhang Dongdong, Wang Yuxuan, Zheng Yan, Cheng Yao

Abstract: Statistical supervision provides scientific decision-making benchmarks and modern governance capacity support for Chinese-style modernization by strengthening dynamic monitoring capabilities and improving collaborative legal guarantees. Based on the strategic demands of Chinese-style modernization, this research systematically expounds the theoretical connotation and core functions of statistical supervision, and integrates the LDA topic model and CiteSpace knowledge graph to conduct a dual empirical analysis of policy texts and literature data from 2019 to 2024. Research findings reveal that the current statistical supervision system is confronted with effectiveness challenges. The core predicaments are reflected in the uneven quality of statistical data leading to representation biases, the fragmentation of monitoring mechanisms hindering full-cycle supervision, insufficient cross-departmental collaboration weakening the supervisory synergy, and the weakening of law enforcement effectiveness resulting in the emptiness of supervisory authority. In response to the above issues, a systematic mechanism design is proposed: establishing a full-process quality control system to consolidate the foundation of governance; cultivating a compound statistical team through the linkage mechanism of introduction and training to strengthen capacity support; establishing a cross-departmental supervision information sharing platform to break down the barriers of collaboration; improving the benchmarks and procedural norms for statistical law enforcement discretion to consolidate the legal guarantee. The research aims to build a new model of coupled statistical supervision that meets the needs of Chinese-style modernization.

Key words: Chinese-Style Modernization, Statistical Supervision, Supervision Mechanism, Theme Model, Knowledge Graph

(责任编辑:杨扬)

中国省域新质生产力对居民收入分配差距的影响研究

陈义安 杨 洁

(重庆工商大学 数学与统计学院, 重庆 400067)

摘要:新质生产力作为高质量发展的核心引擎,在促进区域协调发展、推动共同富裕等方面发挥着重要作用。基于我国2011—2023年30个省份的面板数据,采用CRITIC-TOPSIS法对新质生产力进行测算,构建基准回归模型和空间杜宾模型实证检验新质生产力对居民收入分配的影响。研究结果表明,新质生产力可以显著优化居民收入分配,且该结论在经过一系列稳健性检验和内生问题处理后依然成立;异质性分析表明,新质生产力对居民收入分配的影响效应具有明显的区域异质性;空间计量检验发现,新质生产力的发展不仅能够优化本地区居民收入分配,还能带动其他地区缩小居民收入分配差距。最后,从强化创新驱动与制度变革、注重区域差异性、构建协同发展新格局等方面提出相应的对策建议。

关键词:新质生产力;收入分配差距;CRITIC-TOPSIS法;空间溢出效应

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0015-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.08.002

一、引言

2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察期间首次提出“新质生产力”,强调要通过整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业与未来产业,为高质量发展注入新动能。各地以发展新质生产力为引领,通过推动科技创新与产业创新深度融合,加速构建高端化、智能化、绿色化的现代产业体系,并着力打通科技成果转化通道,构建全链条创新生态。近年来,在政策驱动与市场活力的双重作用下,我国新质生产力呈现蓬勃发展态势。世界知识产权组织发布的《2024年全球创新指数(GII)报告》显示,中国的创新指数跃居全球第11位。我国的人工智能、量子科技、生物医药等前沿领域接连突破,建成全球最大、最完整的新能源产业链,光伏组件产量连续16年位居世界首位。新质生产力作为推动高质量发展的核心引擎,正持续为破解发展不平衡不充分等深层次矛盾注入强劲动力,在促进区域协同、推动共同富裕等方面具有重要作用。

梳理文献发现,目前众多学者从不同视角围绕新质生产力和居民收入分配展开了研究。农业方面,马

桔红(2024)^[1]认为农业新质生产力通过革新产业组织形式,显著提高了农业生产效能和产品品质,推动了农村经济包容性发展,为实现农民农村共同富裕提供了重要支撑。邢继军等(2025)^[2]认为新质生产力通过促进新型农村集体经济和数字科技创新显著推动农民农村共同富裕,并呈现区域异质性。企业方面,梁孝成等(2024)^[3]基于2015—2022年A股上市企业数据,发现企业新质生产力可以显著提升劳动收入份额,并且缩小管理层与普通员工之间的收入差距。温科等(2025)^[4]认为新质生产力通过数字化转型及内外部环境调节显著推动企业高质量发展和经济效益提升。赵德起和唐旺(2025)^[5]基于沪深A股数据,发现数据要素通过提升企业新质生产力显著增加劳动收入份额,尤其在低技术企业及劳动议价能力强的地区作用更大,同时具有普惠效应,能够改善收入分配,推动共同富裕。区域协调方面,台德进和乔均(2024)^[6]研究发现新质生产力和共同富裕之间呈倒U形关系,新增就业机会、城乡经济融合和农业劳动力转移是新质生产力影响共同富裕的主要路径。李天一等(2025)^[7]基于霍特林模型对

作者简介:陈义安,男,硕士,教授,研究方向为经济统计、非线性分析及应用;杨洁,女,硕士研究生,研究方向为经济统计。

比不同产业劳动者从业选择,发现新质生产力发展能够提升劳动者能力,缓解居民收入不平等。生态管理方面,张中秋等(2025)^[8]研究发现新质生产力正向促进国土空间生态修复规模,且具有滞后性和非线性特征。韩冬日等(2025)^[9]研究发现新质生产力能够显著促进减污降碳协同治理,并通过产业结构高级化与能源利用效率提升影响治理效果。现有研究多聚焦于新质生产力的直接经济效应,对其空间溢出效应的传导机制研究较少。因此,本文基于2011—2023年全国30个省份的面板数据,实证检验新质生产力对居民收入分配差距的空间影响,以揭示技术革新与要素流动的空间关系,为优化跨区域生产力布局、构建协同发展机制提供科学依据。

二、理论分析与研究假设

新质生产力以高质量发展为核心目标,致力于实现经济持续健康发展、社会全面进步与生态环境良性循环的有机统一^[10]。其本质在于将科技创新作为驱动发展的根本动力,摆脱传统生产力对资源高消耗和劳动力粗放投入的路径依赖,转而依托技术创新与知识积累,推动经济结构的优化升级与社会全面发展。新质生产力对居民收入分配的影响机制主要体现在以下四个方面:第一,新质生产力通过全面提升社会生产效率,夯实居民增收的物质基础。以人工智能、绿色科技、生物技术等为代表的颠覆性创新与数字经济的深度融合,显著提高了全要素生产率,不仅带来产出规模的持续扩大,也通过培育新技术溢价和附加值创造,拓宽价值分配空间,有助于在宏观层面改善国民收入分配格局,为扩大中等收入群体提供持续动力^[11]。第二,新质生产力能够推动就业结构高级化与人力资本溢价,直接优化收入来源结构。数字经济、先进制造业与现代服务业等新业态在产生大量新型就业岗位的同时,对劳动力技能水平提出更高要求,从而激励劳动者通过教育和培训提升人力资本。这一过程整体上提升了高素质劳动力的报酬水平,并借助“技能偏向型技术进步”强化高技能劳动的边际回报,促进劳动收入份额的稳步增加^[12]。第三,新质生产力有助于打破城乡二元结构,缓解区域间发展不平衡。通过推广智能农业装备、发展农村电商、培育“新农人”以及建设农业数字化平台,新质生产力能有效促进农业生产现代化和乡村产业深度融合,提升农业全要素生产率与农村居民经营性收入,从而显著缩小城乡收入差距,推动共同富裕进程。第四,新质生产力依托平台经济与共享机制

提高资源配置与收入创造的包容性。数字平台降低创新创业门槛,使偏远地区和小微主体能够接入大市场、获取技术和信息资源,参与更高附加值的价值链环节,从而改善传统收入分配体系中弱势群体的边缘化地位,增强其在初次分配中的议价能力和增收机会。基于此,本文提出如下假设:

H1:新质生产力的发展能够优化居民收入分配。

随着新质生产力不断推进,城市作为区域发展的核心载体,在经济发展水平达到一定临界点后,将通过产业链延伸、创新成果外溢、统一市场构建以及资本与人才流动等方式,对周边地区产生显著的辐射带动作用,形成以中心城市为增长极、“中心—外围”联动的梯度发展格局^[13]。区域间生产力发展水平的差异进一步激发地理邻近或经济关联地区之间的模仿、学习和协同效应,借助知识共享、技术转移、人才交流等渠道,增强外围地区对先进生产要素的吸纳与转化能力,从而在整体上提升区域发展的协调性^[14]。因此,新质生产力不仅能直接促进本地发展,还通过强化区域协同网络、推动跨区域产业分工与基础设施互联互通,产生显著的空间外溢效应,带动邻近地区共同发展。

具体而言,新质生产力的空间溢出机制主要包括以下四个方面:一是产业链协同与梯度转移。中心城市在技术创新和产业升级过程中,将部分生产环节或配套功能向外转移,推动周边地区嵌入高价值产业链,实现区域间分工协作与效率提升。二是创新网络的知识外溢。依托高速信息网络和科研合作平台,中心城市的知识创造与技术突破更易向周边扩散,依托企业衍生、合作研发及人才流动显著加速创新要素的空间渗透。三是统一市场下的资源优化配置。随着交通、物流和信息基础设施持续完善,区域市场壁垒逐步削弱,促进了资本、技术、数据等要素跨区流动,提高了外围地区承接辐射、共享发展机会的能力。四是制度与政策协同效应。在区域协调发展战略引导下,各级政府积极构建创新共同体、共建合作园区等政策工具,进一步放大新质生产力的正向外部性,缩小地区间发展差距。此外,新质生产力的空间溢出并非均匀发生,其强度与方向受到地理距离、制度环境、产业关联度以及区域吸收能力等多种因素的调节。一般来说,与中心城市地理邻近、交通便利、制度相容性高的地区更易受益于溢出效应;外围地区自身的人力资本水平、创新基础与机构质量也直接影响其对溢出效应的识别、吸纳和转化效率。基于此,本文提出如下假设:

H2:新质生产力的发展对居民收入分配的影响存在空间溢出效应。

三、研究设计

(一)模型设定

1.基准回归模型

为检验新质生产力的发展能否优化居民收入分配,本文构建基准回归模型:

$$Theil_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQP_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 t 分别表示省份和年份;被解释变量 $Theil_{it}$ 为泰尔指数;表示省份 i 在 t 年内的居民收入分配差距状况;核心解释变量 NQP_{it} 为省份 i 在 t 年的新质生产力水平; $Control_{it}$ 表示一系列控制变量; μ_i 表示省份固定效应; v_t 表示年份固定效应; ε_{it} 表示随机误差项; β 为变量系数。

2.空间计量模型

为检验空间溢出效应,本文构建如下空间杜宾模型(SDM):

$$Theil_{it} = \varphi_0 + \rho w_j Theil_{it} + \varphi_1 NQP_{it} + h w_j NQP_{it} + \varphi_2 Control_{it} + \theta w_j Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, ρ 为空间自回归系数,反映被解释变量的空间溢出效应; h 为核心解释变量的空间回归系数,当 $h > 0$ 时,表示正向溢出效应,反之表示负向溢出效应; w_j 为空间权重矩阵, j 为1、2、3时,分别表示邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵、经济地理嵌套权重矩阵。

邻接权重矩阵是一种经典的非负权重矩阵,用于刻画研究区域中各空间单元之间的地理邻接关系。把研究区域划分为 n 个空间单元,邻接矩阵记为 $W_1 = [w_{ij}]_{n \times n}$,其元素定义为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{空间单元 } i \text{ 与空间单元 } j \text{ 地理上相邻} \\ 0, & \text{空间单元 } i \text{ 与空间单元 } j \text{ 地理上不相邻} \end{cases} \quad (3)$$

其中,对角元素 $w_{ii} = 0$ 表明空间单元自身不与自身相邻。海南虽不与大陆相连,但考虑其与广东距离最近且存在密切的社会经济活动关联,故将其视为与广东相邻。

地理距离权重矩阵常用于量化空间单元之间基于地理距离的相互作用强度。本文利用省会(首府)城市的经、纬度计算两空间单元的距离 d_{ij} ,再根据其倒数的平方构建反距离平方矩阵 W_2 。

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

经济地理嵌套权重矩阵是结合地理距离和经济差异双重因素构建的空间权重矩阵,记为 W_3 。

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2} \cdot \frac{1}{|E_i - E_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (5)$$

其中, E 为单元内人均GDP。

(二)变量说明

1.被解释变量

本文选取泰尔指数($Theil$)来衡量居民收入分配状况。泰尔指数不仅反映了农村和城镇居民的收入状况,还能从人口分布层面反映农村人口和城镇人口的分布差别;参考王少平和欧阳志刚(2007)^[15]的研究测算泰尔指数,通过农村居民人均可支配收入和城镇居民人均可支配收入、农村人口和城镇人口进行测算。泰尔指数越小,表明收入分配差距越小。

2.核心解释变量

新质生产力的核心特点包括科技创新、绿色发展和数智化转型^[16]。科技创新通过数字化技术的广泛应用,如人工智能和物联网,推动生产过程智能化,提高生产效率并实现各行业间的深度协同。绿色发展理念强调在工业生产中逐步使用新能源以替代传统能源,降低资源消耗和环境污染,促进可持续发展。数智化转型使生产环节实现信息联通与数据共享,优化生产流程,提高企业的市场应变能力。本文从科技创新、产业优化、人力资本、绿色低碳和数智化转型五个维度选取指标构建新质生产力评价指标体系(见表1),测度新质生产力水平(NQP)。

3.控制变量

选取以下变量作为控制变量:①政府干预度($Gove$)。政府不当的干预可能会削弱资源分配的效率,扰乱市场的正常运作机制,破坏公平竞争的秩序。这种干预不仅会降低资源向新质生产力转化的效能,还可能扭曲居民收入的合理分配格局,本文以财政支出与GDP之比来衡量各地区的政府干预度。②人口抚养比(Adr)。人口抚养比通过劳动力市场供需、经济增长潜力及社会保障负担影响新质生产力对居民收入分配的作用,本文采用15岁以下以及64岁以上人口占劳动人口比重来衡量各地区的人口抚养比。③服务业贡献水平($Servi$)。服务业既是新质生产力发展的重要领域,又通过内部结构的优化和升级、促进就业和消费等方式,对居民收入分配产生深远影响,本文以第三产业增加值占GDP比重来衡量各地区的服务业贡献水平。④经济发展水平($Pergdp$)。经济发展水平提升能促进新质生产力快速发展,其所带来的技术进步和产

表1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
科技创新	创新投入	规模以上工业企业开发新产品经费	+
		规模以上工业企业R&D人员全时当量	+
		科学研究和技术服务业法人单位数	+
	创新产出	国内发明专利申请授权量 每百人创新企业数	+
产业优化	产业升级	高技术生产专利数	+
		第三产业增加值/GDP	+
		机器人安装密度	+
人力资本	素质结构	人均受教育年限	+
		科学研究和技术服务业城镇单位就业人员	+
	培育环境	教育经费支出占GDP比重	+
		普通高等学校数	+
绿色低碳	资源利用效率	人均GDP	+
		人均工资	+
		万元GDP能源消费总量	-
	生态环境建设	万元GDP电力消费量	-
		万元GDP工业用水量	-
		森林覆盖率	+
数智化转型	数字化基础设施建设	地方财政环境保护支出	+
		万元GDP二氧化硫排放量	-
		工业污染治理投资总额	+
	数字产业	人均互联网接入端口数	+
		光缆线路长度	+
		电信业务总量	+
		电子商务销售额	+
		软件业务收入	+

业升级能改变就业与收入分配格局。一方面,良好环境助力新质生产力提高劳动生产率,优化产业结构,创造高收入机会,提升居民整体收入。另一方面,经济差异导致地区、行业收入分配不均,技能偏向性技术进步使高技能者收入更高,低技能者面临更严峻的就业收

入压力,收入差距进而扩大。本文以人均GDP来衡量各地区的经济发展水平。

(三)数据来源与描述性统计

本文以2011—2023年全国30个省份(不含港澳台和西藏)为研究样本,数据主要来源于相关年份的《中国统计年鉴》、CSMAR数据库、EPS数据库和各省份统计年鉴等。为保证数据的完整性,少量缺失数据采用线性插值法补齐。主要变量的描述性统计见表2。

(四)研究方法

1.CRITIC赋权法

CRITIC方法是根据评价指标的变异性和指标之间的冲突性来综合衡量指标的客观权重^[17],结合指标之间的相关性和指标的变异性,同时考虑到数据的波动性,对指标权重值进行综合,有助于减少评价体系内个别数据权重极值的负面影响。其计算过程如下:

(1)设样本矩阵为 $X=[X_{ij}]_{m \times n}$

其中, m 为样本数, n 为指标数。

(2)数据标准化

正向指标: $X'_{ij} = \frac{X_{ij} - X_{\min j}}{X_{\max j} - X_{\min j}}$ (6)

负向指标: $X'_{ij} = \frac{X_{\max j} - X_{ij}}{X_{\max j} - X_{\min j}}$ (7)

其中, i,j 分别表示省份、指标, X_{ij} 为第*i*个省份第*j*个指标的原始数值。

(3)评价指标变异性计算

$\bar{X}_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m X'_{ij}$ (8)

$S_j = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (X'_{ij} - \bar{X}_j)^2}$ (9)

式中, $\bar{X}_j$ 为第*j*项评估指标的均值, S_j 为第*j*项指标的标准差。

(4)评价指标冲突性计算

$R_j = \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij}), i \neq j$ (10)

式中, R_j 为第*j*项指标与其他指标冲突性量化值, r_{ij}

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	泰尔指数(Theil)	390	0.0825	0.0381	0.0159	0.2017
核心解释变量	新质生产力水平(NQP)	390	0.4036	0.0614	0.2262	0.5992
控制变量	政府干预度(Gove)	390	0.2575	0.1106	0.1050	0.7583
	人口抚养比(Adr)	390	39.0930	7.4511	19.3000	56.7000
	服务业贡献水平(Servi)	390	0.5002	0.0898	0.3266	0.8485
	经济发展水平(Pergdp)	390	6.0894	3.2228	1.5908	20.0190

为第 t 项指标与第 i 项指标的相关系数

(5)评价指标的信息量计算

$$C_j = S_j \sum_{i=1}^n (1 - r_{ij}); t \neq j; j=1, 2, \dots, n \quad (11)$$

C_j 值越大,表示第 j 项指标包含的信息量越大。

(6)评价指标的客观权重计算

$$\omega_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^n C_j}, j=1, 2, \dots, n \quad (12)$$

2. TOPSIS法

TOPSIS法属于多目标决策,其核心思想是通过评价各方案与理想解和负理想解的接近程度来排序,最优方案应最接近理想解、最远离负理想解。其计算过程如下:

(1)构建CRITIC法加权后的规范化矩阵 Z

$$Z = [z_{ij}]_{m \times n} = [X'_{ij} \times \omega_j]_{m \times n} \quad (13)$$

(2)正负理想解计算

$$z_j^+ = \max \{z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}\}, j=1, 2, \dots, n \quad (14)$$

$$z_j^- = \min \{z_{1j}, z_{2j}, \dots, z_{mj}\}, j=1, 2, \dots, n \quad (15)$$

(3)各省份到正负理想解的欧式距离计算

$$S_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - z_j^+)^2} \quad (16)$$

$$S_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - z_j^-)^2} \quad (17)$$

(4)综合评价价值计算

$$D_i = \frac{S_i^-}{S_i^+ + S_i^-}, D_i \in [0, 1] \quad (18)$$

3. WASPAS法

WASPAS (Weighted Aggregated Sum Product Assessment)方法是一种多属性决策分析技术,结合了加权总和法(Weighted Sum Model, WSM)和加权乘法(Weighted Product Model, WPM)的优点,可以提高决策的准确性和可靠性^[18]。计算步骤如下:

(1)结合CRITIC赋权法计算每个指标的WSM得分(q_1)和WPM得分(q_2)

$$q_1 = \sum_{j=1}^n \omega_j \times X_{ij} \quad (19)$$

$$q_2 = \prod_{j=1}^n X_{ij}^{\omega_j} \quad (20)$$

(2)最终聚合结果计算

$$Q_i = \theta q_1 + (1 - \theta) q_2, \theta \in [0, 1] \quad (21)$$

四、实证分析

(一)基准回归

表3为模型(1)的回归结果,即新质生产力水平对居民收入分配的影响效果。在列(1)中仅加入核心解释变量新质生产力水平(NQP),列(2)是控制了省份和年份双向固定效应后并纳入控制变量的结果,可看出回归结果通过了显著性检验,且在加入控

制变量和固定效应前后,新质生产力的系数有明显区别,说明居民收入分配会在一定程度上受到个体和时间趋势以及控制变量的影响。新质生产力对泰尔指数的影响呈显著负相关,表明在控制其他因素的情况下,新质生产力的增加会缩小居民收入差距,说明新质生产力的发展能够优化居民收入分配。H1得以验证。

表3 基准回归结果

变量	(1) Theil	(2) Theil
NQP	-0.3502*** (0.2492)	-0.0791*** (0.0230)
$Gove$		0.0848*** (0.0165)
Adr		0.0006*** (0.0001)
$Servi$		0.0793*** (0.0158)
$Pergdp$		0.0054*** (0.0003)
常数项	0.2238*** (0.0107)	-0.0035 (0.0098)
省份固定效应	否	是
年份固定效应	否	是
N	390	390
R ²	0.3183	0.9870

注:*, **, ***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著,括号内为t值。表4、表5、表6、表9同。

(二)稳健性检验

为确保研究结论的稳健性,本文通过以下三种方法进行检验:(1)采用CRITIC-WASPAS法重新测算新质生产力水平($WNQP$),以验证不同赋权方式对回归结果的影响。(2)考虑到疫情对经济活动的特殊冲击,剔除2020—2021年异常年份样本进行再检验。(3)对所有变量实施1%水平上的双边缩尾处理,以消除极端值对回归结果的潜在干扰。由表4结果可知,核心解释变量的估计系数仍然显著为负,表明基准回归结果是稳健的。

(三)内生性检验

基准回归表明,新质生产力可以优化居民收入分配

表 4 稳健性检验结果

变量	(1) 替换测算方式	(2) 剔除异常年份	(3) 缩尾处理
<i>NQP</i>		−0.0766*** (0.0259)	−0.0788*** (0.0225)
<i>WNQP</i>	−0.0284* (0.0165)		
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	390	330	390
R ²	0.9865	0.9880	0.9870

状况。但收入分配的变化可能通过激励机制影响新质生产力。另外,由于模型变量的有限性,可能会遗漏一些重要变量,这些变量与新质生产力和居民收入分配都相关,导致内生性问题。因此,将解释变量的一阶滞后项作为工具变量(*IV*),采用两阶段最小二乘法(2SIS)进行内生性检验,结果见表5。Kleibergen–Paap rk LM 统计量在1%的水平上显著,通过工具变量的可识别性检验,F值为203.40,通过了弱工具变量检验,说明了工具变量的合理性。在考虑了可能的内生性问题后,H1 依然成立。

表 5 内生性检验结果

变量	2SLS	
	第一阶段	第二阶段
<i>NQP</i>	0.9438*** (0.0222)	
<i>IV</i>		−0.4307*** (0.0839)
控制变量	是	是
Kleibergen–Paap rk LM		11.521 (0.0007)
Kleibergen–Paap rk Wald F		203.40 (16.38)
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	360	360
R ²	0.9757	0.7989

(四)异质性分析

为了探讨不同地区新质生产力水平对居民收入分配差距的影响,本文将30个省份样本分为东部、中部、西部和东北^①四大地区,并分别对其进行回归,结果见表6。

东部地区的系数显著为负,说明新质生产力的发展缩小了东部地区的居民收入分配差距。因为东部地区具备完善的创新体系、较高的人力资本水平和成熟的市场机制,新质生产力通过技术扩散、数字普惠化及产业结构高级化,实现资源配置效率提升与就业机会优化,从而缩小居民收入差距。创新要素的集聚促进了高技能劳动者与中低技能劳动者之间的收入联动,产业链分工升级也为中小企业和个体劳动者创造了更多市场机会,因此收入分配格局趋于均衡。

中部地区的系数为正且不显著。原因可能是中部地区近年来在承接产业转移、建设创新平台方面虽取得一定进展,但整体创新体系尚需完善,技术创新能力和产业链高端环节的掌控力相对不足,新质生产力在此阶段主要体现为高端资源向少数群体和地区集中,尚未形成足够的扩散效应。

西部地区的系数为负但不显著。原因可能是西部地区基础设施薄弱、创新要素集聚能力有限,虽然国家加大了对西部地区的基础设施投资和科技创新支持,但创新成果的本地转化和扩散能力相对不足,高端人才和资本仍向东部集中,形成要素虹吸效应。在区域创新极化的背景下,创新驱动的收益集中于少数中心城市或资源型产业集聚区,收入增长的不平衡性仍然存在。

东北地区的系数显著为正,说明新质生产力扩大了居民收入分配差距。原因可能是东北地区面临产业结构转型困境和人口流失等问题,新质生产力的发展在短期内加剧了技术和资本的集中趋势,高端岗位主要集中于少数城市 and 行业,而中低技能劳动者收入增长较为滞后,导致居民收入分配差距扩大。

表 6 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>NQP</i>	−0.0638* (−2.06)	0.0048 (0.14)	−0.0460 (−1.62)	0.1360** (3.00)
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	143	39
R ²	0.9800	0.9950	0.9910	0.9950

①东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江。

(五)空间计量模型检验

1.空间自相关检验

为验证新质生产力对居民收入分配的影响是否具有空间溢出效应,使用全局莫兰指数(Moran's I)进行空间自相关检验。表7展示了邻接权重矩阵(W_1)、地理距离权重矩阵(W_2)和经济地理嵌套权重矩阵(W_3)

下,2011—2023年居民收入分配的全局莫兰指数。由表7可知,居民收入分配的全局莫兰指数均存在显著的正自相关性,说明地区间确实存在着相互关联与彼此影响的现象,呈现“高-高”集聚或“低-低”集聚的正向空间相关性,本地区的居民收入分配会受到邻近地区居民收入分配的影响^[19-20]。

表7 居民收入分配的全局莫兰指数

年份	W ₁			W ₂			W ₃		
	Moran's I	Z值	p值	Moran's I	Z值	p值	Moran's I	Z值	p值
2011	0.5382	4.6798	0.0000	0.4514	5.2950	0.0000	0.1754	6.0471	0.0000
2012	0.5358	4.6703	0.0000	0.4461	5.2501	0.0000	0.1738	6.0143	0.0000
2013	0.5342	4.6634	0.0000	0.4402	5.1922	0.0000	0.1719	5.9674	0.0000
2014	0.5369	4.6865	0.0000	0.4368	5.1557	0.0000	0.1708	5.9369	0.0000
2015	0.5528	4.8060	0.0000	0.4358	5.1335	0.0000	0.1690	5.8724	0.0000
2016	0.5478	4.7708	0.0000	0.4290	5.0648	0.0000	0.1656	5.7802	0.0000
2017	0.5444	4.7452	0.0000	0.4243	5.0163	0.0000	0.1632	5.7154	0.0000
2018	0.5328	4.6596	0.0000	0.4180	4.9568	0.0000	0.1605	5.6483	0.0000
2019	0.5153	4.5281	0.0000	0.4122	4.9079	0.0000	0.1592	5.6235	0.0000
2020	0.4964	4.3790	0.0000	0.4117	4.9096	0.0000	0.1586	5.6135	0.0000
2021	0.4964	4.3828	0.0000	0.4045	4.4841	0.0000	0.1577	5.5930	0.0000
2022	0.4903	4.3389	0.0000	0.3942	4.7273	0.0000	0.1532	5.4694	0.0000
2023	0.4798	4.2658	0.0000	0.3899	4.6957	0.0000	0.1514	5.4341	0.0000

2.空间计量模型选择

为选择合适的空间计量模型,分别进行LM检验、Wald检验和LR检验,结果见表8。LM-lag检验和Robust LM-lag检验的统计量以及LM-error检验和Robust LM-error检验的统计量均在1%的显著性水平下拒绝原假设,说明样本存在空间滞后和空间误差自相关双重效应,故初步考虑选用空间杜宾模型。LR检验和Wald检验结果在1%的显著性水平下拒绝原假设,说明SDM模型不会退化为SAR模型和SEM模型;

表8 空间计量模型的选择检验

检验名称	统计量	p值
LM-lag检验	86.91	0.0000
Robust LM-lag检验	92.97	0.0000
LM-error检验	16.89	0.0000
Robust LM-error检验	22.95	0.0000
LR检验(SDM是否退化为SAR)	75.21	0.0001
LR检验(SDM是否退化为SEM)	116.98	0.0000
Wald检验(SDM是否退化为SAR)	80.42	0.0000
Wald检验(SDM是否退化为SEM)	128.63	0.0000
LR检验(个体效应与双固定效应比较)	58.93	0.0000
LR检验(时间效应与双固定效应比较)	1230.67	0.0000

LR个体和时间固定效应结果均显著,说明应选择双向固定效应模型。最终选择时空双向固定效应的空间杜宾模型^[21-23]。

3.空间溢出效应分析

表9为选择时空双固定的空间杜宾模型在邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵、经济地理嵌套权重矩阵下的空间效应分解结果。结果可知,直接效应方面,无论使用邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵还是经济地理嵌套权重矩阵,本地区自身新质生产力水平的提升均显著降低了本地区的泰尔指数,说明提升本地区新质生产力有助于缩小本地区收入差距。溢出效应更为明显,尤其在经济地理嵌套权重下,邻近或经济联系紧密地区的新质生产力水平提升对本地区泰尔指数的负向影响最大,说明区域间经济联系越密切,空间溢出效应越强,区域协同发展可以显著提升收入均衡间接效应^[24-26]。这一方面可能源于新质生产力在本地区受既有产业结构和劳动力市场分割的制约,难以及时显现收入分配效应;另一方面,新质生产力往往通过技术扩散、要素流动与区域协同在空间上传导,使邻近且经济结构相似的地区更快受益,因而呈现出更

表9 空间溢出效应分析结果

	空间权重矩阵		
	W ₁	W ₂	W ₃
直接效应	-0.0633*** (0.0163)	-0.0529*** (0.0164)	-0.0881*** (0.0230)
间接效应	-0.3133*** (0.0542)	-0.2920*** (0.0817)	-1.4688*** (0.5435)
总效应	-0.3766*** (0.0623)	-0.3449*** (0.0878)	-1.5569*** (0.5600)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	390	390	390
R ²	0.3306	0.5003	0.8355

强的缩小收入差距作用。说明新质生产力优化居民收入分配的效应依赖区域间的外溢与互动,而非局限于单一区域的内部改进,由此H2得到验证。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2011—2023年中国30个省份的面板数据,从科技创新、产业优化、人力资本、绿色低碳和数智化转型五个维度构建评价指标体系,运用CRITIC-TOPSIS法测度新质生产力水平,并借助基准回归与空间杜宾模型系统考察了新质生产力对居民收入分配差距的影响机制与空间效应。主要结论如下:

第一,新质生产力对居民收入分配具有显著的优化作用。基准回归结果显示,新质生产力水平与泰尔指数呈显著负相关,表明其发展有助于缩小居民收入差距。该结论在经过替换测算方法、剔除异常样本、1%水平缩尾处理等稳健性检验,以及基于工具变量法的内生性处理之后依然成立。说明新质生产力可以通过提升全要素生产率、优化就业结构、促进技术创新溢价和增强资源配置包容性等多重渠道,切实缩小居民收入差距。

第二,新质生产力对居民收入分配的影响呈现明显的区域异质性。东部地区因创新体系成熟、市场机制完善,新质生产力发展显著缩小了其收入分配差距;中部地区仍处于创新积累与产业承接阶段,创新资源的集中尚未形成有效的扩散效应,故影响不显著;西部地区受制于基础设施薄弱与创新极化,新质生产力未能显著改善本地区的居民收入分配;东北地区则因产业结构固化与人口外流,新质生产力在短期内反而加剧了居民收入差距。这一结果表明新质生

产力发挥作用需以一定的区域发展阶段和结构条件为基础。

第三,新质生产力具有较强的空间溢出效应。莫兰指数检验证实各省份间居民收入分配存在显著的空间自相关性。空间杜宾模型结果显示,不论是邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵还是经济地理嵌套权重矩阵,新质生产力不仅显著改善了本地区的居民收入分配,还通过产业链协同、知识外溢、要素流动和政策联动等机制,对周边地区产生正向溢出效应,尤其在经济关联紧密的区域间表现更为突出。这表明新质生产力在推动区域协同发展和共建共享方面具有重要作用。

(二)对策建议

基于以上结论,本文提出如下对策建议:

第一,强化创新驱动与制度变革,发挥新质生产力对居民收入分配的优化作用。新质生产力以创新为核心,必须坚持以科技创新为引领,推动科技与产业深度融合,加速科技成果向现实生产力转化。企业作为科技创新的关键主体,应通过完善现代企业制度、深化国资国企改革、支持民营与外资企业健康发展,全面提升资源配置效率与治理能力,积极培育具有全球竞争力的世界一流企业和科技领军者。同时,应强化企业创新主体地位,激励新技术研发、新赛道布局与新市场拓展,推动战略性新兴产业和未来产业加快成长。为适应新质生产力发展要求,各地应深入推进系统性、深层次、创新型制度改革,增强国家战略科技力量,实现更多“从0到1”的原创突破,完善“从1到N”的产业化机制,加快高水平科技自立自强进程。深化要素市场化配置改革,破除知识、技术、资本、数据、人才等要素流动壁垒,推动优质生产要素向新质生产力领域集聚。

第二,注重区域差异性,分类施策增强新质生产力分配的普惠性。各地应立足资源禀赋、产业基础和功能定位,科学规划现代制造业、战略性新兴产业和未来产业的发展路径,充分发挥新质生产力在拉动经济增长、创造高质量就业和促进居民增收中的引擎作用。东部地区应依托创新优势和完善的产业链,强化创新成果普惠化,推动技术和资本向中小企业及创新创业型企业下沉,同时完善职业教育和技能培训体系,提升中低收入群体的参与度。中部地区应加快建设区域科技成果转化平台和创新集群,优化产业承接政策,引导创新要素落地,提升人才与技术匹配效率,

实现创新红利的均衡分配。西部地区应加大基础科研、数字基础设施和创新公共服务投入,实施定向培养与引才留才策略,推动区域协同创新和普惠金融政策落地,扩大中低收入群体收益来源。东北地区应推动重工业和传统产业数字化转型,发展多元化新兴产业,优化创新资源配置向中小企业下沉,强化技能培训和人才回流政策,提高创新包容性,缓解收入分配不均。

第三,构建协同发展新格局,强化新质生产力收入分配优化效应的空间溢出与共享机制。各地应积极构建跨区域技术扩散网络和创新合作平台,促进知识、数据、资本、人才等高端要素的自由流动与高效配置,加强产业链上下游跨区域协同与整合,推动形成功能互补、梯度联动的产业布局体系,共同建立新质生产力成果共享与补偿机制。在增强空间溢出效应的同时,各地区应着力优化产业结构与就业结构,加强数字技能、绿色技能等新兴领域职业技能培训,完善创新成果收益分享及利润再投资机制,增强新质生产力对本地区收入增长的直接带动作用。此外,应加快推进绿色低碳转型和数字经济普惠发展,赋能农业现代化与乡村产业振兴,缩小城乡和区域间的“数字鸿沟”与发展差距。通过强化中央与地方财政协同、加快全国统一大市场建设、完善横向生态补偿和区域互助机制,构建更加公平、可持续的区域协调发展制度框架,促进居民收入分配格局整体优化,推进共同富裕进程。◆

参考文献:

- [1] 马桔红.农业新质生产力、数字化转型与农民农村共同富裕[J].统计与决策,2024,40(23):12-18.
- [2] 邢继军,侯莎莎,陈芸霞.新质生产力、新型农村集体经济与农民农村共同富裕[J].统计与决策,2025,41(15):35-40.
- [3] 梁孝成,吕康银,唐志东.共同富裕目标下企业新质生产力的收入分配效应[J].山西财经大学学报,2024,46(8):32-45.
- [4] 温科,刘娟,邢丽云,等.新质生产力、数字化转型与企业高质量发展[J].统计与决策,2025,41(13):23-29.
- [5] 赵德起,唐旺.大数据发展、企业新质生产力与劳动收入份额[J].经济学动态,2025(7):135-153.
- [6] 台德进,乔均.新质生产力对共同富裕的影响效应与机制分析[J].经济体制改革,2024(6):23-31.
- [7] 李天一,张伟,张玄逸.新质生产力发展与共同富裕:基于劳动者干中学效应的分析[J].数量经济技术经济研究,2025,42(3):5-25.
- [8] 张中秋,张裕凤,韦俊敏,等.新质生产力与国土空间生态修复规模时空演进及门槛效应研究[J].自然资源学报,2025,40(8):2065-2091.
- [9] 韩冬日,袁艺嘉,王睿琪,等.新质生产力对长江经济带减污降碳协同治理的赋能效应[J/OL].环境科学,1-22[2025-08-25].
<http://doi.org/10.13227/j.hjkk.202502186>.
- [10] 潘建屯,陶泓伶.理解新质生产力内涵特征的三重维度[J].西安交通大学学报(社会科学版),2024,44(4):12-19.
- [11] 盛明泉,鹿晓晴,胡中应.新质生产力对地区共同富裕的空间溢出效应[J].华东经济管理,2025,39(5):13-22.
- [12] 周密,郭佳宏,王威华.新质生产力导向下数字产业赋能现代化产业体系研究:基于补点、建链、固网三位一体的视角[J].管理世界,2024,40(7):1-26.
- [13] 刘彦随,杨忍,林元城.中国县域城镇化格局演化与优化路径[J].地理学报,2022,77(12):2937-2953.
- [14] 周兵,米英杰,冉冰.新质生产力发展水平测度、时空演变与障碍因子诊断[J].统计与决策,2025,41(5):12-18.
- [15] 王少平,欧阳志刚.我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J].经济研究,2007,42(10):44-55.
- [16] 蔡湘杰,贺正楚.新质生产力何以影响全要素生产率:科技创新效应的机理与检验[J].当代经济管理,2024,46(10):1-14.
- [17] 吴旭晓.新时代中国新质生产力培育水平统计测度[J].统计理论与实践,2025(1):5-13.
- [18] 梁昊光,黄伟.科技创新驱动新质生产力及其全球效应[J].财贸经济,2024,45(8):22-32.
- [19] 张爱华,沈科宇,王钰佼.基于熵权-WASPAS方法的营商环境统计测度:以中部六省为例[J].统计与决策,2024,40(23):71-75.
- [20] 宋诚,李季刚.数字化转型如何赋能企业新质生产力?:基于底层技术和场景应用的双重视角[J].统计理论与实践,2025(5):5-16.
- [21] 陈文,吴赢.数字经济发展、数字鸿沟与城乡居民收入差距[J].南方经济,2021(11):1-17.
- [22] 陈斌开.收入分配与中国居民消费:理论和基于中国的实证研究[J].南开经济研究,2012(1):33-49.
- [23] 周云波.城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动:收入差距倒U形假说的实证检验[J].经济学(季刊),2009,8(4):1239-1256.
- [24] 张玉静,涂圣伟.数字普惠金融、农业要素配置效率与城乡居民收入差距:来自中国1572个县域的证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2025,25(1):182-192.
- [25] 王春晖,叶光,王学伟.数字经济缩小城乡居民收入差距的机理与实证[J].区域经济评论,2024(6):49-57.
- [26] 郭修平,王鲁婷,王艳华.数字农业发展对缩小城乡居民收入差距的作用机制与实践路径[J].税务与经济,2024(4):83-90.

