

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2026年第2期,总第562期)

月刊

学术顾问 (以姓氏笔画为序)

史代敏 石磊 邱东 李金昌
罗良清 赵彦云 曾五一 蒋萍

编辑委员会

主 任 王承哲

副 主 任 王玲杰 郭杰

委 员 (以姓氏笔画为序)

王亚菲 平卫英 向书坚 刘定平 刘洪 苏为华
杨仲山 杨灿 李冻菊 张虎 杨青龙 李宝瑜
李勇 杨贵军 苗雨 林金官 周国富 金勇进
郑展鹏 洪兴建 郝爱民 徐国祥 唐晓彬 徐强
郭露 程开明 彭刚 韩嵩 雷钦礼 薛波

主 编 王玲杰

社 长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·统计理论与方法·

数字技术对货币与金融统计的影响、挑战与应对..... 彭 刚,李 敬/5

·经济统计·

数据资产赋能供应链协同创新利益分配的机制研究..... 孙 颖,张 星/17

制造业集聚对区域绿色技术创新的影响研究

——基于中介效应与空间效应的分析..... 陈修素,徐浩瑜/28

区域一体化、经济辐射效应与共同富裕

——基于国家级城市群发展规划的准自然实验..... 何 妍,齐光辉/36

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

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

目 录

·农业农村统计·

农业新质生产力与城乡融合发展:理论分析与经验证据..... 王海燕/49

·数字化转型专题·

数字化转型驱动企业高质量发展的机制研究..... 李秋月,徐 聪,王常静/62

数字化转型、绿色技术创新与企业碳排放绩效

——基于同群效应的多维分析..... 韦佳佳,马树坤,王琪延/73

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

国内订阅 全国各地邮局
国内发行 河南省邮政发行局
邮发代号 36-12

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

MAIN CONTENTS

Effects, Challenges, and Responses of Digital Technology on Monetary and Financial Statistics

..... *Peng Gang, Li Jing*(5)

Research on the Mechanism of Data Assets Empowering Benefit Distribution in Supply Chain

Collaborative Innovation..... *Sun Ying, Zhang Xing*(17)

Research on the Impact of Manufacturing Agglomeration on Regional Green Technological Innovation:

An Analysis Based on Mediating Effects and Spatial Effects..... *Chen Xiusu, Xu Haoyu*(28)

Regional Integration, Economic Radiation Effects and Common Prosperity: A Quasi-Natural

Experiment Based on National-Level City Cluster Development Plans

..... *He Yan, Qi Guanghui*(36)

New Agricultural Productivity and Urban Rural Integration: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

..... *Wang Haiyan*(49)

Research on the Mechanism of Digital Transformation in Driving High-Quality Enterprise

Development..... *Li Qiuyue, Xu Cong, Wang Changjing*(62)

Digital Transformation, Green Technological Innovation, and Corporate Carbon Emission Performance:

A Multidimensional Analysis Based on Peer Effects..... *Wei Jiajia, Ma Shukun, Wang Qiyang*(73)

数字技术对货币与金融统计的影响、挑战与应对

彭刚,李敬

(西南财经大学 统计与数据科学学院,四川 成都 611130)

摘要:以区块链、大数据等为代表的数字技术在提升金融效率的同时推动全球金融范式变革,并对传统货币与金融统计体系构成严峻挑战。以金融系统“表—中—里”三层架构为线索,系统梳理了数字技术在金融中的应用路径,并从统计目的、主体、客体、方法、总量指标五个维度,深入剖析了其对货币与金融统计体系的系统性变革。在此基础上,聚焦加密资产计量、数据隐私保护等核心挑战,结合中国金融统计实践提出相关应对建议,可为弥补金融统计信息缺口、提升宏观政策科学性、助力金融强国建设与金融市场高质量发展提供一定理论参考与实践支撑。

关键词:数字技术;货币与金融统计;加密资产;区块链

中图分类号:F8

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)02-0005-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2026.02.001

一、引言

金融统计体系的现代化变革,是维护金融安全稳定的核心议题之一。2008年国际金融危机暴露出金融统计中存在着关键信息缺口,而后各国央行和金融组织对金融监管和宏观政策体系进行反思,突破传统统计方法、弥补信息缺口以及加强金融监管成为基本共识^[1-2]。当前,数字技术正与金融深度融合,世界各国或地区均在经历由数字技术驱动的新型金融范式变革。区块链、大数据、人工智能、云计算等颠覆性技术,在提升金融运行效率的同时,因其融合性、匿名性等特点,对建立在传统金融模式之下的货币与金融统计体系带来了严峻挑战。新型加密资产的价值波动和估值难题与传统公允价值计量不相适配,加密方法的去中心化特性又使持有者信息和区域性数据难以获取,导致统计数据缺失。若为了更加全面地评估金融市场运行状况而收集愈发细致的数据,可能又会面临侵犯用户隐私的困境。此外,科技公司和金融公司跨界融合,

引发出的二者之间边界模糊问题,更是加剧了现有货币与金融统计体系同现实情况的割裂。数字技术正在重塑金融体系,而现有货币与金融统计体系难以完全适配金融体系的数字化改革,导致无法全面精准捕捉金融市场真实规模和潜在风险,进而削弱了宏观经济政策制定的科学性、监管措施的针对性以及国际金融协作的有效性。

党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央高度重视统计工作,重视金融市场高质量发展和高水平开放。党的二十大报告指出,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线。党的二十届四中全会更是对加快金融强国建设作出战略部署,强调金融工作是党和国家事业的重要组成部分。作为国家统计核算制度体系的关键构件之一,金融统计核算体系能够综合反映金融经济运行状况,是国家金融基础设施体系的重要组成部分^[3],也与金融“五篇大文章”统计相辅相成^[4]。在当前全球金融快速发展

基金项目:四川省哲学社会科学规划专项重大项目“成渝地区双城经济圈实体经济与数字经济深度融合的统计监测与驱动机制研究”(SC25ZDAI001)。

作者简介:彭刚,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为宏观经济统计与核算;李敬,男,硕士研究生,研究方向为宏观经济统计与分析。

的形势下,面对数字技术广泛应用的冲击,构建并完善货币与金融统计体系,有利于消弭金融信息缺口,全面监测反映金融市场运行的客观实际,还可为防范系统性金融风险、优化政策调控提供关键支撑。

货币与金融统计体系作为现代四大经济统计体系之一,其发展完善程度对经济金融高质量发展具有重要意义^[5-6]。有学者对比中国货币、金融统计实践与《货币与金融统计手册和编制指南》,提出相关借鉴性建议,有助于完善我国货币与金融统计体系^[7]。随着数字经济时代的来临,也有学者针对该体系下部分内容的新变化进行了深度思考^[8-9],对健全货币与金融统计体系做出了重要贡献,该领域的相关理论在不断地深化,但总体上对货币与金融统计的研究还不够系统与全面。对此,本文以“表一中一里”为线索梳理数字技术在金融系统的应用,从统计目的、统计主体、统计客体、统计方法以及统计总量指标五个维度探讨其对统计体系的系统性影响与变革,同时分析货币与金融统计面临的挑战,提出相关思考和建议,力求为我国金融强国建设和金融市场高质量发展提供参考借鉴。

二、数字技术及其在金融系统中的应用

数字技术一般是指改进了的信息通信技术或系统,既包括数字硬件等物理部分,也包括网络连接、访问和操作等逻辑部分,还包括数据、产品、平台和基础设施等结果部分^[10]。数字技术涵盖了区块链、大数据、人工智能、云计算等多种技术领域,广泛应用于各行各业,是驱动全球经济增长的重要引擎。在金融领域,数字技术驱动着金融系统的范式转变,这种转变不是各类数字工具的简单堆叠,而是针对整个金融系统的一场由表及里、持续深化的系统性变革。纵观其发展脉络,数字技术对金融系统的改造体现为三个层面,分别是表层的用户体验、中层的业务中台以及底层的技术支持,从根本上重塑着金融系统的服务、渠道乃至生态本身。

(一) 用户体验层

此层为金融的表层,最易被用户感知,数字技术从表层切入,重塑金融服务“最后一公里”,提升资金流转和信息交互效率,改变用户如何接触和使用金融。

第一,交易环节是金融系统的起点,支付是交易的核心环节,在金融活动中的地位举足轻重,移动支付正推动交易向智能化转变。移动支付已深度融入日常生活,从街头商贩的二维码收款到跨境电商的实时结算,形成了覆盖线上线下、境内境外的全场景支付网络。

2024年,我国移动支付的市场交易规模达到563.7万亿元^[11],逐渐取代传统支付模式,成为最主流的支付模式之一。移动支付最大的特点是便利性和及时性,其依托二维码识别、蓝牙等技术实现终端设备与受理设备的信息交互,用户只需持有移动终端即可随时随地完成支付,突破传统时空限制,且实时到账,极大节省了用户的时间和精力,智能合约的自动履约程序更是无需人为操作即可完成交易,进一步提升了资金流转效率。同时,移动支付的诞生大大降低了人们参与金融市场的成本和门槛^[12],促进了金融市场参与度的提升^[13],通过一部手机即可买卖千里之外的金融产品,农村地区也能进行金融交易,交易普惠性呈指数级扩展。

第二,互联网技术的普及使用户在网络上留下大量“足迹”信息,据此可向用户提供附加服务和反馈。大数据技术通过收集和分析用户的大量信息数据进行数据“画像”,用户的习惯和喜好被反映其中,金融平台以此为基础,对用户进行精准营销和个性化产品推荐,甚至实施价格歧视策略^[14]。例如针对驾驶习惯良好的用户,保费相对较低,而对频繁出现危险驾驶行为的用户,保费会明显上浮。

第三,人工智能(AI)凭借其强大的算法和模型实现投资决策、客户服务的自动化与智能化,进一步提升用户体验。AI通过机器学习、深度学习算法对结构化数据、非结构化数据以及多模态交互数据等进行深度挖掘和分析^[15],大幅减少人工误差,提高数据处理效率的同时加大数据处理的深度。在投资决策中,AI量化方法效率高、成本低,但在较为复杂的信息中,其缺乏经验和直觉,若与专家经验相结合,可以优势互补,既能控制风险也能追求超额收益^[16]。现实的金融市场瞬息万变,基于人工智能的自动交易系统会实时监测数据变化,快速做出反应,自动进行交易,整个过程基于数据说话,具有高度的一致性和强纪律性,大大减少人性弱点对投资产生的不理性影响。在客户服务中,AI借助大规模预训练语言模型的自然语言生成、上下文理解与知识整合能力,重构了客户服务的交互模式与响应效率,其核心价值体现在对传统客服流程的智能化升级^[17]。一方面,AI通过对知识库的学习,不仅能处理用户关于金融产品信息、业务流程、费用说明等标准化问题,还能生成自然、准确的个性化回复而非机械套用固定话术,同时支持多轮对话的上下文延续,使用户无需重复表述前提信息,模型就能自动关联前文语境完成精准响应,提升交互流畅度。另一方面,

AI可整合多源数据与逻辑推理能力,处理涉及个性化需求、异常情况的咨询,可实时调取相关结构化数据,结合自然语言理解分析用户描述的细节,生成排查步骤说明,对需要跨部门协作的问题,能对接业务系统接口,自动汇总各部门信息生成整合化回复,避免用户在多个客服节点间重复沟通。

(二)业务中台层

重塑用户体验层面后,数字技术革新便向风险控制与内部运营纵深推进,这一层面是金融业务的核心地带,堪称金融系统的“心脏与大脑”。传统金融高度依赖抵押品、人工审核等经验模型,大数据与AI的融合,将该套模型升级为由数据量化驱动的智能化系统。

在信贷业务中,信息不对称阻碍了银行向中小企业放贷,大数据技术打破传统征信的局限,银行及网贷平台可以通过大数据技术采集用户的电商消费记录、企业的经营行为等非标准化数据,构建全面的信用评估体系^[18],从而提升缺乏信贷记录“白户”的信贷可得率。同时,研究发现借助大数据和机器学习模型能够更加准确地预测违约风险^[19],从而在风险管控环节协助构建大数据风控体系,实时关注借款人相关风险指标,对其风险进行精准估量,大幅降低借款人的违约风险。在金融企业的投资经营中,大数据和AI分析成为投资决策的重要辅助,大数据分析能力强的企业能够获得到更多数据,并且更为准确地应用大数据来提供产品和服务^[20]。金融企业通过爬取新闻资讯、政策文件、社交媒体讨论等信息分析市场情绪,为投资决策提供依据,也能在大数据和AI技术支持下,通过加大监督力度和提升决策效率来降低企业崩盘风险,维持金融市场稳定。

(三)底部支撑层

无论是表层的用户体验,还是中层的内部运营,都涉及大量的数据生成、数据收集与数据分析。在此之下,数据在传输过程中的安全保障愈发重要,其主要方法是对数据进行加密,最具代表性的加密方法是区块链技术。随着比特币的问世,区块链技术逐渐进入人们的视野,其凭借分布式账本架构、非对称加密机制和共识算法,在金融领域搭建起了去中介化的信任体系。从技术实现来说,每个节点都存储着完整的交易账本,通过哈希函数(SHA-256)生成区块的唯一标识,时间戳机制保证了交易顺序无法被篡改,非对称加密通过公钥加密、私钥解密的方式,保障交易双方的身份认证和信息安全。在跨境支付清算中,区块链通过构建分

布式银行间金融网络,提供全球范围的实时结算,可以省去中间环节,直接进行点对点交易,在提高安全性和交易效率的同时降低了交易成本。在供应链金融中,区块链将合同、提单、出入库记录等进行数字化上链与多方实时交叉验证,形成不可篡改的电子仓单,从源头规避单据伪造和重复质押风险^[21]。并且能够根据这些上链的数据形成企业的信用档案,将大企业的信用传递给上下游的其他中小企业,有效缓解中小企业因抵押品缺失与信息不对称导致的融资困境。除此之外,在银行征信、保险、数字证券中,区块链都对数据起到了保驾护航的作用,其在提升金融体系运行效率和安全性方面的作用已然清晰。

除了数据安全的保障,强大、安全、灵活的计算和存储能力也是重中之重。云计算作为底部支撑,为整个数字金融生态提供强大支持,是前述环节稳定运行的基石。一方面,云计算借助灵活资源调配与高效服务模式,全方位推动金融机构运营效能提升与服务边界拓展。众多金融机构将物理服务器、存储阵列、网络设备等硬件资源迁移至云端。大型金融机构的核心交易系统过去依赖大量本地物理服务器,每逢季度末、年末等交易高峰期,可能因算力不足影响交易处理速度。服务器迁移至云端后,可依据实时业务量动态调整服务器资源,并且将大部分IT成本转嫁到云计算供应商一方,大幅降低硬件采购与运营成本,有力保障高频交易、账务结算等核心业务稳定运行。另一方面,云计算通过多区域灾备部署保障业务连续性。大型金融集团在全球多个地区设立云数据中心,若某一区域因自然灾害、网络攻击等突发状况出现故障,业务可在秒级内自动切换至其他正常区域的数据中心,确保服务的不间断^[22]。为防止数据泄露,其采用先进的加密算法对传输与存储数据加密,公有云对外,私有云对内,满足金融行业对数据安全性与业务连续性的严苛要求,为开放银行模式下不同金融机构间的数据共享与业务协作,以及跨界金融合作中金融服务与其他行业场景的融合,提供可靠技术支撑,推动金融服务更加高效便捷。

