

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第12期,总第560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·

国家治理现代化视域下的统计监督:本质内涵、核心功能与战略定位

..... 宁泽逵,黄海娟,刘 正/5

·经济统计·

中国新质生产力发展的时空演进与区域差异 曹 雷/13

产业数字化赋能黄河流域高质量发展的效应研究 王娟娟,崔路凯/22

长三角地区数字经济产业链研究

——基于投入产出表的分析 李国荣,林佳乐/31

·农业农村统计·

数字乡村建设对农业农村现代化的影响研究 李从欣,郭红涛/40

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

·对外贸易统计·

制度红利与企业抗风险能力

——基于自由贸易试验区的准自然实验 柴 利,祝艳红/47

全球新能源汽车贸易网络演化及其驱动因素分析 赵军产,郭禹含/56

·人口与社会统计·

家庭金融脆弱性对收入不平等的影响研究

——来自CHFS的证据 吴 慧,贺建风,傅焯彬/65

《统计理论与实践》2025年总目录 本刊编辑部/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
国内发行 河南省邮政发行局
邮发代号 36-12

国外发行 中国国际图书贸易总公司
国际标准连续出版物号 ISSN 2096-8647
国内统一连续出版物号 CN 41-1458/C8
定 价 15 元

MAIN CONTENTS

Statistical Supervision from the Perspective of Modernizing National Governance: Essential Connotations, Core Functions and Strategic Positioning	<i>Ning Zekui, Huang Haijuan, Liu Zheng</i> (5)
A Study on the Spatio-temporal Evolution and Regional Differences of the Development of China's New Quality Productivity	<i>Cao Lei</i> (13)
Research on the Effects of Industrial Digitalization Empowering High-Quality Development in the Yellow River Basin	<i>Wang Juanjuan, Cui Lukai</i> (22)
Research on the Digital Economy Industrial Chain in the Yangtze River Delta: An Analysis Based on Input-Output Tables	<i>Li Guorong, Lin Jiale</i> (31)
Study on the Impact of Digital Rural Construction on Agricultural and Rural Modernization	<i>Li Congxin, Guo Hongtao</i> (40)
Institutional Dividends and Enterprise Risk Resilience Capacity: A Quasi-Natural Experiment Based on Free Trade Zones	<i>Chai Li, Zhu Yanhong</i> (47)
Evolution of Global New Energy Vehicle Trade Network and Analysis of Its Driving Factors	<i>Zhao Junchan, Guo Yuhao</i> (56)
Household Financial Vulnerability and Income Inequality: Evidence from CHFS	<i>Wu Hui, He Jianfeng, Fu Zhuobin</i> (65)
General Table of Contents of "Statistical Theory and Practice" 2025	<i>The Editorial Department of This Journal</i> (77)

国家治理现代化视域下的统计监督： 本质内涵、核心功能与战略定位

宁泽逵 黄海娟 刘 正

(西安财经大学 公共管理学院, 陕西 西安 710100)

摘要:随着实践的深入和理论的深化,我国统计监督已经从最初的统计部门工作职能转化升级为新时代推动国家治理体系和治理能力现代化的重要手段之一,成为党和国家监督体系的重要组成部分。因此,新时代统计监督的内涵、功能、定位都得到了发展和丰富。其中,统计监督的本质是以国家意志和人民利益为最高指引、以鲜明的政治性为引领、以统计数据为核心驱动,对特定主体在经济社会活动及统计活动中的相关行为进行系统性规范、引导、约束和优化的调控机制;统计监督的核心功能体现在基础保障、规制权力与监测评价、服务决策与协同治理等三个方面;统计监督的战略定位是国家治理的“数据基石”、权力运行的“量化标尺”、宏观调控的“决策参谋”。通过对统计监督在国家治理现代化中重要作用认知的再深化,可为新时代更好发挥统计监督作用提供学理支撑与实践启示。

关键词:国家治理现代化;统计监督;监测评价;数据驱动性

中图分类号:D630

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0005-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.12.001

一、引言

推进国家治理体系和治理能力现代化是以习近平同志为核心的党中央聚焦“两个大局”和社会主义现代化强国目标作出的重大战略部署。强化权力运行制约和监督体系,科学配置国家权力是实现国家治理体系和治理能力现代化的必然要求。2021年8月,习近平总书记在中央全面深化改革委员会第二十一次会议上强调,“统计监督是党和国家监督体系的重要组成部分”“要强化统计监督职能,提高统计数据质量,加快构建系统完整、协同高效、约束有力的统计监督体系。”

2024年新修订的《中华人民共和国统计法》(以下简称《统计法》)不仅在立法目的中继续强调“加强统计监督”,而且围绕统计监督主题新增了第六条,明确规定“统计机构根据统计调查制度和经批准的计划安排,对各地区、各部门贯彻落实国家重大经济社会政策措施情况、履行统计法定职责情况等进行统计监督”^[1],为

统计监督更好融入国家治理全局、发挥其在推进国家治理现代化中的独特作用提供更为坚实的法治保障。

然而,当前学术界对统计监督的新内涵、新本质、新功能与新定位尚缺乏系统且深入的探讨。鉴于此,本文以国家治理现代化为根本遵循,力图在既有研究基础上进行深化与拓展。首先,梳理相关文献,明晰研究现状与尚存不足;其次,界定新时代统计监督的本质内涵;再次,进一步探究统计监督在国家治理现代化整体框架下发挥的战略价值 and 系统性效用,即统计监督的主要功能;最后,明确统计监督的战略定位。本文旨在为深刻理解和有效发挥统计监督在推进国家治理现代化中的独特作用提供学理支撑与决策参考,进而推动统计监督更好地服务于国家治理大局。

二、文献综述

(一)关于统计监督的概念及内涵

当前学术界对统计监督尚未形成一致的认识和结

基金项目:全国统计科学研究项目“推进统计法治监督现代化的统计监督人才培养体系研究”(2024LY047);陕西高校青年创新团队项目“数字乡村发展理论前沿及实践进展研究”(23JP048)。

作者简介:宁泽逵,男,博士,教授,研究方向为城乡公共治理、统计监督理论与实践;黄海娟,女,硕士研究生,研究方向为统计监督理论与实践;刘正,男,硕士研究生,研究方向为统计监督理论与实践。

论^[2],经过梳理既有文献,发现学者们基于不同研究重点与时代背景,对统计监督概念及其内涵的阐释大致可以归纳为以下三个方面。第一,聚焦“监测评价”。早期研究多将统计监督视为宏观调控与决策支持的重要工具。张塞(1989)^[3]指出,统计监督是从总体上对经济社会和科技的运行状态实行全面的定量检查、检测和预警。李成瑞(1990)^[4]强调,统计监督的主要任务在于发现和揭露社会经济和活动中偏离预定目标的失误。这些观点突出了统计监督通过信息产出对外发挥的监测、评价与预警作用,近似可归于“职能性统计监督”范畴^[5],其核心在于运用统计手段服务于对外部经济社会现象的认知与调控。第二,强调“数据质量保障”。随着对统计工作内在规律认识的深化,确保统计数据真实准确成为统计监督不可或缺的维度。林青(1991)^[6]明确提出统计监督的重点应是微观监督,其根本目标在于保证统计数据的质量。李一辰(2021)^[7]强调,全面实行统计业务流程质量控制,保障统计数据真实准确、完整及时。这些观点将统计监督的重心置于统计活动本身的过程管理与源头控制,高度契合“管理性统计监督”,即通过对统计行为和统计过程的规范与约束,保障统计产出的可靠性。第三,凸显“法律规范”。在国家治理法治化进程加速的背景下,统计监督的法律地位与强制性特征日益受到重视。李金昌和余卫(2021)^[8]将统计监督界定为“为保证国家治理有客观定量依据而实施的一种具有法律效果的专门监督”。该观点不仅强调了统计监督服务国家治理的工具性,更突出了统计监督“法律效果”和“专门监督”的属性,在实践中已被纳入国家监督体系的法治框架之内,具有对行为的强制性约束。

(二)关于统计监督的职能及边界

早在中华人民共和国成立初期,我们党已洞察到统计工作在国家治理过程中的基石作用和其自身内蕴的监督职能。1952年12月,朱德同志在第二届全国统计工作会议上提出:“一切统计工作者必须以科学的严肃态度来从事统计工作,同时要担负起监督作用,反对敷衍了事、粗枝大叶的作风,假统计假报告更是对人民的犯罪行为”^①。可见,统计监督自正式提出起,便具有强烈的政治属性和治国理政价值。当然,学术界对统计监督职能的探索亦随着实践推进而不断深化。例如,李江(2006)^[9]将统计监督职能划分为统计执法监督与对经济社会运行的统计监督,贾金辉(2016)^[10]则

进一步阐释为反映经济社会运行与监督法律法规执行两大方面。这些研究虽侧重各异,但共同指向统计监督职能兼具保障数据质量与服务宏观治理的作用。对此,高敏雪等(2023)^[5]在综合既往研究的基础上,提出了理解统计监督职能的二元视角,即:以揭示经济社会运行规律、服务决策为核心的“职能性监督”,以及以保障统计活动规范性、数据真实性为目标的“管理性监督”。

(三)关于统计监督的实践意义及作用发挥

学术界对统计监督意义与作用的认知,伴随国家治理实践的深入不断深化,大体体现为三个方面。第一,聚焦统计监督的基础性作用,这是对统计监督作用的早期基础性认知。统计监督是反映和检查党在过渡时期总路线贯彻结果的重要手段,其核心在于服务国家大政方针的贯彻执行^[11]。随着改革开放的推进,学术界开始从党和国家监督体系的宏观视角审视统计监督,有学者强调统计监督在各类监督中具有基础性和不可替代性,是确保治理有效的基础支撑,这一观点揭示了统计监督在整个治理架构中的底层逻辑作用。总体而言,这一时期的研究虽然确立了统计监督的基础价值,但对其在复杂治理情境下的多维功能探讨尚不充分。

第二,聚焦统计监督在国家治理现代化中的战略价值。党的十八大以来,统计监督的作用被提升至推进国家治理体系和治理能力现代化的战略高度。李金昌和余卫(2021)^[8]将统计监督的价值归结为推动国家治理现代化宏观目标、保障统计工作顺利运行以及提升数据质量要求三个层面。表明统计监督既是国家宏观治理框架下的关键环节,也是统计系统自身健康运行的内在要求。研究拓展了统计监督的理论视域,将其从具体的业务环节提升为国家治理现代化的重要力量。

第三,聚焦统计监督发挥作用的功能机理。近年来,部分学者开始探究统计监督发挥作用的内在机制,展现出更强的学理深度。有研究将统计监督置于“理论创新—统计监督—量化治理”的良性循环中,揭示其在推动治理理念转化为可度量、可评估的实践过程中所扮演的枢纽作用^[12]。这种观点强调统计监督不仅是事后监督,更是一种贯穿于治理全过程的、能够将抽象治理目标具体化的赋能机制。

尽管已有研究对统计监督的概念、职能及意义等方面进行了深入探讨,但还有诸多尚待深化拓展的理

①朱德在全国第二届统计工作会议上的指示。

论空间:对统计监督在国家治理现代化视域下的本质内涵与战略定位的学理凝练尚显不足,导致对其功能作用的理解失之于泛化或工具化。为此,本文尝试在既有研究基础上,通过对新时代统计监督相关的法律法规、政策文件的系统分析,提炼出其政治性、法定性、数据驱动性、专业性与系统性五大核心属性,并将其概括为一个相互关联的本质内核,在此基础上构建分析框架,系统阐释统计监督的本质内涵、核心功能与战略定位,以期深化对这一重大议题的理论认知。

三、国家治理现代化视域下统计监督的本质内涵

(一)国家治理现代化视域下统计监督内涵的再界定

对“统计监督”核心概念的内涵进行精准界定,是系统探讨其在国家治理现代化中功能与定位的逻辑起点。任何概念的生成与演进均非孤立的逻辑推演,而是特定历史情境与价值选择的产物。理解新时代统计监督的内涵,须在回溯其历史流变的基础上,立足国家治理现代化的时代场域,进行系统的学理重构。

1. 界定内涵的逻辑起点

既有研究从“监测评价”“数据保障”“法律规范”等维度对统计监督的概念进行了探讨,为本文奠定了重要基础。这些基于不同侧重点的界定,在呈现统计监督丰富功能的同时,反映出当前学术界在整体认知上的“碎片化”倾向,即未能将统计监督的政治属性、法定属性与多元治理功能有机整合,难以完整揭示统计监督在新时代的本质特征。因此,对新时代统计监督内涵的系统性重构,其逻辑起点必须实现从传统的部门业务或技术工具视角的根本性跃迁,转而立足于国家治理现代化宏大战略视域。国家治理现代化不仅为统计监督的功能发挥设定了时代坐标与价值航向,更要求将统计监督从保障数据质量的单一“技术工具”或反映经济运行的“信息产品”属性中解放出来。

2. 国家治理现代化视域下统计监督内涵的系统解构

党的十八大以来,统计监督的领域不断拓展,体制机制不断深化,方式方法不断创新。习近平总书记关于“发挥统计监督职能作用”的重要论述,以及中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于更加有效发挥统计监督职能作用的意见》(以下简称《监督意见》),为我们从国家治理现代化的战略高度重新认识统计监督的内涵提供了根本遵循。借鉴英国著名规制理论家朱莉娅·布莱克提出的经典监管理论范式,本文从统计监督

主体、客体、依据、核心活动与根本目标五个维度,对国家治理现代化视域下的统计监督的内涵进行系统性解构。

主体:党的领导与多元协同。传统观念认为统计监督的监督主体仅限于国家统计局及其相关统计人员^[13],但越来越多的统计工作新实践表明,统计监督的主体已呈现出多元化的格局。统计监督的主体包括县级以上政府及其监察机关,国家统计局,省级、市级和县级统计机构,县级以上政府有关部门的同时,数字化时代催生了新型社会监督力量。高敏雪等(2023)^[5]强调,统计监督效能的提升需广泛利用社会力量,邀请第三方参与统计监测与评价工作量。实践层面,掌握海量高频数据的金融机构、互联网平台及专业化第三方公司等市场与社会主体,可通过提供多源异构大数据,对官方统计形成有效印证与补充,从而提升监督的精准度与穿透力。

客体:从数据源头到治理实践的逻辑延展。李金昌和余卫(2021)^[8]认为,统计监督的客体主要聚焦于作为统计数据及相关信息提供者的居民个人(家庭)、企事业单位、社会团体和政府机构等各类社会主体,其核心在于保障数据报送行为的真实性与合规性,即监督是否存在拒报、虚报、瞒报等违法行为。然而,在国家治理现代化的内在要求下,驱动统计监督的视野超越了单纯的数据源头管理,统计监督客体随之发生深刻的逻辑延展,从静态的数据生产者扩展至动态运用统计信息行使公共权利的治理主体及其全部实践活动。具体体现为,不仅要审查数据来源的可靠性,而且要穿透数据表象,审视其在公共决策过程中的运用是否科学审慎、在政策执行过程中的监测反映是否精准有效、在治理绩效评估过程中的衡量评价是否客观公允。由此,统计监督的重心从保障“数出有源、数出有据”的程序性合规,升华为评判国家治理活动全过程、全链条效能的关键标尺,成为约束与规范公权力运行、推动循证决策与科学治理的重要机制。

依据:法治与政治的有机统一。统计监督的运行不可脱离法治轨道。统计监督的权威性与强制力的根本来源,在于以《统计法》为核心的法律法规体系,它为统计监督活动的开展提供了基本依据。党的十八大以来,一系列重要文件的出台为统计监督的功能发挥提供了根本遵循与时代坐标。从《关于深化统计管理体制改革提高统计数据真实性的意见》,到《统计违纪违法责任人处分处理建议办法》,再到2021年印发的《监

督意见》，统计监督已被提升至服务国家治理的战略高度。法治与政治共同构成统计监督的制度基石：前者赋予统计监督程序的正当性与执行的强制力，后者为统计监督校准政治航向，确保统计监督始终围绕党和国家中心工作发挥作用，从而实现法律准绳与政治规矩的辩证统一。

核心活动：多重手段的系统集成。统计监督的核心活动已非单一的监督检查，而是多种监督手段的系统集成，包括对经济社会运行态势的常态化监测，对数据质量和统计行为的核查与督察，对重大决策部署落实情况 and 政策执行效能的政治监督^[14]，对潜在风险的预警与评估，以及对统计违纪违法行为的问责。常态化监测为前端感知，数据核查与行为督察则形成中端纠偏机制，其结果共同服务于对政策执行效能的宏观评判与潜在风险的预警。问责机制作为后端保障，确保了监督的刚性约束力，为纠正偏差、惩戒失范提供了有效手段。这种系统集成使统计监督超越了单纯的数据真实性审核，升华为对公共权力运行轨迹与治理实践成效进行全方位评价的制度利器。

根本目标：服务大局与赋能治理。统计监督的直接目标是防范和惩治统计造假、弄虚作假、保障统计数据真实性，根本目标是职能性监督，即服务党和国家工作大局，为科学决策和宏观调控提供坚实依据，最终通过提升治理效能，维护国家利益和人民根本利益。服务大局体现为统计监督不仅为国家发展提供宏观层面的综合发展评估，而且为重大战略部署的贯彻执行提供微观层面的精准问题识别，科学揭示政策执行中的堵点、痛点与盲区，校准宏观战略意图与微观执行效能间的偏差。赋能治理意味着统计监督须深度嵌入决策、执行与评估的治理全周期，推动治理范式从经验驱动、部门分割向数据驱动、协同共治转变。

3. 国家治理现代化视域下统计监督的内涵重构

本文认为可将国家治理现代化下统计监督的内涵凝练为：统计监督是在党中央集中统一领导下，统计机构及有关部门依据国家法律法规和党内法规政策，为确保党中央、国务院重大决策部署贯彻落实、统计活动合法合规、提高统计数据质量，运用统计方法与手段对贯彻落实党中央、国务院重大决策部署、经济社会运行状态、相关主体统计行为与政策执行效能等进行统计监测、评估、预警与反馈，进而达到保障国家利益、维护统计纪律、提高治理效能的目的。

(二) 国家治理现代化视域下统计监督的本质与核心属性

立足于国家治理现代化的宏大视域，并系统梳理《统计法》《监督意见》等关键制度文本后，本文认为，新时代统计监督的本质集中体现为由政治性、法定性、数据驱动性、专业性与系统性五个核心属性构成的有机统一体。五大核心属性相互交织、内在耦合，共同塑造统计监督的本质，并成为驱动统计监督发挥作用的内在动力源。

1. 政治性是统计监督的根本属性

新修改的《统计法》将党中央关于统计监督的决策部署和要求，通过法定程序转化为国家意志，体现了鲜明的政治性。2022年1月，习近平总书记在十九届中央纪委六次全会上强调，“审计监督、财会监督、统计监督都是党和国家监督体系的重要组成部分，检查的虽然是经济问题、经济责任，但反映的都是政治问题、政治责任”。深刻揭示了统计监督超越一般业务活动的政治内涵，其政治性深刻体现于其服务党和国家工作大局的根本价值取向，确保党中央政令畅通和国家意志的有效贯彻。不同于其他监督形式可能侧重于程序合规或个案公正，统计监督重点监测评价国家重大发展战略实施情况、重大风险挑战应对成效、群众反映突出问题解决情况，为决策提供科学依据，引导相关组织调整政策方向、优化资源配置、改进工作方法，确保其行为与党中央的战略意图和国家整体利益保持高度一致。

2. 法定性是统计监督权威行权的法理基石

统计监督的权威源于法律的刚性赋权。黄启曦等(1989)^[15]指出，统计监督是法定性的、规范性的和客观性的，是有约束力的。《统计法》以法律形式明确了统计监督的主体、对象、职责和权限，赋予其不可动摇的法律地位。这种法定性决定了统计监督并非一般性的工作检查或行政建议，而是具有法律强制力的专门监督活动，能够依法对统计违法行为进行查处和追责。这种以国家强制力为后盾的法定地位，保障了统计监督能够独立、公正地行使职权，是其发挥“硬约束”作用的根本前提。其法律授权不仅界定了统计监督的权力边界，更构建起从线索核查、事实认定到责任追究、联合惩戒的完整执法闭环，使其成为推进法治政府建设、维护国家治理秩序不可或缺的刚性制度保障。

3. 数据驱动性是统计监督独特的方法论基础

统计数据质量是统计工作的生命线，也是有效发

挥统计监督职能作用的基础。这使其区别于主要依靠听取汇报、查阅卷宗的巡视监督或侧重于法律条文适用的司法监督。统计监督通过构建指标体系、运用数据模型、进行量化分析,将抽象的治理活动转化为可度量、可比较、可评价的数据信息,实现对监督对象状态的精准刻画和对治理效能的客观评判。该方法论优势使统计监督能够超越传统监督方式对零散事实的依赖,通过对多维数据的深度挖掘与关联分析,能穿透复杂治理现象的表层,直指其结构性矛盾、系统性风险与运行规律。不仅能为公共政策的制定、调整与评估提供可靠的支持,更能塑造一种以数据评价效能、以数据驱动改革的国家治理新范式,成为推进国家治理体系和治理能力现代化的重要技术引擎。

4. 专业性是统计监督实现高质量运行的内在要求

赵园园和张明军(2020)^[16]指出,统计监督作为职能监督,具有专业性的特点。徐荣华(2020)^[17]提出统计监督既要数据的生产方面进行监督,也要对数据的使用方面进行监督,需要依赖专业的统计理论、方法和技术。从科学设计统计指标体系,到规范开展数据采集、处理与核算,再到运用复杂的统计分析模型进行深度挖掘与评价,都体现着较高的专业门槛。这种专业性不同于媒体监督的公共性或人大监督的民意代表性,要求监督主体具备深厚的统计学、经济学乃至社会学知识。并保障了统计监督结论的科学性与可靠性,使其能够揭示经济社会运行的深层次规律与结构性问题,为国家治理提供高质量的“决策情报”。

5. 系统性是统计监督融入国家治理现代化的时代品格

推进国家治理现代化是一项复杂的系统工程,必须坚持系统观念、全局谋划。统计监督已不再是统计系统内部的封闭环节,而是深度融入党和国家监督体系与国家治理体系的有机组成部分。推进统计监督与其他监督贯通协同,加强统计监督结果运用,意味着统计监督必须跳出“就数据论数据”的局限,树立全局观和整体观,将其置于国家治理的宏大场景中,与其他监督形式协同发力,形成监督合力,共同服务于提升国家治理体系和治理能力现代化的总目标。

(三) 国家治理现代化视域下统计监督本质的再凝练

基于对政治性、法定性、数据驱动性、专业性与系统性这五大核心属性的系统分析,进一步凝练国家治理现代化视域下统计监督的本质:以国家意志和人民

利益为最高指引、以鲜明的政治属性为统领、以统计数据为核心驱动,对特定主体(涵盖宏观组织与微观个体)在经济社会活动中的相关行为进行系统性规范、引导、约束和优化的调控机制。为深化对此本质的理解,借鉴公共管理领域的规制治理理论与协同治理理论分析框架,从两个核心层面进行解构。

1. 行为调控:规训与引导的刚性逻辑

统计监督的本质首先体现为一种行为调控机制。张蕊和刘振天(2024)^[18]指出,规制治理旨在通过法律、激励、合作等多元手段对特定行为进行干预和引导。统计监督通过对数据生产、管理和使用全过程的监督,规范微观主体的统计行为,以及统计监测评价和高质量发展综合绩效评价,及时了解掌握各地区、各部门贯彻落实国家重大经济社会政策措施情况^[19],引导和约束各级政府及相关部门的决策与执行行为。统计监督的调控作用根植于其法定性与数据驱动性,旨在纠正偏差、防范风险,本质上是一种典型的规制活动。此种调控以客观数据为标尺,为权力运行划定清晰边界,通过对行为偏差的强制性纠正与对潜在风险的系统性防范,将国家意志转化为具体、可考核的治理行动,构成了保障政令畅通与政策落地的重要机制。

2. 治理支撑:赋能与优化的柔性功能

统计监督的本质表现为一种治理支撑机制。庞明礼和马璇(2024)^[20]指出,协同治理旨在汇集多元主体资源,通过知识共享与互动形成合力。统计监督通过提供客观的监测评价信息,打破部门壁垒,促进不同监督主体之间的信息共享和行动协同。政治性确立协同的目标,系统性要求统计监督融入国家监督体系,为提升国家整体治理效能提供基础性、战略性支撑。其关键在于,统计监督以权威、统一的数据供给,为多元监督主体提供超越部门利益的通用语言与公共分析平台。不仅降低了跨部门、跨层级的协调成本与信息壁垒,更推动治理模式的深刻转型:即从条块分割、各自为战的传统监督,迈向数据驱动、网络联动的整体性治理范式。

(四) 国家治理现代化视域下统计监督的内在逻辑分析框架

为系统阐释统计监督如何在本质驱动下,从一个内嵌于国家治理体系的制度安排,转化为具有现实影响力的治理效能,亟须构建一个能够揭示统计监督内在作用机理的分析框架。鉴于统计监督兼具公共管

理的规制属性与服务决策的治理属性,尚无现成的理论框架可直接借鉴,因此,本文以规制治理与协同治理理论为基础,并紧密结合统计监督本质内涵的系统解构,尝试构建一个贯穿统计监督“本质—功能—定位”的内在逻辑分析框架(见图1)。该分析框架清晰揭示了统计监督在国家治理现代化进程中从本质到功能、再到定位的完整逻辑链条。

第一,框架的驱动力源于统计监督的本质内涵。如图1左侧所示,该本质内涵由政治性、法定性、数据

驱动性、专业性和系统性五大核心属性构成。它们是统计监督区别于其他监督形式的根本特征,共同构成驱动其发挥作用的内在动力源。其中,政治性确立根本方向,法定性提供权威保障,数据驱动性奠定方法论基础,专业性确保结论科学性,系统性要求统计监督具备全局视野。五大核心属性在逻辑上相互依存、功能上相互强化,此种内在耦合性赋予统计监督独特的制度基因与运行机理,确保其分析具备从宏观政治遵循到微观技术验证的全链条贯通能力。

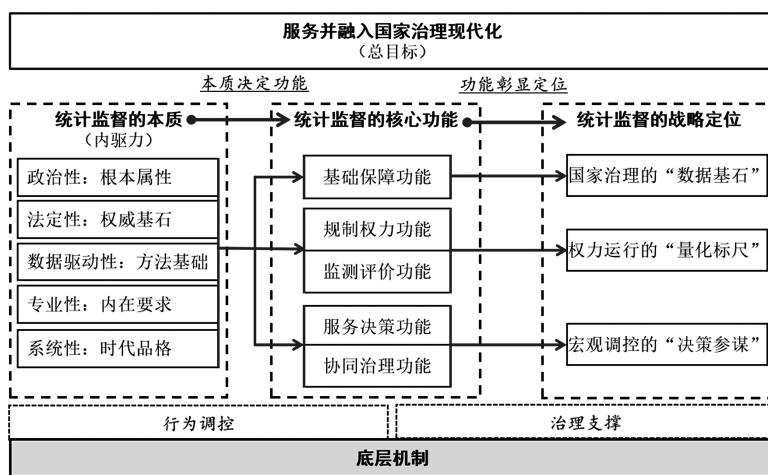


图1 逻辑分析框架图

第二,框架的核心是本质内涵所派生的功能体系与战略定位。在五大核心属性的共同驱动下,统计监督在国家治理实践中具备一系列核心功能,并由此确立统计监督独特的战略定位。体现出清晰的因果关系:因为统计监督具备的核心属性,所以才拥有基础保障、规制权力与监测评价、服务决策与协同治理等核心功能;基于三大核心功能,统计监督才得以在国家治理全局中被定位为“数据基石”“量化标尺”与“决策参谋”等关键角色。该逻辑链条构成了本文的核心分析路径:从本体论层面的“是什么”(本质),经由功能论层面的“能做什么”(功能),最终抵达价值论层面的“处于何种地位”(定位)。层层递进的逻辑演绎,确保了框架的理论自洽性与解释力,避免了将功能与定位简单化、标签化处理,从而为深刻理解统计监督的治理价值提供严谨的学理支撑。

第三,框架的最终目标指向服务和融入国家治理现代化。表明对统计监督本质、功能与定位的探讨,并非孤立的理论思辨,而是始终围绕其如何更有效地赋能国家治理体系和治理能力现代化这一核心时代命题展开。此种价值指向确保了研究的最终落点从抽象的

学理构建回归到具体的治理实践,赋予整个分析框架鲜明的问题导向与实践品格。

第四,框架的运行依赖于“规制—赋能”的二元分析范式。如图1底部所示,该范式通过“行为调控”和“治理支撑”两大机制得以实现,是贯穿整个逻辑框架的理论内核,深刻揭示了统计监督的双重属性。具体而言:(1)“规制”逻辑体现为刚性的“行为调控”,理论根源在于统计监督的法定性和数据驱动性。它通过对统计违法违规行为的监测与惩戒,发挥底线约束作用,确保治理活动的合规性与秩序性。(2)“赋能”逻辑表现为柔性的“治理支撑”,理论根源在于统计监督的政治性、专业性与系统性。它通过提供高质量的数据产品与决策咨询,服务于公共政策优化与治理效能增进。规制为赋能创造必要的前提与秩序边界,赋能在规制划定的框架内,将监督成果转化为提升治理效能的积极动力,实现监督的最终价值。

四、国家治理现代化视域下统计监督的核心功能

对统计监督本质内涵的系统辨识,为其功能作用的发挥奠定了逻辑起点与理论基石。统计监督的核心功能并非孤立的职责清单,而是其本质内涵在国家治

理实践中的具体投射,是其行为调控与治理支撑两大机制在实践层面的具体化和表现形态。参照图1可将统计监督的核心功能归纳为以下三个层面。

(一)基础保障功能

基础保障功能根植于统计监督法定性的权威与数据驱动性的内核。该功能直接对应行为调控机制,核心要义在于通过健全和严格执行统计法律法规体系,对各类统计活动参与者的行为进行刚性约束与底线规范,致力于维护统计活动的法定秩序。正如《监督意见》强调的,通过“防范和惩治统计造假、弄虚作假责任制”与“加大统计执法力度”,该功能对微观主体统计行为的有效调控,能够夯实国家决策与社会认知的数据根基,为后续所有监督功能的发挥提供坚实前提,确保国家治理体系能够建立在可靠的信息基础之上。

(二)规制权力与监测评价功能

规制权力与监测评价功能是统计监督政治性、专业性与数据驱动性的综合体现,是行为调控与治理支撑机制在实践中的深度融合。一方面,其鲜明的政治属性要求统计监督综合运用制约、监督、激励、问责、公开透明等权力控制机制,强化对统计领域公权力行使的制约和监督。另一方面,其高度的专业性要求运用科学的统计监测评价指标体系,评估经济社会发展情况和政策实施效果。两项职责相辅相成:监测评价为规制权力提供精准靶向,规制权力则保障监测评价的数据源头真实可靠,二者共同构成一个闭环,旨在校准权力运行轨迹,评估公共政策效能。

(三)服务决策与协同治理功能

服务决策与协同治理功能是统计监督服务党和国家工作的最高价值追求,是彰显统计监督系统性的全局视野与政治性的根本导向。该功能是治理支撑机制的集中体现,由服务决策与协同治理两项递进的职责组成。一方面,服务决策的核心在于将海量的统计数据转化为具有战略价值的“决策情报”,精准服务于党中央的集中统一领导与科学决策^[21]。另一方面,协同治理是在提供决策服务基础上的延伸与升华,意指统计监督向纪检监察机关、人大机关、行政领导机关报告工作,与司法机关、审计机关及其他监督机关共享数据,建立线索提供、风险预警、处置联动、漏洞修补的协调机制^[22],并引导社会公众有序参与,从而打破“信息孤岛”,促进形成多元主体协同共治的良好格局。

五、国家治理现代化视域下统计监督的战略定位

准确把握统计监督的战略定位,是其本质与功能

在国家治理现代化视域下的逻辑终点,是新时代统计监督更好发挥“行为调控”与“治理支撑”作用的根本前提。具体可概括为以下三个方面。

(一)国家治理的“数据基石”

统计监督的战略定位,首先体现为国家治理体系赖以有效运转的“数据基石”,该定位由其基础保障功能决定。统计监督作为国民经济监督系统的子系统,发挥着最为重要的基础作用,没有统计提供的预警、监测信息,以及各种科学阈值,其他监督手段就难以奏效^[23]。因此,统计监督通过其基础保障功能,为整个国家治理提供最底层的、不可或缺的数据支撑。

(二)权力运行的“量化标尺”

统计监督在国家治理进程中扮演着校准权力运行的“量化标尺”,该定位是其规制评价功能的直接体现。国家治理体系现代化的核心在于公权力体系的科学配置与有效运行^[24]。统计监督发挥的规制评价功能提供了双重标尺:一是通过监测评价,为衡量国家重大战略、宏观政策的实施成效提供客观的“效能标尺”;二是通过规制权力,为检验各级政府部门权力行使是否偏离正轨提供“行为标尺”^[25]。两把标尺共同作用,为促进权力规范运行、提升治理体系整体效能提供了量化依据。

(三)宏观调控的“决策参谋”

统计监督是服务于国家宏观调控的“决策参谋”,是统计监督服务党和国家事业大局的最高价值体现。一方面,提升国家治理能力在于提升决策的科学化水平,统计监督提供的及时、科学、全面的数据支持与分析成果,是宏观调控部门进行科学决策的关键参考。另一方面,当今世界面临百年未有之大变局,统计监督能够联动各方力量,敏锐捕捉并及时预警潜在的经济社会风险,扮演维护国家经济安全与社会稳定的前沿“哨兵”与核心“参谋”角色。◆

参考文献:

- [1]刘玉琴.深刻把握统计监督政治属性在党和国家监督体系中更加有效发挥统计监督职能作用:新修改统计法系列解读之二[J].中国统计,2024(11):14-18.
- [2]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.
- [3]张塞.论统计监督[J].统计研究,1989(4):1-7.
- [4]李成瑞.关于统计监督的若干理论问题:兼论统计系统的内外关系和运行机制[J].统计研究,1990(1):1-11.
- [5]高敏雪,蔡国材,甄峰,等.论统计监督[J].统计研究,2023,40

- (2):3-15.
- [6]林青.统计监督的重点应是微观监督[J].统计研究,1991(1):52-54.
- [7]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.
- [8]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.
- [9]李江.论统计监督职能的合理定位[J].统计与决策,2006(23):1.
- [10]贾金辉.新形势下发挥统计职能的思考[J].内蒙古统计,2016(6):48-49.
- [11]杨坚白.加强统计监督为促进总路线的正确贯彻而奋斗:总路线学习笔记[J].统计工作通讯,1954(1):12-16.
- [12]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):151-160.
- [13]王建刚.试论会计监督与其他经济监督的关系[J].经济问题探索,1997(3):23-26.
- [14]毛有丰.更好发挥统计在党和国家监督体系中的重要作用研究[M].北京:中国统计出版社,2023:103.
- [15]黄启曦,叶震,游会龙.对统计监督的认识[J].统计研究,1989(3):39-40.
- [16]赵园园,张明军.协同监督的现实困境及拓展路径[J].行政论坛,2020,27(4):13-18.
- [17]徐荣华.关于统计监督工作的若干思考[J].中国统计,2020(3):23-25.
- [18]张蕊,刘振天.规制治理:我国高等教育外部质量保障制度的反思与进路[J].中国高教研究,2024(12):12-19.
- [19]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.
- [20]庞明礼,马璇.会议中的知识共享:协同治理研究的新视角[J].中国行政管理,2024,40(11):49-57.
- [21]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.
- [22]刘孟鑫,马光荣,窦艺.统计机构垂直管理与统计数据质量提升[J].经济学(季刊),2025,25(1):18-34.
- [23]杨廷干.对统计学科建设几个理论问题的思考[J].统计研究,1999(S1):14-16.
- [24]陈国权,皇甫鑫.功能性分权与中国特色国家治理体系[J].社会学研究,2021,36(4):1-21+225.
- [25]鲜祖德,雷奇彪.资治通鉴与政府统计研究[J].统计研究,2024,41(1):4-17.

Statistical Supervision from the Perspective of Modernizing National Governance: Essential Connotations, Core Functions and Strategic Positioning

Ning Zekui, Huang Haijuan, Liu Zheng

Abstract: With the deepening of practice and the advancement of theory, statistical supervision in our country has evolved from its initial role as a function of statistical departments into an important means in the new era for promoting the modernization of the national governance system and governance capabilities, becoming a crucial part of the Party and national supervision system. Consequently, the connotation, functions, and positioning of statistical supervision in the new era have been developed and enriched. Essentially, statistical supervision is a regulatory mechanism guided by the national will and the interests of the people, led by clear political orientation, and driven by statistical data at its core, which systematically regulates, directs, constrains, and optimizes the behaviors of specific entities in economic, social, and statistical activities. The core functions of statistical supervision are reflected in three aspects: basic safeguarding, regulating powers and monitoring evaluation, and serving decision-making and collaborative governance. Strategically, statistical supervision is positioned as the ‘data cornerstone’ of national governance, the ‘quantitative measure’ of power operations, and the ‘decision-making advisor’ for macroeconomic regulation. By deepening the understanding of the important role of statistical supervision in the modernization of national governance, it can provide theoretical support and practical insights for better leveraging statistical supervision in the new era.