Research on the Impact of New Quality Productivity in Chinese Provinces on the Income Distribution Gap of Residents

Chen Yian, Yang Jie

Abstract: As the core engine of high-quality development, new quality productivity plays a significant role in promoting coordinated regional development and advancing common prosperity. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2023, the CRITIC-TOPSIS method is used to measure new quality productivity, and a benchmark regression model and a spatial econometric model are constructed to empirically test the impact of new quality productivity on the income distribution of residents. The research results show that new quality productivity can significantly optimize the income distribution of residents, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests and endogeneity problem treatments. Heterogeneity analysis indicates that the impact effect of new quality productivity on the income distribution of residents has obvious regional heterogeneity. Spatial econometric tests reveal that the development of new quality productivity not only optimizes the income distribution of residents in the region but also drives other regions to narrow the income distribution gap. Finally, corresponding countermeasures and suggestions are proposed from aspects such as strengthening innovation-driven and institutional reform, paying attention to regional differences, and building a new pattern of coordinated development.

Key words: New Quality Productivity; Income Distribution Gap; CRITIC-TOPSIS Method; Spatial Spillover Effect

(责任编辑:田雨)

中国城乡家庭福祉变动分析

——基于CFPS数据

樊 果

(中国社会科学院 经济研究所, 北京 100836)

摘要:消费和收入是度量家庭福利水平的重要指标。从脆弱性出发,使用CFPS数据研究2009—2019年低消费(收入)家庭的福祉变动。消费和收入两个角度所体现的家庭福祉变动既有共同之处,也存在差异。消费和收入分析均表明,中国脱贫攻坚的成就不仅体现在贫困普遍性得到有力控制,也体现在贫困程度减轻,极端贫困现象得到改善。脆弱家庭陷入贫困的比例也都较前一期降低,不过福祉变动趋势因消费和收入分析视角而有所不同:从消费看,2019年城镇脆弱家庭福利水平较前一期提高,内部差距缩小;从收入看,乡村脆弱家庭福祉变动更合意。研究期间消费流动性和收入流动性总体下降,城镇、东北地区进一步提升的空间更大。

关键词:共同富裕;福祉变动;脆弱性;流动性

中图分类号:F323.8 文献标识码:A 文章编号:2096-8647(2025)08-0025-13

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.003

一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。党的二十届三中全会提出,要“推动人的全面发展、全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”,要“形成有效增加低收入群体收入、稳步扩大中等收入群体规模、合理调节过高收入的制度体系”。学界对共同富裕的内涵和目标进行了深入研究。收入是居民福祉的常用代理指标,也是测度共同富裕指数不可或缺的维度^[1-2]。推进共同富裕的关键是“提低”,“提低”有助于扩大中等收入人群规模,是实现共同富裕的重要路径^[3-5]。低收入群体是相对中等收入群体而言,中等收入群体的收入下界,是低收入群体的收入上界。如何界定中等收入群体,有的学者使用绝对标准,如李强和徐玲(2017)^[6]、刘渝琳和许新哲(2017)^[7]估算了中国中等收入群体的人均可支配收入区间,也有学者以收入中位数或均值为基线,设定相对标准^[8-10]。

相对贫困、贫困脆弱性是

与低收入群体紧密相关的研究领域。一些学者参考欧盟和OECD的标准,将收入中位数或均值作为基准,选取不同比例设置相对贫困线^[11-14]。Ravallion和Chen(2011, 2019)^[15-16]指出将收入均值或中位数的一定比例作为相对贫困线,不满足弱相对公理,提出将社会融入成本下界,加上相对性梯度与收入均值乘积作为弱相对贫困线,并指出排序加权均值是合适的比较收入,然后使用基尼贴现均值计算弱相对贫困线。马瑜和吕景春(2022)^[17]、陈铭聪等(2023)^[18]借鉴将相对性梯度设为0.5的做法,樊增增和邹薇(2021)^[19]、方迎风和周少驰(2023)^[20]借鉴将比较参数设为0的做法,分别确定弱相对贫困线。万广华和章元(2009)^[21]较早采用预期贫困脆弱性(vulnerability as expected Poverty, VEP)定义,考察中国农户的贫困脆弱性。李丽和白雪梅(2010)^[22]、杨龙和汪三贵(2015)^[23]等学者参考Chaudhuri等(2002)^[24]的估计方法^①,测算中国城乡家庭、贫困地区农户的脆弱性。吕光明等(2021)^[25]在测算农村家庭脆弱性的基础上,选择一定的脆弱性水平,反推出脆弱线,以此甄

作者简介:樊果,女,博士,副研究员,研究方向为经济治理。

^①低期望效用脆弱性(vulnerability as low expected utility, VEU)、风险暴露脆弱性(vulnerability as uninsured exposure to risk, VER)与预期贫困脆弱性(vulnerability as expected Poverty, VEP)的共同点是构建模型预测福利水平。不过,VEP和VEU评估个体或家庭福利水平在未来一定时期低于某种标准(通常以贫困线表示)的可能性,是一种预期变化,VER评估负向冲击导致福利损失的程度,是事后分析。VEP定义应用较多。

别扶贫帮扶政策的瞄准对象。

以上研究对于评估中国相对贫困状况、识别帮扶易返贫致贫人口、巩固拓展脱贫攻坚成果具有重要参考意义,也有助于在相关分析中提高统计精度。不过还存在一些不足,弱相对贫困测度更多用于国际比较,而目前侧重本国分析的学者对参数探讨不多,大多直接使用国外学者的分析结论。在贫困脆弱性研究中,万广华和章元(2009)^[21]、吕光明等(2021)^[25]在一定程度上对比了不同阈值的预测效果,多数学者选取划分高脆弱性群体、脆弱性群体的概率阈值时并无明确依据,通常参考他人做法^①。

本文在共同富裕视角下,重点分析低收入群体的福祉变动。相对贫困研究中对相对贫困群体的界定,与中等收入群体研究中对低收入群体的界定相比,虽有大部分交集,但因关注视角有别,两类群体并非完全一致。后者与本文研究对象更契合,因此借鉴已有研究关于低收入群体收入上界(中等收入群体收入下界)的划分惯例。同时,采用事后分析方法探讨脆弱性,侧重研究脆弱性群体的福祉变化,而非估算家庭在下一期陷入贫困的概率。由于消费和收入呈现的经济资源分布并不总是相似,也有学者认为消费比收入更直接地度量个人效用,能够更好地反映资源匮乏者的状况,测量误差和低报偏差相对较小,因此分别从消费和收入两个维度考察。

二、脆弱性变化趋势与脆弱线的选取

(一)数据来源和消费、收入概况

中国家庭追踪调查(CFPS)自2010年开始,之后两年一次进行全样本追踪调查。2010年调查范围为中国大陆25个省(区、市)^②,2016年起追踪调查家庭遍及31个省(区、市,不含港澳台),历次调查家庭约1.2万—1.5万户。将2010—2020年CFPS六次调查原始数据中所有成员均未满15岁的家庭样本剔除,仅保留经济上是一家的成员^③,计算人均家庭消费支出和人均家庭纯收入,对上下0.5%分位进行缩尾处理。分析中使用全国样本家庭截面权重。CFPS家庭问卷数据库中,2010年98.3%样本是在当年采访,2012—2020年88.1%以上是在当年采访,调查的是过去一年家庭收支情况,因此均作为上一年消费、收入。

2011—2019年乡村、城镇的人均家庭消费支出、人均家庭收入多数年份、绝大部分百分位数均比两年前提提高(见图1、图2)。与2009年相比^④,2019年乡村(城镇)消费第10百分位数提高99%(104%),收入提高170%(175%);乡村(城镇)消费第40百分位数提高115%(132%),收入提高146%(184%);乡村(城镇)消费第50百分位数提高122%(134%),收入提高150%(176%)。2011年乡村、城镇的消费增长率普遍高于其他年份,2019年城镇增长率较低,其中中高消费家庭出现负增长。与消费相比,城乡收入增长率差异较大。值得注意的是,2015年乡村和城镇收入第34百分位数及以下增长率均超过其他年份,且乡村增长率几乎都超过城镇。

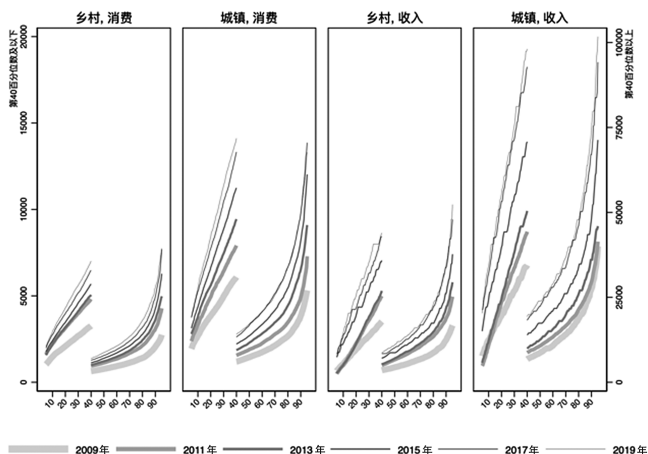


图1 2009—2019年城乡消费、收入变动情况

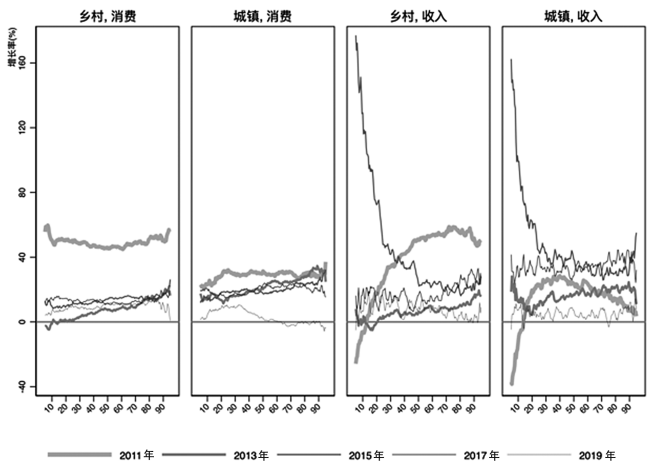


图2 2011—2019年城乡消费、收入增长率

①也可使用机器学习进行预测,使用分类模型性能评估指标。万广华和章元(2009)论文中的“重合率”对应的是精准率。

②不含新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏、海南及港澳台。

③与消费相关,删除28户;与收入相关,删除32户。

④分别依据城乡居民消费价格指数调整到2010年价格水平。

(二) 乡村和城镇脆弱性变化趋势

Dang 和 Lanjouw (2017)^[26]将脆弱性指数定义为原本非贫困家庭在下一期陷入贫困的可能性。 $t=1$ 、 $t=2$ 表示两期, c_t 、 Z_t 分别表示人均家庭消费支出、贫困线。第 1 期人均家庭消费支出 c_1 高于贫困线 Z_1 、低于脆弱线 V_1 (V_1 大于贫困线 Z_1 、小于第 1 期人均家庭消费支出最大值), 却在第 2 期不超过贫困线 Z_2 的概率, 为脆弱性指数 p :

$$p = P(c_2 \leq Z_2 | Z_1 < c_1 < V_1) \quad (1)$$

根据贝叶斯定理:

$$p = \frac{P(c_2 \leq Z_2 \cap Z_1 < c_1 < V_1)}{P(Z_1 < c_1 < V_1)} \quad (2)$$

假设 c_2 随 c_1 随机递增, 即对于所有临界值 h , $P(c_2 > h | c_1 = C)$ 随 C 递增, 也即对于任何 $V_1 < V_1'$, $P(c_2 \leq Z_2 | Z_1 < c_1 < V_1) \geq P(c_2 \leq Z_2 | Z_1 < c_1 < V_1')$, 那么脆弱线 V_1 是脆弱性指数 p 的递减函数。使用家庭调查面板数据, 由式 (2) 可计算不同脆弱线与对应的脆弱性指数。脆弱性指数越低, 表示陷入贫困的群体比重越小, 脆弱线可视为中等消费群体的消费下界。与 VEP 方法的不同之处在于, 该测度方法将目标群体锁定在贫困线以上、脆弱线以下, 对数据分布的要求也较低。

1. 乡村家庭消费、收入脆弱性

乡村贫困线使用国家统计局公布的贫困标准, 即农村居民每人每年生活水平低于 2300 元 (2010 年不变价), 2009 年乡村家庭收支按当年农村居民消费价格指数调整到 2010 年价格水平^①。脆弱线 V_1 与贫困线 Z_1 过于相近时, 介于两者之间、用于估算脆弱性指数的家庭样本量可能偏少, 因此选择从脆弱线是各年贫困线的 1.3 倍开始迭代, 迭代步长为各年贫困线的 1%, 分别从消费和收入估算各期的脆弱性指数, 如图 3 所示。可以看出, 对于相同的脆弱线, 消费脆弱性指数几乎总是低于收入脆弱性指数。也就是说, 同样是考察脆弱家庭在两年后陷入贫困的比例, 若从收入看, 该比例较高。比如, 2009 年脆弱线设为 3335 元 (比贫困线提高 45%), 2009 年消费脆弱性指数为 13%, 收入脆弱性指数为 24%。若将 2011—2017 年脆弱线均设为比当年贫困线提高 45%, 2011 年消费脆弱性指数为 21%, 收入脆弱性指数为 27%, 2017 年分别为 12%、19%。

现有研究通常将中位数的 75% 作为中等收入群体的收入下界, 共享繁荣研究往往聚焦底层 40% 人口的

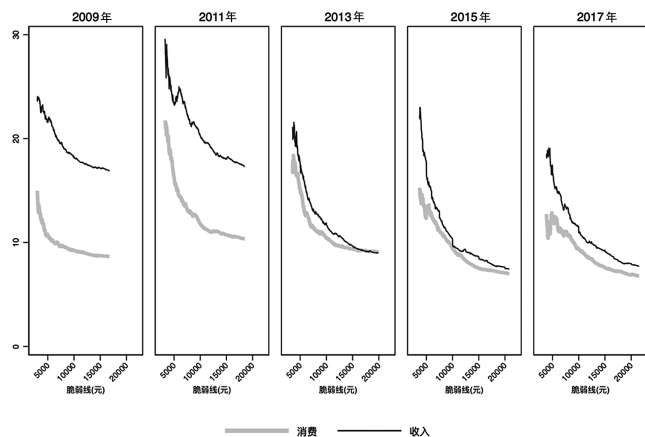


图3 2009—2017年乡村脆弱性指数

收入增长。参考这两种划分惯例, 使脆弱线的设定既受中位数一定比例又受第 40 百分位的限制, 从而达到锁定低福利水平群体的目标。可以看出, 消费和收入脆弱线不适合统一设定, 脆弱线比贫困线的提高幅度也不适合设为固定比例。

若消费和收入采用相同的脆弱线, 还以脆弱线提高 45% 为例, 从消费看, 2009 年贫困家庭和脆弱家庭合计占乡村家庭总数的 40%, 脆弱线占人均家庭消费支出中位数的 82%, 同时符合以上两种划分惯例。从收入看, 2009 年贫困家庭和脆弱家庭合计占 38%, 脆弱线占人均家庭收入中位数的 74%, 两者都略低。若各年脆弱线比贫困线提高相同比例, 无论考察消费还是收入, 均不满足以上划分惯例。比如, 2011—2017 年消费贫困家庭和脆弱家庭占比自 25% 下降到 17%, 脆弱线占比自 61% 下降到 47%; 2011—2017 年收入贫困家庭和脆弱家庭占比自 29% 下降到 14%, 脆弱线占比自 54% 下降到 37%。

若选取不同的脆弱线, 使各年低于脆弱线的家庭占比为 35%—45%, 并且脆弱线占中位数的 75%—85%, 各期消费、收入脆弱性指数分别如图 4、图 5 所示。可以看出, 在满足两个限定条件的情况下, 无论脆弱线怎样设定, 2011 年消费、收入的脆弱性指数均较高 (前者约 16%—18%, 后者约 23%—24%), 此后不断下降 (2017 年分别降到 11%、12%), 并且两者差异逐渐缩小。

2. 城镇家庭消费、收入脆弱性

对于城镇家庭, 从各年城镇贫困线是乡村贫困线的 1.05 倍、城镇脆弱线是城镇贫困线的 1.3 倍开始迭

^①其他年份不进行调整, 分别与当年贫困标准相对应。国家统计局根据物价变化调整每年维持基本食物需求和非食物需求的支出, 更新贫困标准为: 2011 年 2536 元、2013 年 2736 元、2015 年 2855 元、2017 年 2952 元、2019 年 3218 元。

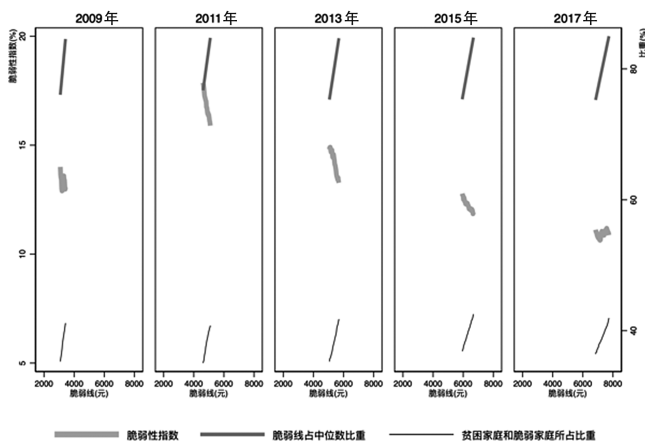


图4 2009—2017年乡村消费脆弱性指数

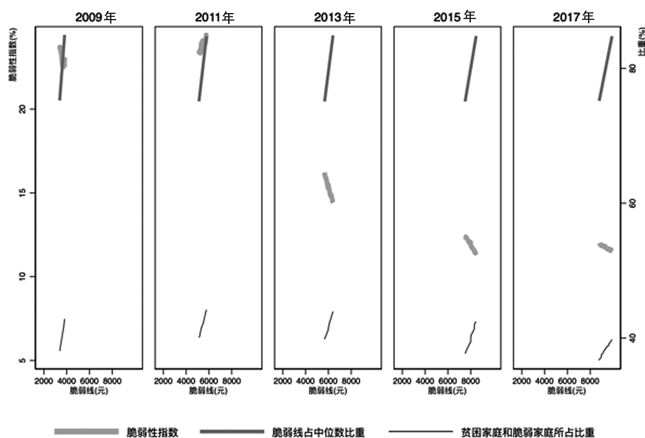


图5 2009—2017年乡村收入脆弱性指数

代,步长分别是乡村贫困线的5%、城镇贫困线的1%。满足各年低于城镇脆弱线的家庭占城镇总家庭数量的35%—45%,并且脆弱线占中位数的75%—85%的消费、收入脆弱性指数如图6^①、图7所示。无论城镇贫困线怎样选择,消费、收入的脆弱性指数从2015年起,均低于2015年之前,并且变动较小。2009—2013年城镇收入脆弱性指数呈下降趋势,消费脆弱性指数从2009—2011年有所降低,不过2013年对贫困线的选择较为敏感。在同样的城镇贫困线下,2009年和2011年消费脆弱性指数均明显低于收入脆弱性指数。2013年之后,当城镇贫困线比乡村贫困线提高幅度较大时,消费脆弱性指数超过收入脆弱性指数。

3. 城镇贫困线、城乡脆弱线的选取

由于城镇贫困线的选择对消费、收入的脆弱性分

析产生一定影响,因此需探讨如何划定贫困线为宜。一些研究使用城镇低保平均标准估算城镇贫困率,这里以乡村低保平均标准为桥梁,根据乡村贫困线确定城镇贫困线。2014年起全国系统实施并持续深化精准扶贫政策,在此之前,2013年乡村低保平均标准为2434元,与2013年乡村贫困线2736元较为接近(相差11%)^②。2013年城镇低保平均标准为4476元,超过乡村低保平均标准约85%,由此将城镇贫困线设为比乡村贫困线高85%,分别对应图6、图7中的小图17^③。

划分脆弱家庭,还需选取固定的城乡消费脆弱线、收入脆弱线。有学者指出,国内研究常用的相对标准法将收入中位数的75%设为下限可能偏低。因此,脆弱线设定思路是尽可能覆盖底层40%的家庭,尽量较少偏离中位数的80%。以2009年为起点,从表1看,乡村、城镇消费脆弱线分别比各自贫困线提高41%、收入脆弱线提高56%时,能同时更好地实现以上设定初衷。2011—2019年脆弱线,分别依照乡村、城镇消费、收入第40百分位、中位数的平均增长率进行调整。选定脆弱线后,脆弱线比贫困线提高比例、占中位数比重、贫困和脆弱家庭所占比重见表2。2013年后城乡收入、消费脆弱性指数差异缩小,且均比前一阶段降低。

三、低消费、收入家庭福祉相对变动

针对贫困家庭、脆弱家庭,分别以贫困线、脆弱线为参照,通过测度内部距离变化考察福祉的相对变动。

Foster等(1984)^[27]提出的 FGT 指数是一项广泛应用于贫困测度的经济指标。 FGT 指数通常表示为:

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (3)$$

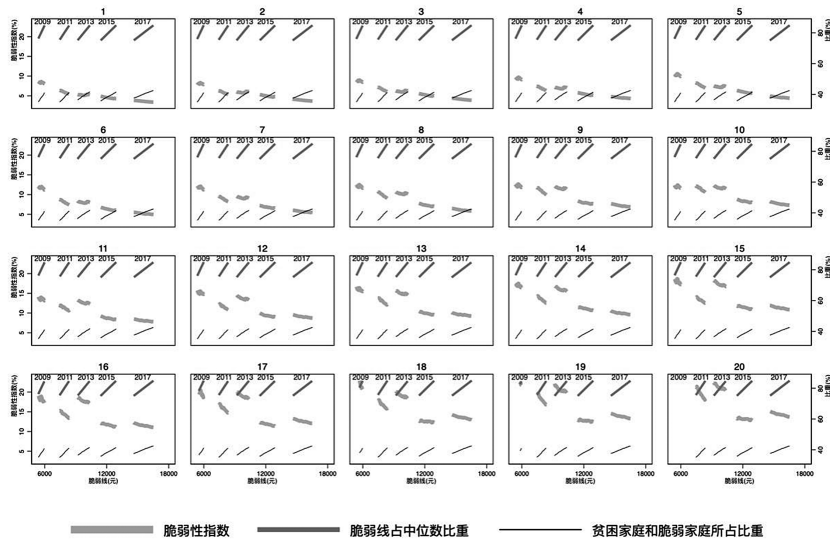
其中, n 是样本容量, q 是贫困家庭数量, z 是贫困线, y_i 是家庭 i 的福利水平, α 可视为贫困厌恶系数, α 越大意味着越重视最底层贫困者。 α 设为0时, FGT 指数为贫困发生率 H ,表示贫困广度; α 设为1和2,分别表示贫困深度和强度。 FGT 指数可表示为贫困发生率 H 与平均贫困缺口比率 I_1 (或 H 与平均平方贫困缺口比率 I_2)的乘积, $H = \frac{q}{n}$, $I_{\alpha} = \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha}$,即:

$$FGT_{\alpha} = H I_{\alpha} \quad (4)$$

①2009年城镇贫困线比乡村贫困线提高100%,满足消费贫困家庭和脆弱家庭合计占35%—45%,且脆弱线占中位数75%—85%的脆弱线仅有5980元一条,脆弱性指数近23%,该点在图3的小图20中未显示。

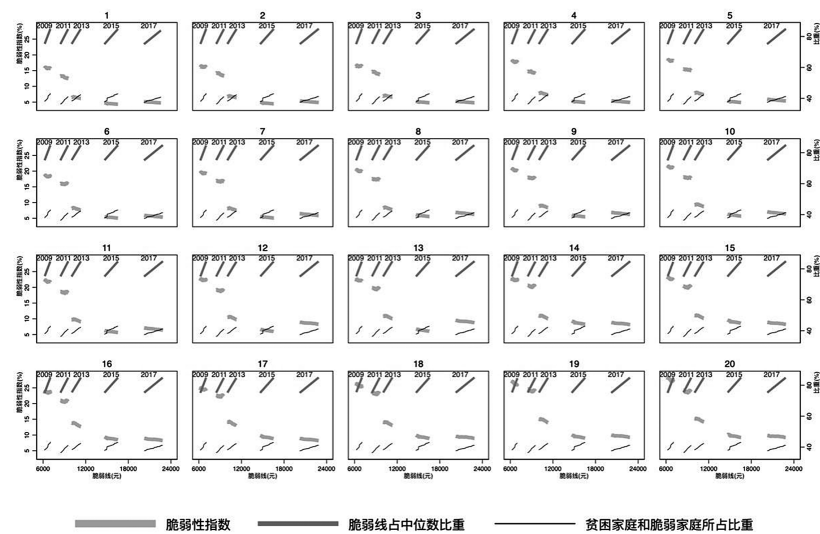
②2010年乡村低保标准为1404元,2011年为1718元,分别低于贫困线的39%和32%。

③2009年城镇消费脆弱性指数为19%—20%,收入脆弱性指数为24%—25%,2017年分别为12%—13%、8%—9%。



注:各图上方数字表示城镇贫困线比乡村贫困线提高了(此值×5)%。

图6 2009—2017年城镇消费脆弱性指数



注:各图上方数字表示城镇贫困线比乡村贫困线提高了(此值×5)%。

图7 2009—2017年城镇收入脆弱性指数

$$I_2 = I_1^2 + (1 - I_1)^2 \frac{\text{Var}(y)}{\mu(y)^2} \quad (5)$$

$\alpha > 0$ 时, FGT 指数满足单调性公理; $\alpha > 1$ 时, 满足转移性公理; $\alpha > 2$ 时, 满足转移敏感性公理。从式(4)、(5)可见, FGT_2 包含福利水平 y 的平方变异系数, 与 FGT_1 相比加入了对福利水平不平等的测度^①。

FGT_α 指数可写成子群所占比重 W_j 与子群 FGT_α^j 指数乘积的加总, $W_j = n_j / n$, $H_j = q_j / n_j$, $I_{\alpha j} = \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^\alpha / q_j$, 即

$$FGT_\alpha = \sum_{j=1}^m W_j FGT_\alpha^j = \sum_{j=1}^m W_j H_j I_{\alpha j}$$

根据式(4), FGT 指数变动可写成: $\Delta FGT_\alpha = FGT_\alpha^{t_2} - FGT_\alpha^{t_1} = (H^{t_2} - H^{t_1})(I_\alpha^{t_1} + I_\alpha^{t_2})/2 + (I_\alpha^{t_2} - I_\alpha^{t_1})(H^{t_1} + H^{t_2})/2$, 由此计算 ΔH 、 ΔI_α 对 ΔFGT_α 的贡献率。

(一) 贫困状况

基于CFPS家庭经济数据, 根据城乡贫困线, 可分别估算城镇、乡村的贫困发生率及 FGT_α 指数。将东部、中部、西部、东北地区作为子群, 估算子群各项指

①与 Sen 指数结构相似, $S(y, z) = H[1 + (1 - I)] G_p$, 其中 G_p 为贫困人口组内基尼系数。另外, FGT_2 可改写为与 FGT_1 结构更易对比的形式, $FGT_2 = H I_1^2 \left[1 + \frac{\text{Var}[(z - y)/z]}{(\mu(z - y)/z)^2} \right]$, 包含缺口比率 $(z - y)/z$ 的平方变异系数。

表1 2009年城乡消费、收入脆弱性指数

	脆弱线比贫困线提高(%)	脆弱性指数(%)		低于脆弱线的家庭占比(%)		脆弱线占中位数比重(%)	
		乡村	城镇	乡村	城镇	乡村	城镇
消费 (2009年)	30—33	—	20	—	37—38	—	78—80
	34—37	13—14	19—20	35—36	38—39	76—78	81—83
	38—40	13	19	37—38	40—41	78—79	83—84
	41	13	19	38	41	80	85
	42—49	13	—	39—41	—	81—85	—
收入 (2009年)	46	—	24	—	38	—	75
	47—52	23—24	25	38—39	38—39	75—78	76—78
	53—55	23	24	40	39—40	78—79	79—80
	56	23	24	40	40	80	80
	57—65	23	24	40—43	41—43	80—84	81—85
	66	22	—	43	—	85	—

表2 2009—2017年城乡消费、收入脆弱线

	时间	脆弱性指数(%)		脆弱线(元)		低于脆弱线的家庭占比(%)		脆弱线占中位数比重(%)	
		乡村	城镇	乡村	城镇	乡村	城镇	乡村	城镇
消费	2009年	13	19	3243 (41)	6000 (41)	38	41	80	85
	2011年	17	15	4829 (90)	8360 (78)	38	41	80	85
	2013年	14	19	5361 (96)	10276 (103)	38	41	80	84
	2015年	12	11	6218 (118)	12860 (143)	39	41	79	84
	2017年	11	12	7245 (145)	16182 (196)	39	42	79	83
收入	2009年	23	24	3588 (56)	6638 (56)	40	40	80	80
	2011年	23	22	5287 (108)	9162 (95)	41	40	77	81
	2013年	16	14	5864 (114)	10635 (110)	41	40	78	80
	2015年	12	9	8012 (181)	15337 (190)	40	41	80	79
	2017年	12	9	9695 (228)	21839 (300)	39	40	83	81

注:括号内数值是脆弱线比贫困线提高的百分比。

标。在乡村和城镇贫困总指数中占比最高者,多是西部地区,其次是东部地区,东北地区最低(见图8)。子群的贫困指数与所占比共同影响其在城乡总指数的占比,比如东部地区的乡村、城镇各占乡村、城镇的1/3以上。

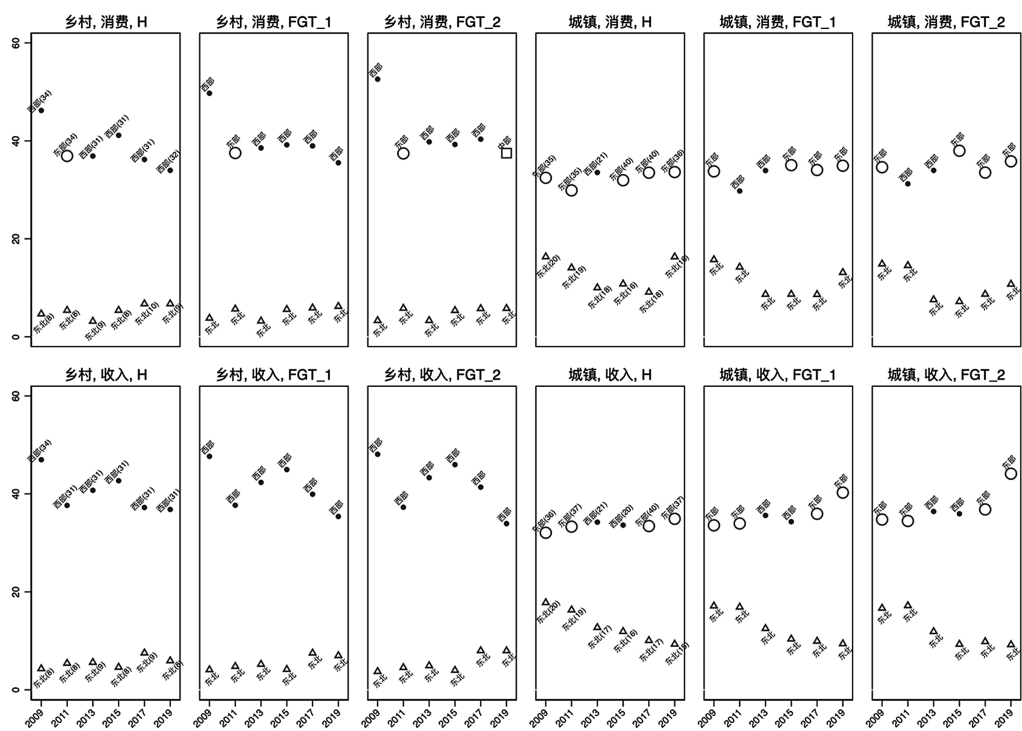
宏观层面,2009—2019年城乡贫困问题的普遍性得到有力控制。与2009年相比,2019年城乡贫困深度、强度明显降低。城乡贫困发生率显著下降,2009年乡村消费、收入贫困发生率分别为23.5%、24.6%,2019年分别降至7.7%、8.8%。城镇分别自23.9%、22.9%下降至8.0%、5.8%(见表3、表4)。尽管地区间存在差异,西部城乡贫困率多高于其他地区,东北地区多数情况下较低,不过与2009年相比,无论从消费还是收入来看,四个地区的城乡贫困率均比2009年降低50%以上。