三、数字技术对货币与金融统计的系统性影响

(一)统计目的:从“事后反映”到“主动预测”

货币与金融统计的核心目的在于为宏观经济决策、货币政策制定、金融监管实施以及金融稳定维护提供坚实、可靠的数据基础,让金融更好地服务于实体经济。具体而言,主要表现在以下两个层面:一是为货币

政策决策提供支持。中央银行需要通过精确的货币供应量、信贷总量等统计数据,来评估经济运行状况,并据此调整利率、存款准备金率等货币政策工具,以实现宏观调控目标,保障经济的稳定运行。二是为宏观审慎管理提供依据。金融统计需要全面覆盖系统重要性金融机构、金融控股公司以及交叉性金融产品,以监测和评估系统性风险的积累与传染,为构建有效的宏观审慎政策框架提供数据支持,从而守住不发生系统性金融风险的底线。随着数字技术在金融领域的大量应用,金融业态被深度重塑,货币与金融统计的核心目的虽然没有改变,但其内涵和外延已经发生了显著变化,统计不再仅聚焦于传统金融活动的总量与结构监测,而是需要主动纳入数字技术驱动的金融新变量,弥补新技术带来的信息缺口,更精准地捕捉数字化时代的货币流通规律与金融风险传导机制。

传统货币与金融统计是对历史金融变量的回溯性计量与汇总,本质是对已发生金融活动的事后描述,只能为政策制定者提供静态的数据基准,无法精准实时反映市场状况,对瞬息万变的金融市场作用有限。金融科技的深度渗透催生了高频、多维、实时化的数据生成机制,推动统计目的向前瞻性风险预判调整,即从“事后反映”向“主动预测”转变。大数据与机器学习技术的引入,使统计模型能够突破时间序列分析的滞后性约束,构建动态风险传染路径的预测框架,为宏观审慎政策的干预提供量化依据。就风险规避而言,传统统计旨在监测信用风险、市场风险等传统风险,其目标已无法覆盖数字化时代技术与金融耦合产生的新型风险。数字金融能显著促进系统性金融风险的发生且具有正向空间溢出效应^[23],对一国或地区的金融稳定会产生较大影响且传导极快,这些风险的触发与演化均与新技术应用深度关联。同时,由于新技术应用产生了一大批新业态、新模式,其很大程度上未处于统计的监测范围内,因为统计制度在设定之初可能没有考虑到诸多新型金融活动的出现,这种“游离”状态会导致传统统计指标的失真,使政策制定的参考数据不准确^[24],还会掩盖潜在的系统性金融风险。

(二)统计主体:改造传统与机构创新

2025年国民账户体系(SNA2025)将金融机构分为九大类别,分别是中央银行、除中央银行以外的存款吸收公司、货币市场基金、非货币市场投资基金、除保险公司和养老金外的其他金融中介机构、金融辅助机构、专属金融机构和贷款人、保险公司、养老金^[25]。

在中国,《金融机构编码规范》将金融机构分为货币当局、监管当局、银行业存款类金融机构、银行业非存款类金融机构、证券业金融机构、保险业金融机构、交易及结算类金融机构、金融控股公司、其他九大类别,并明确了32类具体金融机构,虽然与国际标准有些许差异,但在核心分类上高度重合。这些机构共同构成了现代金融体系的基础,承担着资金融通、风险管理、支付清算和资源配置等关键职能。随着数字技术以前所未有的深度和广度重塑金融业态,区块链、大数据、人工智能等新技术不仅优化了传统金融服务的效率 and 体验,也催生了许多全新的机构形态,这些新兴机构单位,通常以新兴科技为底层技术,构建一个全新的平台,挑战并补充着传统金融体系。而传统金融机构单位也在新技术的浪潮下选择拥抱时代,做出了许多改变,不断进行数字化改造。

1. 基于传统金融机构单位的改造

面对金融科技的冲击,传统金融机构单位积极拥抱数字技术,以传统持牌金融机构为主体,通过内部创新和外部合作等方式,对自身业务模式、组织架构等进行全方位的改造,但其并未脱离原有法律和监管框架,而是传统机构的“技术升级版本”,这种改造是渐进式的,主要利用新技术提升企业业务的效率和服务体验,提高自身的市场竞争力,同时探索潜在的增长点。各大传统银行分别推出手机银行App,2024年银行业金融机构离柜交易总额超2600万亿元,手机银行交易总额达365万亿元^[26],意味着很多业务都能够通过手机银行等线上渠道完成。为了支撑数字化转型,银行在组织架构上也进行了调整,纷纷设立数字运营部、金融科技委员会等组织。在证券领域,各种数字化转型更是层出不穷,但大体上与银行类似。大型银行和证券公司作为传统金融的代表,是该领域数字化转型的中坚力量,为整个行业提供了转型参考,各传统金融机构都逐渐进驻数字领域。

2. 基于数字技术产生的全新金融机构单位

与基于传统金融机构的改造不同,由新技术直接催生出的机构单位,其诞生本身即技术创新的结果。得益于新时代,它们通常没有历史的包袱,能够以全新的视角和架构来设计金融产品和服务,这一类机构单位可细分为五类。第一类是数字支付机构。该类机构专注于高效的电子支付,以微信、支付宝为代表的数字支付服务,通过扫码、刷脸等即可完成支付,覆盖了医疗、零售等几乎全部场景。第二类是整合型金融机构。

它是通过搭建数字化平台,整合金融服务供需双方资源,为用户提供多元化金融产品与服务的机构。其核心特征是依托技术手段打破传统金融的信息壁垒,实现资金、资产、服务的高效匹配,具有开放性、综合性、场景化等特点^[25]。第三类是去中心化金融(DeFi)。其基于区块链的透明化金融协议,无需中介即可提供借贷、交易等服务,它的主要目的不是为了获得资金提供便利,而是允许用户以收费或佣金的方式出借和买卖加密资产,部分 DeFi 可能还会提供托管服务,收费持有客户的加密资产。第四类是金融数字平台。它们提供配对服务,促进资金提供者和资金使用者之间的金融交易,既不承担对资金提供者的负债,也不拥有由资金使用者的负债所产生的金融资产的所有权,利润来源则是收取服务费或佣金,主要包括四种类型:P2P 及其他在线借贷平台、股权众筹平台、慈善众筹平台、奖励众筹平台。第五类是技术服务机构。其专注于技术领域,帮助传统金融机构实现数字化转型,也为新兴金融机构提供数字技术支持。

3. 新兴金融机构单位与传统金融机构单位的比较

第一,业务模式不同。传统金融机构以线下物理网点为核心,加以线上 App 辅助,“两条腿走路”运营成本高昂;业务流程操作多依赖人工操作和标准化产品,效率低下,且有固定的营业时间,不在营业时间内无法办理业务,对用户并不方便。新型金融机构几乎全是线上操作,线下网点极少甚至没有设立,成本大大降低;线上业务流程对人工依赖度较低,7×24 小时不间断运营,极大提升了服务的便捷性和可及性。

第二,用户定位不同。传统金融机构基于成本和风险控制的考虑,其服务对象往往偏向大型企业、高净值用户以及信用良好的个人。对于广大的小微企业、个体工商户、缺乏信用记录的年轻人和低收入群体,传统银行往往因为其风险高、成本高、收益低而“不敢贷、不愿贷”,这导致金融服务的“最后一公里”问题长期存在,金融普惠性难以实现。新型金融机构的出现正改变着这一局面:金融科技企业利用其在电商、社交等场景中积累的海量替代数据,结合先进的大数据风控模型,能够对缺乏传统信用记录的用户进行精准的信用评估,使它们能够为传统银行无法覆盖的长尾客户提供小额、便捷的信贷服务^[27]。

第三,风险层面不同。传统金融机构主要面临信用风险、市场风险及操作风险,依赖抵押担保和巴塞尔协议框架,出现风险时,常通过金融机构网络传导,央

行可通过存款保险和再贷款机制干预,风险隔离性较强,并且传统风险集中于机构与大型投资者,社会影响相对可控。新兴金融机构更突出数据泄露、网络攻击等技术类风险,大型科技公司由于其庞大的体量和在金融系统中的关键节点作用,一旦其支付系统、信贷平台或理财业务出现问题,可能借由互联网生态迅速传导至整个金融体系,影响范围更大,影响程度更深,修复成本也更高。

第四,产品类型不同。传统金融机构产品类型较少,并且由于其组织架构层级繁多、决策流程冗长、风险偏好保守,以及受到严格的监管约束,其产品创新速度通常较慢,创新方向也多局限于对现有产品的改良和优化,难以快速响应市场变化和用户的新兴需求。相比之下,新型金融机构以其简洁的组织架构、技术驱动的文化以及以用户为中心的理念,在产品创新上展现出“快”“准”“狠”的特点。“小步快跑、快速迭代”的互联网产品开发模式,使它们能够迅速推出最小可行产品(MVP),并根据用户反馈进行持续优化。

(三)统计客体:范围拓展与新工具创建

互联网技术的普及大大增加了网民数量,各金融机构也将大部分业务转移至线上,许多传统金融产品都有电子化形式,用户使用电子设备即可进行购买或者交易,如线上购买保险、证券等,但其本质仍属于传统金融类别。数字技术对金融客体的改造是本质的,数字技术的深度渗透推动原有统计客体内涵与范围调整,也催生许多新型金融资产,如加密资产。统计客体的变革拓展了货币与金融统计的覆盖范围,对统计客体的分类、计量与监测提出了新要求,是数字经济时代金融统计体系适配金融业态变革的关键环节。

1. 官方加密资产

官方加密资产以央行数字货币(CBDC)为代表,它是由中央银行发行的数字形式的法定货币,具有与现金同等的法偿性,其核心目标是提升支付效率、强化货币政策传导,并应对私人加密货币的冲击。当前,世界各国央行正在积极探索和研发 CBDC,其中中国的数字人民币处于全球领先地位,数字人民币试点范围不断扩大,参与主体与应用场景持续深化,在国内零售支付领域积累了丰富经验并保持重要地位。

数字人民币和移动支付的快速发展,对传统现金产生重大影响,也影响居民和机构单位对不同层次货币的需求,在 2025 年 1 月货币统计口径调整前,甚至出现部分 M1“消失”的现象。究其原因,主要在于支付方

式的革新,使中央银行按照原有货币层次结构统计的数据与现实状况发生了较大偏差^[28]。央行在2024年12月发布公告称对M1进行调整,调整后的M1在原基础上,增加个人活期存款和非银行支付机构客户备付金,因为在数字技术加持下,二者都可以直接进行支付或交易,具有较强的流动性。数字人民币的发展也极大影响货币统计口径的变化。货币层次中M0流动性最强,原有定义中M0为“流通中现金”,而在《中国数字人民币的研发进展白皮书》中,数字人民币被纳入M0,央行对M0的定义也变为“流通中货币”。因此,自2022年12月起,央行公布的M0数据中包含流通中数字人民币。这项调整并不是修改M0的经济学定义,而是强调数字人民币和实物人民币具有同等地位,都是货币的组成部分,其目的是通过调整统计口径来确保统计指标能够真实反映货币流通情况。

2. 私人加密资产

私人加密资产分为两类:非同质化代币(NFT)和同质化代币(FT),它们都是建立在区块链之上的。

非同质化代币代表对某种独特物品的所有权,其核心特征在于不可替代性、唯一性和不可篡改性,每一枚NFT都具有独特的标识和特点,都是独特的个体,不能与其他NFT直接进行等值交换。NFT服务于虚拟世界资产的交易、确权,涵盖艺术品、门票和知识产品等领域,特别是在去中心化金融和艺术藏品中展现出强劲的发展潜力,已经具有显著的金融化特征。虽然NFT与现实资产相绑定,但其价格形成机制十分复杂^[29],并不一定与其绑定的资产价值同时变化。

同质化代币包括价值波动较大的非稳定币以及价值波动较小的稳定币。非稳定币以比特币为代表,其价格取决于人们的预期,难以成为长久作为一般等价物的货币。稳定币作为一种锚定特定资产的加密货币,其价值依赖于发行机制设计,通过法币、加密资产、算法三种方式来保持稳定。法币抵押型稳定币(USDT、USDT等)的发行机制为“1:1储备金抵押”,即每发行1单位稳定币,发行方需对应持有1单位法币作为储备,法币与稳定币之间固定的兑换比率以及稳定币近乎无限的供应量使其价值不会发生明显波动。加密资产抵押型稳定币以比特币、以太坊等加密资产为抵押,抵押率通常高于100%,通过智能合约创建“抵押债仓(CDP)”并铸造稳定币。算法稳定币没有抵押物,依赖算法调节供需以维持价格稳定,但由于缺乏实体储备支撑,此类负债的兑付能力高度依赖市场信心,风

险远高于法币抵押型稳定币。

将FT运用于传统金融中,则有了数字证券,它是以区块链技术为底层支撑,将股权、债权、不动产权益、知识产权等传统证券化标的,通过数字化映射而形成的新型证券形态。数字证券通常以代币形式表示,其核心法律属性仍遵循证券制度的本质,即代表持有人对特定资产的财产权利或收益请求权,且需纳入各国证券监管框架以确保发行、交易、清算等环节的合规性。数字证券主要有以下核心特征:一是数字化与可编程性。数字证券通过智能合约实现,合约条款可被编码并自动执行,大幅提升了操作的自动化水平和精确度。二是透明性与不可篡改性。所有交易记录均存储在区块链上,公开可查且难以篡改,增强了市场的信任度和可审计性。三是部分所有权。区块链技术允许将高价值资产进行更小粒度的分割。四是高流动性。基于分布式账本技术的数字化证券市场能实现所有权全天候交易、迅速清算以及无国界交易。

(四)统计方法:动态智能和融合发展

在数字化快速发展的今天,金融业正经历着重大变革,货币与金融统计作为金融监管、风险管理与宏观政策制定的核心基础,其方法体系的适应性变革尤为关键。传统货币与金融统计以结构化数据为核心,依赖人工采集、批量处理与事后分析,难以满足数字金融时代对数据时效性、覆盖面与分析深度的需求。数字技术通过重构数据流转全链条,推动货币与金融统计从“静态滞后型”向“动态智能型”转变,其影响主要体现在数据收集、处理、分析的技术层面。

1. 数据收集新方法

第一,数据来源更加立体。传统金融统计数据主要来源于两类结构化主体:一是金融机构的定期报告,二是政府部门的专项调查。数据覆盖范围局限于金融体系内部,且以数值型结构化数据为主。数字技术打破了“数据孤岛”,将数据来源拓展至多维度场景,扩大了数据收集的范围,形成“结构化+非结构化”的数据融合体系。除了原有统计数据,还包括企业经济数据、跨境数据、非结构化数据,不仅将金融统计的覆盖边界从金融机构延伸至微观主体,还补充了传统统计缺失的“软信息”,使统计更贴近金融活动的真实面貌。

第二,数据采集频率更高。传统货币与金融统计以定期批量为采集原则,如季度GDP核算中的金融相关数据、年度金融稳定报告中的风险数据等,普遍存在较长的滞后性,难以应对数字金融时代“高频波动”的

风险特征。数字技术通过实时数据传输与处理技术,实现了金融数据的“秒级采集”。一方面,在线交易平台通过实时行情接口,将每笔交易的价格、成交量、交易主体等数据实时传输至统计系统,支持高频金融统计;另一方面,监管机构通过实时接入金融机构的核心系统,实现风险数据的动态采集。