Key words: Modernization of National Governance; Statistical Supervision; Monitoring and Evaluation; Data-Driven Nature

(责任编辑:田雨)

中国新质生产力发展的时空演进与区域差异

曹 雷

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所,河南 郑州 451464)

摘要: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。基于2012—2023年全国30个省份的面板数据,综合运用熵权法、Dagum基尼系数分解及核密度估计方法,系统测度了新质生产力发展水平,并深入解析其区域差异格局与时空演进特征。研究表明,党的十八大以来,我国新质生产力整体呈现稳步提升态势,但区域分化格局显著,形成“东部领先、中部崛起、东北承压、西部追赶”的格局。区域差异方面,全国基尼系数由0.332降至0.300,总体差距呈阶段性收敛,但区域间差异贡献率高达72.1%,其中东-西部差距最为突出,区域内差异呈现“东部>西部>中部>东北”的梯度特征。进一步分析发现,在区域协调性逐步增强的背景下,东部引领型省份与中、西部追赶型省份的内部结构性分化加剧,梯度发展效应与均衡化趋势并存。基于此,提出加快新质生产力发展的政策优化路径,以期破解区域发展不平衡矛盾、构建协同发展格局提供理论支撑与实践参考。

关键词:新质生产力;高质量发展;Dagum基尼系数;核密度估计

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0013-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.12.002

一、引言

党的二十届四中全会将推动高质量发展确立为“十五五”时期经济社会发展的主题,既与“十四五”规划一脉相承,又在科学研判未来五年发展大势的基础上明确了重点任务。实现高质量发展这一目标,关键在于推动生产力形态的深刻变革。新质生产力作为新时代生产力发展的高级形态,不仅继承了马克思主义生产力理论的核心要义,更以“创新主导、质态跃升”为本质特征,成为突破传统增长模式、构建现代化产业体系的关键驱动力。习近平总书记明确指出,“新质生产力是符合新发展理念的先进生产力质态”,其发展水平直接关系国家科技竞争实力与人民福祉实现程度。在此背景下,深入解构新质生产力的理论框架,科学构建新质生产力的评估体系,对于精准把握新质生产力的发展现状与动态趋势、加速其发展进程,具有重要的理论价值与现实意义。

新质生产力作为我国经济领域的新兴焦点,已引发学术界的广泛关注,形成了丰富的研究成果。在理论探索方面,学者们从内在逻辑、核心特征与理论渊源等角度进行了深入剖析。任保平和豆渊博(2024)^[1]强调,生产力是社会进步中最活跃、最革命的因素,其发展水平是衡量经济社会发展的根本标尺,新质生产力的提出,是我们党在解放和发展社会生产力实践中的经验总结,是马克思主义中国化时代化的最新理论成果。陈文旭和聂嘉琪(2024)^[2]提出,新质生产力从实践与理论双重维度拓展了马克思主义生产力演进理论,并通过科技创新与新型生产关系赋能其动力机制,在发展效能、理念、思路与模式等多个方面丰富了马克思主义生产力的实践路径。崔云(2024)^[3]认为,新质生产力在理论层面深化了对生产力和生产关系矛盾运动规律的理解,在现实层面则是对新时代重大发展问题的精准回应,发展新质生产力既是遵循人类社会发

基金项目:河南省科技计划软科学研究项目“新质生产力培育发展统计测度与驱动因素研究”(252400411039)。

作者简介:曹雷,男,硕士,高级统计师,研究方向为现代化评估、城市群韧性测度。

展规律的科学抉择,也是破解新时代社会主要矛盾、实现高质量发展的必然路径。在量化评估方面,学者们基于不同视角构建了多元评估框架。宋佳等(2024)^[4]基于生产力基本理论,尝试从劳动力与生产工具两大维度构建量化评估框架。卢江等(2024)^[5]则从科技、绿色与数字三个层面建立新质生产力综合评价体系。吴旭晓(2025)^[6]创新性地提出六维评估模型,涵盖科技创新突破、生产要素配置、产业转型升级、新型劳动者、新型劳动对象和新型生产资料等维度,并运用CRITIC赋权法与双加权模型进行测度分析。王慧玲等(2025)^[7]采用熵权法与优劣解距离法(TOPSIS)对2012—2022年中国30个省份的新质生产力发展水平进行量化评估。在实现机制层面,学者们围绕制度保障与实践路径提出了针对性建议。卢春龙和薛悟娟(2025)^[8]强调,应精准把握新质生产力的内涵特征与运行机理,将其作为推动区域协调发展的关键抓手,着力构建区域共同发展、共创发展、共生发展与共享发展的新格局与新机制,促进区域发展迈向更高水平。文丰安(2025)^[9]提出,新质生产力为城乡融合发展提供了新契机,其核心在于通过深化户籍、土地、金融等关键领域改革以破除体制障碍,同步推动人才、技术与信息在城乡间的高效流动,从而优化要素配置;同时,需加强城乡智能化基础设施与公共服务均等化建设,创新产业发展模式,驱动城乡产业实现有机衔接与协同发展。

尽管现有研究已取得丰富成果,但新质生产力的理论体系构建与量化实践仍存在改进空间。一方面,评估框架尚未形成共识;另一方面,区域差异及其动态演变规律的研究仍显薄弱。鉴于此,本文在借鉴已有成果的基础上,立足新质生产力的本质属性,围绕劳动者素质、劳动对象特征与劳动工具先进性三大核心要素,构建多维度综合评价体系,运用熵权法测度全国及省域新质生产力发展水平,通过Dagum基尼系数分解法揭示区域差异及其根源,借助Kernel密度估计法刻画发展水平的分布形态、演进趋势与内在规律。本文旨在进一步丰富新质生产力的量化研究,为破解区域发展不平衡问题提供决策工具。

二、研究设计

(一)指标体系构建

基于当前研究成果,围绕新质生产力的基本内涵,遵循科学性、代表性、系统性和数据可获取性的指导原则,从新质劳动者、新质劳动对象及新质劳动资料三个维度出发,选取35项具体指标构建评价指标体系,具

体指标体系见表1。

新质劳动者是推动生产力变革的关键主体,其素质和能力直接影响经济发展质量,本文从劳动者技能、劳动生产率和劳动者意识三个系统层面选取指标。劳动者技能层面选取平均受教育年限、专科及以上学历就业人员占比、每十万人人口高等学校在校生人数、博士研究生毕业人数4个指标来衡量劳动者的知识基础和专业技能水平。劳动生产率层面选择人均GDP、在岗职工平均工资、全员劳动生产率3个指标反映劳动者在单位时间内的经济产出与价值创造效率。劳动者意识层面选取第三产业从业人员占比来体现劳动力结构对新兴产业和服务业发展的适应性,进而反映劳动者对经济转型的认知与参与程度。

新质劳动对象的演变是生产力发展的核心动力,既体现在新兴产业的崛起,也反映在生态环境保护与可持续发展方面,本文从新兴及未来产业发展和生态环境保护两个系统层面选取指标。新兴及未来产业发展层面选取高新技术企业数、科技企业孵化器数、高技术产业投资增长率、高技术产业R&D项目平均经费4个指标衡量科技创新的活跃度和产业升级的潜力,同时考虑到数字经济时代特点,选取有电子商务交易活动的企业占比、软件业务和信息技术服务业收入2个指标来反映数字经济对传统产业的渗透和新兴市场的发展趋势。经济发展与环境和諧共生是高质量发展的内在要求,因此在生态环境保护层面选取森林覆盖率、建成区绿化覆盖率、环境保护支出占一般公共预算支出比重、环境基础设施建设投资占GDP比重4个指标来反映生态环境保护的投入与成效;同时选取万元GDP二氧化硫排放量、万元GDP工业固体废物产生量、万元GDP氮氧化物排放量、工业废气治理设施数、工业废水治理设施数5个指标来量化经济发展过程中的环境压力与治理能力。

劳动资料是生产力发展的物质基础,其进化直接推动了生产力的变革。因此,本文从物质劳动资料与无形劳动资料两个方面对新质劳动资料进行综合评估。物质劳动资料层面选取铁路营业里程、公路里程、每万人互联网宽带接入端口数、电话普及率、长途光缆线路长度、电子商务销售额、每百家企业拥有网站数7个指标来衡量物质资料对经济发展的支撑能力。无形劳动资料层面选取R&D经费投入强度、规模以上工业企业R&D人员全时当量、每万人专利授权量、技术合同成交额、规上工业企业新产品销售收入占比5个指

表 1 新质生产力发展水平评价指标体系

维度层	系统层	指标层	指标属性	指标权重
新质劳动者 (0.207)	劳动者技能 (0.120)	平均受教育年限(年)	正向	0.016
		专科及以上学历就业人员占比(%)	正向	0.032
		每十万人人口高等学校在校生人数(人)	正向	0.012
		博士研究生毕业人数(人)	正向	0.060
	劳动生产率 (0.072)	人均GDP(元)	正向	0.028
		在岗职工平均工资(元)	正向	0.029
		全员劳动生产率(元/人)	正向	0.015
	劳动者意识 (0.015)	第三产业从业人员占比(%)	正向	0.015
新质劳动对象 (0.374)	新兴及未来产业发展 (0.233)	高新技术企业数(个)	正向	0.060
		科技企业孵化器数(个)	正向	0.049
		高技术产业投资增长率(%)	正向	0.011
		高技术产业R&D项目平均经费(万元/项)	正向	0.020
		有电子商务交易活动的企业占比(%)	正向	0.022
		软件业务和信息技术服务业收入(亿元)	正向	0.071
	生态环境保护 (0.141)	森林覆盖率(%)	正向	0.018
		建成区绿化覆盖率(%)	正向	0.010
		环境保护支出占一般公共预算支出比重(%)	正向	0.016
		环境基础设施建设投资占GDP比重(%)	正向	0.018
		万元GDP二氧化硫排放量(吨/万元)	负向	0.006
		万元GDP工业固体废物产生量(吨/万元)	负向	0.003
		万元GDP氮氧化物排放量(吨/万元)	负向	0.007
		工业废气治理设施数(套)	正向	0.030
		工业废水治理设施数(套)	正向	0.033
新质劳动资料 (0.419)	物质劳动资料 (0.159)	铁路营业里程(公里)	正向	0.017
		公路里程(公里)	正向	0.017
		每万人互联网宽带接入端口数(个)	正向	0.019
		电话普及率(部/百人)	正向	0.025
		长途光缆线路长度(万公里)	正向	0.019
		电子商务销售额(亿元)	正向	0.053
		每百家企业拥有网站数(个)	正向	0.009
	无形劳动资料 (0.260)	R&D经费投入强度(%)	正向	0.027
		规模以上工业企业R&D人员全时当量(人年)	正向	0.055
		每万人专利授权量(个)	正向	0.053
		技术合同成交额(亿元)	正向	0.071
		规上工业企业新产品销售收入占比(%)	正向	0.054

标来考量科技创新对生产力发展的重要作用。

大。其中,基尼系数 G 由区域内差异 G_w 、区域间差异 G_{nb} 和超变密度 G_t 三者之和构成。计算公式如下:

(二)研究方法

1.熵权法

为确保评价结果的客观性与准确性,本文采用熵权法进行测算。该方法以其非主观性特点,有效规避了人为因素对评估结果的潜在影响,应用较为广泛。考虑到篇幅问题,此处不再赘述其计算过程。

2.Dagum 基尼系数

Dagum 基尼系数能够对地区差异进行测算和分解。其取值范围为 $[0,1]$,数值越接近1,表示差距越

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}}$$

(1)

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n_j^2 \bar{y}}$$

(2)

$$G_{jh} = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h \bar{y}_j \bar{y}_h}$$

(3)

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (4)$$

$$G_{nb} = \frac{\sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} D_{jh}}{n_j n_h \bar{y}_j \bar{y}_h} \quad (5)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} D_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (6)$$

$$G_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh} s_j}{d_{jh} + p_{jh} s_j} \quad (7)$$

其中, k 表示区域数量, n 表示总体样本个数, n_j 和 n_h 表示各区域内样本个数, y_{ji} 和 y_{hi} 表示个体新质生产力发展水平, $\bar{y}$ 表示新质生产力发展水平的均值。

3. Kernel 密度估计法

Kernel 密度估计法用于估计连续随机变量的概率密度函数的非参数方法, 通过使用核函数对数据进行加权平均, 估计数据的概率密度函数, 能够将数据分布的重要信息直观体现出来。计算公式如下:

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - \bar{x}}{h}\right) \quad (8)$$

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \quad (9)$$

其中, N 为样本个数, h 为带宽, $K(\cdot)$ 为核函数, X_i 代表独立分布的观测值, $\bar{x}$ 是观测值的平均值。

(三) 数据来源与处理方法

考虑到数据可获取情况, 本文以 2012—2023 年中国 30 个省份 (不包括港澳台和西藏) 为研究对象, 数据主要来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国火炬统计年鉴》以及各省份统计年鉴。为了深入分析新质生产力在中国不同地区的发展差异及其随时间变化的规律, 参考国家统计局的区域划分标准, 将 30 个省份划分为东部 (10 个省份)、中部 (6 个省份)、西部 (11 个省份) 及东北 (3 个省份) 四个区域。个别缺失数据采用线性趋势预测和指数平滑等方法进行补齐。

三、实证分析

(一) 综合指数分析

2012—2023 年全国 30 个省份的新质生产力发展水平综合指数如表 2 所示。整体看, 党的十八大以来, 我国新质生产力发展水平呈现稳健上升态势, 综合指数从 2012 年的 0.226 提升至 2023 年的 0.258, 年均增长 1.2%, 显示出新时代我国在新质生产力领域取得的显著成就。区域发展呈现“东部 (0.394) > 中部 (0.203) > 东北 (0.169) > 西部 (0.154)”的不均衡格局。东部地区凭借突出的创新要素集聚能力、完善的数字基础设施

以及成熟的市场机制, 在新质生产力发展中持续领先; 中部地区则依托承东启西的区位优势和丰富的产业承接机遇, 展现出强劲的追赶势头; 东北地区受制于传统产业比重偏高与人口外流等结构性矛盾, 发展动能相对不足; 西部地区受资源禀赋和地理条件制约, 发展相对滞后。在增长速度方面, 各区域表现出不同的发展活力。中部地区年均增速达 2.7%, 位居全国首位, 主要得益于黄河流域生态保护和高质量发展、新时代推动中部地区崛起等国家战略的叠加赋能, 以及在智能制造、电子信息等战略性新兴产业形成的集群效应; 西部地区以 2.5% 的年均增速紧随其后, 数字经济与绿色经济正成为其实现“弯道超车”的重要动力; 东部地区年均增速放缓至 0.8%, 表明其正从规模扩张阶段转向质量提升的关键时期; 而东北地区出现 -1.9% 的负增长, 凸显出传统工业基地转型的紧迫性与艰巨性。总体看, 我国新质生产力发展整体成效显著, 但区域差距依然突出, 中、西部地区的较快增长为区域发展注入了积极动力, 东北地区的发展相对滞后, 需予以高度重视并采取有效应对措施。

为清晰呈现全国 30 个省份在新质生产力发展水平上的梯次差异, 借鉴吴旭晓 (2024)^[10] 的分类思路, 以均值 (M) 与标准差 (SD) 为依据, 将各省份划分为领先型、追赶型和跟跑型三类: 领先型省份 (综合指数 $\geq M + 0.5SD$), 其指数在 0.321 以上, 包括北京 (0.640)、广东 (0.631)、江苏 (0.556)、浙江 (0.458)、上海 (0.436)、山东 (0.359) 6 个省份, 构成全国新质生产力发展的第一梯队。追赶型省份 ($M - 0.5SD \leq$ 综合指数 $< M + 0.5SD$), 包含天津 (0.266)、福建 (0.262)、湖北 (0.256) 等 13 个省份, 占全国省域的 43.3%。值得关注的是, 中部六省在创新投入产出效率上已接近东部省份水平, 显示出强劲的追赶势能。跟跑型省份 (综合指数 $< M - 0.5SD$), 其指数低于 0.169, 包含山西 (0.151)、黑龙江 (0.149)、吉林 (0.146) 等 11 个省份, 主要集中于西部与东北地区, 该梯队主要面临创新基础薄弱、产业转型滞后、人才流失等发展约束。

深入分析发现, 2013 年是全国新质生产力发展的重要分水岭。当年全国平均增长率高达 6.3%, 有 27 个省份实现了正增长; 海南、青海、安徽、广西、四川、河南和甘肃等 7 个省份增长率均超过 15.0%, 其中海南更是以 27.5% 的高增长率位居榜首, 显示了这些省份在新质生产力发展上的强劲动力和显著成效。2016 年是新质生产力发展的一个低谷期, 当年全国有 21 个省份

表2 2012—2023年全国30个省份新质生产力发展水平综合指数

	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
北京	0.615	0.629	0.673	0.655	0.645	0.646	0.634	0.640	0.643	0.641	0.628	0.636
天津	0.271	0.277	0.292	0.291	0.266	0.247	0.249	0.263	0.256	0.265	0.258	0.257
河北	0.174	0.196	0.203	0.203	0.198	0.209	0.209	0.210	0.221	0.218	0.231	0.218
上海	0.417	0.414	0.453	0.429	0.425	0.423	0.423	0.423	0.439	0.443	0.463	0.482
江苏	0.617	0.617	0.582	0.580	0.550	0.539	0.517	0.515	0.532	0.531	0.557	0.533
浙江	0.438	0.455	0.439	0.459	0.466	0.439	0.450	0.454	0.463	0.467	0.480	0.488
福建	0.248	0.259	0.262	0.272	0.259	0.260	0.264	0.263	0.265	0.266	0.262	0.266
山东	0.329	0.352	0.352	0.357	0.359	0.366	0.351	0.321	0.348	0.364	0.398	0.410
广东	0.554	0.586	0.581	0.610	0.616	0.648	0.673	0.671	0.666	0.656	0.655	0.656
海南	0.094	0.120	0.120	0.113	0.119	0.119	0.125	0.126	0.138	0.142	0.135	0.140
东部均值	0.376	0.391	0.396	0.397	0.390	0.390	0.390	0.389	0.397	0.399	0.407	0.409
山西	0.146	0.165	0.160	0.143	0.139	0.143	0.148	0.146	0.154	0.149	0.166	0.151
安徽	0.174	0.205	0.209	0.216	0.211	0.221	0.230	0.232	0.236	0.251	0.268	0.269
江西	0.145	0.157	0.158	0.164	0.162	0.177	0.186	0.199	0.214	0.218	0.212	0.221
河南	0.158	0.184	0.191	0.195	0.195	0.200	0.199	0.193	0.196	0.195	0.196	0.198
湖北	0.219	0.239	0.247	0.250	0.249	0.256	0.258	0.263	0.251	0.268	0.282	0.287
湖南	0.187	0.205	0.208	0.206	0.197	0.205	0.197	0.196	0.214	0.215	0.223	0.236
中部均值	0.172	0.192	0.195	0.196	0.192	0.200	0.203	0.205	0.211	0.216	0.224	0.227
内蒙古	0.169	0.175	0.184	0.184	0.180	0.176	0.164	0.149	0.154	0.165	0.176	0.169
广西	0.108	0.126	0.135	0.129	0.126	0.126	0.125	0.120	0.141	0.138	0.139	0.140
重庆	0.161	0.177	0.196	0.205	0.209	0.205	0.211	0.210	0.223	0.226	0.234	0.232
四川	0.195	0.227	0.228	0.245	0.240	0.252	0.261	0.277	0.274	0.272	0.268	0.265
贵州	0.087	0.098	0.114	0.109	0.117	0.117	0.118	0.119	0.110	0.126	0.124	0.120
云南	0.118	0.128	0.132	0.132	0.130	0.136	0.138	0.131	0.128	0.135	0.151	0.146
陕西	0.197	0.222	0.236	0.240	0.236	0.232	0.231	0.246	0.238	0.239	0.240	0.249
甘肃	0.093	0.107	0.104	0.106	0.105	0.102	0.107	0.116	0.122	0.116	0.121	0.122
青海	0.088	0.104	0.101	0.107	0.100	0.100	0.114	0.093	0.092	0.123	0.134	0.121
宁夏	0.089	0.096	0.094	0.102	0.103	0.119	0.119	0.113	0.130	0.123	0.134	0.138
新疆	0.134	0.125	0.137	0.121	0.118	0.133	0.119	0.112	0.115	0.115	0.117	0.122
西部均值	0.131	0.144	0.151	0.153	0.151	0.154	0.155	0.153	0.157	0.162	0.167	0.166
辽宁	0.259	0.266	0.263	0.249	0.204	0.199	0.190	0.179	0.191	0.184	0.186	0.181
吉林	0.148	0.144	0.164	0.148	0.150	0.147	0.140	0.135	0.144	0.144	0.139	0.154
黑龙江	0.159	0.165	0.162	0.165	0.155	0.149	0.137	0.136	0.140	0.145	0.145	0.136
东北均值	0.189	0.192	0.196	0.187	0.169	0.165	0.156	0.150	0.158	0.158	0.156	0.157
全国	0.226	0.241	0.246	0.246	0.241	0.243	0.243	0.242	0.248	0.251	0.257	0.258

的指数出现下滑,占比达70.0%。辽宁、天津和青海的降幅尤为显著,分别下降了18.1%、8.6%和6.5%,揭示出部分省份在新质生产力发展过程中遇到的挑战和困境。

(二) 维度分析

通过对比分析全国30个省份在三大维度上的表现,可以更加清晰地看出新质生产力发展呈现出明显的结构性特征,各维度之间演进态势存在显著差异。

新质劳动者维度发展相对滞后,2023年该维度指

数均值仅为0.050,在三大维度中处于较低水平。从空间分布看,呈现“东部集聚,中、西部扩散”的特征。北京(0.216)、上海(0.153)、天津(0.096)等10个省份组成第一梯队,而内蒙古、辽宁、宁夏等20个省份的指数低于全国平均水平。深入分析发现,中、西部省份在专科及以上学历就业人员占比、博士研究生毕业人数、人均GDP等关键指标上存在明显短板,反映出人才红利向创新动能转化的机制性障碍亟须破解。新质劳动对象维度表现突出,2023年指数均值达到0.108,位居三大维度之首。广东、江苏、浙江等12个省份形成了创新

引领集群,其中广东(0.313)凭借高新技术企业集聚、科技孵化载体密度、数字服务收入等核心指标的优势稳居榜首。然而,区域分化现象显著,西部内陆省份在技术转化效率、创新生态成熟度等方面与东部地区形成梯度差距,暴露出创新要素在区域配置上的结构性失衡,亟须通过共建创新平台、构建技术转移网络等措施来弥合发展鸿沟。新质劳动资料维度呈现“东强西弱”格局,2023年指数均值为0.100。广东、江苏、浙江等10个省份构成创新投入密集区,在研发强度、高端装备占比、数字经济规模等方面形成叠加优势。相比之下,中、西部多数省份仍面临传统产业转型滞后、智能装备渗透率不足、数据要素市场发育迟缓等问题,反映出要素供给质量与产业升级需求之间存在结构性错配,亟须通过技术改造赋能、数字基建补链、要素市场化改革等路径实现突破。

从指标权重看,三大维度分布明显不均衡。新质劳动资料维度权重最高,达41.9%,占据主导地位,其内部呈现鲜明的无形资产驱动特征,技术合同成交额(7.1%)、规模以上工业企业R&D人员全时当量(5.5%)和规上工业企业新产品销售收入占比(5.4%)构成核心驱动力。新质劳动对象维度权重次之,为37.4%,软件业务和信息技術服务业收入(7.1%)、高新技术企业数(6.0%)、科技企业孵化器数(4.9%)等指标的高权重印证了其重要性。新质劳动者维度的权重相对最低,为20.7%,其中博士研究生毕业人数(6.0%)、专科及以上学历就业人员占比(3.2%)及在岗职工平均工资(2.9%)的高权重,凸显了高素质人才对新质生产力发展的关键支撑作用。综上所述,我国新质生产力发展

已进入“要素质量—创新生态—人才红利”三维驱动的新阶段,区域政策应从单一维度的追赶转向系统性协同,着力破解“要素升级滞后、创新转化不畅、人才结构失衡”等深层次矛盾。

(三)区域差异分析

为深入解析我国新质生产力发展的空间非均衡性及其演变趋势,采用Dagum基尼系数分解法,从区域内差异、区域间差异和超变密度三个维度进行系统分析(见表3)。

结果显示,全国新质生产力发展水平的基尼系数从2012年的0.332波动下降至2023年的0.300,降幅为9.6%,表明区域间整体差距有所收窄,然而,基尼系数均值仍处于0.310的较高水平,反映出区域发展不平衡问题依然突出。从区域内差异看,四大区域的基尼系数呈现“东部(0.249)>西部(0.178)>中部(0.094)>东北(0.087)”的特征,表明东部地区内部差异最大,东北地区内部最为均衡。进一步观察动态变化,东部、西部和东北地区内部差异呈缩小趋势,中部地区则出现波动,尤其在2020—2023年间基尼系数上升38.8%,显示其内部不均衡性明显加剧。在区域间差异方面,东部与西部之间的差距最为显著,基尼系数达0.455,东部与东北、中部地区之间的差异也较为突出,需引起重视。进一步分解表明,区域间差异是全国新质生产力总体差异的主要来源,其平均贡献率达72.1%。尽管该比例在考察期内有所波动,但始终维持在较高水平,凸显区域间发展不均衡是制约整体协调发展的核心矛盾。相比之下,区域内差异与超变密度的贡献虽略有上升,但影响相对有限。由此可见,我国新质生产力发展仍

表3 2012—2023年全国新质生产力发展水平Dagum基尼系数及差异分解

年份	总体	贡献率(%)			组内基尼系数				组间基尼系数					
		组内	组间	超变密度	东部	中部	西部	东北	东-东北	东-中部	东-西部	中-东北	中-西部	西-东北
2012	0.332	19.8	73.5	6.7	0.264	0.082	0.174	0.131	0.376	0.405	0.500	0.124	0.178	0.222
2013	0.315	19.9	72.9	7.2	0.250	0.080	0.173	0.141	0.375	0.368	0.474	0.132	0.186	0.208
2014	0.310	20.3	72.0	7.7	0.248	0.087	0.179	0.114	0.369	0.367	0.463	0.117	0.181	0.198
2015	0.313	20.4	71.1	8.6	0.248	0.100	0.185	0.120	0.389	0.371	0.462	0.123	0.189	0.190
2016	0.313	20.6	71.6	7.9	0.251	0.101	0.184	0.071	0.413	0.369	0.458	0.108	0.187	0.167
2017	0.307	20.9	71.5	7.7	0.253	0.097	0.179	0.070	0.422	0.352	0.449	0.123	0.186	0.154
2018	0.307	20.7	71.5	7.7	0.254	0.094	0.173	0.076	0.440	0.346	0.446	0.146	0.190	0.150
2019	0.314	20.9	71.1	8.0	0.253	0.096	0.197	0.065	0.452	0.340	0.452	0.165	0.212	0.164
2020	0.307	20.6	72.1	7.3	0.246	0.080	0.192	0.072	0.437	0.333	0.448	0.153	0.201	0.159
2021	0.300	20.4	72.5	7.1	0.240	0.099	0.172	0.056	0.439	0.327	0.438	0.167	0.197	0.146
2022	0.297	20.2	72.9	6.9	0.238	0.100	0.164	0.067	0.452	0.325	0.432	0.184	0.192	0.137
2023	0.300	20.1	72.8	7.1	0.237	0.111	0.166	0.064	0.451	0.324	0.437	0.192	0.201	0.140
均值	0.310	20.4	72.1	7.5	0.249	0.094	0.178	0.087	0.418	0.352	0.455	0.145	0.192	0.170

面临显著的区域分化问题,未来政策应更加聚焦于缩小区域间差距,推动形成更加均衡、协调的区域发展新格局。

(四)动态演变轨迹分析

为系统刻画我国新质生产力发展的时空跃迁规律,运用Kernel密度估计方法,绘制全国及四大区域的绝对差异和动态演进规律(见图1)。

考察期内,全国核密度曲线重心呈现“波动式右

移”特征,表明全国新质生产力发展水平实现了整体跃升;峰值宽度经历了“收窄—拓宽—收窄”的波动过程,但总体分异程度趋稳;波峰始终为单一主峰,说明未形成显著的两极分化格局;核密度估计函数分布表现出明显的右拖尾趋势,表明部分省份的新质生产力发展水平显著高于全国平均水平。总体而言,全国新质生产力发展水平在考察期内呈现不断提高的趋势,且发展水平的集中度在波动后显著增强。

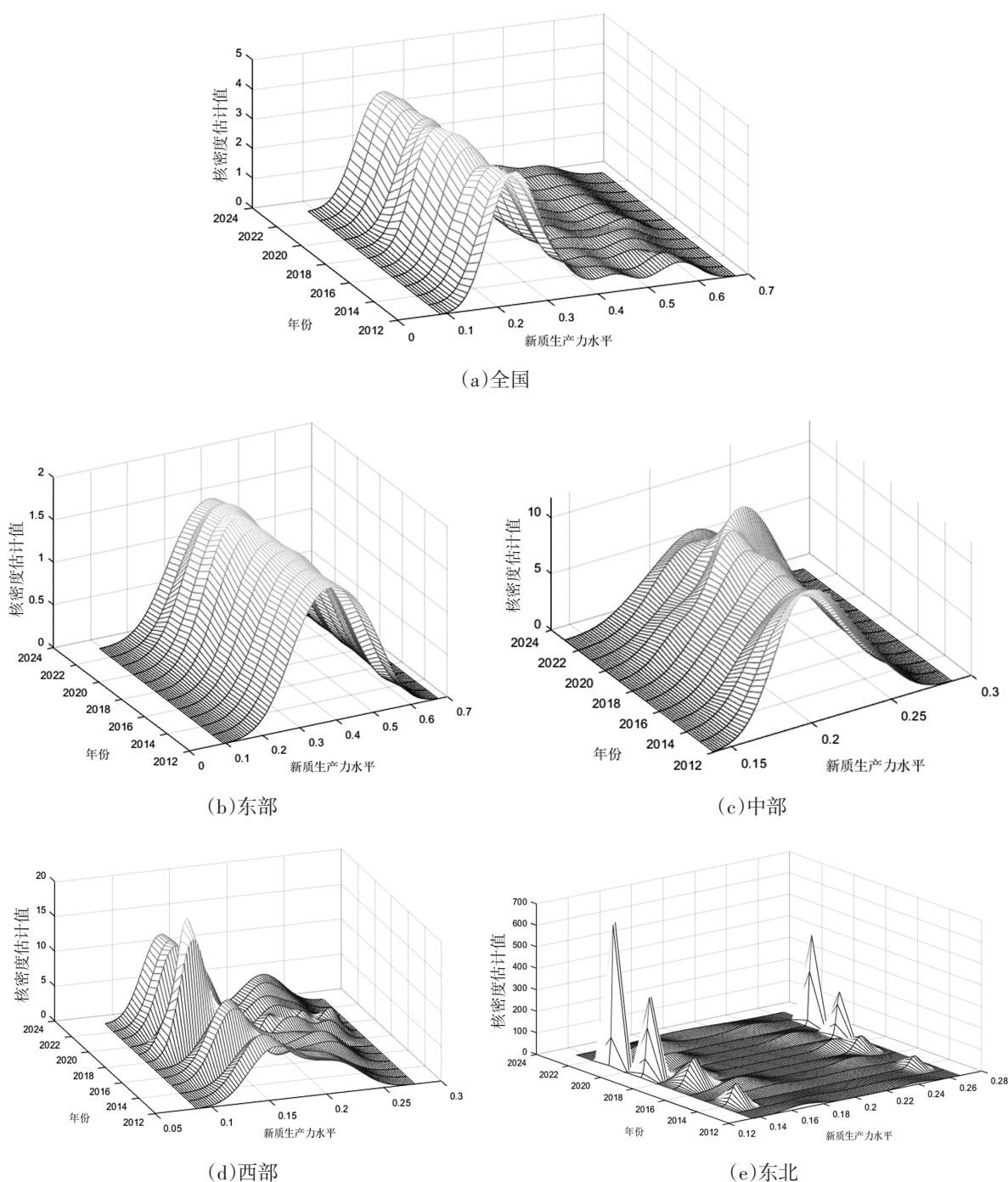


图1 2012—2023年全国及四大区域新质生产力发展水平核密度图

分区域看,东部、中部和西部地区的核密度曲线重心持续右移,表明其新质生产力发展水平稳步提升;东北地区则呈现“震荡调整”轨迹,折射出其内部发展的复杂性。在波峰形态上,东部和中部地区始终维持单一主峰,未见显著两极分化,区域发展格局整体稳定;而西部和东北地区出现双峰形态,凸显了区域内部分化特征。从峰值高度看,东部地区整体较高且稳定;中部地区主峰高度呈“下降—上升—下降”的波动趋势;西部地区经历了“上升—下降—上升—下降”的复合波动过程;东北地区则表现为“上升—下降—上升”的波动趋势。分布形态方面,东部、中部和西部地区均表现出右拖尾特征,意味着各区域内均存在发展水平显著领先的省份,对区域发展起到引领与支撑作用;东北地区虽呈双峰形态,但未显现明显右拖尾特征。总体而言,各区域新质生产力发展水平既存差异亦具共性,区域间发展差距在波动中趋于缩小。

四、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2012—2023年全国30个省份的面板数据,运用熵权法测度新质生产力发展水平,并借助Dagum基尼系数分解与核密度估计方法,深入剖析其区域差异及时空演变特征。主要结论如下:(1)整体持续提升与区域梯度分化并存。考察期内,全国新质生产力发展水平呈现稳步上升趋势,年均增长率达1.2%,创新活力较强。但区域分化特征突出,四大区域新质生产力发展水平呈现“东部>中部>东北>西部”的梯度格局。中部地区增速领跑全国,凸显强劲追赶效应;西部地区提升空间广阔。(2)区域差异收敛与结构性问题交织。全国基尼系数从0.332降至0.300,表明区域间整体差距有所收敛,但绝对水平仍处于较高水平,区域发展不平衡问题严峻。区域内差异方面,东部地区内部差异最大,西部地区次之,中部和东北地区较小。区域间差异方面,东-西部差距最为显著,东-东北、中-西部、中-东北三组区域间差距呈现扩大态势,反映空间阻隔与制度壁垒的双重约束。区域间差异是我国新质生产力发展水平差异的主要来源,其平均贡献率高达72.1%。(3)空间集聚与动态演进特征显著。核密度估计显示,全国新质生产力发展呈现梯度跃升态势,核密度曲线波动右移但分异趋稳,单一主峰格局与右拖尾特征并存,表明整体提升的同时部分省份形成领先优势。区域层面,东部与中部保持均衡发展,西部与东北内部出现分化;东、中、西部形成引领型省份梯队,东北

尚缺尖端带动力量。尽管四大区域峰值高度波动差异显著,但区域间发展差距整体呈收敛趋势。

(二)对策建议

根据上述研究结论,本文提出以下对策建议:

第一,强化科教人才协同,筑牢创新根基。党的二十届四中全会提出,要“提升国家创新体系整体效能,全面增强自主创新能力,抢占科技发展制高点,不断催生新质生产力。”因此,要以高水平科技自立自强为核心,动态优化高等教育学科布局,构建教育筑基、科技攻关、人才赋能的协同机制,聚焦关键核心技术领域,加大战略科学家、卓越工程师、大国工匠及高技能人才的自主培养力度,完善“发现—选拔—培育”全链条体系。健全科技人才激励机制,对突破“卡脖子”技术的人才给予丰厚奖励与崇高荣誉,充分释放创新活力。深化产教融合与产学研协同,支持企业牵头组建创新联合体,搭建科技成果快速转化平台,破除教育与产业间的体制壁垒。扩大高水平人才开放合作,建立高技术人才交流机制,引进全球前沿智力资源,同时推动本土人才深度参与国际科技竞争。优化科技创新生态,持续加大研发投入,强化知识产权全链条保护,完善科普传播体系,为培育新质生产力筑牢人才、科技双重支撑。

第二,重塑现代化产业生态,引领产业升级。党的二十届四中全会指出,“现代化产业体系是中国式现代化的物质技术基础”,要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上,构建以先进制造业为骨干的现代化产业体系。为此,应以大数据、云计算、人工智能等技术为引擎,加快传统产业数字化转型,培育智能制造、智慧农业等新业态,提升产业链供应链韧性与效率。聚焦新材料、新能源、节能环保等战略性新兴产业,通过政策引导、资金扶持、人才孵化等多元举措,因地制宜打造具有全球竞争力的先进制造业集群,培育壮大专精特新“小巨人”企业。坚持前瞻性布局未来产业,加大人工智能、量子科技、纳米科技、深海空天探索等前沿领域研发投入,抢占科技与产业发展制高点。推动科技创新与产业创新深度融合,健全科技成果转化机制,促进技术、资金、人才等要素向产业集聚,构建完整性、先进性、安全性兼具的现代化产业体系,实现质的有效提升和量的合理增长相统一。

第三,畅通要素流动循环,促进区域均衡。党的二十届四中全会强调,“要加强原始创新和关键核心技术攻关,推动科技创新和产业创新深度融合,一体推进教

育科技人才发展”。为此,需推动人才、科技、数据等新质生产力核心要素及新型生产要素的自由流动与高效整合,持续提升要素在区域、行业及企业间的配置效率。充分发挥区域协调发展战略的叠加效应,深化东部与中西部、东北地区在数字经济、新兴产业等关键领域的联动协作,通过产业有序转移、技术互通共享、人才双向流动,促进优势互补与协同共进。对发展相对滞后地区实施精准施策、分类指导,着力优化人才发展环境、完善产业配套体系、加强基础设施建设,不断增强区域发展吸引力与综合竞争力。同时,推动新质生产力培育与乡村全面振兴深度融合,积极发展现代农业、农村电商、特色产业等新兴业态,加快建设宜居宜业和美乡村,促进城乡融合高质量发展。通过要素协同、区域联动与城乡互促,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局,逐步缩小地区发展差距,为推动全体人民共同富裕筑牢坚实物质基础。◆

参考文献:

[1]任保平,豆渊博.新质生产力:文献综述与研究展望[J].经济

与管理评论,2024,40(3):5-16.

[2]陈文旭,聂嘉琪.论新质生产力对马克思主义生产力理论的原创性贡献[J].人文杂志,2024(12):13-21.

[3]崔云.科学认识新质生产力:理论逻辑、现实需要与实践路径[J].观察与思考,2024(12):36-43.

[4]宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究:来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6):1-11.

[5]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.

[6]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.

[7]王慧玲,李霞,侯亮亮.中国新质生产力发展水平测度和区域差异分析[J].科技管理研究,2025,45(8):1-10.

[8]卢春龙,薛悟娟.以新质生产力推动区域协调发展的思路目标与实现路径[J].学习与探索,2025(9):1-10+176.

[9]文丰安.新质生产力推动城乡融合发展的作用机理与实现路径[J].中国流通经济,2025,39(1):39-49.

[10]吴旭晓.中国式现代化区域实践指数评估报告(2023)[J].统计理论与实践,2024(3):3-10.

A Study on the Spatio-temporal Evolution and Regional Differences of the Development of China's New Quality Productivity

Cao Lei

Abstract: New quality productivity is the inherent requirement and important focus of promoting high-quality development. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2012 to 2023, this paper systematically measures the development level of new quality productivity by using entropy weight method, Dagum Gini coefficient decomposition and kernel density estimation method, and deeply analyzes its regional difference pattern and spatio-temporal evolution characteristics. The research shows that since the 18th National Congress of the Communist Party of China, China's new quality productivity has shown a steady upward trend as a whole, but the pattern of regional differentiation is significant, forming a pattern of leading in the east, rising in the middle, bearing pressure in the northeast and catching up in the west. In terms of regional differences, the national Gini coefficient dropped from 0.332 to 0.300, and the overall gap showed a phased convergence, but the contribution rate of regional differences was as high as 72.1%, of which the East-West gap was the most prominent, and the regional differences showed a gradient feature of "East > West > Central > Northeast". Further analysis shows that the internal structural differentiation between the eastern leading provinces and the central and western catching-up provinces intensifies, and the gradient development effect coexists with the trend of equalization. Based on this, this paper puts forward the optimization path of the development policy of new quality productivity, which provides theoretical support and practical reference for solving the imbalance of regional development and building the coordinated development pattern of new quality productivity.

