

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第9期,总第569期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

石磊 史代敏 李金昌 邱东 苏为华
罗良清 金勇进 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主任 秦保强

委员 (以姓氏笔画为序)

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

主编 郭杰

社长 李红见

学术副社长 肖悦

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·经济统计·

“中国制造 2025”示范区建设对城市创新韧性的影响研究..... 郭 露,徐梦婕,罗 妹,甘涵玉/5

数据资产化对制造业企业新质生产力的影响研究..... 赵 巍,姜可越/15

智能经济发展水平的测度、时空演进及收敛性分析..... 巢 文,欧佳欣,钱晓涛/24

·资源与环境统计·

中国能源不确定性的宏观经济效应研究..... 司颖华,许龙霞/32

人工智能促进碳减排:理论分析与实证检验..... 罗红艳/43

·共同富裕专题·

基于多源数据的共同富裕评价研究..... 宿婕妤,林金官,朱 敏/51

东西部协作的共同富裕效应..... 李 峰,孙墨烔/64

主 管 河南省社会科学院
主 办 河南省社会科学院
主 编 郭 杰
社 长 李红见
学术副社长 肖 悦
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

目 录

·学术前沿·

可测量的跃升:开放型经济的理论重构与量化转向

——评《跃升的边界:经济高质量发展的开放之路》…………… 黄 南/76

智能大数据时代的统计理论及应用研究

——第20届全国经济统计学年会综述…………… 骆 琳,李 勇/78

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。

印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司
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

The Impact of Establishing “Made in China 2025” Demonstration Zones on Urban Innovation Resilience.....	Guo Lu, Xu Mengjie, Luo Mei, Gan Hanyu(5)
Research on the Impact of Data Assetization on the New Quality Productive Forces of Manufacturing Enterprises.....	Zhao Wei, Jiang Keyue(15)
Measurement, Spatiotemporal Evolution, and Convergence Analysis of Smart Economy Development Levels.....	Chao Wen, Ou Jiaxin, Qian Xiaotao(24)
A Study on the Macroeconomic Effects of Energy Uncertainty in China	Si Yinghua, Xu Longxia(32)
Artificial Intelligence Promotes Carbon Emission Reduction: Theoretical Analysis and Empirical Testing.....	Luo Hongyan(43)
Research on the Evaluation of China’s Common Prosperity Based on Multi-source Data	Su Jieyu, Lin Jinguan, Zhu Min(51)
The Common Prosperity Effect of East-West Collaboration.....	Li Feng, Sun Mohan(64)
Measurable Ascent: Theoretical Reframing and the Quantitative Turn in Open Economy — A Review of The Boundaries of Ascent: The Open Path toward High-Quality Economic Development	Huang Nan(76)
Statistical Theory and Its Applications in the Era of Intelligent Big Data: An Overview of the 20th National Symposium on Economic Statistics.....	Luo Lin, Li Yong(78)

“中国制造2025”示范区建设对城市创新韧性的影响研究

郭露, 徐梦婕, 罗妹, 甘涵玉

(江西财经大学 统计与数据科学学院, 江西 南昌 330013)

摘要:在全球经济不确定性加剧与产业变革加速演进的背景下,提升城市创新韧性已成为实现高质量发展的重要抓手。基于2010—2023年中国258个城市的面板数据,采用共同因子模型测度城市创新韧性,将“中国制造2025”试点示范城市(群)建设作为准自然实验,构建多期双重差分模型与空间杜宾模型,系统考察“中国制造2025”政策对城市创新韧性的影响效应、作用机制及空间溢出特征。研究发现:该政策显著提升了试点城市创新韧性,且结论在一系列稳健性检验后依然成立。机制分析表明,技术创新水平跃升与数实融合深化是政策发挥效能的核心传导路径。异质性分析显示,该政策在提升中部城市、内陆城市、资源型城市及老工业基地城市创新韧性方面表现出更强的效应,有利于缩小区域创新差距。空间效应分析表明,城市创新韧性存在显著的正向空间相关性,试点政策在增强本地创新韧性的同时,对周边城市产生了正向空间溢出效应。研究结论从动态韧性视角拓展了重大产业政策的绩效评估方式,为不确定性环境下深化制造强国战略、构建弹性区域创新生态体系、推进区域协调发展提供了经验证据与政策启示。

关键词: 中国制造2025;城市创新韧性;数实融合;空间溢出效应

中图分类号: F426; F299.23

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)09-0005-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.09.001

一、引言

在全球经济不确定性日益加剧的背景下,提升区域创新能力、激发区域创新活力,成为推动高质量发展进程中的重要议题。制造业是实体经济的主体,也是区域创新能力转化为产业竞争力的重要领域。我国制造业已经建成门类齐全、独立完整的产业体系,但在大国博弈引发的“断链”风险下,仍面临关键核心技术受制于人的结构性困境,亟须通过强化创新寻求突破。为推动制造业创新发展、实现制造强国目标,2015年国务院颁布《中国制造2025》,明确提出“要把创新摆在制造业发展全局的核心位置,完善有利于创新的制度环境,推动跨领域跨行业协同创新”^①。在此背景下,

“中国制造2025”试点示范城市(群)建设以城市和城市群为承载单元,通过地方试点探索制造业转型升级路径,发挥示范带动作用。城市作为创新活动的空间载体和创新要素的集聚地,其创新发展与政策落地效果密切相关。

党的二十大报告指出:“实施城市更新行动,加强城市基础设施建设,打造宜居、韧性、智慧城市”^②,这为城市发展指明了方向,其中韧性是城市高质量发展的关键表征。作为城市韧性的核心组成部分,城市创新韧性既体现城市创新系统抵御外部风险的能力,也反映其遭遇冲击后自适应调整、实现转型升级的能力。由此看,“中国制造2025”试点示范城市(群)建设不仅

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“国家创新体系整体效能的统计测度研究”(24&ZD069)。

作者简介: 郭露,女,博士,教授,博士生导师,研究方向为经济统计;徐梦婕,通信作者,女,博士研究生,研究方向为创新统计;罗妹,女,硕士研究生,研究方向为创新统计;甘涵玉,女,研究方向为数据科学。

① 中国政府网: https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/19/content_9784.htm

② 新华社: https://www.mofcom.gov.cn/desdjsxxpt/wjhb/art/2022/art_38e47fd795f3490a96a7362ed21accab.html

可能影响城市创新投入和创新产出,也可能通过改善创新环境、促进产业协同和推动制造业升级,进一步影响城市创新系统的稳定性、适应性与持续演化能力。从现有研究来看,大多数学者聚焦于“中国制造2025”试点政策对微观企业创新投入与质量的静态影响^[1-2],或从城市层面考察其对创新能力的作用^[3]。虽有部分研究从企业创新韧性视角展开探讨^[4-5],然而目前仍缺乏针对城市创新韧性的相关研究。

鉴于此,本文基于2010—2023年中国258个地级及以上城市的面板数据,将“中国制造2025”试点示范城市(群)建设视为一项准自然实验,采用多期双重差分模型系统考察该政策对城市创新韧性的影响及作用机制。可能的边际贡献为:一是视角深入。突破以往侧重企业层面的局限,将研究视角聚焦到城市层面,把研究重点从静态的“创新能力”转向动态的“创新韧性”。二是机理深化。分析技术创新与数实融合两条路径对城市创新韧性的驱动作用,同时利用共同因子模型捕捉系统的动态适应性,弥补了传统静态指标测度方法的不足。三是空间拓展。从空间溢出与异质性视角,剖析政策在不同区域间的联动效应与差异,为构建弹性化的区域创新生态提供了实证支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)“中国制造2025”试点政策实施对城市创新韧性的直接影响

“中国制造2025”的政策效应,是当前产业政策绩效评估领域的核心研究内容。既有研究多立足微观视角,证实该政策可通过多种路径提升微观主体的创新投入、质量及生产效率,进而实现创新系统的优化。其既能激发企业的“信心效应”以引导企业增加研发投入^[6],也能借助税收减免、财政补贴等功能性工具缓解企业融资约束^[1,7],同时还能通过强化政府资源支持推动企业转型升级^[8]。中观层面,该政策可通过产业结构升级、人才集聚和财政支持等增强城市创新能力^[3],并能通过跨部门协同推动城市科技进步^[9]。

城市创新韧性是创新系统遭受外部冲击时,展现出的抵御、恢复及功能跃迁的综合能力。“中国制造2025”试点政策作为制造强国建设的重要抓手,通过“三大效应”协同发力,直接提升城市创新系统的韧性水平:一是资源配置效应。创新活动通常具有高风险、长周期等特征,且易受外部冲击影响,该政策通过财政补贴、税收减免等手段缓解微观主体的融资约束与试错成本^[1,7],保障

研发活动的连续性,夯实城市创新韧性的微观基础。二是信号引导效应。试点城市的认定释放政府支持技术创新的信号,能够改善市场信息不对称,吸引高端人才与社会资本积聚^[10],形成要素资源池,提升系统冲击后的恢复能力。三是竞争筛选效应。Aghion等(2015)^[11]认为,竞争性行业的产业政策能够提升企业生产率,“中国制造2025”试点政策通过设定技术标准和行业标杆,倒逼企业创新、优化供应链,推动创新系统迭代,强化演化韧性。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设1:“中国制造2025”试点政策能够提升城市创新韧性。

(二)“中国制造2025”试点政策实施影响城市创新韧性的路径

1. 技术创新

技术创新在产业政策影响区域发展韧性的过程中扮演着关键角色。基于演化经济学视角,技术创新并非单一技术突破,而是通过要素重组与知识转化,推动创新系统结构动态升级的过程。技术创新有助于区域经济高质量发展^[12]。从韧性视角看,高质量发展不仅依赖创新产出规模的扩大,更取决于创新系统在外部冲击下保持功能稳定、实现恢复调整和完成结构跃迁的能力,而城市创新韧性正是对这一能力的刻画。因此,技术创新不仅是提升城市创新能力的重要来源,也是增强城市创新韧性的关键支撑。

“中国制造2025”作为国家级产业政策,其核心导向在于通过政策引导与资源倾斜,推动试点城市开展技术创新、优化要素配置,这与城市创新韧性的演化逻辑相契合。政策通过释放明确信号,引导资本、人才、技术等创新要素向示范区集聚,驱动城市创新系统进行要素重组与知识转化,推动群体性、系统性技术创新;同时,政策通过提供强有力的财政激励,吸引高科技企业进入特定的试点城市产业集群^[13],进一步提升区域技术创新水平。技术创新既能直接推动产业结构优化、创新主体培育与创新生态完善,也能通过塑造多元化、协同化的创新生态,增强城市创新系统的自适应与抗冲击能力。具体而言,技术创新可打破传统路径依赖,提升系统应对技术变革、市场波动等外部冲击的灵活性,增强系统受损后的恢复能力与迭代升级潜力,进而提升城市创新韧性。已有研究也证实,技术创新深化可通过优化产业结构与完善创新生态,显著增强城市应对不确定性冲击的能力^[14]。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设2:“中国制造2025”试点政策能够通过提升城市技术创新水平,增强城市创新韧性。

2. 数实融合

数实融合是实体经济不断与数据、数字技术等数字经济要素相结合,推动实体经济内涵与边界不断拓展的过程^[15]。作为数字经济时代的产业演化新模式,数实融合通过构建产业网络连接政策激励城市创新韧性。

“中国制造2025”试点政策能有效解决数实融合过程中的市场失灵问题,是加速数实深度融合的关键外生动力。数实融合面临高昂转型成本与不确定的市场前景,亟须强有力的政策支持。已有研究表明,国家级新型工业化示范基地建设、财税政策组合激励均能助力数实融合发展^[16-17],而“中国制造2025”试点政策同样涵盖财政补贴、税收减免等多种支持手段,为数实融合的发展提供了有力保障。此外,高水平的数实融合能够重塑城市创新体系,助力提升城市创新韧性,具体体现在两个方面:一方面,基于创新生态理论,城市创新韧性的核心是创新生态的自我修复与迭代能力,数实融合可通过构建数字创新网络,推动企业、高校、科研机构等创新主体联动,破解产学研脱节难题,优化创新服务环境,提升系统抗干扰能力以应对外部冲击。已有研究表明,数实融合有助于构建数字产业集群创新体系^[18]。另一方面,基于韧性系统理论,数实融合可构建城市创新风险缓冲机制,通过推动传统产业升级、培育新兴产业形成多元化发展体系,催生新型创新模式、降低创新门槛、分散创新风险,提升系统抗风险能力与恢复效能。相关研究表明,数实融合通过重塑产业网络结构,对区域创新韧性产生了显著的正向影响^[19]。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设3:“中国制造2025”试点政策能够通过促进数实融合,增强城市创新韧性。

(三)“中国制造2025”试点政策实施影响城市创新韧性的空间溢出效应

新经济地理学理论指出,随着交通基础设施完善与区域一体化推进,创新要素跨界流动和知识技术空间扩散日益频繁,城市经济行为展现出显著的空间外部性。已有研究表明,产业政策能够优化资源配置、提升本地企业创新水平,同时能够突破行政边界,对邻近

地区的创新发展产生溢出效应^[20]。因此,评估“中国制造2025”试点政策效能时还需考量其对周边区域的辐射效应。

《中国制造2025》作为制造强国战略的纲领性文件,其实施过程具备上述空间外溢属性。既有实证研究印证了这一点:王伟龙等(2023)^[21]发现,“中国制造2025”试点政策显著提升了城市绿色发展效率,并具有明显的空间溢出性,能够带动邻近城市绿色绩效提升;季凯文等(2025)^[22]研究表明,“中国制造2025”试点政策打破了传统收敛假说,对产业基础能力产生显著的正向空间溢出效应,且溢出效应甚至超过了对本地的直接效应。结合产业政策普遍的空间外部性,以及“中国制造2025”试点政策在绿色发展、产业基础能力领域的跨区域辐射特征,可推断“中国制造2025”试点政策也能通过空间溢出效应提升区域创新韧性。具体而言,该政策可通过加速创新要素流转、强化产业链跨区域协作、促进知识技术扩散,在提升试点城市创新韧性的同时,对周边非试点城市产生正向的辐射带动作用。基于上述分析,本文提出如下假设:

假设4:“中国制造2025”试点政策对城市创新韧性的提升具有显著的正向空间溢出效应。

三、研究设计

(一)数据来源

本文以2010—2023年地级及以上城市的面板数据为研究样本。“中国制造2025”试点示范城市(群)名单依据各地政府关于试点示范城市(群)申报、创建及获批情况的公开披露信息整理得到。根据公开信息,首批进入“中国制造2025”试点示范范围的地区包括12个城市和4个城市群^①。其他数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》及各城市年度统计公报。剔除数据缺失较多的城市样本后,最终得到258个地级及以上城市、3612个观测值,个别年份缺失数据采用线性插值法补齐。

(二)变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为城市创新韧性(*Resi*)。借鉴高航和李恩极(2024)^[23]的研究思路,采用共同因子模型测度城市创新韧性。具体模型推导如下:

①鉴于“中国制造2025”试点示范城市(群)并非由单一汇总名单集中发布,本文根据各地政府公开披露的试点示范城市(群)申报、创建及获批信息整理名单。其中,12个城市包括宁波、泉州、沈阳、长春、武汉、吴忠、青岛、成都、赣州、广州、合肥、湖州;4个城市群包括珠江西岸地区(佛山、中山、珠海、江门、阳江、肇庆)、长株潭衡地区(长沙、株洲、湘潭、衡阳)、郑洛新地区(郑州、洛阳、新乡)、苏南五市(镇江、南京、常州、无锡、苏州)。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份, Y_{it} 表示城市创新产出变量(采用城市专利授权总量衡量)。 Z_{it} 为控制变量集: 包括产业结构($Indust$), 以第二产业和第三产业的比重衡量; 政府财政收入($Finance$), 用政府财政收入预算的自然对数衡量; 市场规模($Consume$), 使用社会消费品零售总额取对数衡量。 μ_i 和 λ_t 分别为城市固定效应和时间固定效应, ξ_{it} 为随机扰动项。 其中, 核心指标 v_{it} 为城市创新韧性($Resi$), 其值越大表明城市创新韧性越强, 该指标由共同因子结构表征:

$$v_{it} = \sum_{l=1}^d \lambda_{il} f_{lt} \quad (2)$$

式(2)中, f_{lt} 为在第 t 年发生的第 l 种外部冲击, 不随时间变化, 其对所有城市产生共同影响; λ_{il} 表示城市 i 对第 l 种冲击的异质性响应, 也不随时间变化, 体现了城市异质性。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为“中国制造 2025”试点政策(DID)。 根据试点城市名单及设立时间构建双重差分项: 若城市 i 在 t 年及以后被列入试点名单, 则 DID_{it}

赋值为 1, 否则为 0。

3. 中介变量

一是技术创新(PAT)。 借鉴马昱等(2019)^[24]的研究, 选取每万人发明专利、实用新型及外观设计专利的授权总量作为衡量指标。 二是数实融合(DRI)。 参考周密等(2024)^[25]的方法, 利用 1985—2024 年中国专利分类号信息构建技术关联矩阵, 并将技术关联映射至产业维度, 测算数字技术与实体产业的融合程度。

4. 控制变量

借鉴相关研究^[26-27], 本文引入以下控制变量: ①人口密度($Popden$), 以地区户籍人口与行政区域面积比值的自然对数衡量; ②金融发展水平(Fin), 采用年末金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值表征; ③财政投资力度($Fiscinv$), 以固定资产投资占政府一般财政支出的比重衡量; ④产业结构($Indstr$), 采用第三产业增加值占地区生产总值的比重表示; ⑤教育支持力度($Eduexp$), 以教育支出占政府一般财政支出的比重衡量。 变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	样本数	均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	城市创新韧性($Resi$)	3612	-0.0053	2.6654	-3.2161	0.3330
解释变量	“中国制造 2025”试点政策(DID)	3612	0.0617	1.0000	0.0000	0.2407
控制变量	人口密度($Popden$)	3612	5.8815	7.4866	3.7226	0.7922
	金融发展水平(Fin)	3612	2.6036	6.8868	1.0077	1.2047
	财政投资力度($Fiscinv$)	3612	6.0633	22.3130	0.2910	4.0436
	产业结构($Indstr$)	3612	0.4295	0.7265	0.2132	0.1016
	教育支持力度($Eduexp$)	3612	0.1758	0.2692	0.0874	0.0385
中介变量	技术创新(PAT)	3612	15.3762	155.7845	0.3605	25.5642
	数实融合(DRI)	3612	3.1496	64.2821	0.0012	9.0516

(三) 模型构建

1. 多期双重差分模型

本文将“中国制造 2025”试点政策视为一项准自然实验。 考虑到试点城市分批次逐步设立, 采用多期双重差分模型评估该政策对城市创新韧性的净效应, 基准模型设定如下:

$$Resi_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 被解释变量 $Resi_{it}$ 表示城市创新韧性, 核心解释变量 DID_{it} 为政策虚拟变量, $control_{it}$ 为一系列影响城市创新韧性的控制变量, μ_i 和 λ_t 分别表示城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项, 系数 β_1 捕捉了政策实施对城市创新韧性的平均处

理效应。

2. 中介效应模型

为进一步探讨政策驱动城市创新韧性的内在逻辑, 本文未采用传统的“三步法”中介效应模型, 而是参考 Di 和 Laux(2022)^[28]的研究, 采用更具稳健性的两阶段检验法识别政策传导路径。 该方法通过拟合机制变量的“净变化”, 能有效捕捉政策驱动下的纯粹效应, 模型设定如下:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Resi_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{M}_{it} + \gamma_2 control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, M_{it} 为机制变量, 分别为技术创新(PAT)与数实融合(DRI)。 式(5)中的 $\hat{M}_{it}$ 为基于式(4)回归得到的

机制变量拟合值。若系数 α_1 和 γ_1 均显著,则证实试点政策通过提升技术创新水平和深化数实融合增强了城市创新韧性。

3. 空间溢出效应模型

考虑到城市创新效应存在明显的空间外部性,忽略空间关联可能导致估计偏误,故本文构建多期空间双重差分模型,以考察政策的跨界影响:

$$Resi_{it} = \beta_0 + \rho W Resi_{it} + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 W DID_{it} + \gamma control_{it} + \theta W control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, W 为地理距离平方反比权重矩阵, ρ 为空间自回归系数, β_2 和 θ 分别表示核心解释变量与控制变量的空间交互项系数。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表2报告了“中国制造2025”试点政策影响城市创新韧性的基准回归结果。第(1)列仅包含核心解释变量,第(2)列控制城市固定效应和时间固定效应,第(3)列进一步加入控制变量。在逐步加入控制变量与控制双向固定效应后,核心解释变量 DID 的系数均在1%的水平上显著为正,且数值保持相对稳定。这表明,“中国制造2025”试点政策显著提升了城市创新韧性,从而验证了假设1。作为国家层面推动制造业转型升级的核心战略,“中国制造2025”试点政策通过引导创新资源向试点城市集聚并优化创新生态系统,为城市抵御外部风险、重构创新动能提供了关键的制度支撑与资源保障,有效增强了城市创新系统应对外部冲击的自适应能力。

(二) 平行趋势检验

满足平行趋势假设是使用双重差分法进行因果推断的前提。考虑到传统双向固定效应模型(TWFE)在处理效应异质性时可能存在的负权重偏差,本文借鉴Callaway和Sant’Anna(2021)^[29]提出的CSDID方法进行事件研究法检验。结果如图1所示,平行趋势假设成立,为双重差分模型的有效性提供了保障。

(三) 稳健性检验

1. 异质性处理效应检验

考虑到多期DID模型中的双向固定效应(TWFE)估计量可能因处理效应异质性产生负权重偏误,本文首先采用Bacon分解法进行诊断。分解结果显示,“处理组与从未处理组”这一净效应比较权重的占比高达

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>Resi</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>Resi</i>
<i>DID</i>	0.1257*** (5.245)	0.2164*** (5.002)	0.1106*** (4.058)
<i>Popden</i>			0.8240*** (3.353)
<i>Fin</i>			0.0425** (1.987)
<i>Fiscinv</i>			0.0014 (0.308)
<i>Indstr</i>			-4.7983*** (-17.673)
<i>Eduexp</i>			0.3301 (0.799)
常数项	-0.0131 (-1.091)	-0.0187*** (-7.000)	-2.9748** (-2.012)
城市固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	是	是
N	3612	3612	3612
R ²	0.0083	0.3080	0.5667

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

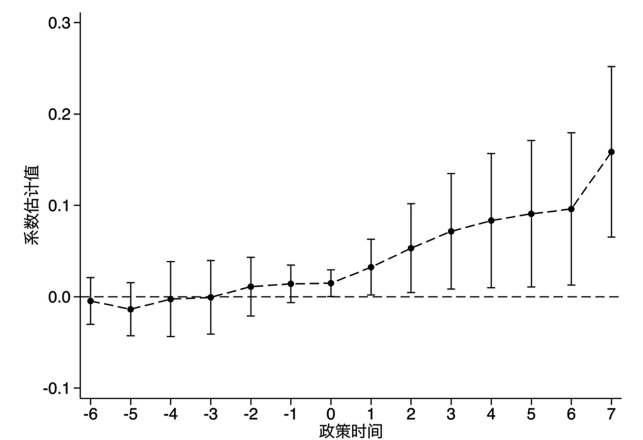


图1 平行趋势检验

99.1%,表明基准回归受“负权重偏差”干扰极小,TWFE估计结果具有较高的可信度^①。

为进一步排除异质性处理效应的影响,本文采用三类异质性稳健估计量对基准模型进行重估:一是基于组群-时期的CSDID估计量;二是结合了合成控制法优势的合成双重差分法(SDID);三是基于反事实预测的插值法(DIDImputation)。结果如表3所示,上述三种检验均在5%及以上的水平上显著为正。

①限于篇幅,检验结果留存备索。

表3 异质性稳健估计量

变量	(1) CSDID	(2) SDID	(3) DID_imputation
估计量	0.0687** (2.388)	0.0346** (1.405)	0.0981*** (3.578)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	3612	3612	3612

2. 安慰剂检验

为排除不可观测的城市特征或随机因素对估计结果的干扰,本文通过随机抽取试点城市名单并构造伪政策时间,重复模拟迭代1000次,并根据所得回归系数绘制核密度分布图。结果如图2显示,随机模拟产生的系数集中分布在0附近,且近似服从正态分布,与基准回归系数0.1106存在显著差异。这表明,基准回归所捕捉到的政策效应并非由不可观测的混淆因素或偶然性因素驱动,从而有力地证实了研究结论的稳健性。

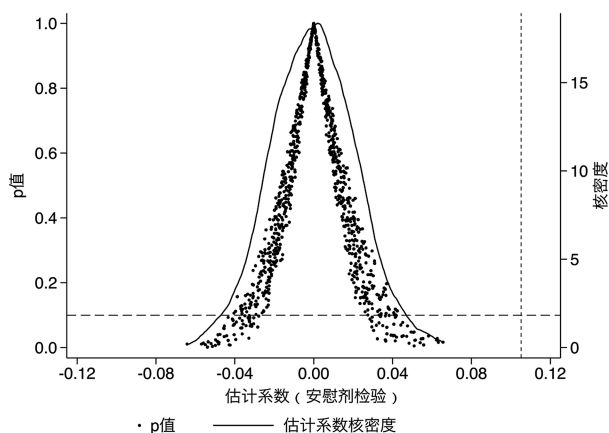


图2 安慰剂检验

3. 其他稳健性检验

为确保研究结论的可靠性,本文从以下七个维度进一步开展了稳健性检验:(1)倾向得分匹配(PSM-DID)。为规避样本选择偏差,采用1:1近邻匹配法对控制组进行筛选。在满足协变量平衡性假设的基础上,重新进行双重差分估计。(2)更换被解释变量。参考丁建军等(2020)^[30]的研究,从抵抗与恢复能力、适应与调整能力、创新与转型能力等视角构建城市创新韧性评价指标体系,利用熵权法重新测算被解释变量进行回归。(3)剔除

特定样本。考虑到直辖市在行政级别与资源禀赋上的特殊性,剔除北京、上海、天津和重庆四个直辖市样本后重新回归。(4)更严格的固定效应控制。在模型中进一步纳入“省份×年份”联合固定效应,以吸收各省份内部随时间变化的不可观测冲击。(5)排除竞争性政策干扰。在模型中加入“国家创新型城市”“智慧城市”“智能建造”三项同期试点政策虚拟变量,以剥离政策叠加产生的混淆影响。(6)调整标准误聚类层级。将标准误聚类至“城市”与“省份-年份”双重维度,以检验更严格统计推断条件下的结果稳定性。(7)缩尾处理与补充控制变量。考虑到测量误差及样本离群值可能对回归结果产生干扰,本文对所有连续型被解释变量和控制变量进行了上下1%的缩尾处理。而后,为缓解遗漏变量偏误,在基准模型基础上引入人力资本水平^①与移动电话普及率^②两个控制变量。上述稳健性检验的回归结果显示^③,核心解释变量DID的系数在所有模型中均保持正向显著,表明“中国制造2025”试点政策能够提升城市创新韧性的结论具有较强的稳健性。

(四)影响机制检验

1. 技术创新

表4第(1)列结果显示,DID的估计系数在1%的水平上显著为正,表明“中国制造2025”试点政策显著推动了城市技术创新。列(2)中,技术创新拟合值的回归系数同样显著为正,表明试点政策通过提升技术创新水平,有效增强了城市的创新韧性。据此,假设2得到验证。

2. 数实融合

表4第(3)列结果显示,DID的估计系数在1%的水平上显著为正,反映出试点政策显著促进了数字技术与实体经济的深度融合。列(4)结果表明,数实融合拟合值的回归系数显著为正。这说明数实融合是试点政策发挥效能的关键机制之一:试点政策通过深化数实融合优化了资源配置效率,从而提升了城市创新韧性。据此,假设3得到验证。

(五)异质性分析

1. 宏观区位异质性

从地理视角审视,我国创新要素集聚与创新能力呈现明显的空间分异特征。为考察“中国制造2025”试点政策效应的区位异质性,本文从“沿海—内陆”与

①人力资本水平以普通高等学校在校学生数占年末总人口的比重衡量。

②移动电话普及率以平均每人拥有的移动电话数衡量。

③限于篇幅,检验结果留存备索。

表4 机制检验结果

变量	(1) <i>PAT</i>	(2) <i>Resi</i>	(3) <i>DRI</i>	(4) <i>Resi</i>
<i>DID</i>	15.5549*** (3.853)		9.5293*** (4.133)	
<i>PAT</i>		0.0071*** (4.058)		
<i>DRI</i>				0.0116*** (4.058)
常数项	-362.9365*** (-4.368)	-0.3938 (-0.247)	-169.6459*** (-4.073)	-1.0055 (-0.651)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	3612	3612	3612	3612
调整的R ²	0.8857	0.5308	0.7772	0.5308

表5 异质性检验结果(一)

变量	(1) 沿海	(2) 内陆	(3) 东部	(4) 中部	(5) 西部
<i>DID</i>	0.0419* (1.712)	0.1925*** (3.856)	0.0368 (1.496)	0.1685*** (3.312)	0.1094 (0.730)
常数项	-0.6554 (-1.209)	-2.0148 (-1.097)	-0.8163 (-1.524)	0.0426 (0.041)	-6.8787 (-1.466)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	1512	2100	1400	1358	854
R ²	0.8099	0.6012	0.8269	0.6168	0.6141

“东—中—西”^①两个维度进行分组回归。表5结果显示,在“沿海—内陆”维度,沿海和内陆城市的政策效应系数均为正,其中内陆城市的系数为0.1925,并在1%的水平上显著,高于沿海城市的0.0419。在“东—中—西”维度,中部地区政策效应的系数为0.1685,并在1%的水平上显著;东部和西部地区的系数虽为正,但未通过显著性检验。总体来看,政策效应在内陆城市 and 中部城市中表现得更为突出。

这一差异可能与不同地区的创新基础和政策边际收益有关。东部沿海地区创新体系和制造业转型基础相对成熟,政策实施前已具备较高的创新韧性水平,边际提升空间有限;中部地区兼具制造业基础和转型升

级需求,政策支持更容易转化为创新韧性的提升;西部地区则受创新要素集聚、产业链配套和技术吸收能力等因素制约,政策效应释放仍需更长周期。

2.资源禀赋异质性

资源型城市常面临产业结构单一和路径依赖等约束。本文依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将样本城市划分为资源型城市和非资源型城市两组,然后进行分组检验,结果如表6所示。“中国制造2025”试点政策对资源型城市和非资源型城市的创新韧性均产生了显著促进作用。其中,资源型城市的政策效应系数为0.2263,并在1%的水平上显著;非资源型城市的系数为0.0561,并在5%的水平上显著。从系数大小看,政策效应在资源型城市中表现得更为明显。这表明“中国制造2025”试点政策有效破解了资源型城市的路径锁定效应。其内在逻辑在于:一方面,该政策倡导的智能化与绿色化转型为资源型城市打破传统路径依赖提供了外生动力与技术路线;另一方面,政策引导的资源注入有效弥补了创新基础设施短板,通过产生显著的“补偿效应”快速提升了创新要素的配置效率。

表6 异质性检验结果(二)

变量	(1) 资源型 城市	(2) 非资源型 城市	(3) 老工业 基地	(4) 非老工业 基地
<i>DID</i>	0.2263*** (2.787)	0.0561** (2.084)	0.1674*** (3.191)	0.0701** (2.264)
常数项	-2.8534 (-0.921)	-1.0019* (-1.658)	1.6026 (1.392)	-2.3941 (-1.535)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	1358	2254	1302	2310
R ²	0.6175	0.6737	0.6596	0.6066

3.工业发展基础异质性

老工业基地承载着国家战略安全与产业转型的双重使命。本文依据《全国老工业基地调整改造规划(2013—2022年)》,将样本城市划分为老工业基地城市和非老工业基地城市两组,然后进行分组回归,结果如表6所示。“中国制造2025”试点政策对两类城市的

①根据“七五”计划和“西部大开发”战略的划分标准确定东、中、西部地区。

创新韧性均产生了显著的提升作用,但老工业基地城市的政策效应系数(0.1674)高于非老工业基地城市(0.0701)。这表明“中国制造2025”试点政策在老工业基地释放了更大的制度红利。其内在逻辑在于:尽管老工业基地面临设备老化等现实困境,但其凭借完备的工业体系存量与熟练的技术工人队伍,在承接先进制造技术方面具有显著优势。政策的实施通过产生“雪中送炭”式的资源集聚效应,有效激活了存量产业资源,助力其突破转型升级的关键瓶颈,实现创新能力的跃升。

五、进一步分析:空间溢出效应检验

为考察“中国制造2025”试点政策的空间跨界影响,本文构建地理距离平方反比空间权重矩阵,并利用全局莫兰指数(Moran's I)考察城市创新韧性的空间相关性。检验结果显示^①,2010—2023年莫兰指数均在1%的水平上显著为正,表明城市创新韧性存在显著的正向空间集聚特征。在模型识别上,基于LM、LR、Wald及Hausman检验结果^②,本文最终选取双向固定效应SDM-DID模型进行估计。

表7报告了空间溢出效应结果。结果显示,空间

表7 空间溢出效应检验结果

变量	(1) SDM-DID
<i>DID</i>	0.0976*** (3.537)
<i>W×DID</i>	0.7621*** (10.958)
<i>ρ</i>	0.2485*** (6.713)
<i>sigma2_e</i>	0.0571*** (40.907)
直接效应	0.1106*** (3.927)
间接效应	1.0342*** (11.199)
总效应	1.1447*** (12.704)
控制变量	是
城市固定效应	是
时间固定效应	是
<i>N</i>	3354
<i>R</i> ²	0.2832

①限于篇幅,检验结果留存备索。

②限于篇幅,检验结果留存备索。

滞后因变量系数 ρ 为0.2485,并在1%的水平上显著,说明城市创新韧性存在显著的正向空间依赖。核心解释变量*DID*及其空间滞后项*W×DID*的系数均显著为正,表明“中国制造2025”试点政策不仅能够提升本城市的创新韧性,也会通过空间关联对邻近城市产生正向影响。进一步的效应分解结果显示,直接效应为0.1106,间接效应为1.0342,且均在1%的水平上显著。由此可见,“中国制造2025”试点政策既具有本地促进效应,也存在明显的空间溢出效应,假设4得到验证。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文将“中国制造2025”试点政策视为一项准自然实验,实证考察了其对城市创新韧性的影响效应、作用机制及空间溢出特征。主要结论如下:(1)“中国制造2025”试点政策显著提升了城市创新韧性,该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。(2)技术创新与数实融合是政策发挥效能的关键传导机制。试点政策提升了城市整体技术创新水平,推动了数字技术与实体产业的深度融合,进而增强了城市创新韧性。(3)政策效应存在显著的区位、资源禀赋与工业基础异质性,内陆城市及中部城市的政策响应程度显著高于沿海城市与东部城市,且政策对资源型城市及老工业基地城市的创新韧性提升效果更为突出。(4)政策效能具有显著的正向空间溢出效应,不仅能够提升本地创新韧性,并且对周边城市产生了积极的带动作用。

(二)政策建议

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,深化试点政策导向,构筑“技术创新”与“数实融合”双轮驱动的韧性支撑体系。实证结果显示,技术创新与数实融合是政策赋能创新韧性的两个关键路径。因此,应进一步深化“中国制造2025”试点政策。一方面,试点城市应发挥政策的直接激励作用,通过针对性财税政策引导创新资源投向核心技术与基础研发领域,增强技术储备与创新能力;另一方面,应加速工业互联网、智能制造等基础设施建设,推动数字技术在研发、生产、管理等制造全环节的融合应用,提高资源配置与响应效率,增强城市创新体系应对冲击的适应能力和恢复能力。

第二,优化政策空间布局,提升不同类型城市的政策承接与转化能力^[31]。异质性分析表明,政策在中

部城市、资源型城市 and 老工业基地城市的促进作用更为明显。对此,应根据不同城市的发展基础和转型约束实施差异化支持。中部地区应依托制造业基础和区位优势,推动先进制造业集群建设和跨区域创新协同;东部地区应更多转向关键核心技术突破和高水平创新生态优化;西部地区应重点补齐创新要素集聚、产业链配套和技术吸收能力短板,提高政策承接效率。对资源型城市,应借助政策引导产业结构多元化,降低对资源的过度依赖;对老工业基地,应支持其盘活现有工业资源,推动传统产业转型升级。通过精准支持,激发后发地区创新潜力,促进区域协调发展。

第三,推动跨区域协同,构建区域联动的创新网络。试点政策对周边城市存在显著的正向溢出效应。因此,政策设计应重视区域协同,增强试点城市的辐射带动作用,建立跨区域科技资源共享平台与人才流动机制,降低制度性流动成本,推动形成以试点城市为核心、周边城市协同配套的产业链分工体系,促进技术外溢与产业协作,提升区域整体创新韧性。◆

参考文献:

- [1] 刘冰冰,刘戒骄. 区位导向型产业政策的创新驱动效应:基于“中国制造2025”国家级示范区政策的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2023(5):1-14.
- [2] 魏向杰,程琦. 产业政策、信号效应与企业创新:基于《中国制造2025》准自然实验[J]. 管理评论, 2023, 35(8):117-130.
- [3] 曹倩雯,曾军平. 地方产业政策与城市创新:基于“中国制造2025”国家级示范区政策的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2025(1):128-140.
- [4] 李斌,薛希萌,张琪睿,等. 人工智能对企业创新韧性的影响:基于技术能力适应性视角[J]. 研究与发展管理, 2025, 37(6):53-65.
- [5] 卢正文,许康. 数字化转型对企业创新韧性的双重效应研究[J]. 管理学报, 2024, 21(7):1046-1055.
- [6] 芮明杰,韩佳玲. 产业政策对企业研发创新的影响研究:基于促进创新型产业政策“信心效应”的视角[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(9):78-97.
- [7] 潘凌云. 产业政策与企业生产率:来自《中国制造2025》颁布的准自然实验[J]. 经济学报, 2023, 10(4):284-304.
- [8] 逯东,池毅. 《中国制造2025》与企业转型升级研究[J]. 产业经济研究, 2019(5):77-88.
- [9] Conroy G. How “Made in China 2025” helped supercharge scientific development in China's cities[J]. Nature, 2024, 635.
- [10] 常露露,方森辉. 产业政策调整与企业创新绩效研究[J]. 财经论丛, 2024(6):16-25.
- [11] Aghion P, Dewatripont M, Du L, et al. Industrial Policy and Competition [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015, 7(4):1-32.
- [12] 刘敬伟,王睿,饶廷义. 营商环境、技术创新与区域经济高质量发展[J]. 统计理论与实践, 2026(6):17-24.
- [13] Mane K, Park G, Shen A. High-tech clusters, labor demand, and inequality: Evidence from “Made in China 2025” [J]. Regional Science and Urban Economics, 2025, 115:104142.
- [14] 汤凯,蔡晓培,王海杰. 数字技术对城市创新能力的影响研究[J]. 经济与管理研究, 2026, 47(1):83-99.
- [15] 黄先海,高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率:基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11):118-136.
- [16] 朴小锐,陈晓峰,张卓,等. 国家级新型工业化示范基地建设是否促进数实融合?:基于区域创新生态视角[J]. 产业经济研究, 2025(5):1-14.
- [17] 王宏瑞,郭俊汝. 供给激励与需求牵引:财税政策组合推动数实技术融合的协同效应研究[J/OL]. 当代财经, 1-15 [2026-08-03]. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20260128.001>.
- [18] 刘洋,张艺楠,陈超. 基于“数实深度融合”的数字产业集群创新系统[J/OL]. 科学学研究, 1-19 [2026-08-03]. <https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20251202.004>.
- [19] 申晨荣,高波. 数实产业融合与区域创新生态系统韧性:基于“点-线-面”产业网络结构视角[J]. 华东经济管理, 2026, 40(1):42-49.
- [20] 刘冰冰,刘爱梅. 产业政策与竞争政策的技术创新效应:协调促进还是冲突抑制[J]. 科技进步与对策, 2025, 42(8):24-33.
- [21] 王伟龙,王健龙,谢成兴,等. “中国制造2025”试点示范城市建设对城市绿色发展效率的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9):147-158.
- [22] 季凯文,罗璐慧,汤文颖,等. “制造强国”政策能否提升产业基础能力?:基于连续型空间DID模型的实证分析[J]. 管理评论, 2025, 37(9):42-55.
- [23] 高航,李恩极. 中国城市的创新韧性及提升:基于交通基础设施建设视角[J]. 中国科技论坛, 2024(12):155-164.
- [24] 马昱,邱莞华,王昕宇. 城市基础设施、技术创新与区域经济发展:基于中介效应与面板门槛模型分析[J]. 工业技术经济, 2019, 38(8):116-123.
- [25] 周密,王雷,郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较:基于专利共分类方法的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(7):5-27.
- [26] 周璇,王倩. 协同创新驱动视角下产业链韧性提升的机制与路径:基于创新型产业集群多期DID的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2026, 43(3):67-77.
- [27] 张晓晖,张传娜. 地方政府债务、固定资产投资与经济增长关系研究:基于东北三省111个县(市)数据的分析[J]. 经济纵横, 2020(8):100-107.
- [28] Di Giuli A, Laux P A. The effect of media-linked directors on financing and external governance [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 145(2):103-131.