第三,数据采集自动化。传统金融统计依赖人工录入、审核与汇总,不仅效率低下,更易因人为误差影响统计质量。数字技术通过API接口等自动化工具,实现数据“从源头到统计系统”的直接流转,减少了中间环节的人工干预。一方面,API接口技术的标准化应用,将核心系统数据直接推送至统计平台,实现报表数据的自动生成与报送;另一方面,自动化采集支持按需采集,即统计系统可根据分析需求实时调取特定数据,替代传统“全量定期采集”的冗余模式,提升数据采集的精准性。

2. 数据处理新方法

第一,大数据破解海量数据处理瓶颈。大数据分析技术重塑金融统计的数据基础,分布式计算框架以“分而治之”逻辑将海量数据拆解到多台服务器并行处理,大幅提升统计效率,能够处理PB级别的数据,同时支持实时流处理;非结构化数据处理技术能将舆情文本、客户行为数据等非结构化信息转化为可统计的结构化特征。这些技术支撑让大数据分析在风险评估模型精准化、市场舆情量化统计场景发挥作用,推动金融统计从“描述性统计”升级为“预测性与诊断性统计”。

第二,数据可视化处理。依赖于数字技术,数据可视化处理将抽象的统计指标转化为直观图形,折线图、K线图等通过展示股票价格、指数、汇率等金融产品的历史走势和未来预测,帮助投资者把握市场动态,例如通过仪表盘实时监控风险指标,及时识别潜在风险。在数据可视化过程中,异常值、错误和不一致性更易被识别,这有助于数据清洗和验证,保证结果的准确性。

第三,AI赋能数据统计。数据审核校验环节,传统人工抽样漏检率高,机器学习通过规则类校验和离群值校验实现全量数据实时校验,降低数据错误率并降低人工成本;AI通过实时流处理与分类算法实时监测风险,借助时序模型进行风险趋势预测,利用深度学习优化信用风险评估,并将统计结果直接转化为相关决策。

(五)统计总量指标:丰富细化和强时效性

数字化发展为货币与金融统计提供了技术上的支

持,在数据获取上变得更为便捷。正因为有技术上的支持,再加上金融领域出现的新业态、新情况,为了更加准确、全面地反映金融行业的发展,提前预警可能出现的金融风险,金融统计总量指标不得不发生相应的变化。

第一,指标丰富度扩展。数字化时代出现的新型金融主体、金融产品、金融工具等新业态,仅依靠传统统计指标无法准确反映新型金融机构的发展情况,由此而产生了一系列新型统计指标。例如,因为加密资产的兴起,欧盟《加密资产市场监管法案》(MiCA)将加密资产分为加密货币、稳定币等类别,其中稳定币的流通规模、交易频次等已成为需要单独统计的新型总量指标;去中心化金融新业态的出现,产生了流动性挖矿规模、算法交易成交量等新型总量指标,这些指标在传统统计体系中未被纳入。

第二,指标颗粒度细化。除了新出现了一批指标,传统指标也在发生变化。单个总量指标的维度更多、更细,统计体系精细化程度显著提升。以信贷规模为例,传统统计通常按期限、机构类型进行简单分类,在数字化支持下,该指标可进一步细分为行业分布、风险等级、数字化渠道占比等多个维度,这使信贷总量指标不仅反映规模,还能揭示潜在的信用风险分布。

第三,指标时效性加强。传统货币与金融统计依赖金融机构定期报送的报表数据,采用逐级汇总的方式生成总量指标,这种模式存在显著的时间滞后性,难以满足宏观调控对即时信息的需求。而以大数据、云计算和区块链为核心的数字技术,构建了自动化、智能化的数据采集新体系,通过标准化的数据接口实现交易数据的实时抓取与报送,使货币供应量、信贷总额等核心总量指标的更新频率,从月度、季度提升至按日甚至实时更新^[30]。分布式账本技术的普及,进一步强化了数据采集的实时性与准确性。中国数字人民币(e-CNY)的试点实践显示,基于智能合约的交易机制使央行能够直接获取全量交易数据,这些数据通过加密传输与实时校验,为M0等货币统计指标提供了近乎无滞后的数据源。

四、数字技术对货币与金融统计的挑战

(一)部分加密资产价值难以准确估量

一方面,加密资产的价值形成逻辑与传统金融有本质差异,其缺乏实体资产支撑,价值高度依赖市场共识和投机情绪,波动幅度较大,单一机构的大额持仓变动或者监管政策的调整都可能引发价格剧烈波动。现

有的公允价值计量体系难以对其适配,因为该系统依赖活跃的市场报价或可观察输入值,加密资产交易虽然活跃,但报价的真实性存疑。若使用估值方法进行估量,而监管机构并没有形成统一的估值框架,不同机构的估值方法差异较大,结果的主观性较强,破坏了统计数据的客观性和一致性。另一方面,加密资产价格波动不仅受本身市场情绪影响,还与股票市场等传统金融市场之间存在着较强的联动效应,一方的价格波动会影响另一方,当金融市场出现风险事件时,资金会在不同资产类别之间快速转移,导致加密资产时点价值的振荡幅度更加剧烈。例如,2020年3月12日的“黑色星期四”,新冠疫情的全球暴发引发金融恐慌,比特币在24小时之内从7913美元跌至4970美元,跌幅超37%。某一时点的大涨大跌对统计工作产生了严重的阻碍,在这种情况下,统计数据的结果失去了代表性和稳定性,无法反映加密资产市场的真实价值水平,进而影响基于数据的风险评估和政策制定。

(二)去中心化技术导致部分信息缺失

由数字化发展产生的部分新型金融产品的信息,可能面临难以获取的困境。区块链技术提供了前所未有的透明度,其地址的匿名性保护了用户的隐私,加密货币正是以区块链技术为基础而发行的,底层技术架构使官方难以统计加密货币持有者信息。只有当用户选择在中心化钱包中开户并完成实名认证且将钱包地址与交易所账户绑定时,平台才能掌握用户的身份和其他交易信息。但大多数散户通常更倾向于选择去中心化钱包来持有加密资产,精确统计全球散户的加密货币持有量几乎不可能,通常只能通过分析地址余额的分布并结合交易所报告的用户基数等数据粗略估算。这些估计的数字结果误差很大,因为可能出现“一个地址对应多个用户”或者“一个用户拥有多个地址”的情况。同时,由于无法获得持有者信息,官方在统计区域性数据时更显无力。若要统计某一地区加密资产的持有量,需先确定该区域内的用户地址。然而,区块链地址往往不包含地理位置信息,仅可通过IP地址追踪用户所在区域,而用户又可通过VPN隐藏真实IP,或在海外交易所开户并持有资产,导致区域性数据严重失真。统计数据的缺失和失真,导致在制定宏观经济政策时缺乏准确的数据支撑。并且,去中心化会引发监管难题^[31],在完全去中心化的系统中,系统维护依赖分散在全球的“矿工”或节点,用户自主参与交易且无需中介机构。当系统发生风险造成损失时,监管机

构往往无法找到明确的责任承担方,开发者分散在全球各地,“矿工”仅负责网络维护,无风险兜底义务,追责任何一方都面临法律和技术上的难题。

(三)统计数据隐私保护引发数据收集难题

数字技术的发展,使政府和监管机构收集到更全面、细致的数据变得更为可能。从有利的层面看,全面、细致的数据可以更好地反映金融发展状况,为金融政策提供更加坚实的底层支撑,让政策更具有有效性和针对性。但从不利的层面看,过于细致的数据可能涉及侵犯用户的隐私权。用户金融数据不仅包括交易金额、账户余额等基础信息,还可能涉及敏感信息,医疗缴费记录可间接推断用户健康状况,房贷还款记录能反映用户资产规模,若这些数据因系统漏洞泄露或者被滥用,可能导致用户遭遇精准诈骗、身份暴露等问题,损害其合法权益。很多国家均为了用户隐私而立法,数据隐私保护法规和货币与金融统计之间存在着一定的冲突,这种冲突源于“数据最小化”与“统计全面性”之间的矛盾。以《通用数据保护条例》(GDPR)为代表的隐私法规为例,其要求数据采集需以“实现特定目的”为限,且需获得用户明示同意,而货币与金融统计为保障数据完整性,需获取用户金融行为的多维度数据(交易对手方信息、资金流向、负债情况等),用户担心隐私泄露可能不愿提供,若强行采集又涉及法律问题,陷入“合规困境”,二者在数据收集范围上形成一股张力。此外,不同国家关于隐私保护法规的差异更加剧了这种冲突,跨国金融机构在向母国报送统计数据时,可能面临“符合所在国的隐私保护法规”与“满足母国统计全面性要求”的双重压力,若处理不当,二者皆失。因此,在隐私保护与数据收集之间要把握好一个合适的“度”,做到“既要数据又要隐私”,这是货币与金融领域健康发展的关键问题。

(四)新型金融机构和产品对统计范围形成挑战

数字化发展催生了一系列新型金融机构和金融产品,这些机构改变了传统金融服务的提供方式,为大众带来生活和投资便利,如互联网理财产品打破传统理财的门槛限制^[32]、金融科技公司通过大数据自动审批小额贷款,但也会引发新的问题,对现有的金融分类体系产生严峻挑战。传统金融分类方法主要建立在机构监管和功能监管的基础上,按照存、贷、汇、投等基本功能对金融机构和产品分类。然而数字化金融的融合性和创新性使这类分类方法难以适配,部分新型金融机构往往横跨多个业务领域,难以归入单一类别,新型金

融产品也兼具多种属性,传统分类标准无法对其进行准确定位。这种模糊会导致统计数据的“不可比”与“不一致”。一方面,同类机构或产品因分类差异被归入不同统计口径,数据汇总缺乏统一基础,从而出现重复计算或遗漏等问题,无法反映真实市场规模;另一方面,同一机构或产品的分类因业务调整发生变化,破坏了历史数据的比较逻辑,影响金融指标的准确性和有效性。基于不准确的数据,金融监管机构难以精准判断市场供需状况,制定的监管政策可能过于宽松或严苛,货币政策制定者也无法准确评估政策对市场的影响,若低估或高估社会融资规模,可能导致货币政策效果大打折扣,无法有效支持实体经济。

(五)微观行为数据引发总量合成难题

货币与金融统计中传统数据以价值量指标为核心,它们以货币单位计量,数据表达的统计意义非常清晰,也易于量化和汇总。数字技术为获取大量高频、细颗粒度的微观数据提供了支撑。例如逐笔交易明细、金融App交互轨迹,甚至于用户的搜索记录和社交言论,这些数据通常都是零散的,只能反映局部情况,其统计维度与传统价值量指标存在本质差异,多为非结构化和半结构化数据,无法用货币单位直接计量,难以融入传统统计体系。对于决策者而言,其更需要一个能够反映宏观金融整体情况的“温度计”,即综合性总量指标,这类指标有助于评估风险,制定宏观审慎政策,从微观数据向总量指标转化需要解决以下关键问题:一是数据之间结构不同,不同来源的微观数据在格式、频率和颗粒度上存在显著差异,尤其是对非结构化数据的处理,大数据、机器学习技术确实能够对这类数据进行分析,但仍会面临一定技术和实践上的困难,影响后续综合指标的合成。二是聚合的标准,即如何界定不同行为数据的统计意义,例如,“日均交易3次”与“日均交易10次”是否应赋予以及如何赋予不同的权重来反映金融活动强度,简单的加总难以准确捕捉不同市场和机构之间的联动和传染效应,而这与系统性金融风险紧密相关。

(六)监管标准不一使国际比较困难

各个国家的法律传统、经济发展水平和风险承受能力存在显著差异,其对新型金融业态也持不同的观点和态度,导致国际货币与金融统计口径的差异,从而破坏统计数据的可比性。一方面,一部分国家采取较为宽松的政策,例如美国于2025年通过的《GENIUS法案》为与美元挂钩的稳定币建立了一套联邦监管框架,

将稳定币纳入联邦金融统计体系;还有一部分国家采取较为审慎的政策,例如中国明确将虚拟货币相关业务活动定性为非法金融活动。可见,新型金融是否被纳入国家货币与金融统计体系之内存在着差异,国际数据缺乏可比基础。另一方面,同一加密资产可能面临不同的归类。欧盟将加密资产分为电子货币代币、资产参考代币、实用代币,分别适用不同统计标准;美国则根据产品特征对加密资产进行归类,若符合“豪威测试”标准则归为证券资产;若具有大宗商品属性,用以交易则归为商品资产;若1:1锚定法币,用以支付和清算则归为支付型稳定币;不符合上述分类或具有多重属性则归为其他资产。国家之间对加密资产不仅在分类上存在差异,在判断其应归入某一类别的方法上也存在差异,最终导致统计口径的差异。国际监管标准的差异,不仅导致难以对全球新型金融活动进行精准统一的核算,也削弱了基于国际数据的宏观审慎监管协作,加密资产风险通过跨境资金传导至其他国家时,由于统计数据不互通、口径不一致,各国监管机构无法及时协同应对,增加了全球金融体系的脆弱性。

(七)业务模式跨界融合导致收入分割困难

金融机构与科技公司之间的边界日益模糊,业务模式呈现出深度跨界融合的特征。在过去,金融机构依靠利息差和手续费获取收入,科技公司依靠技术服务、软件许可等获取收入,二者收入来源完全独立。然而在数字化浪潮的今天,两种收入模式已经深度交织,嵌入式金融使科技平台能够无缝集成信贷、保险、支付等金融服务。例如,电商平台提供分期付款、消费信贷等,虽然其金融服务由其他持牌金融公司经营,但该平台提供了流量和技术支持,同时使用金融服务的用户可能在电商平台上购买商品,这些服务产生的收入既包含商品交易的价值,也包含金融服务的价值,难以清晰割离。从统计监管角度看,金融机构与科技公司的边界模糊以及金融收入与技术收入难以分割为“统计套利”提供了空间,部分机构通过调整业务类别,将金融业务伪装成科技业务。例如将信贷利息收入计入“技术服务费”、将金融资产打包成技术服务合同,以此规避金融监管要求,导致统计数据无法真实反映金融机构规模和风险程度,从而影响货币政策和监管政策的落地效果,增加了宏观调控的难度。

五、应对数字技术冲击的若干思考

数字技术已深度融入金融各个领域,新机构、新产品层出不穷,部分内容游离于金融体系边缘,统计变革

的速度跟不上金融创新的速度,存在部分信息缺口^[33],导致金融风险发生率上升。正确应对这些冲击,对货币统计与金融统计体系而言是重中之重。

(一)将市场报价与机构估值相结合

系统性改进公允价值计量,充分利用链上数据分析工具的技术优势,引入真实交易量、活跃地址数、客观链上数据作为加密资产市场报价的核心修正因子,从源头减少虚假报价对统计结果的干扰。针对加密资产价值在极端市场环境下的剧烈波动问题,摒弃传统单点估值的局限性,采用区间估值法进行计量优化,如以最近72小时的市场交易量为权重计算加权平均报价,并叠加风险溢价调整系数,既反映市场真实交易水平,又兼顾波动风险对价值的影响,提升统计数据的代表性与稳定性。同时,监管机构应牵头推进估值框架的统一性建设,制定详尽的加密资产价值估量指引,明确不同类型加密资产的估值侧重方向,通过分类施策避免不同机构因主观估值方法差异导致的数据失真。将经过链上数据校准的市场报价与标准化的机构估值模型相结合,构建“多维锚定+动态调整”的综合价值估值体系,极大程度提升加密资产价值数据的准确性与有效性,为宏观金融决策提供可靠数据支撑。