贫困问题的缓解不仅体现在量的减少,而且表现

为贫困程度减轻、极端贫困现象得以改善。城乡消费 FGT_1 、 FGT_2 指数与收入相比,下降趋势相对平稳。不过无论消费还是收入,2019年城乡 FGT_1 、 FGT_2 指数均比2009年下降66%以上。其中2011年乡村消费、2015年乡村和城镇收入的两个指数比两年前下降明显(见图9)。2019年四个地区 FGT_1 指数比2009年下降46%—80%, FGT_2 指数下降32%—80%。2011年、2015年各地区两个指数变动率也呈现类似特点(见图10—图13)。另外,与贫困发生率相似,西部地区贫困深度、强度大多高于其他地区,东北地区则低于其他地区。贫困发生率降低对城乡的 FGT_1 、 FGT_2 指数减小产生较大影响。从图10可以看出, FGT 降低时, ΔI 同向变动(或反向变动)且对 ΔFGT 的贡献率较小^①。四个地区大体如此。

微观层面,从消费看,2019年乡村、城镇贫困家庭福祉较2009年改善,贫困不平等状况缓解,这体现在

①仅有两年例外。 ΔI 在2013年、2019年分别对城镇收入、消费 ΔFGT 的贡献率较高。



注:图中仅列出占总指数百分比最高、最低的地区。括号内数值表示地区样本各占乡村、城镇总样本的百分比。

图8 2009—2019年各地区在城乡贫困总指数中所占份额

表3 2009—2019年乡村贫困发生率 单位:%

	地区	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年
消费	全国	23.5	11.8 (-50)	12.2 (3)	10.6 (-13)	8.0 (-25)	7.7 (-3)
	东部	20.2	12.9 (-36)	12.5 (-3)	9.1 (-27)	8.4 (-8)	6.3 (-25)
	中部	19.9	13.1 (-34)	11.8 (-10)	9.5 (-19)	6.7 (-29)	9.5 (41)
	西部	31.8	10.4 (-67)	14.4 (39)	14.3 (-1)	9.3 (-35)	8.3 (-10)
	东北	13.7	8.1 (-41)	4.4 (-45)	7.0 (58)	5.6 (-21)	5.7 (3)
收入	全国	24.6	21.3 (-13)	21.4 (0)	11.2 (-48)	9.0 (-20)	8.8 (-2)
	东部	21.0	19.9 (-5)	18.3 (-8)	9.3 (-49)	8.3 (-10)	7.5 (-10)
	中部	20.3	19.5 (-4)	20.1 (3)	10.2 (-49)	8.1 (-20)	9.4 (15)
	西部	33.6	26.3 (-22)	28.1 (7)	15.7 (-44)	10.8 (-31)	10.4 (-4)
	东北	13.7	14.8 (8)	13.6 (-8)	6.3 (-54)	7.5 (19)	6.3 (-16)

注:括号内数值是相比两年前的变动率。

表4 2009—2019年城镇贫困发生率 单位:%

	地区	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年
消费	全国	23.9	16.5 (-31)	13.4 (-19)	11.0 (-18)	7.5 (-32)	8.0 (6)
	东部	22.0	14.1 (-36)	10.0 (-29)	8.7 (-13)	6.4 (-27)	7.4 (16)
	中部	24.4	18.4 (-25)	16.1 (-12)	12.8 (-21)	10.4 (-19)	8.4 (-20)
	西部	32.0	22.8 (-29)	21.5 (-6)	16.3 (-24)	9.8 (-40)	8.3 (-15)
	东北	19.2	12.0 (-38)	7.6 (-36)	7.5 (-1)	3.9 (-48)	8.1 (108)
收入	全国	22.9	19.4 (-15)	19.1 (-2)	9.6 (-50)	6.1 (-37)	5.8 (-4)
	东部	20.3	17.7 (-13)	13.8 (-22)	6.9 (-50)	5.0 (-27)	5.5 (10)
	中部	23.0	18.6 (-19)	20.5 (10)	10.4 (-50)	6.6 (-37)	5.4 (-18)
	西部	30.0	25.6 (-15)	30.9 (21)	15.8 (-49)	9.5 (-40)	8.2 (-13)
	东北	20.8	17.1 (-18)	14.4 (-16)	7.2 (-50)	3.6 (-50)	3.6 (-2)

注:括号内数值是相比两年前的变动率。

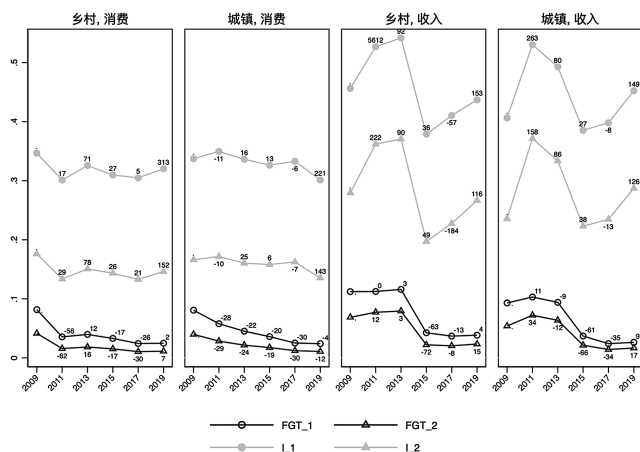


图9 2009—2019年全国贫困状况

注: FGT_1 、 FGT_2 曲线标注数值分别表示各自比两年前的变动率; L_1 、 L_2 曲线标注数值分别表示 ΔL_1 对 ΔFGT_1 、 ΔL_2 对 ΔFGT_2 的贡献率。图10—13同。

L_1 、 L_2 均下降^①。其中, 东部和西部地区乡村、城镇 L_1 、 L_2 比2009年下降; 中部地区乡村上升, 城镇几乎无变动; 东北地区乡村略有上升而城镇下降。从收入看, 2019年乡村 L_1 、 L_2 各比2009年降低4%、5%, 但城镇分别提高11%、22%。乡村贫困家庭福利水平、分布均衡程度的变动比城镇更为合意。东部地区城乡也存在这种差异。西部地区乡村下降, 城镇变动较小。中部地区和东北地区城乡 L_1 、 L_2 比2009年提高。2015年对于乡村、城镇, 都是收入贫困家庭平均福利水平显著提升的一年, 并且乡村改善程度超过城镇^②。分别看四个地区, 也是同样的结论。

(二) 脆弱状况

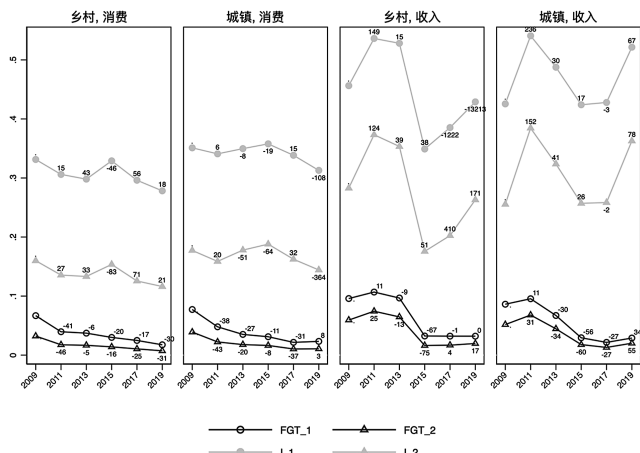


图10 2009—2019年东部地区贫困状况

① 乡村、城镇消费 L_1 分别降低8%、11%, L_2 分别降低17%、19%。

② 2015年乡村收入 L_1 、 L_2 各比2013年降低30%、47%, 城镇各降低22%、33%。

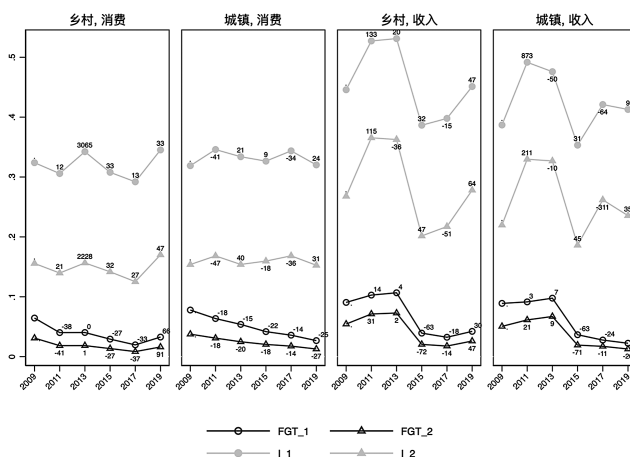


图11 2009—2019年中部地区贫困状况

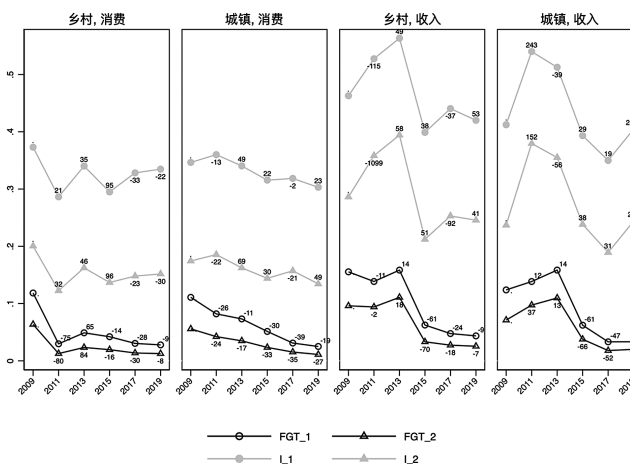


图12 2009—2019年西部地区贫困状况

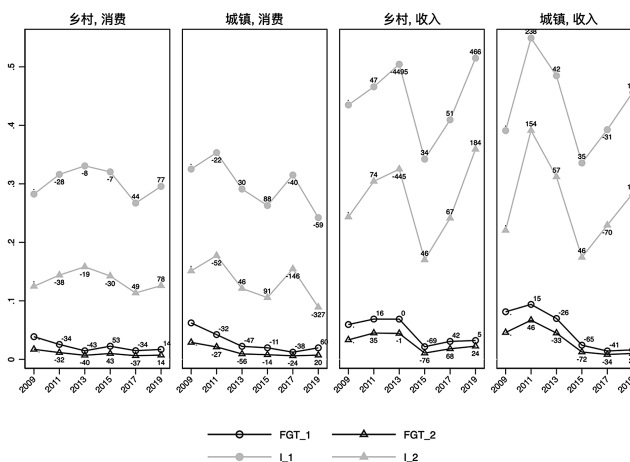


图13 2009—2019年东北地区贫困状况

依照分析贫困状况的思路, 将 z 设为脆弱线, q 为脆弱家庭数量, L_1 、 L_2 可反映出脆弱家庭福利水平与脆弱线, 也即与中等消费(或收入)下界的差距(见表5、表

6)。前文将脆弱线设为覆盖底层40%左右家庭,因此随着贫困发生率的下降,城乡脆弱家庭占比相应提高。

从表5看,2009—2019年城乡脆弱家庭福利水平大体呈下降趋势,福祉分布趋于不均衡。这在2011年表现得相对明显, I_1 、 I_2 比2009年变动率较大。相比2009年,2017年城乡 I_1 提高94%以上, I_2 提高268%以上。四个地区 I_1 比2009年提高72%—163%, I_2 提高222%—545%,其中东北地区两项指标的提幅度相对较小。不过,2019年这种趋势得以缓解。乡村消费 I_1 、 I_2 仅比2017年提高2%、6%,城镇收入仅提高2%、4%,并且从消费看城镇、从收入看乡村,脆弱家庭福祉提升、内部差距缩小。与此相似,从消费看2019年四个地区城镇脆弱家庭福利状况变动好于乡村,从收入看则是乡村好于城镇。2019年中部地区城乡均改善。

四、阶层和绝对流动性变化

收入差距扩大一定程度上抵消了社会福利水平的提高,流动性的提高有助于缓解长期收入差距。因此流动性变动趋势是福祉分析的重要视角。

(一)阶层变动

根据贫困线、脆弱线,可将城乡家庭各依消费、收入划分贫困、脆弱和中等以上三类,阶层变动状况见图14。从收入来看,2013年和2015年乡村和城镇贫困家庭在两年后向上流动的比例明显较高,从消费看,在

2015年相对较高。不过,无论乡村还是城镇,无论消费还是收入,2017年贫困家庭实现阶层跃升的可能性都低于2009年。2009年城乡脆弱家庭中45%—56%在两年后达到中等及以上消费和收入水平,2017年为25%—40%,总体呈降低趋势。向下流动者占比即为上文脆弱性指数。2017年阶层不变者在城乡三类家庭所占比例,不同程度地均比2009年有所提高。所有未流动家庭占当年家庭总数量的比例见表7。无论依消费还是收入测度,乡村、城镇家庭阶层流动性持续降低,并且城镇流动性低于乡村。

(二)绝对流动性

上文将城乡家庭分为三类探讨阶层流动性时,是以贫困线、脆弱线为界,超过临界值才视为流动。流动性分析的另一个重要概念是绝对流动性,测度一定时期内个体消费或收入水平的所有变化加总。

Fields和Ok(1996,1999)^[28-29]提出从收入(或消费、工资等社会经济地位实值指标)增长测度流动性,包括以收入变动绝对值、对数收入变动绝对值表示的流动性指数。后者具有标度不变性、对称性、子群可分解性、乘法路径可分析性,记作 m ,具体如下:

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}| \quad (6)$$

其中, n 为总样本量, $y_{i,t}$ 和 $y_{i,t-1}$ 分别表示当期和上

表5 2009—2019年乡村脆弱家庭福祉变动状况

	地区	比率	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年
消费	全国	I_1	0.1454	0.2301 (58)	0.2483 (8)	0.2721 (10)	0.2974 (9)	0.3043 (2)
		I_2	0.0284	0.0713 (151)	0.0817 (15)	0.0982 (20)	0.1160 (18)	0.1228 (6)
	东部	I_1	0.1439	0.2193 (52)	0.2506 (14)	0.2766 (10)	0.3045 (10)	0.3115 (2)
		I_2	0.0279	0.0661 (137)	0.0828 (25)	0.1005 (21)	0.1204 (20)	0.1261 (5)
	中部	I_1	0.1437	0.2322 (62)	0.2429 (5)	0.2671 (10)	0.3009 (13)	0.2978 (-1)
		I_2	0.0281	0.0718 (156)	0.0796 (11)	0.0951 (19)	0.1161 (22)	0.1187 (2)
	西部	I_1	0.1488	0.2417 (62)	0.2498 (3)	0.2801 (12)	0.2926 (4)	0.3023 (3)
		I_2	0.0293	0.0772 (164)	0.0813 (5)	0.1032 (27)	0.1147 (11)	0.1228 (7)
	东北	I_1	0.1398	0.2174 (56)	0.2521 (16)	0.2256 (-10)	0.2778 (23)	0.3060 (10)
		I_2	0.0269	0.0657 (144)	0.0879 (34)	0.0713 (-19)	0.1037 (45)	0.1234 (19)
收入	全国	I_1	0.1894	0.2606 (38)	0.2665 (2)	0.3231 (21)	0.3674 (14)	0.3256 (-11)
		I_2	0.0466	0.0897 (93)	0.0938 (5)	0.1401 (49)	0.1715 (22)	0.1469 (-14)
	东部	I_1	0.1943	0.2539 (31)	0.2687 (6)	0.3167 (18)	0.3724 (18)	0.3123 (-16)
		I_2	0.0492	0.0861 (75)	0.0942 (9)	0.1364 (45)	0.1761 (29)	0.1413 (-20)
	中部	I_1	0.1787	0.2582 (44)	0.2577 (0)	0.3225 (25)	0.3572 (11)	0.3378 (-5)
		I_2	0.0431	0.0877 (103)	0.0858 (-2)	0.1402 (63)	0.1629 (16)	0.1539 (-6)
	西部	I_1	0.1923	0.2702 (40)	0.2734 (1)	0.3321 (21)	0.3689 (11)	0.3333 (-10)
		I_2	0.0471	0.0956 (103)	0.0999 (5)	0.1460 (46)	0.1721 (18)	0.1498 (-13)
	东北	I_1	0.1909	0.2533 (33)	0.2526 (0)	0.3102 (23)	0.3742 (21)	0.3045 (-19)
		I_2	0.0450	0.0845 (88)	0.0884 (5)	0.1290 (46)	0.1780 (38)	0.1342 (-25)

注:括号内数值是 I_1 、 I_2 相比两年前的变动率。

表6 2009—2019年城镇脆弱家庭福祉变动状况

	地区	比率	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2019年
消费	全国	I_1	0.1421	0.2196 (55)	0.2651 (21)	0.2976 (12)	0.3445 (16)	0.3225 (-6)
		I_2	0.0279	0.0641 (130)	0.0912 (42)	0.1166 (28)	0.1536 (32)	0.1403 (-9)
	东部	I_1	0.1429	0.2248 (57)	0.2590 (15)	0.2862 (11)	0.3330 (16)	0.3264 (-2)
		I_2	0.0282	0.0663 (135)	0.0865 (30)	0.1112 (29)	0.1483 (33)	0.1402 (-5)
	中部	I_1	0.1409	0.2206 (57)	0.2620 (19)	0.3133 (20)	0.3456 (10)	0.3121 (-10)
		I_2	0.0279	0.0644 (130)	0.0883 (37)	0.1250 (42)	0.1526 (22)	0.1339 (-12)
	西部	I_1	0.1437	0.2260 (57)	0.2821 (25)	0.3093 (10)	0.3772 (22)	0.3410 (-10)
		I_2	0.0276	0.0675 (145)	0.1026 (52)	0.1212 (18)	0.1779 (47)	0.1537 (-14)
	东北	I_1	0.1406	0.1978 (41)	0.2569 (30)	0.2823 (10)	0.3234 (15)	0.3040 (-6)
		I_2	0.0278	0.0543 (95)	0.0876 (61)	0.1097 (25)	0.1339 (22)	0.1313 (-2)
收入	全国	I_1	0.1875	0.2453 (31)	0.2464 (0)	0.3254 (32)	0.3692 (13)	0.3777 (2)
		I_2	0.0448	0.0799 (78)	0.0844 (6)	0.1410 (67)	0.1812 (28)	0.1875 (4)
	东部	I_1	0.1889	0.2413 (28)	0.2457 (2)	0.3146 (28)	0.3667 (17)	0.3820 (4)
		I_2	0.0443	0.0768 (73)	0.0839 (9)	0.1329 (58)	0.1786 (34)	0.1894 (6)
	中部	I_1	0.1901	0.2467 (30)	0.2450 (-1)	0.3282 (34)	0.4028 (23)	0.3713 (-8)
		I_2	0.0459	0.0786 (71)	0.0859 (9)	0.1418 (65)	0.2031 (43)	0.1806 (-11)
	西部	I_1	0.1907	0.2490 (31)	0.2576 (3)	0.3598 (40)	0.3878 (8)	0.4131 (7)
		I_2	0.0465	0.0842 (81)	0.0870 (3)	0.1657 (90)	0.1969 (19)	0.2187 (11)
	东北	I_1	0.1784	0.2462 (38)	0.2350 (-5)	0.2896 (23)	0.3060 (6)	0.3260 (7)
		I_2	0.0425	0.0822 (93)	0.0797 (-3)	0.1176 (48)	0.1371 (17)	0.1481 (8)

注:括号内数值是 I_1 、 I_2 相比两年前的变动率。

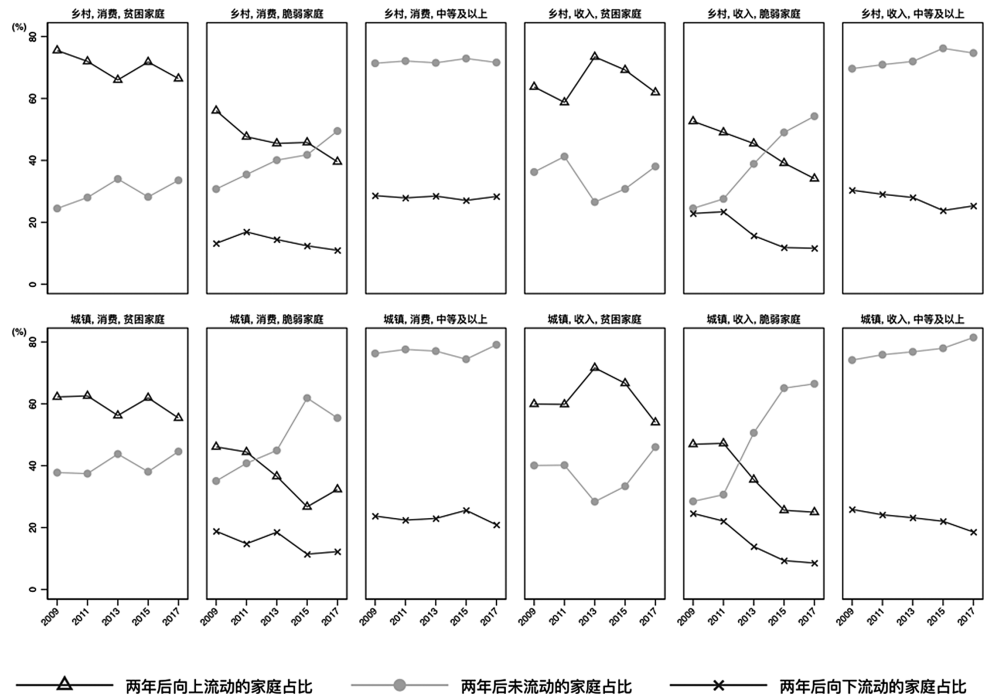


图14 2009—2017年三类家庭阶层流动状况

一期消费或收入。

m 可分解为两种流动性来源:

$$m = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}) + \frac{2}{n} \sum_{i \in L} (\ln y_{i,t-1} - \ln y_{i,t}), & \sum \ln y_{i,t} \geq \sum \ln y_{i,t-1} \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\ln y_{i,t-1} - \ln y_{i,t}) + \frac{2}{n} \sum_{i \in W} (\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}), & \sum \ln y_{i,t} < \sum \ln y_{i,t-1} \end{cases} \quad (7)$$

表7 2009—2017年城乡阶层不变家庭所占比重

	乡村未流动家庭占比(%)					城镇未流动家庭占比(%)				
	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年	2009年	2011年	2013年	2015年	2017年
消费	54.4	57.3	58.8	59.3	61.8	60.0	61.9	63.6	66.5	68.5
收入	54.3	56.1	55.8	63.2	65.3	58.7	59.8	61.8	69.6	74.4

W 、 L 各表示消费(或收入)提高者、降低者集合, $W=\{i:y_{i,t}>y_{i,t-1}\}$, $L=\{i:y_{i,t}<y_{i,t-1}\}$,式(7)右边第一项是消费(或收入)增长产生的流动性,第二项是转移产生的流动性^①。

总流动性指数 m 可分解为由不同子群 j 的流动性指数 m^j 加权组成, n_j 是子群样本量,具体如下:

$$m=\sum_{j=1}^J \frac{n_j}{n} m^j \quad (8)$$

根据CFPS家庭经济数据,将2009—2019年分为五期,每一期消费和收入的总流动性指数,以及分别将乡村和城镇作为子群、四个地区作为子群计算的各自流动性指数,见图15。

从消费看,总流动性指数缓慢下降,2017—2019年比2009—2011年降低17%。2009—2011年消费增长流动性与转移流动性不相上下,后四期由于增长流动性下降而转移流动性大体不变,致使总流动性的80%以上来自转移流动性。乡村、城镇对消费总流动性的贡献比例差别不大。乡村流动性高于城镇,第五

期比第一期下降幅度也低于城镇(乡村下降14%,城镇下降18%)。与城镇相比,乡村流动性更大程度是来自消费转移。四个地区中,东部地区对消费总流动性贡献比例最高,东北地区最低。西部地区流动性高于其他地区,东北地区较低。各地区消费流动性总体不断降低,第五期与第一期相比,东北地区下降最多(25%),中部地区最少(9%)。第一期各地区的流动性大约43%—58%来自转移,后面四期上升至73%以上。

从收入看,总流动性下降较为明显,2017—2019年比2009—2011年降低33%。前三期收入流动性高于消费流动性,后两期相差无几。2013—2015年收入增长流动性出现跃升,占总流动性的46%,其他时期转移流动性占70%以上。乡村收入流动性同样高于城镇,基本呈下降趋势。第五期与第一期相比,城乡下降幅度相当(乡村为32%、城镇为33%)。2013—2015年城乡来自增长的流动性比2011—2013年大幅提高,乡村提高480%,远超城镇(136%)。除2013—2015年之

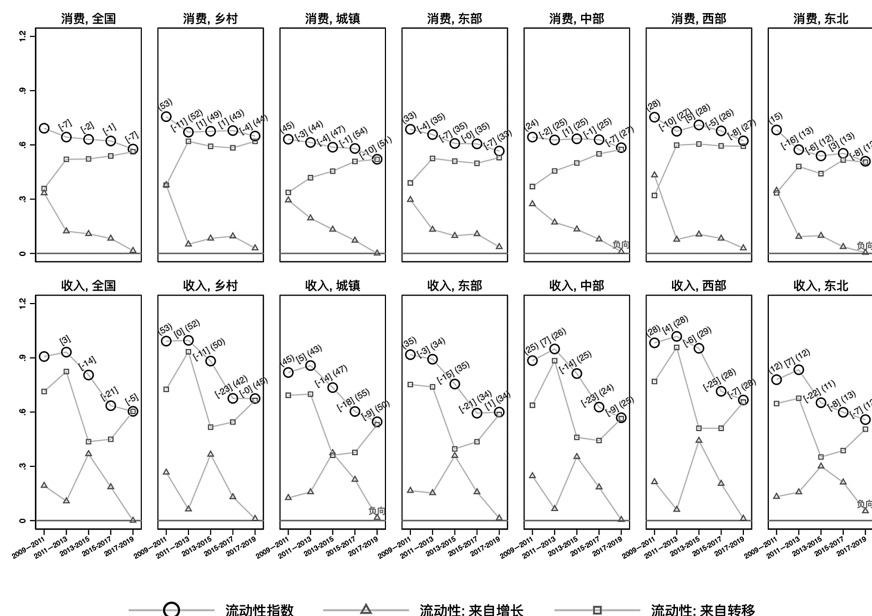


图15 消费和收入流动性指数

注:[]内数值为流动性指数变动百分比;()内数值为子群对总流动性指数的贡献百分比;标注文字处,表示来自增长的流动性取负值是有方向的流动性指数。

①总体非负增长时,式(7)上段第一项为有方向的流动性指数;总体负增长时,式(7)下段第一项的相反数为有方向的流动性指数。

外,其他各期乡村收入流动性的73%以上来自转移流动性,城镇约在62%以上。收入流动性的地区构成与消费相似,东部地区最高,东北地区最低。各地区第五期的收入流动性比第一期下降幅度均高于消费,最高为中部地区(36%),最低为东北地区(28%)。2013—2015年西部地区的收入增长流动性比上一期提高最多(625%),中部地区次之(440%),东北地区最少(91%)。此外,2017—2019年东北地区出现收入萎缩,有方向的流动性明显为负值。

五、结论与建议

(一)研究结论

根据以上分析,本文得出如下主要结论:

第一,消费和收入所反映的城乡低福利水平家庭的福祉变动,既有共同之处,也存在差异。中国脱贫攻坚的成就不仅体现在贫困普遍性得到有力控制、最终消除绝对贫困方面,而且体现在贫困程度减轻、极端贫困现象得到改善,这很大程度上得益于贫困率的下降^[30]。无论从乡村、城镇总体看,还是分地区看,均是如此。

第二,与消费相比,收入相对更灵敏地体现出中国精准扶贫战略全面实施的政策效果。2013—2015年乡村贫困家庭收入福祉出现了增加最明显、分布最均衡的变化,有方向的收入流动性指数变化提高幅度也最大。从2013年起,乡村收入贫困家庭在两年后实现阶层跃升的比例明显高于前一阶段。

第三,城乡收入和消费脆弱家庭陷入贫困的比例大体都比前一阶段降低。在微观层面,脆弱家庭的消费和收入福祉分布都趋于不均衡。2019年这种趋势得以缓解。从消费看,城镇脆弱家庭福利水平比前一期提高,内部差距缩小;从收入看,则是乡村脆弱家庭福祉变动更合意。东部、中部、西部、东北地区四个地区大体呈现这种特点。

第四,综合看,在考察期内中国低福利水平家庭的福祉状况得到不同程度改善,共同富裕取得重要进展。同时也应看到,还存在进一步提升的空间。城乡阶层总流动性降低,全国消费、收入总流动性指数整体呈下降趋势,其中城镇流动性低于乡村,东北地区流动性低于其他地区。

(二)对策建议

立足新阶段、新要求,进一步提升低福利水平家庭的福祉,扎实推进共同富裕的重点工作主要包括以下方面:

第一,强化常态化救助帮扶。加强低收入人口动态监测,对于低保家庭、低保边缘家庭、刚性支出困难家庭等,健全分层分类社会救助体系。统筹建立农村防止返贫致贫机制,完善低收入人口、欠发达地区分层分类帮扶制度,巩固拓展脱贫攻坚成果。

第二,既做大“蛋糕”,又分好“蛋糕”,不断推动发展成果更多更公平惠及全体人民。提高居民收入,增强消费能力,扩大内需,推动经济实现良性循环。完善就业优先政策,拓宽就业创业渠道,促进高质量充分就业,推动劳动者实现就业增收。加强普惠性、基础性、兜底性民生建设,将保障民生与激发内需潜力更好结合起来。加大社会保障、转移支付等调节力度,多渠道增加居民收入。

第三,促进人力资本积累,破除阻碍劳动力合理有序流动的壁垒,畅通向上流动渠道。加大教育投入,推动高质量教育体系建设,尤其是加快推进义务教育优质均衡发展,提高居民受教育年限。扩大职业技能培训规模,提升劳动者技能水平。深化户籍制度改革,清除不合理的地方性政策法规,全面推动未落户常住人口平等享受基本公共服务,增强城乡、区域居民向上流动的机会公平性。◆

参考文献:

- [1]陈宗胜,杨希雷.构建共同富裕指标体系的原则与思路[J].国家治理,2023(1):18-23.
- [2]万广华,蓝菁,刘震.基于人民幸福感的共同富裕指标体系构建及测度[J].经济科学,2023(2):5-25.
- [3]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11):4-13.
- [4]李实,杨修娜.中等收入群体与共同富裕[R/OL].[2021-03-22] <https://www.cdf.org.cn/cdf2021/xzbg/9532.htm#content>.
- [5]史新杰,李实,陈天之,等.机会公平视角的共同富裕:来自低收入群体的实证研究[J].经济研究,2022,57(9):99-115.
- [6]李强,徐玲.怎样界定中等收入群体?[J].北京社会科学,2017(7):4-10.
- [7]刘渝琳,许新哲.我国中等收入群体的界定标准与测度[J].统计研究,2017,34(11):79-85.
- [8]龙莹.中等收入群体比重变动的因素分解:基于收入极化指数的经验证据[J].统计研究,2015,32(2):37-43.
- [9]李培林.中国跨越“双重中等收入陷阱”的路径选择[J].劳动经济研究,2017,5(1):3-20.
- [10]吴鹏,常远.中等收入群体的测算与现状研究:基于CHNS与CHIP数据[J].社会科学研究,2018(2):72-82.
- [11]沈扬扬,李实.如何确定相对贫困标准?:兼论“城乡统筹”相

- 对贫困的可行方案[J].华南师范大学学报(社会科学版),2020(2):91-101+191.
- [12]汪三贵,孙俊娜.全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准:基于2018年中国住户调查数据的分析[J].中国农村经济,2021(3):2-23.
- [13]李莹,于学霆,李帆.中国相对贫困标准界定与规模测算[J].中国农村经济,2021(1):31-48.
- [14]庞泓,刘穷志.收入增长与相对贫困治理:一种新的相对贫困变动测度模型及应用[J].统计研究,2024,41(8):126-138.
- [15]RAVALLION M, CHEN S.Weakly Relative Poverty [J]. Review of Economics and Statistics,2011,93(4):1251-1261.
- [16]RAVALLION M, CHEN S.Global Poverty Measurement when Relative Income Matters[J]. Journal of Public Economics, 2019,177:104046.
- [17]马瑜,吕景春.中国城乡弱相对贫困测算及时空演变:2012—2018[J].人口与经济,2022(1):58-73.
- [18]陈铭聪,程振源,杨彦欣.中国居民绝对与相对贫困的综合测度:1989—2015[J].经济科学,2023(2):26-48.
- [19]樊增增,邹薇.从脱贫攻坚走向共同富裕:中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解[J].中国工业经济,2021(10):59-77.
- [20]方迎风,周少驰.中国相对贫困测度与城乡差异[J].中国人口·资源与环境,2023,33(3):171-180.
- [21]万广华,章元.我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?[J].数量经济技术经济研究,2009,26(6):138-148.
- [22]李丽,白雪梅.我国城乡居民家庭贫困脆弱性的测度与分解:基于CHNS微观数据的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,27(8):61-73.
- [23]杨龙,汪三贵.贫困地区农户脆弱性及其影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,2015,25(10):150-156.
- [24]CHAUDHURI S, JALAN J, SURYAHADI A.Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-section Data: A Methodology and Estimates from Indonesia [R]. New York: Department of Economics,2002.
- [25]吕光明,崔新新,孙伯驰.防止返贫动态监测和精准帮扶的着力点:基于CFPS数据的实证分析[J].财政研究,2021(8):16-30.
- [26]DANG H A H, LANJOUW P F. Welfare Dynamics Measurement: Two Definitions of a Vulnerability Line and Their Empirical Application[J]. Review of Income and Wealth,2017, 63(4):633-660.
- [27]FOSTER J, GREER J, THORBECKE E.A Class of Decomposable Poverty Measures[J].Econometrica: journal of the econometric society,1984,52(3):761-766.
- [28]FIELDS G S, OK E A.The Meaning and Measurement of Income Mobility[J].Journal of Economic Theory, 1996, 71(2): 349-377.
- [29]FIELDS G S, OK E A.Measuring Movement of Incomes[J]. Economica, 1999, 66(264):455-471.
- [30]左宇晓,王茜瑞.精准扶贫背景下农村劳动力流动的减贫效应研究:基于CFPS微观家庭调查数据[J].统计理论与实践, 2020(2):45-51.