[29] Callaway B, Sant' Anna P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. Journal of Financial Economics, 2021, 225(2): 200–230.

[30] 丁建军, 王璋, 柳艳红, 等. 中国连片特困区经济韧性测度

及影响因素分析[J]. 地理科学进展, 2020, 39(6): 924–937.

[31] 周楠, 赵晓旭, 杨珍. 京津冀城市群科技创新与绿色发展协同效应研究[J]. 创新科技, 2024, 24(4): 43–54.

The Impact of Establishing “Made in China 2025” Demonstration Zones on Urban Innovation Resilience

Guo Lu, Xu Mengjie, Luo Mei, Gan Hanyu

Abstract: Against the backdrop of heightened global economic uncertainty and accelerating industrial transformation, strengthening urban innovation resilience has become essential to advancing high-quality development. Using panel data for 258 Chinese cities from 2010 to 2023, this study measures urban innovation resilience with a common factor model and treats the establishment of pilot and demonstration cities (clusters) under the Made in China 2025 initiative as a quasi-natural experiment. A staggered difference-in-differences model and a spatial Durbin model are employed to systematically examine the policy's effects on urban innovation resilience, its underlying mechanisms, and its spatial spillovers. The results show that the policy significantly enhances innovation resilience in pilot cities, and this finding remains robust across a series of sensitivity tests. Mechanism analysis indicates that technological innovation and deeper integration of the digital and real economies constitute the principal channels through which the policy takes effect. Heterogeneity analysis reveals stronger effects in central and inland cities, resource-based cities, and old industrial base cities, suggesting the policy's potential to reduce regional innovation disparities. Spatial analysis further demonstrates significant positive spatial dependence in urban innovation resilience. In addition to strengthening local innovation resilience, the policy generates positive spillover effects on neighboring cities. By evaluating major industrial policies from a dynamic resilience perspective, this study extends the existing policy evaluation framework and provides empirical evidence and policy implications for advancing China's manufacturing powerhouse strategy, fostering resilient regional innovation ecosystems, and promoting coordinated regional development amid uncertainty.

Key words: Made in China 2025; Urban Innovation Resilience; Integration of the Digital and Real Economies; Spatial Spillover Effects

(责任编辑: 新月)

数据资产化对制造业企业新质生产力的影响研究

赵 巍^{1,2}, 姜可越¹

(1. 南京信息工程大学 管理工程学院, 江苏 南京 210044; 2. 无锡学院 数字经济与管理学院, 江苏 无锡 214105)

摘要:数据资产化为制造业企业培育新质生产力提供了新的动力。基于2011—2023年沪深A股制造业上市企业的非平衡面板数据,构建双向固定效应模型,实证检验数据资产化对制造业企业新质生产力的影响效应与作用机制。研究结果显示,数据资产化对制造业企业新质生产力具有促进作用,在经过一系列稳健性检验后,结论依然稳健成立。机制检验表明,数据资产化主要通过缓解融资约束和推动数字化转型两条路径间接推动制造业企业新质生产力发展。异质性分析发现,数据资产化的促进效应在高科技企业和非国有企业中表现突出。基于此,建议完善数据要素市场基础制度,加速数字化转型进程,分类推进数据资产的价值释放,以助推制造业企业新质生产力发展。

关键词:数据资产化;制造业企业;新质生产力;融资约束;数字化转型

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)09-0015-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.09.002

一、引言

党的二十届四中全会提出“加快高水平科技自立自强,引领发展新质生产力”的重大战略任务。当前,全球科技革命与产业变革正加速推进,积极培育和壮大新质生产力成为驱动经济高质量发展、支撑中国式现代化建设的关键动力。制造业企业是实体经济的核心主体,发展新质生产力是制造业企业提升核心竞争力、推动我国产业体系高质量发展的关键所在。受限于对传统生产要素的依赖,制造业企业新质生产力的发展仍面临数字化转型动力不足等问题,行业间数字化转型成效分化明显,大量中小企业仍受制于设备互联互通水平低、数字化能力薄弱等基础短板^[1]。在推进数字化转型过程中,企业不仅需要承担高昂的显性成本,还面临组织变革、流程再造等隐性成本,转型投入远超传统模式下的成本预期。因此,单纯依靠传统要素投入已难以为继,亟须寻找新的增长动能与发展模式,新质生产力正是破解瓶颈的关键所在。加快培育新质生产力,既是制造业企业突破传统要素约束、重塑核心竞争力的

重要路径,也是推动我国制造业迈向高端化、智能化、绿色化的重要支撑。

数据要素既拥有资源属性,又承担着生产力的角色。充分发挥数据要素的双重作用,需要推动其完成从资源形态向资产形态的转化。数据资产作为重要的生产要素,能够为各行各业提供高价值的信息支撑,有效助力技术研发与产业创新。同时,其在驱动企业运营模式迭代升级、推动产业结构优化调整方面发挥着关键作用,能够从整体上提升社会资源配置的效率与水平。对制造业企业而言,其生产管理活动中积累的研发数据、设备状态信息与供应链记录,正成为企业的战略资源。数据资产化通过将数据资源转化为可计量、可交易的资产形态,重构企业生产函数,实现对传统生产力体系的重组与再造。在此过程中,其依托技术渗透、空间再造与生态增效等多重传导机制,持续赋能新质生产力的培育与发展。鉴于此,系统探究数据资产化驱动制造业企业新质生产力发展的影响效应与作用机制,有助于揭示数据要素赋能实

基金项目:江苏省社会科学基金一般项目“数字技术驱动江苏制造业产业链现代化的机制与路径研究”(23GLB003)。

作者简介:赵巍,男,博士,教授,研究方向为数字经济;姜可越,女,硕士研究生,研究方向为数字经济。

体经济的微观机制,也能为制造业企业释放数据资产价值、优化资源配置、实现高质量发展提供参考。

二、文献综述

当前,学界关于数据资产化的相关研究,主要围绕内涵阐释、特征描述、测度方法等方面展开。内涵阐释上,数据资产化通过权属确认、估值分析及深度开发等环节,将原始分散的数据转变为可供管理的有价资产^[2]。特征描述上,数据资产具有虚拟性,需要依附其他生产要素发挥价值;同时,数据资产化具备非竞争性、非排他性以及可复制性等特征,通常认为数据需同时满足可反复使用与使用年限超过一年的双重条件才可被列为数据资产^[3]。测度方法上,主要包括成本法和收益法、经济增长核算法^[4]、文本分析法^[5-6]等。在企业层面的测度上,现有研究主要形成了三种常见思路:一是基于年报文本,从数据收集、存储、分析与应用四个阶段构建衡量体系^[7];二是采用文本分析法,利用自用型(ODA)与交易型(DDA)数据资产词典对A股非金融上市公司年报进行词频挖掘,以测算数据资产化程度^[5];三是将企业市场价值与固定资产、金融资产及无形资产的差额作为数据资产价值的代理指标^[6]。上述方法为测度数据资产化提供了多元路径,但统一标准与动态性考量尚待深化。

学界关于新质生产力相关的研究主要聚焦于内涵与测度等方面。内涵方面,有学者认为发展新质生产力的关键在于“新”和“质”。“新”是指以科技创新为主导发展新产业,“质”是指通过技术进步、生产要素优化组合推动高质量发展^[8]。对制造业企业新质生产力而言,其演进路径亦契合新质生产力发展的普遍规律。测度方面,学者们从多重视角构建了评价指标体系:一是基于三阶段SP-DEA动态分析模型,从创新驱动与绿色引领两大维度选取企业新质生产力指标^[9];二是聚焦科技、绿色、数字三大方向构建综合评价框架^[10-12];三是基于生产力三要素,从新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料三个维度构建综合评价框架。

关于数据资产化对企业新质生产力影响的研究,现有研究从理论与实证角度分析了两者的逻辑关系,普遍认同数据资产化对企业新质生产力具有稳健的促进作用。数据资产化通过优化资源配置发挥作用,具体体现为通过缓解融资约束、降低信息不对称等释放要素活力^[13]。同时,数据资产化可以通过提升信息流通效率、提高上下游供应链企业的协作效率、提升科技创新水平和优化人力资本结构来助推企业新质生产力

发展。但是,数据资产化因权属不明、安全不足、确认不清、审查不完备等问题,一定程度上制约了其价值释放与乘数效应发挥,唯有系统性优化制度供给,才能有效赋能企业新质生产力发展^[14]。

综上所述,现有文献为本文提供了有益的理论参考与经验借鉴,但关于数据资产化与制造业企业新质生产力之间的影响效应与作用机制还不够明晰。鉴于此,本文将数据资产化与制造业企业新质生产力纳入统一研究框架,从多维视角分析两者之间的影响效应,并检验其作用机制。本文可能的边际贡献在于:一是解析了数据资产化驱动制造业企业新质生产力发展的作用机制;二是丰富了数据资产化和制造业企业新质生产力发展的交叉研究;三是实证检验了数据资产化对制造业企业新质生产力的影响及其异质性,为系统性转化数据资产、发展新质生产力提出了针对性建议,并为政策制定提供了实践支撑。

三、理论分析与研究假设

(一)数据资产化对制造业企业新质生产力的直接影响

数据资产化以其独有的属性特征,为制造业企业突破传统生产要素约束、实现生产效率持续提升提供了内生动力。具体而言,数据资产化通过权属确认、估值分析与深度开发等环节,将制造业企业生产过程中产生的原始数据转化为可计量、可交易、可增值的数据资产^[15]。同时,数据资产的非竞争性与可复制性特征,决定了其能够被多个主体同时使用且价值不受损耗,这一特性使制造业企业能够在同一数据资产基础上,同时优化产品参数、调整工艺流程、响应市场需求,实现多场景并行增效。此外,数据资产需同时满足可反复使用与使用年限超过一年的双重条件,这意味着其价值释放具有持续性与累积性特征^[16];经资产化处理的数据能够在长期使用中不断沉淀知识与经验,形成动态演进的生产力提升路径。这表明,数据资产化能进行数据要素的低成本复用与长期价值释放,突破传统生产要素边际收益递减的约束,为生产效率的持续提升提供内生动力。

从生产力构成要素视角分析,数据资产化对制造业企业新质生产力的驱动体现在三个方面:其一,拓展劳动对象。数据经资产化成为可计量、可交易的新型劳动对象^[13]。其二,赋能劳动工具。数据资产嵌入生产设备与管理流程,实现从自动化向智能化的跃迁,契合新质生产力对“质”的提升要求。其三,优化劳动力。数据资产化倒逼劳动力技能升级,推动岗位结构从操

作型向知识型转变,促进人力资本高端化集聚^[17]。更重要的是,数据资产化的协同属性能够打破劳动力、劳动工具与劳动对象之间的信息壁垒,实现三者更高水平上的动态匹配。这种以数据为纽带的要素整合机制,构成了制造业企业新质生产力持续发展的微观基础,体现了“新”要素形态与“质”的协同效应。基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:数据资产化对制造业企业新质生产力具有正向显著影响。

(二)数据资产化对制造业企业新质生产力的作用机制

数据资产化能够有效缓解制造业企业的融资约束,为新质生产力的发展创造条件。一方面,大型制造业企业通过对生产经营中沉淀的数据要素进行系统化采集与价值转化,将其转变为兼具运营提效与融资增信功能的战略性资产,这种转化不仅强化了企业在资本市场的竞争优势,更为其可持续发展注入了资本动能。另一方面,数据资产凭借其虚拟性与非消耗性特质,突破了传统融资模式对物理空间和实物抵押的依赖,有效弥补了中小企业在资产规模与信用积累方面的短板^[18]。此外,根据信息不对称理论,数据资产化通过提升投资者对企业实际经营状况的了解程度,有助于化解因信息不对称引发的逆向选择风险,能够有效吸引优质资本的流入以缓解企业融资约束。

融资约束的缓解有助于促进制造业企业新质生产力发展。科技创新是制造业企业新质生产力形成与跃升的核心驱动力,数据资产化所带来的融资环境改善为企业持续创新提供了重要的资金保障。融资约束的缓解使制造业企业能够将更多内部资源投向研发活动^[19],包括引进先进研发设备、开展关键技术攻关、引进人才以及推动生产工艺的迭代升级等。资金的持续注入加速了智能制造技术、绿色制造工艺与新材料应用等创新成果的转化落地,进而催生新的生产方式与制造模式,促进新质生产力的发展。基于此,本文提出如下研究假设:

假设2:数据资产化能够通过缓解融资约束促进制造业企业新质生产力发展。

数据资产化能够加速制造业企业数字化转型的进程。首先,数据资产化通过对制造业企业生产、运营、管理等环节产生的原始数据进行清洗、整合与标准化处理,有效打通研发设计、生产制造、供应链管理等环节的“数据孤岛”,为数字化应用奠定基础。其

次,数据资产化过程中的估值分析与权属确认,倒逼企业建立完善的数据治理体系,推动企业在组织架构、业务流程与管理模式上向数字化方向变革。最后,数据资产的可交易性与可增值特征,为企业数字化转型提供了明确的价值导向与激励机制:企业意识到数据能够作为资产创造经济价值,其投资建设数字基础设施、引入智能装备、培养数字人才^[20]、增加专利产出^[21]的意愿显著增强,从而加速数字化转型进程。

数字化转型有助于推动制造业企业新质生产力发展。第一,在生产工具层面,数字化转型将类脑智能、云技术等引入制造流程,推动知识生产迈向智能化与超算化,为生产力质态升级注入技术动能^[22]。第二,在要素配置层面,数字化转型通过提升全要素生产率,促使数据在与传统要素的交互中发挥乘数效应,催生新质生产力的创新驱动动力。第三,在人力资本层面,数字化转型通过强化数据思维与专业技能,优化数字劳动力的整体结构,进而夯实新质生产力发展的人才根基。基于此,本文提出如下研究假设:

假设3:数据资产化能够通过推动数字化转型促进制造业企业新质生产力发展。

四、研究设计

(一)模型构建

为检验数据资产化对制造业企业新质生产力的影响效应,本文建立如下基准回归模型:

$$NPRO_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DA_{it} + \alpha_2 C_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $NPRO_{it}$ 表示制造业企业新质生产力, DA_{it} 表示数据资产化, C_{it} 表示各控制变量, i 表示企业, t 表示年份, δ_i 表示企业固定效应, φ_t 表示年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

由理论分析可知,数据资产化可能通过缓解融资约束和推动数字化转型促进制造业企业新质生产力发展。为检验其内在机制,本文借鉴江艇(2022)^[23]的研究,构建如下中介效应模型:

$$Mid_{it} = \beta_0 + \beta_1 DA_{it} + \beta_2 C_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Mid_{it} 表示中介变量,即融资约束和数字化转型,其他变量含义同式(1)。

(二)数据来源

本文以2011—2023年沪深A股的制造业上市公司为研究样本。样本筛选过程根据证监会《上市公司行业分类指引》,以及国家统计局2017年发布的《国民经济行业分类》中关于制造业的界定标准,在此基础上结合上市公司披露的主营业务构成及其所属行业特

性,识别并确定符合条件的制造业企业。

在数据处理方面,一是剔除关键被解释变量存在缺失的观测样本;二是排除被标记为ST或*ST等特殊处理状态的异常企业样本;三是对所有连续变量进行上下1%分位数的缩尾处理。最终获得2011—2023年共20182个观测值组成的企业非平衡面板数据集,相关数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据

库、中国研究数据服务平台。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为制造业企业新质生产力(NPRO)。参考李心茹等(2024)^[12]的做法,从新质劳动者、新质劳动对象、新质劳动资料三个维度构建企业新质生产力评价指标体系,具体见表1。

表1 企业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重(%)
新质劳动者	员工素质	研发人员占比	(研发人员数/员工数量)x100	12.99
		高学历人员占比	(研究生以上人数/员工数量)x100	8.86
	管理层素质	高管绿色认知	ln(年报中绿色发展关键词词频+1)	6.32
		管理层海外背景	有高管具有海外背景取值为1,否则为0	6.62
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证ESG评级的E指标,9个级别分别赋值1—9	7.93
	未来发展	固定资产占比	(固定资产/资产总额)x100	2.73
		资本积累率	(当年所有者权益增长额/年初所有者权益)x100	1.12
新质劳动资料	科技劳动资料	创新水平	ln(专利授权数量+1)	21.81
	数字劳动资料	数字化程度	ln(年报中数字化关键词词频+1)	4.62
		无形资产占比	(无形资产/资产总额)x100	4.10
	绿色劳动资料	绿色技术水平	ln(绿色专利授权数量+1)	9.96
		绿色专利占比	(绿色专利授权数量/专利授权数量)x100	12.95

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数据资产化(DA)。数据资产化指将原始数据经过管理、加工、确权和估值,转化为具有明确经济价值、可量化、可交易、可控制的资产的过程。本文参考何瑛等(2024)^[5]的研究,采用文本分析法对数据资产化程度进行测度。具体而言,首先选取并扩展一组种子词汇,构建数据资产专用词典;其次,运用Python编程语言结合SnowNLP文本处理工具,对上市公司年报进行解析与词频统计;最后,基于所得词频数据计算数据资产指标,以量化企业的数据资产化水平^[24]。计算公式如下:

$$DA_{it} = \sum Dwords_{in} / Tword_{it} \times 100 \quad (3)$$

其中,Dwords_{in}为词典中第n个特征词在i企业t年年度报告中的词频,Tword_{it}为i企业t年年度报告的总词频,其他变量含义同式(1)。

3. 控制变量

制造业企业新质生产力的形成受企业内在特征与外部治理环境的综合影响。为控制这些因素对研究结果的潜在干扰,选取以下企业层面变量作为控制变量:公司规模(Size),用总资产的自然对数表示,用以控制

企业规模差异的影响;资产负债率(Lev),即总负债和总资产的比值,用于衡量企业的长期偿债能力;总资产收益率(ROA),即净利润与总资产的比值,用以反映企业利用全部资产获取利润的综合能力;净资产收益率(ROE),即净利润与股东权益的比值,用以衡量股东权益的收益水平;总资产周转率(ATO),即营业收入与平均总资产的比值,用于评价企业的资产运营效率;现金流水平(Cashflow),用企业经营活动现金净流量占总资产的比例衡量;企业成长性(Growth),用营业收入增长率来反映,用以控制企业发展阶段的影响;亏损状态(Loss),为虚拟变量,若企业当年净利润为负则取值为1,否则为0;董事会规模(Board),用董事会总人数的自然对数表示,用以反映公司治理结构;两职合一(Dual),为虚拟变量,用以衡量董事长与总经理是否由同一人担任,若二者为同一人,则赋值为1,反之赋值为0;独立董事比例(Indep),即独立董事人数占董事会总人数的比重,用以衡量董事会独立性;企业年龄(FirmAge),用公司上市年限或成立年限的自然对数表示,用以控制企业生命周期阶段的影响。

4. 中介变量

本文的中介变量为融资约束(SA)和数字化转型(DCG)。融资约束的测算参考鞠晓生等(2013)^[25]的研究,计算公式为:

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age \quad (4)$$

其中,Size为企业总资产的自然对数,Age为企业成立年数,SA越大表示融资约束越严重。

数字化转型的测算参考吴非等(2021)^[26]的研究,基于上市公司年报文本,运用爬虫技术和词频分析法,提取人工智能等五类数字技术关键词的出现频次,并进行加总,构建企业数字化转型强度指标。

为消除右偏性对估计结果的影响,本文对连续型变量取自然对数,以改善其分布形态。各变量的描述性统计结果见表2。

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	方差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	企业新质生产力	<i>NPRO</i>	20182	13.293	7.206	1.220	12.416	36.991
核心解释变量	数据资产化	<i>DA</i>	20182	29.349	27.038	0	24	525
控制变量	公司规模	<i>Size</i>	20182	22.000	1.147	19.585	21.840	26.440
	资产负债率	<i>Lev</i>	20182	0.374	0.191	0.032	0.362	0.925
	总资产收益率	<i>ROA</i>	20182	0.046	0.068	-0.375	0.045	0.254
	净资产收益率	<i>ROE</i>	20182	0.066	0.128	-0.962	0.074	0.414
	总资产周转率	<i>ATO</i>	20182	0.615	0.323	0.055	0.556	2.891
	现金流水平	<i>Cashflow</i>	20182	0.049	0.066	-0.199	0.047	0.266
	企业成长性	<i>Growth</i>	20182	0.154	0.357	-0.653	0.104	3.808
	亏损状态	<i>Loss</i>	20182	0.116	0.320	0	0	1
	董事会规模	<i>Board</i>	20182	2.099	0.193	1.609	2.197	2.708
	两职合一	<i>Dual</i>	20182	0.349	0.477	0	0	1
	独立董事比例	<i>Indep</i>	20182	37.720	5.377	28.570	36.360	60
	企业年龄	<i>FirmAge</i>	20182	2.914	0.334	1.386	2.944	3.638

五、实证分析

(一) 基准回归分析

本文运用双向固定效应模型实证检验数据资产化对制造业企业新质生产力的影响,结果见表3。其中,列(1)为基准回归结果,列(2)是加入控制变量后的回归结果。估计结果表明,数据资产化的回归系数在1%的水平上显著为正,表明数据资产化对制造业企业新质生产力具有显著的促进作用,验证了假设1。

控制变量中,公司规模的系数为1.1097,在1%的水平上显著为正,表明规模较大的企业拥有更充裕的资源禀赋和更强的抗风险能力,更有利于新质生产力的培育与发展。总资产收益率的系数为-4.3506,在5%的水平上显著。可能的原因是,传统盈利水平较高的企业易陷入路径依赖,对数据资产化这类长周期、高风险投资的意愿不足,从而抑制了新质生产力的提升。企业成长性的系数为-0.3035,在5%的水平上显著。

原因在于,高速成长的企业通常将管理层的战略焦点与营运资金集中于短期可见的规模扩张活动,而非周期长、沉没成本高的数据资产化建设。亏损状态的系数为-0.4018,在5%的水平上显著,表明处于亏损状态的企业受制于融资约束与风险承担能力的下降,难以支撑数字化转型所需的持续性投入。

(二) 内生性检验

1. 倾向得分匹配法

本文采用倾向得分匹配法进行内生性检验,以处理潜在的内生性问题。选择该方法的原因在于:企业数据资产化水平的差异可能源于不可观测因素而非单纯投入,易引发样本自选择偏差,导致估计失真;同时,企业通过长期财务策略优化盈余水平,其前瞻性会进一步加剧该偏差。参考苑泽明等(2025)^[27]的做法,根据数据资产化水平的中位数,将样本划分为实验组与对照组。在此基础上,选取前文控制变量作为协变量,

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>NPRO</i>	(2) <i>NPRO</i>
<i>DA</i>	0.0261*** (0.0044)	0.0228*** (0.0042)
<i>Size</i>		1.1097*** (0.1634)
<i>Lev</i>		-0.1157 (0.5235)
<i>ROA</i>		-4.3506** (1.9237)
<i>ROE</i>		-0.1687 (0.8666)
<i>ATO</i>		-0.2471 (0.3278)
<i>Cashflow</i>		0.3252 (0.7365)
<i>Growth</i>		-0.3035** (0.1176)
<i>Loss</i>		-0.4018** (0.1674)
<i>Board</i>		0.5467 (0.5462)
<i>Dual</i>		-0.1965 (0.1487)
<i>Indep</i>		-0.0031 (0.0151)
<i>FirmAge</i>		-0.6889 (0.9765)
常数项	12.5625*** (0.1273)	-10.2257** (4.6395)
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
N	20182	20182
R ²	0.6980	0.7017

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内为稳健标准误差。下表同。

构建Logit模型估计倾向得分值，并采用1:1最近邻匹配法对实验组与对照组样本进行匹配。匹配之前，实验组与对照组在各变量上均存在显著差异。匹配处理之后，变量的均值不存在显著差异，平衡性检验通过。

表4为匹配前后样本总体均值偏差的检验结果。匹配前，LR统计量为549.76(p=0.00)，表明实验组与对照组存在系统性差异；匹配后，LR统计量大幅降至6.96(p=0.86)，均值偏差由11.3%降至0.9%，中位数偏

差由10.3%降至0.7%，表明匹配有效消除了两组样本间的系统性差异，样本选择偏差得到了有效控制。

表4 样本总体均值偏差检验结果

样本	LR chi2	p>chi2	均值偏差	中位数偏差
未匹配(U)	549.76	0.00	11.3%	10.3%
匹配(M)	6.96	0.86	0.90%	0.70%

完成匹配后，对样本重新进行回归分析。回归结果见表5，其中数据资产化的系数仍然显著为正，进一步验证了研究结论的稳健性，并有效缓解了样本自选择偏差对实证结果的潜在影响。

表5 PSM回归结果

变量	<i>NPRO</i>
<i>DA</i>	0.3143** (0.1347)
常数项	-12.3840** (5.4163)
控制变量	是
时间固定效应	是
企业固定效应	是
N	20182
R ²	0.7268

2. 工具变量法

为缓解潜在的内生性问题，本文运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计，并选取解释变量的滞后一期作为工具变量。表6第(1)列展示了第一阶段的回归结果。工具变量的回归系数为0.691，且达到1%的显著性水平；Kleibergen-Paap rk LM统计量为28.76，拒绝工具变量识别不足的原假设；Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为208.068，明显高于16.38的临界值，从而排除了弱工具变量的可能性。表6第(2)列报告了第二阶段的回归结果，其中数据资产化的系数在1%的水平上显著为正。这表明，在考虑内生性问题后，数据资产化对制造业企业新质生产力的正向作用仍显著。

(三) 稳健性检验

1. 缩小样本区间

参考苑泽明等(2025)^[28]的做法，鉴于2013年被视为我国“大数据元年”及数字经济发展的关键节点，本文将样本区间缩减为2013—2023年并重新进行回归。如表7第(1)列所示，核心解释变量在1%的水平上显

表6 工具变量回归结果

变量	(1) 第一阶段 <i>DA</i>	(2) 第二阶段 <i>NPRO</i>
<i>IV</i>	0.691*** (0.0479)	
<i>DA</i>		0.0264*** (0.0066)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
N	16935	16935
R ²	0.431	0.015
Kleibergen–Paap rk LM	28.76***	
Kleibergen–Paap rk Wald F	208.068[16.38]	

著为正,进一步验证了基准回归结论的稳健性。

2. 剔除直辖市

参考姚会娜和张金昌(2024)^[20]的做法,由于直辖市在行政级别、经济政策和资源配置等方面具有特殊性,可能会对研究结论产生干扰,故本文剔除了北京、上海、天津、重庆四个直辖市的样本数据。重新回归后的结果如表7第(2)列所示,解释变量在1%的水平上显著为正,验证了基准回归结论的稳健性。

3. 更换解释变量测度方式

参考路征等(2023)^[6]的做法,将企业市场价值扣除固定资产、金融资产与无形资产后的余额取自然对数,以此衡量企业数据资产化程度,并命名为*DA1*,进而纳入回归模型进行分析。表7第(3)列的回归结果显示,解释变量的系数依然显著为正,再次表明基准回归结论具有良好的稳健性。

表7 稳健性检验结果

变量	(1) 缩小样本区间	(2) 剔除直辖市	(3) 更换解释变量 测度方式
<i>DA</i>	0.0215*** (0.0043)	0.0254*** (0.0048)	
<i>DA1</i>			0.2267* (0.1243)
常数项	-14.1087** (5.2961)	-8.5943* (5.1389)	-11.8004** (4.7117)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
N	18301	17156	20182
R ²	0.7164	0.6957	0.7003

(四) 机制分析

将融资约束作为中介变量代入模型进行检验,结果见表8列(1)。数据资产化对融资约束的估计系数在1%的统计水平上显著为负,说明融资约束在数据资产化促进制造业企业新质生产力发展的进程中起到了显著的中介作用,假设2成立。

将数字化转型作为中介变量代入模型,结果见表8列(2)。结果表明,数据资产化对数字化转型的估计系数在1%的统计水平上显著为正,说明数字化转型在数据资产化促进制造业企业新质生产力发展的过程中起到了显著的中介作用,假设3成立。

表8 机制检验结果

变量	(1) <i>SA</i>	(2) <i>DCG</i>
<i>DA</i>	-0.0001*** (0.0000)	0.4402*** (0.0472)
常数项	-1.4038*** (0.0265)	-66.5568** (22.6817)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
N	20182	20182
R ²	0.8385	0.8001

(五) 异质性分析

从企业科技水平、企业性质两个方面进行异质性分析。

科技水平方面,参考石琦等(2020)^[29]的研究,依据证监会2012年的行业分类标准,并结合《国家重点支持的高新技术领域》的界定,对样本企业进行划分:若企业所处行业属于高科技领域,则将其归为高科技企业,赋值为1,反之则赋值为0。由表9可知,高科技企业的系数明显高于非高科技企业,且两者均通过显著性检验。这表明,企业自身的科技水平与数据资产化存在协同效应。高科技企业往往具备更强的技术吸收能力和创新转化能力,能够将数据资产更有效地转化为研发效率提升、工艺流程优化等新质生产要素,而传统制造业企业的数据开发利用能力相对有限,制约了数据资产化潜能的充分释放。

根据企业的产权性质,将企业划分为国有企业与非国有企业两组,然后进行分组回归。结果显示,非国有企业的系数大于国有企业。这可能归因于两类企业在经营目标和激励机制上存在差异:非国有企业面临更强的市场竞争压力,具有更强烈的动机利用数

据资产优化决策、提升效率;而国有企业除经济效益外还需承担多重社会职能,且决策机制相对复杂,可能延缓了数据资产向新质生产力的转化进程。

综上,数据资产化对制造业企业新质生产力的促进作用具有明显的异质性,在高科技企业以及非国有企业中表现得更为突出。这揭示了数据要素发挥作用的情境依赖性,为制造业企业因地制宜推进数据资产化实践提供了实证参考。

表9 异质性检验结果

变量	(1) 高科技企业	(2) 非高科技企业	(3) 国有企业	(4) 非国有企业
DA	0.0241*** (0.0051)	0.0174*** (0.0065)	0.0194*** (0.0043)	0.0245*** (0.0030)
常数项	-10.57* (6.190)	-14.99** (6.897)	4.497 (5.535)	-16.73*** (3.197)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
N	12934	7248	5450	14732
R ²	0.687	0.734	0.695	0.706

六、结论与建议

(一)研究结论

本文以2011—2023年我国沪深A股制造业上市公司为研究样本,通过实证检验得到以下结论:第一,数据资产化对制造业企业新质生产力的提升具有显著促进作用,且该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。第二,中介效应检验结果表明,数据资产化可以通过缓解融资约束与推动数字化转型两条中介路径促进制造业企业新质生产力发展。第三,异质性分析结果表明,数据资产化对制造业企业新质生产力的赋能效应存在明显的企业异质性,对高科技企业、非国有企业新质生产力的赋能效果更为突出。

(二)政策建议

基于上述研究结论,为助力我国制造业企业新质生产力发展,提出如下政策建议:

第一,完善数据要素市场基础制度,强化金融科技赋能实体经济的政策引导。推动建立数据资产确权、估值与交易规则,探索将数据资产纳入企业信贷抵押品范围的可行路径。将数字金融作为深化金融供给侧改革的重要抓手,鼓励人工智能、区块链等数字技术在支付清算、信贷审批、风险监控等场景的深度应用,引导金融机构依托数据资产优化信用评价与资源配置,

畅通数据要素从资源到资本的价值转化通道,夯实新质生产力发展的资金基础。

第二,加速数字化转型进程,提升基于数据资产的精准服务能力^[30]。首先,金融机构应深化数字化转型,构建与数字经济相匹配的金融服务体系。整合多维信息,建立动态风险预警与信用评估模型,将企业的数据资产价值纳入风控与授信体系,实现企业的精准画像与差异化服务。其次,应加快培育第三方数据服务机构与数字化服务商,为制造业企业提供数据治理、价值评估、合规咨询等专业支持,降低企业数字化转型的门槛与成本。最后,健全数据流通、确权、安全与权益分配等配套制度规则,打通金融端、第三方服务端、产业企业端之间的数据共享壁垒,完善数据要素市场化交易机制,筑牢数据合规与安全底线,依托数据要素赋能实体经济高质量发展。

第三,立足企业异质性特征,分类推进数据资产的价值释放。政府应进一步加大对高科技企业数字基础设施建设的投入力度,打造一批数据驱动型标杆企业,通过财政补贴、税收优惠等政策工具引导传统制造业企业加快数字化转型,缩小行业间的“数字鸿沟”。着力破除数据要素获取、数据资产入表、数据价值评估等方面的制度性障碍,建立面向中小非国有企业的公共数据开放平台,完善数据资产入表与评估的制度规范,缓解企业资金约束。对于非高科技及国有企业存在的短板,应鼓励其融入产业集群或工业互联网平台,借助平台化能力与普惠性政策支持实现数据能力的积累提升,实现数据资产化成果的包容性发展与共享。◆

参考文献:

[1]黄波涛,黄启成,李婕.数字化转型助力制造业企业摆脱财务困境研究:来自我国沪深A股2011—2020年制造业上市公司证据[J].经济问题探索,2024(8):166-190.
[2]潘艺.企业竞争力的驱动机制研究:基于数据资产的新视角[J].当代经济,2025,42(10):3-16.
[3]许宪春,张钟文,胡亚茹.数据资产统计与核算问题研究[J].管理世界,2022,38(2):16-30+2.
[4]胡亚茹,张日权.数据资产测度研究进展与展望[J].统计学报,2023,4(1):36-42.
[5]何瑛,陈丽丽,杜亚光.数据资产化能否缓解“专精特新”中小企业融资约束[J].中国工业经济,2024(8):154-173.
[6]路征,周婷,王理,等.数据资产与企业发展:来自中国上市公司的经验证据[J].产业经济研究,2023(4):128-142.
[7]李健,董小凡,张金林,等.数据资产对企业创新投入的影响研究[J].外国经济与管理,2023,45(12):18-33.

- [8]胡洪彬.习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J].经济学家,2023(12):16-25.
- [9]陈东晖,于学伟,胡丽宁.金融科技能否赋能企业新质生产力发展:来自银行专利文本信息的经验证据[J].国际金融研究,2025(7):51-62.
- [10]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.
- [11]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.
- [12]李心茹,田增瑞,常培堃.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.
- [13]武永霞,李伟.数据资产、数字化转型与企业新质生产力[J].华东经济管理,2025,39(12):12-22.
- [14]许中缘,郑煌杰.赋能新质生产力:数据要素资产化的法律配置[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2024,51(5):136-146+179.
- [15]罗玫,李金璞,汤珂.企业数据资产化:会计确认与价值评估[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2023,38(5):195-209+226.
- [16]陈荣达,林祺,金骋路,等.数据资产估值定价与新质生产力发展:演进逻辑与主要挑战[J].财贸经济,2024,45(8):33-51.
- [17]苑泽明,李萌,李元祯.数据资源赋能企业新质生产力发展:理论逻辑、现实约束与提升路径[J].科技进步与对策,2025,42(11):22-31.
- [18]任曙明,吕锡.融资约束、政府补贴与全要素生产率:来自中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2014(11):10-23+187.
- [19]李海舰,赵丽.数据成为生产要素:特征、机制与价值形态演进[J].上海经济研究,2021(8):48-59.
- [20]姚会娜,张金昌.企业数据资产对全要素生产率的影响研究[J].经济经纬,2024,41(5):107-119.
- [21]张安忠.企业数字化转型如何影响专利产出:理论分析与实证检验[J].统计理论与实践,2024(10):3-12.
- [22]龙宝新.知识生产赋能新质生产力的机理与路径[J].湖北民族大学学报(哲学社会科学版),2024,42(4):46-57.
- [23]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.
- [24]孙颖,张星.数据资产赋能供应链协同创新利益分配的机制研究[J].统计理论与实践,2026(2):17-27.
- [25]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013,48(1):4-16.
- [26]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.
- [27]苑泽明,于翔,李萌,等.数据资产促进了中国企业人力资本水平提升吗:基于文本分析法的经验证据[J].南开管理评论,2025,28(8):64-75.
- [28]苑泽明,尹琪,黄灿.数据资产与企业韧性:效应与机制[J].经济经纬,2025,42(1):120-132.
- [29]石琦,肖淑芳,吴佳颖.股票期权及其要素设计与企业创新产出:基于风险承担与业绩激励效应的研究[J].南开管理评论,2020,23(2):27-38+62.
- [30]陈培祯,龚晓叶,詹湘东.数据资产与企业新质生产力:基于全要素生产年视角[J].创新科技,2025,25(5):19-28.

Research on the Impact of Data Assetization on the New Quality Productive Forces of Manufacturing Enterprises

Zhao Wei, Jiang Keyue

Abstract: Data assetization provides a new impetus for manufacturing enterprises to cultivate new quality productive forces. Based on unbalanced panel data of A-share listed manufacturing enterprises on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2023, this study employs a two-way fixed effects model to empirically examine the impact and underlying mechanisms of data assetization on new quality productive forces in manufacturing enterprises. The results indicate that data assetization significantly promotes the development of new quality productive forces, and this conclusion remains robust after a series of robustness checks. Mechanism analysis reveals that data assetization indirectly facilitates the growth of new quality productive forces primarily through two pathways: alleviating financing constraints and accelerating digital transformation. Heterogeneity analysis further shows that the facilitating effect of data assetization is particularly pronounced among high-tech enterprises and non-state-owned enterprises. Based on these findings, this study proposes the improvement of foundational institutions for data factor markets, the acceleration of digital transformation processes, and the differentiated promotion of data asset value realization, so as to boost the development of new quality productive forces in manufacturing enterprises.