(二)推动部署“以链治链”的穿透式监管模式,对抗去中心化技术下的匿名化挑战

充分利用已趋成熟的链上追踪技术,结合各国本土化监管需求,将链上数据采集与分析纳入统计工作的标准化配置^[34],形成常态化统计机制。整合交易所区域注册量、IP轨迹数据、本地支付渠道关联记录等多源信息,构建区域性加密资产持有量估算模型,精准刻画区域分布数据。针对跨境持有的统计难题,积极推动跨境交易所签署数据共享协议,明确资产归属地的统计标准,打通跨境数据统计壁垒。同时,运用AI技术构建地址关联图谱分析系统,精准识别“一个地址对应多个用户”或“一个用户拥有多个地址”的复杂情况,有效修正持有量统计误差。此外,以法律形式明确境内受监管的去中心化主体的技术合规义务,要求其在底层架构中嵌入特定监管协议与合规接口,使监管机构在不侵犯合法隐私的前提下穿透匿名性特征开展监管,在发生金融风险时实现持有人信息的合法溯源,为统计数据的完整性与风险追溯提供技术与法律保障。

(三)完善相关法律法规,让统计部门更加有法可依 无论是部分新型金融机构、创新型金融工具与产

品未被纳入统计框架,还是细致全面的统计数据收集与用户隐私保护存在冲突,亦或是科技公司与金融机构边界模糊、业务交叉导致的统计难题,从源头上解决均需以法律法规的完善为基础。应完善《中华人民共和国统计法》《中华人民共和国中国人民银行法》《中华人民共和国商业银行法》等基础性法律法规,在其中新增针对数字金融新业态的统计条款,明确赋予金融统计部门对加密资产、去中心化金融、嵌入式金融等新业态的相关权利,让统计部门在实际工作中做到有法可依、有制可循。同时,需进一步明确去中心化金融等新业态的法律属性与分类标准,细化各类市场主体的数据报送义务,避免因法律定性模糊导致统计工作无法落地。严格划分数据收集与隐私侵犯的法律界限,明确统计工作中可收集的信息范围,对因宏观统计需要必须收集的用户敏感信息,官方部门需建立分级保密管理制度,采用加密存储、使用追溯等技术手段确保数据安全,并建立隐私泄露追责机制,严厉惩处违规泄露行为,从制度层面消除用户因隐私问题而不愿提供信息的疑虑,提升数据收集的配合度。

(四)推动监管方式转向以业务实质为核心的“功能监管”

坚持“实质重于形式”的监管核心原则,转向以业务实质为核心的“功能监管”模式。无论提供金融服务的主体是传统银行、持牌金融机构还是科技平台,只要其从事信贷、支付、保险、投资等核心金融业务,均需纳入统一的金融统计范畴,严格遵守相同的风险管理标准、数据报送要求与消费者保护规定,从根本上堵塞监管套利空间,确保统计数据的全面性与横向可比性。考虑到数字金融产品迭代速度快、创新形式多的特点,可由央行或金融监管部门牵头,建立新型金融业态动态梳理机制,每季度对市场上出现的新机构、新产品进行排查分类,制定明确的归类标准并根据行业发展情况动态更新,及时发布统一的统计口径指南,避免同类机构或产品因分类差异导致重复计算或遗漏统计的问题。同时,充分利用大数据技术构建新型金融业务智能监测平台,自动抓取机构的业务范围、App上架服务、收入构成等数据,运用机器学习等算法解析业务合同条款与运营模式,精准识别核心业务属性,减少人为判断带来的分类误差,提升统计分类的科学性与效率。

(五)明确嵌入式金融、金融科技跨界业务的收入 分割规则

针对嵌入式金融、金融科技跨界业务中金融收入

与科技收入边界模糊的问题,建立标准化的收入分割规则体系,按照“成本贡献法”(金融服务与科技服务的成本占比)或“流量贡献法”(用户来源中金融需求与非金融需求的占比)分割收入。难以精准分割的收入部分,由监管部门明确统一的暂估比例标准,要求机构按该比例报送暂估数据,同时接受监管机构的后续核查,监管部门可根据机构实际业务开展情况进行最终调整。在监管强化层面,一方面构建全流程统计监测机制,利用区块链的可追溯性与大数据的穿透性追踪资金流向,对将金融资产打包为技术服务合同、将信贷利息收入计入技术服务费等违规套利行为,通过合同条款解析、资金用途追踪、业务实质核查等方式精准识别,严厉查处统计造假行为;另一方面,建立金融监管部门与科技监管部门的常态化联动机制,联合开展跨界机构财务报表审核、收入构成核查,同时要求跨界机构在财务报告中单独披露金融业务相关数据,便于统计部门精准核算其金融业务规模与风险水平。

(六)强化人才培养,加快数字化转型

在数字化浪潮的冲击下,货币与金融统计部门必须主动拥抱时代变革,加快数字化转型步伐,才能适应数字经济时代的统计工作需求。数字化转型的核心方向是从传统、滞后的数据汇总者,向实时、智能的金融运行监测者演进,而转型成功的关键在于人才队伍建设。统计部门需构建“金融统计+数字技术”的复合型人才培养体系,利用数字技术来提高货币与金融统计部门内员工的业务能力,不仅要求员工具备金融与统计能力,还要求其学习数据科学、机器学习等新时代技能。为推动人才能力提升,企业部门要支持员工学习,为其提供培训和发展的机会,内部可以定期开展专题培训会,外部加强与高校和科研机构的深度合作,建立人才实习与输送渠道,同时邀请行业专家开展讲座,促进人才交流和知识共享。强化金融统计数字技术赋能,用好新技术平台,整合资源,支撑统计工作。

(七)加强基础设施建设,提升数据处理能力

金融基础设施是金融市场安全、稳定、高效运行的基石,也是货币与金融统计工作高质量开展的重要支撑。金融机构需加大数字技术基础设施投入,完善大数据、云计算、人工智能等技术的应用支撑体系,为统计数据的采集、传输、存储提供坚实的技术保障。货币与金融统计部门更要顺应时代趋势,对旧有统计系统进行改造升级,重点提升系统的非结构化数据处理能力、实时计算能力与智能分析能力,使其能够与数字经

济时代的统计需求相匹配,实现从数据收集、清洗、分析到应用的全链条智能化换代。同时,牵头建立跨部门金融统计数据共享平台,统一不同部门、不同机构的数据标准格式,实现统计数据的跨部门互通共享。通过建立数据唯一标识体系与跨部门数据校验机制,利用大数据技术对各部门报送的数据进行交叉核对,有效减少重复统计、遗漏统计等失误,提升统计数据的一致性与准确性,同时显著提升系统运行效率,为宏观政策制定提供及时、可靠的数据支撑。

应对数字技术的冲击,不仅关系到金融业综合统计和监管统计的体系调整,更关乎国家宏观政策决策与金融安全稳定发展的深刻变革。在数字经济全球竞争新形势下,全面、智能、能够快速反应的货币与金融统计体系,是制定货币政策、维护金融稳定、牢牢守住不发生系统性金融风险的底线基石。通过完善法律法规、培养复合型人才和建设基础设施,构建面向新时代的统计与监管能力,不仅是对当前挑战的积极应对,还是主动引领金融业高质量发展、在全球新一轮金融领域变革的趋势中抢占先机的必然要求。◆

参考文献:

- [1]王达,项卫星.静悄悄的金融统计体系革命:意义、进展及中国的参与[J].国际经济评论,2015(4):121-133+7.
- [2]阮健弘.完善金融业综合统计体系[J].中国金融,2017(2):85-87.
- [3]朱启贵.筑牢金融强国的统计基础[J].人民论坛·学术前沿,2025(17):82-93.
- [4]闫先东.以金融“五篇大文章”统计助力高质量发展[J].中国金融,2025(11):19-21.
- [5]陈梦根,张唯婧.货币与金融统计国际标准的发展、修订及影响[J].国际经济评论,2015(5):100-110+6.
- [6]陈梦根.中国货币与金融统计发展:历程、现状及展望[J].国际经济评论,2020(4):154-176+8.
- [7]丁少玲,聂富强,郭元绍.国际货币与金融体系的最新修订及借鉴[J].统计与决策,2020,36(8):132-136.
- [8]陈梦根,陈曦,葛建军.数字经济对货币供应量统计的挑战及改进思路[J].统计研究,2025,42(12):31-46.
- [9]彭刚,朱莉.加密资产究竟该如何统计[J].中国统计,2023(2):73-76.
- [10]郭海,杨主恩.从数字技术到数字创业:内涵、特征与内在联系[J].外国经济与管理,2021,43(9):3-23.
- [11]中国人民银行支付清算司.2024年支付体系运行总体情况.[R/OL].(2025-02-14)[2025-12-27].<https://www.pbc.gov.cn/zhifujiesuansi/128525/128545/128643/5589365/2025021417373037368.pdf>.

- [12]尹志超,吴雨,甘犁.金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择[J].经济研究,2015,50(3):87-99.
- [13]骆文月,高瑜,寇海洁.移动支付、感知风险与中国家庭金融市场参与[J].南开经济研究,2024(6):148-166.
- [14]许光耀.大数据杀熟行为的反垄断法调整方法[J].政治与法律,2024(4):17-29.
- [15]何勇,焦丽,杨艺,等.AI大模型赋能金融市场量化投资?基于另类数据与传统金融数据的研究[J].计量经济学报,2024,4(3):761-783.
- [16]陈鹤丹,聂挺进,罗戈,等.人工智能在资管行业的应用:基于基本面投资研究[J].新金融,2024(2):39-45.
- [17]魏瑾瑞,黄宇航,徐晓晴.“情绪价值”至上?:智能客服在服务失败情境下的补救策略及其有效性研究[J/OL].南开管理评论,1-29.[2026-01-01].<https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20250704.0841.002>.
- [18]余楷文,申宇,赵绍阳.大数据对银行信贷行为的影响:来自数字社会信用平台的证据[J].经济研究,2024,59(3):147-165.
- [19]Huang Y, Zhang L M, Li Z, et al. Fintech Credit Risk Assessment for SMEs: Evidence from China [J]. IMF Working Papers, 2020, 20(193): 42.
- [20]郑丽雅,禹久泓.通用人工智能驱动下的企业投资经营分析[J].浙江学刊,2025(5):217-225.
- [21]朱兴雄,何清素,郭善琪.区块链技术在供应链金融中的应用[J].中国流通经济,2018,32(3):111-119.
- [22]董常凌,胡建南.云计算、人工智能、RPA、物联网的应用及其审计关注点[J].中国注册会计师,2024(8):97-101.
- [23]张晓燕,李楚,龙亮.数字金融对系统性金融风险的影响:基于金融监管的调节效应分析[J].财经科学,2025(2):1-15.
- [24]王文雯.新时代下加强和改进金融业统计的思考[J].金融发展研究,2020(7):91-92.
- [25]UN, IMF, WB, et al. System of National Accounts 2025 [M]. New York: United Nations, 2025: 36.
- [26]中国银行业协会. 2024年中国银行业服务报告[R/OL]. (2025-06-24) [2025-12-24]. <https://www.china-cba.net/Uploads/ueditor/file/20250624/685abc1b3a3ad.pdf>.
- [27]黄益平,邱晗.大科技信贷:一个新的信用风险管理框架[J].管理世界,2021,37(2):12-21+50+2+16.
- [28]赵尚梅,王劲奇,谭小芬.支付方式变革与货币统计口径调整:兼论“消失的M1”[J].现代金融研究,2025,30(5):3-14+30.
- [29]郭广珍,王健璇.非同质化代币的价值决定理论创新与应用研究[J].金融经济研究,2024,39(6):78-92.
- [30]国家金融监督管理总局福建监管局课题组.数字化转型背景下金融监管统计体系构建研究[J].金融监管研究,2025(4):1-19.
- [31]邓建鹏,马文洁.加密资产全球监管趋势与中国因应[J/OL].山东大学学报(哲学社会科学版),1-16[2025-12-24].<https://link.cnki.net/urlid/37.1100.C.20250730.1804.002>.
- [32]邢博凯.互联网金融对传统银行业的影响及应对策略研究[J].产业创新研究,2025(9):87-89.
- [33]赵建超.大数据背景下金融统计未来的发展方向[J].中国统计,2015(4):6-7.
- [34]李俭,龚煊.全球加密资产生态重塑中的多重风险、监管缺口与中国应对[J/OL].思想理论战线,1-10[2025-12-29].<https://link.cnki.net/urlid/31.2184.d.20251218.1119.002>.

Effects, Challenges, and Responses of Digital Technology on Monetary and Financial Statistics

Peng Gang, Li Jing

Abstract: Digital technologies represented by blockchain and big data have not only improved financial efficiency but also promoted the transformation of the global financial paradigm, posing severe challenges to the traditional monetary and financial statistical system. Taking the “surface-middle-core” three-tier structure of the financial system as a clue, systematically sorts out the application paths of digital technology in finance, and conducts an in-depth analysis of its systematic transformation of the monetary and financial statistical system from five dimensions: statistical purposes, subjects, objects, methods, and aggregate indicators. On this basis, focusing on core challenges such as the measurement of cryptographic assets and data privacy protection, the paper puts forward relevant response suggestions in combination with China’s financial statistical practices. This work can provide certain theoretical reference and practical support for bridging the gap in financial statistical information, improving the scientific nature of macro policies, facilitating the construction of a financial power, and promoting the high-quality development of the financial market.