Dynamic Changes in Urban-Rural Household Welfare in China: Based on CFPS Data

Fan Guo

Abstract: Consumption and income are two key indicators for measuring household welfare. This paper adopts a vulnerability perspective and employs CFPS data to investigate the evolution of welfare among low-consumption (low-income) households over the period 2009-2019. There are similarities and differences in changes in household welfare as captured by household consumption and income. Both consumption and income analyses indicate that China's achievements in poverty eradication include not only the effective control of poverty incidence, but also the decline of poverty depth and the improvement in poverty severity. The proportions of vulnerable households falling into poverty are lower than in the previous period, although differences can be noted in the welfare dynamic changes of households measured by consumption and income. In terms of consumption, the welfare level of urban vulnerable households in 2019 improved relative to the previous period and the inequality narrowed; In terms of income, rural vulnerable households experienced a more favorable change in welfare. Both consumption mobility and income mobility declined in 2009-2019, with urban and Northeast China regions having more room for further improvement.

Key words: Common Prosperity; Welfare Dynamics; Vulnerability; Mobility

(责任编辑:新月)

中国碳交易政策与新质生产力发展

——基于碳排放权交易试点政策的准自然实验

候杰 李涛

(新疆财经大学 国际经贸学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:碳交易政策对实现经济绿色低碳转型具有重要意义。以碳排放权交易试点政策为准自然实验,基于2008—2022年中国30个省份的面板数据,利用双重差分模型考察中国碳交易政策对新质生产力发展的影响、作用机制及空间溢出效应。研究表明,中国碳交易政策对新质生产力发展具有正向促进作用,且经过一系列稳健性检验后结果仍然稳健。机制检验发现,中国碳交易政策可以通过产业结构升级、绿色技术创新来促进新质生产力发展。异质性检验发现,相比东部地区,中国碳交易政策对中西部地区新质生产力发展的促进效应更为明显,维度层面的驱动效应呈现出“绿色生产力>科技生产力>数字生产力”的格局。进一步分析表明,中国碳交易政策对新质生产力发展的影响存在空间溢出效应,碳交易政策的实施不仅能促进本地新质生产力发展,还能带动邻近地区新质生产力发展。

关键词:碳交易政策;新质生产力;双重差分法;空间杜宾模型

中图分类号:F061;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0038-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.004

一、引言

实现碳达峰碳中和,是党和国家统筹国内国际两个大局作出的重大战略决策,是着力解决资源环境约束突出问题、实现中华民族永续发展的必然选择,是构建人类命运共同体的庄严承诺。全国碳排放权交易市场作为推动经济绿色低碳转型的关键制度创新,是实现碳达峰碳中和目标的核心政策工具之一。其试点探索始于2011年,经过十年实践,于2021年7月正式启动全国统一市场,开启了我国碳减排市场化机制的新篇章。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。2024年1月31日,习近平总书记在主持中央政治局第十一次集体学习时指出:“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。必须加快发展方式绿色转型,助力碳达峰碳中和。”那么,碳排放权交易试点政策能否促进新质生产力发展?作用机制是什么?对周边地区是否存在空间溢出效应?基于上述问题,采用2008—2022年30个省

份(不含西藏和港澳台)的数据,实证分析中国碳交易政策对新质生产力发展的影响、作用机制及空间溢出效应,旨在助力实现“双碳”目标,加快经济绿色转型,推动高质量发展。

现有文献关于中国碳交易政策与新质生产力发展的研究主要集中在三个方面。一是对碳交易政策效应的评估。刘传明等(2019)^[1]研究发现,碳交易政策的实施降低了二氧化碳排放。曹翔和苏馨儿(2023)^[2]采用双重差分法检验发现碳交易政策显著促进了试点地区的碳中和技术创新。蔡俊等(2024)^[3]认为碳交易政策通过降低能源消耗、调整能源结构和限制重点行业产能减少碳排放量。孟晓倩和吴传清(2024)^[4]提出碳交易政策可通过降低碳排放水平对经济绿色转型产生显著正向促进作用。余谦等(2024)^[5]指出碳交易政策产生的创新效应对绿色发展有推动作用。二是对新质生产力内涵特征的研究。周文和许凌云(2023)^[6]提出新质生产力是实现关键性颠覆性技术创新突破的生产

基金项目:国家社会科学基金项目“‘一带一路’背景下中国与欧亚经济联盟数字贸易合作模式与建设路径研究”(21XGJ004)。

作者简介:候杰,男,博士,副教授,研究方向为区域经济与国际贸易;李涛,通信作者,女,硕士研究生,研究方向为国际贸易与跨国经营。

力。黄鑫和胡鞍钢(2025)^[7]指出新质生产力是以绿色为特征的新产业质态变革,发展新质生产力就是发展绿色生产力。卢江等(2024)^[8]基于科技生产力、绿色生产力、数字生产力三个维度构建指标体系对新质生产力发展水平进行测度。徐蕊婷和陈镜如(2024)^[9]认为数字经济与技术创新能够协同推动新质生产力的提升,数字化与创新化在深度融合中对新质生产力发展发挥新引擎作用。三是对两者之间关系的研究。现有研究鲜有直接探究中国碳交易政策与新质生产力发展之间的关系,主要是基于碳交易政策对能源环境效率、低碳技术创新、经济绿色转型的影响研究。

综上所述,目前关于中国碳交易政策和新质生产力发展的研究成果较为丰硕,为本文奠定了理论基础,但鲜有文献将中国碳交易政策和新质生产力发展纳入同一分析框架,实证检验该试点的政策效应。因此,利用2008—2022年的省级面板数据,采用多期双重差分模型考察中国碳交易政策对新质生产力发展的影响与作用机制,具有一定的理论意义和实践价值。

二、理论分析与研究假设

中国碳交易政策借助碳排放权配额控制行业的排放额度,并对其配额进行定价,形成碳排放权交易市场,是一种以政府为主导的市场激励型的环境规制手段,主要目的是通过市场机制对碳排放总量进行有效控制,进一步促进节能减排、绿色发展,助力实现“双碳”目标。碳交易政策将原本隐性的环境成本转化为显性经济成本,迫使企业重新评估生产要素的投入组合,将环境成本纳入企业生产决策中,形成价格信号引导资源配置。当碳排放权的市场价格高于企业的边际减排成本时,企业会主动减少碳排放,并通过出售多余的碳配额获取收益,资本将从高碳产业向低碳产业流动,推动产业结构向绿色低碳方向转型。随着碳交易试点政策的逐步推广,高碳企业将面临严格减排约束,企业若超过分配的排放配额,则需通过市场购买额外的配额,直接增加了碳排放成本,倒逼企业采取措施减少碳排放,例如优化生产流程、提升资源利用率、引入清洁能源等,并积极寻求技术创新,以颠覆性技术替代传统高能耗、高排放的生产方式,推动全要素生产率的提升。要素优化配置、生产方式的变革形成高质量生产力,推动产业向绿色、低碳、可持续发展模式转变,推动传统产业形成新业态、新模式、新动能,通过实现传统生产要素与绿色低碳要素的有效结合,进一步促进新质生产力发展。基于此,提出假设:

假设1:碳交易政策有利于促进新质生产力发展。

碳交易政策通过市场机制引导生产要素的重新配置,推动产业结构调整。由于碳排放定价,使不同产业面临不同的碳成本,碳成本差异促使资本、技术、劳动力等生产要素从高碳产业向低碳产业流动,推动产业结构分化。高碳资产的市场估值受到抑制,而低碳技术投资的吸引力增强,当碳价较高时,企业会优先投资于低碳技术研发、清洁能源利用和节能减排项目,以降低碳排放和履约成本,不仅优化了资源配置,还能推动产业结构向绿色低碳方向发展。核心企业为满足碳排放要求,推动供应链上下游企业共同参与减排,促使产业链各环节协同升级,提高整个产业的绿色化水平,进一步淘汰落后产能,发展高技术产业和战略性新兴产业,产业结构向高端化、智能化、绿色化方向升级,推动传统产业突破中低端发展局限,迈向中高端发展阶段,实现跨越式发展,进而加快新质生产力的培育。

碳交易政策作为环境规制的典型手段,通过市场化的激励机制引导企业及相关主体积极参与环境保护和碳减排行动。碳交易政策为技术创新提供双重激励:一是将碳排放权作为一种稀缺资源进行定价和交易,从而激励企业通过技术创新和流程优化来降低碳排放,可以减少履约成本;二是开发碳移除技术等创新成果,可以形成新型资产,增加企业收益。绿色技术创新是传统技术创新的重要组成部分,不仅能够节约能源,减少环境污染,也能实现低碳技术方面的突破与应用。企业利用绿色技术创新实现碳排放权成本的降低,出售额外的碳排放权换取经济收益,从而实现资源的优化配置和经济效益的提升。绿色技术创新通过集聚资源,整合、重塑传统产业,加强企业技术创新的研发,引入数字化、智能化和绿色化技术,推动产业绿色转型升级、优化生产要素配置,推动经济向绿色化、低碳化方向发展,为新质生产力发展提供强有力保障。基于此,提出假设:

假设2:碳交易政策可以通过产业结构升级、绿色技术创新促进新质生产力发展。

三、研究设计

(一)模型设定

为了验证假设1,以中国碳排放权交易试点政策为准自然实验,将北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、福建7个省级行政区作为实验组,深圳不属于省级行政区,故将其排除,将其余23个省份作为控制组,利用多期双重差分法检验试点政策对新质生产力发展影

响的净效应。具体模型如下:

$$nqpd_{it}=\beta_0+\beta_1did_{it}+\beta_2X_{it}+\mu_i+\varphi_t+\varepsilon_{it}\tag{1}$$

式(1)中, i 表示个体; t 表示时间; $nqpd_{it}$ 代表新质生产力发展; did_{it} 为 $treat_i$ 与 $post_t$ 的交乘项, $treat_i$ 代表地区虚拟变量,用于区分不同地区特征, $post_t$ 代表时间虚拟变量,标识特定时间节点; X_{it} 代表系列控制变量; μ_i 代表个体固定效应; φ_t 代表时间固定效应; ε_{it} 代表随机误差项。

为进一步探究中国碳排放权交易试点政策对新质生产力发展的影响机制,借鉴江艇(2022)^[10]的研究,采用两步法进行中介效应检验,模型设置如下:

$$M_{it}=c_0+c_1did_{it}+c_2X_{it}+\mu_i+\varphi_t+\varepsilon_{it}\tag{2}$$

式(2)中, M_{it} 代表中介变量,包括产业结构升级、绿色技术创新;其余变量定义同上。

(二)变量选取

1.被解释变量

本文的被解释变量为新质生产力发展($nqpd$)。新质生产力涉及领域宽泛、覆盖范围广泛,不能通过单一指标进行刻画。参考卢江等(2024)^[8]、邹克等(2024)^[11]构建的新质生产力发展评价指标体系,从科技生产力、绿色生产力和数字生产力三个维度选取6个二级指标、19个三级指标,在此基础上,使用熵值法

测算新质生产力发展水平,具体指标体系见表1。

2.核心解释变量

以中国碳排放权交易试点政策为核心解释变量,构建交乘项 $did_{it}(treat_i\times post_t)$ 。在地区维度($treat_i$),将纳入试点政策覆盖范围的省份设定为1,其余未涉及的省份定为0;在时间维度($post_t$),把试点政策正式启动的当年及其后续年份标记为1,政策实施之前的年份标记为0。北京、上海、广东、天津在2011年开始试点,湖北、重庆在2014年开始试点,福建在2016年开始试点,故以上省份在试点政策实施年份及之后取1。

3.控制变量

借鉴相关研究,共选取7个控制变量。经济发展水平(eco):用人均GDP的对数表示;人力资本水平(lhc):用职工平均工资的对数表示;金融发展水平(fdl):用年末金融机构存贷款余额与GDP的比值衡量;政府干预(gov):用政府财政支出与GDP的比值衡量;交通基础设施水平(tra):用公路里程数的对数表示;教育水平(edu):用一般公共预算支出中教育支出的对数表示。

(三)数据来源

以2008—2022年中国30个省份的数据为样本,其中,7个省份为实验组样本,23个省份为对照组样本。所需数据来源于CSMAR数据库、EPS数据平台、全国

表1 新质生产力发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	指标属性
科技生产力	创新生产力	创新研发	国内专利授权数	+
		创新产业	高技术产业业务收入/GDP	+
		创新资金	科技支出/财政支出	+
	技术生产力	技术研发	规上工业企业R&D人员全时当量	+
		技术生产	机器人安装密度	+
		技术投入	R&D经费支出/GDP	+
绿色生产力	资源节约型生产力	能源强度	能源消费量/GDP	-
		可再生能源强度	可再生能源消费量/GDP	+
		用水强度	工业用水量/GDP	-
	环境友好型生产力	废物利用	工业固体废物综合利用量/产生量	+
		废水排放	工业废水排放/GDP	-
		废气排放	工业二氧化硫排放/GDP	-
数字生产力	数字产业生产力	电子信息制造	集成电路产量	+
		电信业务通讯	电信业务总量	+
	产业数字生产力	网络普及率	互联网宽带接入端口数	+
		软件服务	软件业务收入/GDP	+
		数字信息	光缆线路长度/地区面积	+
		电子商务	电子商务交易活动企业数/企业总数	+
		人工智能企业	人工智能企业数量	+

科技经费投入统计公报、国家统计局官网、《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及各地区的统计年鉴等，缺失数据采用线性插值法补齐。变量的描述性统计见表2。

四、实证分析

(一)基准回归分析

表3是中国碳排放权交易试点政策对新质生产力发展影响的回归分析结果。列(1)—列(7)的回归结果

显示,随着控制变量的依次引入,核心解释变量的系数始终为正,均以1%的显著性水平通过检验,初步证明假设1成立,即中国碳交易政策可以显著促进新质生产力发展。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验

双重差分法有效发挥作用的必要前提是满足平行趋势检验条件,意味着在假设未实施碳排放权交易

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>nqpd</i>	450	0.099	0.076	0.020	0.440
核心解释变量	<i>did</i>	450	0.142	0.350	0.000	1.000
控制变量	<i>eco</i>	450	10.762	0.541	9.460	12.010
	<i>lhc</i>	450	10.981	0.467	10.060	12.130
	<i>fdl</i>	450	3.297	1.094	1.690	7.170
	<i>gov</i>	450	0.234	0.099	0.100	0.590
	<i>tra</i>	450	11.661	0.854	9.400	12.710
	<i>edu</i>	450	6.417	0.757	4.150	7.930
机制变量	<i>ind</i>	450	1.189	0.695	0.500	5.300
	<i>gti</i>	450	0.027	0.011	0.010	0.080

表3 基准回归结果

变量	<i>nqpd</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.036*** (4.685)	0.036*** (4.598)	0.038*** (4.683)	0.040*** (4.817)	0.036*** (4.409)	0.032*** (4.027)	0.025*** (3.422)
<i>eco</i>		0.029** (2.390)	0.008 (0.523)	0.016 (1.074)	-0.026 (-1.496)	-0.000 (-0.012)	-0.066*** (-2.847)
<i>lhc</i>			0.117* (1.955)	0.122** (2.018)	0.164*** (2.702)	0.200*** (3.287)	0.140** (2.443)
<i>fdl</i>				0.010 (1.546)	0.025*** (3.665)	0.022*** (3.163)	0.021*** (3.345)
<i>gov</i>					-0.387*** (-5.089)	-0.335*** (-4.269)	-0.368*** (-4.662)
<i>tra</i>						-0.139*** (-4.711)	-0.141*** (-4.932)
<i>edu</i>							0.125*** (6.712)
常数项	0.093*** (50.675)	-0.213* (-1.665)	-1.279** (-2.250)	-1.455** (-2.426)	-1.423** (-2.434)	-0.473 (-0.740)	0.129 (0.215)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	450	450	450	450	450	450	450
R ²	0.817	0.819	0.822	0.822	0.822	0.842	0.855

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上通过显著性检验。表4、表5、表6、表8同。

试点政策的情况下,实验组与对照组不存在系统性差异,而在实施试点政策后,实验组与对照组应该存在差异。将实施试点政策前6年的数据汇集到第六期,实施试点政策后5年的数据汇集到第五期,以开始的第一期作为基准期并剔除。图1为90%置信区间下试点政策平行趋势检验结果。可以看出,试点政策实施前,各省份的新质生产力发展水平没有显著变化,实施后政策效应显著提升并随时间推移不断强化。

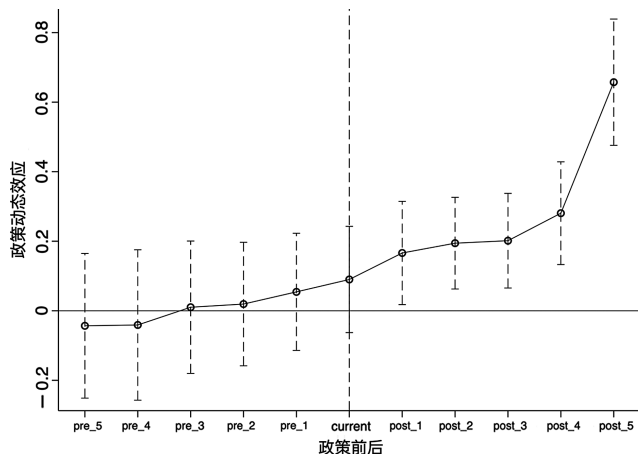


图1 平行趋势检验

2.安慰剂检验

为评估其他多种因素对基准回归分析结果造成的偏倚,本文随机构造虚拟变量生成中国碳排放权交易试点省份,从30个省份中随机抽取部分省份为实验组,其余为控制组。随机抽样500次后绘制如图2所示的安慰剂检验结果图,可以看出,回归估计系数的均值集中在0附近且分布密度曲线拟合正态分布,基准回归结果系数值位于正态分布右侧高尾处,即随机实验的回归系数小于试点政策变量的基准回归系数值,表明研究结果是稳健的。

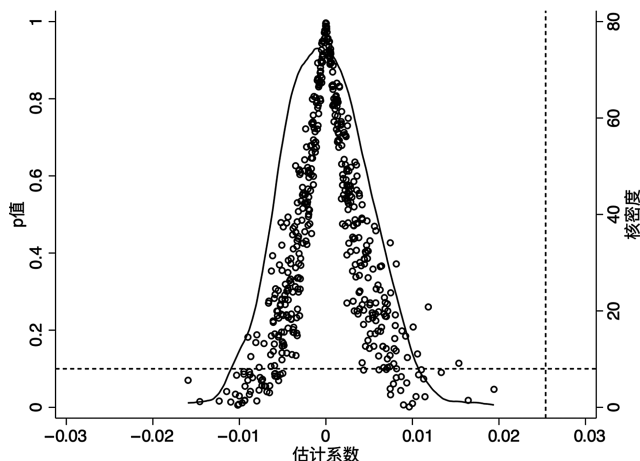


图2 安慰剂检验

3.PSM-DID

使用由倾向得分匹配模型(PSM)和双重差分模型(DID)组合而成的PSM-DID模型,排除样本存在的系统性差异。采用半径匹配(半径=0.05)和核函数匹配的方式对实验组和对照组进行匹配,剔除未成功匹配的样本后,再次进行双重差分估计。结果见表4,核心解释变量的回归系数与基准回归结果一致,均在5%的水平上显著为正,通过稳健性检验。

4.更换被解释变量的测度方法

目前学界对新质生产力的衡量指标尚未形成统一的标准,所构建的新质生产力指标体系各不相同。为避免回归结果因变量测度方法不同而产生差异,将新质生产力的测度方式替换为主成分分析法,回归结果见表4,结果依旧稳健。

5.排除其他政策干扰

在研究期间,可能存在其他政策干预措施对新质生产力的发展产生影响,进而导致碳排放权交易试点政策效应的估计出现高估情况。由于这些潜在的其他政策可能独立或协同地影响新质生产力的演进路径,若未能有效区分和剔除这些干扰因素,会影响对试点政策实际效应的精准判断。其中,国家生态文明试验区旨在推进生态文明建设,促进绿色发展;国家大数据综合试验区旨在利用大数据推动技术创新,提高城市的智能化发展水平。考虑到同期政策的影响,将国家生态文明试验区试点政策、国家大数据综合试验区试点政策作为控制变量,回归结果见表4。在排除其他政策干扰后,回归结果仍在1%的水平上显著为正,因此实证结论依旧稳健。

(三)机制分析

前文理论分析指出碳交易政策通过产业结构升级、绿色技术创新促进新质生产力发展。为检验假设2,对此展开具体论证。

1.产业结构升级(ind)

中国碳交易政策实施与区域经济发展密切相关,随着数字经济快速发展,传统高耗能产业逐渐被数字化、绿色化产业取代,碳减排措施更为行之有效,推动地区产业结构升级。产业结构转型使传统产业与数据要素、新兴产业深度融合,助力产业链变革升级,为新质生产力发展注入新动能。现有文献普遍认为,产业结构升级会影响新质生产力发展。谷良俊和杨春清(2024)^[12]研究发现,产业结构的优化调整能加速新质生产力的发展。表5列(1)展示了中国碳交易政策对

表 4 稳健性检验结果

变量	PSM-DID		更换被解释变量的 测度方法	排除其他政策干扰	
	半径匹配	核函数匹配	主成分分析法	国家生态文明试验区	国家大数据综合试验区
<i>did</i>	0.028** (2.572)	0.028** (2.572)	0.281*** (6.011)	0.027*** (3.685)	0.022*** (3.315)
国家生态文明试验区				-0.032*** (-4.777)	
国家大数据综合试验区					0.012* (1.784)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-0.978 (-1.063)	-0.978 (-1.063)	8.142*** (3.441)	-0.002 (-0.004)	-0.034 (-0.052)
N	296	296	450	450	450
R ²	0.859	0.859	0.936	0.859	0.857

表 5 机制分析结果

变量	(1) <i>ind</i>	(2) <i>gti</i>
<i>did</i>	0.149*** (4.097)	0.003*** (3.360)
常数项	-1.886 (-0.625)	0.287*** (3.631)
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	450	450
R ²	0.955	0.785

产业结构升级的影响,其回归系数为正,且在 1%水平上显著,说明中国碳交易政策促进了产业结构升级,而较高的产业结构升级水平有利于新质生产力发展。

2.绿色技术创新(*gti*)

以绿色发明专利申请数占专利申请总数的比重衡量绿色技术创新水平。中国碳交易政策的实施激励企业从源头节能减排,倒逼企业进行绿色技术创新,从而获得更大的经济收益。绿色技术创新水平能够推动传统生产力转型为绿色化、数字化的新型生产力,继而提高全要素生产率,形成更高质态的新质生产力。研究认为,绿色技术创新是影响新质生产力发展的重要因素。孙博文(2024)^[13]通过构建绿色创新能力的“三力”评价体系,表明加快提升绿色技术创新水平是培育新质生产力的内在要求,并为绿色新质生产力的形成提供技术支撑。孙小婷和李敏(2024)^[14]研究表明,绿色技术创新可加速新质生产力发展,促进低碳经济高质

量发展。表 5 列(2)展示了中国碳交易政策对绿色技术创新的影响,其回归系数在 1%水平上显著为正,说明碳交易政策可以促进绿色技术创新,进而提升新质生产力发展水平。由此,假设 2 得到验证。

(四)异质性分析

1.区域异质性

不同地区的自然条件、经济基础、人口分布、产业集聚等存在显著差异,可能会对碳交易政策效应产生影响,故将研究样本分为东部、中西部地区分别进行回归,回归结果见表 6 列(1)和列(2)。由表可知,东部地区的估计系数不显著,中西部地区的估计系数在 1%的水平上显著为正,意味着碳交易政策对促进中西部地区新质生产力发展的效应更为明显。中国地区经济发展不平衡,中西部地区新质生产力发展基础相对薄弱,但由于其独有的政策优势和尚未充分释放的资源潜力,在中国碳交易政策实施中,东部地区企业碳交易成本较高,中西部地区能吸引更多东部地区产业转移和资本流入,带来先进的技术,为中西部地区提供更多发展机会,促进其新质生产力发展。

2.维度异质性

为分析中国碳交易政策对新质生产力不同维度的影响效应,按照上文构建的新质生产力指标体系将新质生产力发展分为科技生产力、绿色生产力、数字生产力三个维度,表 6 列(3)—列(5)为回归结果。可以发现,绿色生产力和数字生产力系数在 1%水平上显著为正,科技生产力系数在 5%水平上显著为正,试点政策对不同维度新质生产力发展的驱动效应呈现

表6 异质性分析结果

变量	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 科技生产力	(4) 绿色生产力	(5) 数字生产力
<i>did</i>	-0.015 (-1.380)	0.018*** (3.500)	0.025** (2.076)	0.031*** (5.550)	0.022*** (3.236)
常数项	0.839 (1.090)	-1.634* (-1.660)	2.943*** (5.060)	-1.697** (-2.528)	-0.960 (-1.138)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	165	285	450	450	450
R ²	0.918	0.727	0.883	0.927	0.775

“绿色生产力>科技生产力>数字生产力”的差异态势。

五、进一步分析

随着区域间经济联系的日益紧密,地区间的交互作用逐渐凸显,某地区的新质生产力发展很可能受到周边地区新质生产力发展的显著影响,从而形成空间自相关效应。中国碳交易试点政策实施以来,全国碳排放权交易市场成交额持续增加,倒逼产业向绿色化转型,进一步促进新质生产力发展,使其能够突破地理和空间上的限制,产生空间溢出效应。为了验证碳交易政策对新质生产力发展是否存在空间溢出效应,根据邵帅等(2016)^[15]、杜明军(2023)^[16]的研究,运用地理和经济距离平方的倒数构建地理距离矩阵(W_1)、经济距离矩阵(W_2)、经济地理嵌套矩阵(W_3)三种空间矩阵进行空间计量分析。

(一)空间自相关检验

采用全局莫兰指数对2008—2022年的新质生产力发展水平进行空间自相关检验。从表7可以看出,新质生产力的莫兰指数在三种空间矩阵下大多数均在1%水平上显著为正,表明新质生产力的发展存在正向的空间自相关性,进一步说明进行空间计量分析的合理性。

(二)空间溢出效应检验

经LM检验、Wald检验、LR检验后,三种检验结果均显著,空间杜宾模型不会退化为空间误差模型和空间滞后模型。表8报告了三种不同空间矩阵下中国碳交易政策对新质生产力发展的空间溢出效应的回归结果。空间杜宾模型中 W_1 、 W_2 、 W_3 三种空间矩阵的空间项系数 ρ 均显著为正,并且在 W_1 、 W_3 空间矩阵中,中

表7 空间自相关检验结果

年份	W_1		W_2		W_3	
	Moran's I	p-value	Moran's I	p-value	Moran's I	p-value
2008年	0.243	0.002	0.496	0.000	0.114	0.000
2009年	0.252	0.001	0.537	0.000	0.123	0.000
2010年	0.013	0.268	0.137	0.045	-0.007	0.189
2011年	0.053	0.152	0.212	0.012	0.017	0.067
2012年	0.112	0.057	0.321	0.001	0.050	0.011
2013年	0.163	0.019	0.398	0.000	0.078	0.001
2014年	0.229	0.003	0.478	0.000	0.111	0.000
2015年	0.253	0.001	0.482	0.000	0.121	0.000
2016年	0.246	0.001	0.462	0.000	0.118	0.000
2017年	0.217	0.003	0.425	0.000	0.107	0.000
2018年	0.176	0.009	0.373	0.000	0.087	0.000
2019年	0.174	0.009	0.351	0.000	0.085	0.000
2020年	0.170	0.010	0.357	0.000	0.083	0.000
2021年	0.172	0.010	0.373	0.000	0.084	0.000
2022年	0.168	0.011	0.350	0.000	0.081	0.001

表8 空间溢出效应检验结果

变量	W ₁ 地理距离矩阵	W ₂ 经济距离矩阵	W ₃ 经济地理嵌套矩阵
<i>did</i>	0.028*** (4.020)	0.018** (2.520)	0.013* (1.830)
<i>W×did</i>	0.039* (1.930)	0.009 (1.02)	0.218*** (4.260)
直接效应	0.030*** (4.210)	0.019** (2.550)	0.019** (2.430)
间接效应	0.055** (2.300)	0.039* (1.880)	0.316*** (3.460)
总效应	0.085*** (3.280)	0.058** (2.420)	0.335*** (3.630)
<i>rho</i>	0.219*** (2.760)	0.532*** (7.220)	0.280** (2.090)
<i>sigma2</i>	0.000*** (14.930)	0.001*** (14.810)	0.001*** (14.950)
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
<i>N</i>	450	450	450
<i>R</i> ²	0.242	0.017	0.449

国碳交易政策的空间滞后项系数 $W \times did$ 显著为正,表明碳交易政策对新质生产力发展的影响存在正向空间溢出效应。此外,在三种不同的空间矩阵下,碳交易政策对新质生产力发展影响的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,表明碳交易政策的实施不仅可以促进本地新质生产力发展,还可以带动邻近地区新质生产力发展,从而达到一定的“本地—邻地”的正向空间溢出效应。

六、结论与建议

(一)研究结论

基于2008—2022年中国30个省份的面板数据,通过构建指标体系测度新质生产力发展水平,评估中国碳交易政策对新质生产力发展的影响并对其进行稳健性检验,接着构建空间计量模型验证中国碳交易政策对新质生产力发展的空间溢出效应,得出如下结论:(1)中国碳交易政策对新质生产力发展的影响具有正向促进作用,且该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。(2)中国碳交易政策通过促进产业结构升级、绿色技术创新等影响机制间接推动新质生产力发展。(3)中国碳交易政策对新质生产力发展的影响存在区域上、维度上的异质性。相比东部地区,碳交易政策对中

西部地区的新质生产力发展具有更显著的驱动作用;相比科技生产力、数字生产力,碳交易政策对绿色生产力发展的驱动作用更为明显。(4)从空间溢出效应检验可知,中国碳交易政策对新质生产力发展的影响在空间上不仅具有直接效应,还具有间接效应,形成“本地—邻地”的正向空间溢出效应。

(二)对策建议

基于上述实证研究结果,本文提出以下对策建议:第一,完善全国碳交易市场体系,健全相关法律制度。中国碳交易政策是政府主导、市场协调的环境规制制度,旨在减少碳排放量,是推动绿色低碳转型、促进经济高质量发展的关键路径。目前,全国碳交易市场主要覆盖在电力行业,未来应逐步纳入更多高排放行业,扩大市场行业覆盖范围,更全面地控制温室气体排放,提升市场活跃度。配额分配是碳交易市场的核心环节,除碳排放配额外,政府应引入碳期货、碳期权等金融衍生工具,探索碳信用、碳汇等多元化交易产品,促进碳交易市场多层次发展。为确保配额分配更加公平、透明,提高市场交易效率,政府应制定专门的碳交易法律法规,加大监管力度,加快完善全国碳交易市场体系,为促进新质生产力发展提供有力保障。

第二,提升绿色技术创新水平,促进产业结构升级。绿色技术创新能够通过技术手段减少资源消耗、环境污染,推动传统产业的转型升级和新兴产业的培育,同时推动经济的可持续发展。在碳交易政策背景下,绿色技术创新成为企业降低碳排放成本、提升市场竞争力的重要途径。政府应加大对绿色技术创新的支持力度,包括财政补贴、税收优惠、研发资助等,并与数字化技术结合,为产业结构升级提供新动力。企业应主动拥抱绿色技术创新,将其作为提升核心竞争力的重要手段,加大研发投入,引进高端人才,实现在绿色技术领域的突破,推动产业结构向绿色化转型升级。

第三,拓展碳交易试点地区,因地制宜实施政策措施。不同地区的资源禀赋、产业结构、经济发展水平等存在显著差异,要拓展碳交易试点地区,在不同背景下探索碳交易政策的实施效果,积累多样化的经验,为碳交易市场的全面推广提供有力支撑。同时,不同试点地区可以根据自身特点,探索差异化的碳交易政策和措施。例如,针对资源禀赋的差异,能源资源丰富的地区可以重点发展清洁能源交易,而工业基础雄厚的地区可以探索工业碳减排的创新模式。针对产业结构的差异,高耗能产业集中的地区,可以适当收紧配额分配,倒逼产业转型升级;对清洁能源产业发达的地区,可以适当放宽配额分配,鼓励其进一步发展。针对经济发展水平的不平衡,支持试点地区探索富有地方特色的产业绿色化转型措施,中西部地区应积极发展生态旅游、绿色农业,东部地区要大力发展高端制造业、现代服务业。

第四,加强区域空间协同,发挥辐射带动作用。区域空间协同有助于打破地域壁垒,缩小区域发展差距,促进区域经济协调发展。通过建立区域协同减排机制,推动资源共享、优势互补,加强基础设施互联互通,可以有效提升整体减排效率,促进区域经济的绿色高质量发展。要发挥中心城市的辐射带动作用,建设绿色产业集群,推动技术交流合作,进一步放大区域协同的效果。要优化中国碳交易政策的空间格局,发挥其

空间溢出效应,推动区域间的协同减排,带动周边地区积极参与碳减排行动,形成区域联动的减排格局。◆

参考文献:

- [1]刘传明,孙喆,张瑾.中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(11):49-58.
- [2]曹翔,苏馨儿.碳排放权交易试点政策是否促进了碳中和和技术创新?[J].中国人口·资源与环境,2023,33(7):94-104.
- [3]蔡俊,骆丹娜,萧莘玥.碳排放权交易试点政策的减排效应分析:基于碳排放量和碳排放效率的视角[J].系统工程理论与实践,2024,44(9):2838-2858.
- [4]孟晓倩,吴传清.碳排放权交易试点政策与经济绿色转型[J].技术经济与管理研究,2024(4):108-113.
- [5]余谦,吴婷,覃一冬,等.碳排放权交易对试点地区绿色发展的影响及溢出效应:基于PSM-DID和SDID模型的实证分析[J].工业技术经济,2024,43(3):104-114.
- [6]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.
- [7]黄鑫,胡鞍钢.绿色生产力的理解向度、中国创新与实践展望:兼论新质生产力本身就是绿色生产力[J].北京工业大学学报(社会科学版),2025,25(1):56-67.
- [8]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.
- [9]徐蔼婷,陈镜如.新质生产力提升:数字经济与技术创新协同助力[J].山西财经大学学报,2024,46(12):1-15.
- [10]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.
- [11]邹克,刘翔,李细枚.科技金融发展的新质生产力生成效应与机制研究[J].金融经济研究,2024,39(6):3-18.
- [12]谷良俊,杨春清.产业结构升级培育县域新质生产力的理论和经验证据:以I县为例[J].技术经济与管理研究,2024(6):15-21.
- [13]孙博文.新质生产力背景下中国绿色创新能力评价:基于绿色技术创新能力、绿色技术创新辐射力和绿色创新制度支撑力的“三力”评价体系研究[J].生态经济,2024,40(7):44-56.
- [14]孙小婷,李敏.绿色技术创新、新质生产力与低碳经济高质量发展[J].统计与决策,2024,40(14):29-34.
- [15]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9):73-88.
- [16]杜明军.绿色金融对环境治理的政策效应及异质性识别[J].统计理论与实践,2023(4):10-20.