Key words: New Qualitative Productivity; Entropy Weight Method; Dagum Gini Coefficient; Kernel Density Estimation

(责任编辑:杨扬)

产业数字化赋能黄河流域高质量发展的效应研究

王娟娟^{1,2} 崔路凯²

(1.兰州财经大学“一带一路”经济研究院,甘肃 兰州 730020;2.兰州财经大学 经济学院,甘肃 兰州 730020)

摘要:黄河流域生态环境脆弱,水资源约束严峻,发展已由量的扩张转向质的提升。基于2019—2024年沿黄9省(区)数据,实证检验产业数字化赋能黄河流域高质量发展的影响效应和作用机制。研究发现产业数字化水平和黄河流域高质量发展水平均存在显著的正向因果逻辑关系,但区域发展差距较大。由于黄河下游地区的产业基础和生态环境承载能力较好,因此产业数字化赋能区域经济发展的效应持续好于黄河中、上游地区。伴随创新驱动发展战略的实施,人力资本水平较高地区的产业数字化能够促进流域高质量发展,人力资本水平较低的地区还没有形成这一作用逻辑,但是人力资本水平较高的黄河下游地区已经出现以产业数字化为载体辐射中、上游地区高质量发展的态势。鉴于此,沿黄9省(区)应加快数字基础设施和算力中心建设,推动数字技术与传统产业深度融合,加强创新驱动和人才培养,完善数字协同机制,因地制宜推进差异化发展。

关键词:产业数字化;黄河流域;人力资本;区域协调发展

中图分类号:F127;F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0022-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.12.003

一、引言

党的二十届四中全会提出,“优化区域经济布局,促进区域协调发展。发挥区域协调发展战略、区域重大战略、主体功能区战略、新型城镇化战略叠加效应,优化重大生产力布局,发挥重点区域增长极作用,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系”。黄河流域是我国生态安全的重要屏障与实体经济的重要承载带^[1]。2019年黄河流域生态保护和高质量发展上升为重大国家战略,2021年10月中共中央、国务院印发《黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要》,将黄河流域生态保护和高质量发展上升为统筹空间格局、产业发展、要素配置的纲领性部署,明确规划范围、战略定位和阶段性目标,要求各省(区)在量水而行、节水优先、分区分类治理的前提下发展产业,将有限的资源环境空间更多留给高附加值、低能耗、可数字

化的产业形态^[2]。第十三届全国人民代表大会常务委员会第三十七次会议通过的《中华人民共和国黄河保护法》,为落实黄河流域生态保护和高质量发展重大国家战略提供了法律基础和制度保障^[3]。黄河流域高质量发展需要效率提升、结构升级和法制建设的保障。

沿黄9省(区)在生态环境约束的条件下取得了显著成绩,黄河流域GDP从2019年的246866.13亿元增加到2024年的336657.51亿元,占全国比重保持在25.0%左右。黄河上、中、下游地区的GDP占黄河流域的比重分别从25.13%、24.32%、50.55%变化至25.89%、25.94%、48.17%,黄河流域的区域协调发展水平有所提升。从人均地区生产总值看,2019年黄河流域9省(区)人均GDP为58612.08元,其中上、中、下游地区人均地区生产总值分别为50858.45元、60829.64元、62238.66元;到2024年,流域整体人均地区生产总

基金项目:国家社会科学基金项目“产业数字化赋能区域经济发展的效应研究”(23BJL118);甘肃省哲学社会科学规划项目“甘肃农村发展数字经济的路径及对策研究”(2023YB039);甘肃省自然科学基金重点项目“工业互联网在甘肃产业数字化向智能化递进的层级质量研究”(24JRRA539);甘肃省软科学专项一般项目“数字经济赋能甘肃区域协调发展的机制研究”(24JRZA154)。

作者简介:王娟娟,女,博士,二级教授,研究方向为区域经济、数字经济;崔路凯,男,硕士研究生,研究方向为数字经济。

值提高到80439.91元,上、中、下游地区人均GDP分别提升至71731.08元、89126.13元、81479.18元^①,中、下游地区的人均GDP差距缩小。黄河流域上、中、下游地区的经济发展处于不同的经济发展阶段。上游地区以资源型、基础原材料型和生态保护型产业为主,中游地区是全国重要的煤炭、能源和重化工业基地,能源、制造、物流等环节数字化进程较快。下游地区依托完整制造业体系、现代服务业和数字经济平台支撑,产业数字化水平较高。数据要素的可复制、低边际成本和多场景复用等特征使其能够突破时空界限,在产业链供应链内部实现跨区域、跨层级的高频流动。因此从高质量发展的视角看,能否把国家层面已经明确的数字化、绿色化政策工具与流域内的产业结构、生态约束和城市带承载能力对接起来,进而把产业数字化的范围效应和协同效应体现在沿黄9省(区)的经济社会发展中,将成为研判黄河流域高质量发展成效的关键。

二、文献综述

(一)产业数字化促进高质量发展的作用机制

产业数字化能通过提升要素匹配效率、重塑产业组织与区域协同促进新发展格局的形成,进而推动全要素生产率与增长质量同步提升^[4];其价值维度不仅体现在效率提高,还体现在跨界融合、竞争范式重构与升级赋能等多重机制上^[5]。数字经济对高质量发展的带动,核心在于依托平台化与知识化的产业互联网,形成数据要素的价值转化与集群化创新的扩散效应^[6];传统产业数字化的现实瓶颈主要是“数据孤岛”与全流程数据链缺位,需要以工业互联网打通设备层与业务层,扩展从预测到决策的应用场景^[7]。在空间层面,产业数字化还会推动区域经济格局的再组织,通过要素与网络外部性的再配置,改变地区间的分工与联系强度^[8]。从新质生产力视角看,要素创新与产业数字化相互嵌入,成为区域协调发展的关键动因^[9]。围绕这一逻辑,建设以城市群与都市圈为主要载体的新质生产力空间,将创新、开放与产业链协同统一推进区域发展的主舞台,有助于形成更具韧性的增长结构^[10];在城乡维度,数字化还能通过基础设施与制度供给,缩小城乡差距,提升要素在城乡之间的流动效率^[11]。

(二)黄河流域生态约束与治理框架

黄河流域高质量发展以“以水定城、以水定地、以水定人、以水定产”为基本约束,必须在生态优先前提下重构发展模式、构建以城市群为主要载体的绿色集

约格局^[12]。从综合治理角度,需要在生态安全格局、资源环境承载力与区域开发布局之间统筹取舍,破除粗放式路径依赖,推动结构升级^[13]。面向城市群实践,应坚持生态先导,完善水权与水价制度、细化分区防护与修复工程,因地制宜制定差异化路径^[14]。相关实证研究揭示了黄河流域高质量发展的基础性约束与阶段性特征:资源保障趋紧、生态脆弱性高、发展质量需进一步提升^[15]。从生态保护转向高质量发展的过程中,黄河下游地区的生态与产业的耦合协调水平高于中游与上游地区,亟须按耦合类型实施差异化政策^[16],这需要以跨区域协调机制和长效责任体系,统筹水土保持、污染联防和产业调整^[17]。与此同时,数字化治理能力的提升被视为落实这些协同举措的关键支点^[18]。绿色转型路径上,城市层面的数据显示,数字经济通过技术进步与绿色创新渠道提升绿色全要素生产率,进而带动城市高质量发展绿色协同^[19]。从产业链视角看,黄河流域可利用“一带一路”等开放平台参与外循环,建设跨境电商与跨境物流,推动农业与旅游等链条更深参与国际分工,实现内外循环的联动优化^[20]。政策与实践层面的共同指向是:把创新作为驱动主线,在“生态红线”约束下通过制度供给激发新动能,并以城市群为主要载体推进协同。创新驱动既包括科技、产业,也包括制度与治理创新的系统推进^[21]。

已有研究表明,产业数字化对高质量发展有促进效应,通过提升要素配置效率、重塑组织与产业链协同、推动数据驱动的技术创新与绿色转型,显著提高全要素生产率并将经济增长方式由规模扩张转向质量提升。在区域内,当产业数字化与城市群承载、差异化治理和“生态红线”相衔接时,这种促进效应依然稳健可证。基于此,本文可能的边际贡献,一是明晰产业数字化对黄河流域高质量发展的促进作用,二是比较产业数字化对黄河流域内高质量发展的效应差异,分析对区域发展的影响差异。

三、研究设计

(一)研究方法

产业数字化和黄河流域高质量发展均涉及多种要素和多个方面,因此本文以熵值法测算产业数字化发展水平和黄河流域高质量发展水平。因熵值法运用较为广泛,具体步骤不再赘述。

2019年,国家提出黄河流域生态保护和高质量发展战略,因此以2019年为研究起始期,基于数据的连

①数据来源于2020—2025年的《中国统计年鉴》以及黄河流域9省(区)的统计年鉴。

续性、权威性和可得性,以2024年为研究期的截止点。本文涉及黄河流域9省(区),数据来源于2020—2025年的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》,黄河流域9省(区)的统计年鉴,以及2019—2024年的《北京大学数字普惠金融指数报告》。

(二)指标体系构建

三次产业数字化水平考察方向各不相同,第一产业维度重点考察农业数字化水平,第二产业维度关注工业互联网和智能制造推广程度,第三产业维度则主要涉及服务业的电商化、数字贸易等指标。立足于我国三次产业的分类体系,结合张雪玲和焦月霞(2017)^[22]以及黄群慧等(2019)^[23]关于数字经济、智能化或互联网的研究指标,本文产业数字化指标围绕三次产业的数字化发展设计,确定以第一产业增加值、农业机械总动力等7个三级指标构建产业数字化水平评价指标体系,具体见表1。

表1 产业数字化水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
产业数字化	第一产业数字化(33.48)	第一产业增加值(15.13) 农业机械总动力(18.35)
	第二产业数字化(30.29)	第二产业增加值(16.15) 高技术产业占规模以上工业比重 14.14)
	第三产业数字化(36.23)	第三产业增加值(16.90) 信息传输、软件和信息技术服务业增加值占第三产业增加值比重(11.19) 数字普惠金融指数(8.14)

注:括号内为权重,单位是百分比,表2同。

学术界对高质量发展的内涵和测度视角多样。已有研究从生产方式、经济增长质量、社会主要矛盾等不同角度对高质量发展水平进行测度,选取的指标涵盖了经济发展、创新驱动、民生改善等方面,对生态环境指标关注不足。因此,在构建黄河流域高质量发展指标体系时,需要充分考虑流域的生态特色与环境保护因素,将生态安全和绿色发展作为重要维度纳入评价框架。本文以“五位一体”总体布局为原则,确定创新发展、经济发展、民生改善、绿色发展与生态状况为二级指标,以R&D投入强度、R&D全时人员当量等23个三级指标构建黄河流域高质量发展水平评价指标体系,具体见表2。

综合产业数字化发展水平指标贡献权重,从二级指标看,第一产业数字化在综合权重中占33.48%,第二产业数字化占30.29%,第三产业数字化占36.23%。第

表2 黄河流域高质量发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
黄河流域高质量发展	创新发展(23.28)	R&D投入强度(3.55) R&D全时人员当量(6.37) 每万人发明专利拥有量(5.84) 技术市场成交额(7.52)
	经济发展(12.78)	人均地区生产总值(2.55) 产业结构高级化指数(3.15) 高技术产业固定资产投资增速(2.63) 外贸依存度(4.45)
	民生改善(14.25)	养老保险参保人数(4.72) 每千人口医疗机构床位(1.94) 人均教育财政支出(2.53) 城镇登记失业率(3.43) 城乡居民收入比(1.63)
	绿色发展(11.87)	工业废水中氨氮排放量(1.41) 空气质量达到及好于二级的天数占全年比重(2.32) 工业固体废物产生量(2.23) 生态保护和环境治理业固定资产投资增速(4.22) 单位GDP能耗(1.69)
	生态状况(37.82)	国家自然保护区面积(6.69) 人工造林面积(7.63) 湿地面积(9.46) 人均水资源量(10.41) 人均城市公园绿地面积(3.63)

三产业数字化的权重略高于第一、第二产业,显示服务业数字化在综合结构中的相对高位。同时,农业和制造业数字化保持近1/3的比重,形成制造和服务“双支撑”并对农业维持较高权重的产业分布格局,有利于促进实体经济与数字经济的深度融合。细化至三级指标,第一产业增加值的权重为15.13%,农业机械总动力的权重为18.35%,构成农业端产业数字化的基础;第二产业增加值的权重为16.15%,高技术产业占规模以上工业比重的权重为14.14%,共同支撑制造端数字化与高技术化进程;第三产业增加值的权重为16.90%,信息传输、软件和信息技术服务业增加值占第三产业增加值比重的权重为11.19%,数字普惠金融指数的权重为8.14%。数字普惠金融指数的贡献权重由5.12%提升到8.14%,增幅较大,表明数字金融服务在产业数字化中的边际作用明显增强,服务业内部的数字要素供给能力和对综合指数的解释力得到进一步巩固。

综合黄河流域高质量发展水平指标贡献权重,从

二级指标看,生态状况在综合权重中占37.82%,创新发展占23.28%,民生改善占14.25%,经济发展占12.78%,绿色发展占11.87%,总体上仍呈现以生态状况为第一权重、创新与民生作为重要支撑、经济与绿色维度相对居后的递减结构,说明黄河流域在高质量发展评价中首先突出生态保护,其次强调创新能力与民生福祉,再由经济增长与绿色转型共同补充。绿色发展权重由7.73%升至11.87%,增幅较为明显,表明生态保护和环境治理投入的相对重要性有所提高,绿色维度在综合评价中的解释力得到提升;生态状况则在保持第一权重的基础上由43.44%调整至37.82%,结构上更趋均衡,“五位一体”格局的整体协同性进一步增强。细化至三级指标,权重贡献最大的主要集中于生态资产与水资源承载类指标,其中人均水资源量、湿地面积持续处于高位,创新维度中技术市场成交额与R&D全时人员当量保持较强解释力,说明黄河流域高质量发展首先锚定生态安全底盘,同时重视创新成果的转化能力与人力资本的支撑。综合看,贡献权重上升的指标有7个,分别为R&D投入强度、产业结构高级化指数、高技术产业固定资产投资增速、外贸依存度、人工造林面积、湿地面积以及生态保护和环境治理业固定资产投资增速,发展重心由存量生态差异转向结构提质与治理成效,创新强度、产业高级化与生态修复质量均得以强化。单位GDP能耗与工业废水中氨氮排放量等传统环境强度指标的区分度减弱,技术市场成交额与每万人发明专利拥有量的权重边际下降,人均教育财政支出、每千人口医疗机构床位、养老保险参保人数等兜底性指标权重趋稳。可见,生态与公共服务的差距在黄河流域9省(区)不断收敛,创新与产业结构升级成为解释综合得分的关键变量。

(三)产业数字化赋能黄河流域高质量发展的事实依据

1.产业数字化与黄河流域高质量发展水平稳步提升

产业数字化通过数据要素的确权与流通、流程再造与组织重构,持续扩展了传统产业的生产可能与资源配置效率,并在法治化治理与规划约束的共同作用下,转化为黄河流域高质量发展水平的提升。2019—2024年沿黄9省(区)产业数字化指数由0.279提升至0.393,增幅40.86%,同期黄河流域高质量发展指数由0.266提升至0.308,增幅15.79%,两者同向上行,其中产业数字化的增速更快、拉动效应更强,表明数字技术

的深入应用推动了生产要素的高效配置,并进一步促进了黄河流域高质量发展。就阶段性特征而言,产业数字化由快后慢过渡为稳定攀升:2019—2021年均值0.307,2022—2024年均值0.378;黄河流域高质量发展则先慢后快:均值由0.268升至0.291,在产业数字化完成一定积累之后,推动黄河流域高质量发展的节奏加快。就相对位置看,高于当年流域均值的省(区)数量在黄河流域高质量发展指标上由3个提升到4个并保持稳定,而产业数字化各年稳定为4个,反映出产业数字化水平的空间分布更早、更稳地形成阶梯结构。基于此,提出假设1:

假设1:产业数字化能够促进黄河流域高质量发展。

2.产业数字化与黄河流域高质量发展的空间分布特征显著

2019—2024年,产业数字化与高质量发展在黄河流域整体上行并表现出明显的空间集聚特征,产业数字化的区域最大差率在2019年为9.787倍,到2022年降至5.977倍,2024年回升至7.271倍。黄河流域高质量发展的区域最大差率总体维持在2.568—2.956倍之间,其中2023年最低,为2.568倍,2024年回升至2.949倍。从极值看,2024年产业数字化水平最高为山东(0.840)、最低为青海(0.115),2024年黄河流域高质量发展水平最高为山东(0.495)、最低为宁夏(0.168),说明下游地区在两项指标上同时位于高位,而上游地区长期处于低位。山东半岛城市群产业数字化进程快,与京津冀、长三角等城市群在交通基础设施、产业分工和创新网络等方面形成多层级、多通道的紧密联系,数据流、技术流和资本流在城市群之间高频流动,使产业数字化设施、应用场景与制度环境能够在更大空间范围内实现复制与扩散,显著降低跨区域协同与链式发展的边际成本。黄河流域中上游地区有关中原、兰西、宁夏沿黄等城市群,但城市群发展水平较低。基于此,提出假设2和假设3:

假设2:产业数字化与高质量发展在黄河流域呈现显著区域差异。

假设3:在人力资本发展水平高的地区,产业数字化促进黄河流域高质量发展的作用更强。

四、实证分析

(一)变量选取

本文的核心解释变量是产业数字化,以实证测算的产业数字化水平衡量。本文的被解释变量是黄河流

域高质量发展,以测算得到的黄河流域高质量发展水平衡量。控制变量选择恩格尔系数、人力资本存量、生态用水量与基础设施固定资产投资增速。恩格尔系数用于反映居民消费结构与生活水平的阶段性位置,消费由生存型向发展型升级会同步改变民生与经济质量维度。人力资本存量用以表征高层次人力资本与区域创新承载能力,人才密度直接关系到研发吸纳、知识转化与技术扩散,从而影响黄河流域高质量发展的创新维度。生态用水量用以刻画流域生态约束与环境治理强度。基础设施固定资产投资增速既能反映资本投入

强度与区域通达性的变化,也能折射数字体系同实体经济对接的承载能力。

对各变量进行描述性统计分析,结果见表3。除基础设施固定资产投资增速的标准误为1.3279外,其余变量的标准误均小于1,能够有效支撑计量分析需要。基础设施固定资产投资增速的标准偏大这一现象与后经济危机时期我国宏观调控取向和房地产政策调整密切相关,在经历以大规模基建和房地产投资为特征的高速扩张后,“十四五”时期我国以实现高质量发展为目标,基础设施投资增速从高位扩张转向温和增

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
被解释变量	黄河流域高质量发展	54	0.2794	0.0115	0.1500	0.4900
解释变量	产业数字化	54	0.3422	0.0314	0.0600	0.8400
控制变量	恩格尔系数	54	28.9507	0.3318	25.1700	35.5200
	人力资本存量	54	0.1947	0.0155	0.0588	0.5676
	生态用水量	54	2.1106	0.1270	0.0953	3.5553
	基础设施固定资产投资增速	54	0.7163	1.3279	-21.4300	19.1300

长,因此通过逐一加入控制变量和将有无基础设施固定资产投资增速的结果进行比较等方式降低较大标准误指标的影响。

(二)基准回归分析

基准回归结果见表4,可知产业数字化在5%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应为0.378。逐步加入控制变量:加入恩格尔系数后,产业数字化对黄河流域高质量发展的效应达0.599,但不显著。继续加入人力资本存量后,产业数字化在1%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应为1.024,显示人力资本差异并未弱化产业数字化与黄河流域高质量发展的关系。在加入生态用水量后,产业数字化仍在1%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应保持在0.990。在含有全部控制变量的模型中,产业数字化在1%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应为1.019。所有模型中常数项和拟合优度均达到可信水平。回归结果的核心系数先上升再回落至稳定区间,说明人力资本与基础设施两类要素与产业数字化同时起作用,产业数字化通过嵌入生产、流通与服务环节降低信息不对称和交易成本,优化资本、劳动与数据要素的匹配,提升全要素生产率并推动产业结构向中高端演进,同时依托数据采集、实时监测和智能决策重塑生产流程与治理方式,在资源环境约束下支持绿色低碳转型和

风险防控,使效率、结构与可持续性等多维度协同改善。假设1得以验证。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
产业数字化水平	0.378** (0.157)	0.599 (0.398)	1.024*** (0.280)	0.990*** (0.274)	1.019*** (0.280)
恩格尔系数(x1)		-0.008 (0.006)	-0.007 (0.007)	-0.008 (0.006)	-0.008 (0.005)
人力资本存量(x2)			1.138** (0.430)	1.211** (0.436)	1.174** (0.417)
Ln生态用水量(x3)				-0.027 (0.023)	-0.025 (0.022)
基础设施固定资产投资增速(x4)					0.001 (0.001)
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	0.150** (0.054)	0.307 (0.172)	-0.077 (0.151)	0.006 (0.185)	-0.024 (0.202)
N	54	54	54	54	54
R ²	0.899	0.918	0.937	0.939	0.944

注: *、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平,括号内为标准误。下表同。

(三)稳健性检验

为检验产业数字化赋能黄河流域高质量发展良性循环的稳健性,通过滞后期检验、剔除特殊值和更换研

究模型的方式进行稳健性检验(见表5),结果表明,三种方式检验的结果均稳健。

表5 稳健性检验结果

变量	滞后期检验	剔除特殊值	更换研究模型
滞后一期产业数字化水平	1.173** (0.382)		
产业数字化水平		1.095*** (0.244)	0.337*** (0.079)
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	45	45	54
R ²	0.949	0.957	

1. 滞后期检验

将产业数字化滞后一期作为解释变量,可以减轻同期反向因果与同时性带来的偏误。在该模型下,滞后一期的产业数字化在5%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应为1.173,系数显著为正且数值明显高于基准回归中的当期系数,表明产业数字化具有明显的滞后累积效应:一是前期数字基础设施建设、数据资源投入和数字技术应用需要经过一定时间才能在生产率提升、结构调整和治理改进上充分显化;二是产业链数字化改造往往以项目化、平台化方式推进,其对创新扩散、要素重组和制度优化的影响具有跨期传导特征。在控制省份和年份不变特征及其他影响因素后,前一期产业数字化水平越高,当期黄河流域高质量发展水平越高,说明产业数字化并非短期冲击,而是通过持续重塑要素配置和产业组织形态,对黄河流域高质量发展产生稳定而强劲的拉动作用,从滞后期视角对产业数字化推动黄河流域高质量发展的结论提供了进一步的稳健性支撑。

2. 剔除特殊值

政策可能使资源分布出现集聚,但持续性有限,因此剔除黄河流域生态保护和高质量发展战略提出的年份的数据,以进行稳健性检验。剔除2019年的数据,产业数字化赋能黄河流域高质量发展的效应仍然显著,在1%的显著水平下为1.095,说明本文的核心结论不依赖于起始年的单年扰动或度量边界。人力资本存量纳入控制后仍保持正向显著,表明在排除样本起点效应后,人才密度越高的地区更能够将产业数字化优势转化为发展成效,进一步印证人才密度与效应提升的正相关,产业数字化推动高质量发展的正向关系在

时间截面调整下仍然稳健。

3. 更换研究模型

随机效应模型假设个体效应与解释变量不相关,允许个体效应的随机性和差异性,可以更好地体现产业数字化对黄河流域高质量发展的效应。结果显示产业数字化在1%的显著水平下对黄河流域高质量发展的效应为0.337,说明即便放宽个体效应相关性的假设,核心关系依然稳健。人力资本存量的影响仍为正向且边际显著,说明跨省(区)的人才密度差异同样与发展水平差异相伴,而产业数字化在不同省(区)长期差异下仍能发挥稳定增益效应。

(四) 内生性检验

为了避免因可能存在的遗漏变量、产业数字化与黄河流域高质量发展之间的双向因果作用及测量误差等原因影响研究结果,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验(见表6)。借鉴黄群慧等(2019)^[23]研究,采用各地区2000年固定电话用户数作为研究产业数字化赋能黄河流域高质量发展的工具变量。从第一阶段结果看,工具变量的系数为正且在1%的显著水平下显著,说明工具变量与解释变量之间存在强相关性,排除了弱工具变量的可能。第二阶段中,产业数字化能够促进黄河流域高质量发展。可见,本文构建的产业数字化水平与黄河流域高质量发展水平评价指标体系不存在内生性,不会影响研究结果。

表6 内生性检验结果

变量	第一阶段 产业数字化	第二阶段黄河 流域高质量发展
固定电话用户数	0.001*** (22.494)	
产业数字化水平		0.249*** (4.122)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	54	54
R ²	0.956	0.388

(五) 异质性检验

基于实证分析和计量分析结果^①,产业数字化与黄河流域高质量发展之间在全样本内呈显著正向关系,但系数幅度与显著性随设定与样本窗口存在差异,因此进行产业数字化与黄河流域高质量发展的异质性检验(见表7和表8)。

①囿于篇幅,部分实证分析和计量分析结果留存备案。

表7 上、中、下游的异质性检验

变量	上游	中游	下游
产业数字化水平	0.888 (0.813)	-0.059 (0.363)	1.245*** (0.000)
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	24	18	12
R ²	0.961	0.975	0.998

表8 高、低人力资本组的异质性检验

变量	高人力资本组	低人力资本组
产业数字化水平	1.462*** (0.145)	-0.295 (1.288)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	30	24
R ²	0.965	0.966

1.上、中、下游的异质性检验

本文将研究范围限定为黄河流域9省(区),并采用黄河水利委员会通行的干流水文分段,将9省(区)按干流主导河段归并为上、中、下游三组。上游地区包括青海、四川、甘肃、宁夏,中游地区包括内蒙古、山西、陕西,下游地区包括河南、山东。

上游地区产业数字化系数为正但不显著,说明在上游省(区),产业数字化水平的提升尚未稳定转化为可度量的高质量发展增量。结合制度情境,上游承担水源涵养与严格的生态约束,治理工程具有明显跨期特征,产业数字化带来的效率改善需要更长的传导链条才会在高质量发展上体现。中游地区产业数字化系数接近于0且不显著,呈现过渡带的特征:一方面保持能源与原材料产业基础,另一方面在先进制造与服务化方向持续转型。结合国家对黄河流域分类施策、系统推进的要求,中游的结构调整与要素重组仍在深化,产业数字化效应尚处于积累阶段。下游地区产业数字化赋能高质量发展的效应在1%的显著水平下为1.245,显示下游的产业与要素承载能力更容易把产业数字化转化为可测量的高质量发展水平提升。产业数字化对黄河流域高质量发展的正向作用存在区域异质性,假设2得以验证。

2.高、低人力资本组的异质性检验

上述实证和计量分析显示人力资本在产业数字化推动黄河流域高质量发展的效应上有着强推动作用,

因此从人力资本维度对省(区)进行分组。本文采用研究生占人口比重的中位数作为划分标准进行分组。这种划分假定人力资本储备较高的地区更有利于产业数字化发挥效用。分组后,高人力资本组包括内蒙古、四川、山东、甘肃、陕西,低人力资本组包括宁夏、山西、河南、青海。

在高人力资本组样本中,产业数字化对高质量发展的效应在1%的显著水平下为1.462,呈显著正向影响。这意味着在具备较强创新人力资本基础与知识吸收能力的地区,产业数字化转型能够更有效地转化为发展质量的提升。在高人力资本组地区,以陕西为例,依托西安区域科技创新中心建设,加快布局包括先进阿秒激光设施(西安部分)在内的国家重大科技基础设施,以及陕西实验室等高能级科研平台,人力资本存量通过重大科技项目和关键核心技术攻关形成强劲的创新集聚效应。高人力资本组地区在国家重大科技基础设施、国家实验室和技术创新中心的承载下,高层次人力资本更容易嵌入到产业数字化应用和关键技术攻关之中,因而在计量结果上表现为对高质量发展的显著正向作用,假设3得以验证。

五、结论与建议

(一)研究结论

通过对2019—2024年黄河流域9省(区)的面板数据进行实证分析,得出以下主要结论:一是黄河流域的产业数字化水平和高质量发展水平均呈稳步上升趋势,其中产业数字化增长更快,增量效应显著。二是黄河下游地区的产业数字化和高质量发展水平持续高于上游和中游地区,但中游和下游的差距有缩小趋势。三是产业数字化赋能黄河下游地区高质量发展的效应显著,对上游和中游高质量发展的赋能效应不显著;赋能高人力资本组高质量发展的效应显著,人力资本对产业数字化赋能黄河流域高质量发展具有显著的推动作用。

(二)对策建议

根据上述研究结论,为更好发挥产业数字化对黄河流域高质量发展的赋能效应,本文提出以下对策建议:

第一,加大黄河流域的新基建力度。坚持智能化、绿色化、融合化发展方向,加快构建现代化基础设施体系。强化新型基础设施如千兆光纤网、卫星互联网、物联网、云计算中心等的建设,提升区域算力、连接和网络能力。加快推进“东数西算”等国家战略工程建设,

优化黄河流域算力资源配置,构建一体化大数据中心网络。同时,鼓励各行业广泛应用大数据、人工智能、区块链等前沿技术,促进数字技术与制造业、服务业、农业等产业深度融合,推动产业数字化转型和数字产业化发展。在政府层面,要强化数字政府建设,推进“互联网+政务服务”,优化数字营商环境,实现数字公共服务的普惠均等;加强产业数字化监管和法治建设,为数字经济发展提供制度保障。

第二,提升创新和人才支撑能力。加大科研投入和教育投入,培养和吸引数字经济所需的人才队伍。各地应完善创新体系,建设人才高地,加强与知名高校、科研院所和龙头企业的协同创新,形成产学研深度融合的创新生态。实施数字技能培训,加快数字素养和职业技能的全面普及,缩小区域间、城乡间的“数字鸿沟”。同时,坚持绿色发展导向,优化资源配置,将生态保护和节能减排纳入产业数字化推进方案,通过数字技术提高资源利用效率、促进循环经济发展。大力发展智慧农业、智慧水利、智慧环保等应用,实现产业升级与生态效益同步提升。此外,提高对教育、医疗等公共服务的投入,通过数字技术提升公共治理和民生保障水平。

第三,因地制宜分类施策。上游地区应坚持生态优先,稳步推进绿色数字化。产业发展要适度减量化、精细化,重点布局生态友好型产业和绿色能源产业。推进数字技术在生态保护和水资源管理中的应用,利用卫星遥感、物联网和大数据等技术建立实时生态监测体系,提高水量控制和污染治理能力。支持绿色农业、循环农业和生态旅游发展,实现产业结构优化升级。通过产业数字化手段提升资源型产业的节能环保水平,尽快完成传统能源、采矿等产业的绿色改造。要加强水源涵养林草建设,严格用水总量和效率管理,实现生态效益与经济效益的双赢。中游地区应加快产业升级,强化融合发展。立足中游地区能源化工基地和装备制造基础,推动传统优势产业与数字技术的深度融合。加快装备制造、化工等行业的智能化改造,引导形成数字化生产流程和智能工厂。积极培育生产性服务业和现代农业,发展节能环保、新能源、新材料等新兴产业。加强区域协作和政策联动,通过建设智慧园区、产业互联网平台等载体,促进产业链上下游协同升级。扶持中小微企业数字转型,推广工业互联网和工业大数据应用,提升全行业链条的集成创新能力。注重水资源的优化配置和节水技术应用,以实现经济发

展与生态效益的双赢。下游地区应以产业数字化引领流域高质量发展,充分释放数字化红利。在农业领域,大力发展智慧农业、精准农业,提高农业机械化和信息化水平。在制造业领域,强化数字化生产和供应链管理,发展高端装备制造和现代物流业。推进数字技术与金融、文化、教育等服务业的深度融合,培育数字经济新业态,构建现代服务业体系。依托郑州、洛阳、济南、青岛等中心城市,打造产业集聚区,形成辐射带动效应。利用数字贸易和跨境电商拓展外部市场,深度参与面向“一带一路”沿线国家的高水平对外开放,为区域发展开拓更多国际合作机会。同时,强化基础设施互联互通,完善能源、交通等重大项目建设,提升区域综合竞争力。◆

参考文献:

- [1]习近平.在黄河流域生态保护和高质量发展座谈会上的讲话[J].中国水利,2019(20):1-3.
- [2]中华人民共和国生态环境部.《中华人民共和国黄河保护法》[EB/OL]. [2022-10-30].https://www.mee.gov.cn/ywgz/fgbz/fl/202210/t20221030_998324.shtml
- [3]中华人民共和国中央人民政府.中共中央 国务院印发《黄河流域生态保护和高质量发展规划纲要》[EB/OL]. [2021-10-08].https://www.gov.cn/zhengce/2021-10/08/content_5641438.htm
- [4]祝合良,王春娟.“双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型:理论与对策[J].财贸经济,2021,42(3):14-27.
- [5]肖旭,戚聿东.产业数字化转型的价值维度与理论逻辑[J].改革,2019(8):61-70.
- [6]祝合良,王春娟.数字经济引领产业高质量发展:理论、机理与路径[J].财经理论与实践,2020,41(5):2-10.
- [7]吕铁.传统产业数字化转型的趋向与路径[J].人民论坛·学术前沿,2019(18):13-19.
- [8]王娟娟.产业数字化与我国区域发展格局演变[J].甘肃社会科学,2022(4):204-214.
- [9]王娟娟,徐萍桢.要素创新、产业数字化与区域协调发展:基于新质生产力视角的研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2025(5):1-17.
- [10]贾若祥,王继源,窦红涛.以新质生产力推动区域高质量发展[J].改革,2024(3):38-47.
- [11]王娟娟,郭凯雯.数字经济赋能中国式现代化:以城乡融合发展为中心[J].西北民族大学学报(哲学社会科学版),2025(2):85-99.
- [12]郝宪印,邵帅.黄河流域生态保护和高质量发展的驱动逻辑与实现路径[J].山东社会科学,2022(1):30-38.
- [13]陆大道,孙东琪.黄河流域的综合治理与可持续发展[J].地

理学报, 2019, 74(12): 2431-2436.

[14] 秦华, 任保平. 黄河流域城市群高质量发展的目标及其实现路径[J]. 经济与管理评论, 2021, 37(6): 26-37.

[15] 徐辉, 师诺, 武玲玲, 等. 黄河流域高质量发展水平测度及其时空演变[J]. 资源科学, 2020, 42(1): 115-126.

[16] 刘琳轲, 梁流涛, 高攀, 等. 黄河流域生态保护与高质量发展的耦合关系及交互响应[J]. 自然资源学报, 2021, 36(1): 176-195.

[17] 金凤君. 黄河流域生态保护与高质量发展的协调推进策略[J]. 改革, 2019(11): 33-39.

[18] 周清香, 何爱平. 数字经济赋能黄河流域高质量发展[J]. 经济问题, 2020(11): 8-17.

[19] 刘维林, 王艺斌. 数字经济赋能城市绿色高质量发展的效应与机制研究[J]. 南方经济, 2022(8): 73-91.

[20] 王娟娟. 双循环视角下黄河流域的产业链高质量发展[J]. 甘肃社会科学, 2021(1): 49-56.

[21] 任保平. 黄河流域生态保护和高质量发展的创新驱动战略及其实现路径[J]. 宁夏社会科学, 2022(3): 131-138.

[22] 张雪玲, 焦月霞. 中国数字经济发展指数及其应用初探[J]. 浙江社会科学, 2017(4): 32-40+157.

[23] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.

Research on the Effects of Industrial Digitalization Empowering High-Quality Development in the Yellow River Basin

Wang Juanjuan, Cui Lukai

Abstract: The ecological environment in the Yellow River Basin is fragile, and water resources are severely constrained. Development has shifted from quantitative expansion to quality improvement. Based on data from 2019 to 2024 of the 9 provinces (autonomous regions) along the Yellow River, this paper empirically examines the impact and mechanism of industrial digitalization on high-quality development in the Yellow River Basin. The research finds that there is a significant positive causal relationship between the level of industrial digitalization and the level of high-quality development in the Yellow River Basin, but there are significant regional development disparities. Due to the better industrial foundation and ecological environment carrying capacity in the lower reaches of the Yellow River, the effect of industrial digitalization in empowering regional economic development has been consistently better than that in the middle and upper reaches. With the implementation of the innovation-driven development strategy, the digitalization of industries in regions with higher human capital levels can promote high-quality development of the river basin. This mechanism has not yet taken effect in areas with lower human capital levels. However, in the lower reaches of the Yellow River, where human capital levels are relatively high, there has already emerged a trend of leveraging industrial digitalization to drive high-quality development in the middle and upper reaches of the basin. Based on this, the 9 provinces (autonomous regions) along the Yellow River should accelerate the construction of digital infrastructure and computing centers, promote the deep integration of digital technology and traditional industries, strengthen innovation-driven development and talent cultivation, improve digital collaboration mechanisms, and promote differentiated development in accordance with local conditions.