Key words: Digital Technology; Monetary and Financial Statistics; Cryptographic Assets; Blockchain

(责任编辑:杨扬)

数据资产赋能供应链协同创新利益分配的机制研究

孙颖,张星

(河北工业大学 经济管理学院,天津 300401)

摘要:数据资产在供应链协同创新中发挥着愈加重要的作用,考虑数据资产如何赋能供应链协同创新的利益分配也成了当下亟须解决的现实问题。基于2010—2024年的A股上市公司数据,实证验证了数据资产对供应链协同创新水平具有显著正向促进作用,且该结论在经过内生性处理和稳健性检验后依然成立。在此基础上,聚焦数据资产赋能下的供应链协同创新利益分配问题,应用Shapley值法建立利益分配的初始分配模型,然后考虑价值贡献、投入与风险承担三个影响因素,引入综合修正因子对初始分配模型进行改良,形成修正后的Shapley值分配模型,并通过具体算例对该模型进行验证与测算。结果表明,修正后的模型不仅能够体现各参与方在数据资产赋能过程中的实际贡献与承担的风险,也具备良好的可行性与适用性,为考虑数据资产的供应链协同创新利益分配提供了参考依据。

关键词:数据资产;供应链协同创新;利益分配;Shapley法

中图分类号:F49;F274

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)02-0017-11

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.02.002

一、引言

从党的十九届四中全会首次将“数据”增列为生产要素,到党的二十届三中全会对构建数据要素收益分配体系作出战略部署,“数据”这一新型生产要素正式融入了由市场评价贡献、按贡献决定报酬的收益分配体系,开启了数据要素在价值创造与收益分配领域的崭新时代,数据在经济社会发展中的作用上升到全新高度。2023年底,财政部发布《关于加强数据资产管理的指导意见》(以下简称《意见》),在秉持“谁投入、谁贡献、谁受益”这一公正合理、权责对等的原则下,完善数据资产收益分配与再分配的制度体系是现阶段工作方向的重中之重,旨在切实保障涉及数据资产各主体的应有权益,推动数据要素市场健康、有序发展。

资源基础理论指出,那些能够为企业创造价值,在市场和行业中相对稀缺,难以被其他要素替代和不能轻易复制的战略资源是企业可持续发展道路上至关重要的决定性因素^[1]。在供应链协同创新领域,资源基

础观表现为供应链企业间共享稀缺的战略资源,实现资源的合理配置和有效组合,有利于产生协同增效价值,获得更高的利润以进行利益分配,从而实现协同创新的可持续发展,提升自身和供应链的竞争优势。进入数字时代,数据要素具有无限复制、弱排他性和非竞争性、边际报酬递增等全新特征,与传统要素资源的资源特性和价值创造呈现出明显区别,这对供应链协同创新的资源基础观提出了新的要求。数据资产在供应链上下游之间互通共享,使供应链企业搭建起高效的数据要素流通体系,有效赋能供应链协同创新,有助于供应链整体的价值创造,实现了供应链协同创新各参与方的价值增值。数据要素正在深刻重构供应链协同创新的价值创造范式,在供应链协同创新中占据着愈发重要的战略地位,数据资产也由此成为供应链协同创新利益分配所必须考虑的重要部分。

供应链协同创新的本质是在供应链上形成新的要素或者要素组合。数据资产蕴含着数据要素的潜在价值,通过企业生产经营活动流程产生价值增值,成为创

基金项目:天津市哲学社会科学研究规划项目“数据资产对天津市制造企业成长的作用机制与对策研究”(TJGL22-001)。

作者简介:孙颖,女,博士,副教授,研究方向为数据资产与供应链协同创新;张星,女,硕士研究生,研究方向为数据资产与供应链协同创新。

新的重要力量^[2]。创新可以释放乘数效应与协同效应:乘数效应可以提高生产效率,加快经济结构优化和产业升级^[3],促进企业价值增加和利益提升;协同效应能够促进主体间的网络构建与连接,突破各类创新要素的空间、地域限制,促进要素协同与资源共享,为利益分配奠定基础^[4]。在《意见》指导下,依托于数字技术和数据平台,深入挖掘数据资产的价值创造规律,驱动数据资产辐射至企业多元应用场景,最大化彰显数据要素力量,加快创新乘数效应与协同效应释放,推动供应链企业数字化转型,有助于加快构建供应链上下游之间的数据要素流通体系,实现供应链的数据资产高效流通和互通共享,提升供应链数据资产的活跃度,赋能供应链协同创新,提升创新产出与创新效率,深化供应链协同,实现利益最大化。在此背景下,考虑数据资产赋能下如何进行供应链协同创新的利益分配,不仅关乎供应链协同创新的可持续性与稳定性,更是推动数据要素市场化配置、释放数据要素乘数效应、做强做优数字经济的微观基础与关键路径。

二、文献综述

供应链协同创新的最终目的是提高供应链上各参与方的利益^[5],数据资产作为供应链企业数字化转型中的重要战略资源,在供应链协同创新中发挥着愈发重要的作用。因此,在数据资产赋能下,制定一套合理的供应链企业协同创新利益分配机制,有利于加强链上企业的创新协同,实现创新可持续发展。关于供应链协同创新的利益分配的研究,当前学者主要集中在博弈论和 Shapley 值法上。采用博弈论的学者通过利用 Stackelberg 模型进行博弈分析,基于利益分享契约,当制造商处于领导地位时, Gerchak 和 Khmelnitsky (2003)^[6]研究了由单个制造商与单个零售商构成的供应链体应如何分配利益。Wang 等 (2004)^[7]研究了零售商领导的 VMI 模式利益分配机制。进一步地,张贵磊和刘志学 (2006)^[8]针对供应商主导型以及零售商主导型两种不同结构的供应链系统,细致剖析了其中的利润分配均衡态势,认为占据主导地位的企业,无论是供应商还是零售商,都能凭借自身的强势话语权与控制权获得供应链所有的剩余利润,从属企业只能获得保留利润。除此之外, Shapley 值法作为解决多人合作对策问题的一种数学方法,被广泛应用于供应链利益分配问题的研究与实践,并随着利益分配问题研究的深入,不同学者基于不同视角综合考虑多方面的因素改进了 Shapley 值法

模型。李霞等 (2008)^[9]考虑到各方承担的风险,研究了协同创新的风险分摊与利益分配问题。李军等 (2016)^[10]考虑创新资源投入、创新创造收益和创新承担风险三个影响因素改进 Shapley 值法模型,并应用于三级供应链企业协同创新联盟的利益分配问题。在此基础上,胡湘云等 (2017)^[11]聚焦于中小企业,认为创新资源贡献率、创新执行度、风险和创新补贴四个因素会影响中小企业供应链协同创新。张悟移等 (2020)^[5]研究了在以制造商为核心企业时基于知识共享的三级供应链协同创新利润分配问题。

总体来看,以往学者对供应链协同创新利益分配的研究主要集中在假设供应链上的某个节点企业处于主导地位时如何进行利益分配,并且考虑了具体情境下影响供应链协同创新利益分配的不同因素。但随着数据要素给供应链协同创新的理论带来的挑战,数据资产在供应链协同创新中发挥着愈发重要的作用,供应链协同创新的利益分配应考虑数据资产的现实需求,对数据资产赋能供应链协同创新的利益分配机制的研究显得尤为重要。因此,面对数据资产在供应链企业数字化转型和协同创新中的突出作用,应当构建一个合理的利益分配机制,这有利于供应链企业实现最优利益分配,促进供应链协同创新的可持续发展。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:首先,本文梳理了数据资产赋能供应链协同创新的机制原理,检验了数据资产对于企业协同创新的正向显著影响;其次,本文考虑数据资产赋能供应链协同创新的利益分配,应用 Shapley 值法建立初始分配模型,拓展了供应链协同创新的利益分配的范畴;第三,本文分析了数据资产赋能下影响供应链协同创新利益分配的因素,并根据影响因素改良了分配方案,最后通过案例验证了基于影响因素的利益分配方案的可行性。

三、数据资产赋能供应链协同创新的机制分析

(一)理论分析

1.数据资产

《数据资产管理实践白皮书(6.0版)》从数据价值性视角出发,将数据资产定义为由组织合法拥有或控制的数据,以电子或其他方式记录,例如文本、图像、语音、视频、网页、数据库、传感信号等结构化或非结构化数据,可进行计量或交易,能直接或间接带来经济效益和社会效益。

基于数据所有权主体的不同,数据资产可分为企业数据资产、政府数据资产和个人数据资产^[12]。本文

主要考虑的是企业数据资产。对于企业数据资产的划分,依据数据来源的维度,企业数据可以分为内部数据和外部数据^[13],其区别在于数据获取方式不同:内部数据源于企业日常运营活动的积累,外部数据主要是从外部购买的专业数据以及借助软件工具从公开网络平台精准抓取、筛选所得的数据。也可以根据数据在企业中的用途和应用场景等维度对企业数据资产进行划分。罗玫等(2023)^[14]把企业数据资产划分为外售数据(数据开发成为可交易的数据产品或提供数据服务)、自营数据(数据自行开发以支撑企业战略和经济业务)、以不持有数据的方式使用或经营三类场景。对于第三种不持有数据的场景,企业可通过数据交易平台这一关键枢纽,合法合规地购入数据的使用权或经营权,与算法相结合形成产品或服务,实现数据的外向型商业变现或支撑企业业务。因此,本文根据应用场景将企业数据资产分为外售数据与自营数据两类。

2. 供应链协同创新

供应链是产品在生产、流通过程中所涉及的原材料、供应商、生产主体、分销单位、零售端点以及终端消费人群等各方通过与上游、下游环节相关方紧密衔接所构筑的网络结构^[15]。供应链企业间的协同创新是以市场需求为导向的,其主要目的在于契合市场动态演变,敏捷响应客户诉求,通过在生产经营的一系列业务流程中进行资源整合、信息共享,开展技术创新、服务创新和管理创新,达成全方位的合作,实现供应链全体成员企业利益最大化,以提升整个供应链的创造力和竞争力。

在市场需求导向下,供应链协同创新流程可以分为信息分析、确立目标、资源整合、协同创新、收集反馈五个环节。具体而言,当供应链上的企业借助上下游数据要素流通体系,依托数字技术和数字平台对市场需求信息进行深入剖析之后,链上全体企业基于市场动态演变方向确立好协同创新的战略目标,然后围绕战略目标对供应链各个关键环节上的优势资源、独特能力、信息进行整合,按照市场反馈进行产品创新、工艺创新和服务创新,提升产品性能和性价比,减少企业生产成本,满足消费者需求,增加企业经济利益。同时通过上下游数据要素流通体系实现数据资产的纵向共享,推动供应链整体进行管理创新,减少供应链整体的运营成本,提升供应链协同创新水平。最后要及时收集和实时反馈各种新的市场需求信息,基于反馈迅速响应,及时优化调整产品及流程,提升供应链的整体竞争力,确保各方在合作中达成效益最大化,实现整条供

应链的价值增值。

而在供应链上的各节点企业中,零售商是距离最终消费者最近的一个,也就是距离市场需求最近。由于“牛鞭效应”存在,供应链下游需求信息的微小波动,会随着信息向供应链上游逐级传递而不断放大,供应链下游是信息供给方,供应链上游是信息需求方,零售商可以获取到比供应链上的其他企业更真实、有效的市场需求信息。所以,充分施展零售商直接面向消费者的信息前沿优势,及时、准确地将产品在终端市场的销售情况以及消费者的多元需求和各类意见,依托供应链上下游构建的数据要素流通体系,通过数据资产共享反馈给上游制造商或供应商^[16],可以促进制造商或供应商对产品性能和规格进行改进和完善,进行产品生产成本管理和库存管理,调整产品组合和产品库存,实现产品创新、管理创新。然后,持续对各类产品的销售记录进行跟踪与分析,推动供应商进行流程优化与再造,稳步提高产品性价比,进行工艺创新、服务创新。因此,从市场需求导向的角度来看,在供应链协同创新流程中,零售商在供应链协同创新的各节点企业中处于主导地位。

3. 数据资产赋能供应链协同创新

本文根据应用场景将企业数据资产分为外售数据与自营数据两类。对于数据外售场景,数据资产未来产生的经济收益可以直接衡量。供应链企业的外售数据作为产品和服务直接对外出售增加了收益,不进入供应链协同创新流程。对于数据自营场景,企业因开发数据获取的收益,往往难以运用直观的标准予以精确度量。此场景下,企业实现收益增长的方式一般呈现为通过对数据进行分析获得有关市场走向、竞争者情况或消费者偏好的商业信息,助力企业优化战略布局、拓展利润空间、提升市场地位。因此供应链企业应加强信息共享,共同构建一个上下游之间供给及时、质量可靠、流通高效的数据要素流通体系。在供应链协同创新中,供应链企业的自营数据进入数据要素流通体系,供应链协同创新各参与方的数据资产能够互通共享、有效利用,优化重组既有的传统生产要素,通过加速协同创新提升供应链的竞争力以及整体利益,实现整个供应链价值增值。

(二) 样本选取与数据来源

本文以我国A股上市公司为初始研究样本,由于在2010年之后,数字技术和数字平台快速发展,数据要素在企业发展中发挥着愈来愈重要的作用,因此本

文选取的样本区间是2010—2024年。同时剔除了金融类上市公司以及*ST、ST和PT状态的上市公司,最终获得45025个观测值。其中,上市公司财务数据主要来自国泰安数据库(CSMAR),专利数据主要来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。

(三) 变量说明

被解释变量为供应链协同创新(*CoCite*)。参考雷雨亮和黄海林(2024)^[17]的研究,本文使用客户与其他主体联合申请的专利数量加1取自然对数来衡量供应链协同创新水平。

核心解释变量为数据资产(*DA*)。本文参考何瑛等(2024)^[18]、苑泽明等(2024)^[19]的研究,采用文本分析方法对企业的数据资产水平进行评估。具体为:结合数据资产相关文件和研究报告,从企业年报中筛选出数据资产获取、处理、应用三个层面的种子词;然后通

过机器学习算法扩展种子词构建数据资产特征词谱,并根据数据资产的应用场景的不同,将其划分为外售数据(*DDA*)和自营数据(*ODA*),以此计算各特征词词频,并进行情感极性调整;最后根据以下公式估算企业数据资产水平:

$$DA_{i,t} = \sum Dwords_{i,t,n} / Tword_{i,t} \times 100 \tag{1}$$

其中, $DA_{i,t}$ 为*i*企业*t*年的数据资产水平, $Dwords_{i,t,n}$ 为词典中第*n*个特征词在*i*企业*t*年年度报告中的词频, $Tword_{i,t}$ 为*i*企业*t*年年度报告的总词频。

本文借鉴何瑛等(2024)^[18]、苑泽明等(2024)^[20]的研究,选取企业规模(*Size*)、企业年龄(*ListAge*)、现金净流量(*Cashflow*)、资产负债率(*Lev*)、成长性(*Growth*)、总资产报酬率(*ROA*)、两职合一(*Dual*)、审计意见(*Opinion*)作为控制变量。表1展示了各变量的名称与定义。

表1 变量的名称与定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	供应链协同创新	<i>CoCite</i>	客户与其他主体联合申请的专利数量加1取自然对数
解释变量	数据资产	<i>DA</i>	见公式(1)
	外售数据	<i>DDA</i>	见公式(1)
	自营数据	<i>ODA</i>	见公式(1)
控制变量	企业规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数
	企业年龄	<i>ListAge</i>	上市年限
	现金净流量	<i>Cashflow</i>	经营性现金净流量/营业总收入
	资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债/年末总资产
	成长性	<i>Growth</i>	营业收入增长率
	总资产报酬率	<i>ROA</i>	净利润/总资产平均余额
	两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理兼任时为1,否则为0
	审计意见	<i>Opinion</i>	标准无保留意见取0,否则为1

各变量的描述性统计如表2所示。可以看出企业数据资产水平(*DA*)的均值为0.053,最大值为0.247,最小值为0.019,标准差为0.028,说明当前企业数据资产水平整体较低,尚处于初级阶段,且不同企业间数据资产水平差异较大。供应链协同创新程度(*CoCite*)的均值为0.531,最大值为4.575,最小值为0,标准差为1.022,说明当前供应链协同创新程度整体处于较低水平,且不同企业参与协同创新的积极性、投入度以及实际成效等方面存在差异。

(四) 模型设定

为检验数据资产对供应链协同创新的影响,构建如下回归模型:

$$CoCite_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DA_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + \sum Year_t + \sum Industry_i + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中, $CoCite_{i,t}$ 为供应链协同创新水平, $DA_{i,t}$ 为企业数据资产水平, $Controls_{i,t}$ 为一系列控制变量, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。此外模型中的 $Year_t$ 、 $Industry_i$ 分别表示年份固定效应、行业固定效应。