Key words: Data Assetization; Manufacturing Enterprises; New Quality Productive Forces; Financing Constraints; Digital Transformation

(责任编辑:新月)

智能经济发展水平的测度、时空演进及收敛性分析

巢文¹,欧佳欣¹,钱晓涛²

(1.福建理工大学 管理学院,福建 福州 350118;2.福建理工大学 计算机与数据科学学院,福建 福州 350118)

摘要:从智能基础设施、智能产业创收、智能服务能力和智能创新能力四个维度构建智能经济发展水平评价指标体系,采用熵权-TOPSIS法、Dagum基尼系数、核密度估计、莫兰指数和空间收敛模型,对2014—2024年我国30个省份的智能经济发展水平进行测度,并分析其时空演变趋势与收敛特征。研究发现:我国智能经济发展水平总体呈持续上升趋势,具有“东部>中部>西部”的区域异质性,但整体基尼系数持续下降,说明各省份智能经济发展渐趋平衡;总体差异主要来源于地区间差异,东部地区极化现象明显减弱,而中部和西部地区未出现极化现象;空间正相关性显著,且空间聚集态势近年来呈现倒“U”型;全国整体及各地区智能经济发展均能实现优化型收敛,且东部和西部地区收敛速度随着时间推移明显加快。

关键词:智能经济;区域差异;时空演进;收敛性

中图分类号:F40;F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)09-0024-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.09.003

一、引言

近年来,世界主要国家和地区纷纷将人工智能摆在重要战略地位,制定了大量相关政策,力图抢占人工智能制高点。2025年8月,国务院发布《关于深入实施“人工智能+”行动的意见》,指出要加快形成人机协同、跨界融合、共创分享的智能经济和智能社会新形态,并且到2035年全面步入智能经济与智能社会发展新阶段^[1]。作为数字经济的高级形态,智能经济是伴随着新一代人工智能技术发展而产生的新型经济形态,是推动经济高质量发展、产业结构升级的关键动力^[2]。在此背景下,科学测度智能经济发展水平,并深入剖析我国各地区智能经济发展的时空演变特征与收敛性具有重要的理论价值和实践意义。

现有关于智能经济的研究大部分集中在概念界定、现状分析和对策三个方面。在概念界定上,

黄觉维等(1990)^[3]首次系统提出“智能经济”概念,指出人类经济将从劳动密集型、资本密集型、技术密集型逐步迈向“智能密集型”,21世纪将进入以智能技术为核心的智能经济时代。随后,其概念演进呈现从“工具性应用”到“要素性重构”^[4]再到“系统性变革”^[5]的不断深入。关于智能经济的发展现状,学者们指出我国智能经济发展存在核心技术创新与产业应用落地梗阻、高水平复合型人才结构性短缺^[6]、高质量数据集供给不足^[7]等问题。在智能经济的发展对策方面,学者们提出了培养复合型人才、发展信息化产业和建设5G站点等建议^[8],为促进智能经济发展提供了有益借鉴。目前关于智能经济的定量研究整体比较匮乏^[9-10]。周伟良和李亚平(2025)^[9]通过产业智能化和智能产业化两个维度构建了智能经济评价指标体系,并结合我国省域面板数据实证检验了智能经济对新质生产力的作用机制。曾鹏等(2025)^[10]还利用马尔

基金项目:福建省创新战略研究计划联合项目“数字经济助推脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接研究”(2022R0132);福建省财政厅项目“福建省大学生抑郁风险客观评估平台构建及应用推广研究”(GY-S22111)。

作者简介:巢文,女,博士,副教授,研究方向为数字经济;欧佳欣,女,硕士研究生,研究方向为物流与供应链管理;钱晓涛,男,博士,副教授,研究方向为风险理论与非线性分析。

科夫链等方法探讨了我国城市层面智能经济的发展基础及发展障碍。

已有成果为本文提供了重要参考,但现有关于智能经济发展水平测度的文献仅考虑了产业智能化和智能产业化两个方面,存在一定片面性,同时也缺少关于智能经济发展水平时空层面的研究。鉴于此,本文构建了更全面的智能经济发展水平评价指标体系,运用熵权-TOPSIS法测度2014—2024年我国30个省份的智能经济发展水平,采用Dagum基尼系数法分析全国整体与各地区智能经济发展水平的区域差异,利用核密度估计探究我国智能经济发展水平分布的动态演变,使用莫兰指数检验智能经济发展的空间相关性,最后应用空间 β 收敛模型分析其收敛情况,旨在为推动智能经济发展提供决策参考。

二、指标体系与测度方法

(一)指标体系构建

对智能经济内涵的理解是科学评价智能经济发展水平的基础。智能经济是数字经济迈向智能化的进阶^[11],它根植于实体经济,通过智能基础设施部署大数据、云计算和人工智能等数字技术,进而实现产出模式升级和产业创收。从经济学视角看,智能经济能够通过智能化产品与服务满足日益增长的智能消费需求;从生态学视角看,智能经济应被视作一个由智能服务生产者、智能化应用消费者、智能产出创新者与智能技术环境构成的协同演化的共生体系。基于此,本文在相关文献^[9]的基础上构建了包含智能基础设施、智能产业创收、智能服务能力和智能创新能力4个一级指标、13个二级指标的智能经济发展水平评价指标体系,具体见表1。

表1 智能经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标衡量方式	单位	属性
智能基础设施	移动电话基站密度	移动电话基站/年末常住人口	个/人	正向
	光缆长度	长途光缆线路长度	万公里	正向
	互联网普及率	互联网宽带接入用户数/常住人口	户/人	正向
智能产业创收	软件业收入	软件业收入	万元	正向
	信息服务业收入	信息服务业收入	亿元	正向
	电子商务销售额	电子商务销售额	亿元	正向
智能服务能力	算力水平	显卡进口金额的对数	—	正向
	人工智能水平	人工智能企业数量	个	正向
	人工智能安装密度	工业机器人渗透率	—	正向
智能创新能力	创新成果质量	人工智能专利申请数	件	正向
	科技投入强度	科学技术支出	亿元	正向
	普通高校在校生数	普通高校本专科在校学生数	人	正向
	人工智能关注度	人工智能百度搜索指数	—	正向

(二)数据来源

鉴于数据的可得性,本文选取2014—2024年我国30个省份(不含港澳台和西藏)的面板数据为样本。数据主要来自相关年份的《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、国家统计局、中国专利数据库、中国海关总署、国家知识产权局、国际机器人联合会、百度指数平台以及各省份政府工作报告等。对于部分缺失数据,采用插值法进行补充。

(三)测度方法

首先,采用极差法消除不同指标量纲对评价结果的影响。由于本文所有指标都是正向指标,故无量纲处理的计算公式为:

$$y_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})} \quad (1)$$

其中, x_{ij} 表示*i*省份第*j*个指标的样本值。

其次,参考相关文献^[12],应用熵权法对各指标进行客观赋值。先计算各指标的信息熵 e_j :

$$e_j = -\frac{1}{\ln(m)} \sum_{i=1}^m V_{ij} \ln(V_{ij}) \quad (2)$$

其中, m 为省份个数, $V_{ij} = y_{ij} / \sum_{i=1}^m y_{ij}$,进而可得各指标熵权:

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^n (1 - e_j)} \quad (3)$$

最后,运用TOPSIS法测度智能经济发展水平。先计算加权决策矩阵: $Z = (z_{ij})_{m \times n} = (w_j \times y_{ij})_{m \times n}$ 。记 $L_j^+ = \max(z_{ij})$ 和 $L_j^- = \min(z_{ij})$,再计算欧氏距离:

$$s_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - L_j^+)^2} \quad (4)$$

$$s_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (z_{ij} - L_j^-)^2}$$

(5)

进而可得智能经济发展水平评价指数:

$$\eta_i = \frac{s_i^-}{s_i^+ + s_i^-}$$

(6)

三、测度结果分析

(一)整体特征分析

2014—2024年我国30个省份的智能经济发展水平测度结果见表2。其中按照国务院发展研究中心的相关

表2 2014—2024年30个省份的智能经济发展水平

地区	省份	2014	2016	2018	2020	2022	2024	均值
东部	北京	0.597	0.650	0.717	0.745	0.792	0.817	0.722
	天津	0.449	0.521	0.571	0.634	0.644	0.679	0.587
	河北	0.390	0.427	0.488	0.538	0.598	0.616	0.508
	辽宁	0.477	0.505	0.545	0.587	0.627	0.647	0.566
	上海	0.554	0.625	0.682	0.731	0.776	0.812	0.699
	江苏	0.587	0.662	0.723	0.779	0.830	0.806	0.738
	浙江	0.549	0.640	0.709	0.769	0.838	0.814	0.729
	福建	0.503	0.572	0.634	0.676	0.716	0.732	0.642
	山东	0.510	0.583	0.647	0.716	0.776	0.762	0.675
	广东	0.612	0.711	0.781	0.816	0.869	0.885	0.783
中部	海南	0.222	0.318	0.388	0.462	0.536	0.561	0.419
	均值	0.495	0.565	0.626	0.678	0.727	0.739	—
	山西	0.318	0.346	0.428	0.520	0.552	0.572	0.457
	吉林	0.366	0.412	0.465	0.482	0.534	0.584	0.476
	黑龙江	0.350	0.383	0.423	0.461	0.514	0.544	0.449
	安徽	0.427	0.523	0.595	0.650	0.707	0.752	0.612
	江西	0.376	0.446	0.545	0.587	0.641	0.660	0.545
	河南	0.395	0.465	0.548	0.597	0.653	0.703	0.565
	湖北	0.451	0.547	0.623	0.667	0.727	0.759	0.634
	湖南	0.378	0.450	0.544	0.613	0.687	0.718	0.567
西部	均值	0.383	0.447	0.521	0.572	0.627	0.661	—
	内蒙古	0.264	0.331	0.367	0.421	0.470	0.508	0.399
	广西	0.370	0.424	0.485	0.521	0.610	0.592	0.505
	重庆	0.441	0.509	0.586	0.636	0.678	0.684	0.593
	四川	0.441	0.537	0.610	0.662	0.719	0.755	0.625
	贵州	0.315	0.402	0.490	0.536	0.545	0.608	0.487
	云南	0.302	0.376	0.466	0.524	0.571	0.627	0.480
	陕西	0.425	0.490	0.574	0.607	0.669	0.713	0.583
	甘肃	0.236	0.315	0.422	0.460	0.493	0.546	0.415
	青海	0.143	0.219	0.262	0.317	0.376	0.433	0.293
西部	宁夏	0.153	0.234	0.317	0.354	0.407	0.440	0.321
	新疆	0.272	0.344	0.402	0.426	0.496	0.536	0.410
	均值	0.305	0.380	0.453	0.497	0.549	0.585	—
	全国均值	0.395	0.464	0.533	0.582	0.634	0.662	—

注:限于篇幅,仅展示偶数年份的结果。

划分标准,将30个省份分为东部、中部和西部三个地区。

从时间维度看,我国智能经济发展水平整体呈现逐年上升趋势,全国均值从2014年的0.395上升到2024年的0.662,总体提升67.59%。从区域层面看,三大地区智能经济均发展迅速但不平衡,呈现“东部>中部>西部”的特征。从均值具体排名看,东部地区的广东、江苏和浙江的智能经济发展水平位列全国前三,而西部地区的内蒙古、宁夏和青海的智能经济发展水平则排名较为靠后。这可能是由于这些西部地区省份受地理条件制约,智能经济基础设施较为薄弱,产业聚集程度较低,制约了其发展水平提升。

(二)差异分析

1.整体差异分析

Dagum基尼系数及其分解法是对传统基尼系数的改进^[13],其核心优势在于可将总体差异分解为三个来源:区域内差异、区域间差异以及超变密度。这三项分别度量了各地区内部的不平等、地区间纯粹的结构性价差距,以及由于子群分布交叉重叠所产生的交互影响。如表3所示,整体基尼系数介于0.099—0.176之间,均值为0.132。从整体来看,2014—2024年整体基尼系数总体上呈逐年下降特征,表明我国不同地区间智能经济发展水平的差距在不断缩小。

2.区域内差异分析

表3显示,我国东部、中部和西部三大地区的区域内基尼系数具有明显差异。地区内差异均值排序为“西部(0.133)>东部(0.094)>中部(0.070)”,说明智能经济发展水平区域内差异程度由高到低依次为西部、东部、中部。中部地区区域内基尼系数先快速提升再波动下降,说明中部省份间的差距先是快速扩大再缓慢缩小。东部和西部地区的区域内基尼系数呈下降趋势,且西部的下降幅度更大,由2014年的0.187下降到2024年0.098,降幅达47.6%。可能的原因是西部地区的四川和重庆等智能经济先进省份通过产业联盟、技术协作等方式,产生了对周边省份智能经济发展的溢出效应,使得西部地区的内部差异明显下降。

3.区域间差异分析

如表3所示,东部-西部、东部-中部和中部-西部的地区间基尼系数均逐年下降,但东部-西部地区间的智能经济发展水平差异最大。这是因为东部和西部的智能基础设施存在先天断层,东部是我国数字基建的核心布局区,而西部地区部分省份地广人稀,基础设施建设体系不完善,拉大了与东部的整体差距。此外,

表3 基尼系数及其分解结果

年份	整体 基尼系数	地区内基尼系数			地区间基尼系数			贡献率(%)		
		东部	中部	西部	东-中	东-西	中-西	区域内差异	区域间差异	超变密度
2014	0.176	0.113	0.058	0.187	0.164	0.262	0.158	24.078	63.197	12.725
2015	0.162	0.115	0.067	0.162	0.157	0.233	0.140	25.242	60.411	14.346
2016	0.153	0.106	0.080	0.150	0.149	0.216	0.134	25.641	60.188	14.171
2017	0.141	0.103	0.073	0.144	0.131	0.196	0.128	26.604	57.734	15.662
2018	0.133	0.099	0.075	0.134	0.125	0.182	0.121	27.060	56.456	16.484
2019	0.128	0.089	0.074	0.129	0.120	0.177	0.118	26.444	58.590	14.965
2020	0.122	0.087	0.070	0.123	0.112	0.170	0.113	26.545	58.720	14.735
2021	0.116	0.083	0.071	0.115	0.108	0.158	0.107	26.921	57.167	15.912
2022	0.113	0.082	0.069	0.112	0.102	0.155	0.107	26.885	57.855	15.260
2023	0.110	0.082	0.067	0.105	0.098	0.152	0.106	26.703	57.959	15.338
2024	0.099	0.073	0.067	0.098	0.087	0.132	0.098	27.710	54.523	17.768
均值	0.132	0.094	0.070	0.133	0.123	0.185	0.121	26.348	58.436	15.215

智能经济以知识和资本密集为特征,东部地区汇聚了全国80%以上的数字高端人才和科创资本,而西部地区以传统产业为主,数字高端人才与科创资本较为匮乏,也加剧了与东部地区的差距。

4. 区域差异分解与贡献率

由表3可知,在样本期内区域间、区域内和超变密度的贡献率基本维持稳定,且区域间贡献率远大于另外两个。这表明总体差异主要来自区域间差异,为推动智能经济协调发展,需要重点关注区域间智能经济发展水平的差异。

(三) 时空演变特征分析

为探析我国整体与各地区智能经济发展水平的分布特征及动态演进规律,采用常用的高斯核密度函数进行估计,具体表达式为:

$$\widehat{f_h}(y) = \frac{1}{nh\sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n \exp\left(-\frac{(y-y_i)^2}{2h^2}\right) \quad (7)$$

其中, n 为样本容量, h 为带宽, y_i 是样本观察值。

选取2014年、2019年和2024年作为代表性年份,图1(a)至图1(d)分别展示了全国、东部、中部和西部地区智能经济发展水平的分布情况。可知:(1)从分布中心来看,全国与各地区核密度曲线的波峰位置均逐步向右移动,表明全国和三大地区的智能经济发展水平均随时间推移不断提升。(2)从分布延展性来看,中部地区的曲线峰值随时间推移先快速降低再维持基本不变,反映出中部地区省份之间的差距经历了先扩大再保持平稳的过程,这也与前面应用基尼系数所得结论相吻合。东部地区的核密度曲线呈现较为显著的左侧

拖尾现象,这表明东部地区内部发展不均衡有所凸显。这是因为东部大部分省份的智能经济发展水平集中在中高区间,但个别省份如海南的水平较低,故导致核密度曲线在左侧拖尾。(3)从极化特征来看,东部地区从双峰向单峰演化,区域内极化现象显著减弱;中部和西部地区始终保持单峰分布,未出现极化现象。

四、空间相关性分析

(一) 空间相关性检验

莫兰指数(Moran's I)是一种常用的测度空间自相关程度方法,包括全局莫兰指数和局部莫兰指数。前者能够反映全国整体智能经济发展水平是否具有空间相关性,后者可以反映各省份与相邻省份间的发展水平是否存在局部空间聚集现象。两者的计算公式分别如下:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (8)$$

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (9)$$

其中, $I \in [-1, 1]$ 为全局莫兰指数,若 $I > 0$,说明具有空间正相关关系,反之说明具有空间负相关性; x_i 和 $\bar{x}$ 分别表示 i 省份的样本值和样本均值; W_{ij} 表示 i 省份和 j 省份间的空间权重,使用空间邻接权重矩阵进行刻画,即两个省份相邻权重为1,否则权重为0,对于海南省,将与其距离最近的省份定义为邻接省份^[14]。

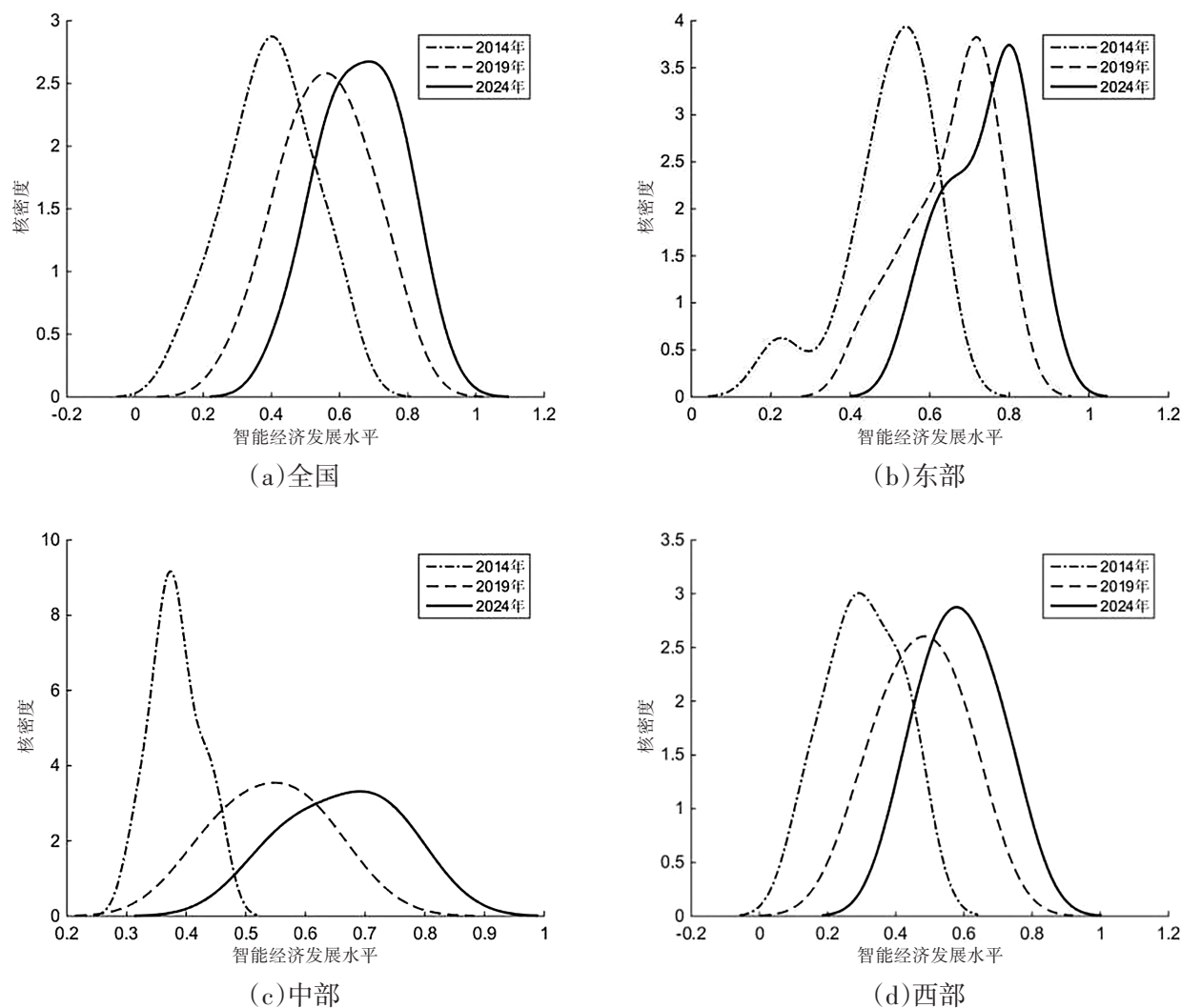


图1 智能经济发展水平核密度曲线

1. 全局空间自相关分析

基于式(8),可得我国智能经济发展水平的全局莫兰指数,见表4。2014—2024年,全局莫兰指数均为正值,并且都通过了5%及以上的显著性检验,说明我国智能经济发展水平在全域空间上存在明显正相关性,呈现出典型空间聚集特征。此外,随着时间推移,我国智能经济的全局莫兰指数呈现倒“U”型变化,意味着全国智能经济空间聚集趋势在前期显著增强后近年来有所减弱,侧面反映出智能经济发展从“非均衡突破”到“均衡共享”的转型。

表4 全局莫兰指数

年份	莫兰指数	P值	年份	莫兰指数	P值
2014	0.311	0.017	2020	0.409	0.003
2015	0.296	0.027	2021	0.414	0.003
2016	0.324	0.017	2022	0.427	0.002
2017	0.332	0.016	2023	0.413	0.003
2018	0.337	0.015	2024	0.362	0.009
2019	0.389	0.005			

2. 局部空间自相关分析

基于式(9),测算不同年份各省份的局部莫兰指数,并绘制莫兰指数散点图。受篇幅所限,散点图未作展示。大部分省份分布在第一、第三象限,表现为“高-高”“低-低”型聚集,说明我国智能经济发展呈现出显著的空间正相关和集聚发展特征。其中,“高-高”型省份主要有上海、福建、江苏、浙江、天津和山东等,这类区域是智能经济发展高地,具有产业基础、人才、资金等优势,区域间通过技术溢出、产业协作和要素流动等方式强化了产业聚集,呈现出马太效应;“低-低”型省份大部分集中在西部和中部地区,这些省份由于区位条件欠佳、产业配套不完善、创新资源匮乏等因素,形成了智能经济的低水平聚集。

(二) 空间收敛性分析

莫兰指数分析表明,我国智能经济发展具有明显

空间聚集特征。鉴于此,本文在空间计量模型的基础上进行 β 收敛分析。 β 收敛是指随着时间推移,落后地区最终可以赶上发达地区。按照是否在模型中添加控制变量, β 收敛分析方法又包含绝对 β 收敛和条件 β 收敛。本文综合应用这两种 β 收敛方法分析全国以及不同地区智能经济发展水平的空间收敛性及其收敛速度。

1. 空间收敛行为

首先,参考王林靖等(2024)^[15]的研究,使用LM检验来选择合适的空间计量模型,检验结果表明应选择空间杜宾(SDM)模型进行研究。 β 收敛的SDM模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{c_{i,t+1}}{c_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln c_{i,t} + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{c_{i,t+1}}{c_{i,t}}\right) + \gamma W_{ij} \ln c_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $c_{i,t}$ 表示*i*省份*t*年的智能经济发展水平; $\ln\left(\frac{c_{i,t+1}}{c_{i,t}}\right)$ 为*i*省份*t*年智能经济发展水平的增长率; β 为收敛系数,如果 β 显著为负则说明地区之间的智能经济发展水平差距会随时间推移逐步缩小,具有收敛趋势,此时 $|\beta|$ 越大表明收敛速度越快; μ_i 、 δ_t 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示地区固定效应、年份固定效应和随机扰动项。若

在式(10)中去掉 μ_i 和 δ_t ,即分析不考虑地区和时间特征差异下的智能经济发展水平在各省份间的收敛性,此时是严格意义上的绝对 β 收敛;随后逐步加入 δ_t 和 μ_i ,此时虽未直接加入控制变量,但由于控制了宏观时间趋势和不随时间变化的地区特征差异,所以属于条件 β 收敛^[16]。

表5报告了全国及东部、中部、西部智能经济发展水平的空间绝对 β 收敛和条件 β 收敛检验结果。据此可知:第一,全国及东部、中部、西部的绝对 β 系数和条件 β 系数均显著为负,说明全国及东部、中部、西部的智能经济发展水平均能实现 β 收敛,即各省份的智能经济发展水平正在趋同。又因为核密度估计显示全国及东部、中部、西部的智能经济发展水平随时间推移呈持续提升趋势,这说明省份间智能经济发展水平趋同是一种优化型收敛,而不是各省份智能经济发展水平同时降低的恶化型收敛。第二,东部、中部和西部智能经济发展水平收敛速度存在差异。西部地区智能经济发展水平的绝对收敛速度和条件收敛速度均最快,中部地区的绝对收敛速度最慢,而条件收敛速度则是东部地区最慢。这表明西部地区智能经济发展水平虽然起点低,但在国家政策持续赋能下其后发优势被充分激活,形成了显著追赶势头。

表5 绝对收敛和条件收敛检验结果

	全国			东部		
β	-0.089*** (0.0064)	-0.088*** (0.0065)	-0.264*** (0.0229)	-0.079*** (0.0077)	-0.079*** (0.0109)	-0.256*** (0.0345)
R ²	0.621	0.655	0.756	0.568	0.639	0.771
N	330	330	330	121	121	121
年份固定效应	否	是	是	否	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	否	是
	中部			西部		
β	-0.067*** (0.0102)	-0.081*** (0.0194)	-0.259*** (0.0690)	-0.079*** (0.0092)	-0.083*** (0.0114)	-0.305*** (0.0427)
R ²	0.509	0.631	0.738	0.623	0.713	0.793
N	88	88	88	121	121	121
年份固定效应	否	是	是	否	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	否	是

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

2. 收敛速度检验

虽已证明省份间智能经济发展水平实现了优化收敛,并且不同地区的收敛速度不同,但在时间维度上各地区的收敛速度是在加速还是减速?为回答该

问题,将研究期间分为2014—2019年和2020—2024年两个阶段,以研究各地区收敛速度随时间的变化规律。具体来说,在式(10)的基础上再添加虚拟变量 D_{it} (2019年及以前的样本取值为0,其他样本取值为

1), 及其交互项 $\ln c_{it} \times D_{it}$ 。如果该交互项的系数显著为负, 则表明收敛速度在加速, 即后面阶段的收敛速度快于前面阶段。

由表6可知, 全国、东部和西部的智能经济发展水平在2019年后都表现出加速收敛的态势, 东部和西部内部省份间的差距进一步减小。需要指出的是, 中部地区的交互项系数虽也是负数但不显著, 且其绝对值最小, 说明中部地区内部省份的收敛速度未表现出明显加速特征, 这可能是由于中部地区不同省份智能经济发展不平衡导致其统计显著性被稀释。

表6 分阶段收敛速度检验结果

	全国	东部	中部	西部
β	-0.326*** (0.0256)	-0.319*** (0.0396)	-0.241*** (0.0716)	-0.389*** (0.0485)
$\ln c_{it} \times D_{it}$	-0.067*** (0.0141)	-0.074*** (0.0255)	-0.034 (0.0430)	-0.085*** (0.0265)
R^2	0.7758	0.791	0.7425	0.8132
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文构建了包括智能基础设施、智能产业创收、智能服务能力和智能创新能力四个维度的智能经济发展水平评价指标体系, 采用熵权-TOPSIS法测度了2014—2024年我国30个省份的智能经济发展水平, 进而应用Dagum基尼系数、核密度估计方法、莫兰指数和空间收敛模型, 探讨了智能经济发展水平的空间差异、动态演进及其收敛特征。研究发现: (1) 2014—2024年全国智能经济发展水平呈现持续上升趋势, 但具有显著区域异质性。东部省份如广东、浙江和江苏的智能经济发展水平明显领先, 中部省份发展水平次之, 西部地区相对滞后。(2) 智能经济发展水平全国整体基尼系数呈现持续下降趋势, 说明大体上各省份智能经济发展水平渐趋平衡。基尼系数分解结果显示, 总体差异主要来源于地区间差异; 区域内差异表现为东部地区最大, 中部地区次之, 西部地区最小; 区域间差异则表现为东部-西部最大, 东部-中部次之, 中部-西部最小。(3) 核密度估计结果表明, 全国总体与各地区智能经济发展水平均值都随时间逐渐提升。具体来看, 中部和西部始终保持单峰分布趋势, 未出现极化现象; 东部地区从双峰向单峰演化, 区域内极化现象显著降低。(4) 我国智能经济发展存在显著空间正相关性, 主要以

“高-高”和“低-低”聚集类型为主, 同时近年来的空间聚集态势呈现倒“U”型。(5) 空间 β 收敛检验结果表明, 全国整体与各地区智能经济发展水平均能实现优化型收敛, 且东部与西部地区的收敛速度日益加快。地区层面来看, 西部地区的绝对收敛速度和条件收敛速度均最快, 而中部地区的绝对收敛速度最慢, 东部地区的条件收敛速度最慢。

(二) 政策建议

基于以上结论, 为了更好地推动智能经济发展, 本文提出以下政策建议:

第一, 针对智能经济发展的区域异质性, 制定差异化的提升路径。东部地区可以依托完善的基础设施、雄厚的产业基础和高端的数字要素集聚优势, 助力中部和西部地区夯实智能基础设施, 共建跨区域协同的智能经济发展机制。中部地区除了承接东部地区的技术、产业和人才外, 还需要依托本土资源培育特色智能产业, 避免与东部地区产生同质化竞争。西部地区作为智能经济发展的追赶者, 需夯实智能经济产业基础, 同时聚焦特色, 把智能技术与本地特色资源结合, 打造辨识度高的特色智能经济。

第二, 关注区域差距, 构建动态监测预警机制。建立全国及各区域智能经济动态监测体系, 追踪地区间差距的演变趋势, 及时动态调整调控政策, 实现精准化治理。此外, 将区域智能经济发展的成效纳入政府绩效考核体系, 制定差异化的考核指标, 摒弃以规模为核心的单一评价导向, 强化均衡发展、民生普惠等维度的考核权重, 进而激活各区域协调联动的主动性。

第三, 释放地区集聚水平的空间效应, 发挥高水平地区的引领作用。积极推动高水平省份的进阶升级, 系统总结高水平省份发展经验, 凝练形成高水平集聚发展范式, 着力构建国家级智能经济集聚示范区。积极引导人才、科创资本、数据等发展要素向低水平省份流动, 促进不同地区间的要素共享与资源配置, 缩小区域发展差距。低水平省份要发挥主观能动性, 积极借鉴高水平省份的发展经验和路径, 推动智能经济高质量发展。◆

参考文献:

- [1] 国务院关于深入实施“人工智能+”行动的意见[EB/OL]. (2025-08-21) [2026-07-06]. http://www.scio.gov.cn/zd gz/jj/202509/t20250901_928364.html.
- [2] 程思富, 高斯扬. 智能经济及其相关论争的辨析[J]. 当代经济研究, 2024(8): 44-51.

- [3]黄觉雏,穆家海,黄悦.二十一世纪经济学创言:论智能经济[J].社会科学探索,1990(3):18-25.
- [4]Acemoglu D, Restrepo P. Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor [J]. Journal of Economic Perspectives, 2019, 33(2): 3-30.
- [5]欧阳日辉,孙磊.创新驱动下的具身智能经济:发展路径与政策选择[J].财经问题研究, 2025(9): 3-17.
- [6]林莉,纪玉山.中国智能经济发展条件、现状和对策研究[J].工业技术经济, 2022, 41(7): 3-12.
- [7]江沙,张青兰.“十五五”时期我国智能经济的发展机制、现实掣肘与推进路径[J].经济学家, 2026(1): 15-25.
- [8]周文,杨正源.论智能经济:内涵特征、发展态势与战略选择[J].改革, 2025(9): 1-15.
- [9]周伟良,李亚平.智能经济对新质生产力发展的影响机制研究[J].华东经济管理, 2025, 39(8): 50-60.
- [10]曾鹏,黄丽露,罗丽娟.中国城市智能经济的发展基础及其障碍因子研究[J].云南师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 57(6): 85-98.
- [11]任保平,刘备.智能经济的形成机制与实现路径[N].光明日报, 2025-10-21(11).
- [12]李翔,王辉.中国卫生健康高质量发展水平测度、区域差异及动态演进特征[J].统计理论与实践, 2026(5): 47-59.
- [13]蒋海勇,秦艳.中国首发经济发展水平的时空演变特征及驱动因子识别[J].统计与决策, 2025, 41(24): 105-110.
- [14]王少剑,高爽,黄永源,等.基于超效率SBM模型的中国城市碳排放绩效时空演变格局及预测[J].地理学报, 2020, 75(6): 1316-1330.
- [15]王林靖,葛星,钟敏.十大城市群经济韧性的区域差异、动态演进及收敛性分析[J].统计与决策, 2024, 40(10): 112-117.
- [16]龚斌磊,钱泽森,李实.共同富裕的测度与驱动机制研究[J].数量经济技术经济研究, 2023, 40(12): 5-26.

Measurement, Spatiotemporal Evolution, and Convergence Analysis of Smart Economy Development Levels

Chao Wen, Ou Jiaxin, Qian Xiaotao

Abstract: An evaluation index system for the development level of the smart economy is constructed based on four dimensions: smart infrastructure, smart industry revenue, smart service capability, and smart innovation capability. The entropy weight-TOPSIS method, Dagum Gini coefficient, kernel density estimation, Moran's index, and spatial convergence models are employed to measure the development levels of the smart economy across 30 Chinese provinces from 2014 to 2024, and to analyze the spatiotemporal evolution trends and convergence characteristics. The results indicate that the overall development level of the smart economy is on a continuous upward trend, with regional heterogeneity in the order of eastern > central > western. However, the overall Gini coefficient continues to decline, indicating that the development of the smart economy across provinces is gradually becoming more balanced. The overall disparity primarily stems from inter-regional disparities. Polarization decreases significantly in the eastern region, while no such polarization is observed in the central and western regions. Furthermore, there is a significant positive spatial correlation, and the spatial clustering trend exhibits an inverted Ushape in recent years. Both the national and regional developments of the smart economy demonstrate convergence, and the speed of convergence in the eastern and western regions accelerates markedly over time.

Key words: Smart Economy; Regional Disparities; Spatiotemporal Evolution; Convergence

(责任编辑:李雅)

中国能源不确定性的宏观经济效应研究

司颖华, 许龙霞

(兰州财经大学 统计与数据科学学院, 甘肃 兰州 730020)

摘要: 能源不确定性是影响我国宏观经济平稳运行的关键变量, 现有量化测度体系仍有待完善。本文基于文本分析方法, 选取三份主流财经能源报刊, 构建2000年1月至2026年3月中国能源不确定性指数, 并运用TVP-SV-VAR模型研究能源不确定性对中国宏观经济的影响。研究表明: 第一, 中国能源不确定性指数走势贴合重大能源事件, 可显著预判油价波动, 构建的指数科学有效; 第二, 能源不确定性冲击呈现“短期剧烈、中期收敛、长期稳态”的时变特征, 负向影响工业增加值、正向推动消费者价格指数, 对全社会用电量冲击正负交替; 第三, 供给侧改革、新冠疫情、俄乌冲突三个时点冲击效应存在明显异质性。最后, 从预警体系建设、长短周期调控、分类风控三个方面提出政策建议。

关键词: 宏观经济; 能源不确定性指数; TVP-SV-VAR模型

中图分类号: F124; F206

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)09-0032-11

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2026.09.004

一、引言

党的二十大报告指出, 我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期。能源作为国民经济的基础性产业, 事关经济社会发展全局。当下, 全球能源格局发生深刻变化, 地缘冲突频发, 这对我国经济平稳运行造成持续挑战。同时, 随着“双碳”目标大力推进, 能源转型进入关键阶段, 我国油气资源进口依赖度高, “富煤贫油少气”的资源条件使能源安全长期处于高风险状况。传统的价格监测指标难以全面体现供需、政策、地缘等多方面的不确定性, 迫切需要建立综合测度体系。所以, 厘清能源不确定性的内涵, 建立符合国情的能源不确定性指数, 探究其对宏观经济的时变冲击效应, 具有重要的学术价值与现实意义。

当前国内外学者针对能源不确定性展开的研究, 主要集中在内涵界定、水平测度及其对宏观经济的影响等方面。从内涵角度看, 能源不确定性源自能源供

需变化、价格起伏及能源转型等多种因素, 是对宏观经济与金融市场平稳运行造成干扰的重要因素(Zhang等, 2022; Wu等, 2025)^[1-2]。早期研究大多把原油、煤炭等单一能源价格波动当作不确定性的代理变量(Yao和Liu, 2023)^[3], 然而这类指标仅能体现价格波动, 很难捕捉到能源市场更为广泛的结构性风险。Hamilton(2016)^[4]的研究表明, 美国自二战以来的十次经济衰退中, 有九次都伴随着油价的大幅飙升, 该情况确立了能源价格冲击在宏观经济学中的核心位置。从测度方面看, 随着文本挖掘技术的不断发展, Baker等(2016)^[5]构建的经济政策不确定性指数、Ahir等(2022)^[6]构建的世界不确定性指数, 为量化不确定性奠定了方法论根基。Dang等(2023)^[7]进一步将研究重点放在能源领域, 依据《经济学人》报告筛选核心关键词, 构建了能源相关不确定性指数。国内学者也依照这种思路, 基于中文媒体与政策文本构建了中国气候政策不确定性指数(陈国荣等, 2024; Ma等,

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于MF-HDFM与LDA模型的中国经济不确定性指数的构建及其应用”(72463019)。

作者简介: 司颖华, 女, 博士, 教授, 研究方向为宏观金融计量方法及其应用; 许龙霞, 女, 硕士研究生, 研究方向为社会经济统计分析。

2023)^[8-9]和电力政策不确定性指数(Lu等,2024)^[10]。对宏观经济的影响方面,田秀杰和李洋(2024)^[11]运用脉冲响应函数考察了产业碳排放的差异化特征及传递效应,从碳排放视角间接揭示了能源消费结构对产业发展的动态影响。此外,已有部分学者运用TVP-SV-VAR等时变参数模型分析能源不确定性的宏观经济效应(Gong等,2021;司颖华和孟娟霞,2024)^[12-13]。

总体而言,现有研究已取得丰硕成果,为本文提供了一定借鉴,但仍存在一些局限:其一,现有能源不确定性指数大多针对发达经济体构建,专门面向中国能源市场,综合反映供需、价格、政策及地缘等多维不确定性的指数较为匮乏;其二,多数研究单独采用时域或频域模型,将指数构建与时变冲击效应相结合的系统性研究较少,对不同历史时期能源不确定性冲击的异质性特征挖掘不足。在此背景下,本文基于文本分析方法,选取《经济日报》《21世纪经济报道》《中国能源报》三份代表性报纸,以“主题=能源”检索涉能新闻报道,构建涵盖不确定性子指数与能源相关子指数的中国能源不确定性指数(EUI)。进一步,运用TVP-SV-VAR模型引入国际油价波动率(*oil_vol*)、工业增加值(*GVA*)、居民消费价格指数(*CPI*)及全社会用电量(*electricity*)四个变量,考察能源不确定性对宏观经济的时变冲击效应,并比较供给侧改革、新冠疫情及俄乌冲突等关键时点的脉冲响应差异,以此为能源安全预警与宏观经济调控提供理论支持和实证依据。

二、理论分析

(一)能源不确定性的概念

奈特(Knight,1921)^[14]首次明确提出了不确定性概念,并开创性地对风险与不确定性进行了区分:风险是结果已知且可量化、存在明确概率分布的“可计算未知”;而不确定性是事件结果事前不可预知、难以精准判定发生概率的“不可计算未知”。在宏观经济范畴,经济不确定性的核心是经济变量未来路径中不能通过现有信息预测的部分,而非单纯的经济波动(Jurado等,2015)^[15],并且具有逆周期性和跨主体传导特征,会通过“不确定性冲击”影响微观决策并放大经济波动(Bloom,2014)^[16]。结合能源系统产业链复杂,受到市场、政策、地缘、技术等多种因素交叉影响的行业特异性(Dang等,2023)^[7],本文把能源不确定性界定为:由于能源系统具有复杂关联性与

不可预测特性,能源相关事件事前无法全面预知最终结果、难以精准判定发生概率,但能够通过文本大数据、计量模型等手段测度其综合程度的一种经济现象,其核心表现为结果与概率都未知、多维复合的系统性风险。

(二)能源不确定性影响宏观经济的理论机制

1.实物期权与等待效应

Dixit和Pindyck(1994)^[17]的实物期权理论认为投资不可逆,企业的延迟投资就相当于拥有一个“等待期权”。不确定性增大,等待期权的价值就会提高,企业更愿意观望而非立即投资,从而造成当期投资减少。在能源行业,能源项目的投资额大、时间跨度长、沉没成本高,在能源价格、政策或技术等方面存在较大不确定性时,企业延迟新建电站或电网升级决策的现象更为突出(Pindyck,1991)^[18]。投资减少又会通过乘数效应降低产出及就业。