Key Words: Industrial Digitalization; Yellow River Basin; Human Capital; Regional Coordinated Development

(责任编辑: 李雅)

长三角地区数字经济产业链研究

——基于投入产出表的分析

李国荣 林佳乐

(吉林财经大学 统计与数据科学学院, 吉林 长春 130000)

摘要:长三角地区作为我国经济最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一,其数字经济发展备受关注。基于2017年苏沪浙皖投入产出数据,构建数字经济投入产出模型,结合基尼系数,测度长三角八大产业的产业链延展性与波及效应。研究发现:江苏以产业数字化部门与制造业为支柱,产业链长、推动与拉动效应显著,但服务业联动不足;上海以能源业为核心,多产业推动与拉动效应强,产业间融合待深化;浙江以产业数字化部门与制造业为主导,但受能源业等产业链制约;安徽以产业数字化部门与制造业为主要产业,部分产业潜力显现,数字产业化拓展不足。据此,以长三角地区产业链核心特性与比较优势为视角,锚定区域发展痛点,提出差异化施策与全局性协同相结合的对策建议。

关键词:数字经济产业链;投入产出表;基尼系数;波及效应

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0031-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.12.004

一、引言

长三角地区作为中国经济发展的龙头,处于产业创新与升级的前沿。近年来,伴随信息技术的飞速演进与数字化转型的持续深入,长三角地区的数字产业以及其他产业链正经历着深刻的变革与重塑。作为新兴支柱产业,数字产业以其迅猛的发展势头和广泛的经济渗透,已成为驱动区域经济增长的重要引擎。云计算、大数据、人工智能、物联网等前沿技术的规模化应用,不仅催生了一系列新兴业态,也为传统产业转型升级开辟了新路径。在此过程中,数字产业与制造业、服务业、金融业等传统领域深度融合,逐步构建起高效、智能、可持续发展的现代化产业生态体系。值得注意的是,数字产业的发展并非孤立推进,而是与传统产业链之间形成紧密互动与多重联结。在长三角地区,各产业在数字化转型过程中积极探索与数字技术的协同路径,推动产业链上下游实现更紧密的协作,为区域经济发展多元化发展提供了坚实支撑。因此,系统研究长三角地区数字产业与其他产业链的互动机制,不仅有助于把握区域经济发展的新趋势与新动向,也可为全国范围内产业链的优化与重构提供有益借鉴。

目前国内已有部分学者利用投入产出表对产业链进行研究。杨公朴和夏大慰(2005)^[1]指出,产业链的本质特征集中表现为产业间的相互作用关系,这种关联主要体现在各产业之间的供给需求平衡和资源流动关系上,这一界定为后续利用投入产出表分析产业关联、流转路径奠定了理论基础。宋增文(2007)^[2]基于中国投入产出表的相关数据,深入研究旅游产业在促进关联产业发展过程中的驱动效应。闫军印和梁波(2013)^[3]采用投入产出分析方法,探究矿产资源的投入产出构成和产品流向,进而构建了关键矿产资源的产业链及其集群框架。石嘉明(2015)^[4]利用投入产出表深入剖析了我国商贸流通产业链的结构,并详细探究了产业链中各行业之间的相互依存关系。孙妍(2017)^[5]采用投入产出分析法,对邮轮经济产业的关联性及其波及效果进行了深入研究。冯沛(2014)^[6]则运用投入产出表和基尼系数来刻画平等性特征,对中国42个产业的产业链延伸程度进行深入衡量。徐士博和章上峰(2025)^[7]基于矩阵转换技术,构建可比价格的数字经济增量投入产出分析框架,测度了我国数字经济规模。韩君和高瀛璐(2022)^[8]深入探究了

基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国区域间产业关联核算与投入产出表细化研究”(23&ZD128)。

作者简介:李国荣,女,博士,教授,研究方向为统计理论与应用;林佳乐,女,硕士研究生,研究方向为经济统计。

区域间数字经济发展的产业关联特征,为理解我国数字经济的区域协同发展状况提供了新的研究视角。

综上,现有文献多集中于产业链的理论探讨或特定产业的量化分析,而基于重新划分的数字产业分类,运用投入产出表进行系统性的产业链研究的文献尚显不足。为此,本文构建了长三角地区的数字经济投入产出表,融合基尼系数在衡量平等性方面的特征与投入产出表反映产业间货物流向的功能,测度八大产业的产业链延展性与波及效应,进而识别产业链较长、辐射能力较强以及推动与拉动作用显著的产业。在此基础上,进一步提出产业结构优化路径,为长三角地区产业布局优化、产业协同升级及经济高质量发展提供一定的理论支撑与决策参考。

二、数字经济投入产出表编制

(一)数字产业分类界定

数字产业是一个涵盖广泛的经济活动集合,其核心在于运用数字技术进行信息处理,并以此为基础,通过数字化手段向社会提供多样化的产品与服务,不仅包括传统的电子信息制造、软件与信息技术服务,还延伸至互联网及相关服务等多个细分领域。

数字产业化是指与数字技术密切相关的经济活动集合,构成了数字经济的核心产业部分。产业数字化是指传统产业采纳数字技术后,在生产数量及效率上的显著提升,这些新增的产出成为数字经济的关键部分。数字产业化与产业数字化是相辅相成、共同发展的动态过程。1998年,经济合作与发展组织(OECD)首次对信息与通信技术产业进行了明确定义,将其界定为与ICT密切相关的经济活动集合。国家统计局在《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中,从数字产业化与产业数字化两个维度出发,系统划分了数字经济核心产业的边界,涵盖了数字产品制造、技术服务、创新应用、要素驱动及效能提升等多个重要领域。基于《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2017)的行业划分标准,本文将中国数字产业的核心构成归纳为五大领域:软件与信息技术服务、互联网及相关服务、电信通信服务、电子信息设备制造以及数字内容生产。

(二)数字经济投入产出表编制

编制中国数字经济产业投入产出表的核心难点在于如何准确地将数字产业与现行投入产出表的42个行业分类进行匹配。其中,数字产业化部分主要涉及

国民经济中与数字化密切相关的特定行业,而产业数字化则强调信息技术与传统产业的有机结合。考虑到我国数字产业分类标准与现行投入产出表行业分类体系存在差异,为确保数据可比性和统计标准的一致性,本文对比分析了中国数字产业与投入产出表中的42个行业部门,最终确定了2个属于数字产业化范畴的部门、9个涉及产业数字化的部门,以及31个传统行业部门。在匹配过程中,本文参考贺铿(1989)^[9]、曾昭磐(2001)^[10]在编制信息产业投入产出表时所采用的全口径方法编制投入产出表。本文通过借鉴已有研究思路,结合当前省级经济数据特征,构建了适用于区域层面的投入产出分析框架;并借鉴许宪春和张美慧(2020)^[11]提出的信息系数与数字经济调整系数测算方法,对产业数字化进行细化分解。通过剥离产业数字化产业增加值中的数字化与非数字化部分,保留数字化部分,并对非数字化部分进行重新归类。随后,将各部门整合为产业数字化产业、数字产业化产业以及农业、能源、制造、建筑、生产性服务和生活性服务等类别。其中,数字产业化产业涵盖通信设备制造、计算机及其他电子设备制造,以及信息传输、软件和信息技术服务等领域;产业数字化产业包含造纸印刷、化学制品、通用专用设备制造、电气机械制造、仪器仪表制造,以及金融、文化体育娱乐等行业的数字化转型升级部分;生产性服务业的界定参照《生产性服务业统计分类(2019)》和国家统计局标准,结合42部门投入产出表分类规则和数据可得性,最终确定包括批发零售,交通运输、仓储和邮政,金融非数字化部分,租赁商务服务,研发服务,综合技术服务,水利、环境和公共设施管理,公共管理、社会保障和社会组织等部门。生活性服务业则主要包括住宿餐饮、房地产、居民服务修理、教育、卫生社会工作,以及文化体育娱乐非数字化部门。基于上述分类框架,编制各省份数字产业投入产出表,见表1。

(三)数据来源

考虑到数据的可得性和研究的客观性,本文在计算分离系数时采纳了2017年中国各省份的42部门投入产出表作为数据来源,并参考中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展与就业白皮书》估算数字经济增加值。

三、研究方法

(一)产业数字化产业的剥离系数计算方法

运用《中国数字经济发展与就业白皮书》数据,测

表1 数字产业投入产出表

	产业部门	代码	中间使用								最终使用			总产出
			产业数字化	数字产业化	农业	能源业	制造业	建筑业	生产性服务业	生活性服务业	消费	投资	出口	
			DI	ID	AG	EI	MI	CI	SI	LI	F1	F2	F3	
中间投入	产业数字化	DI	x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	x_{15}	x_{16}	x_{17}	x_{18}	f_{11}	f_{12}	f_{13}	q_1
	数字产业化	ID	x_{21}	x_{22}	x_{23}	x_{24}	x_{25}	x_{26}	x_{27}	x_{28}	f_{21}	f_{22}	f_{23}	q_2
	农业	AG	x_{31}	x_{32}	x_{33}	x_{34}	x_{35}	x_{36}	x_{37}	x_{38}	f_{31}	f_{32}	f_{33}	q_3
	能源业	EI	x_{41}	x_{42}	x_{43}	x_{44}	x_{45}	x_{46}	x_{47}	x_{48}	f_{41}	f_{42}	f_{43}	q_4
	制造业	MI	x_{51}	x_{52}	x_{53}	x_{54}	x_{55}	x_{56}	x_{57}	x_{58}	f_{51}	f_{52}	f_{53}	q_5
	建筑业	CI	x_{61}	x_{62}	x_{63}	x_{64}	x_{65}	x_{66}	x_{67}	x_{68}	f_{61}	f_{62}	f_{63}	q_6
	生产性服务业	SI	x_{71}	x_{72}	x_{73}	x_{74}	x_{75}	x_{76}	x_{77}	x_{78}	f_{71}	f_{72}	f_{73}	q_7
	生活性服务业	LI	x_{81}	x_{82}	x_{83}	x_{84}	x_{85}	x_{86}	x_{87}	x_{88}	f_{81}	f_{82}	f_{83}	q_8
增加值	劳动者报酬	V1	v_{11}	v_{12}	v_{13}	v_{14}	v_{15}	v_{16}	v_{17}	v_{18}				
	生产税净额	V2	v_{21}	v_{22}	v_{23}	v_{24}	v_{25}	v_{26}	v_{27}	v_{28}				
	固定资产折旧	V3	v_{31}	v_{32}	v_{33}	v_{34}	v_{35}	v_{36}	v_{37}	v_{38}				
	营业盈余	V4	v_{41}	v_{42}	v_{43}	v_{44}	v_{45}	v_{46}	v_{47}	v_{48}				
总投入		TI	q_1	q_2	q_3	q_4	q_5	q_6	q_7	q_8				

算出各省份产业数字化产业整体的分离系数,公式如下:

$$f_p = \frac{ID_p}{GDP_p - DI_p} \quad (1)$$

$$ID_p = DE_p - DI_p \quad (2)$$

其中, f_p 为产业数字化产业整体的分离系数, DE_p 为数字经济增加值, DI_p 为数字产业化产业增加值, GDP_p 为地区生产总值, ID_p 为产业数字化产业增加值, p 为省份。

(二)投入产出模型构建

1.直接消耗系数

直接消耗系数,记为 $a_{ij}(i,j=1,2,\cdots,n)$,是指一个产业为了生产单位价值产品而消耗的其他产业产品的价值,即在生产流程中, j 产业每单位总产出所直接消耗的 i 产业产品价值量。将直接消耗系数以矩阵形式展现,称之为直接消耗系数矩阵,记作 A 。

将 j 产业在生产运营中直接消耗的 i 产业产品价值量 x_{ij} 除以 j 产业的总体投入量 X_j ,可得到直接消耗系数,具体公式为:

$$a_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_j} \quad (3)$$

2.完全消耗系数

完全消耗系数,记为 $b_{ij}(i,j=1,2,\cdots,n)$ 。为了生产 j 产业的每一单位最终产品,所需的 i 产业中间产品的

全部消耗量,被称为完全消耗系数。将各个产业的完全消耗系数整理成矩阵形式,就得到了完全消耗系数矩阵,记作 B 。

完全消耗系数矩阵能够通过直接消耗系数矩阵进一步推导得出,具体公式为:

$$B = (I - A)^{-1} - I \quad (4)$$

3.直接分配系数

直接分配系数又称产出系数,记为 $h_{ij}(i,j=1,2,\cdots,n)$,指的是某一部门生产的一单位产品中直接分配给另一部门的产品数量。该系数反映了部门之间的直接依存关系,特别是一个部门对另一个部门生产的支持程度。将各个产业的直接分配系数用矩阵形式表现出来,则构成直接分配系数矩阵,用 H 表示。

用 i 产业提供给第 j 产业的产品量 x_{ij} 除以 i 产业的总产出 X_i ,可得到直接分配系数,具体公式为:

$$h_{ij} = \frac{x_{ij}}{X_i} \quad (5)$$

4.完全分配系数

完全分配系数记为 $d_{ij}(i,j=1,2,3,\cdots,n)$,该系数揭示了 i 部门在生产流程中,既包括直接也包括间接方式向 j 部门所提供的投入比例或中间使用量。即表示某一产业每增加一个单位产出时,通过直接与间接的渠道向其他产业分配资源的程度。系数值越高,意味着第 i 产业部门与第 j 产业部门之间的前向完全关联更

为紧密,显示出更强的供给驱动效应。

完全分配系数矩阵 D 可以依据直接分配系数矩阵 H 计算而得,计算公式为:

$$D=(I-H)^{-1}-I \quad (6)$$

(三)基尼系数

赫希曼基于洛伦茨曲线的概念,提出了一个衡量收入分配平等程度的指标,并设定了两个面积:一个是实际收入分配曲线与绝对平等收入分配曲线之间的面积,记为 S_A ,另一个是实际收入分配曲线右下方的面积,记为 S_B 。基尼系数(或称洛伦茨系数)便是通过 S_A 除以 (S_A+S_B) 的商表示不平等程度。其计算公式为:

$$GC=\frac{S_A}{(S_A+S_B)} \quad (7)$$

当 S_A 为 0 时,则基尼系数也为 0,表示收入分配达到完全平等状态;如果 S_B 为 0,则系数为 1,意味着收入分配处于绝对不平等状态。收入分配越接近平等状态,洛伦茨曲线的弯曲程度就越小,基尼系数也随之降低;相反,收入分配越不平等,洛伦茨曲线的弧度就越大,基尼系数也会相应增大。

通过数学变换,基尼系数公式又可以转换为:

$$GC=1-2S_B \quad (8)$$

四、测度公式推导

(一)产业链延展性测度

1.需求延展系数

本文从供需两个维度对产业延展性进行考察,具体划分为需求延展性和供给延展性。在需求延展性测度方面,选取纵向完全消耗系数作为核心测度指标,并引入产业总产出指标进行加权处理。为更直观地呈现产业间的关联特征,本文创新性地将洛伦茨曲线引入分析框架,以各产业总产出的累计百分比作为横坐标,以特定产业与八个关联产业的完全消耗系数排序后的累计百分比作为纵坐标,构建产业关联可视化分析模型。需求延展系数的计算公式为:

$$DEC_j=1-2S_B=1-\sum_{i=1}^n(b_{(i-1)j}^*+b_{ij}^*)X_i^* \quad (9)$$

其中, DEC_j 为产业 j 的需求延展系数; b_{ij}^* 为产业 j 的所有纵向完全消耗系数按序排列后前 i 位产业的完全消耗系数累计百分比, b_{0j}^* 为 0, b_{nj}^* 为 1; X_i^* 表示产业 j 的所有纵向完全消耗系数按序排列后第 i 位产业的总产出百分比; n 表示产业数,本文为 8 个产业。

需求延展系数是衡量特定产业在生产活动中对其他产业依赖程度差异的重要指标。该系数值越小,表明该产业在生产过程中对各相关产业的需求分布越均

匀,反映出较强的需求延展能力和较完整的产业链布局。反之,较高的系数值则意味着该产业对特定产业的依赖性较强,呈现出明显的需求集中特征。

2.供给延展系数

供给延展系数的计算主要以特定产业的纵向完全分配系数,并以相关产业的总产出数据作为权重参数。采用洛伦茨曲线分析方法,对八大行业的完全分配系数进行降序排列,将其累计百分比作为纵坐标,同时将对行业总产出的累计百分比设为横坐标,从而构建产业供给关联的分析框架。供给延展系数的计算公式为:

$$SEC_i=1-2S_B=1-\sum_{j=1}^n(h_{i(j-1)}^*+h_{ij}^*)X_j^* \quad (10)$$

其中, SEC_i 表示产业 i 的供给延展系数; h_{ij}^* 表示产业 i 的所有纵向完全分配系数按序排列后前 j 位产业的完全分配系数累计百分比, h_{i0}^* 为 0, h_{in}^* 为 1; X_j^* 表示产业 i 的所有纵向完全分配系数按序排列后第 j 位产业的总产出百分比。

供给延展系数是评估特定产业在供给分布方面差异程度的重要指标。当系数值较小时,表明该产业对各下游产业的供给分布较为均衡,具有较好的供给延展性;而当系数值较高时,则反映出该产业的供给对象较为集中,主要服务于少数特定产业。

基于基尼系数在收入分配研究中的应用,本文构建了基于需求延展系数、供给延展系数的产业关联分析框架,用以系统评估产业间需求分布的延展特性,并深入探究产业间供给关系的分布特征与集聚程度,见表 2。

表 2 产业延展性判别表

需求延展系数/供给延展系数	产业延展性
0.2 以下	极强
0.2—0.3	较强
0.3—0.4	一般
0.4—0.5	较差
0.5 以上	极差

(二)产业波及效应测度

1.影响力系数

影响力系数 $F_{p(j)}$, 亦称拉动力系数,是衡量国民经济中某一部门在最终产品增加一个单位时,对各部门生产需求所引发的连锁反应或波及效应的指标。其测算公式基于列昂惕夫逆矩阵 (G_p) 的元素进行推演:

$$G_p=(g_{ij})_{n \times n}=(I-A)^{-1} \quad (11)$$

$$F_{p(j)}=\frac{\sum_{i=1}^n g_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n g_{ij}} \quad (12)$$

其中, $\sum_{i=1}^n g_{ij}$ 表示列昂惕夫逆矩阵第 j 列之和, 即第 j 部门增加一个单位最终产品时, 对所有其他部门产生的完全需求之和; $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n g_{ij}$ 表示列昂惕夫逆矩阵所有列和的平均值, 即各部门增加一个单位最终产品时, 对所有其他部门产生的完全需求的平均值。

2. 感应度系数

感应度系数 $E_{p(i)}$ 是衡量国民经济各部门均增加一个单位最终使用时, 某一部门所受到的需求感应程度的指标。测算公式为:

$$E_{p(i)} = \frac{\sum_{j=1}^n g_{ij}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n g_{ij}} \quad (13)$$

五、实证分析

(一) 产业延展性

1. 江苏省的产业延展性

由表 3 可知, 江苏省产业数字化部门、农业、制造业、生产性服务业、生活性服务业的延展系数都小于 0.3, 表明其需求延展性与供给延展性都较强。数字经济产业中, 产业数字化部门的需求延展系数为 0.2566, 供给延展系数为 0.2429, 系数都小于 0.3。但数字产业化部门的需求延展系数为 0.3643, 供给延展系数为 0.3821, 都大于 0.3。由此可见, 江苏省的产业数字化领域对其他产业的需求延展性显著, 产业链延伸性较好, 供给延展性也较强, 能够广泛地向多个产业提供数字化产品或服务。相比之下, 数字产业化部门在需求与供给的延展性方面表现相对较弱。生产性服务业、生活性服务业需求延展系数分别为 0.1225、0.1955, 均小于 0.2, 供给延展系数分别为 0.2249、0.2491, 均小于 0.3, 可见江苏省的生产性服务业和生活性服务业对其

他产业的需求延展性高, 产业链较长, 且供给延展性较强。制造业的需求延展系数为 0.2426, 供给延展系数为 0.2501, 均小于 0.3, 说明制造业对其他产业的需求延展性较为突出, 产业链较长。同时, 其供给延展性也很强, 能够广泛地为多数产业提供产品与服务。这意味着制造业的各个环节在其他产业的产业链中扮演着重要角色, 并且自身也拥有较为延伸的产业链。农业的需求延展系数小于 0.3, 但供给延展系数为 0.5702, 可见农业的产业链较长, 但只提供给少数的其他产业。建筑业的需求延展系数为 0.3535, 供给延展系数为 0.2634, 说明建筑业的产业链较短, 但建筑业是其他产业产业链的重要组成部分。

2. 上海市的产业延展性

上海市产业数字化部门、农业、能源业、制造业、建筑业、生产性服务业、生活性服务业的需求延展系数分别为 0.1251、0.1053、0.1811、0.1504、0.1649、0.0796、0.1077, 均小于 0.2, 但其供给延展系数分别为 0.4365、0.9132、0.5371、0.4750、0.4556、0.3162、0.5852, 均大于 0.3。由此可见, 上海市的产业数字化部门、农业、能源业、制造业、建筑业、生产性服务业、生活性服务业中的各个产业对其他产业的需求延展性较强, 即产业链较长, 但只提供给少数的其他产业, 只能对少数产业产生影响。数字产业化部门的需求延展系数为 0.3476, 供给延展系数为 0.5090, 均大于 0.3, 表明上海市的数字产业化部门产业链的延展性一般。

3. 浙江省的产业延展性

浙江省产业数字化部门、制造业、生产性服务业的需求延展系数分别为 0.2973、0.2752、0.1184, 供给延展系数分别为 0.2618、0.2520、0.2762, 即这些部门的需求延展性与供给延展性均较强。可见浙江省的

表 3 长三角地区产业延展系数表

省份 产业	江苏省		上海市		浙江省		安徽省	
	需求延展性	供给延展性	需求延展性	供给延展性	需求延展性	供给延展性	需求延展性	供给延展性
	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数
产业数字化	0.2566	0.2429	0.1251	0.4365	0.2973	0.2618	0.2347	0.1529
数字产业化	0.3643	0.3821	0.3476	0.5090	0.1867	0.5340	0.4026	0.5846
农业	0.2316	0.5702	0.1053	0.9132	0.2639	0.4845	0.1324	0.4248
能源业	0.4198	0.3006	0.1811	0.5371	0.4309	0.3176	0.3906	0.2431
制造业	0.2426	0.2501	0.1504	0.4750	0.2752	0.2520	0.1710	0.1507
建筑业	0.3535	0.2634	0.1649	0.4556	0.3892	0.3946	0.3193	0.2152
生产性服务业	0.1225	0.2249	0.0796	0.3162	0.1184	0.2762	0.1732	0.2967
生活性服务业	0.1955	0.2491	0.1077	0.5852	0.2352	0.4707	0.2001	0.1567

产业数字化部门、制造业、生产性服务业对其他产业的需求延展性较强,即产业链较长,且供给延展性较强,即集中于将产业数字化产业提供给多数产业。而数字产业化部门、农业、生活性服务业的需求延展系数小于0.3,但供给延展系数均大于0.3,说明数字产业化部门、农业、生活性服务业的需求延展性较强,即产业链较长,但供给延展性一般,即集中于将这些产业生产的产品或服务提供给少数产业。能源业与建筑业的需求延展系数与供给延展系数均大于0.3,产业链延展性一般。

4.安徽省的产业延展性

安徽省产业数字化部门、制造业、生产性服务业、生活性服务业的产业的延展性较强,其需求延展性系数分别为0.2347、0.1710、0.1732、0.2001,供给延展性系数分别为0.1529、0.1507、0.2967、0.1567。可见安徽省的产业数字化部门、制造业、生产性服务业与生活性服务业对其他产业的需求延展性较强,对其他产业的需求量较平均,且供给延展性也较强,表明这些部门集中于将生产出的产品提供给多数产业。数字产业化部门的延展性均大于0.4,其产业延展性较差,该产业不仅产业链较短,同时也只能对少数产业产生影响。能源业与建筑业的供给延展性均小于0.3,但其需求延展性均大于0.3,即能源业与建筑业的产品或服务可提供给多数产业,但其产业链长度一般。

(二)产业波及效应

1.江苏省的产业波及效应

由表4可知,江苏省产业数字化部门、数字产业化部门、能源业、制造业、建筑业的影响力系数分别为1.0519、1.1218、1.2311、1.1873、1.1625,均大于1,表示这些部门中的各个产业对其他产业的拉动作用超过了

社会平均水平,这些部门的产出每增加一个单位,会带动国民经济其他部门产出增加的幅度超过一个单位。因此,江苏省的产业数字化部门、数字产业化部门、能源业、制造业、建筑业可视为经济发展的关键部门,对于促进经济增长和产业升级具有重要意义。农业、生产性服务业、生活性服务业的影响力系数均小于1,即这些部门对国民经济其他产业部门的拉动作用较弱。产业数字化部门、能源业、制造业的感应度系数分别为1.7334、2.1890、1.0014,均大于1,表明这些部门的被影响程度超过了各部门的平均水平,受到国民经济发展拉动的作用较强,供给推动能力较大。数字产业化部门、农业、建筑业、生产性服务业、生活性服务业的感应度系数均小于1,表明这些部门受到国民经济发展的拉动作用较弱,供给推动能力较弱。

综上,江苏省的能源业、制造业以及产业数字化部门的影响力系数与感应度系数均超越了1的基准线,表明这些部门在拉动国民经济其他部门发展方面具有显著效应,同时在供给方面的推动力强劲。数字产业化部门、建筑业的影响力系数分别为1.1218、1.1625,均大于1,但其感应度系数分别为0.7437、0.3599,表明数字产业化部门和建筑业对其他国民经济产业部门具有较强的带动作用,但在供给推动力方面表现相对不足。农业、生产性服务业、生活性服务业的影响力系数与感应度系数均小于1,可见农业、生产性服务业、生活性服务业中的各个产业对国民经济其他产业部门的拉动作用较弱,且供给推动能力也较弱。

2.上海市的产业波及效应

上海市的数字产业化部门、能源业、制造业、建筑业的影响力系数分别为1.1773、1.1922、1.1592、1.2697,均大于1,表示这些部门中的各产业对其他产

表4 长三角地区产业感应度系数、影响力系数表

省份 系数	江苏省		上海市		浙江省		安徽省	
	感应度 系数	影响力 系数	感应度 系数	影响力 系数	感应度 系数	影响力 系数	感应度 系数	影响力 系数
产业数字化	1.7334	1.0519	2.5541	0.9714	1.1358	1.0363	1.2873	1.5347
数字产业化	0.7437	1.1218	0.9136	1.1773	0.3497	0.9807	0.7433	0.6887
农业	0.4869	0.7370	0.4033	0.9831	0.5446	0.7229	0.5278	0.3117
能源业	2.1890	1.2311	1.6961	1.1922	1.3567	1.2078	2.3481	1.6072
制造业	1.0014	1.1873	0.9042	1.1592	1.0918	1.1174	1.0677	1.1341
建筑业	0.3599	1.1625	0.3498	1.2697	0.9864	1.1632	0.3360	1.4839
生产性服务业	0.9806	0.7899	1.2667	0.9524	0.4288	0.7784	1.1778	0.5837
生活性服务业	0.5051	0.7185	0.5485	0.8537	0.4998	0.8763	0.5121	1.2768

业的拉动作用超过了社会平均水平,对国民经济其他部门有较强的拉动作用。然而,产业数字化部门、农业、生产性服务业以及生活性服务业的影响力系数均小于1,显示出这些部门对国民经济其他产业部门的牵引效应相对有限。产业数字化部门、能源业、生产性服务业的感应度系数分别为2.5541、1.6961、1.2667,均大于1,表明这些部门的供给推动能力较大。而数字产业化部门、农业、制造业、建筑业、生活性服务业的感应度系数均小于1,即这些部门供给推动能力较弱。

综上,上海市能源产业的影响力与感应度系数均超过1,表明其对国民经济其他部门的显著牵引作用及强大的供给推动力。相比之下,数字产业化部门、制造业、建筑业虽在影响力上超过1,显示出对国民经济各部门的较强拉动效应,但其感应度系数均小于1,意味着这些产业在供应方面的推动力相对不足。产业数字化部门与生产性服务业部门的影响力系数小于1,但感应度系数大于1,即上海市的产业数字化部门与生产性服务业对其他部门的拉动作用较弱,但供给推动能力较强。农业与生活性服务业的影响力系数与感应度系数均小于1,即这些部门中的各个产业对国民经济其他产业的拉动作用较弱,且供给推动能力也较弱。

3. 浙江省的产业波及效应

浙江省的产业数字化部门、能源业、制造业、建筑业的影响力系数均大于1,表示这些部门中的各个产业对其他产业的拉动作用超过了社会平均水平,对国民经济其他部门有较强的拉动作用。数字产业化部门、农业、生产性服务业及生活性服务业的影响力系数均小于1,驱动国民经济其他部门增长的能力相对较弱。相比之下,产业数字化部门、能源业、制造业的感应度系数分别高达1.1358、1.3567、1.0918,均大于1,表明这些部门受国民经济整体发展的影响更为显著。而数字产业化部门、农业、建筑业、生产性服务业以及生活性服务业的感应度系数均小于1,表明这些部门在受到国民经济发展推动时反应较为迟钝,其供给的推动作用也相对薄弱。

综上,浙江省的产业数字化部门、能源业、制造业的影响力系数与感应度系数均超过1,意味着这些行业对国民经济其他部门具有较强的拉动效应和供给推动力。相比之下,建筑业虽然影响力系数超过1,显示出较强的拉动作用,但其感应度系数小于1,表明其在供给推动方面能力相对较弱。数字产业化部门、农业、

生产性服务业、生活性服务业的影响力系数与感应度系数均小于1,说明这些产业对国民经济其他产业部门的拉动作用较弱,供给推动能力也较弱。

4. 安徽省的产业波及效应

安徽省的产业数字化部门、能源业、制造业、建筑业、生活性服务业的影响力系数均大于1,表示这些部门中的各个产业对其他产业的拉动作用超过了社会平均水平,对其他部门有较强的拉动作用。数字产业化部门、农业及生产性服务业的影响力系数均小于1,表明其在推动国民经济其他部门增长方面的动力相对不足。产业数字化部门、能源业、制造业、生产性服务业的感应度系数分别为1.2873、2.3481、1.0677、1.1778,均大于1,表明这些部门的被影响程度超过了各部门的平均水平,受到国民经济发展的拉动作用较强,供给推动能力较大。而数字产业化部门、农业、建筑业以及生活性服务业的感应度系数均小于1,反映出这些行业在受到国民经济发展推动时反应较为迟钝,同时在供给层面的推动力也不够强劲。

综上,安徽省的产业数字化部门、制造业、建筑业的影响力系数与感应度系数均大于1,表明这些产业对国民经济其他部门具有较强的引领作用和供给推动力。建筑业与生活性服务业影响力系数大于1,对其他部门有较强的拉动效果,但感应度系数小于1,供给推动能力相对不足。生产性服务业的感应度系数大于1,在供给方面具有较强的推动力,但其影响力系数小于1,对国民经济其他部门的拉动效应相对有限。

六、结论及建议

(一) 研究结论

长三角地区产业链综合分析显示,区域产业发展呈现差异化特征。江苏省产业数字化与制造业占据核心,其长产业链深入经济多领域,产品服务适用广泛,两系数均大于1,体现显著推动与拉动效应,能快速响应市场变化;但生产性服务业、生活性服务业联动不足,建筑业和能源业虽具有支撑作用,但后者敏感性较高。上海市能源业凸显核心地位,两系数大于1,且产业链延展性强,对多产业形成有效推拉;产业数字化部门与生产性服务业虽直接拉动有限,却与经济体系高度关联,制造业与建筑业有较强潜力,数字产业化部门稳定性突出但融合待深化。浙江省产业数字化部门与制造业居主导,产业链辐射广,其他产业如数字产业、农业和服务业具有潜力但拉动效应受限,能源业与建筑业因产业链短制约其带动能力。安徽省产业数字化

与制造业具有重要地位,生产性服务业、生活服务业及能源业最有较大潜力,但数字产业化部门与农业产业链拓展不足,辐射带动能力有限。基于四省市的研究表明,产业数字化部门与制造业普遍成为经济支柱,而服务业与新兴产业则需突破联动瓶颈,能源业及建筑业的基础支撑作用需结合产业链优化以释放更大效能。

(二)对策建议

长三角地区产业发展需立足各自产业链核心特性与比较优势,精准锚定发展痛点,以差异化施策与全局性协同相结合,构建更具韧性、活力与竞争力的产业生态。具体来讲,可采取以下措施:

第一,江苏省应持续将产业数字化与制造业作为战略核心,通过政策扶持与资金投入,聚焦高端装备制造、智能制造等关键领域,推动产业链向高附加值环节延伸,强化其在经济增长中的“稳定器”作用与产业升级中的“推进器”功能,巩固长产业链对经济多领域的渗透优势。同时,针对生产性服务业与生活性服务业联动不足的短板,建立跨产业资源共享机制,促进研发设计、物流仓储等生产性服务与消费服务场景深度融合。依托建筑业现有产业链基础,加大绿色建材研发应用与智能建造技术推广,推动产业向绿色、智能方向转型。加速能源产业与数字产业的深度耦合,搭建智慧能源管理平台,通过数字化手段优化能源配置效率,构建“制造+服务+数字+能源”协同联动的数字经济新生态。

第二,上海市要牢牢稳固能源业的核心支撑地位,聚焦清洁能源技术研发、储能系统建设等领域开展技术创新,通过与上下游产业的融合协作拓展产业链辐射范围,强化对多产业的拉动与推动效应。针对产业数字化与生产性服务业市场渗透力不足的问题,重点围绕金融科技、高端商务、专业服务等领域,推动服务模式创新与应用场景拓展,提升与实体经济的适配度。以智能制造、高端装备制造为方向,推动制造业向价值链高端攀升,同时助力建筑业向绿色化、智能化、高端化转型,培育产业新增长点。进一步激发数字产业化的引领潜能,搭建跨企业、跨领域协同创新机制,促进人工智能、大数据等数字技术与各产业深度融合,形成全链条创新生态。

第三,浙江省要聚焦产业数字化与制造业的主导优势,通过组建产业链协同联盟、推动重点企业技术改造等举措,夯实经济发展基石,持续放大长产业链的辐

射带动作用。对数字产业化、农业及服务业等潜力领域,优化空间布局与资源配置,设立专项扶持政策,培育细分领域龙头企业,推动数字产业向场景化、规模化发展,助力现代农业与现代服务业提质增效。针对能源业与建筑业产业链较短的短板,探索“能源+数字”“建筑+服务”的产业链延伸路径,鼓励企业参与跨区域产业链分工协作,以技术创新驱动产业多元化发展,破解单一产业结构制约。

第四,安徽省要深化产业数字化与制造业的产业链整合,重点完善上下游配套体系,利用产业波及效应扩大经济带动面。拓展生产性服务业、生活性服务业和能源业的服务维度,通过政策引导鼓励企业向专业化、高端化转型,加大对清洁能源、智慧能源项目的支持力度,推动能源产业转型升级。针对数字产业化和农业的发展短板,培育人工智能、数字文创等新兴产业增长点,搭建数字产业孵化平台;同时,加速智慧农业技术应用与农产品深加工产业链建设,通过多产业融合互动释放协同发展效能。

第五,对于长三角地区而言,要强化跨区域协同联动,以政策协同打破要素流通壁垒,建立产业链上下游信息共享、标准互认、资源互补机制,共同培育跨区域产业集群。同时,以创新驱动为核心,加大关键核心技术研发投入,完善人才引进留用体系,形成各扬所长、优势互补、协同共进的产业发展格局,为经济高质量发展注入持久动力。◆

参考文献:

- [1]杨公朴,夏大慰.现代产业经济学[M].上海:上海财经大学出版社,2005:76.
- [2]宋增文.基于投入产出模型的中国旅游业产业关联度研究[J].旅游科学,2007(2):7-12+78.
- [3]闫军印,梁波.基于投入产出模型的我国矿产资源产业关联度研究[J].当代经济管理,2013,35(3):59-64.
- [4]石嘉明.基于投入产出法的商贸流通产业链分析[J].商场现代化,2015(21):23-24.
- [5]孙妍.基于产业链投入产出表的邮轮经济产业关联度测算[J].统计与决策,2017(19):5-10.
- [6]冯沛.投入产出视角下的中国全产业链研究[J].统计与信息论坛,2014,29(8):74-79.
- [7]徐士博,章上峰.中国数字经济的产业关联特征研究:基于增量投入产出模型[J].统计理论与实践,2025(6):5-15.
- [8]韩君,高瀛璐.中国省域数字经济发展的产业关联效应测算[J].数量经济技术经济研究,2022,39(4):45-66.
- [9]贺铿.关于信息产业和信息产业投入产出表的编制方法[J].

数量经济技术经济研究,1989(2):34-40+33.

[10]曾昭磐.根据“全口径”投入产出表编制信息投入产出表的
矩阵方法及应用[J].系统工程理论与实践,2001(1):36-40.

[11]许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究:基于国际比
较的视角[J].中国工业经济,2020(5):23-41.

Research on the Digital Economy Industrial Chain in the Yangtze River Delta: An Analysis Based on Input-Output Tables

Li Guorong, Lin Jiale

Abstract: As one of the most economically vibrant, highly open, and innovative regions in China, the Yangtze River Delta has attracted widespread attention for its digital economy development. Based on the input-output data of Jiangsu, Shanghai, Zhejiang, and Anhui in 2017, this paper constructs a digital economy input-output model and measures the industrial chain extensibility and spread effect of the eight major industries in the Yangtze River Delta by combining the Gini coefficient. The results show that: Jiangsu takes industrial digitalization sectors and manufacturing as its pillars, with a long industrial chain and significant driving and pulling effects, but insufficient linkage with the service industry; Shanghai centers on the energy industry, featuring strong driving and pulling effects across multiple industries, while the integration among industries awaits further deepening; Zhejiang is dominated by industrial digitalization sectors and manufacturing, yet it is restricted by industrial chains such as the energy industry; Anhui regards industrial digitalization sectors and manufacturing as its main industries, with some industries showing potential, but the expansion of digital industrialization remains inadequate. Accordingly, from the perspective of the core characteristics and comparative advantages of the industrial chain in the Yangtze River Delta, this paper identifies the pain points of regional development and puts forward countermeasures and suggestions combining differentiated policies and overall coordination.