(五) 实证分析

1. 基准回归

表3显示了数据资产对供应链协同创新的影响的回归结果。数据资产(*DA*)的检验结果如列(1)所示,在增加了年份固定效应、行业固定效应以及控制变量的情况下,数据资产(*DA*)的回归系数为0.656,在1%的水平上显著。列(2)和列(3)汇报了外售数据(*DDA*)和自营数据(*ODA*)的检验结果,回归系数都在1%的水平上显著为正。由此得出,企业数据资产能够显著提升供应链协同创新水平。

表2 变量的描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>CoCite</i>	45025	0.531	1.022	0	0	4.575
<i>DA</i>	45025	0.053	0.028	0.048	0.019	0.247
<i>DDA</i>	45025	0.001	0.004	0	0	0.030
<i>ODA</i>	45025	0.051	0.024	0.048	0.018	0.213
<i>Size</i>	45025	22.24	1.296	22.050	19.830	26.270
<i>ListAge</i>	45025	2.175	0.792	2.303	0.693	3.401
<i>Cashflow</i>	45025	0.045	0.069	0.045	-0.161	0.239
<i>Lev</i>	45025	0.424	0.205	0.417	0.055	0.895
<i>Growth</i>	45025	0.142	0.379	0.088	-0.582	2.227
<i>ROA</i>	45025	0.031	0.064	0.033	-0.251	0.191
<i>Dual</i>	45025	0.300	0.458	0	0	1
<i>Opinion</i>	45025	0.968	0.176	1	0	1

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>CoCite</i>	(2) <i>CoCite</i>	(3) <i>CoCite</i>
<i>DA</i>	0.656*** (3.681)		
<i>DDA</i>		3.980*** (3.279)	
<i>ODA</i>			0.760*** (3.682)
<i>Size</i>	0.272*** (50.265)	0.271*** (50.110)	0.272*** (50.293)
<i>ListAge</i>	0.044*** (6.417)	0.043*** (6.251)	0.044*** (6.479)
<i>Cashflow</i>	0.052 (0.771)	0.051 (0.749)	0.053 (0.778)
<i>Lev</i>	-0.179*** (-6.587)	-0.181*** (-6.669)	-0.179*** (-6.595)
<i>Growth</i>	-0.017 (-1.422)	-0.017 (-1.408)	-0.017 (-1.414)
<i>ROA</i>	0.275*** (3.371)	0.274*** (3.359)	0.274*** (3.360)
<i>Dual</i>	0.017* (1.675)	0.017* (1.668)	0.017* (1.687)
<i>Opinion</i>	0.043* (1.899)	0.041* (1.821)	0.043* (1.910)
常数项	-5.789*** (-48.669)	-5.736*** (-48.361)	-5.799*** (-48.642)
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
N	45025	45025	45025
adj.R ²	0.157	0.157	0.157

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内的数值为t值。下表同。

2. 内生性处理与稳健性检验

一是工具变量法。参考孙颖和陈思霞(2021)^[21]的研究,以1984年城市层面固定电话数量与滞后一期的全国互联网上网人数的交乘项作为数据资产的工具变量(*IV*)。一方面,固定电话作为信息获取与传播的关键工具,其普及率的提升意味着更多用户能够通过电话拨号接入网络,访问各类数据资源,从而显著提高信息流通与获取的效率。因此,从信息传播与获取的角度来看,固定电话普及率与数据资产之间具有密切关联,固定电话普及率的上升有助于推动数据资产的积累和丰富,这符合相关性的条件。另一方面,固定电话普及率主要扩大了数据传播、获取和利用的基础与潜在范围,并不能直接表明其与供应链协同创新之间存在因果关系,因而满足外生性的要求。估计结果见表4。由第(1)列可知,工具变量的回归系数在1%的水平上显著为正。同时,C-D Wald F统计量为16.530显著大于10,说明不存在弱工具变量问题。第(2)列的数据显示,数据资产的回归系数为21.640,在5%的水平上

表4 工具变量检验

变量	(1) <i>DA</i>	(2) <i>CoCite</i>
<i>IV</i>	0.004*** (0.001)	
<i>DA</i>		21.640** (10.370)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
N	45025	45025

显著为正,表明在通过工具变量法控制可能存在的内生性问题后,数据资产对供应链协同创新的促进作用依然显著。

二是考虑自变量的滞后效应。在工具变量法基础上,考虑到数据资产的价值效应可能存在一定的时间滞后性,本文将核心解释变量(DA)滞后一期进行回归,结果见表5列(1)。研究发现,数据资产仍在1%的水平对供应链协同创新具有正向显著作用,再度验证了本文结论的稳健性。

三是更换核心解释变量度量方式。参考路征等(2023)^[22]的研究,将核心解释变量的度量方式更换为数据资产(DA)= $\ln$ (市场价值-固定资产-金融资产-无形资产)。表5列(2)的回归结果在1%的水平上正向显著,进一步表明本文的结论稳健。

表5 稳健性检验

变量	(1) 滞后 一期	(2) 更换度量 方式	(3) 剔除2015年 之前样本	(4) 剔除直辖市 样本
LDA	0.711*** (3.544)			
DA		0.110*** (11.216)	0.775*** (3.662)	1.105*** (5.232)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	38452	45025	34978	36184
adj.R ²	0.159	0.160	0.159	0.149

四是更换样本。第一,剔除2015年之前样本。2015年是我国大数据发展历程中具有标志性意义的一年,国务院印发《促进大数据发展行动纲要》,对大数据发展工作进行了全系统的规划与部署,促进了我国大数据产业的蓬勃发展和应用。因此,采用2015—2024年的样本重新进行检验。第二,剔除直辖市样本。直辖市在我国的行政级别和经济管理权限上与其他省级行政区不同,具有高度集中的资源和特殊的政策支持,其数字基础设施建设更为完备,数据资产发展相对较快,因此剔除所在地为北京、上海、重庆、天津的企业,重新进行回归。回归结果均与前文一致,说明本文结论具有较强的稳健性。

综上,企业数据资产对供应链协同创新水平具有显著正向影响,该结果在经历一系列稳健性检验后依然成立。这也表明数据资产在供应链协同创新中发挥着不容忽视的作用,因此,在对供应链协同创新进行利

益分配时,数据资产也由此成为必须考虑的重要部分。

四、数据资产赋能供应链协同创新的利益分配分析

(一)数据资产赋能供应链协同创新利益分配的影响因素

生产要素按贡献参与分配是社会主义初级阶段初次分配的原则,由市场评价各生产要素参与生产经营活动产生的价值增值,按各种生产要素的贡献决定报酬。因此,价值贡献是利益分配的首要影响因素。此外,供应链协同创新涉及多个主体、多项投入与多重风险,所以在相应的利益分配过程中应当遵守一定的利益分配原则,旨在维护各参与方的合理利益,调动其积极性,为协同创新目标努力。对于利益分配原则,不少学者给出了自己的观点,从不同角度阐释了利益分配的要义^[23]。主体地位平等原则、公平透明原则、公平兼顾效率原则等揭示了公平的重要性,兼顾“个体理性”与“集体理性”原则^[24]关注了个体与集体之间的关系,利益分配与投入的资源相对称原则^[25]、利益风险对等原则、协商原则等表明了利益和风险之间的取舍。可以发现,其共同之处在于都认为最不可或缺的核心利益分配原则是投入与收益一致、风险与收益一致。因此,投入与风险承担是与利益分配相关的重要影响因素。综上以上分析,在遵循生产要素按贡献分配的理论基础上,考虑投入与收益一致、风险与收益一致的利益分配原则,影响数据资产赋能供应链协同创新利益分配的因素可以归纳为价值贡献、投入、风险承担三个方面。

1. 价值贡献

根据生产要素按贡献分配理论,利益分配时首先要考虑各参与方的价值贡献。与传统生产要素一样,数据要素参与分配的依据也是要素贡献^[26-27]。因此在数据资产赋能供应链协同创新下,数据资产进入供应链协同创新流程中进行价值创造引起供应链价值增值,所以初始利益分配是基于供应商、制造商、零售商给供应链协同创新带来的价值贡献。为此本文引入Shapley值法,其主要思想是基于供应链各方在协同创新过程中贡献的增值部分也就是价值贡献大小来分配各方利益。

2. 投入

从生产要素的角度来看,投入包括劳动、资本、土地、知识、技术、管理、数据等。在工业经济时代,衡量企业的投入更倾向于劳动、资本、土地等要素,看重有

形资产的投入比重。而在数字经济时代,知识、技术、管理、数据等要素成为衡量企业投入的重要方面,企业投入的数据资源、数据资产和无形资产的价值情况日益受到重视。

3. 风险承担

数据资产赋能供应链协同创新提升供应链的整体利益的同时也给供应链上的企业带来新的风险。对供应链上投入数据资产的各参与方,要确保数据资产来源、使用和处理等过程符合法律的规定,且企业对该数据资产的权属明确,数据的安全性和个人隐私保护均得以保障,不存在可能涉及的侵权问题等使企业面临法律制裁和声誉损失。同时可能由于存在恶意竞争、利益引诱等背德行为以及其他情况在主观和客观上导致数据资产被非法获取或泄露,给企业带来重大损失的风险。除此之外还可能因数据不准确、不完整、不一致等问题导致决策失误、业务流程中断等后果。

(二) 模型建立

本文的研究对象是一个包含供应商—制造商—零售商的三级供应链。假设供应商、制造商与零售商都处于数字化转型过程中,各企业之间信息共享,加强合作,共同构建供应链上下游之间的数据要素流通体系,赋能供应链协同创新。

在供应链协同创新流程中,零售商作为距离消费者最近的企业在收集反馈市场需求信息环节发挥着重要作用,作为信息供给方通过数据要素流通体系及时、高效地向供应链上游的信息需求方提供数据,有助于供应链整体进行信息分析,确立更加符合市场需求的目标,优化资源配置,促进供应链整体的数据资产的互通共享,进行协同创新,提高整个供应链的竞争力,实现供应链整体的价值增值。据此,本文建立如图1所示的数据资产赋能下的三级供应链协同创新模型。在此基础上,本文引入Shapley值法,考虑价值贡献、投入与风险承担的综合影响,加权求得数据资产赋能供应链协同创新的利益分配。

1. 基于价值贡献的Shapley值法的利益分配

Shapley值法主要思想是基于供应链各方在协同创新过程中贡献出的增值部分(即价值贡献大小),来分配各方利益。现引入如下定义:

定义1: 设集合 $I = \{1, 2, \dots, n\}$, 对于 I 中任意子集 S (代表 n 人总集中的任意参与者组合) 都对应着一个实值函数 $v(s)$, 满足:

$$v(\emptyset) = 0 \quad (3)$$

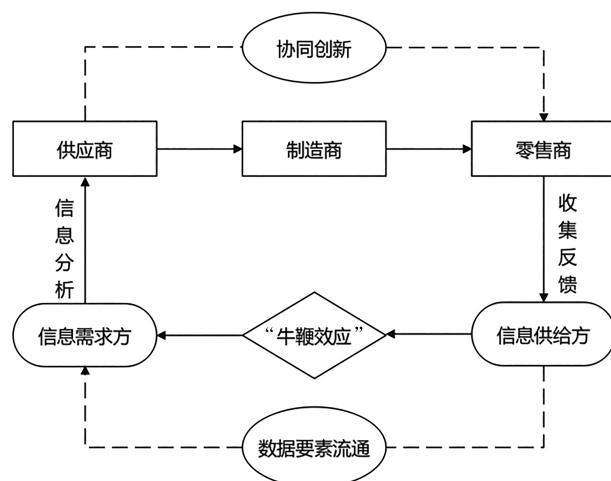


图1 数据资产赋能下的三级供应链协同创新模型

$$v(s_1 \cup s_2) \geq v(s_1) + v(s_2), \quad s_1 \cap s_2 = \emptyset (s_1 \subseteq I, s_2 \subseteq I) \quad (4)$$

称 $[I, v]$ 为 n 人合作对策, v 称为对策的特征函数。

定义2: 设 $v(i)$ 表示 I 的企业 i 从协同创新的最大效益 $v(I)$ 中应得到的收益, $x_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 表示企业 i 的收益份额, 满足:

$$\sum_{i=1}^n x_i = v(I) \quad (5)$$

$$x_i \geq v(i), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

假设供应链上的供应商、制造商和零售商3个节点企业进行协同创新, 即 $n = 3$, 集合 I 为3个节点企业可能构成的供应链。Shapley值 $\Phi(v)$ 即供应链协同创新下各企业的收益, 记为 $\Phi(v) = \{\Phi_1(v), \Phi_2(v), \dots, \Phi_n(v)\}$ 。 $\Phi_i(v)$ 表示第 i 个企业从供应链 I 中获得的利益分配值, 其计算公式为:

$$\Phi_i(v) = \sum_{s \in s_i} w(|s|) [v(s) - v(s/i)], \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

$$w(|s|) = \frac{(n - |s|)! (|s| - 1)!}{n!} \quad (8)$$

其中, s_i 是供应链 I 中包含企业 i 的所有子集, $|s|$ 是子集 s 中的元素个数, n 为供应链 I 中的元素个数, $w(|s|)$ 是加权因子, $v(s)$ 为子集 s 的效益, $v(s/i)$ 是子集 s 中除去企业 i 后可取得的效益。

2. 基于修正Shapley值法的利益分配

基于Shapley值法初始收益分配模型, 综合考虑价值贡献、投入和风险承担三个影响因素, 引入综合修正因子 ΔR_i , 修正后供应链协同创新各方实际应当得到的收益分配值为:

$$V_i = \Phi_i + (R_i - \frac{1}{n}) \times V(s) \quad (9)$$

$$\Delta R_i = (R_i - \frac{1}{n}) \quad (10)$$

$$R_i = (p_i, c_i, f_i) \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} \quad (11)$$

其中, $R_i - \frac{1}{n}$ 表示供应链上各企业在实际合作过程中承受的综合影响与理想情况下的差值; $(R_i - \frac{1}{n}) \times V(s)$ 表示供应链上各企业因受到的综合影响程度不同而获得的收益分配值; R_i 是企业 i 的三个因素的综合贡献值, 且 $\sum_{i=1}^n R_i = 1$; p_i 、 c_i 和 f_i 分别表示企业 i 的价值贡献、投入和风险承担值。

(三) 模型应用

考虑构建一个上下游数据要素流通体系包含三个成员的供应链, 其中成员 A 是供应商, 成员 B 是制造商, 成员 C 是零售商。假设在一定时期内, 如果供应商 A、制造商 B、零售商 C 独自运营的收益值分别为 20 万

元、60 万元、40 万元; 如果供应商 A 和制造商 B 协同创新的收益值为 120 万元, 供应商 A 和零售商 C 协同创新的收益值为 100 万元, 制造商 B 和零售商 C 协同创新的收益值为 140 万元; 如果供应商 A、制造商 B 和零售商 C 加强供应链上的协同创新, 以此提升整个供应链的创造力和竞争力, 使得供应链整体收益值为 260 万元。

1. 初始利益分配

根据原始 Shapley 值法, 计算供应商 A、制造商 B、零售商 C 的利益分配值, 结果见表 6、表 7、表 8。具体计算过程如下:

将表 6 最后一行相加得到供应商 A 的收益值 $\Phi_1 = 20/3 + 10 + 10 + 40 = 66.667$ (万元); 同理, 计算出制造商 B 的收益值 $\Phi_2 = 20 + 100/6 + 100/6 + 160/3 = 106.666$ (万元), 零售商 C 的收益值 $\Phi_3 = 40/3 + 80/6 + 80/6 + 140/3 = 86.667$ (万元)。