2.预防性储蓄与需求收缩

预防性储蓄理论(Leland,1968)^[19]表明,当居民面对未来收入不确定性时,出于谨慎考虑,会增加储蓄量而减少当前消费。在能源具有不确定性的背景下,能源价格大幅波动或供给中断风险,会直接影响家庭实际收入与支出预期,从而引发更强的预防性储蓄动机。而且,能源不确定性所引发的就业不确定性,比如高耗能行业存在的裁员风险,也会进一步降低居民消费意愿,导致总需求下降。

3.融资约束放大效应

Bernanke和Gertler(1989)^[20]的金融加速器理论认为,在信息不对称情况下,企业外部融资溢价与其净值相关。不确定性增加,贷款人评估违约风险的难度随之提高,从而造成信贷标准收紧、融资成本上升(Gilchrist等,2014)^[21],融资受限的企业被迫削减投资与雇佣。能源密集型行业对资金需求较大,能源不确定性导致的银行借贷行为会快速传导至整个产业链,加剧经济衰退程度。

4.外部冲击传递

开放经济条件下,能源不确定性通过国际贸易和价格等途径影响宏观经济。对于能源净进口国,国际能源价格不确定性上升会导致国内生产成本波动加大,进而由供给端带动全行业价格上涨(Hamilton,2009)^[22]。全球经济政策不确定性与地缘政治风险也可通过贸易与资本流动方式进入国内市场,致使内外不确定性叠加。

5. 能源不确定性的特异性放大机制

相比于一般的经济不确定性,能源不确定性具有三个特殊的放大机制:一是由于能源是国民经济部门的中间投入,其价格或供给波动会沿着产业链逐级传递,产生“成本推动型”的通胀或产量下降;二是能源转型期间的政策不确定性一般具有突发性,企业无法形成稳定预期,投资决策容易陷入“政策等待陷阱”;三是能源供给很大程度上取决于国际地缘格局和自然气候等条件,外生冲击难以预测与量化,推动整个能源系统预测难度增大。

上述理论机制表明,能源不确定性对经济的影响不仅通过经典的实物期权、预防性储蓄及融资约束等途径起作用,因为它在作为最基本生产要素的同时又面临转型期的政策风险,所以其对经济的影响更大,这为下文的实证研究奠定了理论基础。

三、研究设计

(一)数据来源与处理

本文中国能源不确定性指数构建数据来源于《经济日报》《21世纪经济报道》《中国能源报》三份代表性报纸,时间跨度为2000年1月至2026年3月,经文本清洗后最终共获得有效新闻报道10604篇,全样本共计315个月份,各月文本总词数累计约830万字。宏观变量选取国际油价波动率(oil_vol)、中国能源不确定性指数(EUI)、工业增加值(GVA)、居民消费价格指数(CPI)和全社会用电量($electricity$),样本区间统一为2008年2月至2025年12月(匹配用电量可得性),频率均为月度。其中 oil_vol 基于WTI原油日度价格经GARCH(1,1)模型估计并取月均值得到, GVA 与 CPI 数据来自国家统计局, $electricity$ 数据来自国家能源局。

各变量缺失比例不足5%,主要集中于个别月份,采用线性插值法补全缺失值。为检验变量是否存在明显季节趋势,采用STL分解计算各序列的季节强度指数。结果显示,全社会用电量的季节强度指数为0.667,其他变量均低于0.02,故对全社会用电量采用X-13ARIMA程序进行季节调整。接着再对所有变量进行标准化处理,以消除量纲影响。此外,对所有变量进行ADF单位根检验,结果显示 oil_vol 与 EUI 平稳, CPI 、 GVA 及 $electricity$ 经一阶差分后平稳。

(二)中国能源不确定性指数(EUI)的构建

1. 关键词筛选

参考Dang等(2023)^[7]的研究,能源不确定性指数由不确定性子指数和能源相关子指数两部分构成。其

中不确定性子指数关键词参考Davis等(2019)^[23]构建中国经济政策不确定性指数的方法,提取“不确定性”等10个关键词,能源相关子指数关键词结合现有相关文献、国内能源政策和本土报道特征,涵盖能源品种、能源价格、能源事件与安全以及本土特征等方面,共计31个。为确保所统计内容均与能源领域直接相关,仅当一篇文章同时命中至少一个不确定性子指数关键词和至少一个能源相关子指数关键词时,才被计入能源不确定性相关文章。详细关键词列表如表1所示。

表1 中国能源不确定性指数构建关键词表

分类	关键词
不确定性子指数	不确定、不明确、不明朗、未明、难料、难以预计、难以估计、难以预测、难以预料、未知
能源相关子指数	能源、石油、煤炭、天然气、电力、油价、煤价、气价、电价、能源危机、能源安全、能源短缺、能源紧张、供应中断、能源政策、“双碳”、新能源、可再生能源、能源转型、能源改革、波动、震荡、风险、危机、冲击、拉闸限电、能耗双控、煤电博弈、“双碳”目标摇摆、弃风弃光、先立后破

2. 计算步骤及有效性检验

第一步,统计每份报纸每月关键词频次与总词数,计算原始指数:

$$RawSubIndex_{ijt} = \frac{Freq_{ijt}}{TotalWord_{jt}} \times 1000 \quad (1)$$

其中, i 表示子指数类别(不确定性子指数或能源相关子指数), j 表示报纸, t 表示月份。

第二步,对每家报纸的两个子指数分别进行标准化至均值100、标准差100:

$$Z_{ijt} = 100 + 100 \times \frac{RawSubIndex_{ijt} - \mu_{ij}}{\sigma_{ij}} \quad (2)$$

其中, μ_{ij} 和 σ_{ij} 分别为第 j 份报纸第 i 个子指数在全样本期间的均值和标准差。若某报纸某子指数的标准差为0,则将其标准化值直接设为100。

第三步,按月对各报纸的标准化子指数取平均值并等权重合成初步的中国能源不确定性指数(EUI):

$$EUI = \frac{1}{2} \times \frac{1}{J_t} \sum_{j=1}^{J_t} Z_{uncertainty,jt} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{J_t} \sum_{j=1}^{J_t} Z_{energy,jt} \quad (3)$$

式中, J_t 为 t 月有效文本数据的报纸数量。

第四步,将初步合成的中国能源不确定性指数整体调整至均值100,得到最终月度中国能源不确定性指数序列。

有效性检验方面,将本文构建的中国能源不确定性指数(*EUI*)与Dang等(2023)^[7]构建的能源相关不确定性指数和现有主流不确定性指数进行对比,观察在关键事件时期的走势一致性与差异;再用格兰杰因果检验验证中国能源不确定性指数(*EUI*)能否预测油价波动率(*oil_vol*)变化,综合分析指数的有效性与独特性。

(三)模型设定与脉冲响应分析

1.TVP-SV-VAR模型

本文构建包含国际油价波动率(*oil_vol*)、能源不确定性指数(*EUI*)、工业增加值(*GVA*)、居民消费价格指数(*CPI*)及全社会用电量(*electricity*)五个变量的TVP-SV-VAR模型。参照Nakajima(2011)^[24]的研究,模型允许系数矩阵和冲击方差同时随时间变化。设 y_t 为维5×1观测向量, $y_t = (oil_vol_t, EUI_t, GVA_t, CPI_t, electricity_t)'$,模型设定为:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 $X_t = I_k \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ 为解释变量矩阵, β_t 为时变系数向量, A_t 为下三角同期关系矩阵(对角线元素为1), $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ 为结构冲击向量。假设所有时变参数服从无漂移的随机游走过程:

$$\begin{cases} \beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta_t} \\ \delta_{t+1} = \delta_t + \mu_{\delta_t} \\ h_{t+1} = h_t + \mu_{h_t} \end{cases} \quad (5)$$

式中, β_t 为时变系数向量, δ_t 为同期关系参数向量, h_t 为随机波动参数向量, μ_{β_t} 、 μ_{δ_t} 、 μ_{h_t} 分别对应三类时变参数的扰动项。模型中所有扰动项的联合分布设定为:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta_t} \\ \mu_{\delta_t} \\ \mu_{h_t} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sum \beta & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \sum \delta & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sum h \end{pmatrix} \right] \quad (6)$$

其中, $\sum \beta$ 、 $\sum \delta$ 、 $\sum h$ 为对应状态变量的状态误差方差矩阵, I 为单位矩阵。

2.变量顺序与贝叶斯推断

原油价格波动具备最强外生性,能源不确定性次之,随后依次传导至产出、物价与电力需求。根据此传递机制,本文将Cholesky分解变量顺序确定为*oil_vol*、*EUI*、*GVA*、*CPI*、*electricity*。滞后阶数根据BIC和HQ准则,最终确定滞后2阶。

先验分布参照Nakajima(2011)^[24]的研究,运用马尔

可夫链蒙特卡洛(MCMC)方法进行贝叶斯估计。总抽样次数为20000次,预烧期为2000次。收敛性诊断使用Geweke统计量和无效因子。若Geweke统计量绝对值小于1.96,且无效因子较小,表明参数估计已收敛。

3.脉冲响应分析

在模型估计基础上进行时变脉冲响应分析。预测期确定为滞后3期、6期与12期,对应短期、中期与长期,分析不同预测期下中国能源不确定性指数(*EUI*)冲击对*oil_vol*、*GVA*、*CPI*及*electricity*的动态响应路径。为研究不同历史时期能源不确定性冲击的异质性,选取三个关键时点,即供给侧改革(2016年8月)、新冠疫情(2020年4月)及俄乌冲突(2022年4月)。分别计算上述时点下一个单位标准差的正向中国能源不确定性指数冲击对各变量的脉冲响应,并从响应方向、幅度及持续时间等方面进行对比分析。

四、实证分析

(一)中国能源不确定性指数(*EUI*)的统计特征与有效性检验

1.中国能源不确定性指数(*EUI*)的时变特征与描述性统计

本文基于2000年1月至2026年3月的月度中国能源不确定性指数(*EUI*)绘制了时间趋势图,并标注了重大能源相关事件,如图1所示。

图1显示,中国能源不确定性指数在样本期内呈现多轮显著波峰,与2000年初电力市场化改革、2006年“十一五”能耗目标约束、2014年国际油价崩盘、2015年末至2016年初供给侧改革、2020年新冠疫情与油价暴跌、2022年俄乌冲突等事件高度契合,反映出能源政策调整、国际油价冲击、地缘冲突及公共卫生事件对中国能源不确定性的驱动作用。

本文将样本期划分为早期(2000—2008年)、中期(2009—2019年)和后期(2020—2026年)三个阶段,对全样本及各阶段进行描述性统计,如表2所示。

由表2可知,全样本均值为100,标准差为54.87,偏度是2.12,峰度为9.42,呈现出明显右偏及尖峰厚尾分布,说明极端事件对能源不确定性造成的冲击有突发性和高强度的特点。早期标准差高达70.2,极差大,波动非常不稳定;中期均值上升至106.74,标准差收缩到47.43,分布趋于扁平,供给侧改革后不确定性水平上升但波动幅度较小;后期均值为

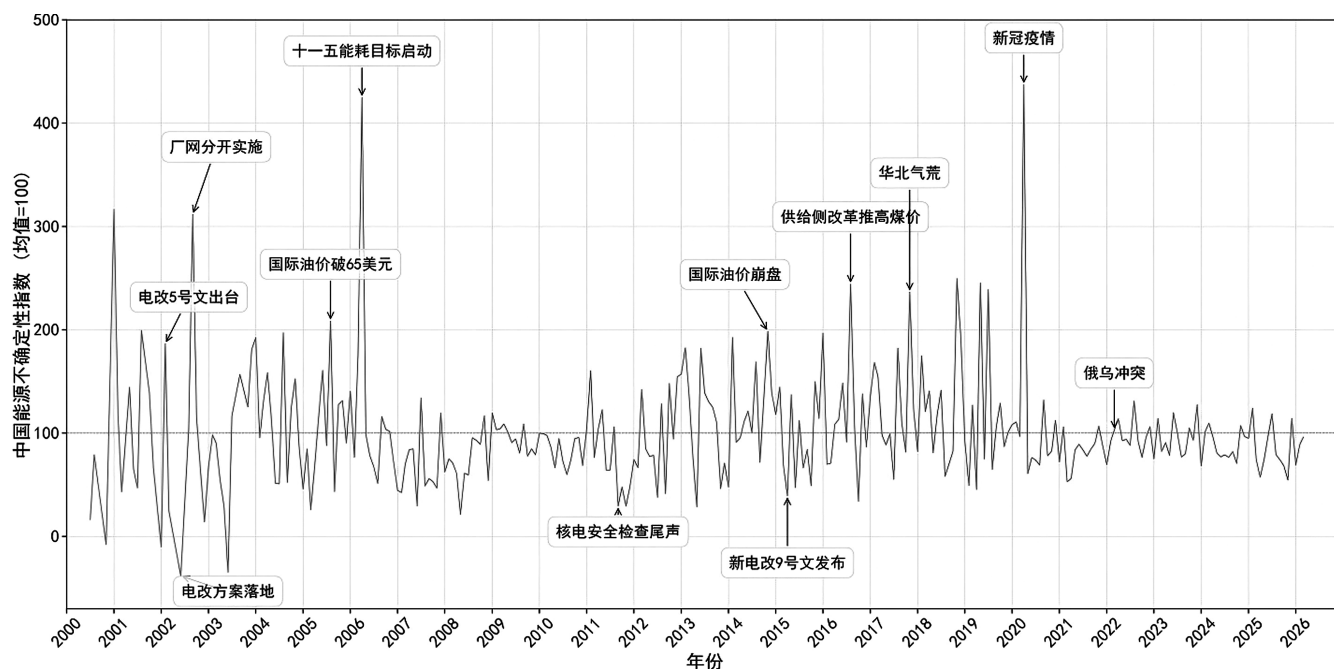


图1 中国能源不确定性指数(EUI)趋势图(2000年1月至2026年3月)

表2 中国能源不确定性指数(EUI)的描述性统计

阶段	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	中位数	偏度	峰度
全样本	297.0	100.00	54.87	-38.33	437.26	91.65	2.12	9.42
早期(2000—2008)	91.0	95.15	70.20	-38.33	424.77	84.73	1.72	5.45
中期(2009—2019)	131.0	106.74	47.43	28.59	249.67	99.45	0.93	0.87
后期(2020—2026)	75.0	94.12	44.19	52.94	437.26	89.13	6.34	46.89

94.12, 最小值 52.94, 底部显著抬升, 最大值快速上升到 437.26, 偏度为 6.34, 峰度 46.89, 呈现极强右偏与尖峰厚尾特征, 疫情、地缘冲突等系统性风险致使极端波动频繁发生。

2. 中国能源不确定性指数(EUI)的波动集聚性检验

为检验该指数是否存在波动集聚特征, 采用 GARCH(1,1)模型对中国能源不确定性指数(EUI)序列的条件异方差性进行检验。模型设定如下:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

其中, σ_t^2 为条件方差, ε_{t-1}^2 为 ARCH 项, σ_{t-1}^2 为 GARCH 项。

经检验, ARCH-LM 统计量为 5.865 ($p=0.9227$), 无法拒绝无 ARCH 效应的原假设。表 3 的 GARCH(1,1) 估计结果表明, 系数均显著为正, 且 $\alpha+\beta=1$ (IGARCH 效应), 说明中国能源不确定性指数存在明显的波动集聚特征。

表3 GARCH(1,1)模型参数估计结果

参数	系数	p 值
ω (常数项)	21.829813	0.355922
α (ARCH 项)	0.129619	0.000145
β (GARCH 项)	0.870381	0.000000

3. 中国能源不确定性指数(EUI)的有效性检验

为验证指数的合理性与独特性, 选取三类指数进行对比。将所有指数标准化至均值 100 后绘制时序对比图, 如图 2 所示。

上图表明, 中国能源不确定性指数(EUI)与 Dang 等(2023)^[7]的能源相关不确定性指数(EUI)整体趋势基本同步, 且对国内能源市场短期冲击更加敏感。中国能源不确定性指数(EUI)与石油价格不确定性指数(OPU)、能源运输不确定性(etu)及宏观政策不确定性趋势保持同步; 而经济政策不确定性指数(EPU)和贸易政策不确定性指数(TPU)对政策类事件的识别更具有

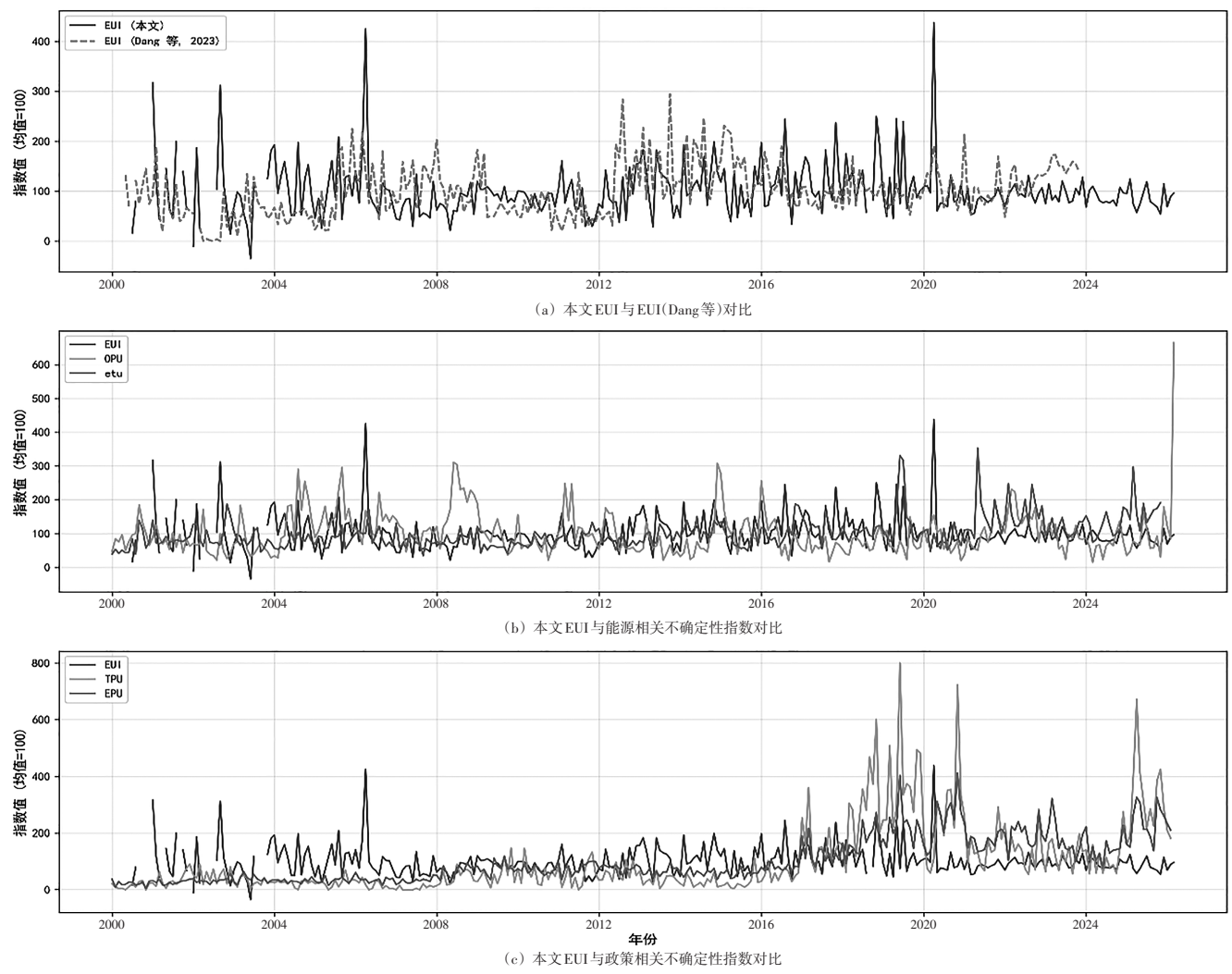


图2 中国能源不确定性指数(EUI)与其他不确定性指数的趋势对比图

优势,证实中国能源不确定性指数的独特性与有效性。

进一步,对中国能源不确定性指数(EUI)与oil_vol进行格兰杰因果检验,评估中国能源不确定性指数预测是否有效。表4的结果表明,滞后1—4期,oil_vol均不是EUI的格兰杰原因;而滞后2—4期,EUI是oil_vol的格兰杰原因,中国能源不确定性指数(EUI)对原油价格波动有预测能力。该结论和现有研究结论一致(Zhang和Guo,2024;Li等,2024)^[25-26],再次说明本文构建的中国能源不确定性指数合理、预测能力可靠,可有效测度中国能源不确定性。

表4 中国能源不确定性指数(EUI)与oil_vol的格兰杰因果检验结果

原假设	滞后阶数	F统计量	p值	结论
oil_vol不是EUI的格兰杰原因	1—4	均<1.82	>0.16	不拒绝原假设
EUI不是oil_vol的格兰杰原因	2	5.83	0.0033	拒绝原假设
EUI不是oil_vol的格兰杰原因	3	5.67	0.0009	拒绝原假设
EUI不是oil_vol的格兰杰原因	4	4.87	0.0008	拒绝原假设

(二)能源不确定性对宏观经济的时变影响

1. 参数估计结果

本文构建包含国际油价波动率(oil_vol)、能源不确定性指数(EUI)、工业增加值(GVA)、居民消费价格

指数(CPI)及全社会用电量(electricity)五个变量且滞后2阶的TVP-SV-VAR模型,采用MCMC方法进行20000次抽样估计,结果如表5所示。

各参数的后验均值均落在95%置信区间内,

表5 TVP-SV-VAR模型参数估计结果

参数	均值	标准误	95% 下限	95% 上限	Geweke	无效因子
sb1	0.0223	0.0025	0.0180	0.0278	0.347	11.97
sb2	0.0225	0.0026	0.0181	0.0282	0.355	11.32
sa1	0.0784	0.0307	0.0412	0.1620	0.000	107.80
sa2	0.0697	0.0245	0.0383	0.1314	0.459	89.98
sh1	0.5279	0.0959	0.3608	0.7421	0.281	35.77
sh2	0.3244	0.0864	0.1921	0.5314	0.029	70.34

注: sb1、sb2 为时变系数的波动项标准差; sa1、sa2 为同期结构矩阵的波动项标准差; sh1、sh2 为随机波动率过程的波动项标准差。后缀 1、2 对应模型中的两个状态方程。各参数后验均值均在 95% 置信区间内, 且 Geweke 诊断值和无效因子表明 MCMC 抽样已充分收敛。

Geweke 统计量均远小于 1.96, 表明参数收敛于后验分布。无效因子除 sa1 (107.80) 外均处于可接受范围, 据此计算至少 185 个 (20000/107.80) 有效样本, 即后验均值估计可靠。综上, MCMC 模拟效果理想, 参数估计具有良好的收敛性与有效性。

2. 等间隔脉冲响应分析

本文选取滞后 3 期、6 期、12 期分别作为短期、中期、长期, 分析不同滞后期下一个单位标准差中国能源不确定性指数 (EUI) 正向冲击对 oil_vol 、GVA、CPI 及 $electricity$ 的时变脉冲响应, 结果如图 3 所示。整体来看, 各变量的响应均呈现显著的时变特征, 且短期效应远强于中长期, 冲击拐点与金融危机、供给侧改革、新冠疫情及俄乌冲突等重大事件高度吻合。

分析可知, 图 3(a) 显示中国能源不确定性指数 (EUI) 对国际油价波动率 (oil_vol) 的冲击呈现出明显阶段性分化趋势。2008—2012 年金融危机期间, 油价下行与市场避险情绪叠加, oil_vol 各周期均呈显著负向响应, 短中期的冲击跌至阶段低谷。2013—2017 年, 地缘冲突、OPEC 减产与国内能源结构调整等因素使供需预期分歧加剧, 短中期响应由负转正, 并在 2015 年触及 0.05 的正向峰值, 长期正向冲击幅度相对较弱。2018 年后, 原油定价机制成熟、新能源替代效应不断增强, 能源不确定性扰动弱化, 虽遭遇新冠疫情与俄乌冲突, oil_vol 仅呈现出小幅弱的负向震荡, 长期逐步向零收敛。能源不确定性对国际油价波动率有“短中期联动波动、长期回归稳态”的特征。

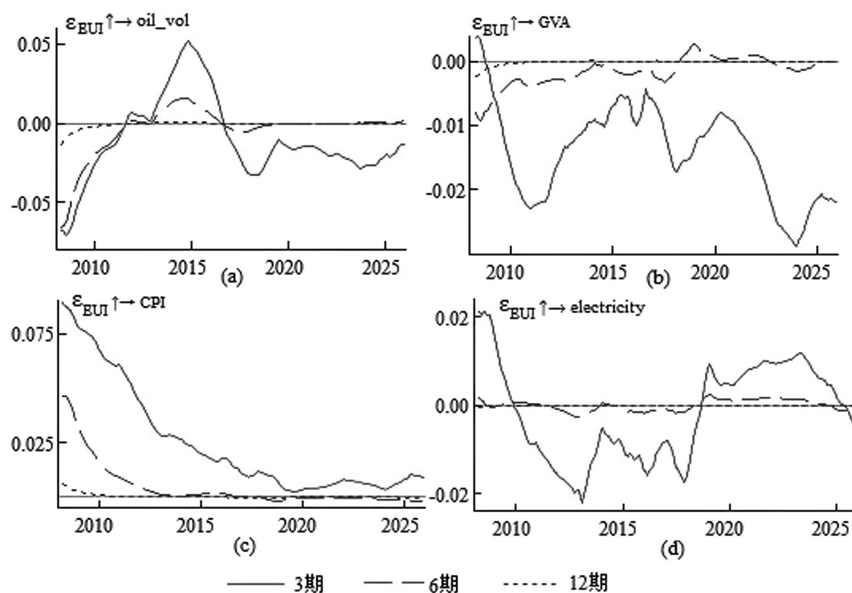


图3 不同滞后期中国能源不确定性指数 (EUI) 冲击的时变脉冲响应图

图3(b)表明中国能源不确定性指数(*EUI*)对工业增加值(*GVA*)大多是负向冲击,具有明显的“短期抑制、长期弱化”的时变规律,且短期抑制具有持续性。2008—2012年,能源价格暴跌通过投资、消费与产业链等渠道对实体经济造成影响,2010年短期负向冲击达到-0.02的峰值,中期影响较弱,长期基本消退。2013—2019年,供给侧改革与稳增长政策有效对冲负面冲击,短期负向效应持续变小,中期响应逐步转正。2020—2025年,新冠疫情和俄乌冲突致使能源价格波动,短期负向冲击再次变弱,实体经济持续承受压力。样本期内*GVA*短期响应没有归零,说明能源不确定性对经济增长有短期抑制作用,与实物期权与预期效应理论契合,即短期不确定性会抑制市场主体的投资消费,中长期能够依托政策调控、经济自我调节实现冲击消化。

图3(c)显示中国能源不确定性指数(*EUI*)对*CPI*的冲击有“短期推升、长期回落”的典型时变特征。2008—2012年,国际大宗商品与原油价格急剧上涨,能源不确定性借助成本渠道使通胀明显上升,2008年短期正向冲击达到0.08的高点,中长期也存在小幅通胀压力。2013—2019年,经济新常态背景下的能源价格改革与供给侧改革弱化了成本传导机制,*CPI*各个期限冲击持续减小并趋近于零。2020—2025年,俄乌冲突引发的能源价格上涨仅对*CPI*形成微弱的短期支撑,冲击幅度远低于2008年,在中长期没有显著影响,表明我国能源价格向物价的传导渠道大幅减弱,通胀冲击局限于短期。

图3(d)显示出全社会用电量(*electricity*)对中国能源不确定性指数(*EUI*)冲击的响应有短期大幅波动、正负交替明显、中期震荡收敛、长期处于稳态运行的特征,体现出对能源事件与政策变动非常敏感。2008—2012年,响应先正后转负。在金融危机时期能源价格上涨使用电成本上升,所以短期响应正向走高;危机过后,工业需求大幅减少,响应由正变负。2013—2019年,经济增速变慢、工业用电表现疲软,中国能源不确定性指数(*EUI*)主要通过需求端给电力市场造成持续的负向干扰。2020—2025年,新冠疫情之后经济复苏、新能源供电出现波动,二者叠加,短期响应再回弱正向区间,不过冲击力度要比2008年小。电力行业中长期响应都趋向于零,证实可通过长期规划、电网调度与政策调控应对短期的不确定性,从而维持供需的稳定状态。

能源不确定性对于不同变量所产生的冲击均呈现短期显著扰动、中期衰减、长期收敛的特征,并且各个变量的响应时间点与重大事件高度契合,证实模型结果具有稳健性与可靠性。

3. 不同时点的脉冲响应分析

为识别重大事件下能源不确定性的瞬时动态,本文选取供给侧改革(2016年8月)、新冠疫情(2020年4月)及俄乌冲突(2022年4月)三个关键时点,分别计算中国能源不确定性指数(*EUI*)正向冲击对*oil_vol*、*GVA*、*CPI*及*electricity*的脉冲响应,结果如图4所示。其中,2016年8月中国能源不确定性指数达到

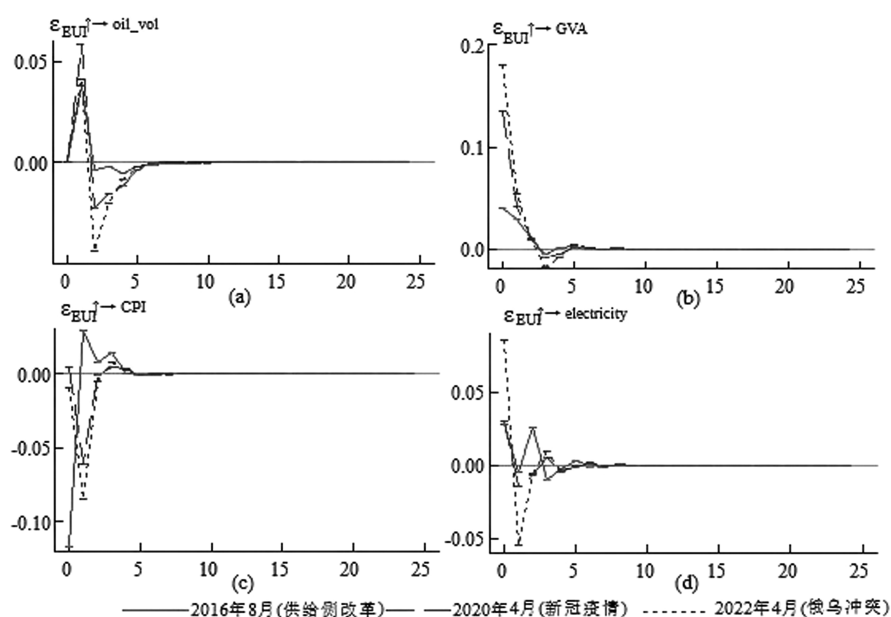


图4 不同时点中国能源不确定性指数(*EUI*)冲击的时变脉冲响应图

局部峰值,反映供给侧改革中能源领域的行政干预影响;2020年4月中国能源不确定性指数(*EUI*)为样本期最高值,对应疫情与油价崩盘的复合冲击;2022年4月受俄乌冲突地缘风险冲击最为显著。

图4(a)显示,中国能源不确定性指数(*EUI*)对国际油价波动率(*oil_vol*)的冲击有显著的时点异质性,整体呈现出短期显著扰动、长期快速收敛的趋势。各个典型时点响应走势大致相同,均为当期出现正向冲击、随后迅速回落转为负向,并逐渐回归到稳态,但冲击强度存在明显差异。2020年疫情及油价崩盘致使市场出现一定恐慌,*oil_vol*正向即时响应幅度最大、短期波动最为剧烈;2016年供给侧改革周期下响应强度最弱、波动最平缓且收敛速度更快;2022年俄乌冲突期间,能源稳价政策对冲风险,*oil_vol*当期正向响应处于中间水平。

图4(b)表明中国能源不确定性指数(*EUI*)对工业增加值(*GVA*)的冲击均呈现出短期正向、中期转负的特征,响应强度由强到弱依次为2022年、2020年和2016年。2016年供给侧改革以调整为主、需求提振有限,因此*GVA*短期正向响应最弱。2020年复工复产的措施支撑了经济修复,正向响应处于中等程度。2022年地缘冲突导致能源价格产生波动,使能源行业产值上升,*GVA*短期正向响应达到峰值,随后快速转负收敛,显示出地缘能源冲击对实体经济有短期强扰动作用。

图4(c)显示,中国能源不确定性指数(*EUI*)对*CPI*的冲击有先抑制后上扬的短期共性特征:在前期阶段,需求疲软使其出现负向响应;后期因成本传导促使*CPI*小幅回升。2016年需求走弱并且处于低价环境,使*CPI*当期出现最显著的负向响应,后续成本影响其回弹。在2020年新冠疫情、2022年能源危机期间,消费疲软与稳价政策减低成本传导,*CPI*小幅波动回升。这表明,总需求强弱、价格传导效率与宏观调控等是能源通胀效应出现分化的关键因素。

图4(d)显示全社会用电量(*electricity*)对中国能源不确定性指数(*EUI*)的冲击响应有显著时点异质性,冲击强度由强到弱依次为2022年、2020年和2016年。在2016年进行改革调整、2020年处于疫情复苏阶段时,生产的修复促使用电需求得以上升,电力消费呈现出正向响应。2022年能源供给收缩预期的出现让企业提前进行生产,致使用电需求在短期内迅速冲高,正向响应最为强烈,之后高成本对生产形成压制,用电需

求随之回落,冲击回到负向,说明外部能源冲击的短期扰动强于国内政策与经济复苏效应。

4. 稳健性检验

为验证基准模型结论的可靠性,本文从两个方面进行稳健性检验:一是将Cholesky顺序调整为*oil_vol*、*CPI*、*EUI*、*GVA*、*electricity*,二是将滞后阶数由2阶调整为3阶。结果表明,能源不确定性对其他宏观变量的冲击响应整体上呈现高度一致性,冲击方向、时变趋势、提前期异质性及及时点异质性均未发生实质性改变,仅在部分时点与提前期下存在幅度上的细微差异,未出现符号反转或趋势性偏离。这说明本文模型对变量顺序和滞后阶数的设定不敏感,实证结果稳健。

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文采用文本分析方法,选取《经济日报》《21世纪经济报道》《中国能源报》三份代表性报纸,构建2000年1月至2026年3月的中国能源不确定性指数(*EUI*),并运用TVP-SV-VAR模型研究能源不确定性对宏观经济的影响。主要得出以下结论:

第一,中国能源不确定性指数可以反映中国能源市场的不确定性,且拥有独特的增量信息、领先预测能力。趋势图显示,中国能源不确定性指数在样本期内与国际油价崩盘、供给侧改革、新冠疫情及俄乌冲突等重大事件高度耦合,体现出能源政策、油价冲击和地缘风险对能源不确定性的推动作用。GARCH(1,1)模型证实指数存在显著的波动集聚与IGARCH效应,不确定性波动具有长期持续性。并且本文构建的中国能源不确定性指数与Dang等(2023)^[7]的能源相关不确定性指数趋势高度同步,对国内能源市场短期冲击更加敏感,说明中国能源不确定性指数具有独特性。格兰杰因果检验进一步说明,滞后2—4期中国能源不确定性指数是国际油价波动率的格兰杰原因,说明中国能源不确定性指数对原油价格波动有显著预测能力,指数构建合理、预测可靠。

第二,能源不确定性对宏观经济的冲击呈现“短期波动剧烈、中期逐步收敛、长期趋于稳态”的时变特征。脉冲响应分析表明,短期(3期)冲击效应最为显著,对重大经济事件、地缘风险事件响应较灵敏,在新冠疫情、俄乌冲突等特殊时期出现明显极值波动;中期(6期)冲击走势和短期基本相同,但影响强度减弱;长期(12期)冲击效应基本消退,各个变量的响应整体收敛到零稳态。维度层面,中国能源不确定性指数对*GVA*

以阶段性负向冲击为主,在危机阶段抑制效应特别突出;对CPI具有稳定的正向通胀传导效应,只有少数时段出现短期回落;对electricity的冲击呈现正负交替的时变波动特征。

第三,在不同的历史时期,能源不确定性的冲击效应有显著异质性。供给侧改革、新冠疫情及俄乌冲突三个不同时间点的脉冲响应结果显示,俄乌冲突时期中国能源不确定性指数对GVA和electricity的当期正向响应最强,外部供给冲击效应最为突出;供给侧改革时期中国能源不确定性指数对GVA的正向响应最弱,但对GVA的后期转正响应幅度最大;新冠疫情时期中国能源不确定性指数对oil_vol的正向冲击最强。

(二)政策建议

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,建立能源不确定性监测预警体系,强化风险识别和应对能力。中国能源不确定性指数(EUI)能敏锐捕捉重大能源事件动态,并且对油价波动有较好的预测能力,相关部门可将中国能源不确定性指数列为日常监测指标,同时划分出层级预警标准。指数有快速上升趋势时,应立即启动应急处理流程,借助释放石油战略储备、协调煤炭保供、加强市场预期引导等方式,降低能源不确定性给实体经济造成的冲击。

第二,兼顾短期风险对冲与长期产业转型,实行分阶段的应对方案。从脉冲响应规律来看,能源不确定性给宏观经济造成的冲击大多集中在短期,在不同阶段、不同变量的冲击程度具有显著差异。短期工作应当把稳住能源供应链作为重点,针对高耗能企业落实专项信贷帮扶、电价补助等相关举措,以减轻突发风险所带来的下行压力。中长期层面,应调整能源供给结构,加快配套新能源基础设施的布局,提高能源体系的抗风险能力,逐渐减少对化石能源进口的依赖。

第三,分类构建能源风险防控方案,依据不同冲击来源落实精准管控,针对外部地缘冲击和国内政策调整分别设立风险预案。对于外部地缘冲击,应当强化国际能源合作,完善油气进口多元化通道,引导市场主体借助金融工具规避价格风险;同时,要合理把控政策出台节奏,充分考虑市场承接能力,防止多项政策叠加放大短期市场波动,切实保障宏观经济平稳运行。◆

参考文献:

[1] Zhang X Y, Zhou J L, Du X D. Impact of oil price

uncertainty shocks on China's macro-economy [J]. Resources Policy, 2022, 79: 103080.

[2] Wu R H, He Y G, Teng Z Q. Energy price instability and energy efficiency: Korea's macroeconomic framework during the COVID-19 pandemic [J]. PLoS One, 2025, 20(4): e0321793.

[3] Yao Z G, Liu Y. Crude oil volatility forecasting: New evidence from world uncertainty index [J]. Finance Research Letters, 2023, 58: 104029.

[4] Hamilton J D. Oil prices and the macroeconomy [M]// Baumeister C, Kilian L. Handbook of the Economics of Oil. Oxford: Oxford University Press, 2016: 3-34. https://link.springer.com/rwe/10.1057/978-1-349-95121-5_2119-1.

[5] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.

[6] Ahir H, Bloom N, Furceri D. The world uncertainty index [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2022: 29763.

[7] Dang T H N, Nguyen C P, Lee G S, et al. Measuring the energy-related uncertainty index [J]. Energy Economics, 2023, 124: 106817.

[8] 陈国荣, 王苏萨, 邓晶, 等. 中国气候政策不确定性指数: 构建、分析与应用前景 [J]. 气候变化研究进展, 2024, 20(3): 361-372.

[9] Ma Y R, Liu Z H, Ma D D, et al. A news-based climate policy uncertainty index for China [J]. Scientific Data, 2023, 10(1): 881.

[10] Lu W B, Liu Q B, Wang J. Effect of electricity policy uncertainty and carbon emission prices on electricity demand in China based on mixed-frequency data models [J]. Utilities Policy, 2024, 91: 101825.

[11] 田秀杰, 李洋. 基于脉冲响应的产业碳排放差异化及传递效应研究 [J]. 统计理论与实践, 2024(3): 21-28.

[12] Gong X, Liu Y, Wang X. Dynamic volatility spillovers across oil and natural gas futures markets based on a time-varying spillover method [J]. International Review of Financial Analysis, 2021, 76: 101790.

[13] 司颖华, 孟娟霞. 中国经济不确定性对国际原油价格的时变效应分析 [J]. 中国证券期货, 2024(6): 13-20.

[14] Knight F H. Risk, uncertainty and profit [M]. Boston: Houghton Mifflin, 1921.