Key words: Digital Econom Industrial Chain; Input-Output Tables; Gini Coefficient; Spread Effect

(责任编辑:新月)

数字乡村建设对农业农村现代化的影响研究

李从欣 郭红涛

(河北地质大学 经济学院, 河北 石家庄 052161)

摘要:数字乡村建设能够为农业农村现代化提供新动能。基于2011—2023年中国31个省份的面板数据,实证检验数字乡村建设对农业农村现代化的影响效应与作用机制。结果发现,数字乡村建设能够显著推动农业农村现代化进程,结论经多项稳健性检验后仍成立。中介效应检验结果表明,数字乡村建设可以通过提高财政农业投入水平与推动农业技术创新间接推动农业农村现代化。异质性检验结果表明,相较于西部地区与经济不发达区域,数字乡村建设对东、中部地区与经济发达区域农业农村现代化的推动作用更加显著。最后,从完善顶层规划、构建财政支撑与技术创新双轮驱动模式、实施差异化推进策略等方面提出推动数字乡村建设的对策建议。

关键词:数字乡村建设;农业农村现代化;财政农业投入;农业技术创新

中图分类号:F323;F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0040-07

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.12.005

一、引言

农业农村现代化是中国式现代化的重要组成部分。党的二十大报告强调“加快建设农业强国,扎实推进乡村振兴”,将农业农村现代化置于国家发展的突出位置^[1]。在新征程中,推进农业农村现代化不仅是关乎粮食安全与保障重要农产品稳定供应的关键环节,也是缩小城乡差距与实现共同富裕的必要条件。随着数字技术与农业深度融合,改善了乡村治理整体格局以及农民生活形态,为建设宜居宜业、充满活力的现代化美丽乡村提供了新动能^[2]。因此,探究数字乡村建设对农业农村现代化的影响及其作用机理,对于提升农业农村现代化水平具有重要的理论价值与实践意义。

当下,学者关于农业农村现代化影响因素的研究主要聚焦三个方面。一是数字普惠金融与农业农村现代化。罗振军和兰庆高(2023)^[3]研究提出,数字普惠金融的发展能够促进地方经济增长、增加农村固定资产投资、提升农户家庭收入水平,从而促进农业农村现

代化。胡海等(2024)^[4]认为,数字普惠金融可通过推动新质生产力的发展间接提升农业农村现代化水平,实现农村经济高质量发展。张梦飞和吴琳玥(2024)^[5]的研究显示,数字普惠金融能够通过双元创新显著促进农业农村现代化发展。二是数字经济与农业农村现代化。李媛和阮连杰(2023)^[6]研究发现,数字经济能够通过人力资本与科技创新水平提升有效赋能农业农村现代化。覃朝晖等(2024)^[7]通过实证分析发现,数字经济能够通过推动农业技术创新和农村资本投入推动农业农村现代化。蔡雪玲和庞智强(2024)^[8]研究认为,数字经济能够通过数字技术、数据要素、数字信息、数字平台和数字空间驱动农业农村现代化。三是新质生产力与农业农村现代化。李丛希和谭砚文(2024)^[9]从理论层面分析得出,新质生产力赋予了农业农村现代化新的内涵。王洋(2024)^[10]研究认为,数字新质生产力可通过劳动力配置、资本配置显著促进农业农村现代化发展。

已有关于农业农村现代化影响因素的研究为本文

基金项目:河北省社会科学基金项目“数字经济与实体经济耦合协调对市场一体化影响研究”(HB22TJ004)。

作者简介:李从欣,女,博士,教授,研究方向为统计方法及应用、生态统计;郭红涛,男,硕士研究生,研究方向为大数据分析。

提供了参考与借鉴,但针对数字乡村建设如何推动农业农村现代化的实证检验与机制探讨仍相对不足。鉴于此,本文基于2011—2023年全国31个省份的面板数据,实证分析数字乡村建设对农业农村现代化的影响效应及作用机制。本文可能的边际贡献在于:第一,揭示数字乡村建设对农业农村现代化的影响效应,并构建完整的分析体系。第二,在基准回归模型分析的前提下,从财政农业投入水平与农业技术创新两个维度揭示数字乡村建设推动农业农村现代化的内在路径。

二、理论分析与研究假设

(一)数字乡村建设对农业农村现代化的直接影响

数字乡村建设对农业农村现代化的直接影响体现在以下四个方面:第一,数字技术改变了传统农业的生产模式,能够实现农业生产环节的精细化管理,不仅有效降低了农业生产的资源消耗和生产成本,还显著提升了农业生产的标准化与智能化水平^[11-12]。第二,数字乡村建设打破了传统农业的产业边界,促进农业与其他产业深度融合,提升了农产品的市场竞争力。同时,数字乡村建设能带动农业产业链延伸与拓展,催生一系列基于数字技术的新业态与新模式,提升农业产业的整体效益,推动农业产业体系向现代化迈进^[13]。第三,数字乡村建设通过构建数字化治理平台,能够实现各类信息资源的高效整合与共享,使乡村事务治理更加规范、有序,进而提升村民主动性与积极性。此外,数字化工具还能乡村基层治理提供科学依据,提高治理的精准性、有效性,推动乡村治理模式向现代化转型^[14]。第四,随着数字基础设施的不断完善,数字乡村建设能够改善农村地区的公共服务,农民可以通过数字技术更加便捷地获取教育、文化等信息资源,丰富精神文化生活,提升农民生活的便捷度和满意度^[15]。据此,提出以下假设:

假设1:数字乡村建设能够促进农业农村现代化。

(二)数字乡村建设对农业农村现代化的间接影响

在推动农业农村现代化的进程中,数字乡村建设可以通过提高财政农业投入水平,为农村经济社会发展注入新动能。通过加大资金支持力度,能够有效改善农村数字基础设施条件,从而提升农业农村现代化水平^[16]。同时,数字乡村建设能为财政农业资金监管创造技术条件,保障资金专款专用,增强资金使用透明度。此外,数字技术可对财政农业投入项目进行实时评估与动态调整,提高财政资金的使用效率。数字乡

村建设还能够促进财政农业投入的可持续增长。数字化绩效评价体系能够科学衡量财政投入对农业农村现代化的贡献度,为政府持续增加财政农业投入提供数据支持与决策依据,强化政策导向作用。数字技术赋能下的农业农村现代化实践能够不断催生新发展需求与投资机会,促进财政资金在数字化方向合理增长,为财政农业投入持续增长营造良好社会氛围,进一步发挥政府的引领与保障作用^[17]。据此,提出以下假设:

假设2:数字乡村建设能够通过提高财政农业投入水平促进农业农村现代化。

数字乡村建设通过加强农村信息基础设施建设水平,使农业生产过程中的各类数据实现实时采集与传输,打破长期制约农村发展的信息壁垒,改善农业生产过程中的信息不对称问题,从而为农业技术创新提供精准的数据支持,有效提高农业生产效率与资源利用率。同时,数字乡村建设通过营造良好的创新生态,能够加速农业技术创新成果的传播与应用,降低农业创新创业的制度与信息门槛,为中小型农业企业、新型农业经营主体提供便捷的技术获取与成果转化渠道,激励更多企业、社会资本等参与农业技术创新产业化进程,为农业农村现代化注入持续的创新活力。此外,依托互联网、大数据等技术,数字乡村建设能够推动线上培训课程、虚拟农业实验平台等新型教育模式的普及,为农民与农业从业者提供便捷的学习机会,提升其科技素养与创新能力,使其逐步成为农业技术创新与应用的主力军。同时,数字乡村建设能够通过促进城乡要素流动、完善农村数字基础设施、构建乡村发展生态等方式吸引农业技术人才投身乡村,为农业技术创新提供稳定的人才支撑与持续发展的动力^[18]。据此,提出以下假设:

假设3:数字乡村建设能够通过推动农业技术创新促进农业农村现代化。

三、研究设计

(一)模型构建

构建双向固定效应模型,探讨数字乡村建设对农业农村现代化的影响:

$$arm_{it}=\alpha_0+\alpha_1drc_{it}+\alpha_2control_{it}+u_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}\tag{1}$$

式(1)中, i 代表省份, t 表示年份, arm_{it} 、 drc_{it} 分别为第*i*省份*t*时期的农业农村现代化水平、数字乡村建设水平, $control_{it}$ 为控制变量, α_0 为常数项, α_1 为数字乡村建设对农业农村现代化的影响效应, α_2 为控制变量的估计系数, u_i 、 λ_t 分别为个体固定效应、时间固定效应, ε_{it}

为随机误差项。

参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[19]的做法,在基准回归模型的基础上,进一步构建中介效应模型,检验财政农业投入水平与农业技术创新在数字乡村建设与农业农村现代化之间的作用机制。模型的表达式如下:

$$m_{it}=\beta_0+\beta_1drc_{it}+\beta_2control_{it}+u_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}\quad(2)$$

$$arm_{it}=\gamma_0+\gamma_1drc_{it}+\gamma_2m_{it}+\gamma_3control_{it}+u_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}\quad(3)$$

式(2)、式(3)中, m_{it} 表示中介变量,包括财政农业投入水平(lfa)与农业技术创新(ati), β_0 、 γ_0 均为常数项, β_1 与 γ_1 表示解释变量影响系数, γ_2 为中介变量的估计系数, β_2 与 γ_3 表示控制变量的估计系数。其他变量的定义与式(1)保持一致。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

农业农村现代化(arm)。农业农村现代化是农业现代化与农村现代化的综合,包含农业生产、农业产业、农业经营、农村治理、农村设施、农村生活等多个方面。本文基于农业农村现代化的基本内涵,借鉴相关研究^[20],选取农业现代化、农村现代化两个一级指标建立评价指标体系,下设6个二级指标、24个测量指标,通过熵值法计算得到农业农村现代化综合指数,以反映各地区的农业农村现代化水平。具体指标体系如表1所示。

2. 核心解释变量

数字乡村建设(drc)。数字乡村建设作为一项系统性、综合性的战略工程,其发展水平受到数字基建、产业转型、公共服务等多种因素影响。因此,结合已有成果^[21],选取数字基础设施、产业数字化、绿色生产力三个一级指标,并在此基础上选取9个二级指标,构建数字乡村建设指标体系,运用熵值法计算综合指数,以反映数字乡村建设水平。具体指标体系见表2。

3. 中介变量

本文的中介变量为财政农业投入水平(lfa)与农业技术创新(ati)。其中,财政农业投入水平采用地方财政一般预算支出中的农业支出来表示。借鉴张金鑫和王红玲(2020)^[22]的研究,选取各省份农业(农林牧渔业)发明专利、实用新型专利和外观设计专利总和衡量农业技术创新水平。

4. 控制变量

为避免因遗漏变量对回归结果造成干扰,参考已有文献^[23],选取以下可能影响农业农村现代化的控制变量:经济发展水平(gdp),以人均地区生产总值的自

表1 农业农村现代化评价指标体系

一级指标	二级指标	测量指标	属性
农业现代化	农业生产现代化	人均农业机械动力	+
		有效灌溉面积	+
		单位面积农药使用量	-
		单位面积化肥施用量	-
		农业劳动生产率	+
	农业产业现代化	粮食产量	+
		肉类产量	+
		农业产值比	+
		牧业产值比	+
	农业经营现代化	乡村办水电站个数	+
		农林水事务支出占比	+
		成灾面积/受灾面积	-
农村现代化	农村治理现代化	村民委员会数量	+
		地方财政城乡社区事务支出占比	+
		农村卫生人员覆盖率	+
	农村设施现代化	农村供水普及率	+
		农村人均用电量	+
		农村宽带接入用户	+
		农村燃气普及率	+
	农村生活现代化	乡镇文化站数量	+
		农村居民平均每百户年末家用汽车拥有量	+
		农村居民人均可支配收入	+
		农村居民家庭恩格尔系数	-
		农村居民人均消费支出	+

表2 数字乡村建设评价指标体系

一级指标	二级指标	测量指标	属性
数字基础设施	互联网可及性	农村人均互联网接入数	+
	固定数字设备可及性	农村每百户计算机拥有量	+
	移动数字设备可及性	农村每百户移动电话拥有量	+
产业数字化	销售数字化	淘宝村占行政村比例	+
	农业生产数字化	国家农业示范区、产业园数量与县级行政区数量比	+
	金融业数字化	数字金融数字化程度指数	+
绿色生产力	数字金融服务	数字金融覆盖广度指数	+
	电商服务	农村每周投递次数	+
	移动支付水平	移动支付指数	+

然对数表示;产业结构升级(uis),以各省份第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示;交通基础设施水平(ti),利用各省份公路里程数的自然对数与货运总量的自然对数之比衡量;社会消费水平(scl),以社会

消费品零售总额与地区生产总值之比衡量;城乡居民收入差距(urig),以城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值表示。各变量的描述性统计见表3。

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	农业农村现代化	arm	403	0.237	0.084	0.458	0.083
解释变量	数字乡村建设	drc	403	0.414	0.147	0.745	0.011
中介变量	财政农业投入水平	lfa	403	580.812	293.885	1455.200	91.780
	农业技术创新	ati	403	3031.189	3148.383	16651	7.000
控制变量	经济发展水平	gdp	403	10.891	0.471	12.207	9.682
	产业结构升级	uis	403	1.384	0.751	5.690	0.527
	交通基础设施水平	ti	403	11.526	1.068	12.981	6.935
	社会消费水平	scl	403	0.390	0.066	0.610	0.180
	城乡居民收入差距	urig	403	2.530	0.390	3.672	1.718

(三)数据来源

本文选取2011—2023年中国31个省份的面板数据,原始数据取自《中国统计年鉴》《中国经济普查年鉴》《中国农村统计年鉴》及各省份的统计年鉴等资料。个别缺失值利用插值法补齐。

四、实证分析

(一)基准回归分析

表4列(1)—(4)为数字乡村建设对农业农村现代化的基准回归结果。其中,第(1)列与第(2)列未加入控制变量。第(1)列控制个体与时间固定效应,数字乡村建设的回归系数为0.476,在1%水平下显著;第(2)列只控制个体固定效应,数字乡村建设的回归系数在1%水平下显著。第(3)列与第(4)列加入控制变量。第(3)列加入两类固定效应,数字乡村建设的回归系数为0.583,在1%水平下显著;第(4)列只控制个体固定效应,数字乡村建设的回归系数仍在1%水平下显著。说明数字乡村建设对农业农村现代化有显著正向影

表4 基准回归结果

变量	(1) arm	(2) arm	(3) arm	(4) arm
drc	0.476*** (0.089)	0.494*** (0.015)	0.583*** (0.094)	0.400*** (0.036)
控制变量	否	否	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	否	是	否
常数项	0.113 (0.158)	0.000 (0.013)	0.129 (0.202)	0.000 (0.012)
N	403	403	403	403
R ²	0.795	0.746	0.820	0.788

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

响,因此,假设1得到验证。

(二)内生性检验与稳健性检验

1.内生性检验

农业农村现代化可能与数字乡村建设互为因果,存在内生性问题,导致估计结果存在误差。为此,运用工具变量法解决内生性问题带来的影响。借鉴相关研究^[24],以1984年各省份每万人固定电话数量与上一年互联网用户数的交乘项作为数字乡村建设的工具变量(Iv),结果见表5。表5列(1)LM统计量为21.795,高于临界值16.38,说明工具变量与被解释变量相关,不存在弱工具变量。由表5列(2)可知,数字乡村建设的估计系数为1.160,且在1%水平下显著,说明控制内生性问题后,研究结论仍成立。

表5 内生性检验结果

变量	工具变量法	
	(1) 一阶段	(2) 二阶段
drc		1.160*** (0.423)
Iv	0.132*** (0.029)	
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
K-P rk LM统计量	21.795***	
K-P rk Word F统计量	20.240	

2.稳健性检验

为检验上述研究结论是否具有可靠性,本文采用以下方法进行稳健性检验:

第一,分位数回归。为进一步提升研究结果稳健性,采用分位数回归方法分析数字乡村建设对不同水

平农业农村现代化的影响,结果见表6列(1)一(3)。由结果可知,在25%、50%、75%分位数下,数字乡村建设的估计系数分别为0.399、0.407、0.466,均在1%水平下显著,且分位数越高,数字乡村建设对农业农村现代化的影响效果越显著,证明回归结果稳健。

第二,缩尾处理。本文在1%水平对连续变量进行双边缩尾处理,排除极端值造成的影响,结果见表6列(4)。对样本进行缩尾处理后,数字乡村建设对农业农村现代化影响的估计系数为0.576,在1%水平下显著,证明回归结果稳健。

第三,缩减样本。直辖市因其独特的政治层级及政策资源倾斜,可能导致数字乡村建设对农业农村现代化的作用效应存在偏差,因而在回归过程中剔除4个直辖市的样本数据,结果见表6列(5)。由结果可知,剔除直辖市数据后,数字乡村建设的估计系数为0.391,在1%水平下显著,进一步支持了前文的研究结论。

表6 稳健性检验结果

变量	(1) 分位数 回归	(2) 分位数 回归	(3) 分位数 回归	(4) 缩尾 处理	(5) 缩减 样本
drc	0.399*** (0.040)	0.407*** (0.040)	0.466*** (0.069)	0.576*** (0.093)	0.391*** (0.078)
drc-1					
drc-2					
drc-3					
drc-4					
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	403	403	403	403	351
R ²	0.412	0.446	0.445	0.815	0.891

(三)异质性分析

1.地理位置异质性

东部、中部以及西部地区在地理位置、资源禀赋、产业结构等诸多方面存在较大差距。因此,数字乡村建设对农业农村现代化的驱动作用在不同区域可能表现出明显的差异性。参考赵涛等(2020)^[25]的做法,进行地理位置异质性回归分析。从表7列(1)一(3)可

知,在东部与中部地区,数字乡村建设对农业农村现代化的影响均在1%水平上显著,表明数字乡村建设显著促进了东部与中部地区的农业农村现代化进程。在西部地区,数字乡村建设对农业农村现代化的影响系数不显著,促进作用不明显。可能是因为东、中部地区基础设施完善,数字技术能精准嵌入农业生产、乡村服务等场景。同时,东、中部地区政策聚焦度高,资金、人才较为充裕,为数字乡村建设提供了充足保障,可显著促进农业农村现代化发展。反观西部地区,部分区域数字基建薄弱、产业分散,且受财政压力、人才外流等因素制约,数字乡村建设的效能释放滞后,导致西部地区数字乡村建设对农业农村现代化的促进作用相对较弱。

2.经济发展水平异质性

为了探讨数字乡村建设对农业农村现代化的影响是否因经济发展水平而表现出差异,参考邓金钱和张娜(2022)^[26]的做法,以各省份人均GDP的中位数为依据进行划分,低于中位数的样本为经济欠发达区域,高于中位数的样本为经济发达区域,重新进行回归检验。从表7列(4)一(5)可知,数字乡村建设对不同经济发展水平区域农业农村现代化的影响呈现显著差异。在经济发达区域,数字乡村建设的系数为0.598,且在1%水平上显著,表明数字乡村建设对经济发达区域农业农村现代化的推动作用较强;在经济欠发达区域,数字乡村建设的系数为0.128,未通过显著性检验,其影响力度明显小于经济发达区域。可能是因为经济发达区域凭借相对完善的数字基建和成熟产业生态让数字乡村建设快速嵌入产业链并释放赋能效应,叠加人才储备足、政策配套优、专业力量与资源加速效能转化等优势,因此经济发达区域的数字乡村建设能显著促进农业农村现代化发展。而在经济欠发达区域,囿

表7 异质性分析结果

变量	(1) 东部 地区	(2) 中部 地区	(3) 西部 地区	(4) 经济 发达区域	(5) 经济欠 发达区域
drc	0.517*** (0.061)	0.168*** (0.058)	0.063 (0.059)	0.598*** (0.083)	0.128 (0.082)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	169	117	117	201	202
R ²	0.699	0.932	0.908	0.635	0.591

于数字基建薄弱、产业单一,叠加人才外流、资金短缺等问题,导致数字乡村建设对农业农村现代化的影响较弱。

(四)中介效应检验

利用中介效应模型,检验数字乡村建设能否通过提高财政农业投入水平、推动农业技术创新对农业农村现代化产生影响,结果见表8。

表8 中介效应检验结果

变量	(1) <i>arm</i>	(2) <i>lfa</i>	(3) <i>arm</i>	(4) <i>ati</i>	(5) <i>arm</i>
<i>drc</i>	0.583*** (0.094)	0.727*** (0.118)	0.430*** (0.095)	1.366*** (0.157)	0.479*** (0.102)
<i>lfa</i>			0.210*** (0.041)		
<i>ati</i>					0.076** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	403	403	403	403	403
R ²	0.820	0.793	0.833	0.641	0.823

表8列(2)显示,数字乡村建设可显著提高财政农业投入水平,其估计系数为0.727,且在1%水平下显著。由列(3)可知,数字乡村建设与财政农业投入水平对农业农村现代化的估计系数均为正,分别为0.430与0.210,均在1%水平下显著。列(4)结果显示,数字乡村建设可显著推动农业技术创新。列(5)进一步表明,数字乡村建设与农业技术创新对农业农村现代化的估计系数均为正,分别为0.479与0.076,且均显著。由上述结果可知,在纳入中介变量财政农业投入水平与农业技术创新后,相较于列(1),数字乡村建设的估计系数均有所下降,说明财政农业投入水平与农业技术创新均发挥了中介作用。由此,假设2与假设3得证。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文以2011—2023年中国31个省份为研究对象,运用固定效应模型和中介效应模型,实证检验数字乡村建设对农业农村现代化的影响与机制。结果显示:数字乡村建设对农业农村现代化具有显著正向影响,且结论经过一系列稳健性与内生性检验后仍成立。异质性分析结果表明,相比于西部地区,数字乡村建设对

东部、中部地区农业农村现代化的促进作用更明显;相较于经济欠发达区域,数字乡村建设对经济发达区域的促进作用更显著。中介效应检验结果表明,数字乡村建设能够通过提高财政农业投入水平与推动农业技术创新促进农业农村现代化。

(二)对策建议

基于上述结论,本文提出以下对策建议:

第一,加快数字乡村建设进程,完善顶层规划。结合区域禀赋,明确阶段性建设任务,避免同质化布局与资源错配。构建全国统一的数字乡村建设战略框架,持续加大农村数字基建投入,精准补齐偏远地区数字基础设施短板。建立农业农村、科技、财政、金融等部门联动机制,推动政策、资金、技术等要素深度整合,形成推进合力。完善数字乡村建设体系,建立动态评估机制,筑牢农村数字安全屏障,健全数据分级分类管理制度,强化关键信息基础设施防护,为农业农村现代化筑牢安全可靠的数字基底。

第二,构建财政支撑与技术创新双轮驱动模式,促进数字乡村可持续发展。优化财政支农资金精准投放机制,提高数字乡村建设领域资金占比,重点保障智慧农业项目、乡村数字服务平台等核心载体落地实施。在技术创新层面,以市场为导向,完善农业数字技术创新生态,加大数字农业关键技术攻关力度,突破智能装备、数据建模等瓶颈,促进技术成果向生产管控、乡村治理等场景渗透,以技术迭代赋能农业农村现代化发展。

第三,实施差异化推进策略,提升数字乡村建设效能。东、中部地区侧重数字技术与农业产业链全环节融合,打造引领性示范标杆;西部地区侧重数字基建补短板,开展农民数字技能的系统化培训等。发达地区重点支持数字技术在农业生产、加工、流通全链条的应用,培育数字农业新业态;欠发达地区应强化数字扫盲与工具应用培训,提升农民数字参与能力。◆

参考文献:

[1]蓝红星,王婷昱,施帝斌.中国农业农村现代化:生成逻辑、内涵特征与推进方略[J].改革,2023(7):105-115.
[2]谢璐,韩文龙.数字技术和数字经济助力城乡融合发展的理论逻辑与实现路径[J].农业经济问题,2022(11):96-105.
[3]罗振军,兰庆高.数字普惠金融助推农业农村现代化发展:理论分析与实证检验[J].调研世界,2023(2):57-66.
[4]胡海,张永奇,庄天慧.数字普惠金融、新质生产力与中国式农业农村现代化[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),

2024, 45(12): 94-104.

[5] 张梦飞, 吴琳玥. 数字普惠金融、二元创新与中国式农业农村现代化[J]. 华东经济管理, 2024, 38(11): 41-52.

[6] 李媛, 阮连杰. 数字经济赋能中国式农业农村现代化: 理论逻辑与经验证据[J]. 经济问题, 2023(8): 25-32.

[7] 覃朝晖, 范振楠, 余思明. 数字经济与农业农村现代化: 基于地级市层面的研究[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(4): 108-119.

[8] 蔡雪玲, 庞智强. 数字经济驱动中国式农业农村现代化: 理论机制与路径选择[J]. 技术经济与管理研究, 2024(4): 51-56.

[9] 李丛希, 谭砚文. 以新质生产力加快推进农业农村现代化: 作用机理与路径选择[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2024, 23(5): 22-32.

[10] 王洋. 数字新质生产力对农业农村现代化的影响: 指标体系构建与影响效应检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 23-28.

[11] 曹雷. 共同富裕视域下和美乡村建设测度评价研究[J]. 统计理论与实践, 2024(11): 39-47.

[12] 王胜, 余娜, 付锐. 数字乡村建设: 作用机理、现实挑战与实施策略[J]. 改革, 2021(4): 45-59.

[13] 陈旒, 李志. 数字乡村建设与现代农业融合发展困境及其破解之道[J]. 改革, 2023(1): 109-117.

[14] 赵星宇, 王贵斌, 杨鹏. 乡村振兴战略背景下的数字乡村建设[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2022, 22(6): 52-58.

[15] 杨虹, 王月. 中国省域农业农村现代化水平的统计测度及提

升路径[J]. 统计理论与实践, 2025(6): 52-61.

[16] 文丰安. 中国式现代化进程中数字乡村建设的高质量发展: 现实问题、价值阐释与对策建议[J]. 中国流通经济, 2024, 38(1): 12-21.

[17] 张广辉, 邓因. 农民农村共同富裕水平测度、区域差异及空间收敛性研究[J]. 农村经济, 2024(3): 1-15.

[18] 倪鼎文, 康辉, 王俊. 数字乡村建设提升农业经济韧性的作用机制研究[J]. 统计理论与实践, 2025(7): 63-72.

[19] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[20] 梁健. 数字经济、乡村产业振兴与中国式农业农村现代化[J]. 统计与决策, 2024, 40(6): 11-15.

[21] 汪亚楠, 徐枫, 叶欣. 数字乡村建设能推动农村消费升级吗?[J]. 管理评论, 2021, 33(11): 135-144.

[22] 张金鑫, 王红玲. 环境规制、农业技术创新与农业碳排放[J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版), 2020, 47(4): 147-156.

[23] 唐魏, 李月起, 李成勋, 等. 数字经济与农业农村现代化[J]. 工程管理科技前沿, 2024, 43(1): 68-74.

[24] 王平. 基要性变革中数字金融促进农业农村现代化研究[J]. 中国农业资源与区划, 2024, 45(5): 183-193.

[25] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.

[26] 邓金钱, 张娜. 数字普惠金融缓解城乡收入不平等的了吗[J]. 农业技术经济, 2022(6): 77-93.

Study on the Impact of Digital Rural Construction on Agricultural and Rural Modernization

Li Congxin, Guo Hongtao

Abstract: Digital rural construction can provide new impetus for agricultural and rural modernization. Based on the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2023, this study empirically tests the impact effect and mechanism of digital rural construction on agricultural and rural modernization. The results show that digital rural construction can significantly promote the process of agricultural and rural modernization, and this conclusion remains valid after multiple robustness tests. The results of the mediating effect test indicate that digital rural construction can indirectly drive agricultural and rural modernization by increasing the level of fiscal agricultural input and promoting agricultural technological innovation. Heterogeneity test results show that compared with the western regions and economically underdeveloped areas, the promoting effect of digital rural construction on agricultural and rural modernization in the eastern and central regions as well as economically developed areas is more significant. Finally, countermeasures and suggestions for promoting digital rural construction are put forward from the aspects of improving top-level planning, constructing a dual-drive model of financial support and technological innovation, and implementing differentiated promotion strategies.

Key words: Digital Rural Construction; Agricultural and Rural Modernization; Fiscal Agricultural Input ; Agricultural Technological Innovation

(责任编辑: 田雨)

制度红利与企业抗风险能力

——基于自由贸易试验区的准自然实验

柴利 祝艳红

(新疆财经大学 国际经贸学院, 新疆 乌鲁木齐 830000)

摘要: 自由贸易试验区是我国释放制度红利、推动经济高质量发展的重要载体,是制度创新的试验田。基于2013—2023年A股上市公司的数据,以国家分批设立的自贸试验区为准自然试验,采用多时点双重差分的实证检验方法,系统评估自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的影响及作用机制。研究结果表明:自贸试验区释放的制度红利能够显著提升企业抗风险能力,经过一系列稳健性检验后该结论依然成立。机制分析发现,自贸试验区制度红利能通过提升新质生产力水平、优化人力资本水平、促进数字化转型三条路径增强企业抗风险能力。此外,数字普惠金融水平对自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间的关系起着正向调节作用。异质性分析表明,在高科技行业、技术密集型行业以及国有企业中,自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的赋能效应更突出。文章拓展了自贸试验区制度红利与企业抗风险能力的相关研究,为提升企业风险应对能力提供了经验证据与对策建议。

关键词: 自由贸易试验区;制度红利;企业抗风险能力;准自然实验

中图分类号:F752.8

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0047-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.12.006

一、引言

党的二十大报告明确提出“实施自由贸易试验区提升战略,扩大面向全球的高标准自由贸易区网络”。自由贸易试验区(以下简称自贸试验区)作为中国制度型开放的核心载体,通过制度创新释放的制度红利,为区域经济与企业发展提供了重要推动力(田成诗等,2024)^[1]。在全球经济呈现易变、不确定、复杂、模糊特征的背景下,企业抗风险能力成为其应对环境冲击、实现可持续发展的关键能力(吴晓波和冯潇雅,2022)^[2]。自贸试验区建设为研究“制度红利如何提升企业抗风险能力”提供了准自然实验场景:一方面,自贸试验区通过营商环境优化、政策创新等举措,为企业培育组织韧性创造了制度条件;另一方面,国际化竞争与制度变革的双重压力,对企业抗风险能力的提升提出了更高要求。那么,自贸试验区通过一系列制度创新释放的

制度红利能否显著提升企业抗风险能力?其内在机制是什么?未来中国该如何通过依托自贸试验区建设提升企业的抗风险能力?回答上述问题,对于推动自贸试验区高质量发展、增强企业抗风险能力具有重要的现实意义。

二、文献综述

现有关于自贸试验区制度红利的研究主要集中在宏观经济增长和微观企业发展层面。在宏观层面,Yang等(2018)^[3]指出,自贸试验区通过金融资源集聚、制度创新等机制,显著提升了中国城市的区域经济实力,尤其是在东部地区表现突出。由此可见,不同地区的自贸试验区在政策红利释放方面存在显著的异质性。自贸试验区在推动经济增长的同时,重点强调绿色发展和生态环境保护。Xiao等(2019)^[4]发现,自贸试验区建设在推动区域经济与环境协同发展的同时,

基金项目: 新疆维吾尔自治区社科联新时代党的治疆方略理论与实践研究课题(2024ZJFLY31)。

作者简介: 柴利,女,博士,教授,研究方向为国际贸易与跨国投资理论及政策、中国(新疆)与中亚经贸合作;祝艳红,女,硕士研究生,研究方向为国际贸易与跨国投资理论及政策。

为可持续发展提供了制度和技术创新支撑。在微观层面,自贸试验区政策对企业的研发投入、技术创新和新质生产力水平会产生促进作用(戴翔和刘长鹏,2023)^[5]。崔庆波和于浩洋(2024)^[6]认为,自贸试验区建设能够通过缓解融资约束和降低制度性成本促进新质生产力发展。其中,多元化的金融供给与政策协同通过优化融资环境、提升外资集聚水平并改善市场竞争格局,有效提升了企业的研发投入水平,研发投入的增加也为技术创新提供了坚实基础,使自贸试验区能够显著推动企业的突破性技术创新。

企业抗风险能力是组织韧性在市场实践中的重要表现,具体表现为企业在复杂多变的市场环境中,保持稳定的产出和收益,并具备快速恢复及超越原有水平的发展能力。在自贸试验区通过制度创新释放制度红利的背景下,探究这种能力与制度环境的内在关联具有重要意义。现有文献对企业组织韧性的研究表明,其理论发展经历了从静态到动态、从单一维度到多维构造的演进。Duchek(2020)^[7]进一步提出,组织韧性是组织在危机情境中通过动员和整合资源,实现适应和成长的动态能力。同时,企业组织韧性会受到多层次因素的影响,包括资源配置效率、人力资源水平、研发创新能力等(肖文和林高榜,2014)^[8]。Zhang等(2022)^[9]认为,当企业资源配置效率水平越高、创新能力越强以及人力资源水平越优时,企业组织韧性越强,也能更好地应对不确定性,减轻外部变化造成的负面影响。在测度方法上,企业组织韧性可直接通过问卷调查或财务数据进行评估(Barasa等,2018)^[10],也可以进行多维度综合评价,为精准量化韧性状态提供了坚实基础。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:首先,现有文献虽已分别关注自贸试验区的制度红利效应与企业的抗风险能力,但将两者结合的探讨仍较为匮乏。因此,本文以2013—2023年A股上市公司为研究样本,将自贸试验区建设视为一项准自然实验,聚焦于“制度红利如何塑造企业抗风险能力”这一核心问题,系统评估其对企业组织韧性的影响,完善了相关领域的研究。其次,本文深入剖析了自贸试验区释放的制度红利对企业抗风险能力的传导机制,揭示了制度红利作用于企业抗风险能力的作用路径,为深入理解其内在逻辑提供了理论依据。最后,通过调节效应分析发现,不同省份的数字普惠金融水平在自贸试验区制度红利与企业抗风险能力的关系中发挥显著的正向调

节作用。这一发现拓展了企业抗风险能力相关研究中关于外部金融环境的分析视角,同时增强了研究结论的科学性和稳健性。

三、理论分析与研究假设

(一)自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的影响

根据制度经济学理论,制度是影响经济行为的重要因素,高质量的制度环境能够降低交易成本、提高资源配置效率,进而增强其抗风险能力(North,1990)^[11]。自贸试验区作为制度创新的重要载体,通过“负面清单”管理、“证照分离”改革、国际贸易“单一窗口”等制度安排,构建了更加开放、透明、便利的营商环境(闫金玲和刘若琪,2025;李光辉和池武城,2025)^[12-13]。这种制度环境的改善为增强企业组织韧性创造了有利的外部条件。从制度质量提升的角度看,自贸试验区通过简政放权、流程优化、服务升级等措施,显著提高了政府治理效率和服务水平。高质量的制度环境不仅能够为企业提供稳定的发展预期,还能够通过降低制度性交易成本、提高政策透明度和可预期性,增强企业应对不确定性的能力。同时,自贸试验区的法治化建设以及推进竞争中立承诺的制度安排,有助于企业建立更加规范的治理结构和风险管控机制,从而提升其抗风险能力(张占江,2015)^[14]。据此,本文提出如下假设:

H1:自贸试验区释放的制度红利对企业抗风险能力具有显著的正向影响。

(二)自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的作用机制

1.新质生产力提升机制

基于资源基础观理论,企业的抗风险能力来源于对独特资源和能力的整合。自贸试验区通过制度红利释放推动要素市场化改革与资源优化配置,为企业获取并整合关键资源以强化抗风险能力提供了有利条件(Barney,1991)^[15]。新质生产力代表更高的生产效率与更强的创新能力,是企业在复杂环境中抵御风险、持续发展的核心支撑(刘洪铎等,2024)^[16]。自贸试验区构建的高水平开放格局不仅有助于形成新质生产力,也为企业的技术升级与经营韧性提升提供了更加有利的制度环境。自贸试验区释放的制度红利,通过技术溢出、创新激励与产业升级,推动了企业新质生产力的形成与发展,使其能更好适应技术变革、抵御市场冲击,进而提升抗风险能力。

2.人力资本优化机制

自贸试验区以制度红利为依托,落地人才激励政

策、搭建科技创新平台,吸引创新人才流入,促进人才流动、教育培训与知识共享,显著提升了区域内人力资本水平。沈和斌和邓富华(2023)^[17]指出,高素质人力资本是企业应对风险、实现创新发展的关键要素。在自贸试验区的开放环境中,企业更易接触国际化人才资源、先进管理理念与前沿专业知识。人力资本水平的提升不仅能直接增强企业的创新能力与风险适应能力,还能通过知识溢出与学习效应间接提升企业的抗风险能力。

3.数字化转型促进机制

自贸试验区以制度红利为支撑,推动数字化基础设施建设与数字生态完善,引导企业加速数字化转型(任晓怡等,2022)^[18]。首先,自贸试验区通过加强数字基础设施建设、推广数字技术应用和创新数字治理模式,加速了企业的数字化转型进程。其次,数字化转型通过优化资源配置、提升运营效率和增强市场响应能力,为企业构建现代化韧性体系提供了关键支撑。最后,在自贸试验区制度环境下,企业能够更便捷地获得数字技术支持、参与数字经济实践并享受高效的数字化政务服务,进一步推动企业数字化转型(杨闫,2024)^[19]。这不仅提升了企业的技术创新水平,还显著增强了企业的抗风险能力。

综上,本文提出如下假设:

H2a: 自贸试验区释放的制度红利能够通过提升新质生产力水平来增强企业抗风险能力。

H2b: 自贸试验区释放的制度红利能够通过优化人力资本水平来增强企业抗风险能力。

H2c: 自贸试验区释放的制度红利能够通过促进数字化转型来增强企业抗风险能力。

4.数字普惠金融水平的调节作用

数字普惠金融作为一种新兴的金融服务模式,通过为各类经济活动提供资金的便利性增强经济韧性(丁建军和周传辉,2024)^[20]。一方面,较高的数字普惠金融水平能够为企业提供更加充足的资金支持,使企业充分依托自贸试验区的制度红利,开展创新投入、能力建设和产业结构升级等活动。另一方面,数字普惠金融的风险监控机制和信用评估体系能够帮助企业建立更加完善的风险管理体系,提升企业的抗风险能力。因此,数字普惠金融水平的提升可能会正向调节自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间的关系。据此,本文提出如下假设:

H3: 数字普惠金融水平对自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间的关系发挥着正向调节作用。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2013—2023年的A股上市公司作为研究样本。在此基础上,剔除金融保险类企业和ST/ST*、PT类型企业之后,进一步剔除财务波动较大的房地产企业,共保留了2470家上市企业。自贸试验区的地理边界数据从各自贸试验区管委会的官网获取,其余数据主要来源于Wind数据库和CSMAR数据库。为了避免极端数值的影响,本文对所有连续变量进行了1%和99%分位数的缩尾处理。

(二)变量选取与测算

1.被解释变量

本文的被解释变量是企业抗风险能力,用企业组织韧性(*Resilience*)衡量。借鉴吴晓波和冯潇雅(2022)^[2]的研究方法,从增长性和波动性两个维度进行测算:增长性维度采用企业三年内累计销售收入增长额,通过熵值法测算企业业绩增长的韧性表现;波动性维度以企业一年内各月股票收益的标准差,衡量企业业绩波动的韧性特征。

2.核心解释变量

本文将自贸试验区设立的时间作为政策实施时间变量,以(*Ftzt_{did}*)虚拟变量的方式来衡量,并将其作为本文的核心解释变量。具体构建过程如下:通过手工整理各自贸试验区边界数据,在地图软件上标注各个自贸试验区边界范围(张晨等,2024)^[21];接着,在地图软件上输入上市公司的注册地址,若上市公司*i*在自贸试验区内则取值为1,否则为0。

3.控制变量

借鉴余静文等(2021)^[22]的研究,为了更好地控制企业性质和治理层面对企业抗风险能力的影响,本文选取营业收入增长率(*Growth*)、管理层持股比例(*Mhold*)、企业规模(*Size*)、总资产收益率(*ROA*)、两职合一(*Dual*)、第一大股东持股比例(*First*)作为控制变量。

4.其他变量

本文的机制变量包括新质生产力(*NQP*)、人力资本(*HC*)、数字化转型(*DT*),调节变量是数字普惠金融指数(*DIF*)。新质生产力水平的测度参考李心茹等(2024)^[23]的研究,结合数据的可得性对评价指标进行综合与调整,采用熵值法计算得到。人力资本水平选取上市公司研发人员占比以及“董监高”是否具有海外背景两项指标衡量。数字化转型指数借鉴吴非等

(2021)^[24]的做法,通过统计上市公司年报中涉及“企业数字化转型”的词频来反映其转型程度。数字普惠金融指数采用北京大学数字金融中心和蚂蚁集团联合编制的数字普惠金融指数,用来反映各地区数字普惠金融的发展水平与趋势(郭峰等,2020)^[25]。

各变量的名称及衡量方式如表1所示。

表1 变量的名称及衡量方式

变量类型	变量名称	变量符号	变量的衡量方式
被解释变量	企业抗风险能力	<i>Resilience</i>	从增长性和波动性两个维度测算
核心解释变量	自贸试验区政策	<i>Ftz_{did}</i>	构建分组变量与政策时点的交乘项
机制变量	新质生产力	<i>NQP</i>	熵值法计算得到的企业新质生产力水平综合指标
	人力资本	<i>HC</i>	研发人员占比;“董监高”是否具有海外背景,有取值为1,否则为0
	数字化转型	<i>DT</i>	用构建的企业数字化转型指数来衡量企业技术适应与创新能力
调节变量	数字普惠金融指数	<i>DIF</i>	用综合指数法衡量企业利用内部财务资源抵御外部冲击的能力
控制变量	营业收入增长率	<i>Growth</i>	营业收入增长额/上年营业收入总额
	管理层持股比例	<i>Mhold</i>	管理层持股数量/总股数
	企业规模	<i>Size</i>	总资产的自然对数
	总资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/总资产
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长兼任总经理取值为1,否则为0
	第一大股东持股比例	<i>First</i>	第一大股东持股比例

$$Resilience_{i,t}=\beta_0+\beta_1Ftz_{did\ i,t}+\theta X_{i,t}+\varphi_i+v_t+\varepsilon_{i,t}\tag{1}$$

式(1)中, $Resilience_{i,t}$ 表示*i*企业*t*年在自贸试验区内组织韧性的变化, $Ftz_{did\ i,t}$ 为*t*年*i*企业是否纳入自贸试验区的虚拟变量, $X_{i,t}$ 表示一系列企业层面的控制变量, θ 表示控制变量变化的系数, φ_i 和 v_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应, β_0 代表常数项, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。其中,系数 β_1 反映了政策实施效果,用于衡量相较于非自贸试验区内企业,即处理组企业在自贸试验区政策实施前后组织韧性的变化。

(四)变量的描述性统计

表2列示了主要变量的描述性统计结果。2013—2023年企业抗风险能力(*Resilience*)的均值为-0.011,最小值为-1.872,最大值为29.172,反映企业间组织韧性异质性显著。自贸试验区政策虚拟变量(Ftz_{did})的均值为0.126,说明约12.6%的样本受自贸试验区制度红利覆盖;标准差是0.332,最大值和最小值分别是1和0。此外,控制变量的描述性统计结果的波动与以往研究相比保持在合理范围内。

五、实证分析

(一)基准回归分析

为检验自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的影响,基于双重差分法构建控制企业与年份固定效应

(三)模型设定

由于自贸试验区是分批次渐进式设立的,因此本文研究样本的政策干预时点存在差异性,借鉴蒋灵多等(2021)^[26]的方法,采用多时点双重差分模型来评估自贸试验区提升企业抗风险能力的政策效应。构建的模型如式(1)所示:

表2 变量的描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Resilience</i>	24696	-0.011	0.297	-1.872	29.172
<i>Ftz_{did}</i>	24696	0.126	0.332	0.000	1.000
<i>Size</i>	24696	22.259	1.240	20.020	26.229
<i>Dual</i>	24696	0.312	0.463	0.000	1.000
<i>Mhold</i>	24696	0.155	0.199	0.000	0.690
<i>Growth</i>	24696	0.143	0.323	-0.487	1.797
<i>First</i>	24696	0.337	0.145	0.091	0.745
<i>ROA</i>	24696	0.044	0.058	-0.163	0.221