2. 修正后的利益分配

本文综合考虑价值贡献、投入和风险承担三个影

表 6 供应商 A 的利益分配值计算过程

单位: 万元

S	A	AUB	AUC	AUBUC
$v(s)$	20	120	100	260
$v(s/i)$	0	60	40	140
$v(s) - v(s/i)$	20	60	60	120
$ s $	1	2	2	3
$w(s)$	1/3	1/6	1/6	1/3
$w(s) [v(s) - v(s/i)]$	20/3	10	10	40

表 7 制造商 B 的利益分配值计算过程

单位: 万元

S	B	BUA	BUC	AUBUC
$v(s)$	60	120	140	260
$v(s/i)$	0	20	40	100
$v(s) - v(s/i)$	60	100	100	160
$ s $	1	2	2	3
$w(s)$	1/3	1/6	1/6	1/3
$w(s) [v(s) - v(s/i)]$	20	100/6	100/6	160/3

表 8 零售商 C 的利益分配值计算过程

单位: 万元

S	C	CUA	CUB	AUBUC
$v(s)$	40	100	140	260
$v(s/i)$	0	20	60	120
$v(s) - v(s/i)$	40	80	80	140
$ s $	1	2	2	3
$w(s)$	1/3	1/6	1/6	1/3
$w(s) [v(s) - v(s/i)]$	40/3	80/6	80/6	140/3

响因素,应用 Delphi-AHP 相结合的方法对影响因素进行赋值加权和归一化处理,得到: $p_i=(0.2, 0.5, 0.3)^T$, $c_i=(0.3, 0.3, 0.4)^T$, $f_i=(0.3, 0.3, 0.4)^T$, 三个影响因素的权重为 $(m_1, m_2, m_3)^T=(0.25, 0.35, 0.4)^T$, 则:

$$R_i = (p_i, c_i, f_i) \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ m_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.2 & 0.3 & 0.3 \\ 0.5 & 0.3 & 0.3 \\ 0.3 & 0.4 & 0.4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0.25 \\ 0.3 \\ 0.45 \end{pmatrix} \\ = \begin{pmatrix} 0.275 \\ 0.35 \\ 0.375 \end{pmatrix} \quad (12)$$

综合修正因子为:

$$\Delta R_i = R_i - \frac{1}{n} = \begin{pmatrix} -0.0583 \\ 0.0166 \\ 0.0417 \end{pmatrix} \quad (13)$$

所以,在综合考虑价值贡献、投入和风险承担三个影响因素之后,供应商 A 修正后的利益分配值 $V_A = \Phi_1 + (R_1 - \frac{1}{n}) \times V(s) = 66.667 + (-0.0583) \times 260 = 51.509$

(万元),制造商 B 修正后的利益分配值 $V_B = \Phi_2 + (R_2 - \frac{1}{n}) \times V(s) = 106.666 + 0.0166 \times 260 = 110.982$ (万元),零售商 C 修正后的利益分配值 $V_C = \Phi_3 + (R_3 - \frac{1}{n}) \times V(s) = 86.667 + 0.0417 \times 260 = 97.509$ (万元)。

3. 结果分析

上述结果为数据资产赋能供应链协同创新后供应链上各参与主体所能获得的最佳收益。由表 9 可以看出,与单独经营相比,供应链上各参与方的收益都大幅增加。这符合供应链协同创新的最终目的,通过构建上下游之间的数据要素流通体系,在面对市场需求的快速变化以及各类突发状况时,能够迅速做出反应,打破企业之间的壁垒,通过链上资源整合、信息共享,对流程进行优化,对产品进行针对性调整,促进工艺和服务创新,通过开发新产品,提高敏捷响应度,降低生产成本,切实有效地提高链上每一个企业的经济利益,提升供应链整体的竞争力。

表 9 修正前后的利益分配结果比较

单位:万元

	单独经营	原始 Shapley 值法	修正 Shapley 值法
供应商 A	20	66.667	51.509
制造商 B	60	106.666	110.982
零售商 C	40	86.667	97.509
供应链整体收益	120	260	260

由修正后的收益分配结果可以看出,供应商 A 的收益值减少,制造商 B 略有增加,零售商 C 则获得最大幅度的增长。该结果反映了在数据资产赋能供应链协同创新下,更接近终端市场、掌握核心需求数据的零售商,对供应链整体价值创造的边际贡献突出。表明在零售商主导的供应链中,由于市场需求导向的供应链协同创新和“牛鞭效应”的存在,零售商投入的数据资产可以有效帮助供应链上的企业通过分析数据改善战略定位,进行产品创新、工艺创新、服务创新与管理创新,降低成本,提高效率,有助于加强链上企业的创新协同,确保创新的可持续发展。而供应商和制造商作为供应链上游的信息需求方,需要借助供应链下游的信息供给方也就是零售商投入的数据资产进行分析,以此调整战略目标,确立与市场相适应的生产计划,根据市场需求信息的反馈对产品和服务进行创新,通过工艺创新提升技术发展,推动生产流程的革新,降低生产成本,同时加强管理创新,改革供应链内部管理模式和流程,最大限度地降低库存成本和供应链运作成本。

同时,相较于制造商,供应商受“牛鞭效应”的影响更大,信息扭曲现象更为严重,数据资产的投入程度较低,在价值贡献上不占优势,所以修正后供应商分配的收益值下降。相对于零售商,制造商与零售商一样同属于供应链上游的信息需求方,但制造商在劳动、资本、土地等传统生产要素上的投入比重较大,所以制造商修正后分配的收益值略有增加。但是已经能够看出,制造商在传统生产要素上的优势不再那么明显,需要加快产品创新和工艺创新,通过不断的技术创新来保持自己在供应链协同创新利益分配中所占的优势。

综上,在数据资产赋能下,供应链上各企业应加快数字化转型,借助数字技术和数据平台,实现信息共享,加强链上协同,促进整个供应链的健康稳定发展。从利益分配的角度来看,基于数据资产的供应链协同创新的利益分配应严格按照“谁投入、谁贡献、谁受益”原则,从实际出发,综合考虑各方面影响因素,制定满足投入与收益一致、风险与收益一致的公平合理的利益分配方案,维护供应链上各参与方的数据资产权益。

五、结论与建议

(一) 研究结论

数字经济时代,数据资产通过重组既有生产要素配置,促进要素协同与资源共享,提升企业全要素生产率,赋能其高质量发展。数据资产赋能供应链协同创新可以促进传统生产要素的流动配置和优化组合,产生价值倍增效应,提升协同创新效率。在这种情况下,构建一种合理的数据资产赋能下供应链协同创新的利益分配机制,有利于发挥数据资产的重要战略资源作用,推动创新的协同效应和乘数效应,实现供应链的利益最大化。本文的研究结论如下:数据资产能够显著提升供应链协同创新水平,通过内生性处理和稳健性检验后,研究结论依旧稳健。同时,本文考虑数据资产赋能供应链协同创新的利益分配,应用Shapley值法建立初始分配模型,在此基础上分析了数据资产赋能下影响供应链协同创新利益分配的因素,综合考虑价值贡献、投入和风险承担三个影响利益分配的因素并以此建立修正的Shapley值法模型,借助具体算例展开分析与计算,验证了模型的可行性和合理性。

(二) 政策建议

根据上述研究结论,本文给出以下政策建议:

第一,营造良好的数据市场环境,推动数据要素市场高质量发展。政府机构应坚持推进数据要素市场化配置改革,加快建设和运营数据基础设施,涵盖大型数据中心搭建、数据网络设施铺设、平台构建等诸多环节,通过数据基础设施的高效运营促进数据的高效可信流通利用。建立健全适应市场发展的数据基础制度,从数据资产的确权入手,明晰数据资产的归属权和数据所有者及使用者的权利义务,确保数据资产交易的公平、公正、公开。提升数据安全治理监管能力,建立严格的监管流程,制定完善的数据泄露应急预案,全方位筑牢数据资产安全防线。

第二,充分开发利用数据资产,构造供应链上下游数据要素流通体系。供应链上企业应充分开发利用数据资产,发挥供应链贯通能力,在供应链上下游之间构建一个供给及时、质量可靠、流通高效的数据要素流通体系。通过供应链协同创新,使供应链上的各企业既能作为信息供给方为供应链及时、高效地提供可靠的数据,保障数据质量和数据供给,也能作为信息需求方与供应链上的其他企业共同开发,激活供应链上数据要素流通体系的活跃度。推动供应链上的数据资产互通共享、有效利用,更好发挥数据资产的价值,赋能供

应链协同创新,实现供应链利益最大化。

第三,完善数据资产收益分配机制,实现供应链利益的合理分配。在制定利益分配方案时,应按照“谁投入、谁贡献、谁受益”原则,充分依据由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制,适当向价值创造方倾斜。以价值贡献作为主要标准,着重保护供应链上各数据资产投入方的投入产出收益,再考虑各方的投入与风险承担程度,适当调整修正以实现分配公平,充分调动供应链上各参与方的积极性,让供应链上更多相关提供数据资产的主体获得合理的利益分配,进而形成良性循环,不断完善供应链上下游数据要素流通体系,优化数据资产赋能供应链协同创新的路径。◆

参考文献:

- [1] Wernerfelt B. A resource-based view of the firm[J] Strategic management journal, 1984, 5(2): 171-180.
- [2] 刘启雷, 张媛, 雷雨嫣, 等. 数字化赋能企业创新的过程、逻辑及机制研究[J] 科学学研究, 2022, 40(1): 150-159.
- [3] 黄红平, 巢华. 数字变革赋能新质生产力发展探析[J] 理论探讨, 2024(3): 166-171.
- [4] 张彭. 数字新质生产力与全球价值链嵌入: 理论机制与实证检验[J] 当代经济研究, 2024(5): 75-86.
- [5] 张悟移, 孙雪莲, 向海林. 基于知识共享的供应链协同创新利润分配研究[J] 重庆理工大学学报(社会科学), 2020, 34(8): 88-96.
- [6] Gerchak Y, Khmelnitsky E. A consignment system where suppliers cannot verify retailer's sales reports[J] International Journal of Production Economics, 2003, 83(1): 37-43.
- [7] Wang H W, Guo M, Efstathion J. A game theoretical cooperative mechanism design for a two-echelon decentralized supply chain[J] European Journal of Operational Research, 2004, 157(2): 372-388.
- [8] 张贵磊, 刘志学. 主导型供应链的 Stackelberg 利润分配博弈[J] 系统工程, 2006(11): 19-23.
- [9] 李霞, 宋素玲, 穆喜产. 协同创新的风险分摊与利益分配问题研究[J] 科技进步与对策, 2008, 25(12): 15-17.
- [10] 李军, 朱先奇, 姚西龙, 等. 供应链企业协同创新利益分配策略: 基于夏普利值法改进模型[J] 技术经济, 2016, 35(9): 122-126.
- [11] 胡湘云, 王城松, 刘小红. 基于 Shapley 值法修正的中小企业供应链协同创新收益分配研究[J] 工业技术经济, 2017, 36(7): 143-149.
- [12] 马克卫, 王硕, 苑杰. 数据资产核算应用研究: 理论与实践[J] 中南财经政法大学学报, 2023(5): 149-160.
- [13] 胡亚茹, 许宪春. 企业数据资产价值的统计测度问题研究[J] 统计研究, 2022, 39(9): 3-18.
- [14] 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.
- [15]杨立新,蔡萌.供应链管理模式下产业主体协同创新机制研究:以物美集团果蔬“农超对接”产业主体信息管理协同创新为例[J]科技进步与对策,2013,30(22):70-75.
- [16]卢海清.电子商务背景下供应链技术创新协同研究[J]商业经济研究,2018(3):116-118.
- [17]雷雨亮,黄海林.数字化转型、供应链协同与供应商创新效率[J]科学决策,2024(8):20-32.
- [18]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.
- [19]苑泽明,尹琪,于翔.数据资产如何赋能企业高质量发展:对传统生产要素的优化机制[J]西部论坛,2024,34(3):54-73.
- [20]苑泽明,宋雨倩,于翔.数据资产共享、供应链配置多元化与企业价值[J]统计与决策,2024,40(17):172-177.
- [21]孙颖,陈思霞.数据资产与科技服务企业高质量发展:基于“宽带中国”准自然实验的研究[J]武汉大学学报(哲学社会科学版),2021,74(5):132-147.
- [22]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.
- [23]刘耕,崔红梅,肖青.基于合作博弈的BIM-IPD项目参与方利益分配研究[J]工程管理学报,2021,35(2):114-119.
- [24]姚冠新,刘玲玲.基于修正Shapley值法的配送中心动态联盟利益分配研究[J]科技与管理,2010,12(3):23-25+39.
- [25]张志华,李瑞芝.高校主导型协同创新利益分配机制研究[J]江海学刊,2015(6):96-101.
- [26]蒋永穆.数据作为生产要素参与分配的现实路径[J]国家治理,2020(31):43-45.
- [27]戚聿东,刘欢欢.数字经济下数据的生产要素属性及其市场化配置机制研究[J]经济纵横,2020(11):63-76+2.

Research on the Mechanism of Data Assets Empowering Benefit Distribution in Supply Chain Collaborative Innovation

Sun Ying, Zhang Xing

Abstract: Data assets are playing an increasingly important role in supply chain collaborative innovation. Considering how data assets empower supply chain collaborative innovation, the issue of benefit allocation has become a pressing practical problem that needs to be addressed. Based on data from A-share listed companies from 2010 to 2024, this paper empirically verifies that data assets have a significant positive effect on the level of supply chain collaborative innovation, and this conclusion remains valid after endogeneity treatment and robustness testing. On this basis, focusing on the issue of benefit allocation in supply chain collaborative innovation empowered by data assets, this paper applies the Shapley value method to establish an initial allocation model for benefit allocation. Then, considering three influencing factors: value contribution, input, and risk bearing, a comprehensive correction factor is introduced to improve the initial allocation model, forming a modified Shapley value allocation model. This model is validated and calculated through a specific numerical example. The results show that the modified model not only reflects the actual contributions and risks borne by each participant in the process of data asset empowerment but also has good feasibility and applicability, providing a reference for considering benefit allocation in supply chain collaborative innovation with data assets.