[15] Jurado K, Ludvigson S C, Ng S. Measuring uncertainty [J]. American Economic Review, 2015, 105(3): 1177-1216.

[16] Bloom N. Fluctuations in uncertainty [J]. Journal of Economic Perspectives, 2014, 28(2): 153-176.

[17] Dixit A K, Pindyck R S. Investment under uncertainty [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.

[18] Pindyck R S. Irreversibility, uncertainty, and investment [J].

Journal of Economic Literature, 1991, 29(3): 1110–1148.

[19] Leland H E. Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82(3): 465–473.

[20] Bernanke B, Gertler M. Agency costs, net worth, and business fluctuations[J]. American Economic Review, 1989, 79(1): 14–31.

[21] Gilchrist S, Sim J W, Zakrajsek E. Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics [R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2014, 20038.

[22] Hamilton J D. Causes and consequences of the oil shock of 2007–08 [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2009, 40(1): 215–283.

[23] Davis S J, Liu D Q, Sheng X G. Economic Policy

Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers [R/OL]. Stanford: Stanford Institute for Theoretical Economics, 2019. <https://purl.stanford.edu/sp114hw3715>.

[24] Nakajima J. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications[J]. Monetary and Economic Studies, 2011, 29: 107–142.

[25] Zhang X Y, Guo Q. How useful are energy-related uncertainty for oil price volatility forecasting? [J]. Finance Research Letters, 2024, 60: 104953.

[26] Li X Y, Wu M, Yuan L Q, et al. Uncertainties and oil price volatility: Can lasso help? [J]. Finance Research Letters, 2024, 61: 104963.

A Study on the Macroeconomic Effects of Energy Uncertainty in China

Si Yinghua, Xu Longxia

Abstract: Energy uncertainty is a critical variable affecting the stable operation of China's macroeconomy, yet the existing quantitative measurement system remains to be improved. Employing a textual analysis approach, this paper selects three mainstream financial and energy newspapers to construct a China Energy Uncertainty Index for the period from January 2000 to March 2026, and utilizes the TVP-SV-VAR model to investigate the impact of energy uncertainty on China's macroeconomy. The findings are threefold. First, the trajectory of the China Energy Uncertainty Index closely tracks major energy-related events and demonstrates significant predictive power for oil price fluctuations, validating the scientific soundness and effectiveness of the constructed index. Second, the impact of energy uncertainty shocks exhibits time-varying characteristics characterized by “acute in the short run, convergent in the medium term, and stable in the long run,” with negative dampening effects on industrial value added, positive driving effects on the consumer price index, and alternating positive and negative effects on total social electricity consumption. Third, the shock effects at three specific historical junctures—the supply-side structural reforms, the COVID-19 pandemic, and the Russia-Ukraine conflict—exhibit marked heterogeneity. Finally, the paper proposes policy recommendations in three dimensions: early warning systems, short- and long-term cyclical regulation, and categorized risk control.

Key words: Macroeconomy; Energy Uncertainty Index; TVP-SV-VAR Model

(责任编辑:李雅)

人工智能促进碳减排：理论分析与实证检验

罗红艳

(湖南省社会科学院/湖南省人民政府发展研究中心 社会学法学所,湖南 长沙 410003)

摘要:基于2006—2023年我国267个城市的面板数据,运用双向固定效应模型和中介效应模型,实证分析人工智能对城市碳排放的影响效应及其作用机制。研究表明:人工智能对碳排放具有抑制作用,经过一系列内生性检验和稳健性检验后,结论仍然成立。机制检验发现,人工智能可以通过创新驱动、产业优化和金融支持三条路径,显著抑制碳排放。异质性分析表明,人工智能对碳排放的抑制作用,因城市的地理区位和资源禀赋的不同而表现出显著差异。对此,各地区应加快人工智能的推广与应用,提升创新驱动能力,推动产业智能化转型,同时设计有利于人工智能发展的金融支持政策,推进智能化与低碳化协同发展。

关键词:人工智能;碳减排;创新驱动;产业优化;金融支持

中图分类号:TP18;X322

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)09-0043-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsysj.2026.09.005

一、引言

我国经济发展在快速工业化和城镇化进程中,取得了显著的成绩,但也引发了资源过度开发和二氧化碳大量排放等问题,一定程度上制约了经济发展质量。为此,亟须采取有效措施控制碳排放,推动生态环境持续好转。2025年9月,国家主席习近平在联合国气候变化峰会上宣布中国新一轮国家自主贡献,即“到2035年,中国全经济范围温室气体净排放量比峰值下降7%—10%,力争做得更好。”党的二十届四中全会再次强调“十五五”时期经济社会发展的主要目标之一是“美丽中国建设取得新的重大进展”。而减少碳排放是应对气候变化、实现“双碳”目标及改善人居环境最直接有效的方式之一。

碳排放问题是当前的研究热点。相关研究表明,增加碳排放的影响因素有GDP增长和制造业产出份额^[1]、人口规模增加^[2]、收入不平等程度提高^[3]等,抑制碳排放的影响因素有能源技术进步^[4]、数字经济发展^[5]、财政支农投入增加^[6]、人力资本和物质资本的

存量低碳化^[7]、财政收支结构优化^[8]等。关于人工智能对碳排放的影响,当前学术界存在两种不同观点。一方面,大部分学者认为人工智能可以显著降低碳排放。基于人工智能的产业智能化,不仅能减少能源消费和工业污染排放总量,而且可以降低能源消费、碳排放和工业污染排放强度,实现节能降碳减排^[9];工业智能化可以通过制造业高端化和产业结构升级推动全球碳减排^[10];智能制造能显著提升企业的能源效率和绿色技术创新能力,从而推动企业实现碳排放的过程控制和末端治理,还可以通过提升企业信息化水平、优化人力资本结构以及提高资金配置效率,助力能源效率提升和绿色技术创新,从而推动企业碳减排^[11]。人工智能技术可赋能企业碳减排^[12]、制造业碳减排^[13]和产业降碳^[14],同时驱动居民消费碳减排^[15]。在城市层面,人工智能可以通过提升绿色创新能力、财政科技支出和市场竞争程度减少碳排放^[16];人工智能技术创新则可以通过提高能源利用效率和绿色创新效率释放碳减排红利,抑制城市碳排放强

基金项目:湖南省社会科学基金项目“人口发展趋势性变化背景下健康社区转型研究”(25YBQ087)。

作者简介:罗红艳,女,博士,助理研究员,研究方向为生态经济学。

度^[17]。在企业层面,与人工智能相关性较高的机器人使用显著抑制了企业碳排放^[18]。另一方面,部分学者认为人工智能技术的应用可能会加剧碳排放。人工智能技术创新依赖于大量的数据处理和计算,需要消耗大量能源尤其是电力^[19],使用电力需要燃烧化石燃料,从而产生大量二氧化碳,增加碳排放。此外,人工智能的发展会促进高能耗、高排放行业快速发展,可能间接导致碳排放增加。国外一些学者认为,与人工智能技术高度相关的信息通信技术也有可能增加碳排放^[20-21],其主要原因是应用信息通信技术需生产大量机械设备^[22]。由此可见,学界关于人工智能对碳排放的影响尚未得出一致结论,需要进一步探讨。

因此,本文基于2006—2023年我国267个城市的面板数据,运用双向固定效应和中介效应模型进行实证检验,在探讨人工智能与碳排放之间关系的基础上,从创新驱动、产业优化、金融支持三个方面阐释其作用机制,并依据地理位置、资源禀赋进行异质性分析,以期为数字经济时代城市低碳转型提供一定的理论基础和实证支撑,助力低碳零碳社会建设^[23]。本文可能的创新点在于:一是以城市为研究载体,从更加细化的视角探讨人工智能对碳排放的影响效应及其作用机制,兼具理论意义与现实价值;二是从创新驱动、产业优化、金融支持三个方面验证人工智能与碳排放之间的作用机制,并依据区域位置和资源禀赋进行异质性分析,丰富了现有研究,为精准施策提供了有益参考。

二、理论分析及研究假设

(一)人工智能对碳排放的影响效应

在全球气候治理与可持续发展目标的双重驱动下,人工智能正以前所未有的深度和广度在供给端、需求端与政务层面抑制碳排放。在供给端,企业依托智能算法优化能源调度,可以提升风电、光伏等清洁能源利用效率,减少碳排放。例如,通过大数据分析和机器学习算法,企业能够预测市场需求,合理安排生产计划,减少无效生产造成的能源浪费。同时,人工智能的应用使制造业实现智能化生产,减少因设备故障或操作失误导致的能源损耗。在需求端,人工智能可实现智能调度和优化资源配置,引导消费者形成低碳生活方式。例如,智能电网、智能交通系统等应用,能够根据实时能源需求和供应情况,动态调整电力分配和交通流量,减少能源消耗和碳排放。此外,人工智能应用于家电、家居等产品,可提高家庭能源使用效率,减少居民生活中的碳排放。在政务层面,政府通过人工智

能技术,建立碳排放监测和预测模型,能够实时掌握碳排放情况,制定更有针对性的减排政策。同时,人工智能有利于辅助政府进行环境监管,通过对企业排放数据的实时监控和分析,及时发现并处理违规排放行为。虽然人工智能需消耗较多电能,可能产生一定程度的碳排放,但相对于人工智能带来的能源效率提高和碳减排而言,其运行所造成的碳排放相对较少。据此,本文提出如下假设:

H1:人工智能对碳排放具有抑制作用。

(二)人工智能对碳排放的影响机制

1.创新驱动效应

创新是基于人们观察、实验、逻辑推演等方式进行思考和创造的过程。低碳技术创新可助推能源系统优化,有利于企业改善碳排放的末端处理技术,进而降低碳排放。基于强大数据处理能力和创造性算法的人工智能,为创新提供灵感,扩展创新范围,加快创新速度,奠定创新基础,创造创新条件。首先,人工智能通过整合创新资源,推动新产品、新业态和新模式的变革,突破原有生产要素供给对创新的约束,为各行业开展创新活动赋予新的思路。其次,人工智能可有效提高企业信息收集和整合的效率,促进技术人才、高新企业、创新资本等创新要素的集聚。再次,由于人工智能能够快速模仿其他地区或行业中的复杂先进知识,引发现有技术在不同区域、行业之间的互补,获得来自非本区域或行业间的溢出效应,有利于更新本区域现有的技术知识库,促进技术多样化^[24],为创新奠定了技术基础。最后,人工智能技术的应用提高了信息流动速率,降低了创新网络中知识交流的成本,助力提高绿色低碳技术的迭代速度,进而对城市碳减排产生积极作用。

2.产业优化效应

人工智能偏向于知识与技术要素投入,不仅有利于传统产业提高生产效率、降低能耗,而且有利于数字产业提升数据处理能力,从而促进碳减排。一方面,人工智能的发展可推动传统产业内生产要素合理配置与转换,推动其由资源密集型、劳动密集型向技术密集型转型。就能源产业而言,人工智能应用于能源管理系统,可提高能源利用效率、降低能源消耗,从根源上减少碳排放。另一方面,人工智能可优化数字产业中的重复性任务与流程,处理分析超量数据,提供相对精准的决策支持与个性化服务;人工智能的应用还为数字产业创造了许多新的商业模式,如基于AI

的虚拟现实等新领域的产品与服务、基于大数据与机器学习的智能物流等新型业务模式,对于推进碳减排均发挥了重要作用。

3. 金融支持效应

人工智能可以赋予金融机构强大的信息处理能力,助力金融机构精准、科学、快速决策并投资于绿色低碳项目,缓解绿色项目的融资约束,支持企业的绿色技术创新,进而促进碳减排。首先,人工智能可助力金融机构解决投资项目信息不对称、审核成本高、难以追踪项目资金用途等难题,提升金融机构识别和投资绿色项目的能力;人工智能的应用使绿色项目的融资约束得以缓解、项目得以落地实施,有效促进碳减排。其次,人工智能能够助力金融机构筛选有潜力的绿色科技初创公司,如储能、氢能和碳捕捉技术公司,提高资本的投资决策效率和成功率,加速突破性、颠覆性低碳技术的孵化和商业化,为降碳减排奠定坚实的技术基础。最后,基于区块链和AI物联网传感器,人工智能可实时追踪绿色信贷或绿色债券支持项目的资金用途,确保资金被用于绿色低碳项目,从而有效减少碳排放。

根据以上分析,本文提出如下假设:

H2: 人工智能能够通过创新驱动、产业优化和金融支持促进碳减排。

三、研究设计

(一) 模型构建

为检验人工智能对碳排放的影响,基于理论分析,本文构建双向固定效应模型,具体形式如下:

$$CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 AI_{it} + \beta_2 Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份, CO_{2it} 为 i 城市在 t 年的碳排放量, AI_{it} 为城市人工智能发展水平, Z_{it} 为一系列控制变量, μ_i 、 γ_t 分别表示不可观测的城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项,反映其他未被观察到的因素对碳排放的影响。

为检验人工智能影响城市碳排放的机制,参考叶康涛等(2023)^[25]的研究思路,构建如下机制检验模型:

$$Med_{it} = \omega_0 + \omega_1 AI_{it} + \omega_2 Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CO_{2it} = \alpha_0 + \alpha_1 AI_{it} + \alpha_2 Med_{it} + \alpha_3 Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Med_{it} 为中介变量,包括创新驱动(RD)、产业

优化(Industry)和金融支持(Finance),其他变量含义与公式(1)一致。若回归系数 ω_1 、 α_1 和 α_2 均显著,则为部分中介效应,表明中介变量在人工智能对碳排放的影响中起到了部分中介传导作用。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

二氧化碳排放量(CO_2)。数据来源于公众环境研究中心(IPE),并对数据作对数处理。

2. 核心解释变量

人工智能发展水平(AI)。参考彭代彦等(2021)^[26]的研究,采用人工智能专利申请量作为衡量人工智能发展水平的指标。根据《人工智能中国专利技术分析报告》,本文将深度学习、语音识别、自然语言处理、计算机视觉、智能驾驶、云计算和智能机器人等七个技术类别作为关键词,在PatentsHub全球专利数据库中检索2006—2023年267个城市在人工智能领域的专利申请量。

3. 机制变量

创新驱动(RD)。考虑到科技支出能直观、有效地表征创新能力,故选用科技支出与地区生产总值的比值来表征城市的创新驱动能力。

产业优化(Industry)。用于表示产业结构优化升级情况,以第三产业与第二产业的比值来表征。

金融支持(Finance)。用于表示地区金融发展水平,选取金融机构存贷款余额占GDP的比重来表征。

4. 控制变量

为缓解因遗漏变量造成的估计偏差,控制了一系列对碳排放产生影响的变量,包括:经济发展水平(PGDP),以人均实际GDP衡量,此处取对数处理;人口规模(Pop),以户籍人口衡量,此处取对数处理;对外开放程度(FDI),采用实际利用外商直接投资额占地区GDP的比重衡量;政府干预(Gov),选用政府支出占GDP的比重表征;社会消费(Consume),选用社会消费品零售总额占GDP的比重表征;居民储蓄(Savings),以居民储蓄占GDP的比重衡量。

(三) 数据来源与描述性统计

本文以2006—2023年我国267个城市为研究对象,共3376个样本观测数据^①。数据来源于国家知识

①因数据可得性剔除了山西省朔州市,吉林省通化市和松原市,黑龙江省双鸭山市和绥化市,江苏省淮安市,安徽省淮南市和亳州市,江西省萍乡市和抚州市,河南省南阳市,湖北省黄石市和襄阳市,广西壮族自治区钦州市,贵州省安顺市、毕节市和铜仁市,云南省普洱市,青海省海东市,宁夏回族自治区中卫市,新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市、克拉玛依市、吐鲁番市和哈密市,海南省三沙市和儋州市;未涉及西藏、香港、澳门和台湾。

产权数据库、《中国城市统计年鉴》以及各城市统计年鉴等。为获取专利申请量数据,使用世界知识产权组织(WIPO)的国际专利分类绿色清单进行匹配。各变量的描述性统计见表1。

四、实证分析

(一)基准回归分析

根据模型(1)进行基准回归检验,结果见表2。列(1)只对人工智能发展水平对二氧化碳排放量的影响进行随机效应回归,列(2)—(7)为依次加入控制变量经济发展水平、人口规模、对外开放程度、政府干预、社

会消费和居民储蓄后的回归结果。

列(1)显示,人工智能发展水平的系数显著为负值,表明人工智能起到了抑制碳排放的作用,初步证明假设H1成立。依托人工智能,企业构建了智慧新业态,推动各环节实现智能化运行与管理,不仅有利于减少转换及运输等过程中的碳排放,还有助于实现资源有效配置和最大化利用,促进了碳减排。在生活层面,能源企业依托人工智能,可实现生产数据实时采集与生产能耗精准管理,从而立足需求侧进行个性化定制,提高个人及家庭能源利用率,进一步减少碳

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	二氧化碳排放量	CO_2	3376	16.880	0.931	13.980	19.550
核心解释变量	人工智能发展水平	AI	3376	0.349	1.888	0.000	48.180
中介变量	创新驱动	RD	3376	0.002	0.002	0.000	0.063
	产业优化	$Industry$	3376	0.882	0.442	0.094	4.932
	金融支持	$Finance$	3376	2.194	1.040	0.560	7.519
控制变量	经济发展水平	$PGDP$	3376	10.450	0.686	8.189	12.46
	人口规模	Pop	3376	5.909	0.628	3.434	7.314
	对外开放程度	FDI	3376	9.816	1.832	2.197	14.150
	政府干预	Gov	3376	0.171	0.082	0.042	0.701
	社会消费	$Consume$	3376	0.370	0.104	0.041	0.996
	居民储蓄	$Savings$	3376	0.741	0.282	0.197	3.248

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AI	-0.013*** (-6.20)	-0.013*** (-6.06)	-0.016*** (-6.96)	-0.016*** (-6.94)	-0.015*** (-6.53)	-0.016*** (-6.99)	-0.016*** (-7.15)
$PGDP$		0.055*** (3.41)	0.058*** (3.59)	0.070*** (4.18)	0.095*** (5.46)	0.047*** (2.34)	0.038* (1.82)
Pop			0.167*** (3.58)	0.178*** (3.81)	0.200*** (4.28)	0.177*** (3.80)	0.171*** (3.65)
FDI				-0.008*** (-2.62)	-0.008*** (-2.65)	-0.009*** (-2.80)	-0.009*** (-2.85)
Gov					0.439*** (5.54)	0.480*** (6.04)	0.513*** (6.25)
$Consume$						-0.289*** (-4.49)	-0.265*** (-4.01)
$Savings$							-0.030 (-1.62)
常数项	16.886*** (7154.46)	16.307*** (96.16)	15.293*** (46.36)	15.179*** (45.66)	14.723*** (43.18)	15.453*** (41.01)	15.597*** (40.30)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	3376	3376	3376	3376	3376	3376	3376
R ²	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982	0.982

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

排放。在生产层面,人工智能推动绿色低碳和节能减排等绿色技术创新,推动产业向数字智能化、绿色低碳转型,提升城市能源利用率和生产效率,减少了碳排放。

控制变量中,经济发展水平的系数在10%的显著性水平上为正值,说明经济发展水平提升会导致碳排放增加;人口规模的系数在1%的显著性水平上为正值,说明人口规模增大将导致碳排放增加;对外开放程度的系数在1%的显著性水平上为负值,表明随着对外开放程度的提高,碳排放量将减少;政府干预的系数在1%的显著性水平上为正值,说明政府支出占比的增大会增加碳排放;社会消费的系数为负值,且通过了1%的显著性检验,意味着社会消费水平的提升减少了碳排放;居民储蓄的回归系数为负,但不显著。

(二)内生性检验

城市碳排放与人工智能发展水平之间存在相互作用,可能导致内生性问题。对此,本文首先使用工具变量法进行内生性检验。借鉴黄群慧等(2019)^[27]的思路,使用滞后1期的人工智能专利申请数量作为人工智能发展水平的工具变量,同时选取除观测地区之外的人工智能发展水平均值(*mean_AI*)作为工具变量,来解决内生性问题。某一地区的人工智能发展水平并非完全孤立,其周边或同类型地区的人工智能发展水平会通过技术扩散等方式,影响该地区的人工智能发展水平。除观测地区之外的人工智能发展水平均值既与人工智能发展水平紧密相关,其大小又仅由其他地区的人工智能发展情况决定,与某一观测地区的其他变量保持相对独立,与随机扰动项无关,符合工具变量的相关性、外生性假定。因此,以除观测地区之外的人工智能发展水平均值作为工具变量,具有合理性。

通过对除观测地区之外的人工智能发展水平均值进行回归分析,滞后1期的人工智能发展水平的第一阶段回归结果见表3列(1),工具变量与自变量显著正相关,表明工具变量与自变量具备相关性。第二阶段结果见列(2),此时自变量对碳排放具有显著负向影响,与基准回归结论一致,再次验证了假设H1。此外,列(3)的第一阶段回归结果中,*mean_AI*的系数显著为负,表明周边或同类型地区的人工智能发展水平越高,自身人工智能发展程度越低。第二阶段回归结果中,列(4)人工智能发展水平的系数显著为负,表明在以工具变量回归后,人工智能发展水平依然对碳排放具有抑制作用,支持了基准回归结论。

表3 内生性检验结果

变量	(1) 第一阶段 <i>AI</i>	(2) 第二阶段 <i>CO₂</i>	(3) 第一阶段 <i>AI</i>	(4) 第二阶段 <i>CO₂</i>
<i>L.AI</i>	1.151*** (202.72)			
<i>mean_AI</i>			-236.959*** (-1091.68)	
<i>AI</i>		-0.014*** (-6.40)		-0.016*** (-7.05)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	3073	3073	3375	3375
R ²		0.554		0.599

(三)稳健性检验

为检验结论的可靠性,本文选取多种方法进行稳健性检验(见表4)。首先,考虑到经济变量影响的滞后性,滞后1期处理自变量,估计结果展示在列(1)中。由此可知,人工智能与碳排放之间仍然存在负相关关系,其他控制变量的符号和显著性则保持相对稳定。其次,总样本中存在未被观察到的部分可能具有相关性,进一步采用聚类标准误方法进行稳健性检验,相关估计结果展示在列(2)中。可见,人工智能与碳排放之间仍然存在负相关关系,而其他控制变量的符号和显著性保持相对稳定。最后,直辖市作为样本中的特殊值,予以剔除后再进行回归,相关结果展示在列(3)中。从结果可见,人工智能与碳排放之间仍然存在负相关关系,再次验证了本文结论的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	(1) <i>L.CO₂</i>	(2) <i>CO₂</i>	(3) <i>CO₂</i>
<i>AI</i>	-0.017*** (-6.53)	-0.015*** (-6.07)	-0.016*** (-7.15)
常数项	16.023*** (39.74)	12.028*** (26.06)	15.326*** (41.22)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	3073	3376	3304
R ²	0.555	0.559	0.599

(四)机制检验

为检验人工智能对城市碳排放的作用机制,采

用逐步回归方法对模型(2)一(3)进行实证回归,结果见表5。从列(1)和列(2)看,在控制了影响创新驱动的其他变量后,人工智能发展水平的系数在1%的显著性水平上为正值,说明人工智能对创新驱动具有正向影响;在纳入中介变量创新驱动后,创新驱动的系数显著为负值,说明创新驱动对碳排放具有抑制作用。从列(3)和列(4)看,在控制了影响产业优化的其他变量后,人工智能发展水平的系数在1%的显著性水平上为正值,说明人工智能对产业优化具

有正向影响;在纳入中介变量产业优化后,产业优化的系数显著为负值,说明产业优化在人工智能对碳排放的影响中起到中介作用。从列(5)和列(6)看,在控制了影响金融支持的其他变量后,人工智能发展水平的系数在1%的显著性水平上为正值,说明人工智能对金融支持具有正向影响;在纳入中介变量金融支持后,金融支持的系数显著为负值,说明金融支持在人工智能对碳排放的影响中起到中介作用。综上所述,假设H2成立。

表5 机制检验结果

变量	创新驱动效应		产业优化效应		金融支持效应	
	(1) <i>RD</i>	(2) <i>CO₂</i>	(3) <i>Industry</i>	(4) <i>CO₂</i>	(5) <i>finance</i>	(6) <i>CO₂</i>
<i>AI</i>	0.000*** (11.65)	-0.015*** (-6.52)	0.014*** (4.92)	-0.015*** (-6.79)	0.038*** (8.59)	-0.015*** (-6.67)
<i>RD</i>		-3.480** (-2.37)				
<i>Industry</i>				-0.056*** (-4.02)		
<i>finance</i>						-0.025*** (-2.66)
常数项	-0.032*** (-6.73)	15.486*** (39.75)	5.503*** (11.10)	15.906*** (40.40)	10.340*** (13.79)	15.851*** (39.79)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3376	3376	3376	3376	3376	3376
R ²	0.589	0.982	0.872	0.983	0.947	0.982

(五)异质性分析

1.地理区位异质性

根据各城市所在位置,分别探讨人工智能对东部、中部以及西部地区城市碳排放的影响。从表6列(1)一(3)可知,于东部地区城市而言,人工智能对碳排放具有抑制作用。可能的原因是,东部地区城市经济发展水平较高,科学技术发展水平相对领先,应用人工智

能可提高其生产率和能源利用效率,对减少碳排放的正向影响较强。于中部地区城市而言,人工智能与碳排放之间不存在显著的相关影响。这可能是因为中部地区化石能源相对稀缺,资源开发能力有限,能源领域的碳排放问题较为缓和;与此同时,中部地区城市人工智能发展相对滞后,限制了对城市其他集中碳排放领域减排效应的发挥。于西部地区城市而言,人工智能

表6 异质性检验结果

变量	区域异质性			资源禀赋异质性	
	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 非资源型城市	(5) 资源型城市
<i>AI</i>	-0.010*** (-3.34)	0.001 (0.13)	-0.050*** (-5.74)	-0.015*** (-6.15)	-0.055 (-0.74)
常数项	17.195***	14.142***	13.180***	15.329***	16.022***
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	1038	1027	1311	2005	1371
R ²	0.985	0.980	0.979	0.982	0.983

对碳排放具有抑制作用。可能的原因在于,西部地区人工智能的发展,契合其产业结构转型、能源结构优化的迫切需求,从而提高了能源利用效率,促进绿电消纳,在源头上抑制碳排放。

2. 资源禀赋异质性

根据国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020)》分类标准,将各城市分为资源型城市与非资源型城市两组进行分组回归,考察在不同资源禀赋的城市中,人工智能对碳排放影响的异质性。由表6列(4)—(5)可知,人工智能对非资源型城市具有明显的减碳作用,能更好地释放非资源型城市的碳减排动力,对资源型城市的碳减排效应不显著。可见,人工智能技术的应用在非资源型城市可以发挥降碳优势,在资源型城市中则具有挑战性。原因可能在于,资源型城市的产业结构具有高能耗、高碳排等特征,且资源的采集、加工和输送等环节通常需要大规模的物资运输和长距离的交通运输,导致了额外的碳排放,故碳减排效应并不明显。

五、结论与建议

(一) 研究结论

在城市低碳转型和数字经济迅猛发展的时代背景下,本文立足于“双碳”目标,从创新驱动、产业优化和金融支持三方面论证人工智能对城市碳排放的影响机制,并进行实证检验,得出以下结论:(1)人工智能对城市碳排放具有抑制作用。(2)机制检验发现,人工智能通过创新驱动、产业优化和金融支持,能够促进碳减排。(3)异质性分析表明,因各城市的地理区位、资源禀赋不同,人工智能对碳排放的影响表现出显著性差异。具体而言,在东部与西部地区城市,人工智能发展具有碳减排效应;在中部地区,人工智能发展与碳排放之间不存在显著的相关关系。另外,人工智能对非资源型城市具有碳减排效应,而在资源型城市,人工智能与碳排放之间不存在相关关系。

(二) 政策建议

基于上述研究结论,为更好地发挥人工智能的碳减排效应,本文提出以下三点政策建议:

第一,加快人工智能的推广与应用,推动城市碳减排。一方面,深入推进创新驱动发展战略,促进基于人工智能的绿色低碳技术的研究和零碳关键技术研发,通过设立专项科研基金、搭建产学研协同平台等方式,加速技术成果转化,利用智能算法优化生产流程、能源调度与供应链管理,以人工智能推动传统产业低碳化。

另一方面,加快人工智能新型基础设施的低碳化建设,以智慧电网为抓手,通过部署智能传感器、边缘计算节点和区块链结算系统,实现电力供需的动态平衡与可再生能源的高效消纳,打造更加低碳、高效、可持续的人工智能产业发展模式。

第二,增强创新驱动、产业优化和金融支持对碳减排的传导作用,构建以人工智能为着力点、产业优化为结合点、创新驱动为“加速器”、金融支持为“稳定器”的城市低碳转型模式。首先,政府应通过税收优惠、专利奖励和风险补偿等政策工具,有序引导新型创新平台发展,充分发挥人工智能在数据分析与模式识别方面的优势,提高城市创新驱动力,进而实现精准化、智能化的碳减排目标。其次,推动传统产业智能化转型,提升产业协同发展水平,通过建设跨行业数据共享平台与工业互联网标识解析体系,推进多行业之间的智能化融合和数据统筹,推动产业结构低碳化。最后,探索人工智能在更多领域的应用,借助现有人工智能技术布局绿色低碳项目投资,并提供相应的金融支持,形成技术研发、产业应用与资本运作的良性循环。

第三,根据城市地理区位和资源禀赋的差异化特征,利用人工智能的预测与情景模拟功能,构建城市碳减排的数字化孪生系统,助力不同类型城市碳减排路径的动态优化,分阶段、分类型实现城市碳减排。同时,发挥人工智能技术的辐射效应,通过建设区域技术转移中心、开展跨城市结对帮扶和联合攻关,加快推进非资源型城市和东部地区城市的智能化转型,促进先进算法、算力资源和数据要素在区域间的流动共享,助推城市智能化与低碳化协同发展,形成东西联动、南北互补的良性格局,协力推进城市碳减排整体进程。◆

参考文献:

- [1] Andersson F N G. Income inequality and carbon emissions in the United States 1929—2019 [J]. Ecological Economics, 2023, 204: 107633—107647.
- [2] Yoshida M, Turnbull S J, Ota M. Environmental offsets and production externalities under monopolistic competition [J]. International tax and public finance, 2023, 30(2): 305—325.
- [3] 贾妮莎,徐浩然,雷宏振. 收入不平等与碳排放:基于城市碳排放数据[J]. 湖南师范大学自然科学学报, 2023, 46(1): 1—9.
- [4] 陈诗一. 低碳经济[J]. 经济研究, 2022, 57(6): 12—18.
- [5] 叶娟惠. 数字经济对碳排放的空间非线性影响检验:基于非参数空间滞后模型[J]. 新经济, 2024(5): 57—74.
- [6] 黄伟华,祁春节,聂飞. 财政支农、技术溢出与农业碳排放[J]. 软科学, 2023, 37(2): 93—102.

- [7] Bollen J. The value of air pollution co-benefits of climate policies: analysis with a global sector-trade CGE model called WorldScan [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2015, 90: 178-191.
- [8] 刘伟奇, 张同斌. 财政收支结构变动、产业结构转型与环境质量改善[J]. 财政研究, 2020(10): 57-73.
- [9] 赵培雅, 高煜, 孙雪. “双控”目标下产业智能化的节能降碳减排效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(9): 59-69.
- [10] 杨春蕾, 佟继英. 工业智能化与全球碳减排[J]. 经济经纬, 2024, 41(1): 110-119.
- [11] 陈家兵, 王小兵, 李依纯. 人工智能与高科技企业绿色创新: 基于新质生产力的中介作用[J]. 当代经济, 2025, 42(11): 41-51.
- [12] 王新成, 李垣. 人工智能技术赋能企业碳减排绩效的实证研究[J]. 中国软科学, 2024(9): 142-150.
- [13] 李计广, 宫方茗, 王元彬. 人工智能技术创新如何影响制造业碳减排?[J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35(2): 14-24.
- [14] 刘深, 曹玉娟. 数字碳中和: 人工智能推动产业降碳的双重效应探析[J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2025, 27(2): 26-39.
- [15] 胡雪萍, 李玉颂. 人工智能如何驱动居民消费碳减排?[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2025(4): 80-100.
- [16] 王海, 郭冠宇, 闫卓毓. 机器人应用对城市碳排放影响的机理与效应研究[J]. 财经问题研究, 2023(5): 52-63.
- [17] 赵雨涵, 于佳琪, 晏欧伦, 等. 人工智能技术创新能抑制城市碳排放强度吗?: 来自中国 277 个城市面板数据的证据[J]. 科学决策, 2025(2): 72-90.
- [18] 盛丹, 卜文超. 机器人使用与中国企业的污染排放[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(9): 157-176.
- [19] Henderson P, Hu J, Romoff J, et al. Towards the Systematic Reporting of the Energy and Carbon Footprints of Machine Learning[J]. Journal of Machine Learning Research, 2020, 21: 1-43.
- [20] Lee J W, Brahmasrene T. ICT, CO₂ emissions and economic growth: evidence from a panel of ASEAN [J]. Global Economic Review, 2014, 43(2): 93-109.
- [21] Bekaroo G, Bokhoree C, Pattinson C. Impacts of ICT on the natural ecosystem: A grassroot analysis for promoting socio-environmental sustainability [J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016, 57: 1580-1595.
- [22] Higon D A, Gholami R, Shirazi F. ICT and environment as sustainability: A global perspective [J]. Telematics and Informatics, 2017, 34(4): 85-95.
- [23] 徐政, 左晟吉, 丁守海. 碳达峰、碳中和赋能高质量发展: 内在逻辑与实现路径[J]. 经济学家, 2021(11): 62-71.
- [24] 杨刚强, 王海森, 范恒山, 等. 数字经济的碳减排效应: 理论分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2023(5): 80-98.
- [25] 叶康涛, 刘芳, 李帆. 股指成份股调整与股价崩盘风险: 基于一项准自然实验的证据[J]. 金融研究, 2023(3): 172-189.
- [26] 彭代彦, 李亚诚, 彭旭辉. 人工智能对流动人口工资收入的影响及其作用机理[J]. 经济体制改革, 2021, 38(3): 32-38.
- [27] 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.

Artificial Intelligence Promotes Carbon Emission Reduction: Theoretical Analysis and Empirical Testing

Luo Hongyan

Abstract: Based on the panel data of 267 cities in China from 2006 to 2023, this paper employs the two-way fixed-effects model and the mediation effect model to empirically analyze the impact of artificial intelligence on urban carbon emissions and its underlying mechanisms. The study demonstrates that artificial intelligence exerts an inhibitory effect on carbon emissions, and this conclusion remains valid after a series of endogeneity and robustness tests. Mechanism tests show that artificial intelligence can significantly curb carbon emissions through the paths of innovation-driven development, industrial optimization and financial support. Heterogeneity analysis reveals that the inhibitory effect of artificial intelligence on carbon emissions differs significantly across cities with varied geographical locations and resource endowments. Accordingly, all regions should accelerate the popularization and application of artificial intelligence, enhance innovation-driven capacity, advance the intelligent transformation of industries, and formulate financial support policies conducive to the development of artificial intelligence, so as to promote the coordinated development of intelligence and low-carbon transition.