China's Carbon Trading Policy and the Development of New Quality Productivity: A Quasi-Natural Experiment Based on the Pilot Policy of Carbon Emission Rights Trading

Hou Jie, Li Tao

Abstract: Carbon trading policies hold significant practical significance for achieving a green and low-carbon economic transformation. Taking the carbon emission rights trading pilot as a natural experiment, based on the panel data of 30 provinces in China from 2008 to 2022, the Difference-in-Differences model was used to examine the impact, mechanism, and spatial spillover effects of China's carbon trading policies on the development of new quality productivity. The research shows that China's carbon trading policies have a positive promoting effect on the development of new quality productivity, and the results remain robust after a series of robustness tests. The test results of the influencing mechanism reveal that China's carbon trading policies can promote the development of new quality productivity through industrial structure upgrading and green technological innovation. The heterogeneity test results show that compared with the eastern region, China's carbon trading policies have a more obvious promoting effect on the development of new quality productivity in the central and western regions. The driving effect at the dimension level presents a pattern of "green productivity > technological productivity > digital productivity". Further analysis indicates that the impact of China's carbon trading policies on the development of new quality productivity has a spatial spillover effect. The implementation of carbon trading policies not only promotes the development of new quality productivity in the local area but also drives the development of new quality productivity in neighboring regions.

Key words: Carbon Trading Policy; New Quality Productivity; Difference-in-Differences Method; Spatial Durbin Model

(责任编辑:田雨)

中国农业高质量发展水平的统计测度及时空演变分析

王丙参¹ 韩润娥² 魏艳华¹

(1.天水师范大学 数学与统计学院,甘肃 天水 741001;2.天水师范大学 商学院,甘肃 天水 741001)

摘要:在碳减排视角下,基于保序主成分评价法从增长稳定、效率提升、绿色发展三个维度选取9个指标测度2011—2023年我国30个省(区、市)的农业高质量发展水平,探讨农业高质量发展水平的地区差异、空间聚集性与转移状态,并对农业进行偏离—份额分析。研究发现:(1)2011—2023年,江苏的农业高质量发展水平稳居第一;海南、上海、新疆、河南、天津、北京的排名进步较大;东中西三大地区、南北方的农业高质量发展水平均震荡提高,三大地区发展水平从东向西递减,南方发展水平高于北方。(2)我国农业高质量发展水平地区差异较为平均,主要取决于三大地区间差异,三大地区间省份依据农业高质量发展水平排序后交叉较少,南北方省份对应情况相反。(3)中国农业高质量发展具有空间集聚性,农业高质量发展水平划分的5个状态相对稳定,不存在跨级转移。(4)从经济角度看,农业相对于其他产业不具有比较优势。河北、辽宁、河南等省份为保障国家粮食安全作出了较大贡献,可给予适当财政转移支付。

关键词:农业高质量发展;碳排放;地区差异;偏离—份额分析

中图分类号:F32

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0048-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.005

一、引言

农业高质量发展既关系到民生福祉、国家粮食安全,也影响着经济社会的可持续发展、国际竞争力的提升,对推动我国从“农业大国”向“农业强国”转变具有重要意义。我国是农业大国,随着经济进入高质量发展阶段,农业也迈入高质量发展阶段(张建伟等,2022)^[1]。很多学者致力于农业高质量发展理论内涵、现实困境、实现路径、现代化水平及地区差异测算等方面的研究。李如潇和杨阳(2023)^[2]基于农业经济视角,从效率稳定、结构优化、绿色引领、可持续发展等维度选择22个指标构建农业高质量发展评价指标体系。陈洁梅和林曾(2023)^[3]基于循环经济视角,从六个方面选择28个指标构建农业循环经济高质量发展评价指标体系,基于SAR模型探讨了其驱动因素。近年,中国农业为满足持续增长需求,广泛使用农药、农膜、化肥等物资,导致农业资源滥用(田云和尹恣昊,

2022)^[4]、农业生态系统退化,并产生较多碳排放。过多的农业碳排放不仅对环境有负面影响,还直接关系到粮食安全、农业的可持续发展,对我国碳中和目标的实现影响较大(邓荣荣等,2023)^[5]。鉴于此,综合相关文献,基于碳减排视角,从增长稳定、效率提升、绿色发展三个方面选取9个核心指标度量农业高质量发展水平,其中绿色发展方面采用农用物资碳排放强度和农用能源碳排放强度指标。

确定农业高质量发展水平评价指标体系后,需要确定指标权重。主成分分析法应用广泛(陈洁梅和林曾,2023)^[3],但存在一定争议(叶明确和杨亚娟,2016)^[6],魏艳华等(2020)^[7]及其他学者对其改进、推广,使其适应范围更广。本文采用改进后的保序主成分评价法(王丙参等,2021)^[8]确定指标权重,更具合理性。随后,探讨农业高质量发展的时空演进特征,主要有:利用Dagum Gini系数对农业高质量发展水平的地区差异进

基金项目:甘肃省高校教师创新基金项目“数字经济赋能甘肃省农业农村现代化发展的路径研究”(2025B-156)。

作者简介:王丙参,男,博士,副教授,研究方向为社会经济统计;韩润娥,女,硕士,副教授,研究方向为农业经济;魏艳华,女,博士,副教授,研究方向为社会经济统计。

行空间分解(Dagum, 1997;李强谊和钟水映, 2016;魏艳华等, 2024)^[9-11]。采用莫兰指数研究农业高质量发展水平的空间聚集性。此外,马氏链模型可研究空间分布的转移规律(Gallo, 2004;蒲英霞等, 2005;李建等, 2014)^[12-14],故引入马氏链模型探讨农业高质量发展状态的转移规律。偏离—份额分析法广泛应用于经济学领域(杨灿和杨艳, 2019)^[15],比如产业竞争力(杨开忠等, 2021)^[16]、收入结构变化的区域比较等,可以探讨产业的相对优势及资源配置状况,且不同的偏离—份额分析具有不同的优势和劣势(杨书, 2021)^[17],因此基于三个偏离—份额分析模型探讨我国各省份农业是否具有相对优势,以及资源配置是否合理,为优化产业布局提供定量依据。

综上,本文的边际贡献在于:一是在碳减排视角下,从增长稳定、效率提升、绿色发展三方面构建了较为科学的农业高质量发展评价指标体系,并基于稳健的保序主成分评价法测度我国的农业高质量发展水平;二是进一步探寻了农业高质量发展水平的地区差异分解与空间聚集性,利用马氏链模型探讨农业高质量发展状态的转移规律;三是通过偏离—份额分析探讨不同省份农业发展的相对优劣,为提高农业生产效率和高质量发展水平提供政策依据。

二、研究方法与数据来源

(一)研究方法

1.保序主成分评价法

农业高质量水平得分采用保序主成分评价法(PECM)计算^[8]:综合得分 $Z_{\text{综合}}=w_{x1}X_1+w_{x2}X_2+\cdots+w_{xp}X_p$,其中,正向指标 $X=(X_1, X_2, \cdots, X_p)'$ 的权重 $w_{x1}, w_{x2}, \cdots, w_{xp}$ 是归一化向量, $w_i=\frac{\lambda_i}{\sum \lambda_i}, i=1, 2, \cdots, m, \lambda_i$ 与 μ_i 是 $\sum x=\text{cov}(X)$ 对应的特征值和特征向量,特征向量 u_i 应保证 $u_{i1}+u_{i2}+\cdots+u_{ip}\geq 0, m$ 是根据累积贡献率确定的主成分个数。

2. Dagum Gini 系数分解

假定农业高质量发展水平得分 $HQD_1, HQD_2, \cdots, HQD_n$ 分为 k 组,比如东、中、西三组或南、北两组, Dagum Gini 系数可分解为:

$$G=\frac{1}{2n^2HQD}\sum_{i=1}^n\sum_{r=1}^n|HQD_i-HQD_r|=G_w+G_{nb}+G_t \quad (1)$$

组内 Gini 系数 G_w 、组间 Gini 系数净贡献 G_{nb} 、组间超变密度贡献 G_t 的具体含义及计算方法见文献^[9-11]。

3.莫兰指数

假定省份 $s_1, s_2, \cdots, s_n$ 的农业高质量发展水平得分为 $HQD_1, HQD_2, \cdots, HQD_n$,则全局莫兰指数(李强谊和

钟水映, 2016)^[10]为:

$$MI=\frac{\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^nW_{ij}(HQD_i-\overline{HQD})(HQD_j-\overline{HQD})}{s^2\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^nW_{ij}}\in[-1, 1] \quad (2)$$

其中, $\overline{HQD}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^nHQD_i, s^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(HQD_i-\overline{HQD})^2$ 。

$(W_{ij})_{n \times n}$ 为空间权重矩阵,主要采用 $W_{ij}=\begin{cases} 1, i, j \text{ 相邻} \\ 0, i, j \text{ 不相邻} \end{cases}$;

W_2 以省会(比如南京)经纬度代替省份(江苏)位置,将 $(1/d_{ij}^2)_{n \times n}$ 按行归一化,其中 $(d_{ij})_{n \times n}$ 为省会间球面距离矩阵。 $MI>0$ 表示空间正相关(相似农业高质量发展水平得分趋于空间集聚)。

4.马氏链模型

齐次马氏链 $X=\{X_t, t \in N\}$ 是时间、状态离散的 Markov 过程,需要将连续的农业高质量发展水平离散化为 k 个状态,即 $S=\{1, 2, \cdots, k\}$ 。农业高质量发展水平状态间的转移规律用转移概率矩阵 $P_{k \times k}$ 刻画,计算相应状态分布,近似地刻画地区农业高质量发展水平的演变过程。

5.偏离—份额分析

设产业变量的初始观测数据为 $(X_{ij})_{p \times n}$,期末观测数据为 $(X'_{ij})_{p \times n}, p$ 表示产业个数, n 表示地区个数,则 $r_{ij}=\frac{X'_{ij}-X_{ij}}{X_{ij}}$ 表示 j 地区第 i 产业增长率, $X_{i.}=\sum_j X_{ij}$ 表示第 i 产业初始值, $r_i=\frac{X'_{i.}-X_{i.}}{X_{i.}}$ 表示第 i 产业增长率, $X=\sum_i X_{i.}$ 表示整体经济(所有地区的所有产业)初始值, $r=\frac{X'-X}{X}$ 表示经济增长率。

(1)偏离—份额分析法(SSA)

$$G_{ij}=X'_{ij}-X_{ij}=X_{ij}r+X_{ij}(r_i-r)+X_{ij}(r_j-r)=N_{ij}+P_{ij}+D_{ij} \quad (3)$$

其含义为:经济增长量=份额分量+结构偏离分量+竞争力偏离分量。当所有 $P_{ij}>0$ (即 $r_i-r>0$)时,则第 i 产业相对所有产业具有优势;当 $D_{ij}>0$ 时,则 j 地区第 i 产业具有优势,更有竞争力。

(2)空间拓展偏离—份额分析法(SESSA)

根据地理学第一定律(杨开忠等, 2021;杨书, 2021)^[16-17],任何事物间均相关,在给定其他条件下,距离(可指地理距离,也可指经济距离)越近,相关性越高。有学者认为,地区A邻近地区的经济对地区A的影响要比地区A所在大区(即整体,比如国家)对地区A的影响大,故提出空间拓展 SSA,即在传统 SSA 中结合了空间因素,引入空间修正的增长速度

$r_{ij}=r+(r_{ij}^v-r)+(r_{ij}-r_{ij}^v)$,将SSA中 r_i 换为 r_{ij}^v 就是SESSA。

$r_{ij}^v=\frac{\sum_{k\in v}w_{jk}X'_{ik}-\sum_{k\in v}w_{jk}X_{ik}}{\sum_{k\in v}w_{jk}X_{ik}}$ 为空间增长速度,其中 v 为 j 地区的邻域, w_{jk} 为空间权重,主要依据地理变量计算。为便于区分,记为:

$$G_{ij}=X'_{ij}-X_{ij}=X_{ij}r+X_{ij}(r_{ij}^v-r)+X_{ij}(r_{ij}-r_{ij}^v)=N_{ij}+P'_{ij}+D'_{ij} \quad (4)$$

(3)Esteban-Marquillas 偏离—份额分析法(EMSSA)

将SSA中 D_{ij} 再分解为两项,即:

$$G_{ij}=N_{ij}+P_{ij}+D''_{ij}+L''_{ij}=X_{ij}r+X_{ij}(r_i-r)+H(r_{ij}-r_i)+(X_{ij}-H)(r_{ij}-r_i) \quad (5)$$

其含义为:经济增长量=份额分量+结构偏离分量+竞争力偏离分量+分配偏离分量。

公式的后三项表示偏离总效应。其中, j 表示地区, i 表示产业, $H=X_{\cdot j}\frac{X_{\cdot i}}{X}$ 为同位变量,表示假设按照整体(即全国)第 i 产业同样结构模式所确定的 j 地区第 i 产业在基期的量, $X_{\cdot j}=\sum_i X_{ij}$ 。 N_{ij} 、 P_{ij} 的含义与SSA相同。当 $N_{ij}>0$ 时,则 j 地区第 i 产业有增长优势;当 $P_{ij}>0$ 时,则第 i 产业相对所有产业具有优势;当 $D''_{ij}>0$ 时,则 j

地区第 i 产业具有优势。当 $L''_{ij}>0$ 且 $r_{ij}-r_i>0$ 时,则资源向优势产业集中,配置合理;当 $L''_{ij}>0$ 且 $r_{ij}-r_i<0$ 时,则资源从劣势产业离散,配置合理;当 $L''_{ij}<0$ 且 $r_{ij}-r_i<0$ 时,则资源向优势产业离散,配置不合理;当 $L''_{ij}<0$ 且 $r_{ij}-r_i>0$ 时,则资源向劣势产业集中,配置不合理^[18]。

(二)数据来源

囿于数据的可得性,本文的研究对象是我国除西藏和港澳台外的30个省(区、市),数据来源为国家统计局官网、各省(区、市)2012—2024年的统计年鉴及《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》。

三、农业高质量发展水平综合评价

(一)农业高质量发展水平评价指标体系

根据稳健性、易得性、简洁性等原则,参考相关文献^[1-4],从增长稳定、效率提升、绿色发展三个维度选取9个核心二级指标测度农业高质量发展水平,见表1。本文的研究对象是我国除西藏和港澳台外的30个省(区、市),评价目的是测度30个省(区、市)的农业高质量发展水平,故需要将总量指标转化为水平指标。为增加纵向可比性,对货币度量指标进行价格平减,即第一产业GDP增加值(GDP1)、农林牧渔业增加值采用

表1 农业高质量发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	符号	计算公式	单位	属性	权重	CCR
稳定 增长	单位面积粮食产量	X1	粮食产量/粮食播种面积	吨/公顷	+	0.146	0.324
	农业灌溉水平	X2	有效灌溉面积/农作物播种面积	%	+	0.049	0.501
	农业机械化水平	X3	机械总动力/农作物播种面积	千瓦/公顷	+	0.094	0.646
	农业服务水平	X4	农林牧渔业服务业增加值/农林牧渔业增加值	%	+	0.194	0.748
效率 提升	劳动产出效率	X5	GDP1/第一产业从业人员	亿元/万人	+	0.100	0.843
	土地产出效率	X6	农业总值/农作物播种面积	亿元/公顷	+	0.084	0.904
	资本产出效率	X7	GDP1/第一产业资本存量	—	+	0.129	0.952
绿色 发展	农用物资碳排放强度	X8	农用物资碳排放量/农林牧渔业增加值	吨/亿元	—	0.061	0.977
	农用能源碳排放强度	X9	农用能源碳排放量/农林牧渔业增加值	吨/亿元	—	0.143	1.000

注:CCR为保序主成分评价法中的累积贡献率。

各省(区、市)第一产业GDP增加值、农林牧渔业价格平减指数平减。

增长稳定。在国家严守18亿亩耕地红线的大背景下,单位面积粮食产量是农业高质量发展的核心指标,是多种因素综合作用的结果,体现了土地产出效率;农业灌溉水平可反映应对干旱天气对农作物影响的能力,故采用有效灌溉面积/农作物播种面积度量;农业机械化水平可以降低成本,提高工作效率,是保持

农业高质量发展的重要措施;农业服务业为农林牧渔业生产活动提供各种支持性服务,采用(农林牧渔业增加值-第一产业GDP增加值)/农林牧渔业增加值度量,并将其称为农业服务水平。仅从取值范围看,农业服务水平不是越高越好,但在当前形势下可将其视为正向指标,因为农民会通过经济收益来影响此指标的取值。

效率提升。效率提升是高质量发展的直接体现,

农业投入主要有人力、土地、资本三项。农林牧渔业增加值等于第一产业GDP增加值(记作GDP1)+农林牧渔相关服务业增加值,而农林牧渔相关服务业增加值通常较小。为便于计算,劳动产出效率、资本产出效率采用第一产业相关指标代替;土地产出效率采用农业总值/农作物播种面积度量,因为林业、牧业、渔业的占地面积难以度量,且农业增加值采用农业总值(指农林牧渔中的狭义农业,而非广义农业)代替。

绿色发展。传统的绿色发展评价常采用农药、农膜、化肥、能源等使用强度,及农业水土流失治理率、农村森林覆盖率等指标,本文采用碳排放强度作为绿色发展的评价指标。农业碳排放源很多,水稻种植、畜牧业养殖等是因为各地区地理环境导致的分工不同,故本文只考虑农用物资、农用能源对环境的影响。农用物资碳排放具体考察化肥(0.896 kgCO₂/kg)、农药(4.9341 kgCO₂/kg)、农膜(5.18 kgCO₂/kg)产生的碳排放;农用能源碳排放主要关注农用柴油(0.593 kgCO₂/kg)、农林牧渔汽油(0.554 kgCO₂/kg)及煤炭(0.756 kgCO₂/kg)等能源产生的碳排放(田云和尹忞昊,2022)^[4]。碳排放量的计算公式为: $TC = \sum_i C_i \times \delta_i$,即碳源乘以碳排放系数之和。综上,引入农用物资碳排放强度、农用能源碳排放强度两个评价指标。农用物资碳排放强度本质上是化肥、农药、农膜以碳排放系数加权构成的合成指标,农业能源碳排放强度与之类似。

(二)各省(区、市)农业高质量发展水平测算

为使评价结果具有纵向可比性,采用全局保序PCEM,即将13年的评价对象合并看作截面数据进行评价:

第一步,对正、负向指标进行无量纲化:

$$\text{正向指标: } x_{ij}^* = a + (1-a) \frac{x_{ij} - x_{j \min}}{x_{j \max} - x_{j \min}} \quad (6)$$

$$\text{负向指标: } x_{ij}^* = a + (1-a) \frac{x_{j \max} - x_{ij}}{x_{j \max} - x_{j \min}}, \quad (7)$$

其中, $a=0.01$ 。表明农业高质量发展水平综合得分是相对得分,只代表自身在所有评价省(区、市)中的相对位置。

第二步,将13年的30个省(区、市)合并,看作390个评价对象,直接运用保序PCEM计算农业高质量发展水平得分。由于篇幅限制,对2011—2023年的结果只展示部分年份,见表2。

2011—2023年,江苏农业高质量发展水平稳居全

国第一;排名进步较大的有海南、上海、新疆、河南、天津、北京。从近两年看,排名前8的是江苏、山东、海南、上海、河北、浙江、福建、新疆;排名靠后的有内蒙古、青海、黑龙江、甘肃、云南;农业大省河南排名在第10—17位波动,四川排名在第15—22位波动,值得重点关注,因为这两个省的农林牧渔业增加值较大,对我国农业高质量发展具有重要影响。

表2 农业高质量发展水平测算结果

省份	2011年	2014年	2017年	2020年	2021年	2022年	2023年
江苏	0.567	0.580	0.592	0.626	0.626	0.632	0.654
山东	0.490	0.510	0.518	0.588	0.602	0.611	0.633
海南	0.415	0.476	0.518	0.603	0.612	0.623	0.632
上海	0.400	0.397	0.408	0.499	0.534	0.592	0.590
河北	0.453	0.464	0.468	0.535	0.561	0.579	0.589
浙江	0.429	0.452	0.473	0.539	0.558	0.573	0.581
福建	0.443	0.466	0.461	0.541	0.553	0.557	0.566
新疆	0.397	0.432	0.452	0.513	0.528	0.547	0.560
湖南	0.450	0.430	0.436	0.465	0.474	0.521	0.554
湖北	0.391	0.402	0.431	0.484	0.493	0.522	0.533
河南	0.384	0.399	0.433	0.487	0.490	0.504	0.530
广东	0.465	0.445	0.442	0.491	0.501	0.513	0.528
辽宁	0.432	0.498	0.505	0.511	0.506	0.526	0.521
天津	0.332	0.379	0.410	0.489	0.505	0.508	0.519
安徽	0.404	0.408	0.429	0.461	0.477	0.491	0.504
江西	0.427	0.404	0.413	0.445	0.445	0.474	0.494
北京	0.296	0.342	0.414	0.554	0.541	0.508	0.462
吉林	0.388	0.406	0.419	0.421	0.415	0.448	0.457
广西	0.383	0.383	0.384	0.403	0.421	0.426	0.433
宁夏	0.333	0.366	0.381	0.438	0.429	0.427	0.427
陕西	0.354	0.357	0.368	0.397	0.405	0.412	0.421
四川	0.378	0.399	0.404	0.408	0.404	0.413	0.411
山西	0.259	0.293	0.278	0.342	0.347	0.361	0.378
贵州	0.299	0.279	0.307	0.336	0.341	0.360	0.374
重庆	0.207	0.299	0.321	0.360	0.358	0.373	0.372
内蒙古	0.186	0.225	0.221	0.322	0.328	0.348	0.370
青海	0.332	0.319	0.337	0.356	0.361	0.363	0.365
黑龙江	0.294	0.287	0.305	0.335	0.326	0.354	0.363
甘肃	0.320	0.342	0.288	0.339	0.347	0.355	0.362
云南	0.237	0.261	0.273	0.293	0.293	0.308	0.318

整体而言,多数省(区、市)的农业高质量发展水平震荡提升,包括2020—2022年疫情期间,从侧面表明新冠疫情虽然对经济、生活等影响很大,但对农业高质量发展的影响不明显。另外,我国第一产业GDP增加值资本产出效率呈下降趋势,出现较严重的资本过剩

现象,而农业发达国家的第一产业GDP增加值资本产出效率一般趋于稳定,表明我国的农业高质量发展还有较大提升空间。

(三)农业高质量发展水平地区差异的空间分解
中国东、中、西三大地区及南北方^①的农业高质量

发展水平对应的 Dagum Gini 系数进行分解^[9-10],见表3。

2011—2023年全国Gini系数从0.126震荡下降到0.112。整体看,我国农业高质量发展水平地区差异较为平均,显著小于经济发展水平的地区差异^[8],可

表3 农业高质量发展水平的Dagum Gini系数空间分解

时期	总体	三大地区划分									南北方划分					
		组内			组间			贡献率(%)			组内		组间	贡献率(%)		
		东	中	西	东-中	东-西	中-西	G_w	G_{nb}	G_t	南	北	南-北	G_w	G_{nb}	G_t
2011年	0.126	0.088	0.086	0.122	0.105	0.173	0.132	26.7	58.5	14.8	0.112	0.114	0.140	46.1	32.5	21.4
2012年	0.126	0.083	0.080	0.124	0.105	0.178	0.130	25.9	61.3	12.9	0.115	0.113	0.138	46.7	27.4	25.9
2013年	0.129	0.084	0.082	0.129	0.111	0.180	0.132	26.0	59.7	14.3	0.116	0.120	0.141	46.7	28.2	25.1
2014年	0.114	0.076	0.066	0.103	0.109	0.163	0.106	24.8	63.8	11.4	0.102	0.112	0.123	47.5	26.9	25.6
2015年	0.112	0.071	0.061	0.107	0.104	0.161	0.104	24.7	65.4	10.0	0.104	0.104	0.120	47.8	27.8	24.4
2016年	0.109	0.067	0.063	0.103	0.099	0.157	0.104	24.6	65.9	9.5	0.101	0.105	0.115	48.4	25.2	26.3
2017年	0.114	0.063	0.072	0.105	0.101	0.168	0.116	23.5	67.7	8.8	0.098	0.122	0.123	47.8	28.5	23.8
2018年	0.120	0.054	0.075	0.111	0.109	0.182	0.120	21.8	71.1	7.1	0.102	0.130	0.129	47.8	29.3	22.9
2019年	0.111	0.048	0.071	0.084	0.111	0.175	0.102	19.7	74.1	6.1	0.106	0.101	0.118	48.2	27.4	24.4
2020年	0.113	0.045	0.070	0.085	0.116	0.180	0.101	19.1	74.8	6.1	0.108	0.108	0.118	48.9	21.7	29.4
2021年	0.116	0.042	0.075	0.085	0.122	0.184	0.104	18.6	74.7	6.7	0.110	0.110	0.122	48.6	23.4	28.0
2022年	0.112	0.045	0.073	0.079	0.105	0.181	0.110	18.8	75.1	6.1	0.106	0.102	0.119	48.0	27.1	24.9
2023年	0.112	0.055	0.077	0.075	0.099	0.178	0.115	20.1	72.6	7.3	0.106	0.096	0.121	47.2	30.2	22.6

能是因为农业发展受自然规律限制,粮食亩产量不可能像经济水平一样持续增长,但是以江苏、山东等为代表的农业高质量发展地区的经验仍值得低水平地区借鉴。

从东、中、西部地区看,西部地区的Gini系数从0.122震荡下降到0.075,显著高于东部地区的Gini系数;中部地区与西部地区的Gini系数比较接近,且都呈现下降趋势。我国农业高质量发展水平的地区差异主要取决于三大地区间差异,组间净贡献率 G_{nb} 从2011年的58.5%震荡上升到2023年的72.6%,在2022年达到最高值(75.1%),东、西部的农业高质量发展水平地区差异最大,组间超变密度 G_t 贡献率从14.8%震荡下降到7.3%,表明三大地区间省(区、市)依据农业高质量发展水平排序后交叉较少。

从南、北地区看,2011—2023年北方农业高质量发展水平地区差异与南方对应地区差异不大,Gini系数在0.1附近震荡。组内差异贡献率 G_w 在2011年高达46.1%,震荡上升到2023年的47.2%,组间超变密度 G_t 贡献率最低为21.4%,即南、北方省(区、市)依据农业高质量发展水平排序后交叉严重。

①东、中、西三大地区划分见国家统计局官网;山东、河南、陕西、甘肃、青海、新疆及秦岭—淮河一线以北的16个省(区、市)为北方,其余为南方。

(四)三大地区、南北方及全国农业高质量发展水平测算

测算三大地区、南北方及全国的农业高质量发展水平:假定地区A包含 n_A 个省(区、市),对应得分为 $HQD_1, HQD_2, \dots, HQD_{n_A}$,归一化权重为 $p_1, p_2, \dots, p_{n_A}$,则地区A的农业高质量发展水平得分 $HQD_A = \sum_{i=1}^{n_A} p_i HQD_i$ 。

三大地区、南北方及全国对应的农业高质量发展水平综合得分及排名见表4。

从三大地区看,2011—2023年三大地区的农业高质量发展水平震荡提高,东部地区(0.472→0.592)最高,中部地区(0.388→0.499)次之,西部地区(0.324→0.409)最低,与经济发展水平、人口密度一致,本质上是由地理环境决定的。东部地区经济较为发达;中部地区虽然适合发展农业,是我国主要粮食产区,但经济基础和科技水平有限,导致其农业发展质量不如东部地区;西部地区地貌复杂,气候干旱,对农业发展有较大限制。

从南北地区看,南方的农业高质量发展水平显著高于北方,且二者都呈震荡上升趋势。

表4 三大地区、南北方与全国农业高质量发展水平测算结果

地区	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
东部地区	0.472	0.478	0.485	0.491	0.497	0.504	0.499	0.526	0.538	0.555	0.566	0.578	0.592
中部地区	0.388	0.388	0.391	0.390	0.398	0.411	0.410	0.426	0.439	0.449	0.453	0.480	0.499
西部地区	0.324	0.325	0.330	0.344	0.347	0.355	0.351	0.358	0.377	0.384	0.390	0.402	0.409
南方	0.422	0.421	0.427	0.431	0.437	0.446	0.443	0.463	0.475	0.484	0.491	0.506	0.522
北方	0.363	0.374	0.374	0.386	0.387	0.399	0.391	0.401	0.422	0.438	0.445	0.463	0.472
全国	0.405	0.408	0.412	0.418	0.423	0.432	0.428	0.445	0.460	0.471	0.478	0.494	0.508

整体看,全国农业高质量发展水平震荡上升,从2011年的0.405上升到2023年的0.508,仅有2017年下降。经济发展水平可以保持几十年持续提高,但农业发展会遵循一定的自然规律,受地理环境、自然灾害等影响显著,偶尔出现下降是合理的。

(五)农业高质量发展水平的空间集聚性分析

2011—2023年全国农业高质量发展水平的莫兰指数见表5,首尾两年的莫兰散点图(采用 W_1)的四个象限所包含省(区、市)见表6。

2011—2023年, W_1 对应的莫兰指数 ≥ 0.283 ,在1%的水平下都通过了显著性检验; W_2 对应的莫兰指数 ≥ 0.120 ,在5%及以上的显著性水平下仅有2014—2016年没有通过检验,表明我国农业高质量发展呈现空间聚集现象。 W_2 虽然考虑了30个省(区、市)间的地理位置,比较全面,但没有 W_1 适合度量农业高质量发展的空间关系,因此,下文空间分析以 W_1 为准。可能是因为,农业高质量发展与产业结构优化升级等的空间聚集性存在一定的逻辑差异,前者主要取决于地理环境对农业生产的自然影响,后者主要因空间距离而产生“虹吸”或“扩散”效应的综合影响,且 W_1 更适合地理环境的相关性。四个象限在2011年、2023年的相同省

(区、市)个数为24,占比为80%,变化较小,即农业高质量发展水平分布变化较小;2011年、2023年局部正相关省(区、市)占比分别为60.0%、83.3%。可见,中国30个省(区、市)的农业高质量发展趋于空间集聚,因为农业发展的基础是地理环境,而地理环境的变化具有一定的连续性。

(六)农业高质量发展水平的马氏链分析

我国30个省(区、市)的农业高质量发展水平比较密集,将其分类更便于经济学解释。借鉴蒲英霞等(2005)^[13]、李健等(2014)^[14]的做法,将中国农业高质量发展水平划分为5种状态,从低到高,依次记为1(低于均值 μ 的70%)、2(位于 μ 的70%—90%)、3(位于 μ 的90%—110%)、4(位于 μ 的110%—130%)、5(高于 μ 的130%),区间左开右闭,依次称为低水平、中低水平、中水平、中高水平、高水平,故状态空间 $S = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ 。下面采用年度评价结果对农业高质量发展水平进行马氏链分析。

第一步,根据农业高质量发展水平确定30个省(区、市)的自身状态与环境状态:

2011—2023年,江苏自身状态(即自身农业高质量发展水平所处状态)是5,环境状态(邻近地区农业

表5 莫兰指数

权重\时间	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
W_1	0.303	0.292	0.283	0.286	0.317	0.284	0.313	0.363	0.462	0.452	0.489	0.481	0.470
p	0.006	0.008	0.009	0.009	0.004	0.009	0.005	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
W_2	0.166	0.157	0.145	0.120	0.134	0.108	0.143	0.142	0.233	0.214	0.248	0.269	0.276
p	0.025	0.032	0.044	0.085	0.058	0.109	0.047	0.048	0.003	0.006	0.002	0.001	0.001

表6 30个省(区、市)的象限分布

类别	2011年	2023年	相同
第一象限(H-H)	沪、苏、浙、皖、闽、赣、鲁、豫、粤、琼	津、冀、沪、苏、浙、皖、闽、赣、鲁、豫、粤、琼	10
第二象限(L-H)	京、津、渝	京	1
第三象限(L-L)	晋、蒙、黑、贵、云、陕、甘、青、宁	晋、蒙、吉、黑、桂、渝、川、贵、云、陕、甘、青、宁	9
第四象限(H-L)	冀、辽、吉、鄂、湘、桂、川、新、	辽、鄂、湘、新	4

高质量发展水平根据 W_i 的加权和所处状态)是4,主要是因为江苏的农业高质量发展水平常年稳居第一,而邻近的上海、山东、浙江的农业高质量发展水平也很高,仅有安徽的农业高质量发展水平为中等。浙江自身状态是4,环境状态也是4。上海自身状态是3或4,环境状态是5或4,这表明东部沿海已经形成良性循环。西部地区属于农业高质量发展水平较落后地区,自身状态、环境状态都较低,其周边增长中心辐射、带动作用很有限,政府应加大扶持力度,防止这些地区农业高质量发展水平的下降。

第二步,估计转移概率矩阵:

根据 $30 \times (13-1)=360$ 次状态转移估计转移概率矩阵 $P=(p_{ij})_{5 \times 5}$, 即 $\hat{p}_{ij}=\frac{n_{ij}}{n_i}$, 其中 n_{ij} 为从 t 到 $t+1$ 期由状态 i 转移到 j 的省(区、市)转移次数, $n_i=\sum_j n_{ij}$, 转移概率矩阵见表7。

表7 转移概率矩阵 P

状态	频数	空间相邻权重矩阵				
		1	2	3	4	5
1	25	0.840	0.160	0.000	0.000	0.000
2	88	0.011	0.943	0.045	0.000	0.000
3	131	0.000	0.038	0.916	0.046	0.000
4	92	0.000	0.000	0.065	0.902	0.033
5	24	0.000	0.000	0.000	0.083	0.917

转移概率矩阵 P 可反映各省(区、市)农业高质量发展水平分布的动态变化,也可反映各省(区、市)农业高质量发展水平在全国分布中的相对位置变动。

P 对角线最小值为 $p_{11}=0.840$, 最大值为 $p_{22}=0.943$, 表明5种状态自身相对稳定,各省(区、市)保持期初状态的概率最低为0.840,路径依赖特征使省际农业高质量发展水平状态转换较难,需要加大宏观调控力度,以解决固化问题。

状态1会以较大概率(0.160)提升到状态2,而状态2、3、4、5很难自己改变,需要多措并举、系统推进以打破低水平固化。

四、农业的偏离—份额分析

对我国30个省(区、市)的农业进行偏离—份额分析,基期为2011年,当期为2023年,即将我国产业分为农业、非农业,则农业偏离—份额分析对应的结果见表8。

由于 $r_i-r=-0.12$, 故农业相对非农业不具有比较优

势。根据SSA方法,山西、内蒙古、黑龙江、福建、湖北、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆的农业具有相对优势,4个直辖市的农业不具有相对优势。农业大省河北、辽宁、河南、吉林、江苏、山东、浙江、安徽、湖南的农业不具有相对优势。

相对SSA方法,从SESSA方法看,天津、安徽相对自身邻居而言,农业发展具有相对优势。

根据EMSSA方法,北京、天津、上海、湖北、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、山西、内蒙古、黑龙江、福建的资源配置较为合理。河北、辽宁、河南等省份存在资源从优势产业转移等问题,为保障国家粮食安全作出了较大贡献,建议给予这些地区适当财政转移支付。