的逐步回归模型。回归结果如表3所示,第(1)列仅控制年份固定效应和企业固定效应、未纳入企业层面控制变量时,核心解释变量自贸试验区政策(Ftz_{did})的系数在5%水平上显著为正;在逐步加入控制变量后,其在1%水平上显著为正,系数为0.114。说明自贸试验区制度红利显著提升了企业抗风险能力,因此假设H1得到验证。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验

为确保基准模型估计的有效性,需要验证其前提条件,即满足事前平行趋势假设。本文采用事件研究法进行平行趋势检验,根据样本数据特征,将事件窗口

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Ftz_{did}</i>	0.102** (2.512)	0.103*** (2.575)	0.108*** (2.700)	0.107*** (2.675)	0.114*** (2.850)
<i>Size</i>		0.138*** (5.750)	0.147*** (6.125)	0.158*** (6.583)	0.153*** (6.375)
<i>Dual</i>			0.023 (0.958)	0.022*** (0.917)	0.018 (0.750)
<i>Mhold</i>			0.585*** (5.679)	0.591*** (5.629)	0.532*** (5.115)
<i>Growth</i>				-0.090*** (-4.737)	-0.144*** (-7.200)
<i>First</i>				0.111*** (0.735)	0.077 (0.513)
<i>ROA</i>					1.257*** (7.759)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	24696	24696	24696	24696	24696
调整R ²	0.405	0.407	0.408	0.409	0.412

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

设定为[-5,5],以首次接受处理的前一期作为基期,在估计的过程中剔除了k=-1的情况,目的是处理完全多重共线性的问题。构建动态模型如下:

$$Resilience_{i,t}=\beta_0+\lambda_k\sum_{k=-5}^5Dummy_{i,t_0+k}+\theta X_{i,t}+\varphi_i+v_t+\varepsilon_{i,t}\quad (2)$$

其中,*Dummy_{i,t0+k}*表示时间虚拟变量,反映不同地区自贸试验区制度红利释放前后第k年的观测值,*t₀*表示批准自贸试验区的年份,若企业*i*在*t₀+k*年处于处理组,则取值为1,否则为0。

如图1所示,在自贸试验区制度红利释放前,各期的回归系数均未通过显著性检验,处理组与控制组企业的抗风险能力无显著差异,而制度红利释放后,回归系数显著为正且呈上升趋势,说明自贸试验区制度红利显著提升了企业抗风险能力。因此,研究样本的平行趋势假设得到验证。

2.安慰剂检验

为检验自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的影响是否提前产生预期,且排除同时期其他因素或政策的干扰,本文将自贸试验区的政策实施时间分别提前1期、2期、3期,并依次进行回归。回归结果见表4的前三列所示,这三组的回归系数均不显著,表明企业抗风险能力的变化并未在自贸试验区设立之前产生显著性差异,说明本文的核心结论是可靠的。

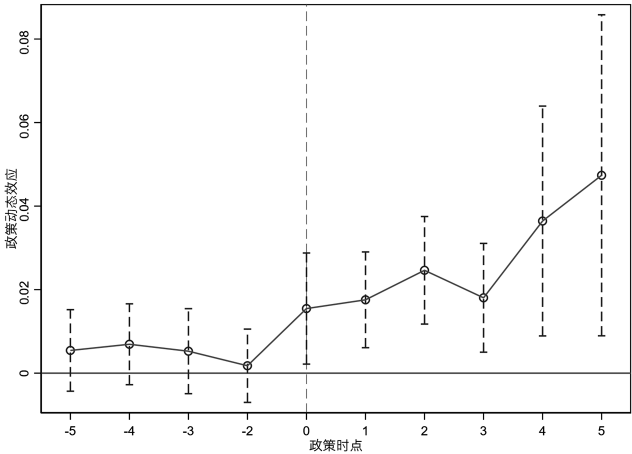


图1 平行趋势检验图

3.倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)

由于不同企业存在显著差异,导致基准回归过程可能存在样本选择偏误和内生性问题。因此,本文采用PSM-DID的方法来重新匹配处理组和控制组,采用近邻匹配和核匹配的两种方法,通过Logit回归预测每一个企业在自贸试验区的概率,剔除少量未匹配成功的样本重新匹配,并将基准回归模型中的控制变量作为匹配变量进行回归。近邻匹配和核匹配检验结果分别见表4的列(4)和列(5)所示,检验结果的回归系数均显著为正,证实了基准回归结果的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	安慰剂检验			PSM-DID		调整样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ftz_{did}	0.061 (1.488)	0.061 (1.386)	0.067 (1.426)	0.103*** (2.452)	0.115*** (2.875)	0.118*** (2.950)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	24696	24696	24696	12083	24693	24572
调整R ²	0.416	0.416	0.416	0.400	0.417	0.412

4.调整样本

在稳健性检验中,剔除特殊样本是验证研究结论普适性的重要手段。海南自由贸易港作为唯一的中国特色自由贸易港,自贸试验区范围覆盖全岛,具有不可复制性。同时,在政策支持体系、产业布局等维度共同构成了区别于其他自贸试验区的特殊属性,可能会对企业抗风险能力产生非线性影响。故在稳健性检验环节将海南予以剔除,重新对样本进行回归。如表4列(6)所示,回归结果的显著性与前文保持一致,证明本文的核心结论依旧稳健。

六、进一步分析

(一)机制检验

为了进一步探索自贸试验区制度红利对提升企业抗风险能力的作用机制,参考江艇(2022)^[27]的研究,构建如下模型:

$$Mech_{i,t} = \xi_0 + \xi_1 Ftz_{did,i,t} + \theta X_{i,t} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Mech_{i,t}$ 代表机制变量。当 ξ_1 的估计值显著不为零时,中介效应存在。式(3)中其他变量的含义与基准检验模型一致。

1.新质生产力的中介作用

从表5列(1)的回归结果可以看出,自贸试验区制度红利(Ftz_{did})对新质生产力的回归系数为0.296,且在5%水平上显著。这表明,自贸试验区通过制度创新、政策优化和营商环境改善,显著促进了企业新质生产力的发展,进而提升了企业应对外部冲击、适应市场变化的能力,企业抗风险能力由此增强。据此,假设H2a得到验证。

2.人力资本的中介作用

表5列(2)显示,自贸试验区制度红利对研发人员占比的回归系数为0.136,在5%水平上显著为正。这说明,制度红利能够有效推动企业提升研发人员比重,优化人力资本结构。同时,列(3)的结果显示,自贸试

验区制度红利对“董监高”是否具有海外背景的影响系数为0.105,在1%水平上显著。这表明制度红利有助于吸引更多具备国际化背景的高管人才,提升企业管理层的国际化水平与专业能力,从而增强企业的风险应对能力与资源整合能力。因此,假设H2b得到验证。

3.数字化转型的中介作用

企业数字化转型是提升抗风险能力的关键路径,可通过数据驱动决策、优化运营等方式增强企业应对市场不确定性的能力。由表5列(4)的回归结果可知,自贸试验区制度红利对企业数字化转型的回归系数为0.005,在1%水平上显著为正。这表明自贸试验区释放的制度红利可通过推动企业数字化转型来增强企业抗风险能力,假设H2c得到验证。

表5 机制检验结果

变量	新质生产力	人力资本		数字化转型
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ftz_{did}	0.296** (0.130)	0.136** (0.067)	0.105*** (0.038)	0.005*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	22839	22839	22839	22839
调整R ²	0.659	0.481	0.433	0.769

(二)调节效应检验

为检验不同地区的数字普惠金融水平对自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间关系的调节作用,本文参考Baron和Kenny(1986)^[28]的研究,构建模型如下:

$$Resilience_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Ftz_{did,i,t} + \gamma_2 DIF_{i,t} \times Ftz_{did,i,t} + \gamma_3 DIF_{i,t} + \gamma_4 X_{i,t} + \varphi_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $DIF_{i,t}$ 为数字普惠金融指数, $DIF_{i,t} \times Ftz_{did,i,t}$ 为自贸试验区政策与数字普惠金融指数两者的交互项,

其他变量含义与基准检验模型一致。

表6报告了数字普惠金融调节效应的回归结果。可以看出,自贸试验区制度红利与数字普惠金融的交互项系数为0.060,且正向显著,表明数字普惠金融水平对自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间的关系产生了显著的正向调节作用。由此,假设H3得到验证。

表6 调节效应检验结果

变量	数字普惠金融水平
Ftz_{did}	0.012** (0.005)
$DIF \times Ftz_{did}$	0.060** (0.028)
DIF	-0.020 (0.002)
控制变量	是
企业固定效应	是
年份固定效应	是
N	22819
调整R ²	0.839

(三)异质性分析

企业的行业特征和所有权性质可能显著影响自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的作用效果。为检验不同行业在创新能力、技术密集度、资本结构等方面存在的显著差异对企业利用制度红利提升抗风险能力的异质性影响,本文从以下维度展开异质性分析:

1.行业异质性

从表7可以看出,高科技行业中自贸试验区制度红利的回归系数为0.182,且显著为正,而非高科技行业的系数仅为0.067且不显著。这一结果表明高科技企业能更充分地利用自贸试验区释放的制度红利,进而在抗风险能力提升上表现得更突出。因此,自贸试验区制度红利对高科技行业企业抗风险能力的促进作用更为显著。

2.技术特征异质性

表7列(2)和列(3)的实证检验结果,进一步验证了技术特征对自贸试验区制度红利赋能企业抗风险能力的异质性影响。技术密集型行业中,自贸试验区制度红利的系数为0.122,在1%水平上显著为正,而非技术密集型行业的系数为0.076且不显著。这表明,技术密集程度是影响制度红利释放效果的重要因素。具体而言,技术密集型行业因技术资源集聚、创新需求旺盛,能更高效地利用制度红利,通过技术升级路径显著提升企业抗风险能力;而非技术密集型行业在制度红利的吸收与转化上相对不足,企业抗风险能力的提升效果并不明显。

3.企业性质异质性

将样本企业划分为国有企业和非国有企业两组,分别进行检验,回归结果见表7的列(5)和列(6)。在国有企业中,自贸试验区制度红利的回归系数显著为正;而在非国有企业中,该系数不显著。这表明,自贸试验区制度红利对国有企业抗风险能力的提升具有显著作用,但对非国有企业的影响不明显。这种异质性源于两类企业在资源禀赋和政策红利获取方面的差异。国有企业依托其资源整合能力与政策优势,得以进一步优化治理结构、强化风险管控,从而提升自身的抗风险能力。非国有企业受资源获取渠道和政策优惠的局限性,对制度红利的吸收与转化相对不足。

七、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2013—2023年A股上市公司的研究样本,采用多时点双重差分的方法,系统评估自贸试验区释放的制度红利对企业抗风险能力的影响及作用机制。研究结论如下:第一,自贸试验区释放的制度红利能够显著提升区内企业的抗风险能力。通过平行趋势

表7 异质性检验结果

变量	高科技行业	非高科技行业	技术密集型行业	非技术密集行业	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ftz_{did}	0.182*** (3.085)	0.067 (1.558)	0.122*** (2.773)	0.076 (1.462)	0.096** (1.959)	0.068 (1.774)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	6463	15910	10384	11989	6947	15426
调整R ²	0.422	0.449	0.412	0.462	0.504	0.411

检验、安慰剂检验和倾向得分匹配等多种方法验证了这一结论的稳健性。第二,机制检验表明,自贸试验区制度红利可以通过提升新质生产力水平、优化人力资本水平、促进数字化转型三条路径增强企业抗风险能力,非自贸试验区企业的抗风险能力提升效果不显著。此外,数字普惠金融水平对自贸试验区制度红利与企业抗风险能力之间的关系发挥着正向调节作用。第三,异质性分析揭示,在国有企业、高科技行业及技术密集型行业中,自贸试验区制度红利对企业抗风险能力的提升效用更为显著。

(二)对策建议

依据上述研究结论,本文从政府和企业两个方面提出相应的对策建议。

对于政府而言:第一,应深化自贸试验区制度创新,加速科技创新政策红利落地。政府需加大对企业技术创新的支持力度,完善创新激励机制,建设高水平科技创新平台,为企业新质生产力发展创造更优制度环境,助力其通过技术迭代增强抗风险能力。第二,应推动数字普惠金融与自贸试验区制度红利相协调。加快数字基础设施建设,完善数字贸易和跨境电商政策框架。同时强化数字普惠金融服务体系,为企业数字化转型提供资金支持与政策保障,建立数字化转型服务平台,助力中小企业提升应对风险的数字化能力。第三,应推动人才引进和培养机制与制度红利更好地衔接。政府需加强高层次研发人才和国际化背景管理人才的引进,建立灵活人才流动机制,完善人才激励体系,促进人力资本优化配置,为企业利用制度红利提升抗风险能力提供人才支撑。

对于企业而言:第一,应积极依托制度红利培育新质生产力。加大前沿技术研发投入与技术攻关,以技术迭代构建核心竞争优势,增强应对市场不确定性的能力,从技术维度强化抗风险能力。第二,应借助数字技术全面重构生产、运营、管理等环节,提升对外部变化的敏捷响应与适配能力,以数字韧性夯实抗风险基础。第三,应健全人才战略以充分吸收制度红利。优化薪酬体系、畅通晋升路径、探索股权激励等,增强对高端技术人才、数字化人才的吸引力与留存度,打造人才良性发展平台,从人力资本维度强化抗风险能力。◆

参考文献:

[1]田成诗,相瑞兵,张焰朝.自贸试验区建设对中国企业创新

的影响研究[J].科研管理,2024,45(4):101-110.

[2]吴晓波,冯潇雅.VUCA情境下运营冗余对组织韧性的影响:持续创新能力的调节作用[J].系统管理学报,2022,31(6):1150-1161.

[3]YANG Z Y, LIN J H, XING D, et al. Human umbilical cord mesenchymal stem cells in the treatment of knee osteoarthritis: study protocol for a clinical trial[J].Chinese Journal of Tissue Engineering Research,2018(53):1407-1412.

[4]XIAO J L, WEN Y, ZHANG T. Quantifying the impact of the China-US trade friction on regional economic growth: The case of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area[R]. xi'an: The 11th Annual Conference of the Chinese Input-Output Society, China, 2019.

[5]戴翔,刘长鹏.自贸试验区制度创新提升城市全要素生产率了吗[J].制度经济学研究,2023(3):254-276.

[6]崔庆波,于浩洋.自贸试验区建设与企业新质生产力发展[J].西部论坛,2024,34(6):1-16.

[7]DUCHEK S.Organizational resilience: a capability-based conceptualization [J]. Business Research,2020,13(1):215-246.

[8]肖文,林高榜.政府支持、研发管理与技术创新效率:基于中国工业行业的实证分析[J].管理世界,2014(4):71-80.

[9]ZHANG Y, ZHANG Z, JIA M. When and Why Perceived Organizational Environmental Support Fails to Work: From a Congruence Perspective[J].Management and Organization Review,2022,18(3):519-550.

[10]BARASA E, MBAU R, GILSON L.What is resilience and how can it be nurtured? A systematic review of empirical literature on organizational resilience[J].International Journal of Health Policy and Management,2018,7(6):491-503.

[11]NORTH D C.Institutions, institutional change and economic performance [M].Cambridge: Cambridge University, 1990: 195-196.

[12]闰金玲,刘若琪.自由贸易试验区的碳减排效应:经济集聚的中介与政府干预的动态调节[J].统计理论与实践,2025(9):32-42.

[13]李光辉,池武城.中国自由贸易试验区提升战略的逻辑体系、核心要义与实施方略[J].国际贸易,2025(3):20-31.

[14]张占江.中国(上海)自贸试验区竞争中立制度承诺研究[J].复旦学报(社会科学版),2015,57(1):154-164.

[15]BARNEY J B. Firm resources and sustained competitive advantage [J]. Journal of Management,1991,17(1):99-120.

[16]刘洪铎,王梦飞,徐雨欣,等.制度型开放、营商环境改善与新质生产力发展:基于中国自由贸易试验区设立的准自然实验[J].广东财经大学学报,2024,39(5):4-22.

[17]沈和斌,邓富华.自由贸易试验区建设、人力资本结构优化与出口产业升级[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(4):1-16.

[18]任晓怡,苏雪莎,常曦,等.中国自由贸易试验区与企业数字

化转型[J]. 中国软科学, 2022(9):130-140.

[19]杨闫. 自贸试验区推动公共服务数字化转型的探索:评《上海自贸试验区服务贸易创新发展》[J]. 国际贸易, 2024(4):99.

[20]丁建军, 周传辉. 数字普惠金融的区域经济韧性效应及机制:基于中小微经营主体进入退出视角[J]. 调研世界, 2024(5):53-63.

[21]张晨, 李建生, 刘克富, 等. 自由贸易试验区建设对企业ESG表现的影响[J]. 华东经济管理, 2024, 38(10):117-128.

[22]余静文, 彭红枫, 李濛西. 对外直接投资与出口产品质量升级:来自中国的经验证据[J]. 世界经济, 2021, 44(1):54-80.

[23]李心茹, 田增瑞, 常培塋. 新质生产力、资源利用与企业组织韧性[J]. 西部论坛, 2024, 34(4):35-49.

[24]吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表

现:来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021, 37(7):130-144+10.

[25]郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4):1401-1418.

[26]蒋灵多, 陆毅, 张国峰. 自由贸易试验区建设与中国出口行为[J]. 中国工业经济, 2021(8):75-93.

[27]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5):100-120.

[28]BARON R, KENNY D. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6):1173-1182.

Institutional Dividends and Enterprise Risk Resilience Capacity: A Quasi-Natural Experiment Based on Free Trade Zones

Chai Li, Zhu Yanhong

Abstract: China's Pilot Free Trade Zones (FTZs) function as a pivotal vehicle for unlocking institutional dividends, advancing high-quality economic development, and serving as a key testbed for institutional innovation. Drawing on data from A-share listed companies spanning 2013 to 2023, this study treats the phased establishment of FTZs by the state as a quasi-natural experiment and employs the multi-period difference-in-differences (DID) empirical approach to systematically assess the impact of FTZ institutional dividends on corporate risk resistance capacity, as well as the underlying mechanisms. Our findings demonstrate that institutional dividends released by FTZs exert a significant positive effect on enhancing corporate risk resistance capacity—a conclusion that holds firm following a battery of robustness checks. Mechanistic analysis further uncovers that FTZ institutional dividends bolster corporate risk resistance through three distinct pathways: advancing new-quality productive forces, facilitating digital transformation, and optimizing the human capital structure. Additionally, the development level of digital inclusive finance across regions plays a positive moderating role in the relationship between FTZ institutional dividends and corporate risk resistance capacity. Heterogeneity analysis shows that the enabling impact of FTZ institutional dividends on corporate risk resistance capacity is more salient in high-tech industries, technology-intensive sectors, and state-owned enterprises (SOEs). This research enriches the existing literature on FTZ institutional dividends and corporate risk resistance capacity, while providing micro-level empirical evidence and policy recommendations for strengthening enterprises' risk response capabilities.

Key words: Free Trade Zone; Institutional dividends; Enterprise risk resistance capacity; Quasi-natural experiment

(责任编辑:云野)

全球新能源汽车贸易网络演化及其驱动因素分析

赵军产 郭禹含

(湖南工商大学 数学与统计学院,湖南 长沙 410205)

摘要:基于2017—2023年全球新能源汽车出口贸易数据,综合运用复杂网络分析、加权有向Leiden社区检测算法及QAP回归方法,系统考察新能源汽车贸易网络的结构特征、驱动因素及抗风险能力。研究发现:(1)全球新能源汽车贸易网络呈现显著的核心—边缘结构,核心国家从单极主导演变为多极协同,边缘国家通过技术合作向次核心跃迁;(2)社区结构从地理邻近型(2017年)转型为技术协同主导的跨区域联盟(2023年),中国与资源国形成的“生产—资源”轴心成为关键枢纽;(3)GDP、二氧化碳排放量和公共充电基础设施是核心驱动因素,其中公共充电基础设施影响力增长近7倍,而地理距离效应持续弱化;(4)网络具有无标度特性,对随机攻击鲁棒,但对枢纽节点攻击脆弱,2023年网络鲁棒性有所增强。据此,提出构建多极化协同治理体系、增强全球供应链韧性、共建跨区域创新联盟、推进充电基础设施标准化与智能化投资,以及深化制度与标准协同等对策建议,以促进全球新能源汽车贸易网络的多极化、绿色化与韧性发展。

关键词:新能源汽车贸易网络;加权有向Leiden社区检测;核心—边缘结构;QAP回归

中图分类号:F742

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0056-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.12.007

一、引言

全球新能源汽车(NEV)产业的快速发展正在重塑国际贸易格局。随着各国加速推进碳减排,新能源汽车贸易不仅是经济竞争的新焦点,更是全球供应链重构和技术合作的关键领域。与此同时,地缘政治冲突、技术壁垒和供应链本地化趋势加剧,对新能源汽车贸易网络的稳定性形成挑战。

现有关于全球新能源汽车贸易网络^[1]的研究已取得一定进展,国内外学者从不同角度展开了探索。有研究将复杂网络理论应用于国际贸易分析^[2-3],揭示了贸易网络的小世界、无标度等拓扑特性;有研究则聚焦于新能源领域,分析了中国在天然气^[4]、动力电池原材料^[5]、战略资源^[6-9]等供应链关键环节的核心地位及其面临的贸易挑战^[10];有研究探讨了政策支持^[11]、技术创新、行业影响和市场需求等因素^[12-14]对贸易格

局的影响;也有学者借鉴投资风险研究方法评估了贸易网络的风险传染机制^[15]。然而,当前研究仍存在一些不足:多数采用静态分析,缺乏对网络动态演化的系统刻画,对发展中国家在贸易网络中的角色关注不足,且针对贸易网络演化过程中的鲁棒性研究较少。这不仅难以量化不同驱动因素的相对贡献,也未能深入探讨网络在外部冲击下的适应性重组机制。基于此,本文基于2017—2023年新能源汽车贸易数据,对全球新能源汽车贸易网络结构演化特征及其驱动机制展开深入分析,以期为我国新能源汽车产业优化全球供应链布局、制定国际化发展战略及提升贸易抗风险能力提供理论支撑。与现有研究相比,本文可能的边际贡献如下:一是研究方法有所突破,创新性地将加权有向Leiden社区检测算法与QAP回归分析结合,系统揭示了新能源汽车贸易网络的动态演化规律,弥补了现有

基金项目:国家社会科学基金项目“我国新能源产业全球贸易安全统计测度及路径优化研究”(24BTJ033)。

作者简介:赵军产,男,博士,教授,研究方向为复杂网络与复杂系统、金融风险传播;郭禹含,通信作者,女,硕士研究生,研究方向为新能源供应链网络。

研究多采用静态网络分析的不足;二是首次基于贸易数据实证分析了充电设施建设对贸易网络演化的动态影响机制,为深入理解全球新能源汽车产业格局重构提供了新的理论视角,对各国制定新能源汽车基础设施投资政策和产业扶持政策具有一定参考价值。

二、研究设计

(一)数据来源及处理

本文的新能源汽车贸易数据来源于联合国商品贸易数据库(United Nations Comtrade Database)。由于2017年前全球新能源汽车市场尚未成熟,本文选取2017—2023年新能源汽车行业出口贸易数据,根据世界海关组织(WCO)《商品名称及编码协调制度的国际公约》中的统计名称及对应的HS编码进行分类,具体包括:插电式混合动力汽车(HS编码870340、870350、870360)和纯电动汽车(HS编码870380)。在构建全球新能源汽车贸易网络时,本文采用出口数据作为网络关系的定义依据。选择出口数据主要基于两点:第一,出口数据直接反映一国新能源汽车产业的实际供给能力,而进口数据可能包含转口贸易等干扰因素;第二,在新能源汽车产业中,出口国通常是技术领先方,其出口流向能更真实地展现全球技术扩散路径和供应链布局。在数据处理上,删除金额低于1000美元的贸易记录,以消除统计误差对网络结构分析的影响。

此外,本文解释变量的数据来源于世界银行(World Bank)、国际能源署(IEA)及法国CEPII数据库。

(二)研究方法

1.贸易网络构建

根据复杂网络基本理论,构建新能源汽车贸易有向网络: $G=(V,E,W)$ 。其中,以参与新能源汽车贸易的参与国 $V=\{v_i,i=1,2,\cdots,n\}$ 为网络节点,以双边经济体的贸易流 $E_{ij},i=1,2,\cdots,n;j=1,2,\cdots,n$ 为节点之间的连接边,表示新能源汽车出口贸易关系,以节点 v_i 对节点 v_j 出口的贸易额 W 为有向连接边的权重^[16],构建国家有向加权的新能源汽车贸易网络。相关网络指标见表1。

2.核心—边缘结构

核心—边缘结构可以有效区分与行为体密切交互的核心节点,以及与之相联系但较为稀疏分散的外围节点。本文运用基于 k -shell和加权度的核心—边缘结构模型,分析新能源汽车贸易网络中核心和边缘结构,判断各经济体的贸易情况。

核心度计算公式如下:

$$C(v)=\frac{\sqrt{k_shell(v)\times w_degree(v)}}{\max_{u\in V}\sqrt{k_shell(v)\times w_degree(v)}}\tag{1}$$

其中, $k_shell(v)$ 为节点 v 的 k -shell值,即衡量节点在网络中拓扑重要性的指标; $w_degree(v)$ 为节点 v 的加权度,表示国家的总贸易量。

3.基于加权模块度的Leiden社区检测算法

Leiden算法是一种用于社区检测的图聚类算法,旨在将图中的节点划分为若干社区,使社区内部连接紧密而社区之间连接稀疏。该算法以加权模块度作为优化目标,通过最大化模块度来指导社区划分。以下是其核心特点:

表1 复杂网络拓扑指标及含义

指标	公式	解释	含义
网络密度	$\rho=\frac{E}{N(N-1)}$	E 为贸易网络中实际存在的贸易关系系数, N 为节点数量	网络密度越大,说明国家间的出口贸易越紧密
平均路径长度	$L=\frac{2}{N(N-1)}\sum_{i\neq j}d_{ij}$	d_{ij} 是节点 i 和节点 j 之间的最短路径长度	衡量网络的整体连通性,平均路径长度越大,节点之间距离越远
平均聚类系数	$C=\frac{2}{N}\sum_{i=1}^N\frac{E_i}{k_i(k_i-1)}$	E_i 为 i 国与所有邻接国之间的实际边数, k_i 为 i 国的邻接国数	反映全球新能源汽车贸易网络各国的集聚程度
加权出度	$D_i^{out}=\sum_{j=1,j\neq i}^Nx_{ij}$	Out 为出口, in 为进口, D_i^{out} 和 D_i^{in} 分别为节点 i 的加权出度和加权入度, x_{ij} 代表节点 i 向节点 j 的出口量	反映国家在新能源汽车贸易网络中的参与程度
加权入度	$D_i^{in}=\sum_{j=1,j\neq i}^Nx_{ji}$		

$$Q = \frac{1}{2m} \left[\sum_{ij} w_{ij} - \gamma \frac{k_i^{out} k_j^{in}}{2m} \right] \delta(c_i, c_j) \quad (2)$$

其中, w_{ij} 为节点 i 到节点 j 的边权重; $k_i^{out} = \sum w_{ij}$ 为节点 i 的加权出度; $k_j^{in} = \sum w_{ij}$ 为节点 j 的加权入度; $2m = \sum w_{ij}$ 为所有边权重之和; γ 为分辨率参数, 用于调节模块度计算中随机期望连接权重的强度, 即控制算法倾向于生成更多小社区还是更少大社区; 当 i, j 属于同一社区时, $\delta(c_i, c_j)$ 取值为 1, 否则为 0。

三、全球新能源汽车贸易网络的特征分析

(一) 全球新能源汽车贸易网络的拓扑结构特征

为深入分析全球新能源汽车贸易网络的结构特征与演化规律, 运用复杂网络理论方法, 从网络规模、连接密度、路径特征等多个维度展开研究。表 2 展示了 2017—2023 年的关键网络指标变化。

使用 Gephi 软件对新能源汽车贸易加权有向网络进行指标计算。2017—2020 年, 全球网络规模呈稳定扩张态势, 节点数量(参与国)从 210 个增至 216 个, 边数(贸易关系)从 2036 条增至 2490 条。这一阶段的发展特征符合新兴产业扩散的 S 形曲线规律, 表明全球新能源汽车贸易网络正处于成长期。2021 年受疫情影响, 参与国数量有所下降, 直至 2023 年有缓和趋势。网络密度从 0.036 (2017 年) 单调递增至 0.058 (2023 年), 增幅 61.1%, 反映出各国间贸易联系的紧密程度在逐步提升。

结合节点数量基本稳定而边数大幅增加的表征,

表 2 贸易网络指标结果

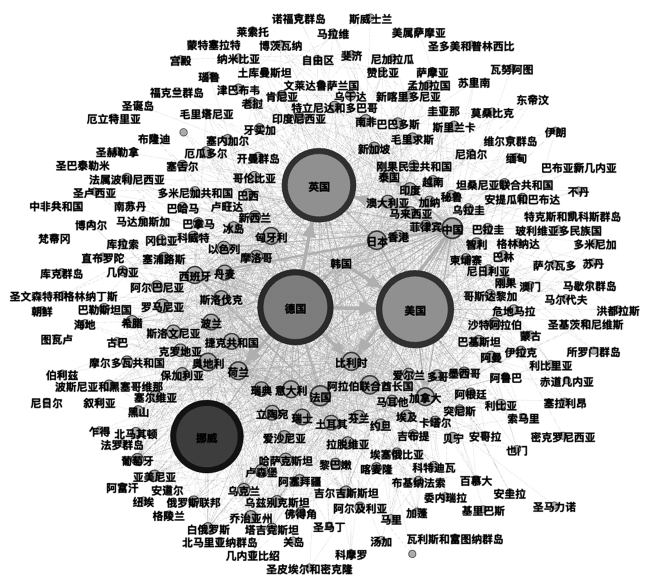
年份 指标	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
节点数	210	210	213	216	212	211	214
边数	2036	2267	2364	2490	2748	3140	3435
网络密度	0.036	0.040	0.041	0.042	0.047	0.055	0.058
平均最短路径长度	2.475	2.505	2.611	2.538	2.332	2.307	2.185
平均聚类系数	0.524	0.564	0.626	0.636	0.667	0.621	0.667

可以推断出现有国家间的贸易关系正在深化和多元化。平均最短路径长度从 2.475 (2017 年) 增长至 2.611 (2019 年), 说明随着网络规模逐渐扩大, 同时叠加贸易争端对新能源汽车零部件加征关税, 导致贸易迂回效应, 所以最短路径长度增加, 但在 2020 年以后开始稳定下降, 且网络集聚系数上升。边数增速远高于节点数增速, 且密度绝对值仍低 (小于 0.06), 表明少数核心国家主导贸易流量, 边缘节点依赖核心节点接入网络。

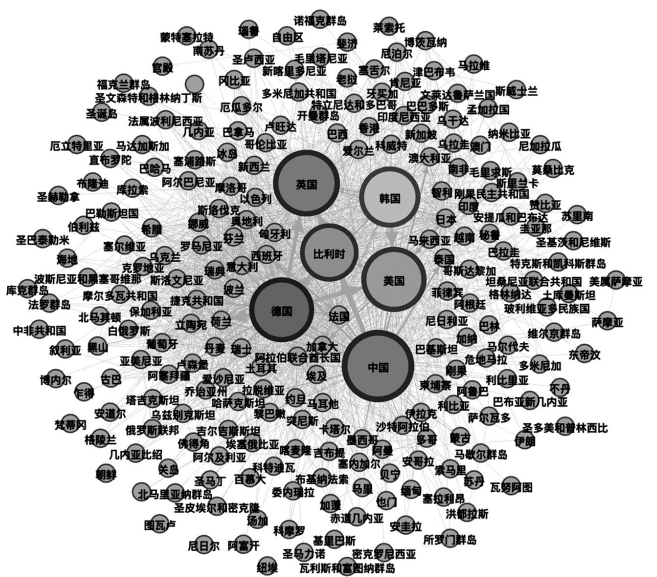
(二) 全球新能源汽车贸易网络的整体结构分析

为探究贸易网络整体变化, 使用 Gephi 软件对 2017 年、2023 年贸易网络进行可视化分析 (如图 1 所示)。其中节点代表贸易经济体, 放大节点为核心国家, 其余边缘节点大小按中心性排序, 连边箭头代表贸易流向, 连边粗细代表贸易金额大小。

2017 年的贸易网络以美国、德国、英国、挪威为核



a. 2017 年



b. 2023 年

图 1 2017 年、2023 年新能源汽车的贸易网络

心,整体网络呈“大国寡头主导、边缘节点单向依附”的稀疏树状结构,贸易权重与节点权力高度重合。2023年节点微增至214,边数增幅高达68.7%,网络核心节点显著扩容,形成中国、德国、美国、英国、比利时、韩国为支柱的多极枢纽体系。新兴节点如哈萨克斯坦、新加坡,通过中转功能跃升为区域枢纽,资源国(刚果、智利)与制造国、消费国形成“资源—技术—市场”三元闭环,推动网络从“中心—边缘”向“枢纽—通道”范式转型,为全球新能源汽车价值链的韧性提升与技术扩散提供结构性支撑。

(三)全球新能源汽车贸易网络的核心国家分析

使用k-shell和加权重度核心度方法进一步讨论核心—边缘结构中的具体核心节点及其演化:首先通过k-shell分解确定节点的拓扑层次(反映结构鲁棒性),再结合加权出度量化实际流量贡献,利用几何平均计算归一化核心度,将核心度大于0.08的国家划分为核心,否则为边缘^[17],得出结果见表3。分析可知,2017—2019年,德国、美国等传统汽车制造强国凭借其深厚的技术积累和完善的产业配套,占据着贸易网络的核心位置,德国以其完整的汽车工业体系和领先的电动化技术持续保持网络中心性。

表3 2017—2023年新能源汽车贸易网络中的核心国家	
年份	核心国家
2017	德国、美国、挪威、英国
2018	英国、荷兰、奥地利、德国、美国、韩国、法国、西班牙、比利时
2019	德国、韩国、美国、奥地利、英国、法国、比利时、加拿大、挪威
2020	德国、韩国、英国、美国、中国、斯洛伐克、法国
2021	德国、比利时、中国、美国、英国、韩国、
2022	中国、比利时、德国、澳大利亚
2023	中国、德国、英国、美国、比利时、韩国

2020—2021年,全球新能源汽车贸易网络开始发生结构性变化。2020年,中国首次进入核心国家名单,标志着其在全球新能源汽车供应链中地位的显著提升。此后,中国凭借完整的产业链布局、持续扩大的市场规模以及政策的有力推动,在电池制造、整车生产和关键零部件供应等方面迅速构建起全球竞争优势。2023年,中国已跃居核心国家首位,这一变化精准反映了中国新能源汽车产业从跟跑到领跑的发展轨迹,也凸显了其在全球贸易网络中日益增强的影响力和枢纽作用。

四、全球新能源汽车贸易网络的异质性与社区检测

(一)无标度贸易网络特征结构

现实世界中的许多复杂网络(如交通网络、社交网络及贸易网络)均表现出无标度特性。为探究贸易网络的演化规律,本文对2017年、2023年的贸易网络进行无标度特性检测及可视化展示。

两年度网络的度分布在双对数坐标轴下均呈近似线性关系,且拟合幂指数分别为 $\gamma=2.044$ (2017年)与 $\gamma=2.488$ (2023年),符合无标度网络的标准特征。进一步地,为全面评估全球新能源汽车贸易网络的抗毁性特征及其随时间演化的稳健性差异,基于复杂网络理论中的攻击模拟方法,分别对2017年(网络形成初期)与2023年(网络成熟期)的贸易网络拓扑结构实施随机攻击与蓄意攻击(模拟针对节点度中心性由大到小排序的定向打击),通过逐步移除节点并观察网络连通性指标的变化,定量比较两个时间截面下网络抵御不同攻击模式的能力差异(见图2和图3)。

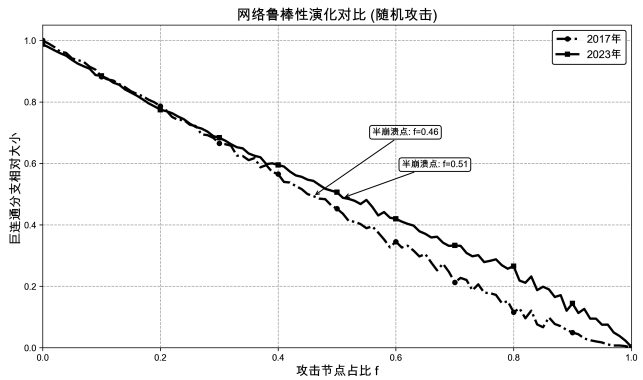


图2 贸易网络随机攻击演化对比

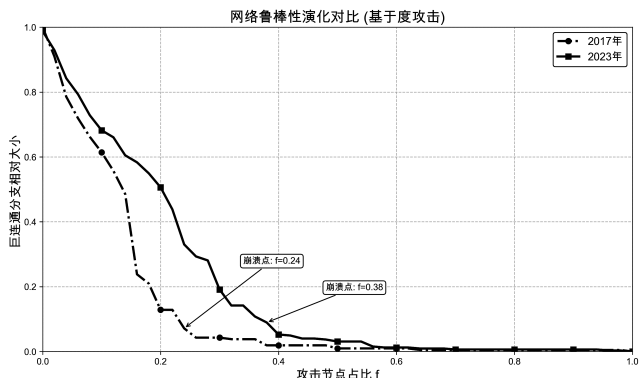


图3 贸易网络蓄意攻击演化对比

1.抗毁性差异

从随机攻击来看,随着攻击比例f的增加,巨连通分支相对大小缓慢下降,表明网络对随机故障具有较

强的鲁棒性。这一现象符合无标度网络的普遍规律,因其多数节点为低连接度,随机移除对整体连通性影响有限。从蓄意攻击来看,针对高连接度节点的攻击导致巨连通分支规模急剧下降,尤其在攻击比例 $f \geq 0.2$ 时,网络迅速崩溃。这印证了无标度网络对枢纽节点的高度依赖性,蓄意攻击会显著破坏其核心结构。

2. 时间演化对比

两种攻击方式抗毁性曲线趋势虽然一致,但蓄意攻击下的崩溃阈值略有差异,如2017年网络在仅移除24%的关键节点后即崩溃,说明其结构脆弱,高度依赖少数核心节点。2023年网络需要移除38%的关键节点才崩溃,崩溃点更高,表明鲁棒性显著增强。反映网络枢纽节点集中度的变化或贸易关系的重构,在网络演化趋于稳定后,网络的鲁棒性也有所增强。

(二) 基于加权模块度的贸易网络Leiden社区检测算法

在碳减排与产业变革的双重驱动下,新能源汽车贸易网络正逐渐形成以技术、资本和政策为纽带的复杂经济组织形态。本文通过社区检测方法揭示该贸易网络中的社团结构,能够识别模块化聚类特征,同时探讨社团划分背后的经济组织逻辑与政策协同效应。从经济地理学视角看,贸易社团的形成往往对应着区域性生产联盟、技术标准集团或供应链分工体系;而政策层面,关税协定、技术壁垒或补贴政策可能成为社团边界的重要塑造力量。通过分析社团内部关联机制与外部互动关系,本文旨在为新能源汽车产业的国际合作