Key words: Artificial Intelligence; Carbon Emission Reduction; Innovation-driven Development; Industrial Optimization; Financial Support

(责任编辑: 杨扬)

基于多源数据的共同富裕评价研究

宿婕妤¹, 林金官², 朱 敏¹

(1. 南京林业大学 理学院, 江苏 南京 210037; 2. 南京审计大学 统计与数据科学学院, 江苏 南京 211815)

摘要: 针对当前共同富裕评价研究中数据与模型相对单一的问题, 结合传统统计数据与基于 LDA、BERTopic 模型构建的两类多源数据, 构建包含 LSTM、TCN 及 LSTM-TCN 混合模型的深度学习预测框架, 对 2011—2023 年中国 31 个省份的共同富裕水平进行 3 年预测与整体评价, 并系统剖析其区域差异与空间演变规律。研究结果表明: (1) LDA 模型能够有效识别共同富裕核心理念, BERTopic 模型识别的主题更为具体, 为系统解析共同富裕政策提供了不同的研究视角; (2) 文本信息的加入显著提升了预测精度, 且 LDA 模型提取的主题热度特征增强了 TCN 模型的适应性, BERTopic 模型则推动 LSTM-TCN 混合模型成为适配多源数据的最优选择, 表明多源数据提升了时序预测模型的性能并对模型架构产生了影响; (3) 基于多源数据的区域差异分析表明, 我国共同富裕发展存在显著的区域梯度差异, 2011 年共同富裕水平的空间集聚效应持续强化并于 2022 年达到峰值, 此后呈现回落态势, 空间分布逐步向均衡化方向演进, 表明我国区域协调发展政策已取得初步成效, 但东、西部地区间的发展差距仍然突出。

关键词: 共同富裕; 深度学习; 文本主题分析; 多源数据; 区域差异

中图分类号: F224

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)09-0051-13

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllys.2026.09.006

一、引言

在我国已全面建成小康社会, 向着第二个百年奋斗目标前进的关键阶段^[1], “共同富裕”作为中国特色社会主义的本质要求和中国式现代化的重要特征, 是学术界和政策研究领域的热点议题, 现有研究主要集中于共同富裕的内涵、实现路径与测度方法等方面。

“共同富裕”具有鲜明的中国特色, 其理念与实践贯穿我国经济社会发展历程。国内关于共同富裕的研究中, 学者们基于不同视角, 对共同富裕的内涵进行了界定。有学者从定量比较视角出发, 以量化中国特色共同富裕为基础构建前提假设, 根据“发展”和“共享”两个维度界定共同富裕内涵^[2]。还有学者从政治、经济和社会三方面进行阐释, 指出共同富裕实质是全体人民共创共享日益幸福而美好的生活^[3]。国际层面虽未对共同富裕理念形成明确统一的界定, 但在社会福利、社会公平及贫困治理等领域的核心思想与我国共

同富裕的目标具有内在契合性。国际上的“差别原则”主张社会资源分配应优先惠及弱势群体, 强调公平的机会平等而非结果均等, 这一理论奠定了现代福利国家和社会保障体系的理论基础^[4]。

在共同富裕的实现路径方面, 现有研究多围绕市场调节和收入分配等视角展开探讨。从市场机制优化视角看, 市场化改革进程的推进改善了资源配置效率和微观经济效率, 因此需减少垄断和政府干预, 持续推进要素市场化改革^[5]。在产业发展与政策协同层面, 稳定制造业在国民经济中的占比至关重要, 可通过构建竞争政策、产业政策和社会政策“三足鼎立”的格局, 实现提高生产率和培育新动能的目标^[6]。聚焦初次分配这一基础环节, 需着力破除劳动力市场分割, 建立企业与劳动者共生共荣的分配关系, 通过提高劳动报酬占比、完善工资协商机制等举措, 扭转劳动收入份额下降的趋势^[7]。

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

作者简介: 宿婕妤, 女, 硕士研究生, 研究方向为深度学习; 林金官, 男, 博士, 二级教授, 博士生导师, 研究方向为面板数据分析和统计应用; 朱敏, 通信作者, 女, 博士, 教授, 研究方向为深度学习。

基于共同富裕的内涵与实现路径,学界围绕其测度方法开展了大量研究,相关成果在维度划分与指标选取上存在一定差异,但总体而言,大多数学者采用二维或三维分析框架进行研究。从二维框架看,学者认为共同富裕的测度应聚焦“总体富裕”和“共享富裕”两大核心维度,通过几何平均法构建指数反映二者间的“不完全替代关系”^[2]。在对“富裕”水平进行测度时,有研究采用收入富裕水平和其他富裕水平两个指数的几何平均进行测算^[8]。从三维框架看,有研究构建了涵盖发展性、共享性和可持续性的评价指标体系^[9],并建议借鉴经济合作与发展组织“美好生活指数”,纳入居民满意度调查数据^[10]。除维度框架构建与指标体系设计外,现有研究进一步探讨了共同富裕的影响因素识别与测度方法创新。有研究利用门槛模型发现,数字普惠金融对共同富裕的影响存在边际效应递增的非线性特征,且创业活跃度发挥了中介调节作用^[11]。从研究方法看,当前相关研究多依托传统指标构建面板数据,并基于经典计量经济学模型开展实证分析,采用机器学习、深度学习等方法进行评价与预测的研究仍相对有限。在此背景下,部分研究进行了方法创新尝试,有学者采用“横纵向拉开档次法—BP神经网络分析法”的复合方法来合成共同富裕指数,通过误差逆传播算法修正传统评价方法的偏差^[12]。李瑞松等(2023)^[13]采用主成分分析法降维,并结合K均值聚类与卷积神经网络模型,实现了对各省份共同富裕水平的动态评价与预测。

当前研究呈现从传统统计方法向机器学习与深度学习模型拓展的趋势,以提升评价的动态性与精准性,但前沿技术应用仍处于初步阶段。且在数据来源方面,传统研究多依托官方统计数据,该类数据虽具备权威性,但存在维度单一、发布周期较长等局限,难以及时、精细地捕捉微观层面的动态变化。引入新闻文本数据可有效弥补上述不足,新闻媒体报道具有及时性、情境化等特征,能够灵敏反映社会经济事件、政策演进与社会情绪变动,具备先行指标属性,可为发展趋势的研判与预测提供支撑。

本文的边际贡献在于:一是运用LDA和BERTopic主题模型,将传统面板数据与新闻文本信息合理整合,构建多源数据集,实现结构化数据与非结构化数据的融合分析;二是立足各省份的异同点,结合多源数据特征,对时序卷积网络(TCN)、长短期记忆网络(LSTM)及LSTM-TCN混合模型进行了结构优化与适配调整,

以构建更为合理的共同富裕评价模型。

二、研究设计

(一)指标体系构建

2021年发布的《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》(以下简称《意见》)中给出了共同富裕的明确定义。本文从全面性和合理性角度出发,结合《意见》并遵循现有共同富裕测度指标体系的相关研究^[14],将共同富裕划分为“富裕”和“共享”两个核心维度,进一步将共享性拓展为区域、城乡、群体三个层面,并纳入公共交通、社会保障支出占比等反映公共服务可及性与社会福利公平的具体指标。在精神富裕维度引入互联网发展、公园绿地水平等指标以表征时代发展,并在共享维度系统设置城乡居民收入差距、基尼系数等负向警示指标,以强化对发展不平衡问题的监测。具体指标选取见表1。

(二)数据来源与处理

1.传统指标数据处理

基于数据的可得性,本文以2011—2023年我国31个省份(不含港澳台地区)为研究对象,数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》,以及中国经济统计数据库和各省份统计年鉴等。

2.新闻文本数据处理

本文以2011—2023年《人民日报》刊登的429679篇新闻报道为初始文本数据来源,检索关键词并人工筛选,最终获取44132篇与“共同富裕”主题高度相关的报道,构成研究样本,分别采用LDA模型与BERTopic模型进行主题挖掘^[15],构建新闻关注度序列。

新闻文本信息的原始文档中包含大量干扰信息,主要来自三个方面:各类标点符号和特殊字符;“的”“了”等高频虚词;新闻报道中反复出现但缺乏分析价值的通用表述,如“记者”“报道”等。为提高主题挖掘的准确性,综合参考哈工大停用词表、百度停用词库,以及四川大学机器智能实验室的词表资源,同时结合新闻语料特点,筛选出新闻报道中频繁出现但无实质性含义的词汇,构建具有针对性的停用词库,确保主题分析能够聚焦于真正反映共同富裕的关键词汇。

(三)文本主题分析

在文本主题分析中,与多数研究中采用单一模型进行主题提取不同^[16],本文并置使用LDA与BERTopic两种不同的模型,对比二者在主题词提取方面的表达差异。进一步将二者的主题识别结果分别转化为时间

表 1 共同富裕水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性	权重
富裕程度	物质富裕	居民收入水平	+	0.03672
		居民消费水平	+	0.02911
		经济发展水平	+	0.03870
		农村居民家庭恩格尔系数	-	0.00826
		城镇居民家庭恩格尔系数	-	0.00648
		失业率	-	0.00480
		城镇人员就业工资水平	+	0.04078
		R&D经费投入强度	+	0.04223
		专利发展水平	+	0.11882
		对外开放水平	+	0.07743
		第三产业发展	+	0.02044
		地方一般公共预算支出	+	0.06807
	精神富裕	公共图书馆藏量	+	0.05193
		平均受教育年限	+	0.00495
		医疗卫生水平	+	0.04225
		卫生技术人员	+	0.01770
		互联网发展水平	+	0.06037
		公园绿地水平	+	0.01296
共享程度	区域共享	城乡居民收入差距	-	0.01170
		城乡居民支出差距	-	0.00523
		公共服务支出占地方	+	0.09923
		一般公共预算比重		
	城乡共享	常住人口城镇化率	+	0.01109
		公共交通发展水平	+	0.01750
		公共厕所发展水平	+	0.02085
		森林覆盖率	+	0.03760
	群体共享	社会保障和就业支出占	+	0.04314
		地方一般公共预算比重		
社会养老保险参保情况		+	0.06095	
基尼系数	-	0.01071		

注：“+”代表该指标为正向指标，“-”代表该指标为反向指标

序列,并在后续建模中进行系统对比,从方法层面突出BERTopic 相对于传统 LDA 模型的优势,丰富文本主题建模的应用范围。

1. 基于 LDA 模型的新闻文本建模

LDA 是一种经典的主题模型,主要用于从大规模离散数据中自动发现潜在主题结构。它假设一篇文档由多个“主题”混合而成,每个“主题”又由一组词语的概率分布表示,可在无需人工标注的情况下,将高维、稀疏的词袋映射为更低维、语义更明确的主题空间。

在 LDA 主题模型构建过程中,根据模型困惑度,

得到其平稳下降的主题数区间为[7,9],结合主题一致性得分达到峰值时的主题数为9,综合选定9 为最优主题数。最终结果中,由于部分主题之间存在内容相似性,故将9 个初始主题归纳命名为国家建设、文化、合作、乡村振兴、政治思想和法治建设等6 个主题。

2. 基于 BERTopic 模型的新闻文本建模

BERTopic 是基于 Transformer 表示与聚类算法的无监督文本主题建模方法,在传统主题模型的基础上,引入 BERT 等预训练语言模型生成的稠密语义向量,并结合 UMAP 降维、HDBSCAN 聚类 and 基于类的关键词提取,实现对文本主题的自动化、语义感知式建模。

首先,对预处理后的分词数据进行格式转换,将分词列表重构为文本字符串,以满足模型输入要求。在模型构建阶段,选用 paraphrase-multilingual-mpnet-base-v2 作为句子嵌入模型,以有效捕捉中文文本的深层语义特征。为进一步提升聚类效果,采用 UMAP 算法将高维嵌入向量降至 5 维,并通过设置随机种子保证实验结果可复现。聚类环节则采用 HDBSCAN 密度聚类算法完成聚类操作。根据多次运算结果,最终选取最小簇大小(min_cluster_size)为 15、25、35 时的聚类结果进行分析。为保证提取出的关键词的质量,针对三个不同 min_cluster_size 下提取出的各类别所对应的文档集进行人工评判,保证提取出的高频词可以有效表征该类文档的主题信息。

当 min_cluster_size 为 15 时,识别出 31 个类别。由于各类别中的高频词存在内容相似,对其进行人工分拣与类别合并,并主题命名,最终得到 7 个主题,分别定义为乡村振兴、国家建设、政治思想、合作、法治建设、文化和社会。“乡村振兴”涵盖 2 个类别,其关键词与乡村、“三农”、建设等高度相关;“国家建设”涉及 12 个类别,关键词多与经济发展、现代化建设相关;“政治思想”包括 3 个类别,聚焦理论创新等方面;“合作”主题仅提取到 1 个类别,涉及国际交流;“法治建设”包含 2 个类别,主要体现国家的法律与政策建设;“文化”层面涵盖 7 个类别,包括新闻媒体和民族复兴等方面;“社会”主题包含 4 个类别,主要围绕民生及社会保障等方面。

如图 1 所示,min_cluster_size 为 15 时的主题聚类图像呈现出较高的粒度细分特性。散点分布显示各主题簇在 UMAP 降维空间中有明显区隔,形成多个相对独立的聚类区域。较小聚类尺寸使得模型能够捕捉更细微的语义差异,文档主题划分更为细致。

当 min_cluster_size 为 25 时,如表 2 所示,主题聚类

呈现明显的整合趋势,识别出的类别由31个缩减到9个,主题从7个缩减到5个。其中“国家建设”主题仍然占据较大地位,涵盖了4个类别;未能识别出的主题是“法治建设”和“文化”,表明随着 min_cluster_size 的变

大,模型聚类结果的语义区分度有所下降,类别之间的合并现象明显,原先细分主题被整合为更具概括性的扩大性主题。

如表3所示,min_cluster_size 为35时,类别数量显



图1 min_cluster_size 为15时的主题聚类散点图

表2 min_cluster_size 为25时的聚类结果

Topic	类别	主题命名	高频词
0	1	乡村振兴	发展、乡村、产业、建设、村民、浙江、文化、群众、农村、企业
1	2	社会	人民、发展、社会主义、伟大、历史、中国共产党、中华民族、实现、坚持、全面
2	3	政治思想	社会主义、发展、特色、经济、理论、人民、时代、马克思主义、坚持、思想
3	4	国家建设	发展、工作、建设、坚持、全面、推进、经济、社会主义、人民、加强
4	5	国家建设	发展、经济、市场、我国、改革、创新、政府、建设、推动、体系
5	6	国家建设	脱贫、扶贫、攻坚、贫困、贫困地区、扶贫开发、精准、工作、减贫、发展
6	7	乡村振兴	农村、农业、乡村、农民、振兴、发展、“三农”、建设、推进、工作
7	8	合作	合作、发展、世界、亚太、全球、经济、国际、共同、和平、推动
8	9	国家建设	现代化、中国式、发展、人民、社会主义、实现、道路、世界、全面、推进

著减少,最终提取出“国家建设”和“社会”两个主题,包括3个类别。“国家建设”与“社会”两大主题的覆盖范围,相较于此前分析结果均明显扩大,呈现明显的聚合趋势,细粒度话题多被合并到宏观主题之中。

Topic0中高频通用词汇显著增加,构成了宽泛的主

题。Topic1的聚合性也显著增加,将人权、发展等宏观上的关键词进行融合,构成一个类别。尽管Topic2仍属于“社会”这一宏观主题,但其聚焦于残疾人事业这一相对细分的领域,并能在较高聚类阈值下保持独立,表明该话题具备充足的文本体量与鲜明的内容独特性。

表3 min_cluster_size 为 35 时的聚类结果

Topic	类别	主题命名	高频词
0	1	国家建设	发展、人民、社会主义、建设、经济、坚持、全面、实现、推进、社会
1	2	社会	人权、保障、发展、人民、权利、国家、事业、社会、制度、公民
2	3	社会	残疾人、事业、体育、康复、发展、保障、社会、服务、残疾、无障碍

3. 新闻热度序列构造

依据 LDA 和 BERTopic 模型的主题分析结果,分别构建对应模型下的新闻关注度时间序列。为体现出更优的主题区分度和语义聚合性,使用 min_cluster_size=15 作为 BERTopic 的参数设置。使用 HDBSCAN 聚类的 BERTopic 模型支持输出各文档的主题概率分布,对每个主题计算每月的概率均值可得到该主题的月新闻热度^[17],各主题新闻热度序列趋势图见图 2。

三、实证研究

(一)共同富裕水平测度及分析

本文以全国 31 个省份的传统指标数据为对照组,采用插值法对缺失值进行处理。为规避主观赋权带来的偏差及多指标间的信息重叠问题,运用熵值法对各省份共同富裕评价指标进行客观赋权^[18],测算得到各省份共同富裕指数,并据此对 2023 年我国省域层面的共同富裕水平进行综合评价。

从图 3 看,各省份共同富裕水平存在显著差异,呈现明显的梯次分布特征。广东以接近 0.50 的指数值位居全国首位,北京、江苏、浙江等省份紧随其后,指数均超过 0.40,这些地区经济发展水平较高,居民收入和社会保障体系相对完善。相比之下,宁夏的指数仅为 0.21 左右,青海、新疆、甘肃等西部省份均处于较低水平,表明我国区域发展不平衡问题依然较为突出。河南、湖南、安徽等中部地区省份处于中间梯队,指数多在 0.30 左右,提升空间较大。

(二)共同富裕水平预测

当前多数关于共同富裕水平预测的研究主要依赖传统经济与社会统计指标,将大规模新闻文本的主题特征系统性纳入预测体系的研究相对较少。本文基于对共同富裕进行的主题挖掘,分别构建了新闻主题关注度时间序列,将两组文本时序数据与传统统计指标相结合,构建多源数据集。

在预测方法上,为验证融合文本信息的多源数据体系能够提升共同富裕水平预测精度,并增强模型在突发事件识别中的稳健性,分别构建 LSTM 与 TCN 模型作为 LSTM-TCN 混合模型架构的对照,在实际训练

时针对不同省份的多源数据状况及指标水平进行针对性结构调整。LSTM 作为一种特殊的循环神经网络,核心在于其精心设计的记忆单元结构,通过引入门控机制有效解决了传统 RNN 在长序列训练中面临的梯度消失问题;TCN 模型作为一种基于卷积神经网络的时间序列建模架构,通过结合因果卷积与膨胀卷积的设计,在无需依赖循环结构的情况下,能够高效建模长程时间依赖关系。LSTM-TCN 混合模型则是 LSTM 与 TCN 优势互补的时序深度学习架构,采用先 TCN 做高效局部特征提取、后 LSTM 做长程时序依赖建模的串行结构,兼顾并行计算效率与序列记忆能力。

在对比基于传统指标数据与基于多源数据集的预测效果后,进一步分析基于不同主题模型构建的两种多源数据集的预测效果,系统考察文本信息对共同富裕预测精度与模型性能的提升作用^[19]。

1. 基于传统指标数据的预测

对 2011—2022 年的共同富裕指数历史数据进行归一化处理,以此构建模型训练集,同时保留 2023 年的真实观测值作为验证集,用于量化评估模型的泛化性能。基于窗口大小为 3 的滑动窗口机制构建时序样本,从训练集中构造输入特征序列 X 与对应目标值 Y,即利用连续 3 年的历史数据对下一年度的共同富裕指数进行单步预测。

模型训练与参数配置阶段,分别搭建并训练 LSTM、TCN 及 LSTM-TCN 混合模型。其中,所构建的 LSTM 模型包含一个 LSTM 层与一个全连接层,用于实现时间序列的长期依赖建模与最终预测输出,TCN 模型则由两个带有批归一化的因果空洞卷积层构成,并通过全局平均池化层与输出层相连,以有效提取时间序列的局部特征。此外,为充分结合局部特征提取与长期依赖建模的双重优势,设计 LSTM-TCN 混合模型。该模型首先通过一维卷积层对时间序列的局部特征进行初步提取,随后将提取到的局部特征输入至 LSTM 层,进而学习时间序列中的长期依赖模式,实现两种模型的优势互补。

训练过程中,采用 Adam 优化器迭代更新模型参

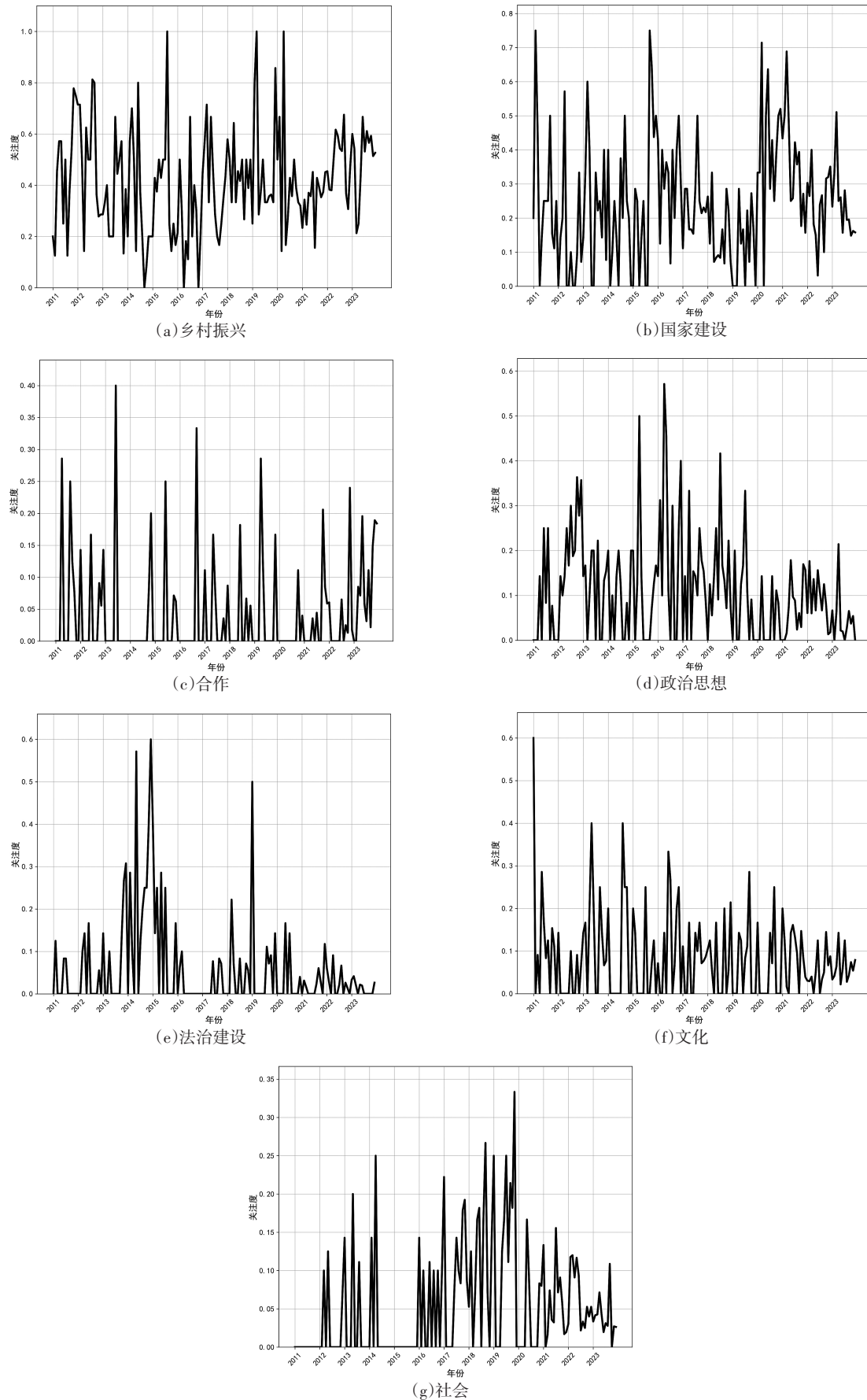


图2 基于BERTopic模型构建的新闻关注度时间序列

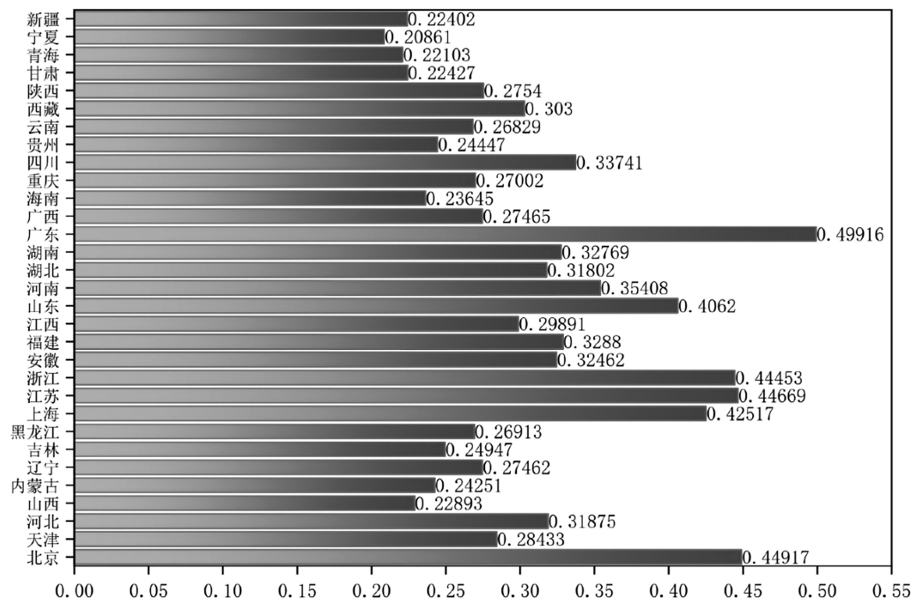


图3 2023年各省份共同富裕指数

数,并以均方误差(MSE)作为损失函数。为防止过拟合,引入 EarlyStopping 回调函数,监控验证集损失变化以实现早停策略。在 多步预测实验中,采用递归预测策略,以 2020—2022 年数据为初始输入窗口,首先预测得到 2023 年数值,随后将预测值滑动加入输入序列,依次递推预测 2024—2026 年的数值。所有预测结果均进行反归一化处理,以恢复原始数据尺度。最后,通过计算 2023 年预测值与真实值之间的均方误差对各模型的预测精度进行定量对比。据此,选择 2023 年预测误差最小的模型作为该省份的最优预测模型。

囿于篇幅,选取北京、浙江、河北及青海作为代表展示其具体评价指标。从发展水平看,北京作为相对较发达地区的代表,浙江作为共同富裕示范区的典型样本,河北代表中等发展水平省份,青海作为相对欠发达地区的代表,覆盖了从高到低的完整发展梯度,以确保研究结论的普适性。综合本文模型效果看,在传统统计数据与基于 LDA、BERTopic 模型构建的两类多源数据体系中,上述 4 个省份的预测性能提升最为显著,能够充分体现多源数据融合对模型精度的优化效果。

以北京、河北、浙江和青海 4 个省份的共同富裕水平预测结果为代表,结合图 4 及表 4 中各省份 2023 年的 MSE,系统评估 LSTM、TCN 及 LSTM-TCN 混合模型的预测表现并筛选各省份最优预测模型。

从模型拟合精度看,青海预测效果最优,其均方误

差仅为 0.000053,显著低于其他省份,表明其共同富裕指数的时间序列特征在各省份中最为稳定,模型对其历史发展趋势的捕捉能力最强。河北与浙江的 MSE 处于同一数量级,说明两省共同富裕发展路径的连续性与可预测性较为接近。北京的 MSE 为 0.001023,在 4 个省份中最高,反映出其共同富裕指数受多重复杂因素影响,时间序列波动更为显著,模型拟合难度相对更大。最优模型分布显示,北京、河北、浙江以 TCN 为最优模型,青海以 LSTM 为最优模型,表明 TCN 更适配有稳定趋势和周期性波动的数据,LSTM 更适合捕捉相对平缓、受外部扰动少的时间序列。

将范围拓展至全国,2011—2023 年各省份共同富裕指数均呈现线性稳步上升态势,整体趋势与我国经济社会发展水平高度契合。结合 2023 年各省份共同富裕指数真实值最终筛选确定全国 31 个省份的最优预测模型。综合看,各省份最优模型的选择与数据自身特性高度匹配,既验证了深度学习时间序列预测方法在共同富裕水平预测中的有效性,也揭示了区域间共同富裕发展路径的差异化特征对模型选型的影响。

2. 基于 LDA 模型的多源数据体系预测

采用特征拼接的方式将传统指标数据与基于 LDA 模型构建的多源数据集进行融合。对于每个省份 i 在第 t 年的预测任务,输入特征 $X_{i,t}$ 的构造方式如下:

$$X_{i,t} = \left[X_{i,t}^{eco} \parallel X_{i,t}^{lda} \right] \tag{1}$$

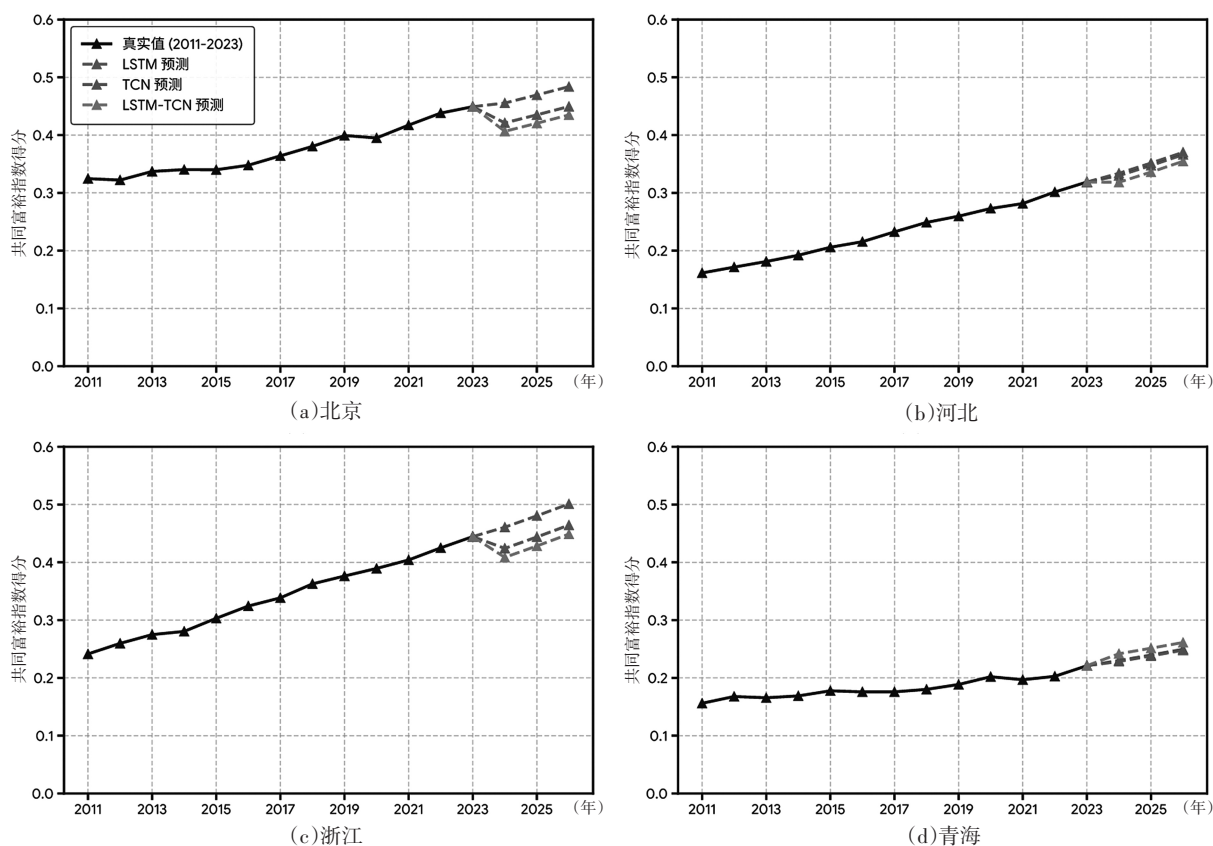


图4 部分省份共同富裕指数的时间序列图

表4 部分省份共同富裕指数预测模型性能比较(一)

	北京	河北	浙江	青海
MSE_tra	0.001023	0.000340	0.000376	0.000053
Best_Medel_tra	TCN	TCN	TCN	LSTM

其中, $X_{i,t}^{eco}$ 表示第 i 省份在第 t 年的 28 个传统经济指标值; $X_{i,t}^{lda}$ 表示 LDA 提取的 6 个主题新闻关注度值; $\parallel$ 表示向量拼接操作。融合后的输入特征维度为 34 维。利用上述多源数据集进行模型训练与拟合, 得到各省份对应的预测结果。

在 31 个省份共同富裕水平的预测任务中, 引入由 LDA 模型提取的新闻关注度时间序列构建多源数据, 在部分省份实现了模型预测精度的显著提升。基于传统指标数据与 LDA 多源数据集的对比分析表明, 数据维度的拓展对模型性能具有显著提升作用。

从预测精度看, 河北、浙江、青海三省在融合 LDA 数据后 MSE 明显下降。其中, 青海 MSE 由 0.000053 降至 0.000002, 降幅最为显著, 表明 LDA 主题热度信息能够有效捕捉其共同富裕指数的潜在变化规律; 河北 MSE 由 0.000340 降至 0.000057, 浙江 MSE 由 0.000376

降至 0.000182, 均体现出文本信息对模型拟合能力的强化作用; 北京 MSE 尽管降幅相对有限, 但同样验证了文本信息的增量价值。在最优模型选择方面, 北京、河北、浙江三省仍以 TCN 为最优模型, 说明 TCN 在融合传统指标与 LDA 文本特征的多源数据中, 仍能有效捕捉序列的稳定趋势与周期性波动; 青海最优模型则由 LSTM 切换为 LSTM-TCN 混合模型, 反映出融合 LDA 信息后数据结构的变化, 而混合模型因兼具多类模型优势, 能够更好地适配其数据特征。

综合看, 引入新闻文本信息有效提升了多数省份的预测精度, 验证了多源数据融合在共同富裕水平预测中的可行性。不同省份最优模型的动态调整也体现出数据特征与模型结构的适配性对预测性能的影响。

在使用单一传统指标数据集时, 各省份三类模型的预测曲线均呈现较为明显的持续上升趋势; 在融入新闻文本信息后, 模型预测结果更为平稳, 上升趋势趋于缓和, 且时序曲线中开始出现较为清晰的转折点, 表明多源数据的加入增强了对共同富裕发展进程中突发事件的识别能力。为进一步验证该结论, 基于 BERTopic 构建的多源数据集展开对比分析。

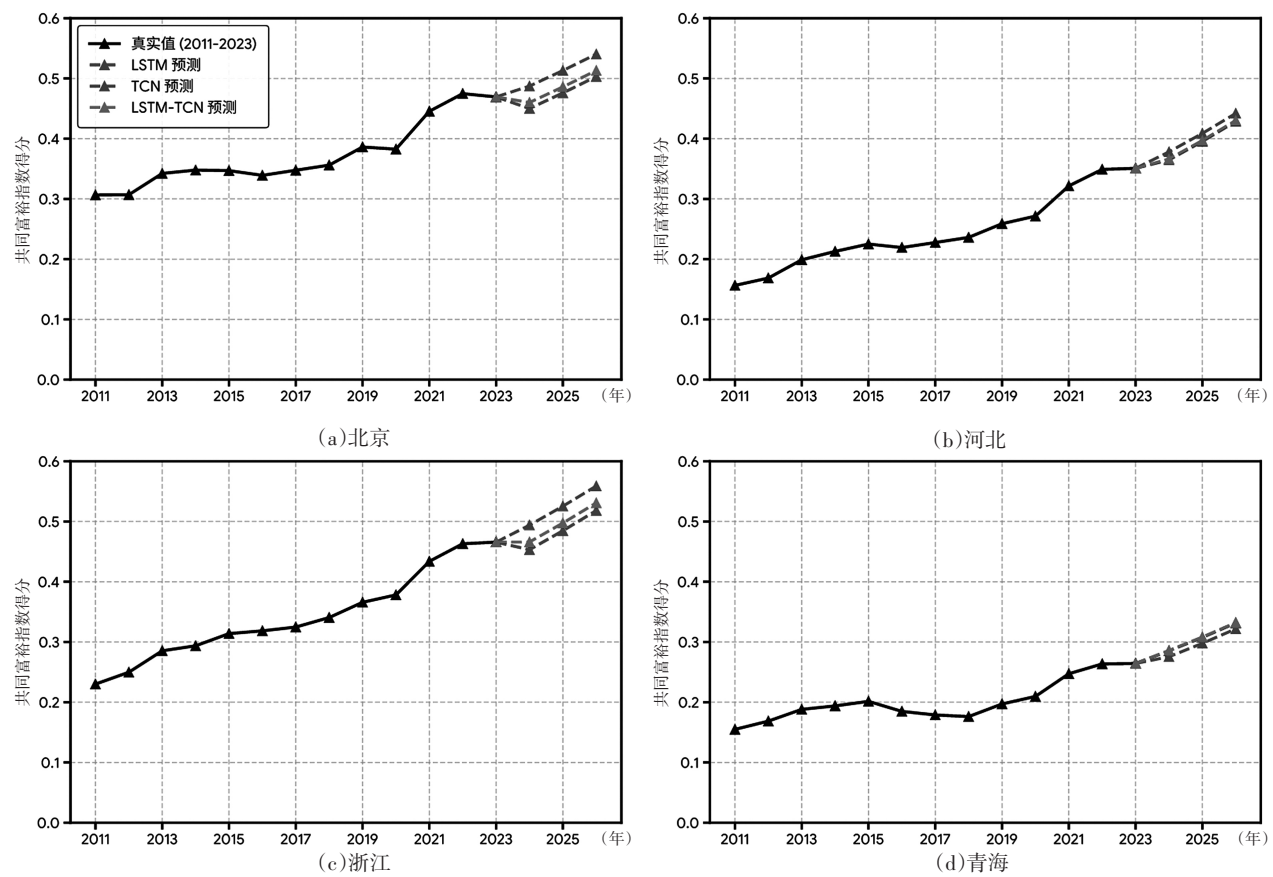


图5 基于LDA模型的部分省份共同富裕指数预测图

表5 部分省份共同富裕指数预测模型性能比较(二)

	北京	河北	浙江	青海
MSE_tra	0.001023	0.000340	0.000376	0.000053
MSE_lda	0.000870	0.000057	0.000182	0.000002
Best_Model_tra	TCN	TCN	TCN	LSTM
Best_Model_lda	TCN	TCN	TCN	LSTM-TCN

表6 最优模型数量对比

	LSTM	TCN	LSTM-TCN
传统指标数据集	7	20	4
基于LDA模型构建的多源数据集	3	24	4

从整体模型选择趋势看,数据维度的拓展对最优模型的分布格局产生了显著影响,且主要体现在单一模型的选用偏好上。在融合LDA文本信息的多源数据条件下,以TCN为最优模型的省份数量增长了20%,LSTM模型数量则下降了57%,LSTM-TCN混合模型仍保持为4个省份的最优选择。说明LSTM对文本特征的融合能力相对有限,在多源数据环境中的适

用性有所降低;TCN在多源数据融合场景下具备更强的鲁棒性与适应性,可更好协同建模传统经济指标与文本主题特征之间的时序关联;LSTM-TCN混合模型虽最优适用省份数量未发生变化,但其模型组合机制在不同数据源下仍能保持稳定的性能优势。综合而言,TCN模型在传统数据与多源数据中均占据主导地位,其结构特点在时间序列局部模式提取方面具备突出优势,LDA文本信息的引入进一步提升了TCN模型的预测性能,同时推动模型选择向结构更稳健、特征融合能力更强的架构倾斜,为多源数据下时序预测模型的设计与优化提供了重要依据。

综上所述,基于LDA的多源数据构建策略不仅有效提升了共同富裕水平预测的整体精度,也推动了预测模型的转变。TCN模型在LDA特征空间中的主导地位表明,时序卷积网络在处理文本主题特征方面具有独特优势,能够更有效地捕捉主题特征的局部时序模式与内在语义关联。

3. 基于BERTopic模型的多源数据体系的预测

沿用与LDA多源数据相同的特征融合策略,将BERTopic模型在min_cluster_size=15参数下提取的7

个主题的月度新闻关注度序列,按年度聚合后作为各省份各年份的文本特征向量。在滑动窗口机制下,将过去3年的28个传统经济指标与相同窗口内的7个BERTopic主题热度指标进行特征拼接,构成输入特征向量。

将上述特征向量划分为训练集与验证集,输入LSTM、TCN及LSTM-TCN混合模型中进行训练与预测,确保与LDA多源数据实验流程的一致性,使两组实验结果具有可比性,能够有效对比两种主题模型在语义表征能力上的差异。

结合图6和表7的结果,从预测精度看,融合BERTopic文本特征的预测模型,其MSE在所有选取省份中均显著低于传统指标数据模型,北京、河北、青海的最优预测模型均实现了从传统数据场景下的单一模型,向LSTM-TCN混合模型

的转变。浙江虽仍以TCN为最优模型,但其预测精度得到显著提升。这表明,BERTopic提取的文本特征引入了非线性与多尺度信息,使多源数据的时序结构更趋复杂,而混合模型通过整合TCN与LSTM的双重优势,能够更好地适配多源数据的特性。同时,TCN模型在部分省份仍能保留优势,体现了文本特征对其预测性能的补充作用。

此外,基于BERTopic模型构建的多源数据集在预测过程中,2011—2023年各省份共同富裕指数的预测曲线相较于传统指标数据集与LDA多源数据集,均呈现出更为显著的阶段性转折特征,尤其凸显了2014年与2019年两个共同富裕指数峰值,即共同富裕发展进程中的关键转折点。这一特征在其他省份的预测曲线中同样得到印证。

共同富裕水平在2014年的快速提升,与我国2013年提出的精准扶贫理念以及2014年全面推进的脱贫攻坚战略高度契合。文本主题分析显示,这一时期媒体对“扶贫开发”“区域协调”“乡村振兴”等相关主题的报道量显著增加,为指数突变提供了现实依据。受疫情冲击,2021年各省份共同富裕指数出现短期下行波

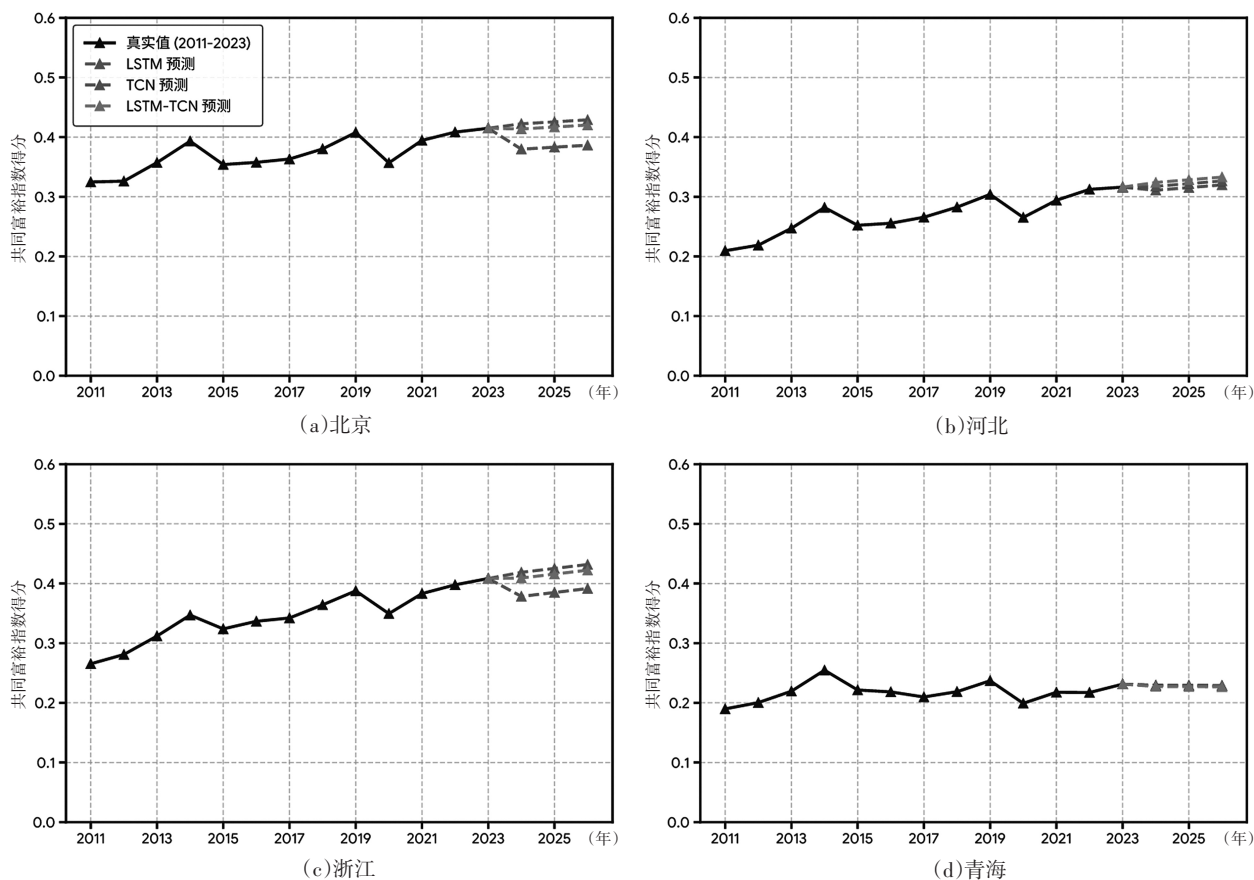


图6 基于BERTopic模型的部分省份共同富裕指数预测图

表7 部分省份共同富裕指数预测模型性能比较(三)