五、结论与建议

(一)研究结论

在碳减排视角下,从增长稳定、效率提升、绿色发展三方面选取9个核心指标度量农业高质量发展水平,探讨农业高质量发展水平的地区差异分解与空间聚集性,利用空间马氏链探讨空间环境对农业高质量发展状态转移的影响,并通过偏离—份额分析法探讨不同省(区、市)农业发展的相对优劣,得出如下结论:

第一,2011—2023年,江苏的农业高质量发展水平始终处于领先水平;排名进步较大者有海南、上海、新疆、河南、天津、北京;东、中、西三大地区的农业高质量发展水平都震荡提高,且从东向西递减;南方的农业高质量发展水平显著高于北方,且二者都震荡上升。

第二,我国农业高质量发展水平地区差异较为平均,主要取决于三大地区间差异。西部地区的地区差异显著高于东部地区的地区差异,三大区域间各省(区、市)依据农业高质量发展水平排序后交叉较少;北方的农业高质量发展水平地区差异与南方对应地区的差异接近,南北方省(区、市)依据农业高质量发展水平排序后交叉严重。

第三,中国30个省(区、市)的农业高质量发展水平趋于空间集聚,主要取决于地理环境的空间相关性。5种状态相对稳定,跨级转移概率较小,各省(区、市)保持状态不变的概率很高,即路径依赖特征使省际农业高质量发展水平状态转换较难。

第四,从经济角度看,农业相对其他产业不具有优势。河北、辽宁、河南等省份为保障国家粮食安全作出了较大贡献,可给予适当财政转移支付。

表8 农业的偏离—份额分析结果

地区	G_{ij}	N_{ij}	P_{ij}	D_{ij}	P'_{ij}	D'_{ij}	D''_{ij}	L''_{ij}	$r_{ij}-r_i$
北京	-11.50	182.00	-15.38	-178.12	-76.31	-117.19	-884.01	705.89	-1.43
天津	151.70	192.37	-16.25	-24.42	-88.36	47.69	-41.23	16.81	-0.19
河北	2134.20	3744.02	-316.34	-1293.48	-1218.98	-390.84	-416.90	-876.58	-0.50
山西	878.70	783.95	-66.24	160.99	-206.11	300.86	91.99	69.00	0.30
内蒙古	1612.20	1603.54	-135.49	144.15	-269.03	277.69	38.79	105.36	0.13
辽宁	1159.30	2229.73	-188.39	-882.04	-732.81	-337.63	-361.72	-520.32	-0.58
吉林	783.70	1400.21	-118.31	-498.20	-144.78	-471.73	-154.88	-343.32	-0.52
黑龙江	2392.30	1926.06	-162.74	628.98	-389.76	856.01	139.33	489.65	0.48
上海	-12.90	172.07	-14.54	-170.43	-53.71	-131.26	-929.76	759.33	-1.45
江苏	2838.60	3696.84	-312.35	-545.89	-1286.64	428.40	-332.25	-213.64	-0.22
浙江	1053.80	1961.99	-165.77	-742.42	-353.27	-554.92	-578.35	-164.07	-0.55
安徽	2066.70	2418.31	-204.33	-147.28	-662.48	310.87	-46.99	-100.29	-0.09
福建	1874.40	1924.45	-162.60	112.55	-349.73	299.68	44.00	68.55	0.09
江西	1389.50	1735.73	-146.65	-199.57	-171.56	-174.67	-66.09	-133.49	-0.17
山东	3230.30	5168.92	-436.73	-1501.89	-1603.88	-334.74	-646.93	-854.95	-0.42
河南	2977.00	4663.67	-394.04	-1292.62	-939.56	-747.11	-422.52	-870.11	-0.40
湖北	3233.50	3050.49	-257.74	440.75	-443.73	626.74	127.93	312.82	0.21
湖南	2723.10	3140.91	-265.38	-152.42	511.70	-929.51	-43.72	-108.71	-0.07
广东	3277.10	3293.11	-278.24	262.23	-123.26	107.25	189.95	72.29	0.12
广西	2729.10	2446.79	-206.73	489.04	652.68	-370.37	97.66	391.39	0.29
海南	937.00	780.59	-65.95	222.36	-3.79	160.21	31.33	191.03	0.42
重庆	1399.50	962.74	-81.34	518.11	134.44	302.32	198.94	319.16	0.79
四川	3708.50	3541.57	-299.23	466.16	2361.37	-2194.44	121.67	344.50	0.19
贵州	2394.70	913.95	-77.22	1557.97	141.58	1339.17	293.61	1264.36	2.49
云南	2975.50	1628.08	-137.56	1484.98	455.24	892.19	332.52	1152.46	1.33
陕西	1721.10	1445.35	-122.12	397.87	-40.17	315.92	139.60	258.27	0.40
甘肃	1059.60	732.82	-61.92	388.69	55.01	271.76	107.23	281.47	0.77
青海	250.10	197.05	-16.65	69.70	20.18	32.87	20.48	49.23	0.52
宁夏	269.40	232.39	-19.64	56.64	37.56	-0.55	19.44	37.20	0.36
新疆	1616.20	1516.77	-128.15	227.58	619.57	-520.14	50.73	176.86	0.22

(二)对策建议

基于以上结论,为更好地推动农业高质量发展,结合我国各地区发展实际,本文提出如下建议:

第一,以融合发展理念推动省域农业互融互补。各省(区、市)应立足当地特点,在优化农业布局的基础上加强区域融合。受自然条件限制少且基础较好的东部、中部地区,应针对现代化农业高质量发展过程中的薄弱环节,积极吸引社会资本,为建立区域融合机制夯实基础,同时通过创新产出机制,提高产出效率,为健全区域融合机制提供保障;基础较弱的西部地区要稳

步推进农业的提质增效。基于建设全国统一大市场的考虑,需要以一体化的举措提高各省(区、市)的政策协同,建立农业和非农产业融合发展机制,消除要素顺畅流通的阻滞,破除具有隐蔽性的区域壁垒,疏通农产品跨区域流动的运输障碍、检验障碍,防止以执行当地政策之名行地方保护之实。

第二,发挥现代农业科技在碳减排中的核心效应。科技融入农业的过程,是要素投入生产的过程,也是科技推动农业碳减排的过程。应通过现代农业科技创新,促进农业内生增长,推动农业现代化,提高农业

生产效率和质量,进而推动农业碳减排,同时农业大省应积极发挥科技引领和辐射作用。着力提升农业机械化水平,推动农机装备信息化转型,建设高标准农田,充分利用数字化技术发展智慧农业和农业生产性服务业,加快推广智慧农场、智慧果园的成熟经验,降低农业碳排放。通过财政补贴、信贷贴息和税收减免等优惠政策吸引社会资本的投入,注重发挥农业主体在劳动、土地等要素投入产出上的主导地位,促进效率提升。通过农业生产过程中化肥、农药、农膜等精准用料,减少资源投入,加强废弃物循环利用,达到节约资源、保护环境的目的。

第三,发展匹配当地资源承载力的特色农业。排名靠前的地区应发挥先进经营理念与优势规模农业的示范带动作用,充分将工业化理念推广到农业高质量发展中,通过机械化、标准化等方式,引领现代农业产业结构调整。排名靠后的地区应立足区域资源禀赋,根据当地生态环境承载力,侧重耕地、林地资源的自我恢复和可持续发展,着眼于旱作杂粮、牛羊繁育、蛋奶制品、订单种业等方向,提高特色农业产值在农业总产值中的比重,构建现代农业生态体系。同时通过地理标志认证、原产地标识、有机农产品认证等方式,形成具有地域特色的农产品品牌。另外,应充分挖掘当地农村文化特色,加强与农业经营与创意体验、健康养老等低碳、绿色业态的有效衔接,提升农业附加产出。

第四,推动农业全产业链在延展中转型优化。缩小农业省域差距,延展农业产业链,使其高度契合现代农业高质量发展的现实需要。注重全产业链系统化,立足业务关联度,引导农业企业及农户积极参与农业产业链分工,提升产业链条延伸性,从推动农产品生产、加工、包装、流通、销售、物流配送等各个环节系统推进全产业链条转型升级。注重全产业链标准化,以绿色低碳为导向,在产业布局、技术规范、质量控制、品牌培育、服务配套等方面形成明确的产业标准,培育行业标准引领者,带动区域农业产业整体迭代转型。注重全产业链现代化,推广物联网、人工智能应用场景,促进涉农数据的互联互通,构建全链条数字化追溯体系,提高大数据等现代信息技术对农业的渗透率,全面推动农业产业链现代化。◆

参考文献:

- [1]张建伟,曾志庆,李国栋.中国农业经济高质量发展水平测度及其空间差异分析[J].世界农业,2022(10):98-110.
- [2]李如潇,杨阳.中国农业高质量发展水平测度[J].统计与决策,2023,39(14):99-103.
- [3]陈洁梅,林曾.中国农业循环经济高质量发展水平测度及驱动因素分析[J].经济问题探索,2023(10):85-97.
- [4]田云,尹忞昊.中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应[J].中国农村经济,2022(3):104-127.
- [5]邓荣荣,肖湘涛,刘凡璠.公平和效率双重视角下中国粮食主产区农业碳排放研究[J].调研世界,2023(6):14-25.
- [6]叶明确,杨亚娟.主成分综合评价法的误区别识别及其改进[J].数量经济技术经济研究,2016,33(10):142-153.
- [7]魏艳华,马立平,王丙参.中国八大综合经济区经济发展差异测度与评价[J].数量经济技术经济研究,2020,37(6):89-108.
- [8]王丙参,魏艳华,朱琳.中国经济发展水平的综合评价[J].统计与决策,2021,37(9):97-100.
- [9]DAGUM C.A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J].Empirical economics, 1997, 22(4):515-531.
- [10]李强谊,钟水映.中国旅游产业专业化发展水平的空间非均衡及其演变:基于Dagum基尼系数与Markov链估计方法的实证研究[J].经济地理,2016,36(12):197-203.
- [11]魏艳华,王丙参,马立平.中国农业新质生产力水平测度及对产出效率的影响研究:基于E-CRITIC权评价法[J].统计理论与实践,2024(12):11-20.
- [12]GALLO J L.Space-time analysis of GDP disparities among European regions: a Markov chains approach[J].International Regional Science Review,2004,27(2):138-163.
- [13]蒲英霞,马荣华,葛莹,等.基于空间马尔可夫链的江苏区域趋同时空演变[J].地理学报,2005(5):817-826.
- [14]李健,何剑,张雯.基于空间马氏链的新疆产业结构高度时空演变研究[J].干旱区地理,2014,37(5):1083-1090.
- [15]杨灿,杨艳.长江经济带农业规模与结构的时空演变分析:基于Esteban-Marquillas拓展模型[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2019,20(4):17-26.
- [16]杨开忠,苏悦,顾芸.新世纪以来黄河流域经济兴衰的原因初探:基于偏离—份额分析法[J].经济地理,2021,41(1):10-20.
- [17]杨书.偏离—份额分析法研究进展[J].经济地理,2021,41(12):55-62.
- [18]左海霞.基于偏离—份额分析法的山西省农业经济发展研究[J].中国农业资源与区划,2022,43(6):218-228.

Measurement and Spatial–Temporal Evolution Analysis of High–Quality Agricultural Development Level in China

Wang Bingcan, Han Run'e, Wei Yanhua

Abstract: Under the perspective of carbon emission reduction, it selects 9 indicators based on the order preserving principal component evaluation method to measure the agricultural high quality development (HQD) levels of 30 provinces in China from 2011 to 2023 from three aspects: growth stability, efficiency improvement, and green development. It explores the decomposition of regional differences in the levels of agricultural HQD, spatial aggregation and state transfers, and conducts shift–share analysis models of agricultural. Research finds that: (1) From 2011 to 2023, Jiangsu's level of agricultural HQD has consistently ranked first; Hainan, Shanghai, Xinjiang, Henan, Tianjin, and Beijing have made significant progress in their rankings; The levels of agricultural HQD are oscillating higher in all three regions, North and South, higher in the South than in the North, and decreasing from East to West in all three regions; (2) The regional differences in the level of agricultural HQD in China are relatively even, depending mainly on the differences among the three major regions, with less crossover among the provinces of the three major regions based on the sorting of the level of agricultural HQD, and with the opposite situation corresponding to the provinces of the South and the North. (3) China's agricultural HQD has spatial agglomeration, the five states of agricultural HQD level division are interoperable and relatively stable, there is no cross–level transfer. (4) From an economic perspective, agriculture does not have a comparative advantage over other industries. Provinces such as Hebei, Liaoning and Henan have made considerable contributions to ensuring national food security and should be given appropriate fiscal transfer payments.

Key words: Agricultural High–Quality Development; Carbon Emissions; Regional Differences; Shift–Share Analysis

(责任编辑:李雅)

乡村教育对农民农村共同富裕的影响及机制探讨

王海燕¹ 李浩然²

(1.中共河南省委党校 经济学教研部,河南 郑州 451464;2.中共河南省委党校 党史教研部,河南 郑州 451464)

摘要:新时代发挥乡村教育对农民农村共同富裕的促进作用是乡村振兴的内在要求和应有之义。基于2011—2021年中国30个省份的面板数据,实证考察新时代乡村教育对农民农村共同富裕的影响及作用机制。研究发现,农村居民受教育程度的增加既提升了农村居民的收入水平还缩小了农村内部的收入差距,显著促进了农民农村共同富裕,这种促进作用呈现出性别、教育层次、区域异质性。机制检验结果表明,农村居民受教育水平的提升主要通过提高农业全要素生产率、提高农村创业活跃度、缓解农村相对贫困程度三个渠道对农民农村共同富裕产生促进作用。据此,应不断提高农村居民的受教育水平,促进人力资本积累,进而提升农业全要素生产率、农村地区创业活跃度,充分发挥教育的减贫效应,以有效推进农民农村共同富裕。

关键词:乡村教育;农民农村共同富裕;农业全要素生产率;创业活跃度;相对贫困

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0058-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.006

一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,实现农民农村共同富裕,既是巩固拓展脱贫攻坚成果,全面推进乡村振兴的必然要求,也是实现共同富裕目标要求的坚实基础。教育是国之大计、党之大计,不仅是个人成长的关键,更是强国建设、民族复兴之基。习近平总书记明确指出:“建设教育强国,是全面建成社会主义现代化强国的战略先导,是实现高水平科技自立自强的重要支撑,是促进全体人民共同富裕的有效途径,是以中国式现代化全面推进中华民族伟大复兴的基础工程。”共同富裕最艰巨最繁重的任务在农村,实现农民农村共同富裕既要提高农村居民收入水平,也必须缩小农村内部收入差距。如何充分发挥教育的作用,以提高农村居民收入水平、缩小农村内部收入差距、补齐农村发展短板、推动农民农村共同富裕,是当前和今后相当长一个时期内需要深入探讨的重要课题。

农民农村共同富裕受多种因素的影响。从宏观层面看,现有研究主要聚焦于三个方面:一是经济发展水平与产业结构,包括地区经济发展水平和数字经济发展水平、数字乡村建设、产业融合与乡村产业振兴^[1-2]。二是政策导向与支持力度,如制度供给、农地“三权”分置改革与宅基地制度改革^[3-4]。三是社会保障与公共服务体系,如基本公共服务均等化和第三次分配^[5-6]。从微观层面看,已有文献侧重从“三农”自身的影响因素来分析:一是农民个人素质与技能,如农民教育、农民工返乡创业、县域创业活动与农民增收^[7-8];二是农业经营与管理,如新型农村集体经济、项目进村和农村电商^[9-10]。在众多影响因素中教育这一因素常被忽视,但教育对共同富裕的影响是全面且深刻的。一是教育在开发人力资本方面发挥着关键作用,能够通过提供知识和技能提升个体自身能力,这些知识和技能可以直接提升农业全要素生产率,提高个体收入

基金项目:国家社会科学基金青年项目“扩大内需战略下释放数字消费潜力的动力机制与实现路径研究”(25CJY144);河南省软科学项目“河南省金融创新与科技创新的耦合机理与实现路径研究”(252400411066);学习贯彻党的二十届三中全会专项课题“河南以制度型开放塑造更高水平开放型经济新优势研究”(ZX2024021)。

作者简介:王海燕,男,博士,讲师,研究方向为农村经济;李浩然,女,博士,讲师,研究方向为共同富裕。

水平,缩小收入差距。二是教育在提升人口素质、促进人的全面发展方面扮演着重要角色,通过提高个体认知能力,培养创新思维和生产技能等综合能力,识别就业和创业机会,并进行创业活动,进而提高创业收入。三是教育在推动社会公平和缩小贫富差距方面具有不可替代的作用,能够通过提供平等的教育机会,帮助贫困家庭的孩子摆脱困境,实现社会阶层纵向流动,缩小收入差距,赋能农民农村共同富裕。

鉴于此,从农业全要素生产率、农村创业活跃度、农村相对贫困减缓三重视角探讨乡村教育对农民农村共同富裕的影响及其内在作用机制。相较已有文献,本文可能的边际贡献如下:第一,在研究视角上,区别于以往考察共同富裕实现路径的研究,以乡村教育为出发点,聚焦农民农村,深入探析教育水平提升对农民农村共同富裕的影响及作用路径,进一步拓展了教育经济的研究领域,为实现农民农村共同富裕提供了新的研究视角。第二,在研究内容上,将乡村教育与农业全要素生产率、农村创业活跃度、相对贫困减缓联系起来,探索新时代乡村教育影响农民农村共同富裕的作用机制,有力补充了现有教育与共同富裕之间内在联系的相关研究,为全面推进乡村振兴、实现共同富裕提供理论参考和经验证据。第三,在政策启示上,为实现农民农村共同富裕的目标,从教育均等化、农村教育普惠性、教育协同性等方面提出对策建议,具有较强的政策参考价值。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

1.农民农村共同富裕的内涵及实现路径

农民农村共同富裕的“共同”,即全体,而不是少数或部分,体现为合理控制、不断缩小不同群体间的差距,反映了社会成员对财富的占有方式。“富裕”,即社会生产力得到极大发展,体现为物质和精神上的双重富足,反映了社会对财富的拥有程度。农民农村共同富裕作为共同富裕的重要维度,具有独特的内涵,具体而言,可分为三个层面:一是农民物质生活富裕,即农业产业化、农村集体经济壮大、农村资产盘活、农民财产性收入增加等物质财富的高度积累。二是农民精神生活富裕,即基本公共文化服务体系健全等。三是农村共同富裕,即农村基础设施水平提升、农村人居环境改善、乡村治理体系高度完善等。因此,在推进农民农村共同富裕过程中,必须注重农业现代化建设和农业生产力提升。

根据对现有文献的总结和归纳,实现农民农村共同富裕的路径主要有以下几方面:一是推动城乡融合发展,缩小城乡发展差距。城乡融合是农村发展的关键,城乡融合不仅是农村发展的核心驱动力,更是实现农民农村共同富裕的重要途径。二是实现公共服务均等化。促进基本公共服务均等化是缩小收入差距,提升农民生活质量的重要基石。实现公共服务均等化的关键在于财政支出改革,加强中央财政事权和支出责任,使财政资源更多地向农村地区倾斜^[11]。此外,还要建立以城乡资源服务均等化为目标的农村公共保障制度,为农民农村共同富裕提供关键性制度安排。三是加快发展新型农村集体经济。新型农村集体经济不仅能通过产业融合发展对农民农村共同富裕产生间接影响,而且能与产业融合发展形成联动机制,共同推动农民农村实现共同富裕。

2.教育对农村经济增长的影响

大量文献对教育与农村经济增长之间的关系进行了研究,但目前尚未形成一致结论,主要有以下两种观点:一是认为教育能够显著促进农村经济增长,即教育通过要素投入效应、效率提升效应两个途径作用于经济增长。要素投入效应体现为教育对农村经济的拉动作用。孙一平和周向(2015)^[12]基于我国省级面板数据,考察了异质性人力资本对农业经济增长的影响,研究发现教育人力资本是促进我国农业经济增长的关键因素。效率提升效应体现为教育对农业生产率的提升效应。彭代彦和吴翔(2013)^[13]基于农村劳动力结构变化的视角,研究得出农村劳动力教育程度促进了农业生产技术效率的提升,农业全要素生产率也因此上升。二是认为教育对农村经济增长的影响并不显著甚至会产生一定的抑制作用,原因在于“农村人力资本陷阱”的存在^[14],抑制了教育的经济增长效应。国内有学者对此进行了实证检验,如李勋来等(2005)^[15]基于我国农村面板数据的研究发现,劳动力平均受教育年限对农村产出的影响并不显著。

(二)理论分析与研究假说

乡村教育在推动农民农村共同富裕中处于重要地位。共同富裕是物质财富、精神财富的双重积累和充实,教育是实现这些目标的关键。一是乡村教育水平的提升能够显著提高农民的收入水平。其逻辑在于当农民接受较高的教育或者某种技能培训之后,能获得更多的专业知识和技能,这些知识和技能能够直接转化为农民的农业生产能力、非农增收能力,进而提高其

整体收入水平。岳华等(2024)^[16]基于2005—2020年我国省级面板数据探究了乡村教育深化、人力资本提升与农民收入提高之间的内在逻辑,发现乡村教育深化通过提升人力资本显著提高了农民收入。二是教育能够进一步缩小贫富差距,促进农民农村共同富裕。农民受教育水平的提高使其能够拥有更多的就业机会、更广阔的发展空间,有利于扩宽农民的收入渠道,提高其收入,并缩小收入差距,为逐步实现共同富裕创造条件。何沛芸等(2024)^[17]研究发现教育对社会收入分配具有“提低扩中”作用,是推动共同富裕的动力基础。据此,提出假说:

假说1:乡村教育水平的提高能够促进农民农村共同富裕。

全要素生产率的提高是经济可持续发展的重要源泉和动力。教育产生的人力资本积累通过提升农业全要素生产率,促进农民农村共同富裕。一是教育提高了农民的个人技能和综合素质,为农民农村共同富裕的实现奠定了坚实基础。在系统化的教育培训下,农民能够掌握更为先进的农业知识和技能,并将其运用于农业生产中,促进生产要素的合理配置和农业资源的高效利用,提高农业生产效率和农业收入水平。Nelson和Phelps(1966)^[18]认为技术创新与技术吸收扩散是一国经济增长的动力和源泉,其所提出的技术创新不同于Romer(1990)^[19]提出的自主创新,是对现有技术的学习与吸收,强调教育人力资本是影响一国技术扩散和技术吸收能力的重要因素,教育水平较低的国家 and 地区通过技术吸收、模仿向技术先进国家和地区学习,进而提高经济增长速度。二是教育改善了农民获取、理解和应用新生产要素的能力。通过系统学习,农民能够接触更多先进的农业技术和生产要素,敏锐捕捉市场动态、政策变化和科技进展等方面的信息,及时调整生产策略,提高生产效率。Schultz(1961)^[20]提出的人力资本理论,将索洛经济增长模型中的索洛残差归结于劳动生产率的增长,核心思想是教育通过提升劳动者能力,提高劳动生产率,进而提高劳动者收入水平,促进经济增长。三是教育不仅能够提高农业劳动者的农业管理能力,还能够培养农民的合作能力,激发农民的创新活力。通过管理培训,农民能够更好地组织生产,合理配置资源,提高农业生产效益。据此,提出假说:

假说2:乡村教育能够通过提高农业全要素生产率促进农民农村共同富裕。

已有研究发现,农村居民受教育水平的提升能够显著提高该区域的创业活跃度,对农民农村共同富裕起到推动作用。一是教育为农民提供了创业所需的知识和技能。随着受教育水平的提高,农民能够学习到创业必备知识,使农民能够敏锐地识别市场需求、抓住创业机会。也有助于农民更好地理解市场需求和产业发展趋势,从而引导他们选择具有发展潜力的创业项目,促进创业取得良好的经济效益,进而提高其创业收入。王奇等(2021)^[21]认为通过教育和培训提升农民知识技能水平,有助于电子商务发展,进一步促进经济增长与乡村振兴。二是教育能够激发农民的创业意识、创新精神。教育水平的提高能够增强农民的创业意识,使其更加了解创业的重要性,培养农民的创新思维和创业能力,进而推动农民积极投身创业实践,寻求新的收入增长点。田松青(2010)^[22]研究发现对农民工进行针对性地教育培训,能够激发其创业意识,增强其创业能力。三是教育能为农民提供创业所需的资源和支持。通过搭建创业平台、建立创业孵化基地等方式,教育能够为农民提供包括创业指导、资金支持、市场信息、人脉资源等,有助于降低农民创业风险,提高创业成功率,进而增加收入来源,提高收入水平。据此,提出假说:

假说3:乡村教育能够通过提高农村地区创业活跃度促进农民农村共同富裕。

教育在减贫和促进农民农村共同富裕方面发挥着不可替代的作用。一是教育能够增强贫困农民脱贫致富的能力。通过普及九年制义务教育,农民子女能够获得基础知识和技能培训,为将来的职业发展奠定基础。通过技能教育与培训,贫困农民能够掌握现代农业技术、市场营销策略等,有助于提高农业生产率、增加农产品附加值,提高收入水平。高文涛和郝文武(2018)^[23]通过对西北五省(区)国家级贫困县农户接受教育状况与脱贫致富关系的调查,发现教育能够提高农户家庭收入、拓展农村劳动力就业空间以及促进家庭成员代际教育流动,进而有效减少贫困发生率。二是教育在推动脱贫地区农村产业结构调整和优化方面发挥着重要作用,为脱贫地区摆脱相对贫困提供了有力支撑。随着受教育水平提高,农民对新兴产业的认识逐渐增强,并愿意尝试转变传统农业生产方式,发展多元化经营。这不仅有助于降低对单一产业的依赖,降低风险,还能提高农民的收入水平。三是有助于提高贫困人口的文化素质和就业技能,激发其潜能,形成

协同减贫长效机制,进而缓解相对贫困、切断农村相对贫困的代际传递。段义德(2020)^[24]采用CHIP2013调查数据分析表明,教育在农村相对贫困治理中发挥着重要作用,每增加一年正规教育,可将相对贫困代际传递概率降低约15%。据此,提出假说:

假说4:乡村教育能够通过缓解相对贫困促进农民农村共同富裕。

三、研究设计

(一)模型设定

1.基准计量模型设定

为检验乡村教育对农民农村共同富裕的影响,构建如下固定效应面板数据计量模型:

$$cp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 edu_{i,t} + \alpha_2 controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i, t 分别表示省份和年份, $cp_{i,t}$ 表示农民农村共同富裕程度; $edu_{i,t}$ 表示乡村教育水平; $controls_{i,t}$ 表示一系列影响农民农村共同富裕的控制变量集合; μ_i 为省份固定效应; δ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

2.中介效应模型设定

在基准模型的基础上,采用中介效应模型对乡村教育影响农民农村共同富裕的渠道进行检验,模型如下:

$$Intervening_variable_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 edu_{i,t} + \beta_2 controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$cp_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 edu_{i,t} + \gamma_2 Intervening_variable_{i,t} + \gamma_3 controls_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Intervening_variable_{i,t}$ 表示中介变量,其余变量含义如(1)式所述。

(二)变量选取

1.被解释变量:农民农村共同富裕(cp)

借鉴万广华等(2022)^[25]的做法,将农民农村共同富裕定义如下:

$$cp_{i,t} = income_{i,t} \times \exp(-theil_{i,t}) \quad (4)$$

其中, $income_{i,t}$ 表示富裕效应,使用农村居民人均可支配收入衡量; $theil_{i,t}$ 的负函数表示共同效应,使用农村居民收入泰尔指数衡量,测算公式如下:

$$theil_{i,t} = \sum_i \frac{I_i}{I} \times \ln \frac{I_i/I}{N_i/N} \quad (5)$$

其中, I_i 表示该地区农村总收入, I 表示该地区农村和城镇总收入, N_i 表示该地区农村人口数, N 表示该地区农村和城镇总人口。

2.核心解释变量:乡村教育水平(edu)

根据现有研究,采用各地区每年农村居民人均受

教育年限作为乡村教育水平的代理变量。具体计算公式为:(小学人口数 $\times 6$ +中学人口数 $\times 9$ +高中人口数 $\times 12$ +大专及以上人口数 $\times 16$)/6岁及以上乡村人口数。其中,2015年将普通高中和中等职业学校均视作高中,大学专科、大学本科和研究生均视作大专及以上。为检验初级、高级人力资本对农民农村共同富裕的异质性影响,将小学、初中、高中视作初级教育,大专及以上视作高级教育。

3.控制变量

借鉴已有研究,本文选取的控制变量如下:城镇化水平($urban$),采用城镇人口占总人口的比重衡量;农村经济发展水平($ruralgdp$),使用农村人均GDP的对数衡量;农村投资水平($invest$),采用农村固定资产投资率衡量,即农林牧渔业总产值与农户居民固定资产投资额之比;农业现代化水平($power$),使用农业机械总动力的对数衡量;农村居民消费水平($consume$),使用农村居民人均消费支出的对数衡量。

4.中介变量

根据研究假说,中介变量包括农业全要素生产率(tfp)、农村创业活跃度($entre$)和农村相对贫困程度(pov)。其中,农业全要素生产率借鉴刘艳(2021)^[26]的做法,利用DEAP2.1软件测算的DEA-Malmquist指数进行衡量。具体而言,选取各地区以2011年为基期的农林牧渔业总产值作为产出指标,投入指标包括劳动力(第一产业就业人数)、土地(农作物播种面积)、农业机械(农业机械总动力)、化肥(化肥施用量)、灌溉(耕地灌溉面积)及政府支农力度(农林水事务支出占一般公共预算支出的比重);农村创业活跃度借鉴温涛和王佐滕(2021)^[27]的研究,同时考虑数据的可获得性,用农村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口总数的比重衡量,比值越大,表示创业活跃度越高;农村相对贫困程度借鉴单德朋等(2015)^[28]的研究,采用农村居民恩格尔系数衡量。

各变量的描述性统计见表1。

(三)数据来源

囿于数据可得性,本文选取2011—2021年全国30个省份(港澳台、西藏除外)作为研究样本。其中,农村居民人均收入、农林牧渔业总产值、农村人口数量、农村居民固定资产投资额、农业机械总动力、农村居民人均消费支出、农村食品支出额、农村创业活跃度等数据来自《中国农村统计年鉴》,农村居民人均受教育年限相关数据来自《中国人口统计年鉴》,城镇人口数、总人

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农民农村共同富裕	<i>cp</i>	330	6.0071	0.4318	4.9226	7.7168
核心解释变量	乡村教育水平	<i>edu</i>	330	7.7332	0.6108	5.8783	9.8008
控制变量	城镇化水平	<i>urban</i>	330	0.5641	0.1276	0.2989	0.8960
	农村经济发展水平	<i>ruralgdp</i>	330	7.7152	0.9934	5.0581	9.1769
	农村投资水平	<i>invest</i>	330	317.9300	230.2200	1.5000	966.7000
	农业现代化水平	<i>power</i>	330	7.6596	1.1006	4.5432	9.4994
	农村居民消费水平	<i>consume</i>	330	8.9529	0.4814	7.7923	10.0190
中介变量	农业全要素生产率	<i>tfp</i>	330	1.0805	0.0841	0.7680	1.4970
	农村创业活跃度	<i>entre</i>	330	0.2653	0.4284	0.0179	2.8458
	农村相对贫困程度	<i>pov</i>	330	0.3519	0.0631	0.2380	0.5310

口数来自《中国统计年鉴》。

四、实证分析

(一)基准回归分析

表2汇报了乡村教育对农民农村共同富裕影响的估计结果,所有结果均控制了省份固定效应及时间固定效应。其中,列(1)、列(2)分别报告了乡村人均受教育水平对农村收入差距、农村居民人均可支配收入的影响。列(1)中,农村居民人均受教育年限对农村收入差距的回归系数在10%水平上显著为负,表明受教育水平提高能够显著缩小农村收入差距。列(2)中,农村

居民人均受教育年限对农村居民人均可支配收入的回归系数在5%水平上显著为正,表明随着农村居民受教育程度的提高,人均收入将增加。列(3)—列(5)汇报了乡村人均受教育水平对农民农村共同富裕的影响。其中,列(3)仅控制了省份固定效应和时间固定效应,回归结果显示,核心解释变量*edu*的估计系数在1%水平上显著为正,初步表明人均受教育年限的增加将促进农民农村共同富裕。列(4)—列(5)是在列(3)的基础上依次加入影响农民农村共同富裕的控制变量,由回归结果可知,核心解释变量*edu*的估计系数的显著

表 2 基准回归结果

变量	(1) <i>theil</i>	(2) <i>income</i>	(3) <i>cp</i>	(4) <i>cp</i>	(5) <i>cp</i>
<i>edu</i>	-0.0050* (-0.0026)	0.0450** (0.0188)	0.1882*** (0.0523)	0.1856*** (0.0523)	0.1043** (0.0429)
<i>urban</i>	-0.0208 (0.0712)	1.2155*** (0.1965)		1.5664*** (0.2649)	1.0400** (0.4968)
<i>ruralgdp</i>	-0.0070* (0.0040)	0.0070 (0.0215)		0.4440*** (7.1400)	0.0378 (0.0583)
<i>invest</i>	0.0000 (0.0001)	0.0001*** (0.0000)			0.0000 (0.0001)
<i>power</i>	0.0065 (0.0077)	0.0126 (0.0209)			-0.0438 (0.0550)
<i>consume</i>	0.0247 (0.0259)	0.6267*** (0.0722)			0.5155*** (0.1070)
常数项	0.2666 (0.2034)	2.2238*** (0.5680)	4.2092*** (0.3930)	4.5070*** (0.4753)	0.6156 (0.9373)
省份固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	330	330	330	330	330
R ²	0.0156	0.9115	0.4014	0.4020	0.3967

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号中的数值为稳健标准误。表3、表4、表5、表6、表7同。

性和方向并未发生实质性改变,再次表明了乡村教育有利于实现农民农村共同富裕。从数量上看,以列(1)、列(2)、列(5)为例,农村居民人均受教育年限每增加一个单位,将引起农村居民收入差距缩小0.5%,人均可支配收入增加4.5%,农民农村共同富裕水平提升10.43%,假说1得到验证。从控制变量回归结果可以看出,城镇化水平的提高能够显著促进农民农村共同富裕,原因在于随着城镇化水平的提高,农村居民的收入水平也同步提升,因而其对共同富裕会产生显著的正向影响。农村经济发展水平及农村居民人均消费支出对农民农村共同富裕具有显著的促进作用,农村投资水平、农业现代化水平对农民农村共同富裕并未产生显著影响。

(二)稳健性检验

1.内生性处理

本文旨在研究农村居民受教育程度对农民农村共同富裕的影响,随着农民农村共同富裕的推进,农村居民对教育的认知会更深刻,主动接受教育的意愿更强烈,因此本文的研究对象可能存在反向因果关系。为解决这一潜在的内生性问题,选取滞后一期和滞后二期的农村居民人均受教育年限作为核心解释变量的工具变量,其合理性在于:农村居民人均受教育年限可以分解为 $edu = edu_{avg} + edu_{diff}$,其中, edu_{avg} 为该地区所在年份的农村居民人均受教育年限均值, edu_{diff} 为该地区与农村居民人均受教育年限年度均值差异。从以上分解可以看出,省份层面非观测因素只影响 edu_{diff} ,而 edu_{avg} 与非观测因素不相关,同时与解释变量 edu 相关,因而在一定程度上满足工具变量相关性和外生性的要求。在此基础上,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,估计结果见表3。从回归结果可以看出,对内生性进行处理后,教育对农民农村共同富裕依然具有显著促进作用。为保证所选工具变量的合理性,通过多个统计量进行检验,其中,Kleibergen-Paap rk LM统计量在1%水平上拒绝“工具变量不可识别”原假设,Cragg-Donald Wald F统计量显著拒绝了“工具变量弱识别”原假设。以上结果表明所选工具变量是合理的。