模式创新、政策协调优化提供网络拓扑学依据,进而揭示全球绿色贸易体系重构中的组织演化规律。本文创新性地结合Leiden算法与加权模块度,构建面向贸易网络的改进社区检测框架:首先,基于贸易流量数据构建加权有向网络模型,定义适配贸易特征的方向性模块度函数;其次,引入Leiden算法的细化—聚合迭代机制,解决传统社区检测算法在贸易网络划分中常见的社区断裂问题;最后,每隔两年使用Gephi软件进行社区可视化,社区检测结果见图4。

1. 2017年:分散化格局的形成

2017年的新能源汽车贸易网络呈现出明显的分散化特征。网络被划分为6个主要社区,每个社区都有其独特的特点:东亚社区以中国、日本和韩国为核心,这三个国家在新能源汽车制造领域具有显著优势。中国凭借完整的产业链和庞大的市场规模,日本依靠其先进的电池技术,韩国则凭借几家大型电池制造商的实力,共同构成社区的主体。值得注意的是,虽然这个社区已经初步形成,但其内部联系还不够紧密,特别是中、日、韩三国之间的贸易往来仍存在一定壁垒。欧洲社区则以德国、法国和北欧国家为主。德国凭借其传统汽车制造优势,在新能源汽车领域快速转型,法国则通过政策扶持培育了本土的新能源汽车产业,挪威由于积极的电动车推广政策,成为欧洲重要的新能源汽车市场。这个社区的特点是消费市场发达,但生产能力相对有限。

值得注意的是,资源出口国在这个时期处于相对孤立的状态。澳大利亚、智利等锂资源丰富的国家自

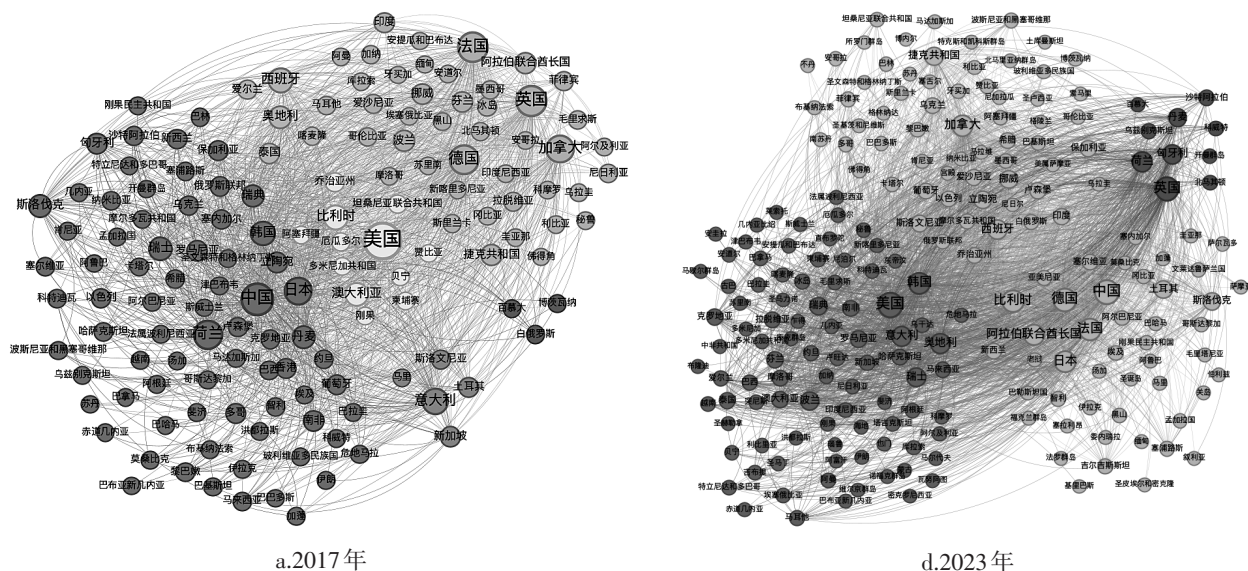


图4 2017年、2023年新能源汽车贸易网络的社区结构图

成一个社区,表明当时原材料贸易尚未深度整合到全球新能源汽车贸易网络中,这种分离状态反映出供应链上游和下游之间缺乏有效的衔接机制。

2.2019年:区域整合加速

2019年,贸易网络社区数量不变,但网络呈现加速整合趋势。这一时期的几个重要变化值得关注:北美地区因USMCA协定的生效而形成了更加紧密的贸易社区。美国、加拿大和墨西哥之间的新能源汽车贸易往来明显增加,特别是在零部件贸易方面。美国凭借其技术创新能力,加拿大依靠丰富的矿产资源,墨西哥则以其制造业成本优势,共同构成了这个新兴的贸易社区。东亚社区在这一时期发生了明显的收缩。随着RCEP谈判的推进,中、日、韩三国之间的贸易壁垒逐步降低^[18],区域内供应链整合程度提高。这种收缩实际上是区域内联系加强的表现,原先分散的贸易关系正变得更加紧密和有组织。欧洲社区则继续扩大其影响力,开始吸纳更多东欧国家加入。这种扩张反映了欧洲新能源汽车市场的持续增长,以及区域内产业分工的深化。德国作为欧洲汽车制造业的中心,其辐射范围正在不断扩大。

3.2021年:结构性转折点

2021年是新能源汽车贸易网络演变的关键年份,社区数量由6个骤降到3个,网络结构发生重要变化:中国与主要资源出口国形成了新的贸易社区。随着中国新能源汽车产业的快速发展,对锂、钴等关键原材料的需求急剧增加。中国企业通过直接投资、长期供应协议等方式,与澳大利亚、智利、巴西等资源丰富的国家建立了稳定的贸易关系。这种“生产—资源”轴心的形成,标志着全球新能源汽车供应链开始走向成熟。欧洲社区在这一时期呈现出更强的内聚性。欧盟实施的《电池法规》促使欧洲各国加强在电池研发、生产和回收方面的合作,政策驱动推动欧洲社区的内部联系更加紧密。美国在这一时期出现了短暂的“脱钩”现象。由于当时的贸易政策调整^[19],美国与其传统贸易伙伴的联系有所减弱。这种政治因素导致的网络结构变化,凸显了政策环境对贸易网络的重要影响。

4.2023年:多极化格局形成

2023年贸易网络已经形成了相对稳定的四极结构:传统距离效应减弱,中国与更多发展中国家的联系紧密,社区分布更倾向于技术与制度的指导^[20]。印度尼西亚、泰国等东南亚国家凭借其丰富的镍资源

和制造成本优势,与中国形成了紧密的产业协作关系。这种协作涵盖原材料、生产制造和技术合作等多个层面。欧洲与北美重新建立了紧密联系。特斯拉在德国设立超级工厂等重大投资项目的落地,促进了大西洋两岸的产业合作。跨区域的合作模式正在改变传统的贸易格局。新兴市场国家开始形成独立的社区。印度、土耳其等国通过实施积极的产业政策,逐步建立自己的新能源汽车产业体系。虽然这些国家目前仍处于网络的边缘位置,但其发展潜力不容忽视。

五、全球新能源汽车贸易网络的驱动因素分析

本文接着对新能源汽车贸易的影响机制展开分析,表4中展示了选取的多维度解释变量:经济规模(GDP)、市场需求(人口规模)、基础设施水平(通电率)、环境约束(二氧化碳排放量)、创新能力(研发支出)、区位特征(地理距离)、能源转型程度(能源结构)和使用环境(公共充电基础设施)等关键因素,以各国新能源汽车出口贸易额为被解释变量,构建贸易网络的指标体系。这些变量的选取既考虑了传统贸易理论强调的经济规模因素,又包含了新能源汽车产业特有的基础设施和政策环境特征。

表5给出了使用UCINET软件对选取的指标进行QAP相关性分析及回归分析的结果。结果显示,GDP、二氧化碳排放量和公共充电基础设施的驱动效果最为显著,且各驱动因素对于被解释变量呈现出一定的方向性。其中二氧化碳排放量、研发支出和公共充电基础设施呈正相关,可能具有促进作用。能源结构(CE)和通电率(EA)两个解释变量均未通过显著性检验。清洁能源发展水平和国家电气化程度对新能源汽车贸易网络结构的形成并未产生显著影响,故QAP回归分析中,剔除这两个因素。

基于全球新能源汽车贸易网络的QAP回归分析探究影响贸易格局的多维驱动机制及其动态演变特征。由表6可以看出:(1)经济发展水平(GDP)始终保持着稳定的正向影响,证实了经济规模作为贸易基础动力的核心地位^[19],但系数波动下降(2022年最低0.027),或反映贸易网络从经济规模导向向“技术—环境”双轮驱动转型。(2)二氧化碳排放量(CO₂)的影响呈现显著增强趋势,这一现象可能反映了全球碳减排压力下,高排放国家为达成气候承诺而对新能源汽车表现出的特殊需求,即更依赖新能源汽车贸易以实现减排目标。(3)更具启示性的是公共充电基础设施

(EVSE)变量的突出表现,其影响力在7年间实现了近6倍的增长,充分彰显了国家基础设施的投入对贸易网络的深刻重塑作用。(4)地理距离(Discap)的持续负向影响,说明新能源汽车贸易的确受距离影响抑制其贸易发展,但其回归系数逐渐减小,印证了传统贸易理论中的距离衰减效应仍然适用。(5)人口规模(Popu)在相关性分析和回归分析中出现的符号相反现象,可能暗示人口大国更倾向于发展内需市场。(6)研发支出(R&D)保持显著影响,但其波动性反映了技术创新转化为贸易优势的复杂过程。

表4 变量名称及含义

变量符号	变量名称	矩阵类型	含义
Tradenet	贸易网络	贸易网络邻接矩阵	由供应链贸易总额得到的全球新能源汽车贸易矩阵
GDP	GDP	经济发展水平差值矩阵	代表经济贸易潜力,反映进出口增长能力
Popu	人口规模	人口规模差值矩阵	代表一国市场容量或劳动禀赋的程度
EA	通电率	通电率差值矩阵	反映一国充电基础设施普及程度
CO ₂	二氧化碳排放量	二氧化碳排放量差值矩阵	反映碳排放压力对新能源汽车贸易的影响
R&D	研发支出	研发支出差值矩阵	反映科技进步水平
Discap	地理距离	地理因素邻接矩阵	各国首都之间的地理距离
CE	能源结构	能源结构差值矩阵	可再生能源消耗量在能源消耗总量中的占比
EVSE	公共充电基础设施	公共充电基础设施差值矩阵	公共充电桩的保有量可以反映新能源汽车的使用便利性

表5 QAP相关性分析结果

变量	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
GDP	0.182***	0.108***	0.143***	0.147***	0.166***	0.096***	0.178***
Popu	0.050**	0.075***	0.052**	0.054**	0.077**	0.101***	0.118***
EA	-0.013	-0.017 [*]	-0.014 [*]	-0.012	-0.012	-0.012	-0.014
CO ₂	0.168***	0.166***	0.152***	0.151***	0.195***	0.239***	0.269***
R&D	0.084***	0.091***	0.077***	0.086***	0.095***	0.098***	0.023 [*]
Discap	-0.034***	-0.043***	-0.026**	-0.023 [*]	-0.026 [*]	-0.022 [*]	-0.017
CE	0.001	-0.003	-0.004	-0.004	-0.004	-0.003	0.000
EVSE	0.064***	0.077***	0.046***	0.044***	0.111***	0.154***	0.208***

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。下表同

表6 QAP回归分析结果

变量	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
GDP	0.132***	0.053**	0.088***	0.096***	0.089***	0.027**	0.073***
Popu	-0.078***	-0.088***	-0.055**	-0.053**	-0.050**	-0.037**	-0.045**
CO ₂	0.133***	0.199***	0.133***	0.127***	0.152***	0.219***	0.223***
R&D	0.048***	-0.065***	0.051***	0.063***	0.066***	0.063***	0.020 [*]
Discap	-0.028***	-0.040***	-0.023**	-0.019 [*]	-0.023**	-0.024	-0.018 [*]
EVSE	0.054***	0.080***	0.010 [*]	0.002	0.154***	0.235***	0.359***
R ²	0.048	0.041	0.034	0.035	0.050	0.070	0.096

六、结论与建议

(一)研究结论

本文通过构建2017—2023年全球新能源汽车贸易网络,综合运用复杂网络分析、加权有向Leiden社区检测及QAP回归方法,系统揭示了贸易网络的结构演

化规律及其驱动机制。主要结论如下:第一,全球新能源汽车贸易网络呈现显著的核心—边缘结构,但核心国家的主导地位逐渐弱化,多极化趋势明显。第二,无标度特性检测证实网络对随机攻击具有鲁棒性,但对枢纽节点蓄意攻击高度敏感,凸显核心国家在维持

网络稳定性中的不可替代性。第三,社区结构的主导逻辑已从2017年的地理邻近,演变为2023年技术协同驱动的跨区域联盟。第四,QAP回归分析表明,GDP、二氧化碳排放量和公共充电基础设施是推动贸易网络演化的核心因素。

(二)对策建议

基于上述研究结论,为积极应对全球新能源汽车贸易网络的多极化、技术化和脆弱性特征,各国需超越传统的产业政策思维,构建一套涵盖全球治理、供应链安全、技术合作、基础设施与制度标准的系统性政策框架,以促进全球新能源汽车贸易网络的绿色、韧性与协同发展。

第一,构建多极化协同治理体系,推动全球绿色贸易秩序重构。全球新能源汽车贸易网络已从单极主导转向多极协同,任何核心国家的单边政策都易引发网络结构性震荡。建议在联合国环境规划署(UNEP)、世界贸易组织(WTO)等框架下,设立全球新能源汽车产业对话机制,将中国、德国、美国、比利时及代表东南亚联盟的印度尼西亚等纳入核心决策圈,共同制定产业技术标准、碳核算方法与贸易便利化协议。尤其需关注边缘国家的利益诉求,设立全球新能源汽车发展基金,为其提供绿色信贷与技术援助,推动形成责任共担、利益共享的多极化协同治理新格局。

第二,增强全球供应链韧性,系统布局“多元化+区域化”备份体系。抗毁性分析表明,贸易网络对核心枢纽节点的攻击高度敏感。这意味着,一旦中国、德国等生产或关键资源供应因疫情、地缘冲突或贸易限制而中断,全球贸易网络可能迅速瘫痪。为此,核心国家需实施供应链多元化战略。以动力电池供应链为例,中国、日本、韩国等制造国应主动降低对刚果(金)钴、澳大利亚锂等单一来源的原材料依赖,通过股权投资与长期协议,拓展非洲、拉美等新兴资源伙伴。同时,应在东南亚、东欧和北美墨西哥等政局稳定、成本适宜的区域,系统布局一批区域产能备份中心,形成“全球资源+区域制造”的分布式供应链网络。

第三,强化技术协同型产业生态,共建跨区域创新联盟。社区结构从地理邻近向技术协同的转变,揭示了技术已成为重塑贸易格局的核心力量。各国应摒弃零和博弈思维,主动构建跨区域的技术联盟。一方面,可在“生产—资源”轴心(如中国与印尼的镍钢电池产业链)基础上,推动合作升级,从原材料贸易迈向共建联合实验室、共同制定行业技术标准。另一方面,欧洲

与北美可凭借其在基础科研与高端制造领域的优势,发起跨大西洋技术伙伴计划,共享研发成果,降低重复研发成本。对于意欲实现产业跃迁的边缘国家,政策重点应立足于完善知识产权保护立法、吸引高端人才,并通过技术许可与合资生产等方式,主动嵌入由核心国家主导的技术社区,实现“市场换技术”向“合作创技术”的转型。

第四,推进充电基础设施标准化与智能化投资,破解市场普及瓶颈。基础设施不足已成为制约全球新能源汽车贸易与普及的关键短板。各国政府应高度重视充电网络建设,进行超前规划和投资。一方面,亟须推动充电接口与通信协议的全球标准化,重点统一中国、欧洲、北美、日本四大市场的充电标准,解决车企出口面临的接口不兼容难题。另一方面,应通过财政补贴与土地政策,建设智能充电网络,并配套进行电网升级与储能设施投资,以应对用电负荷激增对电网的冲击。着力构建“车—桩—网”协同的智慧能源生态系统,为新能源汽车贸易与使用提供便利性。

第五,深化制度与标准协同,降低无形贸易壁垒。社区检测结果显示,政策协调能显著促进区域贸易网络整合。然而,当前各国在碳足迹核算、数据安全、车辆准入等方面的法规差异,构成了新型的无形贸易壁垒。未来,各国应致力于在区域全面经济伙伴关系协定(RCEP)、美墨加协定(USMCA)等框架内,率先建立新能源汽车产品绿色互认机制,相互承认基于同一方法的碳足迹评估结果。同时,在数据跨境流动与安全管理层面,可在借鉴欧盟《通用数据保护条例》(GDPR)与中国《中华人民共和国数据安全法》的基础上,探索制定全球性的智能网联汽车数据处理原则,在保障国家安全的前提下促进研发数据与市场信息的自由流动,为全球新能源汽车贸易构建高效、透明、可信的制度环境。◆

参考文献:

- [1]徐佩,王维然.全球新能源汽车贸易网络的结构特征及其竞争关系研究[J].世界地理研究,2025,34(4):45-58.
- [2]HOU J A, SARNO L, YE X. The trade imbalance network and currency returns [J]. Journal of Financial Economics, 2025, 172:104112.
- [3]刘亦文,刘惠.国际石油贸易网络动态演化及其驱动因素[J].资源科学,2024,46(9):1852-1866.
- [4]赵宇,王琨,张艳飞,等.基于复杂网络的境外天然气市场结构变化分析[J].地球学报,2025,46(5):979-990.

- [5]赵晞泉,陈伟.全球钴资源贸易网络演化及其启示[J].资源科学,2024,46(1):100-113.
- [6]赵素彦,董志良,刘森.复杂网络视角下铬铁矿国际贸易时空格局及其演化特征研究[J].中国矿业,2021,30(5):65-71.
- [7]金宇宁,钟维琼.全球锡原材料贸易竞争网络格局演化分析[J].中国矿业,2025,34(2):371-384.
- [8]CHEN F, AN P, XU Q, et al. Exploring key countries in the tungsten industry chain under the BRI: a spatiotemporal and multilayer trade dependence network perspective [J]. Resources, Conservation and Recycling, 2025, 221: 108395.
- [9]李航飞,魏少彬.全球稀土贸易网络时空格局演化与中国地位变迁研究[J].世界地理研究,2024,33(6):1-13.
- [10]程蛟,周玲玲.全球生产网络下中国汽车制造业的出口潜力[J].学习与探索,2019(11):130-137.
- [11]王新华,吴怡林.当前国际形势下我国粮食贸易格局变化趋势及粮食进口风险防范研究[J].农业经济,2023(1):117-121.
- [12]CHEN Y, DU D, ZHANG Q, et al. Global industrial robots trade network structure and its impact on manufacturing carbon intensity[J]. Technology in Society, 2025, 83: 102981.
- [13]WANG X, ZHOU Y. Interindustry Factor Allocation and Trade Network Status[J]. China Finance and Economic Review, 2025, 14(2): 66-86.
- [14]杨习铭,黄钦.中国与中亚国家贸易竞争力研究:基于国际产能合作视角[J].统计理论与实践,2023(9):20-27.
- [15]李经纬,李守伟,刘晓星,等.基于贸易-投资网络的系统性风险传染机制研究[J].管理评论,2024,36(8):15-27.
- [16]程云洁,卜雨欣.全球新能源汽车贸易:网络格局、演化特征与驱动因素[J].现代管理科学,2023(5):40-50.
- [17]张美书,葛世伦,贾昱,等.基于K-核的科研合作网络凝聚性特征分析[J].系统工程理论与实践,2020,40(7):1821-1831.
- [18]陈江滢,葛顺奇.中国新能源汽车国际化:特征、挑战及对策[J].国际经济评论,2025(5):29-63+4-5.
- [19]鞠建东,王晓燕,李昕,等.关税争端对中美贸易差额、贸易条件与贸易结构的影响[J].国际经济评论,2021(2):71-92+6.
- [20]蒋慕超,舒莉,邓兴华.贸易战、风险敞口与中间品进口[J].财贸研究,2023,34(3):42-54.

Evolution of Global New Energy Vehicle Trade Network and Analysis of Its Driving Factors

Zhao Junchan, Guo Yuhan

Abstract: Based on the global new energy vehicle export trade data from 2017 to 2023, this study comprehensively utilizes complex network analysis, weighted directed Leiden community detection algorithm, and QAP regression method to systematically investigate the structural characteristics, driving factors, and anti-risk capabilities of the new energy vehicle trade network. Research has found that: (1) The global new energy vehicles trade network exhibits a significant core-periphery structure, where core countries have evolved from unipolar dominance to multipolar coordination, while peripheral countries have transitioned to secondary cores through technological cooperation; (2) The community structure has transitioned from a geographically adjacent type (2017) to a cross-regional alliance led by technological collaboration (2023), with the “production-resource” axis formed between China and resource-rich countries becoming a key hub; (3) Economic scale (GDP), carbon dioxide emissions, and public charging infrastructure are the core driving factors, with the impact of public charging infrastructure increasing nearly sevenfold, while the geographical distance effect continues to weaken; (4) The network has scale-free characteristics and is robust to random attacks, but vulnerable to hub node attacks. In 2023, the network’s robustness will be enhanced. Based on this, several countermeasures and suggestions are proposed, including building a multipolar collaborative governance system, enhancing the resilience of global supply chains, co-establishing cross-regional innovation alliances, promoting the standardization and intelligent investment of charging infrastructure, as well as deepening institutional and standards coordination. These measures aim to foster the multipolar, green, and resilient development of the global new energy vehicle trade network.

Key words: New Energy Vehicle Trade Network; Weighted Directed Leiden Community Testing; Core-periphery Structure; QAP Regression

(责任编辑:新月)

家庭金融脆弱性对收入不平等的 影响研究

——来自CHFS的证据

吴 慧¹ 贺建风² 傅焯彬²

(1.中南林业科技大学 经济管理学院,湖南 长沙 410004;

2.华南理工大学 经济与金融学院,广东 广州 510006)

摘要:降低收入不平等是扎实推动共同富裕的重要一环。利用中国家庭金融调查数据(CHFS)和再中心化影响函数(RIF)模型,实证检验家庭金融脆弱性对收入不平等的影

关键词:家庭金融脆弱性;收入不平等;共同富裕;再中心化影响函数

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)12-0065-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.12.008

一、引言

积极稳妥解决收入不平等

问题并扎实推动共同富裕,是当前中国经济社会发展面临的重要任务。根据国家统计局的数据,若将居民可支配收入按五等份分组,城镇内部最高收入20%人群与最低收入20%人群的平均可支配收入比值从2013年的5.84扩大至2024年的6.32;同期,农村内部该比值由7.41上升至9.95,表明居民收入差距整体呈扩大趋势。与此同时,在过去以基建投资和房地产市场快速扩张为主要动力的经济增长模式下,大量信贷资金涌入房地产领域,推动居民部门杠杆率从2008年的17.9%攀升至2022年的71.8%。伴随经济下行压力加大、收入不确

定性上升以及家庭流动性约束增强,居民家庭的债务偿还能力^[1]和风险应对能力^[2]明显减弱,尤其在诸如新冠疫情等外部冲击下,部分家庭可能面临返贫或致贫风险。2019年,中国人民银行发布的《中国金融稳定报告》首次提出应重视家庭金融脆弱性问题,防范家庭债务风险向系统性金融风险演变。2023年,中央政治局会议继续将防风险置于突出位置,体现出缓解家庭金融脆弱性和防范家庭债务危机的政策导向。2025年,党的二十届四中全会关于“加大保障和改善民生力度,扎实推进全体人民共同富裕”的部署,以及强调的“推动房地产高质量发展”等内容,进一步凸显了在高质量发展中促进共享发展、提升居民风险抵御能力的

基金项目:国家社会科学基金重大项目“地方债务风险统计评估与防范化解效果评价研究”(24&ZD081);国家社会科学基金青年项目“新质生产力驱动收入分配格局演进的统计测度与路径优化研究”(2025CTJ025);湖南省教育厅科学研究优秀青年项目“数字技术赋能企业创新的统计测度及路径优化研究”(24B0257)。

作者简介:吴慧,女,博士,讲师,研究方向为家庭金融与共同富裕;贺建风,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为家庭金融与共同富裕;傅焯彬,男,硕士研究生,研究方向为家庭金融。

重要性。

目前,关于家庭金融脆弱性与收入不平等关系的研究尚不充分,但家庭金融脆弱性不仅影响家庭的经济决策与福利水平,还对家庭成员的生存状态产生深远影响,并进一步传导至宏观经济,表现出外溢效应。在微观层面,一方面,家庭金融脆弱性加剧了家庭当期预算约束,使消费支出对可支配收入更为敏感,家庭受流动性约束往往被迫削减当前消费^[3]。同时,家庭获得额外消费信贷的难度上升,难以通过借贷实现消费平滑^[4],这一影响在耐用消费品支出及农村家庭中尤为突出^[5]。另一方面,收入来源有限与偿债压力是引发家庭成员焦虑和抑郁的重要因素^[6],脆弱的金融状态会显著增加其感知压力^[7],进而削弱主观幸福感^[8]。无论是通过短期资金缓解流动性压力^[9],还是借助长期债务减轻偿债负担^[10],均有助于提升家庭幸福感。在宏观层面,居民部门债务违约易触发银行业危机^[11],这可能使中低收入家庭债务增速持续高于收入增速,导致银行不良贷款率上涨,恶化其资产负债表,从而加剧金融风险^[12]。Aldasoro 等(2018)^[13]研究指出,家庭债务指标对银行危机有显著预测能力,反映出家庭金融状况在系统性金融风险预警方面的前瞻作用。此外,家庭金融脆弱性引发的违约损失会引起连锁反应,压缩对家庭和企业部门的信贷投放,抑制投资和消费,最终拖累经济增长^[14]。

在此背景下,本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,采用再中心化影响函数(RIF)模型,实证考察了家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。边际贡献主要有以下三点:第一,从理论与实证层面系统分析了家庭金融脆弱性对收入不平等的作用机制,丰富了家庭金融与收入不平等的研究内容;第二,在厘清家庭金融脆弱性与收入不平等关系的基础上,从信贷约束与家庭金融市场参与两个维度剖析其影响机制,并进一步从金融素养、数字普惠金融发展以及互联网使用等角度探究缓解家庭金融脆弱性进而降低收入不平等的路径;第三,深入揭示家庭金融脆弱性影响收入不平等在区域、城乡和不同收入群体间存在的异质性特征。

二、理论分析与研究假设

(一)家庭金融脆弱性对收入不平等的影响

本文在张昭和王爱萍(2016)^[15]的研究基础上,将家庭金融脆弱性发生的概率纳入个体效用最大化模型,以探究家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。假设经济体中的个体在满足“投资领域分割”和“多

级信贷约束”的基础上,还满足以下的假设:(1)经济体中存在大量个体,他们拥有的财富水平不尽相同。(2)考虑到我国特殊文化背景,即中国家庭比世界其他国家的家庭都将更加厌恶风险,因此假设个体风险偏好均为风险厌恶。(3)个体可以选择将自有财富 W_t 投入到投资活动当中,投入的资金比例为总财富的 γ ;也可以选择将财富用于放贷活动,投入的资金比例为总财富的 $1-\gamma$,其中 $\gamma \in (0, 1)$ 。(4)个体发生家庭金融脆弱性的概率为 p ,其中 $p \in [0, 1]$ 。个体面临的信贷约束会因个体拥有的初始禀赋而异。家庭陷入金融脆弱性的概率越高,家庭将会使用更多的资源应对意外支出,也就更不容易积累初始禀赋。这导致他们难以获取信贷资源,进而难以通过投资等方式获取财富增值收益。(5)个体能够从信贷市场当中获取到的贷款资源为 D_t 。贷款资源将用于投资活动增加收入。(6)个体利用自有财富进行投资活动的收益率为 r_1 ,利用自有财富进行放贷的收益率为 r_2 ,且 $r_1 > r_2$ 。这是因为参与投资活动需要承担更高的风险,个体要求的必要报酬率更高,如果 $r_1 \leq r_2$,个体没有必要承担更高的风险。因此,家庭未来一期的财富数量为:

$$A_{t+1} = [(1-p) \times D_t + \gamma \times W_t] \times r_1 + (1-\gamma) \times W_t \times r_2 - r_2 \times D_t \times (1-p) + S_t - C_t \quad (1)$$

其中, A_{t+1} 表示 $t+1$ 期的财富水平, S_t 和 C_t 分别表示 t 期的劳务收入和消费支出。

假设第 t 期家庭的收入水平为 Y_t , α 为收入的平均储蓄倾向,其中 $\alpha \in (0, 1)$,则家庭在第 t 期有 α 比例的财富会保留至 $t+1$ 期,有 $1-\alpha$ 比例的财富会用于消费:

$$C_t = (1-\alpha) Y_t \quad (2)$$

假设家庭在第 t 期的效用为 U_t ,根据个体效用函数,第 t 期的效用 U_t 分别受第 t 期财富水平 A_{t+1} 和消费 C_t 的影响,影响系数分别为 θ 和 $1-\theta$,其中 $\theta \in (0, 1)$,则家庭的效用函数如下:

$$U_t(C_t, A_{t+1}) = (1-\theta) \ln C_t + \theta \ln A_{t+1} \quad (3)$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t} = \frac{1-\theta}{C_t} - \frac{\theta}{[(1-p) \times D_t + \gamma \times W_t] \times r_1 + (1-\gamma) \times W_t \times r_2 - r_2 \times D_t \times (1-p) + S_t - C_t} \quad (4)$$

当效用最大化时需满足:

$$\frac{\partial U_t}{\partial C_t} = \theta \quad (5)$$

根据上述公式得到家庭金融脆弱性与居民收入之间的关系为:

$$Y_i = \frac{(1-\theta)[(-p)(r_1-r_2) \times D_i + (r_1-r_2) \times D_i + \gamma \times W_i \times r_1]}{1-\alpha} + \frac{(1-\theta)[(1-\gamma) \times W_i \times r_2 + S_i]}{1-\alpha} \quad (6)$$

在上式中 $1-\theta > 0, r_1-r_2 > 0$, 因此可以得出: 当家庭初始财富积累较少、陷入金融脆弱性的概率 p 较高时, 家庭更难以通过扩大投资来增加收入; 当家庭初始财富积累较多、陷入金融脆弱性的概率 p 较低时, 家庭更易于扩大投资来增加收入。也就是说, 家庭金融脆弱性阻碍了原始资本积累较少的家庭提升收入, 进而扩大了收入不平等程度。基于此, 提出以下假设:

H1: 家庭金融脆弱性显著加剧了收入不平等。

(二) 家庭金融脆弱性对收入不平等的影响机制

对原始资本积累较少的家庭来说, 信贷市场是获取资本推动人力资本发展、提高工资收入、进行实物资本投资, 以及获取更高投资收益的重要渠道。然而, 金融脆弱性增加了这类家庭获取信贷资源的难度, 主要原因包括: 一是金融脆弱家庭往往初始禀赋较低、流动性状况较差, 增加了金融机构收回本息的潜在风险; 二是金融脆弱家庭更易受到外部风险冲击, 其“软信息”难以被充分识别和评估, 导致金融机构面临更为严重的信息不对称问题^[16]; 三是金融脆弱性限制了家庭对人力资本的投资, 家庭成员普遍缺乏系统金融教育, 难以形成对自身财务能力的准确认知, 亦缺乏对金融市场的基本理解。这可能导致其误判自身信贷资格而放弃申请贷款, 或选择与资金需求期限不匹配的金融产品^[17]。在更强的信贷约束下, 家庭成员的就业能力与市场参与能力难以有效提升, 限制其向上流动与收入增长的空间, 从而加剧收入不平等。基于此, 提出以下假设:

H2: 家庭金融脆弱性能够通过信贷约束影响收入不平等。

金融市场投资收益是导致家庭财产性收入分化的重要因素^[18]。资产净值较高的家庭不仅具备更强的金融资产购买能力与投资意愿, 也更能承受市场波动带来的风险, 通常表现出较高的风险偏好^[19]。相比之下, 金融脆弱家庭流动性相对紧张, 可用于投资的资金有限, 不仅降低了其参与金融市场的概率, 也使其倾向于采取保守的投资策略, 难以配置高收益的风险资产, 进一步拉大家庭间财产性收入差距。此外, 尽管数字金

融迅速发展, 但部分困难家庭因“自我排斥”而面临信息获取渠道狭窄、投资方式有限等问题^[20]。金融脆弱性限制了家庭的信息获取与投资机会, 使其难以通过财产性收入提升整体收入水平, 最终加剧收入不平等。基于此, 提出以下假设:

H3: 家庭金融脆弱性能够通过金融市场参与影响收入不平等。

三、研究设计

(一) 模型构建

本文采用再中心化影响函数(RIF)构建家庭金融脆弱性与收入不平等的计量模型, 该模型能够揭示样本中自变量发生微小变化时对统计量带来的影响, 当统计量设置为收入基尼系数时, 则可以反映金融脆弱性对收入不平等的影响作用。包含收入基尼系数的再中心化影响函数回归模型如下:

$$RIF(y; v^{Gini}) = \beta_0 + \beta_1 vulne + \beta_2 X + \beta_3 Pro + \beta_4 Year + \varepsilon \quad (7)$$

其中, y 代表家庭收入, v^{Gini} 代表基于家庭收入分布函数的基尼系数, $vulne$ 代表家庭金融脆弱性, X 为控制变量, ε 为残差项。本文还控制了省份固定效应 Pro 和时间固定效应 $Year$ 。

RIF函数表达式为:

$$RIF(y; v^{Gini}) = 1 + 2\mu^{-2}P(F_y)y - 2\mu^{-1}\{y[1-p(y)] + GL[p(y); F_y]\} \quad (8)$$

其中, μ 代表家庭收入的期望, F_y 代表家庭收入的累积分布函数, $p(y)$ 代表收入在分布中的位置, $GL[p(y); F_y]$ 代表广义洛伦兹曲线在 $p(y)$ 处的取值。

(二) 变量选取

本文的被解释变量为收入不平等。本文基于家庭收入基尼系数构造的再中心化影响函数(RIF)值以探究家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。家庭收入涵盖了家庭的工资性收入、转移性收入、财产性收入以及包括农业收入、工商业收入在内的经营性收入, 并对家庭收入进行自然对数处理。

本文的解释变量为家庭金融脆弱性。家庭金融脆弱性采用“财务保证金”的方式进行衡量, 财务保证金能力的测算方法既能反映家庭债务偿付风险, 又能体现家庭的预算管理能力和^[21]。具体方法为计算日常收入和变现流动资产应对日常支出和非预期支出后的资金剩余, 反映家庭在未来陷入金融脆弱性的可能。财务保证金的计算公式如下:

$$FM = y - LA - EE - UE \quad (9)$$

其中, FM 表示家庭的财务保证金; y 表示家庭收

入; LA 代表流动资产,包括能快速变现以应对突发开支的现金及等价物; EE 表示家庭日常支出,包括消费支出、还贷支出等; UE 表示家庭的非预期支出,包括家庭的医疗支出、转移支出等。如果 FM 小于0,意味着家庭陷入金融脆弱性状态。家庭金融脆弱性状态用示性函数表示:

$$vulne=\begin{cases} 1, & \text{当 } FM \leq 0 \\ 0, & \text{当 } FM > 0 \end{cases}$$

(10)

其中, $vulne$ 为家庭金融脆弱性状态,若家庭处于金融脆弱性状态取值为1,反之取值为0。

本文的控制变量包括户主特征、家庭特征、地区特征的一系列变量。户主特征变量包括户主性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况;家庭特征变量包括家庭人口规模、家庭杠杆率、老人赡养比、少儿抚养比;地区特征变量包括地区经济发展水平和地区金融发展水平。

变量名称及说明如表1所示。

(三)数据说明

本文所需数据主要来源于西南财经大学2017年、2019年的中国家庭金融调查(CHFS),该调查数据涉

表1 变量名称及说明

变量类型	变量名称	变量说明
被解释变量	收入不平等	基于家庭收入基尼系数统计量构建的再中心化影响函数值
解释变量	家庭金融脆弱性	若家庭处于金融脆弱性状态则取值为1,否则取值为0
控制变量	家庭人口规模	家庭成员人数(个)并取对数
	家庭杠杆率	家庭总负债(万元)与家庭总资产(万元)的比值
	老人赡养比	家庭老年人口数(年龄大于60岁)占家庭总人口数的比重
	少儿抚养比	家庭的少儿人口数(年龄小于14岁)占家庭总人口数的比重
	户主性别	若户主为男性则取值为1,否则取值为0
	户主年龄	户主年龄(岁)
	户主受教育程度	受教育年限(年)
	户主婚姻状况	若户主已婚则取值为1,否则取值为0
	户主健康状况	若户主身体状况为“非常好”或“好”则赋值为1,否则赋值为0
	地区经济发展水平	家庭所在省份人均GDP(元)并取对数
	地区金融发展水平	家庭所在省份金融机构贷款余额(亿元)与地区GDP(亿元)的比值

及29个省(区、市),共有4万余户和13万余居民参与调查,无论在城市层面还是农村层面都具有一定代表性。此外,控制变量中部分宏观变量的数据来自《中国统计年鉴》。本文剔除了缺失值和异常值,同时对相关连续变量进行1%缩尾处理,最终得到10480个有效样本。相关变量的描述性统计结果见表2。

四、实证分析

(一)基准回归分析

表3报告了家庭金融脆弱性对收入不平等的基准回归结果。列(1)仅控制地区与时间固定效应,未加入其他控制变量,家庭金融脆弱性的系数为0.2550,且在1%水平上显著,说明家庭金融脆弱性的提高会显著加剧收入不平等。列(2)至列(4)分别在列(1)基础上依次引入家庭特征、户主特征与地区特征变量,列(5)则同时纳入上述所有控制变量。结果显示,家庭金融脆弱性的回归系数分别为0.2560、0.2411、0.2548与0.2410,均在1%水平上显著。以上结果表明,在控制

不同类型特征变量后,家庭金融脆弱性对收入不平等依然有显著的扩大作用,假设H1得证。

从表3列(5)看,家庭特征变量均对收入不平等具有显著影响:家庭人口规模扩大有助于显著降低收入不平等;老人赡养比的系数为正,说明老龄化加剧可能强化收入不平等;家庭杠杆率在10%水平上显著为正,表明负债水平上升并未有效改善低收入家庭的收入状况,反而拉大收入差距。在户主特征方面,年龄较高、已婚、女性及受教育年限更长的户主所在家庭,更有利于减缓收入不平等。在地区特征方面,地区金融发展水平在统计上显著为正,表明信贷规模扩大可能加剧收入不平等;地区经济发展水平的影响未通过显著性检验,说明其对收入不平等的作用尚不明确。

(二)稳健性检验

1.替换解释变量

为检验基准回归结论是否受家庭金融脆弱性测度

表2 变量的描述统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
收入不平等	10480	0.4054	0.2100	0.1709	0.8636
家庭金融脆弱性	10480	0.1899	0.3922	0.0000	1.0000
家庭人口规模	10480	2.9695	1.5592	1.0000	15.0000
家庭杠杆率	10480	0.0874	0.2898	0.0000	5.2867
老人赡养比	10480	0.1802	0.3072	0.0000	1.0000
少儿抚养比	10480	0.1200	0.1639	0.0000	0.7500
户主性别	10480	0.7837	0.4118	0.0000	1.0000
户主年龄	10480	49.0345	12.8910	18.0000	87.0000
户主受教育程度	10480	10.9436	3.8730	0.0000	22.0000
户主婚姻状况	10480	0.9577	0.2012	0.0000	1.0000
户主健康状况	10480	0.4567	0.4981	0.0000	1.0000
地区经济发展水平	10480	11.0739	0.3829	10.2786	11.9940
地区金融发展水平	10480	0.0809	0.0326	0.0475	0.1846