	北京	河北	浙江	青海
MSE_tra	0.001023	0.000340	0.000376	0.000053
MSE_be	0.000173	0.000077	0.000136	0.000014
Best_Model_tra	TCN	TCN	TCN	LSTM
Best_Model_be	LSTM-TCN	LSTM-TCN	TCN	LSTM-TCN

动,但随即快速恢复并回归稳步增长态势。在预测区间内,全国共同富裕发展整体趋于平缓,与当前我国发展阶段与共同富裕建设的长期趋势基本一致。

从经济发展阶段看,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,共同富裕指数的提升速度也相应放缓。当前我国经济正处于结构调整与转型升级的关键时期,传统增长动能逐步减弱,新动能仍在培育阶段,这一结构性转型带来了增长势头的阶段性放缓。从政策层面分析,实现共同富裕是一项长期历史任务,近年来,我国在推进共同富裕进程中出台了一系列政策举措,其效能的充分释放需要一些时间。同时,共同富裕更加注重发展的平衡性、协调性与包容性,强调质量优先而非速度优先。

如表8所示,文本信息的引入对模型结构选择具有显著影响。在传统指标数据下,TCN模型表现出较强的适用性,能够较好地匹配多数省份的时间序列特征。引入LDA主题热度信息后,TCN模型的优势进一步强化,说明浅层主题特征能够有效提升模型对时序趋势的捕捉能力。基于BERTopic深层语义特征的多源数据,则更适合采用混合模型进行预测,表明复杂语义信息对模型结构提出了更高要求。随着文本信息从无到有、从浅向深,最优模型呈现出由单一模型主导向混合模型协同适配的演变趋势。

表8 最优模型数量对比

	LSTM	TCN	LSTM-TCN
传统指标数据集	7	20	4
基于LDA模型构建的多源数据集	3	24	4
基于BERTopic模型构建的多源数据集	2	12	17

4. 区域差异分析

为进一步揭示共同富裕水平的区域差异,本文在延续传统统计指标分析的基础上,引入基于BERTopic模型构建的新闻主题多源数据集,以更全面地刻画区域发展特征。依据国家统计局的区域划分标准,将全国31个省份划分为东部、中部、西部和东北四大区域,并基于BERTopic多源数据集生成的

预测结果,对四大区域共同富裕指数展开量化分析与比较。

在各区域的增长态势分析中,采用复合年均增长率(CAGR)衡量长期持续增长能力。结果显示,在预测期内,四大区域增长态势存在明显分化。中部地区增长最为强劲,CAGR约为0.4699%;东北地区次之;东部地区相对平稳;西部地区基本持平,未出现明显增长。这种差异化增长格局预示我国区域发展格局将持续演进,中部地区有望逐步缩小与东部地区的发展差距,东、西部发展差距仍可能长期存在。

表9的统计检验结果进一步验证了区域差异的统计显著性。单因素方差分析结果显示,F统计量为13.0266,p值小于0.0001,表明四大区域间共同富裕指数存在显著差异。两两t检验结果表明东部地区与其他三大区域的差异均高度显著,中部地区与西部地区差异显著,西部地区与东北地区差异不显著。

表9 不同区域共同富裕指数差异显著性检验结果

地区比较	t统计量	p值	显著性
东部vs中部	2.846140	0.013123	显著
东部vs西部	5.139347	0.000271	显著
东部vs东北	4.863498	0.000550	显著
中部vs西部	2.810512	0.021183	显著
中部vs东北	2.398098	0.048135	显著
西部vs东北	-0.662989	0.527014	不显著

为进一步探究31个省份共同富裕水平的空间集聚与分布特征,基于空间权重矩阵对2011—2026年各省共同富裕指数进行全局Moran’s I测算^[20]。

从全局Moran’s I看,2011—2026年我国共同富裕水平的空间集聚格局呈现先波动上升、后显著下降的阶段性特征。2011—2016年,全局Moran’s I在0.2849—0.3156之间高位波动,空间正相关性较强,“高-高”集聚与“低-低”集聚的空间格局相对稳定;2017年开始持续上升,并于2022年达到峰值0.3705,表明这一阶段空间极化效应持续增强,区域发展的空间差异与不平衡性进一步凸显。相应地,该时期新闻文本也集中聚焦于经济效率提升与高速增长等主题,与空间差异扩大的趋势形成呼应。在基于BERTopic模型的预测区间内,Moran’s I由2023年的0.3687回落至2024年的0.2980,并持续下降至2026年的0.2770,表明长期存在的强空间集聚格局在2023年后明显弱化,共同富裕水平的空间分布逐步向均衡化方向演进。

表 10 2011—2026 年共同富裕指数的
全局 Moran's I

年份	Moran's I	年份	Moran's I
2011	0.3082**	2019	0.3140**
2012	0.3156**	2020	0.3255***
2013	0.2995**	2021	0.3505***
2014	0.2878**	2022	0.3705***
2015	0.2871**	2023	0.3687***
2016	0.2849**	2024	0.2980**
2017	0.3056**	2025	0.2808**
2018	0.3086**	2026	0.2770**

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的水平上显著。

四、结论与建议

(一) 研究结论

本文以 2011—2023 年我国 31 个省份的面板数据为基础,分别采用 LDA 模型与 BERTopic 模型构建多源数据集,运用熵值法测算对应的共同富裕发展指数,量化评估共同富裕水平,并采用 LSTM、TCN 及 LSTM-TCN3 种时序模型,完成未来 3 年各省份共同富裕水平的预测。研究发现:

第一,基于 LDA 与 BERTopic 模型的共同富裕相关文本主题分析,能够识别出共同富裕的核心维度与语义结构。LDA 模型提取的 9 个主题覆盖“国家建设”“国际合作”“乡村振兴”等关键领域,系统反映了共同富裕的多维内涵。通过调整 BERTopic 模型最小簇大小,主题逐步整合,最终形成“国家建设”与“社会”两大主题。

第二,基于传统数据与 LDA、BERTopic 多源数据集的预测结果显示,文本信息的引入显著提升了共同富裕水平预测的精度。与传统面板数据预测相比,引入 LDA 主题热度特征后,各省份预测误差普遍降低,TCN 模型的最优适用省份数量进一步增加,而融合 BERTopic 深层语义特征后,LSTM-TCN 混合模型成为更多省份的最优预测模型,表明深层语义信息对模型的特征捕捉能力与结构适配性提出了更高要求。随着文本信息从浅向深演进,最优模型结构呈现出从 TCN 单一模型主导向 LSTM-TCN 混合模型适配的演变趋势,表明文本信息的丰富性增强了模型的预测性能,并推动了预测模型架构的优化升级。

第三,区域差异分析表明,我国各省份共同富裕水平呈现出显著的梯度格局,且该差异具有统计学意义上的显著性。空间自相关分析表明,2011 年共同富裕

空间集聚效应持续增强并于 2022 年达到峰值,2023 年后显著回落,空间格局趋向均衡,表明我国区域协调发展政策初见成效,但东、西部差距依然突出。

(二) 政策建议

基于以上结论,本文提出如下政策建议:

第一,构建融合多模态信息的多源数据体系。在现有 LDA 与 BERTopic 文本分析基础上,进一步整合新闻媒体、网络公开文本等多源文本信息,并融合视频、图像等非结构化数据,依托多模态语义分析技术,提取视觉、听觉等多维度政策表征,为共同富裕等领域的综合评价提供更丰富的数据支撑。

第二,结合不同区域的数据特性,采用差异化模型架构。在文本和视频等多源信息丰富的地区,构建多模态混合模型,在数据基础相对薄弱的地区,优化 TCN 等单一模型性能。通过建立数据与模型的适配机制,提升政策效果评估与趋势预测的准确性,为差异化区域政策制定提供量化支撑。

第三,实施区域差异化发展策略。东部地区应聚焦高质量发展与创新引领,巩固先发优势并强化辐射带动能力;中部地区应充分释放其增长潜力,加大对创新转化等领域的支持力度;西部地区与东北地区应制定专项扶持政策,聚焦基础设施建设、生态补偿、公共服务等核心领域,破解发展瓶颈。◆

参考文献:

- [1] 习近平. 在庆祝中国共产党成立 100 周年大会上的讲话[N]. 人民日报, 2021-07-16(001).
- [2] 万海远, 陈基平. 共同富裕的理论内涵与量化方法[J]. 财贸经济, 2021, 42(12): 18-33.
- [3] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 117-129.
- [4] Rawls J. A Theory of Justice[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1971: 65-72.
- [5] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 4-16.
- [6] 蔡昉. 生产率、新动能与制造业: 中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. 中国工业经济, 2021(5): 5-18.
- [7] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [8] 吕光明, 陈欣悦. 2035 年共同富裕阶段目标实现指数监测研究[J]. 统计研究, 2022, 39(4): 3-20.
- [9] 郁建兴, 任杰. 共同富裕的理论内涵与政策议程[J]. 政治学研究, 2021(3): 13-25+159-160.
- [10] 陈丽君, 郁建兴, 徐银娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021, 37(4): 5-16+2.

- [11]韩亮亮,彭伊,孟庆娜.数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕:基于我国省际面板数据的经验研究[J].软科学,2023,37(3):18-24.
- [12]钞小静,任保平.新发展阶段共同富裕理论内涵及评价指标体系构建[J].财经问题研究,2022(7):3-11.
- [13]李瑞松,刘洪久,胡彦蓉.中国省际共同富裕水平评价研究[J].统计与信息论坛,2023,38(2):29-46.
- [14]徐振宇,周智翔,孔新兵,等.我国共同富裕评价指标体系及测度:基于省级行政区与区域层面的探讨[J].统计研究,2024,41(3):3-17.
- [15]Jun H, Shufan S, Jiaxin Y, et al. Do multisource data matter for NGP prediction? Evidence from the G-LSTM model[J]. 2024, 10(12):33387.
- [16]杨思洛,吴丽娟.基于BERTopic模型的国外信息资源管理研究进展分析[J].情报理论与实践,2024,47(2):189-197.
- [17]曹树金,岳文玉.突发公共卫生事件微博舆情主题挖掘与演化分析[J].信息资源管理学报,2020,10(6):28-37.
- [18]刘荣增,赵亮,陈娜,等.中国城乡高质量融合的水平测度[J].区域经济评论,2020(5):94-104.
- [19]崔炎炎,刘立新.网络舆情赋能金融科技股票收盘价预测研究[J].统计研究,2022,39(6):148-160.
- [20]朱健齐,陆振霖,任昕艺,等.绿色财税政策与碳排放的耦合机制及空间溢出效应研究:基于广东省21地市的动态演进与政策协同分析[J].新经济,2025(10):134-156.

Research on the Evaluation of China's Common Prosperity Based on Multi-source Data

Su Jieyu, Lin Jinguan, Zhu Min

Abstract: Addressing the limitations of data and model homogeneity in existing evaluations of common prosperity, this paper integrates traditional statistical data with two types of multi-source data constructed based on LDA and BERTopic models. A deep learning prediction framework incorporating LSTM, TCN, and an LSTM-TCN hybrid model is developed to assess and forecast the common prosperity development levels of China's 31 provinces from 2011 to 2023, while systematically analyzing regional disparities and spatial evolution patterns. The results are as follows: (1) Common prosperity in China encompasses multiple dimensions, including national development, rural revitalization, and international cooperation. The LDA model effectively identifies the core concepts of common prosperity, whereas the BERTopic model extracts more specific themes, offering different perspectives for systematically analyzing common prosperity policies. (2) The prediction results show that the inclusion of textual information significantly enhances prediction accuracy. Topic intensity features extracted by the LDA model improve the adaptability of the TCN model, while the BERTopic model facilitates the LSTM-TCN hybrid model as the optimal choice for multi-source data integration. Indicating the positive impact of multi-source data on the performance and architectural design of time-series prediction models. (3) Regional disparity analysis based on multi-source data predictions reveals notable gradient differences in common prosperity development across China. The spatial agglomeration effect of common prosperity levels intensified continuously from 2011, peaking in 2022, and subsequently declining, indicating a gradual shift toward spatial equilibrium. This suggests that China's regional coordinated development policies have achieved initial success, although development gaps between eastern and western regions persist.

Key words: Common Prosperity; Deep Learning; Topic Modeling; Multi-source Data; Regional disparities

(责任编辑:杨扬)

东西部协作的共同富裕效应

李 峰¹,孙墨焱^{1,2}

(1. 吉首大学 商学院,湖南 吉首 412200;2. 吉首大学 东南亚特色农业研究中心,湖南 吉首 412200)

摘要:东西部协作是实现共同富裕的重要途径,肩负着“先富带后富”的时代重任。使用2013—2020年的市级配对面板数据,将2016年东西部协作结对帮扶关系调整作为政策冲击,构建双重差分模型,从“共同”和“富裕”两个角度探究该政策的共同富裕效应。研究发现:(1)东西部协作能够产生显著的共同富裕效应,在缩小城乡收入差距的同时有效提升农村居民收入,经过一系列稳健性检验后该结论依然成立;(2)机制分析表明,东西部协作能够通过促进非农就业与农业技术升级两条路径促进共同富裕;(3)异质性分析发现,东西部协作的政策效果不仅会因帮扶双方自身条件的不同而有所差异,还会受到帮扶双方匹配度的影响。具体而言,具有明显市场优势,以第二产业为主导的援助方在促进“共同”方面表现突出,而经济差距大的结对组合则在实现共同富裕方面成效显著,表明政策设计需要考虑区域特征的适配性。

关键词:东西部协作;共同富裕;区域协调发展;双重差分模型

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)09-0064-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllys.2026.09.007

一、引言

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是中国式现代化的重要特征。党的二十大报告将“全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”作为宏伟目标,并强调“坚持尽力而为、量力而行,循序渐进、久久为功,在高质量发展中扎实推进共同富裕”。扎实推进共同富裕,必须准确把握“共同”和“富裕”的辩证统一关系。“富裕”是社会生产力发展水平的集中体现,要求持续做大“蛋糕”,不断提高居民人均可支配收入,夯实共同富裕的物质基础;而“共同”则体现了社会主义生产关系的根本性质,要求公平合理地分好“蛋糕”,着力缩小包括城乡收入差距在内的各种贫富差距,确保发展成果惠及全体人民。当前,我国发展仍面临“不患寡而患不均”的问题,城乡区域发展差距较大,这不仅是实现“共同”目标的现实挑战,也在一定程度上制约了整体“富裕”水平的提升。为了实现区域协调发展,缩小东西部差距,国家出台了一系列协作政策。自1996

年开始,我国实施了东西部扶贫协作战略,是中央为缩小东西部发展差距、推进区域协调发展作出的重大制度安排^[1]。在政策的推动下,东西部在基础设施建设、产业发展、公共服务等领域取得了显著成效。与以往东西部协作政策不同,2016年国务院发布的《东西部扶贫协作考核办法(试行)》首次对东西部协作设置了具体考核指标,对政策实施效果的考核由“软约束”变为“硬约束”,因此有必要考察这一“硬约束”政策的实施效果。

二、文献综述

西方经典区域发展理论为解析东西部协作机制提供了初步分析框架。增长极理论强调通过培育区域增长极来带动周边地区的经济发展。梯度转移理论认为经济发展是一个由高梯度地区向低梯度地区逐步转移的过程,这些理论在国际实践中也得到了验证:欧盟的区域政策通过财政转移支付、基础设施建设等手段,促进了欧洲落后地区的经济发展;美国的阿巴拉契亚地

基金项目:国家自然科学基金项目“精准扶贫多主体协同治理与网络支持平台构建研究”(71663019);湖南省教育厅重点项目“武陵山生态功能区农村三产融合与生态保护耦合协调发展研究”(22A0367);吉首大学商学院省(部)级科研平台开放基金招标项目“东西部扶贫协作的共富效应研究”(TSNY2506)。

作者简介:李峰,男,博士,副教授,研究方向为国民经济、区域发展;孙墨焱,通信作者,女,硕士研究生,研究方向为区域经济。

区开发计划,通过政府投资、产业扶持等方式,改善了该地区的经济状况。然而,上述理论基于市场化要素流动假设,难以解释中国东西部协作中“政府主导+市场协同”的混合模式,其特有的政策工具如对口支援和飞地经济园区,以及户籍制度约束导致的劳动力流动不完全共同构成了显著的国情差异。

国内学界聚焦东西部协作,围绕其内涵要义与政策实效展开了一系列研究。于基本内涵而言,主要有三种观点:第一种观点认为,东西部协作是一种横向财政转移支付形式,是在中央政府领导下的政府主导、社会参与的政府与地区间的合作模式^[2]。这一模式体现出政府主导和地方互惠的特点,在跨地区贫困治理中发挥了积极作用,形成“跨行政区域的府际网络”^[3]。该政策本质上是依托政治权力架构,系统整合调配区域间协作力量,充分挖掘各方优势潜能,借此达成资源精准再分配,助力区域迈向均衡发展的政府主导实践^[4],是独具中国特色的横向资源转移和协作援助的政策模式。第二种观点认为,这一制度应根据项目性质撤并到纵向财政转移支付中去,保留应急性对口支援^[5],尤其是法律制度依据、央地权责划分、纵横关系协调等都是面临的现实困境^[6],需要在法律层面肯定其属性与地位。第三种观点则着重于东西部扶贫协作的有效性讨论,更多考虑脱贫的需求,较少考虑协作地区间的资源优势互补^[7],认为当前存在着深度协作与精准对接困难、社会化协作程度低、协作扶贫的高质量发展受制约和项目管理机制不健全等实践困境^[8]。于政策实效而言,东西部协作能够推动受援地区的经济增长,降低区域间经济发展差距^[9]和全要素生产率差距^[10],降低脱贫农户的返贫风险^[11],提升受援方城乡融合发展水平^[12]。大量研究印证了东西部协作在激发发达地区辐射带动效能、助推欠发达地区实现共同富裕进程中的关键作用。在作用机制方面,研究视角覆盖跨区域要素流动、产业转移、公共投资合理布局以及医疗援助与人才援助等路径,为东西部协作政策的持续推进提供了理论支撑。

随着中国区域政策的不断调整与完善,地区间的经济发展差距呈现逐渐收敛态势。极具中国特色的东西部协作政策则是“先富带后富”的重要实现方式,在现实中已经有了丰富的实践,并取得了巨大的成就。2020年11月,中国832个国家级贫困县全部脱贫摘帽,这些贫困县均受到了东西部协作政策的覆盖。然而,现有研究多侧重于分析政策对“富裕”的影响,缺乏从

“共同”与“富裕”双维度评估政策效果的系统研究。具体而言,东西部协作对共同富裕的影响是怎样的?这一政策是通过何种途径同时影响“共同”与“富裕”两个维度的?在实践过程中,援助方和受援方自身条件的差异,又会如何影响政策对共同富裕的作用效果?回答以上问题对于深刻理解中国特色协作政策在协调效率与公平、促进“先富带后富”中的内在机理至关重要。

本文通过构建双重差分模型,从“共同”与“富裕”两个维度探究东西部协作的共同富裕效应。通过收集2013—2020年的市级层面面板数据,以2016年东西部协作结对帮扶关系调整作为政策冲击,综合考察该政策对“共同”和“富裕”的影响效果与作用机制,以期优化区域帮扶政策、扎实推进共同富裕提供实证参考。

三、理论分析与研究假设

(一)东西部协作对共同富裕的影响

东西部协作是扎实推进共同富裕的重要制度安排,其政策效果主要体现在促进区域协调发展与优化内部收入分配两个层面。共同富裕的实现,本质上依赖于发展过程中效率与公平的统一、增长与共享的协同^[13]。从共同富裕的内在要求看,“富裕”有赖于居民收入水平的整体提升,而“共同”则体现为城乡之间收入差距的持续收敛^[14]。传统发展经济学理论指出,在缺乏有效政策干预的市场环境下,要素的自然流动可能加剧区域间的“马太效应”,导致富裕地区与落后地区差距扩大。而东西部协作作为一种兼具政府引导与市场参与的特色机制,通过外部资源注入与制度供给,不仅弥补了受援地内生动力不足的短板,也重构了城乡要素配置与收入分配格局,为缩小城乡差距、提高农村居民收入提供了制度通道。

基于东西部协作的具体实践模式,可以进一步识别其作用于共同富裕的关键机制,具体体现在以下四个方面:第一,东西部协作通过推动产业梯度转移与本地化嵌入,为受援地夯实产业基础。随着基础设施不断完善与营商环境的优化,西部县域和农村地区逐步具备承接东部劳动密集型、资源适配型产业的条件。产业转移不仅直接创造非农就业岗位,促进居民收入结构从依赖农业向工资性、经营性收入多元转型,还通过构建“东部研发+西部制造”“城市市场+乡村基地”等协作模式,提升农村资源附加值,使更多劳动力在本地实现高质量就业,共享产业发展的增值收益。第二,东西部协作以就业帮扶与能力提升为核心,能够增强居民可行能力与发展机会。通过定向劳务协作、技能培训与

创业支持,协作机制有效提升了农村劳动力的人力资本水平和就业竞争力,拓宽了农民的增收渠道。第三,公共服务与社会领域的协作有效降低了受援地居民的发展成本。教育、医疗等优质资源的跨区域共享,以及远程服务、人才下沉等机制,显著改善了农村和偏远地区基本公共服务的可及性与质量。第四,干部交流与人才培养为受援地注入了持续发展的制度能力与治理效能。来自东部的管理经验、技术知识与发展理念通过挂职、培训、共建等途径向西部传导,提升西部地区公共服务水平、政策执行效率与市场衔接能力,推动形成更加包容、有效的地方治理体系,为实现共享式增长提供制度保障。

由此可见,东西部协作为受援地走向共同富裕创造了有利条件,这一过程是政策干预与市场机制协同作用的结果。它既通过资源导入弥补了市场失灵,也通过制度构建激活了内生动力;既提升了区域发展的“效率”,也强化了成果共享的“公平”^[15],在整体提升居民收入水平的同时,促进发展机会的均等化和收入分配的合理化,体现了中国特色社会主义制度在处理效率与公平、先富与共富关系上的独特优势。

因此,本文提出如下研究假设:

H1:东西部协作能够显著促进共同富裕,具体表现为城乡收入差距的缩小与居民人均可支配收入的整体提升。

(二)东西部协作对共同富裕的作用机制

东西部协作政策的共同富裕效应可从“共同”和“富裕”两个维度进行剖析,其中促进非农就业与农业技术升级作为两条关键路径,共同作用于共同富裕的实现。

从“共同”维度来看,东西部协作通过促进非农就业与农业技术升级,有效促进了发展成果的共享。一方面,产业转移与就业帮扶显著提升了受援地非农就业比例,使农村劳动力从低附加值的农业生产转向更高收入的非农部门,就业结构的优化直接改善了收入分配格局,增加了农民的工资性收入。另一方面,东西部协作通过人才援助、干部交流,向受援地提供资金、技术和管理经验,带动农业技术升级,改变了传统农业生产函数中劳动与资本的替代弹性。根据刘易斯二元经济理论,机械对人工的替代效应不仅释放了大量农村剩余劳动力,还压缩了农业劳动力的生存空间,倒逼剩余劳动力向非农领域转移;内生增长理论进一步揭示,机械总动力的提升也能够通过“干中学”效应提高

农村人力资本适应性。这两条路径共同作用,有效促进了城乡与区域间的均衡发展,体现了发展的包容性和共享性,也与“技术赋能乡村振兴”的政策要求相契合。

从“富裕”维度来看,东西部协作同样通过这两条路径夯实了居民增收的物质基础。非农就业的扩大直接拓宽了农村居民的收入渠道,工资性收入的显著增长成为提升居民人均可支配收入的关键动力。同时,农业技术的升级,使土地集约化经营成为可能,单位面积生产要素投入的优化显著提升了农产品产量与商品化率,农机社会化服务市场的形成也催生新型农业经营主体,推动农业生产从生存型向营利型转变。农业经营性收入的增长有效弥补了传统小农经济低效的缺陷,并且产业帮扶推动的特色农业产业化与消费帮扶拓展的销售渠道,进一步保障了农民收入的稳定增长。

非农就业与农业技术升级两条路径相互支撑、彼此强化,共同作用于共同富裕。非农就业的扩张为农业规模化经营与机械化应用创造了市场条件,而农业技术的升级又反过来将劳动力从土地上解放出来,为非农产业提供了稳定的人力供给,形成良性循环,共同推动了居民收入的增长与收入差距的缩小,是实现“共同”与“富裕”有机统一的关键。

因此,本文提出如下研究假设:

H2:东西部协作通过促进非农就业与农业技术升级,在“做大蛋糕”的同时有助于“分好蛋糕”,产生显著的共同富裕效应。

四、研究设计

(一)变量选取

1.被解释变量:共同富裕

参考万广华等(2024)^[16]学者的做法,从“共同”和“富裕”两个维度衡量共同富裕。在基准回归中,“共同”维度选取城乡收入差距作为被解释变量。关于城乡收入差距的衡量,现有研究通常采用城乡收入比、基尼系数与泰尔指数等指标。其中,城乡收入比计算简便但未考虑人口结构变动;基尼系数侧重于总体差距而对收入分布两端的变化不够敏感;相比之下,泰尔指数不仅能够有效捕捉组内与组间差距,还将人口结构因素纳入考量,因此本文使用泰尔指数来衡量城乡收入差距。计算公式如下:

$$Theil_u = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \middle/ \frac{Z_{ij,t}}{Z_{i,t}} \right) \quad (1)$$

其中, $Theil_u$ 表示*i*城市*t*时期的泰尔指数,其值越

小,表明城乡收入差距越小,反之则表示城乡收入差距越大; $j=1$ 代表城镇, $j=2$ 代表农村, $P_{i,t}$ 表示*i*城市*t*时期的总收入, $P_{j,t}$ 表示*i*城市*t*时期城镇或农村的收入; $Z_{i,t}$ 表示*i*城市*t*时期的总人口, $Z_{j,t}$ 表示*i*城市*t*时期城镇或农村的人口。

“富裕”维度则分别从城乡视角进行衡量,选用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入作为核心指标,分别反映城镇与农村地区的整体收入水平与发展程度。

在稳健性检验中,进一步对上述指标进行替换。其中,“共同”维度将城乡收入比作为泰尔指数的替代变量;“富裕”维度则采用居民人均消费支出进行衡量,从居民实际福利与生活水平角度进一步验证结论的稳健性。

2. 核心解释变量:东西部协作

依据国家乡村振兴局公布的“携手奔小康”结对关系明细,将2016年东西部协作结对帮扶关系调整作为政策冲击。在核心解释变量的设定上,构建了一个虚拟变量交互项,由表征某城市于样本周期内是否为受援方的虚拟变量,与体现协作项目实施前后时间维度差异的虚拟变量交互而成。具体而言,当某城市建立起被帮扶关系,自结对当年起直至样本期末,该变量赋值为1;如果该城市在样本期内为受援方,则定义为处理组^①,赋值为1,反之则定义为控制组,赋值为0。

3. 控制变量

选取城镇化率、平均受教育年限、外商直接投资、医疗卫生水平、二三产业占比作为控制变量。(1)城镇化率,使用城镇常住人口与总常住人口之比衡量。城镇化进程直接改变了城乡人口分布与经济活动密度,通过劳动力转移效应与土地增值效应影响城乡居民收入结构。(2)平均受教育年限。教育水平的提高能够增强农村居民非农就业能力,缓解人力资本错配。(3)外商直接投资。外资倾向于布局城市及优势产业,可能加剧城乡要素集聚失衡。(4)医疗卫生水平。使用医院总床位数的对数来衡量,用来表征公共服务均等化程度。医疗资源可及性提升有助于降低农村家庭因病致贫风险,阻断贫困代际传递。(5)二三产业占比。使用第二产业与第三产业增加值与GDP之比来衡量,反映

了产业结构转型程度。

4. 机制变量

从就业、技术两个方面选取机制变量。就业方面,选取非农就业人数占比作为衡量农村劳动力转移的代理变量;技术方面,使用农业机械总动力衡量农业技术升级。

(二)模型构建

本文选取2013—2020年全国范围内的市级面板数据(不含港澳台地区)探究东西部协作的共同富裕效应。选取该时间段的原因是,2013年开始实施精准扶贫战略,许多位于早期东西部协作关系下的被帮扶地区,在2013年之后陆续被纳入国家级贫困地区范畴,成为重点扶持对象。鉴于同期有多项政策并行,为精准剥离其他政策的叠加冲击,聚焦于新一轮东西部协作的政策效果,研究将样本时段聚焦于精准扶贫实施后的年份。2020年我国脱贫攻坚取得历史性胜利,随着这场硬仗的胜利收官,国家对东西部结对帮扶关系予以适时调整,原有政策实施环境发生了变化。因此选定2020年作为研究时段终点,能够准确反映脱贫攻坚关键期东西部协作的政策效果。

构建双重差分模型,分别考察东西部协作对“共同”与“富裕”的作用效果。考察“共同”的模型设定如下:

$$Theil_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times treat_i \times post_t + \alpha_2 \times X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Theil_{it}$ 表示*i*市在*t*年的城乡收入差距,使用泰尔指数来衡量; $treat_i \times post_t$ 表示是否为帮扶方的虚拟变量以及协作实施前后的虚拟变量交互项; X_{it} 表示一系列控制变量;模型同时纳入城市固定效应 μ_i 和时间固定效应 γ_t ; ε_{it} 表示随机误差项;交互项 $treat_i \times post_t$ 的系数 α_1 捕获的是东西部协作对城乡收入差距所产生的净效应,即政策对被解释变量的平均处理效应,也是本文关注的重点。

为考察东西部协作对“富裕”的作用,分别以农村居民与城镇居民的人均可支配收入作为被解释变量,构建以下双重差分模型:

$$Rural_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times treat_i \times post_t + \beta_2 \times X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Urban_{it} = \theta_0 + \theta_1 \times treat_i \times post_t + \theta_2 \times X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

^①帮扶方作为东西部协作结对关系中的一员,也可能受到政策影响。为体现处理组选择的合理性,本文还进行了处理组有效性检验,即将帮扶方与一个合理的对照组(既不是帮扶方也不是受援方)进行比较,构建DID模型检验政策对帮扶方的影响。结果显示,政策虚拟变量与时间的交互项系数为0.0005,在统计上不显著,表明帮扶方在政策期间未受到东西部协作政策的显著影响,证明了处理组选择的合理性。

其中, $Rural_{it}$ 和 $Urban_{it}$ 分别代表 i 市在 t 年的农村居民人均可支配收入和城镇居民人均可支配收入, 其他变量设定与式(2)一致。

(三)数据来源

主要数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及各省份、各城市的统计年鉴等, 东西部协作关系来自2016年印发的《关于进一步加强东西部扶贫协作工作的指导意见》。为确保研究结论的精准性, 将新疆和西藏地区数据剔除, 原因是两地长

期作为国家重点帮扶对象, 受到对口援疆、对口援藏、西部大开发等多种特殊政策倾斜, 可能对东西部协作的政策效果产生混杂影响。部分城市数据缺失严重, 也予以剔除。同时, 根据2017年国务院印发的《携手奔小康行动结对帮扶名单》, 将建立帮扶关系的双方手动匹配, 经过上述处理后得到317个城市, 其中处理组109个, 控制组208个。部分缺失数据用插值法补齐。

变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
核心解释变量	东西部协作	时间虚拟变量($post$)与组间虚拟变量($treat$)的交乘项	0.21491	0.41084	0	1
被解释变量	共同	城乡收入差距(泰尔指数)	0.07840	0.04605	0.00251	0.30680
		城乡收入比	2.36482	1.19319	0.63504	28.97087
	富裕	城镇居民人均可支配收入	10.30653	0.26975	9.16178	11.24422
		农村居民人均可支配收入	9.46012	0.37221	8.08672	10.59165
		农村居民人均消费支出	9.23000	0.34680	8.24000	10.23000
控制变量	城镇化率	城镇常住人口/(城镇常住人口+乡村常住人口)	0.56522	0.14197	0.18150	1
	平均受教育年限	人均受教育年限	9.17696	0.80235	6.10000	12.21000
	医疗卫生水平	医院床位数取对数	9.21489	0.91379	6.08905	12.29880
	外商直接投资	外商投资资金取对数	5.35839	1.96674	0.00995	10.09950
	二三产业占比	二三产业增加值/GDP	0.86997	0.08440	0.36833	0.99966
中介变量	非农就业	1-农业就业人数/总就业人数	0.97919	0.05715	0.44210	0.99990
	农业机械化水平	农业机械总动力取对数	5.33785	1.00281	0.83725	7.32836

注:被解释变量中“富裕”维度的变量均做了取对数处理。

五、实证分析

(一)基准回归分析

首先估计东西部协作对共同富裕的综合影响, 结果见表2。其中, 第(1)—(2)列反映政策对“共同”的影响, 第(3)—(4)列分别从城镇和农村居民收入角度评估“富裕”效应。在“共同”维度上, 无论是否加入控制变量, 估计系数均在1%的水平上显著为负, 表明政策有效缩小了受援地区的城乡收入差距。在“富裕”维度上, 两列系数均为正, 但农村居民收入增长在1%的水平上显著, 城镇居民增长则不显著, 且系数远小于前者。这说明政策资源精准投向农村, 使农民获得更多发展机会和增收空间, 充分享受帮扶红利, 契合“先富带后富”理念, 有效释放了农村经济潜力, 推动了农村人口及地区的“去边缘化”。至此, 假设H1得证。

(二)平行趋势假设评估

采用双重差分法进行政策效应评估的前提是处理

组和对照组在政策实施前具有相同的变化趋势, 即在东西部协作实施前处理组和对照组没有显著差异。因此, 本文采用事件研究法进行事前趋势检验, 构建8个年份的虚拟变量, 分别表示东西部协作实施的前3年到后4年, 并依次与 $treat_i \times post_t$ 形成交互项纳入基准模型, 用以捕捉各期处理组与对照组经济发展变化趋势的差异。模型如式(5)所示:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{m=-3}^4 \beta_m \times year^m \times treat_i \times post_t + \beta_c X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

将政策实施前1年设为基准组, 并报告了剩余年份虚拟变量与政策变量交互项的估计参数。图1、图2分别汇报了东西部协作政策对“共同”与“富裕”两个维度的平行趋势假设评估结果。可以看出, 在东西部协作之前, 处理组和对照组的变化趋势不存在显著差异, 未拒绝事前趋势平行的假设。政策实施后的动态效应显

表2 基准回归结果

变量	共同		富裕	
	(1) 城乡收入 差距	(2) 城乡收入 差距	(3) 城镇居民 人均可支 配收入	(4) 农村居民 人均可支 配收入
东西部协作	-0.0111*** (0.0016)	-0.0109*** (0.0014)	0.0047 (0.0088)	0.0467*** (0.0087)
城镇化率		-0.0233 (0.0229)	0.1838** (0.0712)	0.0632 (0.1178)
平均受教育年限		-0.0007* (0.0003)	0.0063** (0.0026)	0.0064*** (0.0019)
医疗卫生水平		-0.0672*** (0.0170)	0.1616** (0.0795)	0.4364*** (0.0851)
外商直接投资		-0.0027* (0.0015)	0.0174 (0.0128)	0.0430*** (0.0128)
二三产业占比		0.0113** (0.0049)	0.1077*** (0.0237)	0.0074 (0.0259)
常数项	0.0808*** (0.0003)	0.0703 (0.0527)	8.8828*** (0.2274)	8.5672*** (0.2900)
N	2504	2030	2038	2030
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R ²	0.9465	0.9531	0.9718	0.9844

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；括号内为聚类到市级的标准误。下表同。

示,东西部协作在两个维度上均产生了显著影响。在“共同”维度上, $year^0 \times treat \times post$ 、 $year^1 \times treat \times post$ 直至 $year^4 \times treat \times post$ 的系数均显著为负,说明在东西部协作实施后,政策对缩小受援方城乡收入差距起到显著的促进作用,作用强度随帮扶持续而逐年增强;在“富裕”维度上,政策对农村居民收入的提升效果更为迅速。

(三)稳健性检验

1. 安慰剂检验

为了排除东西部协作的政策效应受到其他遗漏变量干扰,借鉴白俊红等(2022)^[17]的研究方法,采用间接性的安慰剂检验,通过随机设定东西部协作结对帮扶的受援地区,构造理论上不会对结果变量产生影响的虚假处理组,并将该变量替换至基准回归模型中进行检验,根据回归估计系数的分布来判断结论的可靠性。为增强安慰剂检验的效力,将这一随机过程重复500次。图3、图4展示了使用假想处理组时所获取的估计系数的概率密度分布图,可以发现,无论是“共同”维度还是“富裕”维度,通过随机分配所得到的估计系数都

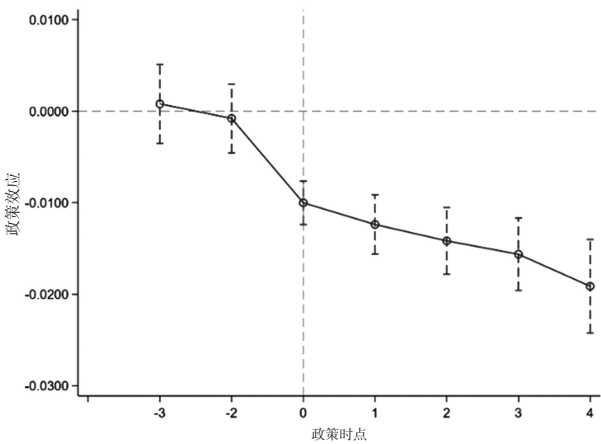


图1 “共同”维度平行趋势假设评估

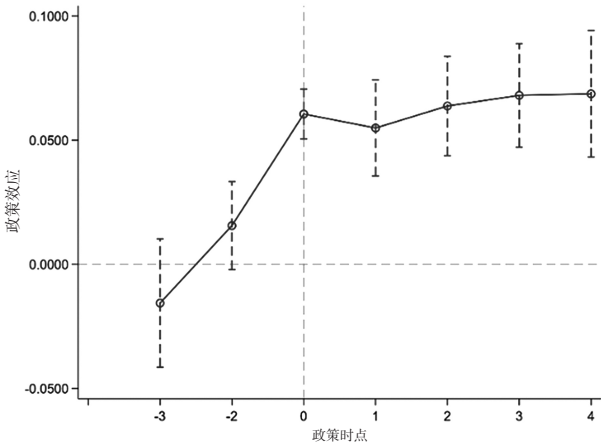


图2 “富裕”维度平行趋势假设评估

呈现出高度集中于0附近的特征,整体展现出正态分布的态势。“共同”维度和“富裕”维度的基准回归结果都与核密度分布之间存在着明显的距离间隔,印证了基准回归结果的稳健性。

2. 排除异常值影响

对被解释变量进行1%缩尾处理以排除离群值对估计结果的影响。缩尾处理后重新进行估计的结果见表3第(1)—(2)列,“共同”的核心解释变量回归系数依然显著为负,“富裕”的核心解释变量回归系数依然显著为正,表明本文的核心结论稳健。

3.PSM-DID

东西部协作政策的实施并非严格意义上的自然实验,为规避可能存在的样本自选择导致的内生性问题,本文参考史丹等(2023)^[18]的方法,采用倾向匹配得分法(PSM)来降低DID过程中的选择性偏差,采用分类评定(Logit)模型和核匹配法对处理组进行有放回抽样匹配。随后,对匹配的样本进行平衡性检验,表明匹配方法有效。表3第(3)—(4)列的回归结果符合预期,表