2.变更估计方法

基准回归中,使用的是面板固定效应模型,由于当期共同富裕程度与上一期共同富裕程度存在着较强相关性,导致不同时期共同富裕水平具有高度自相关性。为了解决这一问题,变更估计方法,采用动态GMM模型进一步检验,并给出了系统GMM、差分

表3 稳健性检验结果(一)

变量	(1) cp	(2) cp
<i>edu</i>	0.1215*** (0.0431)	0.0866* (0.0447)
<i>Kleibergen-Paap rk LM</i>	36.7200*** [0.0000]	48.3960*** [0.0000]
<i>Cragg-Donald Wald F</i>	23.3000 {16.3800}	19.0600 {16.3800}
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	300	270
R ²	0.3326	0.2298

注:[]内数值为p值,{ }内数值为Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值。

GMM的估计结果。检验结果如表4列(1)、列(2)所示,无论是系统GMM的估计结果还是差分GMM的估计结果都与基准模型保持一致,进一步佐证了基准回归结论的可靠性。

3.异常值处理

使用全样本进行基准回归,估计结果可能受到异常值的影响。因此,对回归中所有连续变量进行前后1%缩尾处理重新进行估计,结果见表4列(3)。可以看出,核心解释变量 edu 的估计系数值和显著性水平相较于基准回归而言,并未发生明显变化。再次表明农村居民受教育水平提升能够显著促进农民农村共同富裕。

4.剔除直辖市样本

直辖市具有较大的经济特殊性,其乡村教育水平、农民农村共同富裕程度等指标可能存在较大差异。对此,借鉴已有研究,删除了直辖市样本后重新进行回归检验,结果见表4列(4)。可见剔除直辖市样本之后,结论仍与基准回归保持一致。

(三)异质性检验

1.受教育水平异质性

Schultz(1961)^[20]的研究表明,在同一经济体中,不同教育水平对生产率具有异质性影响。经济发展初期,新兴生产技术和生产要素使用有限,农户只需要较低的教育水平即可掌握使用新技术和新要素的能力,较高教育水平对生产率增长的影响有限。经济发展到一定水平后,新技术和新要素被广泛使用,农村居民只有具备较高的教育水平才能够应对新环境的变化。据

表4 稳健性检验结果(二)

变量	(1) 系统 GMM	(2) 差分 GMM	(3) 异常值 处理	(4) 剔除直辖市 样本
<i>edu</i>	0.2017*** (0.0578)	0.1709*** (0.0471)	0.1058** (0.0428)	0.1060** (0.0494)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
AR(2)	0.2184	0.2368		
Sargan统计量	28.1350 [1.0000]	30.7709 [1.0000]		
N	300	300	330	286
R ²			0.3974	0.4240

此,分别对初级、高级教育水平与农民农村共同富裕进行回归。估计结果见表5。

表5 异质性检验结果(一)

变量	初级		高级	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	0%—50%	50%—100%	0%—50%	50%—100%
<i>edu</i>	0.2500*** (0.0447)	0.1132 (0.1086)	0.1482** (0.0609)	0.1834*** (0.0577)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	165	165	165	165
R ²	0.4905	0.2709	0.3474	0.2712

从初级教育人力资本的估计系数看,农民农村共同富裕程度较低时,初级人力资本增加对其具有显著促进作用,随着农民农村共同富裕程度的增加,这一促进作用并不显著。高级人力资本始终对农民农村共同富裕具有显著的正向拉动作用。原因可能在于当共同富裕水平较低时,主要依靠要素投入增加,但在后期要素积累到一定程度时,其作用已消耗殆尽。高级人力资本则通过效率提升对经济发展具有长期可持续的促进作用。这表明实现农民农村共同富裕短期内依赖于要素投入积累,而长期看须依赖于效率提升。

2.性别异质性

性别差异是社会科学领域的重要议题之一,男性与女性在受教育方面的差异愈发受到学术界的关注。

有研究表明,囿于传统思想观念,农村居民比城市居民具有更为强烈的性别偏好,进而采取性别差异化的教育投资策略。农村地区,普遍认为投资儿子的教育回报相对较高,投资女儿教育的机会成本较高,因此更倾向于让女儿在较小年纪放弃教育机会,致使男女受教育年限存在一定差距。那么男性与女性受教育水平是否会对共同富裕产生差异化影响?根据农村男性居民受教育水平和农村女性居民受教育水平进行分组检验。

回归结果见表6列(1)和列(2)。其中,列(1)汇报了农村男性居民受教育年限对农民农村共同富裕的影响,可以看出,核心解释变量*edu*的估计系数在5%水平上显著为正。农村女性居民受教育年限对农民农村共同富裕的回归结果见列(2),可以看到,核心解释变量*edu*的估计系数也在5%水平上显著为正。以上结果表明,无论男性还是女性受教育水平的提高均有助于推进农民农村共同富裕,且两者的促进作用差异并不大。因此,在农村地区要致力于推动教育机会均等化,让所有个体都能获得教育资源投入,从而更大程度发挥教育对共同富裕的促进效应。

3.区域异质性

我国各地区经济发展水平、教育资源禀赋及国家政策倾向等均存在明显差异,致使不同区域农村居民受教育水平不尽一致,对推进农民农村共同富裕具有异质性影响。通常而言,经济发展水平越高,农户越热衷于接受新知识,受教育意愿越高,更容易捕捉生产信息,并将所学所见转化为新技术运用于生产实践,有利于推进共同富裕。经济发展较为落后地区的农村居民则长期持有保守态度,不易接受新观念和新思想,无法降低生产要素使用的非技术效率,因而对共同富裕的影响可能并不显著。根据以上分析,将全样本划分为东部、中部、西部地区^①三个子样本进行分组回归。

回归结果见表6列(3)—列(5)。由估计结果可知,在东部、西部地区,农村居民人均受教育水平对农民农村共同富裕均具有显著的促进作用,中部地区则不显著。可能的原因在于,东部地区经济较为发达,信息化水平较高,教育资源丰富,农村居民享有更多受教育机会,更容易接触新事物和新思想等先进生产要素,从而使教育对共同富裕的拉动作用更强^[29]。西部地区享有更多政策红利,教育能够发挥出更大的共同效应

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

和富裕效应。

表6 异质性检验结果(二)

变量	(1) 男性	(2) 女性	(3) 东部	(4) 中部	(5) 西部
<i>edu</i>	0.1283** (0.0500)	0.0784** (0.0356)	0.4513*** (0.1031)	-0.3083 (0.2778)	0.2705*** (0.0580)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	330	330	121	88	121
R ²	0.3978	0.3957	0.4081	0.4790	0.5503

(四) 机制检验

上述分析表明,乡村教育水平的提升能够显著提高农民农村的共同富裕水平,进一步需要解释的是乡村教育影响农民农村共同富裕的机制。在理论分析部分,我们对可能的影响机制进行文献梳理,乡村教育可能通过提高农业全要素生产率、提高农村地区创业活跃度、缓解农村相对贫困三个渠道对农民农村共同富裕产生影响。为了验证以上三种传导机制,使用中介效应模型进行检验。

机制检验结果见表7。其中,列(1)为基准回归的检验结果,列(2)、列(3)为农业全要素生产率的机制检验结果,列(4)、列(5)为农村创业活跃度的机制检验结果,列(6)、列(7)为农村相对贫困程度的机制检验结果。由表7列(2)可以看出,核心解释变量*edu*的估计系数在1%水平上显著为正,表明农村居民受教育程度

增加可以提升农业全要素生产率。列(3)中核心解释变量*edu*及中介变量*tfp*的回归系数均在5%水平上显著为正,且*edu*相较于列(1)的估计系数有所变小,说明农业全要素生产率在教育促进农民农村共同富裕的过程中存在中介效应,即乡村教育可以通过提高农业全要素生产率来促进农民农村共同富裕,假说2得到验证。同理,从表7列(4)、列(6)的估计结果可知,农村居民受教育程度增加还可以提升农村地区创业活跃度和减缓相对贫困,列(5)、列(7)的结果显示,提高农村创业活跃度、减缓农村相对贫困都是乡村教育发挥作用的渠道。表明农村地区的创业活跃度、乡村教育的减贫效应都是乡村教育促进农民农村共同富裕的重要机制,假说3和假说4得到验证。

五、结论与建议

(一) 研究结论

通过对农民农村共同富裕及教育经济增长效应的文献进行回顾和归纳,厘清了乡村教育对农民农村共同富裕的影响及作用机制,并使用2011—2021年全国30个省份的面板数进行实证分析,研究发现:

第一,农村居民受教育水平提高显著增加了其收入水平,并缩小了农村内部收入差距,有助于促进农民农村共同富裕。经过一系列稳健性检验后,该结论依然成立。

第二,异质性检验结果表明,农民农村共同富裕程度较低时,初级教育人力资本对农民农村共同富裕具有显著的拉动作用,随着这一程度的提高,初级教育人力资本的促进效应并不明显,高级教育人力资本始终

表7 机制检验结果

变量	(1) <i>cp</i>	(2) <i>tfp</i>	(3) <i>cp</i>	(4) <i>entre</i>	(5) <i>cp</i>	(6) <i>pov</i>	(7) <i>cp</i>
<i>edu</i>	0.1043** (0.0429)	0.1330*** (0.0246)	0.0964** (0.0397)	0.0834** (0.0399)	0.0878** (0.0427)	0.0667*** (0.0101)	0.1043** (0.0443)
<i>tfp</i>			0.6408** (0.2568)				
<i>entre</i>					0.1507** (0.0713)		
<i>pov</i>							0.0001* (0.0000)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	330	330	330	330	330	330	330
R ²	0.3967	0.3990	0.4029	0.5660	0.4008	0.8706	0.3968

对农民农村共同富裕具有显著的正向影响;就性别差异而言,男性和女性受教育水平的提升均有助于实现农民农村共同富裕;从区域异质性看,东部、西部地区教育对农民农村共同富裕的促进作用更显著,中部地区并不明显。

第三,机制检验结果表明,农村居民平均受教育年限的增加有助于提高农业全要素生产率和农村地区创业活跃度,进而对农民农村共同富裕产生积极影响。此外,农村居民平均受教育年限增加能够有效缓解农村相对贫困,助力实现农民农村共同富裕目标。

(二)对策建议

为更好地发挥教育对农民农村共同富裕的积极作用,本文提出如下建议:

第一,将教育均等化作为农业供给侧结构性改革的重要战略目标,推进优质教育面向广大农村群体,促进农民农村共同富裕。提升农业全要素生产率,提高农村居民收入水平,缩小农村内部收入差距,推动农村经济可持续发展。充分发挥教育的人力资本效应,激发农民的创业意愿,实现以创业带动就业的目标,进而降低农村地区的相对贫困程度。同时,政府部门需提供宽松的政策环境,为农民创业保驾护航。

第二,加大对农村教育的财政支持力度,提高农村教育普惠性。增加农村教育财政支持,有利于让更多农村居民接受教育,随着农村人力资本的充实,农村居民教育支出意愿更强烈,支出能力将随之提升,进而推动农村经济可持续发展。农村经济发展水平的提高对人力资本提出了更高要求,因此在普及农村教育的同时要注重推进高等教育,从依靠劳动要素投入转型为依靠劳动效率提升。

第三,推动农村教育均衡发展,提高教育与地区经济发展的协同性。我国东部、中部、西部地区经济发展水平差异较大,对农村教育的重视程度、支持力度不尽一致。东部地区教育资源丰富,农村居民思想观念比较超前,对教育的认知深刻,受教育水平普遍较高,对农民农村共同富裕的促进作用更为显著;西部地区得益于政策红利,对教育的财政支持较大,对农村经济发展具有积极促进作用;中部地区则存在教育短板,要提高财政支持的力度,推动教育服务均等化,将教育公平与共同富裕有效结合。◆

参考文献:

[1]王邵军.数字乡村建设促进农民农村共同富裕的作用机理、

现实挑战与实现路径研究[J].南开经济研究,2023(11):21-36.

[2]刘晨光.中国式现代化进程中数字经济赋能农民农村共同富裕:逻辑机理与实现路径[J].农村经济,2024(4):13-25.

[3]牛坤在,许恒周,鲁艺.宅基地制度改革助推共同富裕的机理与实现路径[J].农业经济问题,2024(1):84-94.

[4]郑淋议,钱文荣.农民农村共同富裕的制度供给研究[J].经济社会体制比较,2024(1):84-93.

[5]曲延春.第三次分配如何促进农村共同富裕:多维检视与实践向度[J].东岳论丛,2023,44(8):122-129.

[6]张翔,冉光和.普惠金融数字化、公共服务均等化与农民农村共同富裕:基于县域统计数据的实证分析[J].山西财经大学学报,2023,45(12):30-43.

[7]林嵩,谷承应,斯晓夫,等.县域创业活动、农民增收与共同富裕:基于中国县级数据的实证研究[J].经济研究,2023,58(3):40-58.

[8]汪小龙.农民教育、农业软实力与农村经济高质量发展[J].华南农业大学学报(社会科学版),2023,22(6):50-62.

[9]穆军全,杜馨儿,赵延安.项目进村推进农民共同富裕的困境与出路[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2023,23(4):36-44.

[10]展进涛,周静鑫,俞建飞.汇聚涓涓细流:农村电商的收入效应与溢出效应研究:基于全国1809个县的证据[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(2):136-147.

[11]倪红日,张亮.基本公共服务均等化与财政管理体制改革研究[J].管理世界,2012(9):7-18.

[12]孙一平,周向.异质性人力资本对中国农业经济增长的影响研究:基于省际面板数据[J].农业技术经济,2015(4):108-119.

[13]彭代彦,吴翔.中国农业技术效率与全要素生产率研究:基于农村劳动力结构变化的视角[J].经济学家,2013(9):68-76.

[14]PATRICK G F, KEHRBERG E W. Costs and Returns of Education in Five Agricultural Areas of Eastern Brazil[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1973, 55(2):145-153.

[15]李勳来,李国平,李福柱.农村人力资本陷阱:对中国农村的验证与分析[J].中国农村观察,2005(5):17-22.

[16]岳华,韩彩霞,王海燕.新时代我国乡村教育深化、人力资本提升与农民收入提高[J].上海经济研究,2024(1):78-87.

[17]何沛芸,云如先,黄斌.教育促进共同富裕之“提低扩中”效应:兼论我国社会收入分配结构现状[J].教育与经济,2024,40(2):30-39.

[18]NELSON R R, PHELPS E S. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth[J]. The American Economic Review, 1966, 56(1/2):69-75.

[19]ROMER P M. Endogenous Technological Change[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5):71-102.

[20]SCHULTZ T W. Investment in Human Capital: Reply[J]. American Economic Review, 1961, 51(5):1035-1039.

[21]王奇,牛耕,赵国昌.电子商务发展与乡村振兴:中国经验

- [J].世界经济,2021,44(12):55-75.
- [22]田松青.农民工返乡创业的政府支持体系研究[J].中国行政管理,2010(11):94-97.
- [23]高文涛,郝文武.教育对村民脱贫致富究竟有多大作用:丝路沿线国家级贫困县村民脱贫致富与受教育状况关系调查研究[J].教育与经济,2018(6):25-32.
- [24]段义德.教育与农村相对贫困的代际传递:基于工具变量法的检验[J].农村经济,2020(9):67-75.
- [25]万广华,江葳蕤,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(4):2-22.
- [26]刘艳.数字普惠金融对农业全要素生产率的影响[J].统计与决策,2021,37(21):123-126.
- [27]温涛,王佐滕.农村金融多元化促进农民增收吗?:基于农民创业的中介视角[J].农村经济,2021(1):94-103.
- [28]单德朋,郑长德,王英.贫困乡城转移、城市化模式选择对异质性减贫效应的影响[J].中国人口·资源与环境,2015,25(9):81-92.
- [29]郑琦,龙林茂,田亚军.中国城市共同富裕水平测度、动态演进及影响因素研究[J].统计理论与实践,2023(10):12-21.

Exploration of the Impact and Mechanism of Rural Education on the Common Prosperity of Farmers and Rural Areas

Wang Haiyan, Li Haoran

Abstract: In the new era, the promotion of rural education for the common prosperity of farmers and rural areas is an inherent requirement and obligation of rural revitalization. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2021, this paper empirically examines the impact and mechanism of rural education in the new era on the common prosperity of farmers and rural areas. Research has found that the increase in education level among rural residents not only enhances their income level but also narrows the income gap within the countryside, thereby significantly promoting common prosperity for farmers and rural areas. This promoting effect exhibits gender, educational level, and regional heterogeneity. The mechanism test results indicate that the improvement of rural residents' education level mainly promotes the common prosperity of farmers and rural areas through three channels: increasing agricultural total factor productivity, rural entrepreneurial activity, and alleviating relative poverty in rural areas. Based on this, it is necessary to continuously improve the education level of rural residents, promote the accumulation of human capital, thereby enhancing the total factor productivity of agriculture and the entrepreneurial activity in rural areas, fully exerting the poverty reduction effect of education, and substantially promoting the common prosperity of farmers and rural areas.

Key words: Rural Education; Common Prosperity for Farmers and Rural Areas; Agricultural Total Factor Productivity; Entrepreneurial Activity; Relative Poverty

(责任编辑:杨扬)

基于DPSIR模型的地方财政韧性测度及时空演变分析

袁 宁 吴丽萍

(河南大学 经济学院,河南 开封 475004)

摘要:构建基于“驱动力→压力→状态→影响→响应”(DPSIR)模型的评价指标体系,对2008—2022年中国31个省份的地方财政韧性进行测度,并运用莫兰指数、马尔可夫链、 σ 收敛和 β 收敛检验等多种工具对其时空演进特征进行分析。研究表明:(1)我国地方财政韧性指数在波动中上升,其中,东部地区明显高于其他地区。(2)五大维度指数变化趋势各异,其中驱动力指数日趋疲软,压力指数日益增大,影响指数和响应指数增长显著。(3)地方财政韧性具有空间自相关性,“高-高”集聚和“低-低”集聚地区有一定稳定性。(4)马尔科夫链分析表明,地方财政韧性具有维持原有水平的稳定性。(5)收敛性检验发现,地方财政韧性不具有收敛性。由此,要增强经济驱动力、社会驱动力和财政管理能力以提升地方财政韧性,并合理运用区域转移支付制度,以促进区域协调发展。

关键词:DPSIR模型;地方财政韧性;时空演变;马尔可夫链;收敛性

中图分类号:F812.7

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0068-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.007

一、引言

党的二十大报告明确指出“着力提升产业链供应链韧性和安全水平”。财政作为国家治理的基础和重要支柱,在防范和化解公共风险、增强经济活力、保障发展和安全等方面发挥着举足轻重的作用。提升财政韧性是当前我国实现高质量发展的重要根基与有力保障^[1]。当前我国经济发展受到能源、环境等问题的约束,面临着人口老龄化、经济增长放缓、收入分配差距大、区域发展不平衡等诸多问题,与此同时,外部环境的复杂性、严峻性以及不确定性持续上升,这些冲击最终必然会给财政运行体系带来较大压力。因此,如何提高地方财政韧性以应对各种扰动和冲击带来的风险和挑战,是国家治理体系和治理能力现代化建设进程中的重要议题。因此,对地方财政韧性进行测度并分析其时空演变特征,具有重要的现实意义。

“韧性”一词源自拉丁语“Resilio”,从物理意义上看是指系统在受到内外压力后恢复至干扰发生前状态的能力,后来被引入到生态学、心理学、经济学等领

域^[2-4],衍生出心理韧性、生态韧性、经济韧性等相关概念,而韧性理论也经历了工程韧性、生态韧性和演化韧性的发展演变^[5-6]。工程韧性和生态韧性基于均衡论视角,关注系统受干扰后的恢复能力;演化韧性基于演化论视角,强调系统通过调整结构、改变路径实现可持续发展的能力^[7]。财政是一个受经济社会影响的复杂多变系统,其发展路径处于不断调整的过程中,显然,演化韧性更适合财政韧性的分析。

当前我国对韧性理论的研究主要集中在产业链供应链韧性、区域经济韧性以及城市韧性等领域,对于财政韧性的研究尚处于起步阶段。现有文献主要探讨了财政韧性的内涵^[8-12]和影响因素^[1,9,13],对于如何测度财政韧性的实证研究比较少,尚未形成权威的测度方法^[14]。目前主要有三类测度方法:一是核心变量方法。该方法通过选取单一的代表性变量来描述财政系统应对外部冲击的反应程度,如刘成奎和王浩(2024)^[14]基于地方财政收入数据测度了2021—2023年我国省级财政收入韧性。这一方法简单易行,但是

作者简介:袁宁,女,博士,副教授,研究方向为地方财政;吴丽萍,通信作者,女,博士,副教授,研究方向为区域经济学。

财政韧性是一个综合性概念,仅使用单一指标进行测度不能全面反映其真实状态。第二类是采用计量模型进行估算。如邓菊秋和张苏皖(2024)^[13]通过对财政收支的协整检验对财政韧性进行测度。该方法要求财政收支数据之间具有协整性,前提假设条件要求比较严格,且没有考虑财政收支结构等因素的影响。第三种方法是建立综合指标评价体系。这种方法通过选取多维度指标进行组合,既实现了数据降维,又保留了原始的多维度信息,兼具应用性、系统性、拓展性与灵活性等多重优点^[15],这一测度方法得到了广泛的应用。杨林和郑尧(2022)^[1]构建了包括财政应对、恢复、成长和治理能力四个维度的评价指标体系。谷彦芳等(2024)^[12]构建了包括成长、抵御和恢复能力三个维度的评价指标体系。已有研究基本上是依据财政系统构建的静态指标体系,未能捕捉财政在冲击之后所呈现的复杂、动态和非线性的变化^[9],因此,需要对地方财政韧性的测度方法进行改进。此外,个别学者在对地方财政韧性测度的基础上探讨了空间相关性^[12]和地区差异^[16]。总体上,对地方财政韧性空间特征的研究较少,尚未有研究探讨地方财政韧性的时空收敛性,而研究这一问题对于制定区域协调发展政策、转移支付政策等具有重要意义,这为本文提供了可能的研究空间。

本文基于DPSIR模型构建地方财政韧性评价指标体系,运用熵权法赋权进行测度,并在此基础上对其时空收敛性进行检验。本文可能的边际贡献为:一是对地方财政韧性的概念进行合理拓展,从开放的动态视角研究地方财政韧性。二是基于“驱动力→压力→状态→影响→响应”(DPSIR)模型建立综合评价指标体系。该模型通过引入经济社会驱动力指标,改变了以往仅从财政体系选取指标的考量方式,指标体系不仅包括了社会经济指标还兼顾了财政收入、支出和管理三个基本方面,体现了财政与社会经济的双向互动关系。三是运用莫兰指数、马尔科夫链、 σ 收敛和 β 收敛检验等多种工具对地方财政韧性的时空演进特征进行探索,以期政府制定财政政策提供决策参考。

二、研究设计

(一)指标体系构建

1.DPSIR模型与地方财政韧性

科学理解地方财政韧性的内涵是建立科学合理评价指标体系的逻辑起点。纵观已有研究,学者们关于财政韧性的认识最初限于应急治理视角,仅将冲击定

义为遭受突发事件,关注的是短期韧性^[8,10],后来将常规状态和长期平衡纳入研究框架之中^[9,12-13],这一认识过程是从狭义向广义不断深化的。本文认为地方财政韧性是在“社会—经济—财政”系统中地方政府在应对各种冲击所形成的风险时表现出的财政治理能力,包括冲击发生前进行防御、冲击发生时及时应对和冲击发生后保持财政可持续性和经济稳定的能力。相应地,对地方财政韧性的评价应从综合、动态的视角去构建指标体系。

DPSIR (Driving Force-Pressure-State-Impact-Response)模型将一个系统的评价指标分为驱动力、压力、状态、影响和响应五个子系统,最早由OECD在1993年提出,是由PSR模型发展而来的^[17]。DPSIR模型能够从“驱动力→压力→状态→影响→响应”这一因果链动态的、联系的过程来分析研究对象,具有涵盖内容全面、逻辑性强等优点,在经济社会评价中得到了广泛应用^[18-20]。该方法同样适用于地方财政韧性的测度,图1给出了基于DPSIR模型对财政韧性进行测度的理论框架,具体如下:

驱动力(D)是影响财政韧性的动力因素或潜在危机,如经济增长放缓、失业率上升、人口老龄化加剧等。这些驱动力会对财政运行产生压力(P),直接表现在财政收支上。如经济下行会导致税源萎缩,财政收入增速下降;实施积极的财政政策会导致财政支出需求增加,引发财政收支矛盾,财政支出的流动性压力也随之增大。状态(S)是在驱动力和压力共同作用下财政运行的现实表现,如财政收入增速、财政收入结构、财政收入来源稳定性、人均财政支出水平等。影响(I)是在当前状态下内外压力对财政运行产生的冲击,表现在由于收支矛盾凸显,地方财政对债务、土地财政和中央转移支付等收入形式的依存度上升,在支出方面难以保障财政功能的实现,如公共服务能力下降、调节收入分配能力弱化等。响应(R)是为应对自然、经济、社会等内外冲击,实现财政可持续发展所采取的应对措施以增强驱动力、化解压力、提升状态和应对冲击,表现在财政治理能力的提升。如为了应对经济下行而增加公共投资、实施减税降费等积极财政政策支持社会经济发展;为了应对收支矛盾加强预算管理,提高财政透明度和支出效率等。这一模型,从“为什么发生—发生了什么—如何应对”这一动态关联关系描述了地方财政韧性,反映了事前、事中、事后三个阶段的财政韧性变化,较好地契合了演化韧性的精髓,适合测

度地方财政韧性。

2.地方财政韧性评价指标体系的设计

本文基于DPSIR模型构建地方财政韧性评价指标

体系,结合数据的可得性、相关性和重要性,最终建立了包括5个一级指标、12个二级指标和27个三级指标在内的指标体系,具体见表1。这一指标体系可以进

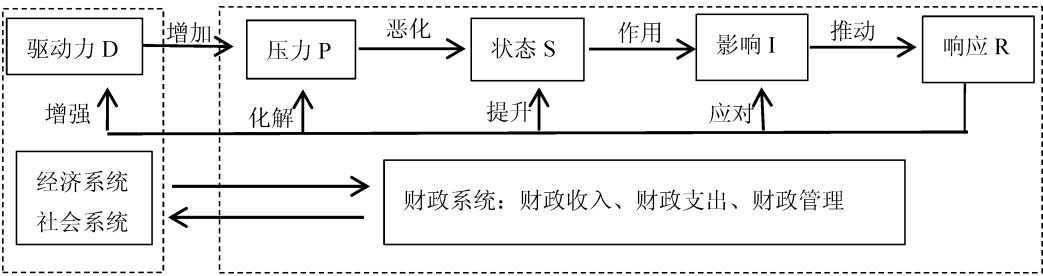


图1 基于DPSIR模型的地方财政韧性理论框架

表1 地方财政韧性的评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	属性	权重
驱动力D (0.126)	经济驱动力	经济增长	GDP增速	正向	0.010
		产业结构	第三产业产值/第二产业产值	正向	0.094
	社会驱动力	失业率	城镇登记失业率	负向	0.005
		老年人口抚养负担	65岁以上人口/15—64岁人口	负向	0.017
压力P (0.117)	收入压力	财政收入增长	财政收入增速	正向	0.014
		财政收支缺口	(财政支出-财政收入)/GDP	负向	0.008
	支出压力	社会保障负担	城镇职工基本养老保险基金当年支出/当年收入	负向	0.013
		财政支出负担	财政支出增长率	负向	0.082
状态S (0.291)	财政收入状态	财政收入水平	人均财政收入	正向	0.117
		财政收入规模	财政收入/GDP	正向	0.051
		财政收入结构	税收收入/财政收入	正向	0.026
		财政收入来源稳定性	大税种税收收入占税收比重的变化率	负向	0.013
	财政支出状态	财政支出水平	人均财政支出	正向	0.084
		债务依存度	地方债务余额/GDP	负向	0.018
影响I (0.294)	财政收入影响	土地财政依存度	土地出让收入/财政支出	负向	0.004
		中央财政依存度	上级补助收入/财政支出	负向	0.018
		调节收入分配能力	城乡居民收入差距的泰尔指数	负向	0.038
	财政支出影响	公共教育供给能力	每万人口拥有教职工数	正向	0.044
		公共卫生供给能力	每万人口拥有卫生技术人员数	正向	0.041
		基础设施供给能力	每万人口拥有道路面积	正向	0.047
响应R (0.172)	预算管理影响	支出预决算偏离度	(财政支出决算数-预算数)/预算数的绝对值	负向	0.084
	财政支出效率	财政支出效率	基于DEA模型测算	正向	0.030
	财政支出结构	民生性财政支出规模	民生性财政支出/财政支出	正向	0.016
		创新财政支出规模	(节能环保支出+科技支出)/财政支出	正向	0.037
	财政管理制度	行政管理支出规模	一般公共服务支出/财政支出	负向	0.017
		预算管理规范指数	审计违规金额/财政支出	负向	0.002
		财政预算透明度	财政透明度指数	正向	0.069

注:本文中,财政收入、财政支出的口径在2015年之前分别为一般预算收入、一般预算支出,2015年之后分别为一般公共预算收入、一般公共预算支出;大税种包括增值税、营业税、企业所得税和个人所得税;民生性财政支出包括社会保障与就业支出、卫生健康支出和教育支出;教职工数包括普通高等学校、中等职业学校、普通高中、初中和普通小学教职工人数。

行跨时空的比较分析,能够体现出财政与经济社会的双向互动关系。

(二)数据来源

基于数据可得性,本文采用2008—2022年中国31个省、自治区、直辖市(不含港澳台,以下统称为省份)的面板数据进行测度。基础指标数据主要来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国审计年鉴》《国土资源统计年鉴》以及政府工作报告、ESP数据库等公开资料;地方债务余额数据包括一般债务、专项债务和城投平台有息债务数据,数据来自Wind数据库和政府网站;财政透明度指数来自上海财经大学编写的《中国财政透明度报告》和清华大学编写的《中国市级政府财政透明度研究报告》;城乡居民收入的泰尔指数参照李玉姣和王晓洁(2023)^[21]的做法计算得出;财政支出效率参考陈诗一和张军(2008)^[22]、刘海兵等(2016)^[23]的研究计算得到。考虑数据可比性,对于部分变量的少数缺失值采用插值法补齐。同时为消除通货膨胀因素,对于财政收入和财政支出,选择以2008年为基期,用GDP指数对数据进行调整。

为了准确测度地方财政韧性水平,首先,利用最大、最小值极差法对原始指标值进行正向化和标准化处理。然后,利用面板熵权法这一客观赋权法来确定各指标的权重,权重计算结果见表1,驱动力、压力、状态、影响和响应五个维度的权重依次为0.126、0.117、0.291、0.294和0.172,权重之间存在合理偏差。最后,通过指标加权来测度地方财政韧性,指数越大,表示财政韧性越强。为了表述的方便,本文将财政韧性指数的最优值设置为100。

(三)研究方法

1.空间相关分析

空间相关分析包括全局空间自相关和局部空间自相关,常用指标是全局莫兰指数和局部莫兰指数。其中,全局自相关主要用于探索研究对象在整个区域分布上是否具有空间趋同特征,判断空间集聚程度^[24];局部自相关能够进一步分析局部区域的空间集聚类型。根据局部莫兰指数和观测区域的地方财政韧性水平,地方财政韧性的空间集聚可以分为“高-高”“低-低”“高-低”“低-高”四种集聚类型。

2.马尔可夫链分析

马尔科夫链主要通过构造一个状态转移概率矩阵

来描述区域内某社会经济现象随时间从一种状态转移到另一种状态的概率分布,以此刻画研究对象动态演进的过程^[25-26]。这种分析方法首先将地方财政韧性指数划分为若干种离散类型,然后计算相应类型的概率分布及其年际变化,最后构建Markov转移矩阵来探究地方财政韧性水平的动态演进特征。

3.收敛性分析

收敛性检验的常用方法主要有 σ 收敛和 β 收敛。其中, σ 收敛通过考察不同地区变量的离差随时间发展的变化情况,关注的是整体差异变化即各省份地方财政韧性指数是否绝对趋同,本文通过观测评价对象对数标准差的时序变化趋势来判定是否存在 σ 收敛。 β 收敛关注的是落后个体是否增长更快,考察是否存在追赶效应,用于判定目标变量最终是否趋于稳定状态。按照稳态水平是否相同, β 收敛分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛两类,计算方法参考简新华和聂长飞(2024)^[27]的研究。

三、财政韧性指数的时序分析

(一)全国及地区层面的分析

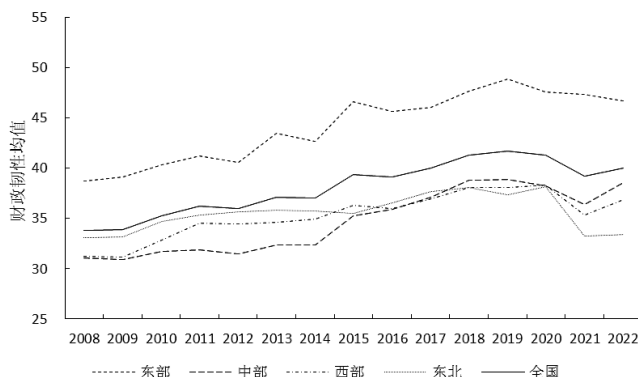


图2 财政韧性指数的变化趋势

2008—2022年,我国先后遭受了国际金融危机和新冠疫情的冲击,全国地方财政韧性水平^①呈先上升后下降的动态演化趋势。根据地方财政韧性指数的变化情况,可以将研究期间划分为金融危机抵御期、经济复苏期和疫情影响期,见图2。2008—2009年为金融危机抵御期,财政韧性处在低水平,2008年全国均值为33.82,2009年微幅上升至33.88。2010—2019年为经济复苏期,这一阶段财政韧性指数在波动中上升,从35.24增至41.69,增幅为18.30%。这主要是由于我国在金融危机发生后出台了一系列以扩大内需、改善民生为目的的刺激性财政政策,促进了经济平稳增长。

①限于篇幅,各地区各年度财政韧性指数测度结果留存备案。

2020—2022年为疫情影响期,财政韧性指数在波动中下降。在疫情期间,我国政府采取了停工停产等措施,这对经济和财政造成了较大的影响,2020年全国财政收入增速为-3.9%,这是自改革开放以来首次负增长。受此影响,财政韧性指数由2020年的41.29下降到2021年的39.21,2022年又小幅反弹至40.06,表现出我国财政系统具有较好的韧性,经受住了疫情的冲击。

分区域看,东部地区的财政韧性指数在四大区域中最高,增幅也最大,样本期间财政韧性均值为44.19,显著高于全国均值38.10。中部的财政韧性指数后来居上,2016年前最低,2017年超过西部,2018年超过东北,基本上奠定了东部>中部>西部>东北的格局,这与黄春元等(2024)^[26]的研究结论比较一致。西部地区的财政韧性指数在波动中缓慢上升,增幅仅大于东北。东北地区的财政韧性指数先上升后下降,在研究期间几乎没有增长,其受疫情冲击最为明显,2021年下降幅度最为显著且2022年反弹不明显,显示出东北地区的财政体系抗风险能力较弱。