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
家庭金融脆弱性	0.2550*** (0.0051)	0.2560*** (0.0050)	0.2411*** (0.0051)	0.2548*** (0.0051)	0.2410*** (0.0051)
家庭人口规模		-0.0129*** (0.0012)			-0.0155*** (0.0012)
少儿抚养比		-0.0008 (0.0109)			0.0200* (0.0116)
老人赡养比		0.0549*** (0.0060)			0.0478*** (0.0069)
家庭杠杆率		0.0164** (0.0064)			0.0111* (0.0064)
户主年龄			0.0003** (0.0001)		-0.0006*** (0.0002)
户主性别			0.0083** (0.0038)		0.0120*** (0.0037)
户主婚姻状况			-0.0620*** (0.0092)		-0.0307*** (0.0094)
户主健康程度			0.0156*** (0.0034)		0.0157*** (0.0033)
户主受教育年限			-0.0071*** (0.0005)		-0.0080*** (0.0005)
地区经济发展水平				0.0639 (0.1178)	0.0065 (0.1133)
地区金融发展水平				1.3073* (0.6838)	1.3754** (0.6744)
常数项	0.3220*** (0.0016)	0.3491*** (0.0038)	0.4340*** (0.0130)	-0.4914 (1.3134)	0.3050 (1.2642)
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	10480	10480	10480	10480	10480
R ²	0.2903	0.3095	0.3168	0.2906	0.3338

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

方法的影响,本文采用三种不同测算方式重新构建家庭金融脆弱性变量,并进行稳健性检验。首先,参照张凌霜等(2023)^[22]的方法,从负债偿还能力与预算平衡能力双重视角进行测度。若家庭债务收入比高于30%,视为过度负债;若家庭储蓄低于三个月生活支出,视为应急储蓄不足。同时满足上述两个条件时,认定该家庭处于金融脆弱状态,赋值为1,否则为0。其次,借鉴 Ampudia 等(2016)^[23]的做法,若家庭收入与流动性资产低于预期支出则认为家庭具有金融脆弱性,赋值为1,否则为0。最后,依据李波和朱太辉(2020)^[2]的思路,从“资不抵债”与“入不敷出”两个维度识别家庭金融脆弱性来源。若家庭年末负债余额高于资产余额,视为“资不抵债”,赋值为1,否则为0;若当年总支出高于总收入,视为“入不敷出”,赋值为1,否则为0。基于上述三种方法重新测度家庭金融脆弱性变量后,重新进行回归分析,结果见表4。其中,列(1)与列(2)为前两种方法的估计结果,家庭金融脆弱性的系数均显著为正;列(3)与列(4)为第三种方法的估计结果,“资不抵债”的系数不显著,“入不敷出”的系数显著为正。上述结果表明,更换测度方法后,家庭金融脆弱性对收入不平等仍具有显著加剧作用,说明基准回归结论具有稳健性。此外,“入不敷出”类型的家庭金融脆弱性是影响收入不平等的因素,“资不抵债”类型的家庭金融脆弱性并不会影响收入不平等。

表4 替换解释变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭金融脆弱性	0.0356*** (0.0053)	0.2555*** (0.0053)		
资不抵债			0.0314 (0.0326)	
入不敷出				0.2090*** (0.0041)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	10480	10480	10480	10480
R ²	0.1248	0.3378	0.1207	0.3417

2. 替换被解释变量

除了家庭总收入,CHFS 调查还涵盖家庭收入结构的详细信息,包括工资性收入、财产性收入、经营性收入与转移性收入。为检验家庭金融脆弱性对收入不

平等的影响是否在不同收入类型中保持一致,本文依次将上述四类收入替换基准回归中的被解释变量(即家庭总收入),分别构建相应的收入不平等指标进行估计,结果见表5。结果显示,家庭金融脆弱性对各类收入不平等均存在显著正向影响,系数分别为0.2128(工资性收入)、0.1423(财产性收入)、0.0575(经营性收入)和0.1114(转移性收入),且均通过显著性检验。这表明,在家庭金融脆弱性上升时,工资性收入、财产性收入、经营性收入与转移性收入的不平等程度均显著扩大,再次验证了基准回归结论的稳健性。

表5 替换被解释变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭金融脆弱性	0.2128*** (0.0067)	0.1423*** (0.0056)	0.0575*** (0.0059)	0.1114*** (0.0061)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	10480	10480	10480	10480
R ²	0.3472	0.1362	0.0761	0.2328

3. 内生性探讨

考虑到可能存在反向因果或者遗漏变量问题,使基准回归结论存在偏误,本文进行了内生性探讨。一方面,收入不平等可能会存在“马太效应”,即相较于高收入家庭,低收入家庭更容易处于并持续处于家庭金融脆弱性状态,使回归结果可能存在反向因果问题,本文采用解释变量的滞后一期进行回归以解决反向因果问题。另一方面,考虑到可能遗漏了影响收入不平等的其他重要变量,本文采用工具变量法以解决遗漏变量问题。工具变量选取夜间灯光强度,因为一般来说,地区夜间灯光越强则其经济发展水平越高,居民更容易享有工资优厚的就业机会或者从事回报丰厚的经营项目,家庭更不容易处于金融脆弱性状态,而地区夜间灯光越弱的家庭则越容易处于金融脆弱性状态。表6中列(1)和列(2)分别是解释变量滞后一期和工具变量法的检验结果。可以看出,不管是解释变量家庭金融脆弱性滞后一期,还是利用工具变量法,回归系数均在1%水平下正向显著,说明经过内生性处理后,家庭金融脆弱性加剧收入不平等的结论依然成立,即基准回归的结论具有稳健性。

(三) 异质性分析

1. 区域异质性

考虑到我国东部沿海地区的共同富裕实现程度普

表6 解释变量滞后一期和工具变量法的检验结果

变量	(1)	(2)
家庭金融脆弱性		0.4124*** (0.0356)
家庭金融脆弱性的滞后一期	0.0976*** (0.0209)	
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	2206	10480
R ²	0.128	0.1334

遍高于内陆地区^[24],而家庭所处的区位条件会影响家庭禀赋,因此有必要从区域视角分析家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。本文以家庭所在地位于东部地区、中部地区或西部地区作为区域划分标准,采用再中心化影响函数回归模型进行分组回归,结果见表7。结果显示,无论是东部、中部还是西部地区,家庭金融脆弱性对收入不平等均存在显著正向影响,系数分别为0.2764、0.1819和0.2134。这表明,家庭金融脆弱性加剧收入不平等的作用在全国三大区域普遍成立。从系数大小看,中部地区的影响效应最低,东、西部地区的影响相对更强。这一差异可能源于区域间经济发展水平与家庭经济特征的差异:东部地区物价与消费水平较高,面对外部冲击时,金融脆弱性对家庭流动性的挤占更严重,更易制约其再生产能力;西部地区经济发展相对滞后,家庭收入来源较为单一,金融脆弱风险更容易转化为实际收入差距,从而更显著地加剧不平等。

表7 区域异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
家庭金融脆弱性	0.2764*** (0.0077)	0.1819*** (0.0090)	0.2134*** (0.0102)
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
N	5557	2850	2073
R ²	0.3883	0.232	0.2758

2.城乡异质性

鉴于当前低收入群体中农民仍占较高比重,且城镇化水平是影响低收入群体向上流动的关键制约^[25],本文进一步从城乡差异视角考察家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。根据家庭所在地将样本划分为城镇

与农村,分别进行回归分析,结果见表8。结果表明,无论是城镇还是农村,家庭金融脆弱性均显著加剧了收入不平等,但城镇样本中的回归系数明显高于农村,说明该效应在城镇地区更为突出。可能因为城镇家庭更易获取信贷与金融投资资源,其经营投资、资产配置与人力资本积累对金融环境的依赖程度更高,一旦面临金融脆弱性,城镇家庭在投资能力与收入积累方面所受的抑制更显著,从而更大幅度地拉大收入差距。

表8 城乡异质性检验结果

变量	(1) 城镇	(2) 农村
家庭金融脆弱性	0.2475*** (0.0063)	0.1312*** (0.0091)
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	8170	2310
R ²	0.3330	0.1721

3.收入水平异质性

当前我国仍有超过4600万城乡居民享受最低生活保障或特困救助,低收入群体构成推动共同富裕进程中的重点对象^[26]。家庭金融脆弱性是否会引发新脱贫人口返贫或导致中低收入阶层陷入贫困,进一步加剧收入不平等,值得深入探讨。本文根据家庭收入分位数将总体样本均等划分为低收入家庭、中等收入家庭与高收入家庭三个子样本,估计结果见表9。在低收入家庭、中等收入家庭与高收入家庭三个样本组中,家庭金融脆弱性的系数均在1%水平上显著为正,系数值分别为0.1031、0.0094与0.1169。这表明,不论家庭收入水平如何,家庭金融脆弱性均会显著加剧收入不平等。其中,中等收入家庭金融脆弱性对收入不平等的影响系数明显低于低收入家庭与高收入家庭。相较于中等收入家庭,家庭金融脆弱性更易导致低收入家庭陷入贫困或返贫,同时更容易造成高收入家庭向下滑落至更低收入阶层,中等收入家庭的收入稳固性相对较高^[27]。

(四)机制检验

1.信贷约束

为检验假设H2,本文借鉴尹志超和张号栋(2020)^[17]的方法,基于CHFS调查问卷中“家庭是否需要资金”“家庭是否曾向银行、信用社申请贷款”以及“未尝试申请贷款的原因”三个问题构建信贷约束变量。具体

表9 收入水平异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
家庭金融脆弱性	0.1031*** (0.0057)	0.0094*** (0.0035)	0.1169*** (0.0091)
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
N	3494	3494	3492
R ²	0.2067	0.0223	0.0701

地,若家庭在“是否需要资金”中选择“是”,且在“是否曾向银行、信用社申请贷款”中选择“否”,或在“未尝试申请贷款的原因”中选择“申请过程被拒”,则将信贷约束变量赋值为1,否则为0。该变量表示面临信贷约束的家庭难以从正规金融机构及时获取贷款,无法满足其在生产经营、住房、教育、医疗等方面的资金需求。表10中列(1)和列(2)汇报了以信贷约束为机制变量的检验结果。其中,列(1)以信贷约束作为被解释变量,列(2)以收入不平等作为被解释变量。结果显示,家庭金融脆弱性对信贷约束的回归系数为0.3771,信贷约束对收入不平等的回归系数为0.0168,两者均显著。这表明家庭金融脆弱性会显著加剧家庭面临的信贷约束,并进一步通过信贷约束这一渠道强化收入不平等,假设H2得证。金融机构为控制不良贷款风险,通常更倾向于向未处于金融脆弱状态的家庭提供信贷支持,同时提高对金融脆弱家庭的信贷准入门槛,从而加剧后者在获取资金方面的困难。此类信贷约束会限制家庭进行人力资本积累和生产经营性投资的能力,最终对收入分配格局产生负面影响,加剧收入不平等。

2.金融市场参与

为验证假设H3,本文参考尹志超等(2014)^[19]的做法,依据家庭金融资产配置情况构造家庭金融市场参与变量,即若家庭参与了股票、基金、理财产品、债券、金融衍生品、外汇或黄金等任一风险金融资产投资,则将该变量赋值为1,否则为0。表10中列(3)和列(4)报告了相应的机制检验结果,其中列(3)以家庭金融市场参与为被解释变量,列(4)以收入不平等为被解释变量。回归结果显示,家庭金融脆弱性对家庭金融市场参与的估计系数为-1.0836,而家庭金融市场参与对收入不平等的估计系数为-0.0111,二者均在1%水平上

显著。这表明,家庭金融脆弱性会显著抑制家庭参与金融市场的概率,进而加剧收入不平等,假设H3得证。家庭金融脆弱性不仅削弱了家庭的支付能力,挤出了可用于配置金融资产的资源,还会降低家庭成员的风险偏好,抑制其配置风险金融资产的意愿。此外,信息不对称问题进一步限制了这类家庭的投资渠道。因此,处于金融脆弱状态的家庭更难借助资本市场实现资产增值,难以分享金融市场发展的红利,从而在收入分配格局中处于更加不利的地位。

表10 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭金融脆弱性	0.3771*** (0.0951)	0.2405*** (0.0051)	-1.0836*** (0.1107)	0.2400*** (0.0051)
信贷约束		0.0168** (0.0072)		
家庭金融市场参与				-0.0111*** (0.0039)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	10480	10480	10480	10480
R ²	0.108	0.3342	0.180	0.3342

(五)调节效应检验

1.金融素养水平

金融素养是涵盖个体对投融资活动的认知、态度与行为的综合能力。提升金融素养有助于增强居民对金融信息的关注与理解,使其在评估货币时间价值、投资风险等问题时更理性,更有效地获取信息、配置金融资源并优化决策,实现家庭福利最大化。具体而言,较高的金融素养能激发更强烈的正规信贷需求,帮助居民以合理成本获取信贷,并基于对风险的审慎认知将负债规模控制在适度水平,进而缓解家庭金融脆弱性;同时促使居民制定长期理财规划,通过资产多元化配置提升风险抵御能力,并把握关键交易时机以优化投资组合绩效,增强财产性收入的积累能力。

本文借鉴尹志超等(2014)^[19]的做法构建金融素养变量,即从经济金融信息关注度、利率问题、通胀问题、风险问题四个方面衡量户主金融素养水平,其中利率问题、通胀问题、风险问题的问卷回答结果分别从两个维度设置虚拟变量:一是问题回答是否正确,如果问题回答正确则赋值为1,否则赋值为0;二是问题是否正面回答,如果回答的结果为“不知道”“算不出来”“拒绝回答”等则视为非正面回答,赋值为0,否则赋值为1。

然后,将经济金融信息关注度以及按照利率问题、通胀问题、风险问题设置的虚拟变量采用因子分析法,计算得到反映户主金融素养的综合得分。最后,对金融素养的综合得分进行标准化处理,得到户主金融素养水平。采用再中心化影响函数回归模型探究金融素养与收入不平等之间的关系,并在此基础上将金融素养作为调节变量,考察金融素养与家庭金融脆弱性的交乘项对收入不平等的影响效应,结果见表11。列(1)金融素养对收入不平等的影响系数为-0.0154,在5%的水平上显著,表明金融素养的提升能够显著降低收入不平等;列(2)家庭金融脆弱性对收入不平等的影响系数为0.2664,金融素养与家庭金融脆弱性的交乘项对收入不平等的影响系数为-0.1746,表明金融素养在家庭金融脆弱性与收入不平等之间起到负向调节作用,即提升金融素养能够降低家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。

表 11 金融素养的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
金融素养	-0.0154** (0.0075)	0.0062 (0.0068)
家庭金融脆弱性		0.2664*** (0.0061)
家庭金融脆弱性×金融素养		-0.1746*** (0.0225)
控制变量	是	是
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	10480	10480
R ²	0.1209	0.3399

2.数字普惠金融水平

数字技术与金融业的深度融合,显著重塑了传统金融业态。作为互联网与金融结合的产物,数字普惠金融凭借其较低的授信门槛、多元的融资渠道以及灵活的服务模式,有效弥补了传统金融服务的供给缺口,拓展了金融服务的可及边界^[28]。在覆盖广度上,数字普惠金融实现了由线下物理网点向线上移动终端的迁移,克服了传统网点区域分布不均的限制,使欠发达地区家庭也能便捷地获取金融服务。在使用深度方面,依托大数据等技术构建的信用体系,数字普惠金融能够高效识别客户信用状况,优化风险控制与定价流程,降低服务成本,提升资金配置效率。同时,基于移动终端提供数字货币、财富管理等综合性服务,结合客户画

像实现个性化金融方案,不仅有助于家庭实现资产与负债的期限匹配,增强现金流管理能力,降低陷入金融脆弱的可能性,还通过精准开展金融知识普及,提升低收入群体的金融参与度,助力缩小收入差距。在数字化程度方面,实时推送的金融资讯与频繁的网络互动拓宽了家庭信息渠道,增强其财富管理能力与财产性收入获取可能,进一步优化家庭财务状况,并促进居民合作与创业,对提升低收入家庭经营性收入具有积极作用。

本文引入北京大学数字普惠金融指数^[29]作为调节变量,考察数字普惠金融在家庭金融脆弱性对收入不平等影响中的调节作用,该指数由覆盖广度、使用深度与数字化程度三个维度构成。表12汇报了相应的估计结果。列(1)显示,数字普惠金融的系数显著为负,表明其发展有助于缓解收入不平等。列(2)中,数字普惠金融和家庭金融脆弱性的系数分别显著为负和显著为正,且二者交互项的系数显著为负,说明数字普惠金融能够显著抑制家庭金融脆弱性对收入不平等的加剧效应。进一步地,列(3)至列(5)分别展示了三个细分维度的调节作用。覆盖广度、使用深度和数字化程度与家庭金融脆弱性的交互项系数均显著为负,表明数字普惠金融各维度均能有效缓解家庭金融脆弱性对收入不平等的负面影响。这是因为,随着数字普惠金融覆盖范围的扩大,更多低收入及弱势群体接入便捷、低成本金融服务,有效缓解了金融排斥问题,缩小了与中高收入群体之间的差距,有助于抑制收入不平等。

3.互联网普及率

互联网的普及减少了困难家庭的接入成本,降低了互联网使用的门槛,居民可以通过互联网进行学习、工作和社交等,这些方式都可能影响家庭收入^[30]。具体而言,一是互联网打破了传统教育壁垒,使金融脆弱家庭也能以低成本便捷地获取知识与技能,从而增强其人力资本与社会竞争力,有助于从事更高技能的工作以提升工资性收入。二是互联网降低了求职过程中的信息成本与交易费用,并通过高效的供需匹配提高就业成功率,促进劳动力市场更加公平,为处于金融脆弱状态的家庭带来直接的增收效应。三是互联网弱化了传统生产要素的依赖,催生了平台经济、自主创业等灵活就业模式。其低准入门槛和低成本特征为低收入群体提供了可行的创业渠道,丰富了经营性收入与财产性收入的来源,减小了增收途径受家庭原有金融脆弱状况的制约。

表 12 数字普惠金融的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
数字普惠金融	-0.0023*** (0.0005)	-0.0009** (0.0004)			
家庭金融脆弱性		0.6848*** (0.0409)	0.6289*** (0.0343)	0.4541*** (0.0405)	0.7552*** (0.0400)
家庭金融脆弱性×数字普惠金融		-0.0015*** (0.0001)			
覆盖广度			-0.0006 (0.0006)		
家庭金融脆弱性×覆盖广度			-0.0014*** (0.0001)		
使用深度				-0.0006** (0.0003)	
家庭金融脆弱性×使用深度				-0.0007*** (0.0001)	
数字化程度					-0.0008*** (0.0002)
家庭金融脆弱性×数字化程度					-0.0015*** (0.0001)
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	10480	10480	10480	10480	10480
R ²	0.1228	0.3448	0.3452	0.3369	0.3490

为此,本文采用《中国互联网发展状况统计报告》中互联网用户规模与常住人口总数的比值构建各省份互联网普及率指标,并将其作为调节变量纳入分析,回归结果见表 13。列(1)显示,互联网普及率的系数显著为负,表明互联网普及有助于缓解收入不平等。列(2)中,家庭金融脆弱性的系数显著为正,而其与互联网普及率的交互项系数显著为负,说明互联网普及能够有效抑制家庭金融脆弱性对收入不平等的加剧作用。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于 2017 年与 2019 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,运用再中心化影响函数(RIF)模型实证检验家庭金融脆弱性对收入不平等的影响。主要研究结论如下:第一,家庭金融脆弱性显著加剧了收入不平等,该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立,并且显著影响收入不平等的家庭金融脆弱性来源是“入不敷出”而非“资不抵债”。第二,机制检验表明,家庭金融脆弱性会通过加剧信贷约束、降低金融市场参与概率

表 13 互联网使用的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)
互联网普及率	-0.0051*** (0.0011)	-0.0021** (0.0009)
家庭金融脆弱性		0.3735*** (0.0321)
家庭金融脆弱性×互联网普及率		-0.0022*** (0.0005)
控制变量	是	是
地区固定效应		是
时间固定效应		是
N	10480	10480
R ²	0.1225	0.3360

强化收入不平等。第三,异质性分析发现,家庭金融脆弱性对收入不平等的影响在东部与西部地区、城镇地区,以及低收入与高收入家庭中更为明显,而对中部地区、农村地区及中等收入家庭的影响相对较小。第四,调节效应检验显示,提升金融素养水平、发展数字普惠金融以及提高互联网普及率,均能有效缓解家庭

金融脆弱性对收入不平等的负面影响。

(二) 对策建议

基于上述研究结论,为有效缓解家庭金融脆弱性对收入不平等的负面影响,提出以下对策建议:

第一,构建以“收入流动性”为核心的精准社会安全网,靶向治理“入不敷出”型脆弱性。建立与物价指数挂钩的动态调整机制,完善针对低收入群体的临时价格补贴、失业救助等“缓冲型”转移支付制度,确保其基本生活开支不受短期收入波动影响。探索建立与灵活就业形态相适应、可携带的短期失业保险体系,为面临收入中断风险的群体提供即时性收入支持,防止其因偶然冲击而陷入“入不敷出”困境。

第二,深化普惠金融体系建设,优化信贷资源配置以缓解信贷约束。鼓励金融机构利用纳税、社保、交易流水等“替代数据”构建信用评价模型,打破对缺乏传统抵押担保资产家庭的信贷歧视。引导开发更多适用于小微企业主、个体经营户的普惠信贷产品,为其生产性投资和人力资本提升提供启动资金,将金融资源从“锦上添花”更多转向“雪中送炭”。

第三,加强投资者教育与保护,系统性提升居民金融素养与市场参与能力。将金融素养教育纳入国民教育体系基础课程,并针对成年人群,特别是低收入和弱势群体,开展社区化、场景化的金融知识普及活动。规范金融市场秩序,强化信息披露和风险提示,打击金融欺诈,保护投资者合法权益,降低居民因信息不对称和知识匮乏而畏惧或错误参与金融市场的风险,引导其通过合规渠道实现财产性收入的合理增长。

第四,实施区域与群体差异化的政策干预,重点聚焦脆弱高发地带。对于影响显著的东部、西部及城镇地区,政策应侧重于治理因高生活成本与基础金融服务不足所导致的金融脆弱性,同时利用其数字化基础好的优势,优先推广数字普惠金融工具。对于影响显著的低收入家庭,应强化社会安全网与普惠信贷;对于影响显著的高收入家庭,应加强宏观审慎监管,防范其过度负债可能引发的系统性风险向中低收入阶层传导。

第五,大力推进数字基础设施与数字普惠金融发展,利用技术赋能实现“数字减贫”。持续加强农村及偏远地区的宽带网络覆盖与资费可负担性,夯实硬件基础。鼓励金融机构与金融科技公司合作,开发操作便捷、成本低廉的数字支付、储蓄、保险和理财产品,通过技术手段降低金融服务门槛,使更多家庭能够安全、便捷地享受现代金融服务,从而改善资金管理效

率,平滑消费与收入波动,缩小收入差距。◆

参考文献:

- [1] FRENCH D, MCKILLOP D. Financial Literacy and Over-indebtedness in Low-income Households [J]. International Review of Financial Analysis, 2016(48):1-11.
- [2] 李波,朱太辉.债务杠杆、金融素养与家庭金融脆弱性:基于中国家庭追踪调查 CFPS2014 的实证分析[J]. 国际金融研究, 2020(7):25-34.
- [3] GROSS T, NOTOWIDIGDO M J, WANG J. The marginal propensity to consume over the business cycle [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2020, 12(2):351-384.
- [4] BAKER S R. Debt and the response to household income shocks: Validation and application of linked financial account data [J]. Journal of Political Economy, 2018, 126(4):1504-1557.
- [5] 李波,朱太辉.债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为[J]. 金融研究, 2022(3):20-40.
- [6] GOODE J. Brothers are doing it for themselves?: Men's experiences of getting into and getting out of debt [J]. The Journal of Socio-Economics, 2012, 41(3):327-335.
- [7] SWEET E, NANDI A, ADAM E K, et al. The high price of debt: Household financial debt and its impact on mental and physical health [J]. Social science & medicine, 2013, 91(8):94-100.
- [8] TAY L, BATZ C, PARRIGON S, et al. Debt and subjective well-being: The other side of the income-happiness coin [J]. Journal of Happiness Studies, 2017, 18(3):903-937.
- [9] CONGER R D, GE X, ELDER JR G H, et al. Economic stress, coercive family process, and developmental problems of adolescents [J]. Child development, 1994, 65(2):541-561.
- [10] 肖斌卿,石湖海,丁佳桐,等.负债如何影响家庭福利?:基于中国家庭追踪调查(CFPS)的新发现[J]. 南方经济, 2023(7):21-41.
- [11] BÜYÜKKARABACAK B, VALEV N T. The role of household and business credit in banking crises [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34(6):1247-1256.
- [12] CARDACI A. Inequality, household debt and financial instability: An agent-based perspective [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2018, 149(5):434-458.
- [13] ALDASORO I, BORIO C E V, DREHMANN M. Early warning indicators of banking crises: expanding the family [J]. BIS Quarterly Review, 2018(3):29-45.
- [14] 张晓晶,刘磊.宏观分析新范式下的金融风险与经济增长:兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J]. 经济研究, 2020, 55(6):4-21.
- [15] 张昭,王爱萍.金融发展对收入不平等影响的再考察:理论分析与经验数据解释[J]. 经济科学, 2016(5):31-44.
- [16] 彭澎,徐志刚.数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?[J]. 经

济评论, 2021(1): 82-95.

[17] 尹志超, 张号栋. 金融知识、自信心和家庭信贷约束[J]. 社会科学辑刊, 2020(1): 172-181+209.

[18] 宁光杰, 雒蕾, 齐伟. 我国转型期居民财产性收入不平等成因分析[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 116-128+187.

[19] 尹志超, 宋全云, 吴雨. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014, 49(4): 62-75.

[20] 田霖, 张仕杰. 数字金融与农户内部收入差距: 基于CFPS数据的实证研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2023, 29(6): 36-51.

[21] GIORDANA G, ZIEGELMEYER M. Stress testing household balance sheets in Luxembourg [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2020, 76(5): 115-138.

[22] 张凌霜, 易行健, 杨碧云. 商业保险、数字经济参与和家庭金融风险承担: 基于中国家庭金融调查数据的经验证据[J]. 世界经济文汇, 2023(3): 58-77.

[23] AMPUDIA M, VAN VLOKHOVEN H, ŻOCHOWSKI D. Financial fragility of euro area households [J]. Journal of

Financial Stability, 2016, 27: 250-262.

[24] 彭刚, 杨德林, 朱莉. 中国城市共同富裕水平测度、空间特征与动态演进[J]. 中国软科学, 2022(S1): 289-303.

[25] 李实, 朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J]. 管理世界, 2022, 38(1): 52-61+76+62.

[26] 原新. 人口规模巨大的现代化建设之路[J]. 人口研究, 2022, 46(6): 3-9.

[27] 李何波, 刘渝琳, 陈翊旻. 数字要素参与是扩大中等收入群体的福音吗: 基于阶层流动和收入差距双重维度的经验证据[J]. 南开经济研究, 2023(9): 137-158.

[28] 陈宸, 方芳, 张乐. 数字普惠金融、收入水平与家庭负债[J]. 经济经纬, 2022, 39(1): 127-137.

[29] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.

[30] 毛宇飞, 曾湘泉, 胡文馨. 互联网使用能否减小性别工资差距?: 基于CFPS数据的经验分析[J]. 财经研究, 2018, 44(7): 33-45.

Household Financial Vulnerability and Income Inequality: Evidence from CHFS

Wu Hui, He Jianfeng, Fu Zhuobin

Abstracts: Reducing income inequality is a crucial step towards solidly promoting common prosperity. Using data from the China Household Finance Survey (CHFS) and the Recentered Influence Function (RIF) model, this study empirically examines the impact of household financial vulnerability on income inequality. The findings indicate that household financial vulnerability significantly exacerbates income inequality, a conclusion that remains robust across a series of tests. Furthermore, the source of household financial vulnerability affecting income inequality is identified as “insolvency” rather than “negative net worth.” The underlying mechanisms suggest that household financial vulnerability not only strengthens credit constraints but also reduces the likelihood of participation in financial markets, thereby influencing income inequality. Heterogeneity analysis reveals that the adverse effect of household financial vulnerability on income inequality is more pronounced in the eastern and western regions, urban areas, and among both low-income and high-income groups, compared to the central region, rural areas, and the middle-income group. Further research shows that enhancing household financial literacy, advancing digital financial inclusion, and improving internet accessibility could mitigate household financial vulnerability, thereby alleviate income inequality and foster common prosperity.

Key words: Household Financial Vulnerability; Income Inequality; Common Prosperity; Decentralization Impact Function

(责任编辑: 李雅)

《统计理论与实践》2025 年总目录

(括号内分别为期、页)

本刊编辑部

• 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(8-5)

国家治理现代化视域下的统计监督:本质内涵、核心功能与战略定位 宁泽远,黄海娟,刘正(12-5)

• 经济统计 •

新质生产力、产业结构升级与经济高质量发展 杨俊,刘春学,钟文(7-5)

临空经济对经济高质量发展的影响研究 王尹君(7-14)

新发展格局下国民经济循环畅通性水平测度及区域差异研究 董曼茹,陈可钦(7-22)

国家重大战略区域新质生产力水平的统计测度、区域差异与动态演进 叶提芳,张耀峰,耿智琳,王军礼(10-5)

创新要素集聚赋能制造业韧性的作用机理与影响效应 邢会,曹晓静,张金,姚文静(10-17)

数字经济促进黄河流域产业联动的机制研究——基于产业专业化和多样化视角 张永恒,邢梦凯,沈洁(10-26)

数字产业集聚、绿色技术创新与城市经济韧性 杨兰桥,胡海洋(10-35)

中国新质生产力发展的时空演进与区域差异 曹雷(12-14)

产业数字化赋能黄河流域高质量发展的效应研究

王娟娟,崔路凯(12-23)

长三角地区数字经济产业链研究——基于投入产出表的分析

李国荣,林佳乐(12-33)

• 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(8-15)

中国城乡家庭福祉变动分析——基于 CFPS 数据

樊果(8-25)

企业职工低收入的影响因素及增收路径——基于上海市职工调查的数据 刘彩云(9-22)

数智时代智能算法的劳动歧视及治理逻辑

肖光恩,赵慢慢(10-64)

数字乡村建设能否改善人力资本错配? 王慧聪(11-24)

“人工智能+”背景下高校毕业生就业质量评价

李颺,赵梦阳,靳林林,仇勇(11-35)

家庭金融脆弱性对收入不平等的影响研究——来自 CHFS 的证据 吴慧,贺建风,傅焯彬(12-69)

• 资源与环境统计 •

环境规制促进了企业绿色创新吗?——基于新《环保法》实施的政策效应检验 花俊国,邵莹莹,孔儒婧(7-54)

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(8-38)

自由贸易试验区的碳减排效应——经济集聚的中介与政府干预的动态调节 闫金玲,刘若琪(9-32)

西部陆海新通道物流碳排放效率测度及影响因素分析 谈晓勇,唐露(9-43)

黄河流域生态保护和高质量发展的显著成效、现实挑战及推进路径 肖悦(9-53)

价值链嵌入与碳排放绩效提升——绿色技术创新与产业结构升级的调节效应 黄璆,王佳颖(11-43)

政府环保补贴的绿色创新效应研究——基于沪深A股上市公司的经验证据 付梦媛(11-52)

• 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(8-68)

数字普惠金融驱动新质生产力发展——理论机理与实证检验 严杉,徐士琪,郑明贵(9-5)

数字普惠金融、创新效应与共同富裕 左宇晓,张涛(9-14)

数字普惠金融对农民收入质量的影响研究——基于政策赋权与技术赋能双视角 向书坚,李燕玲,朱贺(10-43)

供应链金融对制造业企业全要素生产率的影响研究 肖春梅,唐峻峰(10-55)

• 农业与农村统计 •

数字乡村建设提升农业经济韧性的作用机制研究 倪鼎文,康辉,王俊(7-63)

中国农业产业韧性水平的统计测度及提升路径 马昂(7-73)

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(8-48)

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(8-58)

数字乡村建设对农业农村现代化的影响研究

李从欣,郭红涛(12-42)

• 对外贸易统计 •

进口自由化驱动企业新质生产力:效应评估与机制检验

戴翔,孟云涛,成鹏东(7-31)

跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响研究

赵青松,牛艳鑫(7-44)

高水平对外开放与区域经济协调发展——来自广东省的经验证据 邱志萍(10-72)

中国外贸高质量发展水平的统计测度、动态演变及障碍因素分析 向波(11-62)

自由贸易试验区对城市新质生产力的影响研究——基于准自然实验的检验 马远,杨宇(11-72)

制度红利与企业抗风险能力——基于自由贸易试验区的准自然实验 柴利,祝艳红(12-50)

全球新能源汽车贸易网络演化及其驱动因素分析 赵军产,郭禹含(12-59)

• 人口统计 •

人力资本促进城市群全要素生产率的作用机制研究——基于产业影响视角 潘林伟,屈丽(2-54)

企业ESG表现对劳动力需求的影响研究 刘定平,李健宁,王一鸣(2-63)

中国省域人口流动的影响因素研究——基于空间杜宾模型 张忠杰,占蔚(3-5)

• 统计分析 •

县域富民产业发展水平的统计测度及提升策略研究——基于河南102个县(市)的数据 董黎明(5-71)

中国省域农业农村现代化水平的统计测度及提升路径

杨 虹,王 月(6-52)

乡村振兴视域下农村生态文明建设水平测度及时空演化分析

刘松林,黄钰肖,王钰菁(6-62)

• 区域发展 •

中国经济高质量发展的分布动态、地区差异与收敛性研究

张红岩,彭 勃(1-22)

中原城市群城市韧性与数字经济发展的耦合协调研究

黄继磊(1-32)

城市高等教育网络能否促进经济高质量发展——基于成渝地区双城经济圈的实证研究

柴泽阳,刘 振(1-39)

基于熵权 TOPSIS 模型的中国生态安全空间演化研究

刘瑀琦,徐晓风(2-25)

黄河流域水资源绿色效率测度与时空分异

张晓昱,胡贤贤(2-36)

乡村发展要素转型对县域共同富裕的影响研究——基于陕西省县域视角

宁泽逵,王 瑞,陈 慧,陈晓朗(2-44)

基于三支决策模型的生态效率时空差异化研究

周晓香,张晓琴,薛璐瑶,王金海(4-25)

河南城乡融合发展:水平测度、分布动态与演进趋势

乔宇锋(4-35)

• 产业解读 •

跨境电商综合试验区对产业链韧性的影响研究

胡国良,邵梓莹(1-50)

物流业碳排放效率的空间关联网络结构及其影响因素——基于西部陆海新通道的实证研究

黄伟新,郑皓仁(1-60)

外部冲击下有色金属产业链传导效应及韧性测度研究——基于双层复杂网络视角

向先迪,肖文杰,焦靖婷,刘春学(3-49)

服务业开放与企业技术创新——基于服务业扩大开放综合试点的准自然实验

胡 颖,王 红(3-58)

生产性服务业赋能低空经济高质量发展的机制和路径研究

郝爱民,贾鸣谦(4-46)

京津冀钢铁产业碳排放驱动因素分解及脱钩状态研究

刘 静,郑文静,张亚楠,邵 博(4-54)

产业数字化对中国高技术产业创新效率的影响研究

陈汉林,姚雯雯,伍均荷(5-50)

企业 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响研究

王朝阳(5-59)

工业智能化对产业链韧性的影响研究

张相伟,任 莹,白芳芳(6-43)

• 经济经纬 •

会计师事务所规模对审计收费的影响研究——基于中国 A 股上市公司的经验证据

陈 卓,江奕奇(3-66)

经济政策不确定性对新股破发的影响研究——基于沪深 A 股上市公司的经验证据

郝 婷,霍晓玮(3-73)

• 社会经纬 •

中国家庭福利水平的测度、区域差异及动态演进

贾小爱,刘宇慧(1-71)

社会保障水平对我国城乡居民消费的异质性影响研究

闫娜娜(2-72)

心理所有权、居住意愿与宅基地退出意愿——基于中西部 8 地 649 户农户调查样本

曹 飞,刘奕辰(4-62)

人口老龄化对共同富裕的影响研究

杨胜利,张孟阳,刘金盼(4-71)

经济发展、价值观念与育龄群体生育意愿——基于计数数据分

位回归模型

戴丽娜(6-71)

• 学习贯彻党的二十届四中全会精神专题 •

数字经济促进产业链现代化:理论依据与经验事实

曾 慧,胡韵齐,黄笑笑(11-5)

数字经济驱动城市居民高质量就业的作用机制及影响效应
研究

李 敏,王 娜(11-16)

• 数字经济专题 •

数字经济、市场一体化与区域协调发展

赵英杰,周国富(2-5)

耐心资本助力企业数字化转型的路径研究——基于 AI 技术应
用的视角

谢婷婷,路 坤(2-16)

中国新质生产力与数字经济的耦合协调研究

陈修素,王俊杰(3-15)

数字化转型赋能制造业上市企业投资效率提升的机制
研究——基于融资约束与内部控制视角

吴 昱,王玉冰(3-25)

数据要素市场化、专利质押与包容性绿色增长——基于机器学
习的因果推断

贾洪文,叶志伟,吴嘉乐(4-5)

数智化发展对我国碳排放的空间溢出效应研究

何启志,吴慧坊(4-15)

银行金融科技对企业绿色技术创新的影响研究

施 若,金 桃,韩 雯(5-30)

数字经济与制造业智能化的耦合协调发展研究——基于时空
角度的实证分析

杜文胜,张路遥,周乐瑶(5-38)

中国数字经济的产业关联特征研究——基于增量投入产出
模型

徐士博,章上峰(6-5)

电子商务对区域经济高质量发展的影响研究

刘敬伟,王 睿,张 浩(6-16)

• 新质生产力专题 •

新时代中国新质生产力培育水平统计测度

吴旭晓(1-5)

新质生产力赋能产业结构升级的内在逻辑与实践路径

陈明镜,於夏敏(1-14)

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

宋 诚,李季刚(5-5)

虚拟集聚如何影响区域制造业新质生产力? ——基于创新效
率的中介作用

钟 鑫,罗玖林,王晓玉(5-17)

• 共同富裕专题 •

共同富裕背景下的精神富裕:影响因素、形成机理与政策矫正

余 卫,杨 珂(3-34)

财政政策与货币政策促进了共同富裕吗? ——基于宏观政策
取向一致性视角

连 飞,梁晓羽,尚 莹,吴 晨(3-41)

• 绿色发展专题 •

绿色金融对技术创新的时变效应研究——基于面板数据因果
推断模型

杜明军(6-23)

绿色技术创新对城市碳排放效率的影响研究

吕 萍,代 豪(6-34)

• 数据开放专题 •

政府数据开放对产业结构升级影响的实证分析

徐 强,李柏霖,乔亚彤(9-61)

公共数据开放能否降低城投债信用利差? ——基于一项准自
然实验的证据

薛逸登,刘莹莹(9-71)

• 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(8-77)