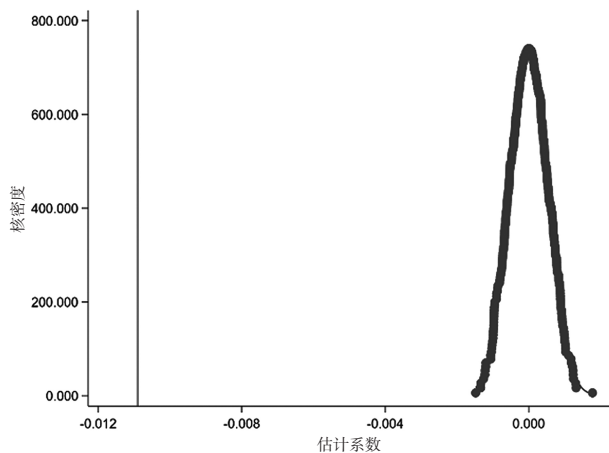


图3 “共同”维度安慰剂检验

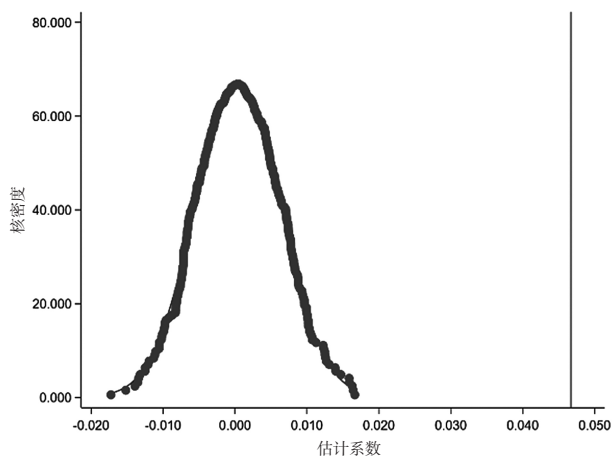


图4 “富裕”维度安慰剂检验

明基准回归结果具有稳健性。

4. 排除其他政策干扰

参考张可云等(2023)^[19]等方法,剔除属于国家扶贫开发重点地区的样本、受到重大工程建设或应急救援等重要对口支援政策影响的样本、属于民族地区与边疆地区的样本后重新回归,得到的结果如表3第(5)一(6)列所示。可以看出,在控制同期其他政策的影响后,“共同”的核心解释变量回归系数依然显著为负,“富裕”的回归系数依然显著为正,结论稳健。

5. 替换被解释变量的衡量方式

用城乡居民收入比替代泰尔指数以重新评估政策的“共同”效应,用农村居民人均消费支出替代居民人均可支配收入,从实际福利改善视角评估政策的“富裕”效应。表3第(7)一(8)列的结果显示,“共同”的系数为-0.1305,“富裕”的系数为0.0286,均符合预期,表明帮扶关系的建立能够有效缩小受援地区的城乡收入差距,并提升帮扶地区农村居民的富裕程度,促进城乡共同富裕,结论稳健。

六、作用机制检验

东西部协作是如何发挥共同富裕效应的?为了更清晰地观察政策的作用机制,参考江艇(2022)^[20]的方法进行中介效应检验,从非农就业和农业技术升级两个角度探讨政策效果。结果如表4所示,东西部协作对非农就业的估计系数为0.4207,在10%的水平下显著为正,表明政策对非农就业的转移具有显著正向影响。在农业技术升级方面,东西部协作的估计系数为0.0438,在5%的水平上显著为正,表明东西部协作对农业技术升级具有显著正向影响。

既有研究指出,农业技术升级与非农就业在推动共同富裕的进程中共同发挥着关键作用。在“共同”维度,农业机械化通过释放农村劳动力、提升农业生产效率,缩小了城乡收入差距^[21];非农就业则通过促进农村劳动力向高附加值产业转移,优化了城乡就业结构,增强收入分配的包容性,推动发展成果共享^[22-23]。在“富裕”维度,农业技术升级通过技术进步效应、劳动再配置效应、土地再配置效应,直接提升了农民的农业经营收入^[24];同时,非农就业通过带来工资性收入增长,实现了农村家庭收入来源的多元化,降低了对传统农业的依赖,显著增强了农村居民的经济福祉与抗风险能力^[25]。值得强调的是,农业技术升级与非农就业这两条机制并非孤立运行,而是彼此强化:农业机械化释放的劳动力为扩展非农就业创造了条件,而非农就业的扩展又为农业实现规模化与机械化经营提供了可能。二者的协同夯实了“富裕”基础,强化了“共同”效应,从发展与共享两个层面推进共同富裕进程。因此,假设H2得证。

七、异质性分析

东西部协作政策成效并非一方之力可就,而是需要帮扶方与受援方共同努力。因此,进行异质性分析需要从双方视角切入。需要说明的是,对于“多对一”的帮扶关系,帮扶方层面的变量取所有帮扶地区的平均值。

(一) 帮扶方市场优势

从“共同”维度看,城乡收入差距缩小的内生动力,源于全国统一大市场背景下城乡要素的双向自由流动。但城乡间缺少农村要素融入全国统一大市场的稳定通道,特别是信息不对称、初始动力缺失,制约了本地要素在城乡间流动的能力。破解城乡要素流动的现实约束,需要进行通道建设,发挥政府作用,促进有效市场和有为政府相结合。通道建设既包括交通、通信

表3 稳健性检验

变量	1%缩尾处理		PSM-DID		排除其他政策干扰		替换被解释变量的衡量方式	
	(1) 共同	(2) 富裕	(3) 共同	(4) 富裕	(5) 共同	(6) 富裕	(7) 共同	(8) 富裕
东西部协作	-0.0109*** (0.0014)	0.0469*** (0.0088)	-0.0108*** (0.0010)	0.0468*** (0.0055)	-0.0104*** (0.0015)	0.0464*** (0.0095)	-0.1305*** (0.0182)	0.0286** (0.0140)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.0708 (0.0527)	8.9527*** (0.3147)	0.0662 (0.0449)	8.5965*** (0.2404)	0.0598 (0.0554)	8.8272*** (0.3007)	1.1292* (0.6335)	8.3281*** (0.5952)
N	2030	2030	1970	1970	1863	1863	2030	1744
R ²	0.9530	0.9834	0.9487	0.9834	0.9489	0.9842	0.9368	0.9586

表4 作用机制检验结果

变量	(1) 非农就业	(2) 农业技术升级
东西部协作	0.4207* (0.2286)	0.0438** (0.0194)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
常数项	89.4213*** (9.5004)	7.9405*** (0.9293)
N	1806	1968
R ²	0.9124	0.9881

等基础设施建设,也包括制度性通道建设。在基础设施建设显著改善的背景下,研究影响城乡收入差距的制度性通道建设,对于破解城乡融合发展面临的现实约束具有重要意义。因此本文参考孙久文和周孝伦(2024)^[26]的方法,纳入市场优势变量,用以表示国内各城市对于国内市场邻近性以及不同地区市场间的关联效应,反映城市可能获得的空间市场规模或其对国内市场的可达性。计算公式如下:

$$MP_i = \sum_{n=1}^N \frac{I_n}{d_{in}^\delta} + \frac{I_i}{d_{ii}^\delta}$$

(6)

其中, I_n 表示城市对于各种产品的消费支出,以市辖区的社会消费品零售总额来表示; N 表示城市数量; d_{in} 表示城市之间的距离; d_{ii} 表示城市自身距离,即 $d_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{S_n}{\pi}}$, S 为城市市辖区建成区面积。同时借鉴韩峰和柯善咨(2012)^[27]的研究,将距离衰减参数 δ 设为1。

为了分析不同的市场优势对东西部协作共同富裕效应的影响,手动将援助方与受援方一一匹配,并构建三重差分进行异质性分析。具体而言,基于帮扶方的市场优势指标,将前45%定义为高优势组(赋值为1),在此基础上,将赋值变量与基准回归模型的核心解释变量交互,以识别政策效果在不同市场优势组中的差异^①。

结果如表5第(1)―(2)列所示。在“共同”维度,东西部协作与高市场优势的交互项显著为负,表明援助方市场优势越强,政策缩小城乡收入差距的效果越明显。在“富裕”维度,市场优势的异质性不突出,无论高低,政策均能显著提升农村居民收入,呈现普惠特征。总体而言,市场优势是强化“共同”效应的关键条件,能放大收敛效果,而对增收更多是锦上添花,政策本身已具广泛适用性。因此,布局结对关系应充分考虑援助方市场优势,以更好释放东西部协作推动“共同”与“富裕”协同发展的综合效能。

(二)帮扶方产业结构

在东西部协作的政策背景下,产业结构升级通常被视为推动区域均衡发展的关键力量,但对“共同”和“富裕”的作用可能因地区产业结构特征而异。一方面,政策设计要回答一个关键问题:产业结构以服务业为主导的援助方,和以工业为主导的援助方,哪一种更有利于促进“共同”?哪一种更有利于实现“富裕”?从理论上来说,服务业的高附加值特性能通过知识溢出,创造更多的现代就业岗位惠及农村,在“富裕”维度上提升整体收入水平,但同时,这也要求农村地区具备相匹配的承接能力,否则可能制约对农村低收入

①后文两类分组虚拟变量(按产业结构、双方经济差距分组)的设定方法与此一致。

群体的包容性,限制在“共同”维度上的效果。相比之下,工业化的劳动密集特征能通过快速吸纳低技能劳动力、带动非农就业,更直接地提升农村收入。另一方面,如果忽视产业结构与受援方发展阶段的适配性,盲目推动产业结构升级可能加剧要素错配。因此,为了准确反映服务业与工业化的替代关系,使用第三产业增加值与第二产业增加值之比来衡量:比值越高,产业结构越倾向于技术密集型服务业,反之则更倾向于劳动密集型工业。

回归结果如表5第(3)一(4)列所示。东西部协作的共同富裕效应会因帮扶方的产业结构类型而表现出差异化特征。从“共同”的角度来看,基准组为工业主导型帮扶方,其 DID 基准系数显著为负,表明工业主导型援助方能够有效缩小受援地城乡收入差距;三重交互项显著为正,说明相较于工业主导型,服务业主导型帮扶方缩小城乡收入差距的政策效应被削弱。产业结构以工业主导的帮扶方,自身往往以传统制造业、劳动密集型产业为主,这类产业更易于向受援地转移。受援地通常在劳动力成本、土地资源等方面具备比较优势,能够较好承接劳动密集型产业。此外,劳动密集型产业能够创造大量非农就业岗位,就业门槛较低,农村劳动力经过简单培训即可上岗,直接增加农民的工资性收入。同时,受援地区通常处于工业化初期阶段,对第二产业的需求更为迫切,帮扶方以第二产业为主,产业资源和管理经验更贴近受援地的实际发展需求。而当帮扶方产业结构偏向服务业时,意味着该援助方第

三产业占比较高,其中金融、科技服务等高端服务业对人才、技术、营商环境要求苛刻,难以直接向受援地转移,受援地在短期内也无法满足高端服务业的发展配套条件,且第三产业的高技能岗位大多集中于城市,对农村地区的辐射带动有限,进而弱化了政策收敛城乡收入差距的效果。

从“富裕”的角度来看,农村居民人均可支配收入回归中三重交互项未通过显著性检验。这表明无论帮扶方是工业主导还是服务业主导,东西部协作对农村居民收入的提升效果并不存在统计层面的组间差异。这一结果印证了新结构经济学中关于“产业选择与要素禀赋适配性”的观点,不同产业结构的援助方具备功能互补性:工业主导模式在缩小城乡收入差距、促进发展成果共享的“共同”维度优势更加突出。因此,帮扶政策的制定应遵循发展阶段适配原则,优先推动与当地要素禀赋结构相匹配的产业协作,而非片面追求产业结构升级。

(三)受援方是否为连片特困区

连片特困区往往地理位置偏远,其中不少区域包含原贫困县,经济基础薄弱,低收入群体占比较高,面临更加紧迫的“增收缩距”任务。因此,有必要检验东西部协作在此类欠发达地区的政策实施效果。本文构建了“是否位于连片特困区”的虚拟变量,如果 i 市在样本期内属于连片特困区,则赋值为1,否则赋值为0,并与东西部协作的政策虚拟变量进行交互,纳入基准回归模型中。

表5 帮扶双方个体异质性检验结果

变量	市场优势		产业结构		连片特困区	
	(1) 共同	(2) 富裕	(3) 共同	(4) 富裕	(5) 共同	(6) 富裕
东西部协作	-0.0047*** (0.0017)	0.0464*** (0.0069)	-0.0148*** (0.0021)	0.0469*** (0.0144)	-0.0081*** (0.0016)	0.0474*** (0.0106)
东西部协作× 高市场优势	-0.0092*** (0.0022)	0.0004 (0.0134)				
东西部协作× 服务业主导型			0.0024*** (0.0008)	-0.0001 (0.0045)		
东西部协作× 连片特困区					-0.0050** (0.0025)	-0.0013 (0.0158)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.1014* (0.0531)	8.5658*** (0.3028)	0.0832 (0.0526)	8.5665*** (0.2944)	0.0583 (0.0551)	8.5628*** (0.2934)
N	2030	2030	2030	2030	2030	2030
R ²	0.9541	0.9844	0.9536	0.9844	0.9534	0.9844

回归结果如表5第(5)一(6)列所示。东西部协作与连片特困区的三重交互项系数显著为负,表明相较于非连片特困区,连片特困地区缩小城乡收入差距的效果更强。从农村居民收入维度来看,该三重交互项系数并未通过显著性检验,意味着政策对农村居民的增收效应在连片特困区与非连片特困区之间不存在统计意义上的显著差异。综合来看,东西部协作的“共同”效应在连片特困区表现得更强,但政策的“富裕”效应并未因是否属于连片特困区而产生分化。

(四)帮扶双方匹配度

1. 帮扶双方经济差距

在评估东西部协作的政策效果时,需特别关注帮扶双方经济差距的影响,这种差异直接关系到资源流动效率与协作模式适配性。使用帮扶双方的GDP差值的绝对值衡量帮扶双方经济匹配度,分为经济差距大和经济差距小两组虚拟变量,并将两组虚拟变量与政策变量交互。

回归结果如表6第(1)一(2)列所示。从“共同”维度来看,东西部协作与经济差距大的三重交互项系数显著为负,说明相较于经济差距较小的组合,结对双方经济实力差距较大时,政策缩小城乡收入差距的效应

更强。从“富裕”维度来看,基准组政策系数显著为正,三重交互项系数显著为正,表明结对双方经济差距越大,东西部协作拉动农村居民收入增长的效果越强。因此构建结对帮扶关系时,应当优先匹配经济实力梯度差距较为明显的城市组合。

2. 帮扶双方产业互补度

采用Krugman(1991)^[28]提出的产业分工指数来测定结对双方的产业互补程度,计算公式如下:

$$KI_{ij} = \sum_{k=1}^3 |X_{ik} - X_{jk}|$$

(7)

其中, KI_{ij} 为帮扶双方的产业分工指数,取值区间为 $[0, 2]$; X_{ik} 为*i*地的第*k*产业(*k*取1、2、3时分别代表第一产业、第二产业、第三产业)生产总值占总产值的比重, X_{jk} 同理。产业分工指数越大,表明两地产业互补程度越高,反之表明两地产业相似程度越高。在此基础上构造产业分工指数与核心解释变量的交互项。

实证结果如表6第(3)一(4)列所示。“共同”维度的结果显示,东西部协作基准项的系数显著为负,而东西部协作与产业分工指数的三重交互项系数显著为正,表明随着产业分工指数的提升,即帮扶双方产业互补程度提高,会弱化东西部协作缩小城乡收入差距的政策效果。换言之,两地产业结构相似度越高,政策收敛

表6 帮扶双方匹配度异质性检验结果

变量	经济差距		产业结构差距	
	(1) 共同	(2) 富裕	(3) 共同	(4) 富裕
东西部协作	-0.0006 (0.0009)	0.0094* (0.0051)	-0.0151*** (0.0025)	0.0512*** (0.0149)
东西部协作× 经济差距大	-0.0105*** (0.0015)	0.0378*** (0.0087)		
东西部协作× 产业分工指数			0.0120*** (0.0045)	-0.0131 (0.0238)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.0704 (0.0528)	8.5670*** (0.2901)	0.0808 (0.0528)	8.5558*** (0.2946)
N	2030	2030	2030	2030
R ²	0.9532	0.9844	0.9534	0.9844

城乡收入差距的作用越强。从“富裕”维度看,三重交互项并不显著,说明帮扶双方产业互补水平的高低,不会在统计层面改变东西部协作对农村居民收入的拉动效果。

八、结论与建议

(一)研究结论

本文通过构建双重差分模型,从“共同”和“富裕”两个维度考察了东西部协作的共同富裕后效应,得出

如下结论:第一,东西部协作能够产生显著的共同富裕效应,有效促进了发展成果的共享与收入分配的公平。从时间维度来看,政策效果对农村居民收入提升的“富裕”效应具有即时性,而对城乡收入差距缩小的“共同”效应则表现出渐进增强的时滞特征。第二,机制检验表明,东西部协作能够通过促进非农就业与提升农业技术水平两条路径推动共同富裕。非农就业扩大通过优化城乡就业结构、增加工资性收入,在“共同”与“富裕”两个维度产生积极作用;农业技术升级则通过提高农业生产效率和释放劳动力,为收入增长与差距缩小提供协同动力。两条路径相互促进,共同构成了共同富裕后效应的实现基础。第三,异质性分析揭示,东西部协作的政策效果因帮扶双方自身条件的不同而有所差异。从援助方视角看,具有显著市场优势、深度融入全国统一大市场且以第二产业为主导的地区,在促进“共同”方面表现突出;从帮扶双方的匹配度来看,当双方产业结构相似时,政策的“共同”效应得到显著提升,而具有一定经济梯度差的协作组合,能够显著提升政策的共同富裕效应。

(二)政策建议

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,优化结对匹配机制,实施差异化协作策略。在建立帮扶关系时,应优先匹配产业相似度高、经济梯度差明显的区域组合。对于仍处于工业化初期的受援地区,应重点引导以第二产业为主导、具备市场优势的援助方参与协作,通过劳动密集型产业转移快速创造非农就业,强化“共同”效应;对于已具备一定产业基础的地区,则应优先引入服务业主导型援助方,通过知识溢出和价值链提升强化“富裕”效应。

第二,创新产业协作模式,增强可持续发展能力。建立东西部产业对接数字平台,实时匹配东部产能转移需求与西部要素供给。配套税收优惠、用地保障等精准激励措施,支持产业链整体转移和集群发展。同时,在产业协作中嵌入技能培训和技能扩散机制,培育本土化经营主体,推动帮扶模式从“输血”向“造血”转变,实现“共同”与“富裕”的可持续推进。

第三,强化区域市场联通,构建协调发展新格局。深化全国统一大市场建设,破除行政壁垒和制度障碍。建立跨区域要素流通平台,促进劳动力有序流动、资本高效配置和技术有效扩散。完善跨区域利益共享机制,激发帮扶双方长期合作的内生动力,为“共同”和“富裕”的协同发展提供制度保障。◆

参考文献:

- [1] 吴丰华,王寿彭,张雨.东西部协作的历史演进、绩效评估与长效机制构建[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2025,55(1):5-16.
- [2] 丛威青.务实推进新时期对口支援工作[J].中国党政干部论坛,2017(11):65-67.
- [3] 林尚立.重构府际关系与国家治理[J].探索与争鸣,2011(1):34-37.
- [4] 王禹浩.中国特色对口支援机制:成就、经验与价值[J].管理世界,2022,38(6):71-85.
- [5] 王玮.“对口支援”不宜制度化为横向财政转移支付[J].地方财政研究,2017(8):20-26.
- [6] 李楠楠.对口支援机制:法学检视、困境与出路[J].地方财政研究,2020(12):55-64.
- [7] 吴国宝.东西部扶贫协作困境及其破解[J].改革,2017(8):57-61.
- [8] 李云新,张文惠.东西部扶贫协作的理论逻辑与实践探索:杭州市—恩施州例证[J].中国公共政策评论,2020(1):50-70.
- [9] 李磊,刘博聪,王天宇.授人以鱼,授之以渔:对口支援与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2025,42(2):25-46.
- [10] 邹璠,周力.均衡视角下东西部协作与县域经济高质量发展:以脱贫攻坚时期结对帮扶为例[J].南京农业大学学报(社会科学版),2023,23(6):77-90.
- [11] 贾男,王赫.东西部对口支援政策实施能否降低脱贫农户返贫风险[J].中国农村经济,2025(1):72-93.
- [12] 单德朋,向洋,王超.东西部协作促进了受援县城乡融合发展吗[J].中国农村经济,2025(1):52-71.
- [13] Li S. Understanding China's road to common prosperity: background, definition and path[J].China Economic Journal, 2023, 16(1):1-13.
- [14] Huang X. The Quest for “Common Prosperity” in China Available to Purchase[J].Current History, 2024, 123 (854): 203-208.
- [15] Yu J X, Ge J N, Xu Y Q, et al. Debating China's common prosperity with evidence from policy practice[J]. Journal of Chinese Governance, 2025, 10(4): 511-531.
- [16] 万广华,宋捷,左丛民,等.中国式现代化视域下数字经济的共同富裕效应:方法与证据[J].经济研究,2024,59(6):29-48.
- [17] 白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度:来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022(6):61-78.
- [18] 史丹,叶云岭,于海潮.双循环视角下技术转移对产业升级的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(6):5-26.
- [19] 张可云,冯晟,席强敏.东西部协作政策效应评估:基于要素流动的视角[J].中国工业经济,2023(12):61-79.
- [20] 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.
- [21] 孙学涛.农业机械化能否缩小城乡收入差距?[J].首都经济

贸易大学学报, 2021, 23(1): 81-93.

[22] 彭竞, 谢地. 非农就业转移能缩小城乡收入差距吗?[J]. 财经问题研究, 2014(9): 86-91.

[23] 梁亚文, 李绍亭, 孙自来, 等. 非农就业、农业机械化与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 90-94.

[24] 马玉婷, 叶初升. 共同富裕视域下农业机械化的城乡收入分配效应[J]. 南开经济研究, 2024(11): 195-211.

[25] 罗荷花, 刘慧婷, 雷雨亮. 数字金融素养对农村家庭经济韧

性的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2025, 46(1): 12-18.

[26] 孙久文, 周孝伦. 全国统一大市场如何推进企业绿色创新?: 来自上市公司的经验证据[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(2): 124-136.

[27] 韩峰, 柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源: 基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界, 2012(10): 55-70.

[28] Krugman P. Geography and trade[M]. Cambridge: MIT Press, 1991: 61-62.

The Common Prosperity Effect of East-West Collaboration

Li Feng, Sun Mohan

Abstract: The East-West collaboration constitutes a vital pathway toward achieving common prosperity, shouldering the epochal mission of enabling the well-off to lead the less well-off. Using city-level paired panel data from 2013 to 2020, and exploiting the adjustment of the paired assistance relationships in 2016 as a policy shock, this paper constructs a difference-in-differences (DID) model to investigate the policy's common prosperity effects from two dimensions: "common" (narrowing the urban-rural income gap) and "affluent" (raising rural residents' income). The findings are as follows: (1) The East-West collaboration generates a significant "common prosperity" effect, simultaneously reducing the urban-rural income gap and effectively increasing rural income, a result that remains robust after a series of robustness checks. (2) Mechanism analysis reveals that the policy promotes common prosperity through two channels: boosting nonagricultural employment and upgrading agricultural technology. (3) Heterogeneity analysis indicates that the policy effects vary not only with the respective endowments of the assisting and recipient regions, but also with the degree of matching between them. Specifically, assisting regions with pronounced market advantages and a secondary industry-dominated economic structure perform notably better in fostering the "common" dimension, while paired combinations with large economic disparities achieve more pronounced overall common prosperity outcomes. These findings suggest that policy design should account for the compatibility of regional characteristics.

Key words: East-West Collaboration; Common Prosperity; Regional Coordinated Development; Difference-in-Differences Model

(责任编辑: 云野)

可测量的跃升：开放型经济的理论重构与量化转向

——评《跃升的边界：经济高质量发展的开放之路》

黄 南

(南京市社会科学院 经济发展研究所,江苏 南京 210008)

在全球经济治理体系深刻变革、中国经济发展由高速增长转向高质量发展的关键历史节点,蒋丹所著《跃升的边界：经济高质量发展的开放之路》由经济科学出版社付梓问世,可谓恰逢其时。这部专著以宏阔的理论视野、严谨的实证方法和强烈的现实关怀,系统回应了“高水平开放如何推动高质量发展”这一时代命题,为中国开放型经济理论的创新发展提供了重要的学术贡献。

一、理论突破：从要素流动型开放到制度型开放的范式转换

该著作的首要理论贡献,在于清晰界定了开放型经济演进的阶段性特征,并据此构建了“制度型开放”的系统分析框架。作者敏锐地指出,在对外开放四十余年的进程中,前一阶段主要体现为以商品和要素跨境流动为特征的“边境开放”,其政策逻辑植根于传统比较优势理论;而当经济进入高质量发展新阶段后,开放的核心命题已转向规则、规制、管理、标准的制度对接与治理协同。这一判断精准把握了经济全球化从“浅层一体化”向“深层一体化”演进的本质特征。

在此基础上,作者提出了“开放范围—开放领域—开放层次”的三维分析框架,将开放经济学从以贸易投资流量为对象的描述性分析,提升为以制度质量为核心的结构性分析,体现了理论范式的深刻转型。尤为值得称道的是,作者将这一理论创新置于“双循环”新发展格局的宏观语境中加以阐释,论证了制度型开放既是畅通国内大循环的内在要求,也是深度参与国际循环的必要条件。

二、机制创新：开放赋能高质量发展的多维传导路径

该著作在理论建构上的另一重要贡献,是系统阐释了开放赋能高质量发展的微观传导机制。作者并未止步于宏观叙事,而是深入到创新驱动、协调发展、绿色转型、开放迭代与共享发展五个维度,层层解析开放红利转化为发展质量的现实路径。在创新维度上,揭示了进口竞争引致的技术溢出效应与制度型开放催生的竞争倒逼效应如何共同构成创新驱动力;在协调发展维度上,论证了全域开放如何打破区域市场分割、促进要素空间优化配置;在绿色发展维度上,探讨了开放条件下环境规制与技术转移对产业转型的双重影响。这种多维度的机制解析,使全书的理论结论有了坚实的微观基础。

尤其值得关注的是,该书对进口贸易功能的重新定位,突破了传统理论将进口等同于“需求外流”的认知局限,明确指出在全球要素分工背景下,进口已成为连接全球生产网络的关键环节,是获取国际先进技术、提升产业链韧性的战略通道。

三、实证创新：多维测度与严谨检验的方法论贡献

该著作在研究方法上体现了从规范分析向实证检验转型的显著特征。在经济发展质量的测度上,作者基于新发展理念构建了包含创新、协调、绿色、开放、共享五个维度的综合评价指标体系,运用熵权TOPSIS模型对省级层面经济发展质量进行了系统测算,揭示了“东高西低”的空间格局及其演变趋势。在开放效应的因果识别上,综合运用动态面板GMM模型、PSM-DID方法及中介效应模型进行检验,结果表明开放范围扩

作者简介:黄南,女,博士,二级研究员,博士生导师,研究方向为产业经济学。

大、开放领域拓展与开放层次提升均对经济发展质量产生显著正向影响;人力资本积累、技术创新与资源配置改善构成三条核心传导路径。这些发现为推进制度型开放提供了关键的经验证据。

四、实践导向:制度型开放的系统政策框架

该书具有强烈的实践关怀,精心构建了系统完整的政策框架。作者从“更大范围、更宽领域、更深层次”三个维度出发,提出了推进制度型开放的实施路径:在空间维度上,以“一带一路”为战略支点构建全域开放新格局;在产业维度上,推动制造业与服务业双轮驱动的开放策略;在制度维度上,实现规则、规制、管理、标准的系统对接。尤为值得肯定的是,书中专设章节讨论开放风险防控,强调在扩大开放中维护产业链供应链安全,体现了统筹发展和安全的战略意识。在进口贸易领域,作者提出了涵盖制度创新、平台赋能、政策协同、环境优化、模式突破、布局优化的六维实施框架,为主动扩大进口提供了可操作的政策

工具箱。

五、前瞻视野:开放发展的未竟之思

该书还展现出可贵的学术前瞻性,指出随着数字经济蓬勃发展与全球价值链深度重构,数据跨境流动、数字税收、知识产权保护等新兴议题将构成制度型开放的新前沿,为后续研究指明了方向。当然,该书对数字贸易规则如何影响制度型开放、地缘政治冲突对开放安全的冲击等前沿议题仍有进一步深化的空间。然瑕不掩瑜,《跃升的边界:经济高质量发展的开放之路》无疑是近年来开放型经济研究领域的一项重要成果。它在理论上明晰了制度型开放的核心逻辑,在方法上展现了学术规范的严谨性,在实践上构建了系统的政策框架,为理解中国开放发展道路提供了深刻而系统的学理阐释。在“开放的大门越开越大”成为坚定国家意志的今天,这部著作的学术价值与现实意义必将愈益彰显。

(责任编辑:田雨)

智能大数据时代的统计理论 及应用研究

——第20届全国经济统计学会年会综述

骆琳¹,李勇²

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

2026年7月17日至19日,由中国统计教育学会社会经济统计分会、全国工业统计学教学研究会企业经济统计分会主办,成都信息工程大学统计学院、中国政府统计研究中心和成都数智贝叶斯咨询研究院承办,《统计理论与实践》杂志社协办的第20届全国经济统计学会暨第7届中国统计教育学会社会经济统计分会年会,在成都信息工程大学龙泉校区成功举办。本次会议的主题是“智能大数据时代的统计理论及应用研究”。来自国家统计局、厦门大学、北京师范大学、华东师范大学、江西财经大学、中南财经政法大学、西南财经大学、东北财经大学和天津财经大学等100余所高校、科研机构以及企业界、出版界的200余位专家学者和业内人士齐聚蓉城。会议邀请系列专家作了大会特邀报告和分会场报告,主要涉及构建中国特色经济统计自主知识体系、智能体架构对统计学的全新需求、AI技术演进趋势、按汇率计算的中国GDP核算、官方统计实践、国势研究演变与经济统计学创新发展等方面内容。

天津财经大学肖红叶教授在报告“AI技术演进趋势的几点关注”中指出,当前新一轮科技革命和产业变革加速突破,AI技术及其应用大爆发,总体呈现从网络大数据技术应用向基于AI的数智化技术应用转换的发展趋势,其中Agent及其Token扮演重要角色。报告给出了AI Agent技术演进路径,通用教学智能体surpass claw3.0开发应用成果,及其Token经济学的概念式逻辑解读,为加速财经类高校AI应用改革提供了重要参考。厦门大学曾五一教授在报告“按汇率计算的中国GDP何时能够超过美国”中指出,按购买力平

价计算的中国GDP早已超过美国,这表明从真实物量的产出规模看,中国已位居世界第一位。但是,现实的国际经济往来以市场汇率作为结算依据,只有在按汇率计算的GDP也超过美国后,中国才能成为名副其实的世界第一经济体。按汇率计算的中美GDP的比较,取决于两国的经济增长速度、通货膨胀率和两国的汇率。报告根据现实历史数据设定了中美不同的潜在经济增长率和通货膨胀率,在此基础上着重对影响汇率的因素进行分析,构建了汇率内生的宏观经济模型,体现了“通胀—利率—货币地位—汇率—GDP”的完整传导闭环,并对中国按汇率计算的GDP超越美国的时点进行了相对可信的预测。

国家统计局文兼武研究员在报告“GDP不可承受之重”中指出,首先是正本清源,要明确GDP核算的底层逻辑、固有功能与科学边界。其次是认知异化,要认清GDP从神化、污名化再到被嫌弃的三重闹剧。再次是根源剖析,其根源是认知错位、机制简化、引导滞后。最后从坚持科学边界、纠正认知偏差、优化治理考核、深化统计改革等方面提出建议。山西财经大学米子川教授在题为“人工智能是否为经济统计带来新机遇?”的报告中,简要梳理了人类经济社会发展历程中统计学的意义和作用,认为经济统计是统计学最早的应用,赋税、土地和户籍管理是经济统计雏形;工业革命催生数理统计,形成实验设计、抽样、过程控制等核心方法。进入AI时代,统计学相关岗位就业增速位居行业前列,但传统工业经济运行逻辑被AI重构,提出AI经济的三个不等式:投资不等于就业、技术进步不等于人力资本提升、生产率提升不等于高工资。报告也指出,AI

作者简介:骆琳,女,博士研究生,研究方向为经济统计与综合评价;李勇,通信作者,男,二级教授,博士生导师,研究方向为智能大数据统计与贝叶斯决策分析。

为经济统计学带来了三重机遇:统计学成为AI底层范式指导框架、催生自主完成数据分析决策的统计智能体、助力重构适配数字经济的新型国民经济衡量体系。

浙江财经大学李金昌教授的报告“官方统计实践、国势研究演变与经济统计学创新发展方向”,基于对官方统计实践历史与国势研究演变过程的梳理,概述经济统计学的产生与发展过程,论述其学科特征,分析其面临的挑战,并展望其创新发展的方向。兰州财经大学黄恒君教授在报告“人工智能赋能统计调查:数据质量与融合方法”中指出,在国家治理现代化与统计现代化改革协同推进的背景下,人工智能如何规范、有效、可解释地服务于统计生产,成为新时代统计面临的重要理论与实践命题。他立足统计数据质量,以政府统计为例,从统计机构、统计产品、统计流程三个层面系统剖析了人工智能赋能统计调查的约束条件、功能边界与实现路径。首先,从机构视角厘清人工智能产业与统计机构在目标逻辑和生产范式上的差异,界定人工智能在统计调查中的辅助定位与适用边界;其次,从产品视角构建人工智能输出的数据质量评估框架,识别其偏差来源与应用局限;最后,依据人工智能输出特性,从流程视角构建融合概率抽样与人工智能预测的统计推断方法,形成规避数据质量缺陷的融合技术路径。在此基础上,给出人工智能辅助传统调查、非结构化视频数据调查等方面的案例。研究表明,人工智能尚不具备独立替代统计调查开展统计生产的条件,但其可作为大数据与统计产品之间的关键桥梁,通过预测、增强和推断保障统计结果的科学性与可用性,嵌入现代化统计生产体系,为统计现代化改革提供方法支撑与实践路径。

华东师范大学於州教授在报告“平均的艺术:从经济统计到机器学习”中指出,加权平均估计是统计推断与机器学习领域的核心范式之一。在经济统计中,基于设计的抽样估计与模型辅助的校准加权,再通过精心构造样本权重实现对有限总体的稳健推断,本质上是对“如何加权”这一问题的结构化回答。该报告将这一平均的艺术扩展至现代有监督的学习场景,系统研究数据驱动的自适应加权策略及其理论性质。一方面,报告提出一种混合加权架构:以随机森林生成数据依赖的样本权重,捕获高维协变量空间中的局部相似性,继而结合神经网络参数化的局部线性回归,在局部邻域内进行平滑外推从而兼顾非参数灵活性与线性结构的可解释性。理论上,针对该估计量给出了超额风

险的非渐近上界,明确了有限样本下权重构造误差与函数近似误差对泛化性能联合影响。另一方面,进一步将加权机制推广为完全可学习的范式:采用神经网络直接建立自适应核函数以构造加权平均的权重,使相似性度量本身成为优化的对象。该方法不仅适用于欧几里得数据,亦可扩展至图、度量空间等非欧几里得数据,极大延展了加权平均估计的适用范围。研究表明,从领域知识驱动固定加权,到由随机森林和神经网络驱动的自学习加权,平均的艺术正演变为一套兼具统计效率与理论透明性的智能加权方法论。厦门大学钟威教授的报告“内生性多门限回归模型的估计与推断”,从门限回归模型的优势,提出多门限估计问题,并基于401(k)延税储蓄计划(该计划允许个人从应税收入中扣除一部分用于退休储蓄,从而获得免税利息)进行实证研究。他分析了带内生的门限模型已有研究与局限性,为此构建了广义结构方程的多门限回归模型和内生多门限回归模型,通过筛选真实门限的一个超集,从超集中精细选择正确的门限,进行门限效应的存在性检验和内生性检验,并进行数值模拟。论证了数据驱动门限选择框架TOPCV法(Threshold based Order-Preserved Cross-Validation)在不同误差分布与内生性水平下均表现出稳定且令人满意的性能,显示出其在鲁棒性与稳定性方面的显著优势。

成都信息工程大学李勇教授的报告“数智时代的统计学新认知及在工业大数据中的应用”,从统计学的起源和发展、数智时代的新形势等方面,论述了统计学的基本思想;指出统计学既是社会科学的定量研究方法,更是自然科学探索的有力工具;统计学是集理学、工学和社会科学思维等多位一体交叉的基础学科;统计学以数据为研究对象,针对结构化数据、非结构化数据和半结构化数据,统计思想都是贯通的;指出统计学不仅是一门学科、一种方法,而且是人的一种思维范式,是人类面对不确定性世界时的理性反应和逻辑思维,是以“数据”为定量手段理性认知现实世界的基本工具。江西财经大学盛积良教授的报告“股票基准化与系统性尾部风险——来自中国A股市场的经验证据与机制检验”,基于2014—2024年的A股数据,考察了股票基准化对系统性尾部风险的影响。研究发现,股票基准化显著加剧了系统性尾部风险,且该效应在“熊市”、非国有及经济政策不确定性高时更为突出。机制分析表明,股票基准化能够通过“基准风险效应”与“特质风险效应”加剧风险,并经由估值扭曲导致投资错

配,抑制实体投资,形成“金融风险—实体扭曲”的跨部门传导链条。

东北财经大学孙玉环教授在报告“智能大数据时代下统计思维与编程技能的融合培养”中指出,智能大数据与AI时代重构了统计数据分析、处理与应用模式,学生对AI工具的依赖问题愈发明显,传统统计人才培养模式面临较大挑战。该报告通过介绍两项SAS编程实践案例,对比人工编写与AI生成代码的逻辑架构、实现过程及结果呈现,分析AI辅助编程的局限性以及对使用者专业知识、编程技术和综合能力的要求,进而阐明在AI技术驱动下,统计思维与编程素养更加具有不可替代性。因为编程是将统计理论转化为解决现实世界问题能力的核心工具,是理解和驾驭AI模型的基础,只有懂编程的人才能真正理解和验证AI工具生成的代码。四川旅游学院骆琳博士的报告“人工智能视角下多指标综合评价研究”,基于人工智能和大数据角度,对多指标综合评价方法进行了系统性梳理和研究,从AI与大数据驱动的综合评价指标设计、基于贝叶斯分析的权重研究、基于推荐系统的模型集成方法等方面,提出了一套从理论构建到实证验证的框架体系。

湘潭大学李禹锋博士在报告“基于层次增长模型的全国空气质量评估及其影响因素研究”中,利用网络

爬虫技术抓取了全国2026个国控站点的空气质量实时监测数据,对全国监测站点城市污染与重度污染状态时间占比进行比较评估;描述了31个省份的PM_{2.5}和PM₁₀浓度在四个季节的变化,对全国空气质量季节变化进行趋势分析;建立空气质量影响因素指标,结合空气质量监测数据的嵌套结构特征,构建“时间—城市—省份”月度数据的层次增长模型,实证分析全国空气质量的影响因素,并提出空气治理的对策建议。成都信息工程大学安俊秀教授在报告“AI赋能社会经济统计:从数据生产到智能决策”中指出,人工智能、大数据与云计算的快速发展,正在推动社会经济统计从传统数据采集与分析模式向智能化、实时化方向转型。围绕AI技术赋能社会经济统计的新趋势,探讨了人工智能如何推动统计数据生产、分析预测与决策服务创新。报告介绍了数字化时代社会经济数据资源的新变化,分析了传统统计面临的主要挑战,并重点展示了AI在宏观经济监测、就业与劳动力市场分析等领域的应用实践;指出通过融合多源信息,AI将推动统计工作由“事后统计”向实时感知、预测预警和智能决策转变。同时,报告探讨了机器学习、深度学习、大语言模型以及云计算基础设施在智能统计体系中的作用,分析了AI带来的价值与挑战,并展望了统计理论、人工智能技术与数据基础设施深度融合的方向。

(责任编辑:田雨)