(二)基于DPSIR五大维度的分析

分维度来看,五大维度的财政韧性指数变化呈多样化态势,见图3。其中,驱动力指数在2008—2019年小幅上升,在疫情发生之后,有较为明显的下降,在研究期间整体下降0.15个百分点。这一维度指标对财政韧性的贡献度不断下降,由9.94%降至8.03%。

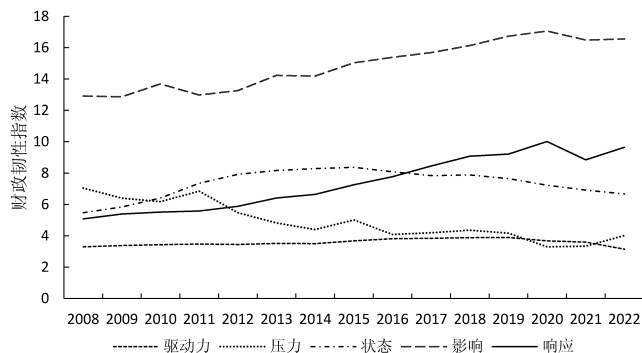


图3 基于五大维度的财政韧性指数变化趋势

压力指数在波动中下降,由最初的7.05下降至4.03,在五个维度中下降最为明显。这反映出在研究期间财政负担持续加重。

状态指数受财政收入/GDP、税收收入/财政收入等指标变化的影响,先是从2008年的5.47升至2015年的8.37,随后下降至2022年的6.67,整体上升了1.20个百分点。

影响指数在波动中上升,从2008年的12.92上升到2020年的17.06,之后受疫情影响,有所下降。这一维度对财政韧性指数的贡献也是最大的,平均贡献度为39.57%,主要得益于研究期间城乡居民收入差距不断下降、公共服务能力总体上升。

响应指数快速提升,从2008年的5.08上升至2020年的10.02,受疫情影响2021年下降至8.86,2022年又反弹至9.65,总体上增幅为89.86%,对财政韧性总指数的贡献度也由15.29%上升至24.55%。这主要得益于这一阶段财政支出效率提升,财政支出结构进一步优化,财政管理越来越规范。

五个维度指数变化的差异性从侧面反映出DPSIR模型的适用性,通过该模型可以捕捉影响财政韧性的不同维度指标的变化趋势,也反映了“驱动力→压力→状态→影响→响应”之间的动态联系。

四、财政韧性的时空演进特征

(一)空间格局演进特征分析

为了直观地描述地方财政韧性的空间格局变化,首先将地方财政韧性指数按照五分位法划分为五类,见表2,然后选取2008年、2013年、2018年和2022年的数据利用Arcgis软件绘图(图略)。从中可知,年际地方财政韧性的空间分布格局变化较大。其中,2008年有17个省份属于低韧性,多位于中西部;较低韧性和中等韧性分别有8个和3个;3个高韧性地区(北京、上海、天津)均在东部。2013年低韧性组数量大幅减少至7个,集中分布在四川—江西一带;较低韧性组有7个,与2008年相比区域变化比较大;中等韧性地区数量显著增加至11个,分布区域较广;浙江成为唯一较高韧性省份;高韧性组由3个增加为5个,其中西部的新疆跃升至高值区。2018年,总体韧性水平明显提升,较高韧性和高韧性的数量增加到12个和11个,其中有9个高韧性地区分布在东部;较低韧性和中等韧性区域分别为3个和5个,除黑龙江和青海外,其他6个省份分布在云南—江西一带。2022年,受疫情影响,地方财政韧性指数总体上有所下降,其中,黑龙江降至唯一的低韧性地区;较低韧性地区有7个,除了辽宁和吉林在东北,其他都在西部;中等韧性地区有5个,包括中部的河南、湖北、湖南和西部的西藏和四川;较高韧性地区有10个,包括东部的河北、山东、福建,中部的安徽、江西和西部的内蒙古、新疆、宁夏、陕西和重庆;高韧性地区的8个省份除山西外全在东部。

表2 财政韧性指数类型

财政韧性区间	类型	状态
(26.630,33.020]	低韧性	状态Ⅰ
(33.020,35.600]	较低韧性	状态Ⅱ
(35.600,37.942]	中等韧性	状态Ⅲ
(37.942,41.200]	较高韧性	状态Ⅳ
(41.200,68.360]	高韧性	状态Ⅴ

(二)空间相关分析

根据 Arcgis 软件绘图结果,相邻省份的地方财政韧性指数往往在相似水平,具有一定的空间相关性。为了进一步验证,计算了基于距离倒数权重矩阵的全局莫兰指数,见表3。可知各年份的莫兰指数在0.126—0.277之间,且都通过了5%的显著性检验,这表明省域财政韧性在空间上呈集聚分布。从莫兰指数的变化趋势来看,大致呈“M”形,总体上由最初的0.193下降至0.130,反映出地方财政韧性的空间相关性稳中有降。

表3 全局莫兰指数

年份	Moran' I	P值	年份	Moran' I	P值
2008年	0.193	0.010	2016年	0.135	0.015
2009年	0.232	0.011	2017年	0.126	0.011
2010年	0.259	0.007	2018年	0.182	0.018
2011年	0.277	0.005	2019年	0.205	0.004
2012年	0.237	0.009	2020年	0.190	0.005
2013年	0.225	0.004	2021年	0.166	0.006
2014年	0.188	0.005	2022年	0.130	0.018
2015年	0.178	0.005			

表4基于局部莫兰指数列示了2008年、2013年、2018年和2022年地方财政韧性的空间集聚类型。其中,“高-高”集聚的省份数量在2—4个之间,年际存在变化,总体上以东部为主,这与前文的东部财政韧性水平较高是一致的。“低-低”集聚的省份在逐年减少,2008年有7个,集中分布在甘肃—广东相邻一带,2022年仅剩四川、重庆、云南和黑龙江。“高-低”集聚仅在2008年和2013年有海南省。“低-高”集聚的省份数量也在逐年减少,2008年为山西、河北和山东,2013年为内蒙古和河北,2018年为内蒙古,2022年为河北。

(三)马尔可夫链分析

首先根据表2将地方财政韧性指数划分为5种类型,然后通过计算得到马尔可夫链转移矩阵,如表5所示。从中可以看出:(1)主对角线上的转移概率明显大于非对角线上的转移概率,说明财政韧性指数具有维持原有状态的稳定性,发生状态转移的概率较小,现有格局难以打破。其中,状态Ⅴ保持不变的概率为0.894,状态Ⅰ维持原状的概率为0.626,都比较高,这说明同时存在“高水平俱乐部”和“低水平陷阱”的集聚效应。相比之下状态Ⅱ和状态Ⅲ维持原状的概率就小一些,不到0.5,这两种状态不太稳定。(2)相邻状态之间的转移概率大于跃级转移的概率,每一种状态升至更高层次的概率在14.5%—31.8%之间,回落到更低层次的概率在10.6%—20.5%之间,其他状态转移概率均在9%以下。

(四)收敛性分析

图4报告了地方财政韧性指数的σ收敛检验结

表4 财政韧性的集聚类型

集聚类型	2008年	2013年	2018年	2022年
“高-高”集聚	江苏、天津、辽宁、内蒙古	天津、辽宁、山东	河北、天津、山东、江苏	上海、江苏、安徽、山东、内蒙古
“低-低”集聚	甘肃、四川、重庆、云南、贵州、广西、广东	湖南、四川、重庆、云南、贵州、广西、广东	四川、重庆、云南、贵州、广西	四川、重庆、云南、黑龙江
“高-低”集聚	海南	海南	—	—
“低-高”集聚	山西、河北、山东	内蒙古、河北	内蒙古	河北

表5 财政韧性指数的马尔可夫链转移矩阵

等级	状态Ⅰ	状态Ⅱ	状态Ⅲ	状态Ⅳ	状态Ⅴ	样本量
状态Ⅰ	0.626	0.286	0.088	0	0	91
状态Ⅱ	0.149	0.471	0.287	0.080	0.011	87
状态Ⅲ	0.023	0.193	0.455	0.318	0.011	88
状态Ⅳ	0.036	0.024	0.205	0.590	0.145	83
状态Ⅴ	0	0	0	0.106	0.894	85

果。从中可以看出,全国、东部、中部和西部的 σ 收敛系数变化趋势基本相同,在波动中微幅下降,收敛趋势不明显,其中,西部的 σ 收敛系数显著高于其他地区,表明西部12个省份之间的韧性水平差异比较大。东北地区的 σ 收敛系数在波动中显著下降,呈收敛态势。

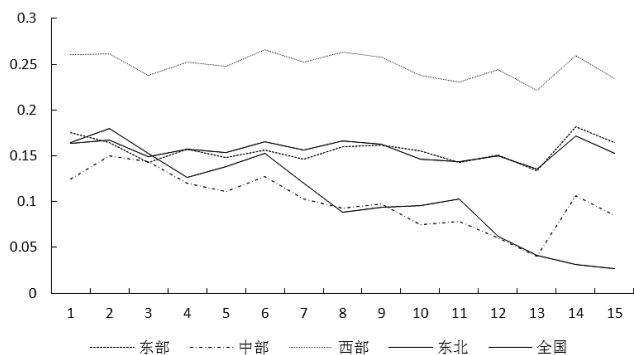


图4 财政韧性指数的 σ 收敛检验结果

地方财政韧性指数的绝对 β 收敛检验^①结果见表6。可以看出,全国及不同区域的 β 收敛系数均大于0,且都通过了1%水平上的显著性检验,反映出地方财政韧性指数不存在绝对 β 收敛特征,意味着在不考虑一系列其他因素的影响时,地方财政韧性指数会逐渐发散,差异将越来越大。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于DPSIR模型构建了地方财政韧性评价指标体系,从动态、联系的视角对地方财政韧性进行了测度,并分析了其时空演变格局,主要得出以下结论:(1)在研究期间,我国地方财政韧性总体呈上升趋势,金融危机和疫情对其有一定影响,但总体不大。区域间财政韧性指数存在显著差异,东部地区始终显著高于其他地区。(2)基于DPSIR五大维度分解的地方财政韧性指数显示,驱动力指数微幅下降,压力指数显著下降,

状态指数先上升后下降,影响指数和响应指数显著提升。(3)地方财政韧性指数具有显著的空间自相关性,全局莫兰指数在0.126—0.277之间;局部莫兰指数分析显示,“低—低”集聚和“高—高”集聚地区分布比较稳定。(4)马尔科夫链分析表明,地方财政韧性指数具有维持原有状态的稳定性,也有相当的概率发生类型转移,相邻状态之间的转移概率大于跃级转移的概率。(5) σ 收敛和 β 收敛检验表明,地方财政韧性指数不具有收敛性。

(二)对策建议

基于上述分析,本文提出以下对策建议:

第一,增强驱动力,大力提升地方财政韧性。从计算结果来看,即使财政韧性水平较高的东部地区距离最优值仍有不小差距,总体上各地财政韧性指数较低,具有较大的提升空间。首先,经济是财政的源泉和基础,应从发展经济入手增强地方财政韧性,良好的经济发展状态能够为财政收入提供稳定的来源,减少财政支出的压力。在经济新常态的背景下,要促进经济增长和高质量发展,要加快建设现代化产业体系。其次,应激发和增强社会活力。社会问题较多必然会给财政带来压力,因此,应尽量减少失业、人口老龄化等社会问题所带来的不利影响。通过完善社会保障体系、优化劳动力市场、支持和规范新就业形态的发展、实施鼓励生育的人口政策等手段来增强社会驱动力,为社会发展助力。

第二,财政韧性包括财政收入韧性、财政支出韧性和财政管理韧性,提升财政韧性可以从这三个方面入手。在财政收入方面,主要是优化财政收入结构,提高税收收入的占比,降低对土地财政的依赖程度,并增强财政收入来源的稳定性。在财政支出方面,调整和优化财政支出结构,增强基本公共服务供给和调节收入分配的能力,持续提高民生性财政支出、节能环保支

表6 财政韧性指数的绝对 β 收敛检验结果

变量	全国	东部	中部	西部	东北
β	0.4155*** (0.0417)	0.4680*** (0.0806)	0.4252*** (0.1005)	0.3467*** (0.0707)	0.6648*** (0.1896)
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	434	140	84	168	42
R ²	0.4108	0.5505	0.6386	0.4219	0.6804

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

①本文同时做了添加控制变量(人均GDP、人口规模、金融发展、城镇化和对外开放)的条件 β 收敛检验,结果与绝对收敛检验基本一致,回归系数的符号、大小和显著性没有出现明显变化,在此未予以报告,具体结果留存备案。

出、科技支出的占比,充分发挥财政职能。在财政管理方面,建立规范透明、约束有力的现代预算制度,增强财政透明度,提高财政支出效率,规范管理以增强预算的执行力度,降低预决算的偏离度。

第三,合理运用转移支付制度促进区域协调发展。不同地区之间的财政韧性指数存在显著差异,收敛性分析表明地方财政韧性指数不具有收敛性,不可能自动实现空间均衡,这意味着区域间差异会越来越大,且马尔科夫链分析表明“高水平俱乐部”和“低水平陷阱”同时存在,这就需要中央政府通过转移支付等手段对地方财政韧性较差的地区进行调控,以促进区域协调发展。◆

参考文献:

- [1] 杨林,郑尧.财政分权影响地方财政韧性的理论意蕴与现实考察[J].中央财经大学学报,2022(5):17-28.
- [2] HOLLING C S. Resilience and stability of ecological systems[J]. Annual Review of Ecology and Systematics, 1973,4(1):1-23.
- [3] FUJITA M, THISSE J F. Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [4] MARTIN R, SUNLEY P, TYLER P. Local Growth Evolutions: Recession, Resilience and Recovery [J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2015, 8(2): 141-148.
- [5] 李连刚,张平宇,谭俊涛,等.韧性概念演变与区域经济韧性研究进展[J].人文地理,2019,34(2):1-7+151.
- [6] 张学波,卢冰坤,何志浩,等.基于夜间灯光数据的新冠疫情期间环渤海地区经济韧性及影响因素[J].人文地理,2024,39(4):46-56+117.
- [7] 王松茂,牛金兰.山东半岛城市群城市生态韧性的动态演化及障碍因子分析[J].经济地理,2022,42(8):51-61.
- [8] 景宏军,吴婧源.财政韧性:财政应急治理现代化的一种思路[J].财政科学,2021(8):31-47.
- [9] 林光彬,陶然.财政韧性:概念辨析、研究进展与未来展望[J].经济社会体制比较,2023(4):188-197.
- [10] 许玉久,李光龙,王登宝.统筹发展和安全的财政韧性研究:基于财政应急治理的视域[J].地方财政研究,2023(5):14-27.
- [11] 王彦平,陶慧芳.公共危机状态下超大城市财政韧性体系的

- 现实梗阻与优化提升[J].兰州财经大学学报,2025,41(1):1-14.
- [12] 谷彦芳,胡欣蕊,张航.数字经济发展对地方财政韧性的影响及空间溢出效应[J].经济纵横,2024(3):118-128.
- [13] 邓菊秋,张苏皖.减税降费对我国财政韧性的影响机制研究[J].经济研究参考,2024(3):27-43.
- [14] 刘成奎,王浩.我国财政纵向转移支付与地方财政收入韧性研究[J].地方财政研究,2024(9):13-25+35.
- [15] HUANG, H, LI R, WANG W, et al. Concepts, models, and indicator systems for urban safety resilience: A literature review and an exploration in China[J]. Journal of Safety Science and Resilience, 2023, 4(1): 30-42.
- [16] 曾冰,徐颖颖.中国省域财政韧性发展的测度评价、地区差异与动态演进[J].海南师范大学学报(自然科学版),2025,38(1):101-110.
- [17] 于伯华,吕昌河.基于DPSIR概念模型的农业可持续发展宏观分析[J].中国人口·资源与环境,2004(5):68-72.
- [18] 吴洋宏,周小亮,李广昊.新发展格局下中国区域经济韧性动态双向评价指标体系构建与应用[J].学术交流,2022(8):98-101.
- [19] 李昕,王艳伟,郑善枫,等.长江经济带农村基础设施韧性测度及时空动态演化分析[J].统计与决策,2023(12):79-84.
- [20] 李雪铭,刘凯强,田深圳,等.基于DPSIR模型的城市人居环境韧性评价:以长三角城市群为例[J].人文地理,2022(1):54-62.
- [21] 李玉姣,王晓洁.京津冀地区产业结构转型对城乡居民收入差距的影响[J].北京社会科学,2023(3):45-55.
- [22] 陈诗一,张军.中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005[J].中国社会科学,2008(4):65-79.
- [23] 刘海兵,杨凡,陈工.中国省级地方政府财政支出效率研究:1978—2013[J].海南大学学报(人文社会科学版),2016(3):41-47.
- [24] 谢欣圆,朱婧.面向SDGs的黄土高原地区可持续发展水平测度、时空分异及未来趋势研究[J].地域研究与开发,2024,43(1):31-37+45.
- [25] 邵海琴,吴卫,王兆峰.长江经济带旅游资源绿色利用效率与新型城镇化的时空耦合协调[J].经济地理,2021(8):204-213.
- [26] 黄春元,张小娜,杨姝.中国省际财政可持续性测度、地区差异及动态演化[J].地方财政研究,2023(11):17-30.
- [27] 简新华,聂长飞.中国新质生产力水平测度及省际现状的比较分析[J].经济学动态,2024(10):3-20.

Measurement and Spatiotemporal Evolution Analysis of Local Fiscal Resilience Based on DPSIR Model

Yuan Ning, Wu Liping

Abstract: This paper constructs an evaluation index system based on the “driving force → pressure → state → impact → response” (DPSIR) model, measures the local fiscal resilience of 31 provinces in Chinese Mainland from 2008 to 2022, and analyzes its spatio-temporal evolution characteristics using various tools such as Moran index, Markov chain, σ convergence and β convergence test. Research shows that: (1) The resilience index of local finance in China has been fluctuating and rising, with the eastern region significantly higher than other regions. (2) The trends of the five dimensional indices vary, with the driving force index becoming increasingly weak, the pressure index increasing, and the impact index and response index growing significantly. (3) The resilience of local finance has spatial autocorrelation, and regions with “high-high” agglomeration and “low-low” agglomeration have certain stability. (4) Markov chain analysis shows that local fiscal resilience has the stability to maintain its original level. (5) The convergence test finds that local fiscal resilience does not have convergence. Therefore, it is necessary to enhance the economic driving force, social driving force, and fiscal management capacity to improve local fiscal resilience, and make reasonable use of the regional transfer payment system to promote regional coordinated development.

Key words: DPSIR Model; Local Fiscal Resilience; Spatiotemporal Evolution; Markov Chain; Convergence

(责任编辑:云野)

大模型时代的统计理论及应用研究

——第19届全国经济统计学会年会综述

骆琳¹ 李勇²

(1.四川旅游学院 大数据与统计学院 四川 成都 610100;2.成都信息工程大学 统计学院,四川 成都 610103)

摘要:人工智能和大数据时代,统计理论及应用面临机遇与挑战并存的局面。2025年7月25日至27日,第19届全国经济统计学会年在山东烟台举办。与会专家、学者围绕“大模型时代的统计理论及应用研究”这一主题展开深入研讨交流,提出了一系列具有理论价值、现实意义的学术观点与研究发现。会议还介绍了国内主要经济统计研究团队的系列研究成果,为人工智能时代我国经济统计的发展指明了方向。

关键词:大数据;人工智能;经济统计;国势研判

中图分类号:F222

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)08-0077-04

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.08.008

2025年7月25日至27日,由中国统计教育学会社会经济统计分会、全国工业统计学教学研究会企业经济统计学会主办,中国政府统计研究中心、山东工商学院联合承办的2025(第19届)全国经济统计学会暨第6届中国统计教育学会社会经济统计分会年会,在山东烟台成功举办。会议主题是“大模型时代的统计理论及应用研究”。来自国家统计局、中国人民大学、厦门大学、上海财经大学、西南财经大学、对外经济贸易大学、江西财经大学等100多所高校、科研机构、出版社和杂志社的400多位专家、学者、业内人士齐聚一堂,共襄盛会。会议特邀请专家作了大会特邀报告和系列成果报告,主要涉及多指标综合评价、国势大变局与经济统计应对、SNA关于福祉和可持续核算、脱贫问题、资本存量核算、统计指数等领域的问题研究。年会设置了高校经济统计系列成果交流会、统计期刊与编者读者交流会2个平行会场,以及10个分会场,分别是数字经济统计研究、新质生产力统计研究、统计理论创新与应用研究、国民经济核算研究、重点领域统计测度研究、金融市场发展与财税体制改革研究、绿色经济与可持续发展研究、数字化转型与产业融合研究、人口问题统计研究、经济高质量发展统计研究。

江西财经大学特聘教授邱东在《多指标综合评价何以可能?》的报告中,将他的“当代经济统计学批判系列”之《多指标综合评价方法的机理探索》概括为“三长、三短、一博文”。首先,回顾了其博士论文《多指标综合评价方法的系统分析》(中国统计出版社,1991年版)的成果:首次将不同学科的不同方法应用于不同具体问题的多指标综合评价案例,从功能的角度归结为一个新系统进行分析,开创性地构建了多指标综合评价方法系统的基本框架。其次,针对“脑梗塞危险因素的多元分析”(《数理统计与管理》,1989年发表)论文中利用主成分分析进行指标排序方法的反思和质疑。指出用主成分的序来决定指标(因素)的序的不妥;对构成指标仅分成正指标和逆指标是不够的,提出指标变化的功能影响未必是单向的,所有指标的功能都是在一定时间空间条件下划定的。随后,指出多指标综合评价可以分为三大阶段,即评价的预处理阶段、核心阶段、后期处理阶段。各评价指标处于完全相关和完全不相关之间,即部分相关,须注意选取指标时度的把握及不同处理方式对综合评价结果的影响问题。指标体系只是为选取合成指标,能否入选以是否有助于综合评价为准,属于多指标综合评价中的指标

作者简介:骆琳,女,博士研究生,研究方向为经济统计与综合评价;李勇,男,教授,博士生导师,研究方向为智能大数据统计与贝叶斯决策分析。

预处理,与直接采用指标体系评价不同,是一种注重评价全面性而舍弃整体性的专门评价方式。提出并讨论了“当量转换”概念,指不同子指标的不同量变化对合成指标的一定量变化构成了一个约当量,彼此间可以相互转换。强调要区分数学可加性与社会经济意义可加性,无量纲处理只能解决数学意义上的可加性、可积性问题,不能保证社会经济意义上的可加性、可积性。当量转换关系成立的社会经济意义与不同构成指标的赋权问题相关联,其本质上是各构成指标在社会经济意义上的可加性或可积性问题。当量转换与补偿性的关系是本位和次位关系,前者更能揭示问题的实质,当量转换关系的存在是绝对的,而补偿性只能相对减少。指出多指标综合评价方法是否可行的关键在于结果数值是否具备相应的社会经济意义。再次,强调要注重多指标综合评价的机理进路。提出了经济测度隐含的四大矛盾:必要性与可行性、一般性与特殊性、主观性与客观性、评价的全面性与结果的单一指向性。尤其是第四个矛盾,更与合成指标直接依存。评价的全面性是合成的意义所在、格局所在,数据结果的单一指向性是管理和决策所需。“多指标综合评价方法”是从方法的功能角度命名的,“合成指标”是从方法的计算角度命名的。合成指标需要统一的测度框架,以便空间比较。当量转换是经济测度中解决可加性问题最基本的方法,应该是经济统计学中的一个基本概念,体现了综合评价与价值指标的关联。综合评价对构成指标提出了一个相悖的要求:各评价因素与被评价对象高度相关,且彼此独立,这是一种非常苛刻的基础数据投入要求。实际评价操作中如果无法实现,评价结果数据就会隐含偏误。对于多指标综合评价方法的研究,在注重方法机理探索的基础上,应注重方法论研究的系统性。主要包括对多指标综合评价方法的横向和纵向的系统分析、经济统计学内容层次在多指标综合评价方法上的体现、方法的技术含量与思想含量的倾向性、需要区分加总和平均意义上的两种不同合成、经济测度的“福利转向”与方法论思考的跟进、多元的学科前沿观与回溯学科的基本问题、经济统计与经济理论的双向作用关系等方面。最后,指出合成指标问题是人类长期且共同面临的测度难题,合成指标是一种应该满足社会经济可加性的指标方法,明确“测度陷阱”的存在,就知道不同应用场景满足社会经济可加性和可比性的程度不同,要在应用过程中力争指标应用的学术增加值。

天津财经大学肖红叶教授在《国势大变局与经济统计应对》的报告中,从以下几方面进行了阐述:首先指出经济统计研究的着力点应向国势重大事项研判集中。提出在世界百年未有之大变局中,经济统计应该发挥重要作用。邱东教授2022年的著作《真实链位探索与当代国势学构建》,提出了经济统计突破当前困局,摆脱盲目套用西方规则,切实服务解决中国实际问题的大思路,具有推进新时代中国特色统计学建设的重要意义。目前国内经济统计注意力没有落在对诸多国势重大事项研判及时响应上,即使在脱贫攻坚这一重大中国历史叙事中取得相关研判成果,似乎也没有对统计学科建设产生向国势研判集中的拉动效应。而国势研判的基础是统计测度。统计测度是通过测度数据表达(再现)存在者的存在现实,其本质是基于对现实的认识,构建一个测度数据表达的事实,并进一步结合实践检验与评价,这一过程体现了国势研判的逻辑。其次,指出国势重大事项研判需要深入研究理解,进而明确研判目标。截至2024年12月末,人民币跨境支付系统(CIPS)业务覆盖全球185个国家和地区,2024年处理跨境人民币支付金额达到175万亿元,同比增长43%。美国判定中国是唯一能够替代美元交付系统的国家,基于数字技术(芯片与AI),美元力图从锚定石油转向锚定稳定币,构建美元霸权2.0体系。最后,根据大变革提出梳理反思研判测度规则要求、应对策略与机制等观点。

北京大学国家发展研究院许宪春教授在《2025年SNA关于福祉和可持续核算的修订与改进中国国民经济核算体系的相应建议》的报告中,首先从传统指标存在的局限性、应对全球化的新需求,以及国际趋势和中国需求角度阐述了关于福祉和可持续核算修订的重要意义。其次,阐述了2025年SNA关于福祉和可持续核算修订的主要内容。一是提出了从收入、消费和财富三个维度出发构建更具一致性、可扩展性和政策导向性的福祉衡量体系,通过现有SNA综合框架提供的有关统计指标和统计数据,为评估福祉水平提供更为丰富的统计信息。二是提出编制住户分配账户的建议,致力于揭示收入、消费与财富在不同家庭群体之间的分布特征,从而更全面地反映经济增长成果的共享程度及对不同社会群体的实际影响。三是拓展住户生产边界与构建扩展账户。住户部门既是最终消费的承担者,又是非市场生产的主体。因此衡量居民福祉不能局限于市场交易活动,而是需要从住户部门的双重角

色出发对其资源获取与利用情况进行更为全面的核算。四是提出应重新审视教育、健康支出的性质,探索在扩展账户中将其成果转化为人力资本存量的可行方法,从而更全面地衡量福祉。五是确定了四类资本,即经济资本、自然资本、人力资本、社会资本。从分类可以看出,经济资本及自然资本的一部分包含在国民账户综合框架中,而其他资本则超出国民账户综合框架所涵盖的资产范畴,需要结合其他分析框架来进行可持续性分析。六是提出了改进中国国民经济核算体系的相应建议。一要构建细化的住户部门分配账户,二要构建住户部门无酬家务劳动扩展账户,三要建立中国教育和健康的扩展卫星账户,四要优先夯实自然资本与人力资本的核算基础,以实现2025年SNA修订在福祉与可持续性衡量方面的核心目标,与中国宏观管理需求形成有机衔接。

中国农业大学张莉琴教授在报告《脱贫县帮扶十年:马太效应还是收敛效应》中指出,自2013年我国进入精准扶贫阶段以来,基于更完善的扶贫开发政策保障体系向脱贫县输入了大规模的扶贫资源。中央及地方对脱贫县的帮扶政策及内容涵盖了产业发展、就业促进、基础设施建设、公共服务水平提升等多个方面,对县域经济社会发展产生了深远的影响。从相对差距的视角出发,一个亟待回答的问题是:脱贫县经历了十年帮扶,其经济增长与其他县域间的相对发展差距是在稳步弥合,抑或在特定因素作用下反而有所加深,是马太效应还是收敛效应。根据确定贫困县名单的实践操作过程中的三个主要核心指标:农村居民收入水平、人均GDP、人均财政收入,借鉴FGT指数构建脱贫县的经济增长的相对差距指数gapit,构建基于全国中位数、脱贫县所在省份中位数两种标准下的县域相对发展差距指数,得出县域帮扶政策的实施显著缩小了县域间经济差距,并从政策持续效果、作用机制等方面作了进一步解释。

厦门大学曾五一教授在《关于固定资本测度的理论与方法研究》的报告中,对资本核算理论、方法作了全面、系统、深入分析,构建了科学、规范的资本核算与分析的理论方法体系,对进一步完善我国固定资本核算方法和制度提出了具有可操作性的建议。在此基础上,利用可利用的官方统计数据,对我国资本存量的历史数据进行估算,构建了资本存量数据库。同时,还开展了关于资本存量数据应用的研究,主要包括:一是资本宏观利用效率的数量测度分析,二是全要素生产率

的测度与对比分析。通过这些研究,不仅可以为促进国民经济核算理论的发展作出贡献,为完善我国资本核算方法制度提供重要参考,还可以为今后开展经济分析、经济预测和决策提供必要的数据依据。

江西财经大学罗良清教授团队的“相对贫困测度研究”系列成果报告中,基于长期实践调查积累,深入研究贫困测度、乡村振兴协同农村低收入人口、欠发达地区帮扶等系列问题,为国家精准脱贫、全面推进乡村振兴、实现共同富裕提供决策支持,在贫困测度领域形成鲜明学科优势和特色的同时,也成为统计学科积极服务国家重大战略的典型案例。

浙江工商大学苏为华教授在“综合评价研究”系列成果报告中,阐述在统计综合评价理论方法应用方面的研究。理论方面,主要集中在多指标综合评价紧密相关的统计指标理论研究、综合评价理论与方法创新方面的研究。应用方面,主要集中在专业市场与特色产业综合指数系统开发,商贸流通统计体系创新与综合评价,海洋经济统计核算、监测、评价体系与应用,社会经济和谐发展度综合评价体系的创新性构想,中国式现代化综合评价理论模型设计与评价方法的创新,宏观经济政策(重点是能源与环境)的经济统计评价与实证分析,城市公用事业政府监管绩效评价等方面的研究。

浙江财经大学李金昌教授团队在“经济统计测度”系列成果报告中,从经济统计基本理论与新经济统计、收入分配与共同富裕统计测度、资源环境统计与高质量发展测度三方面进行了阐述。其中,在大数据测度理论上,提出大数据思维框架(六大核心思维),重构统计测度理论体系。在政府统计现代化方面,提出“三位一体”推进框架(调查体系+数据治理+统计监督),建立多源数据融合的现代统计调查模式。在数字经济多维测度方面,构建“产业数字化差异分析+核心产业增加值核算”双维测度体系,统一数字经济统计标准。在数据要素经济效应方面,从双重属性视角量化数字资本,揭示其对全要素生产率的贡献机制,为数据要素市场化改革提供理论基石。在收入极化测度理论方面,强调区分两极分化与收入不平等,提出新极化测度公理,建立多维极化测度法。在共同富裕和中等收入群体方面,设计“过程—结果”的双维评价指标框架;构建国际中等收入群体规模比较框架,利用机器学习识别关键影响因素。在低碳经济与碳排放政策效应方面,构建交通碳排放CGE政策实验室,精准模拟碳税传导

效应,驱动新能源汽车产业绿色转型。

上海财经大学徐国祥教授“统计指数研究”系列成果报告中,构建了完整的统计指数理论方法体系和应用体系,提出、论证和构建了股价指数、债券价格指数和证券投资基金价格指数三维一体的金融证券市场价格指数体系,调查、编制和发布了上海市社会经济系列指数,形成了原创性的数据库。

东北财经大学徐强教授在“国民经济核算研究”系列团队成果报告中,从早期带头人佟哲晖教授、刘长新教授的成果开始介绍,然后是邱东教授、蒋萍教授,到杨仲山教授以及现有团队成员,一直传承着国民经济核算研究。多年来,在国际统计标准SNA的研究、国民经济核算基本理论方法研究、卫星账户研究、专题核算研究(非市场服务产出核算、未观察经济核算研究、全球生产核算研究、住户生产核算、生态系统服务核算、福利核算、免费数字产品核算、数字中介服务核算、加密资产核算、无工厂生产核算)等方面取得丰硕成果,对推动中国国民经济核算体系改革与发展作出了重要贡献。

山西财经大学李宝瑜教授团队的“国民经济核算”系列成果报告中,从十个方面阐述了相关成果。分别是出版了中国第一部标以“著”字的国民经济核算个人著作,提出了国民经济核算多方等价原则,设

计了国民经济核算体系的分层次积木式理论结构,投入产出表编制方法与模型研究,国内资金流量表编制与模型研究,国际资金流量表编制与应用研究,国家资产负债表编制研究,社会核算矩阵(SAM)编制与模型系列研究,宏观经济失衡指数研究,国家数据资产核算研究。

西南财经大学史代敏教授团队的“绿色金融统计研究”系列成果报告中,针对我国绿色金融快速发展,但绿色金融统计相对滞后的问题,从绿色金融的基础理论出发,对绿色金融统计的基本问题展开研究。主要研究方向、内容集中在绿色金融统计的理论问题研究、绿色金融专项统计的完善、绿色金融概览编制与卫星账户构建研究、绿色金融综合统计制度探究、绿色金融效果评价研究等方面,取得了丰硕成果。

成都信息工程大学李勇教授在《工业大数据统计测度理论及应用研究》的报告中,基于人工智能和工业互联网这一时代大背景,对工业大数据采集机制与数据融合体系、工业大数据统计模型建构及应用、工业大数据的机器学习算法及应用、基于工业大数据的企业产值核算体系、基于工业大数据的动态发展指数编制和企业征信测评方法等进行了阐释。并结合数据科学、认知神经科学、脑科学和逻辑学,提出了大模型时代对统计学的“三大新认知”。◆

Research on Statistical Theory and Application in the Era of Large Models: A Review of the 19th National Conference on Economic Statistics

Luo Lin, Li Yong

Abstract: In the era of artificial intelligence and big data, statistical theory and application are faced with both opportunities and challenges. From July 25th to 27th, 2025, the 19th National Conference on Economic Statistics was held in Yantai, Shandong Province. Experts and scholars attending the conference conducted in-depth discussions and exchanges on the theme of statistical theory and application research in the era of large models, and put forward a series of academic viewpoints and research findings with theoretical value and practical significance. The conference also introduced the series of research achievements of the main domestic economic statistics research teams, pointing out the direction for the development of China's economic statistics in the era of artificial intelligence.

Key words: Big Data; Artificial Intelligence; Economic Statistics; National Situation Analysis and Judgment

(责任编辑:新月)