Key words: Data Assets; Supply Chain Collaborative Innovation; Benefit Distribution; Shapley Method

(责任编辑:新月)

制造业集聚对区域绿色技术创新的影响研究

——基于中介效应与空间效应的分析

陈修素^{1,2}, 徐浩瑜¹

(1. 重庆工商大学 数学与统计学院, 重庆 400067; 2. 重庆财经学院 经济学院, 重庆 401320)

摘要:作为区域绿色技术创新体系的基础性载体,制造业集聚已成为驱动区域绿色技术创新的重要力量。基于2012—2023年的省级面板数据,利用基准回归模型、中介效应模型与空间杜宾模型,实证检验制造业集聚对区域绿色技术创新的影响。研究表明,制造业集聚可以显著促进区域绿色技术创新,且其影响存在显著的区域异质性和行业异质性。具体表现为:区域层面,东部地区和黄河流域的制造业集聚显著促进了区域绿色技术创新。行业层面,技术密集度维度下,制造业集聚的促进效应整体随行业技术密集度提升而增强;生产要素密集度维度下,其促进效应在资本密集型和技术密集型行业中表现较强,在劳动密集型行业中相对较弱。机制分析表明,制造业集聚能够通过推动产业结构升级提升绿色技术创新水平。空间溢出效应分析表明,绿色技术创新具有显著的空间正相关性,制造业集聚对邻近地区的创新产生了显著的正向空间溢出效应。

关键词:制造业集聚;绿色技术创新;产业结构升级;空间杜宾模型

中图分类号:F42

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)02-0028-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.02.003

一、引言

在全球气候变化与资源约束日益严峻的背景下,绿色低碳发展已成为各国关注的焦点。我国正将绿色技术创新提升至国家战略高度。2019年出台的《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》,明确绿色技术是指降低消耗、减少污染、改善生态,促进生态文明建设、实现人与自然和谐共生的新兴技术。2024年出台的《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》,要求坚持创新转型,强化支撑绿色转型的科技创新、政策制度创新、商业模式创新,推进绿色低碳科技革命。在“双碳”目标下,绿色技术创新是推进生态文明建设和经济高质量发展的重要支撑,而制造业作为国民经济的主体部门,既是能源消耗与碳排放的

主要来源,也是绿色技术创新的关键载体。产业集聚作为制造业重要的空间组织形式,是实现制造业高质量发展的重要路径,对提升区域竞争力具有重要作用。绿色技术创新作为引领绿色发展的根本动力,其过程高度复杂,依赖于知识溢出与协同合作。制造业集聚通过地理邻近性,紧密连接上下游企业、高校科研机构与服务支撑体系,降低了创新合作的交易成本,便于形成知识共享、技术互动的创新网络,为绿色技术的研发、扩散与应用提供了重要平台。在此背景下,研究制造业集聚对绿色技术创新的影响,对我国经济转型升级和产业布局优化调整具有重要意义。

近年来,绿色技术创新在我国创新驱动发展战略中的重要性日益凸显,成为学界研究的热点。已有文献从

基金项目:重庆市专业学位研究生教学案例库项目“应用统计理论方法应用”(yal223009);重庆市教改项目“大数据时代培养新文科生创新能力的运筹学与数学建模融合的教学改革研究”(233271);重庆工商大学科研项目“基于车流数据的交通路口红绿灯的适时多目标控制系统研究”(1952026)。

作者简介:陈修素,男,硕士,二级教授,研究方向为经济统计学、运筹与管理。徐浩瑜,通信作者,女,硕士研究生,研究方向为经济统计。

R&D投入^[1]、环境规制^[2-3]、政府支持^[4]、产业集聚^[3,5]、对外开放程度^[2,6]等方面探讨了绿色技术创新的影响因素。其中,产业集聚的空间外部性对地区绿色创新效率^[5-13]、经济高质量发展^[14-16]、经济增长^[17]、经济韧性^[18-20]、绿色经济效率^[21-22]、环境效率^[23-24],以及全要素生产率^[25]等具有显著影响。在现有文献中,主要有如下三种观点:一是产业集聚能够产生正外部性,通过知识溢出、规模经济、市场竞争等效应促进绿色技术创新^[7-8]。二是产业集聚会显著抑制绿色技术创新^[9-10]。三是两者之间存在非线性关系,即随着产业集聚水平的变化或研究区域的不同,产业集聚与绿色技术创新之间存在非线性影响^[11-13]。现有研究主要关注细分行业集聚对绿色技术创新的影响,而制造业集聚对绿色技术创新的影响机制方面的研究较为薄弱。基于此,本文采用2012—2023年的省级面板数据,实证研究制造业集聚对绿色技术创新的影响机制与作用效果,以期丰富相关研究,并为加快绿色技术创新提供有益的政策借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一)制造业集聚对绿色技术创新的直接影响

制造业集聚不仅能够通过规模效应以及成本效应提升资源配置效率,还可以通过知识溢出、资源共享等方式降低创新成本,进而提升绿色技术创新水平^[26]。首先,制造业集聚有助于高效整合人力、资本与技术等创新资源,同时促进区域内企业间的互动,加速绿色知识、技术和设备的扩散与共享。共享设施与专业化服务带来的规模经济,降低了企业获取绿色创新要素的交易成本,也减少了绿色技术研发与应用创新成本,从而优化区域创新环境,引导更多资源进入创新活动。其次,知识溢出效应在集聚空间内尤为显著,绿色专利和绿色技术通过企业间的合作与交流得以快速传播。此外,竞争与需求的双重驱动机制,促使区域内竞争激励企业为保持竞争优势而持续开展绿色创新,而企业的上下游关联则为绿色技术应用提供了便利,有助于缩短创新迭代周期。这些效应相互作用、彼此强化,系统性地提升了区域绿色技术创新能力。基于此,提出以下假设:

假设1:制造业集聚有助于推动绿色技术创新。

(二)制造业集聚对绿色技术创新的间接影响

一方面,制造业集聚通过规模效应、基础设施共享和专业化分工,显著提升了企业的资源利用效率与环境治理能力,驱动区域产业结构向高附加值、知识密集型、绿色服务化方向演进。这种结构升级不仅增强了

产业整体竞争力,也催生了对资源节约、排放控制和循环利用的更高需求,从而为绿色技术创造了持续扩大的市场空间。高附加值产业环节往往对能源效率和可持续发展提出更高的标准,进一步激发企业投入绿色技术研发与应用的内在动力。另一方面,产业结构向高附加值、知识密集型转型后,会吸引研发设计、绿色金融、环境咨询、数字服务等服务业在区域内形成空间集聚。这些知识密集型服务业通过多重机制赋能绿色技术创新:其一,促进跨领域知识溢出与技术融合,降低绿色技术研发的不确定性 with 融资成本;其二,培育和吸引专业化人才,形成人力资本池,为绿色创新提供人力支持;其三,通过绿色金融工具和风险资本,改善绿色技术项目的融资环境,缓解其长期投入大、回报周期长的资金约束。这一过程,不仅推动区域经济向绿色化、高端化转型,也为实现经济增长与环境保护提供了结构性与系统性的支撑。基于此,提出以下假设:

假设2:制造业集聚能够通过推动产业结构升级,对绿色技术创新产生正向影响。

(三)制造业集聚对绿色技术创新的空间溢出效应

随着区域一体化进程加快,不同地区在绿色技术创新方面的相互依赖日益增强。一个地区的绿色技术创新水平不仅取决于本地的创新要素与环境,也受到邻近地区绿色创新活动所产生的空间关联效应影响^[10]。其一,地理邻近性能够降低技术扩散成本。产业空间集聚有助于加速绿色研发人才、资本及技术等要素的跨区域流动,降低不同科研主体之间的学习成本,提高资源利用效率,增强行业间的相互依赖与空间联系,促进企业、高校与科研机构间的交流合作,从而提升绿色创新的溢出与吸收效应。其二,随着信息技术和交通设施的持续发展,产业链上下游之间的联动日益紧密。上游绿色技术的进步会带动下游企业同步升级,地区间的产业交流与合作机会也随之增多。与此同时,地方政府间的竞争程度不断加深,促使周边政府与企业加大绿色研发投入,以争夺创新资源。这一过程使得周边地区也能受益于核心集聚区的绿色技术进步,从而扩大绿色技术的溢出范围,并影响相邻地区的绿色技术创新。基于此,提出以下假设:

假设3:制造业集聚对绿色技术创新的影响存在空间溢出效应,能够促进周边地区的绿色技术创新。

三、研究设计

(一)模型构建

首先,为探究制造业集聚对绿色技术创新的影响

效应,构建如下基准回归模型:

$$GTE_{it}=\beta_0+\beta_1\times mgg_{it}+\gamma\times Controls_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, GTE_{it} 表示*i*省份第*t*年的绿色技术创新水平; mgg_{it} 表示*i*省份第*t*年的制造业集聚指数; $Controls_{it}$ 表示一系列控制变量; μ_i 、 λ_t 分别为不可观测的个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项; β_0 为常数项;

其次,为探究制造业集聚影响绿色技术创新的作用机制,构建以产业结构升级为中介变量的中介效应模型:

$$IND_{it}=\alpha_0+\alpha_1 mgg_{it}+\alpha_2 \times Controls_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, IND_{it} 为*i*省份第*t*年的产业结构升级水平。

最后,为探究制造业集聚影响绿色技术创新的空间效应,构建空间杜宾(SDM)模型:

$$GTE_{it}=C_0+\rho\sum_{j=1}^n W_{ij}GTE_{jt}+\beta\times mgg_{it}+\delta\sum_{j=1}^n W_{ij}mgg_{jt}+\gamma\times Controls_{it}+\theta\sum_{j=1}^n W_{ij}Controls_{jt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, ρ 表示空间自回归系数; β 、 δ 、 γ 、 θ 表示弹性系数; W_{ij} 表示空间权重矩阵; C_0 为常数项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为绿色技术创新(GTE)。本文选取绿色专利申请量而非获取量作为绿色技术创新的衡量指标,一方面专利申请量不易受到外界影响,能更好地反映区域创新水平;另一方面,考虑到专利从申请到授权有一定的流程,选用专利申请量更具时效性。同时为减少异方差的影响,对专利申请量加1后取自然对数。

2. 解释变量

本文的解释变量为制造业集聚(mgg)。产业集聚的常用测量方法有E-G指数、赫芬达尔指数、集中度、空间基尼系数法和区位熵等。相较于其他方法,区位熵主要反映某地区某产业的空间分布情况及某产业部门的专业化程度。通过比较区域产业与整体的占比,能够消除区域规模差异,更真实地反映要素空间分布及产业专业化程度。因此本文采用区位熵来测度制造业集聚程度,即:

$$mgg_{it}=(E_{ijt}/E_{it})/(E_{jt}/E_t) \quad (4)$$

式中, j 代表制造业, i 代表省份, t 为年份, E_{ijt} 代表*i*省份第*t*年的制造业就业人数; E_{it} 表示*i*省份第*t*年的地区总就业人数; E_{jt} 表示第*t*年的全国制造业就业人数; E_t 表

示为第*t*年的全国就业人数。当此项指标数值趋近于1时,意味着该行业集聚程度较低;反之,若超过1,表示该行业的集聚程度较高。

3. 中介变量

本文的中介变量为产业结构升级水平(IND)。参考徐敏和姜勇(2015)^[27]的相关研究来衡量产业结构升级水平,具体公式如下:

$$IND=\sum_{i=1}^3 q_i \times i=q_1 \times 1+q_2 \times 2+q_3 \times 3 \quad (5)$$

其中, IND 代表产业结构升级水平; q_i 代表第*i*产业的产值所占比重。

4. 控制变量

为了增强模型的有效性,提高拟合优度,本文加入以下控制变量:城市化水平(Urb),用城镇人口占年末常住人口的比重衡量;教育水平(Edu),用政府财政教育支出占地区GDP的比重衡量;金融发展水平(Fin),用存贷款余额之和与地区生产总值的比值衡量;政府干预(Gov),用地方财政科学技术支出与地方财政一般预算支出的比值衡量;信息化水平(Inf),用地区全年邮政行业业务总量与全年电信业务总量之和同总人口的比值来衡量;地区经济发展水平($Lngdp$),用人均GDP增长率衡量。

(三) 数据来源

本文选取2012—2023年的30个省、直辖市和自治区(以下简称省份)作为研究对象,基于数据的可得性,未将西藏、台湾、香港和澳门列入研究范围。本文主要数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国科技统计年鉴》,绿色专利申请量从中国研究数据服务平台(CNRDS)获取。部分缺失数据采用线性插值法补齐,为减少异方差的影响,部分变量进行对数处理。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	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量
GTE	0.844	0.548	0.151	0.660	2.211	360
mgg	7.419	1.334	3.584	7.448	10.143	360
IND	2.373	0.087	2.099	2.388	2.540	360
Urb	0.613	0.116	0.363	0.598	0.896	360
Edu	0.017	0.009	0.003	0.016	0.040	360
Fin	3.535	1.097	1.805	3.313	8.164	360
Gov	0.023	0.018	0.005	0.016	0.091	360
Inf	0.360	0.354	0.069	0.179	1.951	360
$Lngdp$	0.078	0.041	-0.039	0.078	0.285	360

四、实证分析

(一)基准回归

表2展示了本文的基准回归结果。结果显示,无论是否加入控制变量,核心解释变量制造业集聚对绿色技术创新的影响系数均为正且在不同水平上显著。未加入控制变量时,制造业集聚的回归系数为1.4761,表明在其他条件一定的情况下,制造业集聚程度每提升1个单位,绿色技术创新水平将随之提升1.4761;随着控

表2 基准回归结果

变量	(1) <i>GTE</i>	(2) <i>GTE</i>	(3) <i>GTE</i>	(4) <i>GTE</i>	(5) <i>GTE</i>
<i>mgg</i>	1.4761*** (16.242)	0.4634*** (3.886)	0.3721*** (2.993)	0.3125*** (2.740)	0.2545** (2.347)
<i>Urb</i>			1.5581** (2.190)	1.2993* (1.787)	1.4369* (1.916)
<i>Edu</i>				42.7926*** (5.968)	35.5414*** (4.917)
<i>Fin</i>				-0.2220*** (-4.392)	-0.2217*** (-4.169)
<i>Gov</i>					7.3549*** (3.110)
<i>Inf</i>					0.1284 (1.437)
<i>Lngdp</i>					0.4041 (0.955)
常数项	6.1731*** (60.334)	8.1985*** (83.516)	7.0167*** (12.807)	8.4009*** (11.736)	7.9042*** (10.120)
时间固定效应	否	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	是	是	是
N	360	360	360	360	360
R ²	0.3652	0.9721	0.9722	0.9752	0.9759

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

制变量的逐步加入,第(2)列系数变为0.4634,第(3)列系数为0.3721,第(4)列系数为0.3125,第(5)列系数为0.2545,可以看出,制造业集聚的系数依旧显著为正,并通过显著性水平检验。基准回归结果表明,制造业集聚能够促进绿色技术创新,本文的假设1得到验证。

(二)稳健性检验

为了增强研究结果的可靠性,本文采用了四种检验方法进行稳健检验,结果见表3。

一是内生性处理。采用工具变量法,选取滞后一期的制造业集聚指数作为工具变量,记为*L.mgg*,使用二阶段最小二乘法进行回归。结果显示:第一阶段回归中工具变量的系数为正,且通过了1%水平的显著性检验,F值为20.59,表明该工具变量通过了弱工具变量检验;第二阶段回归中,制造业集聚的系数依然显著为正,表明经过内生性处理后本文的核心结论依然稳健。

二是替换解释变量。采用产值数据替代就业人数重新测算区位熵,并据此对模型进行再估计。由表3列(2)的回归结果可知:制造业集聚对绿色技术创新的回归系数依然显著为正,与基准回归结果一致,证实基准回归结果具有稳健性。

三是剔除直辖市样本。鉴于直辖市的特殊性,为排除其潜在影响,剔除了北京、上海、天津、重庆四个直辖市的样本进行回归,结果见表3列(3)。可知在剔除直辖市样本之后,制造业集聚的系数依然显著为正,证实了基准回归结果的稳健性。

四是更改样本周期。为检验研究结果是否受首尾年份影响,剔除了考察期首尾年份的数据后重新回归。表3列(4)显示,结果仍显著为正,说明制造业集聚对绿色技术创新的影响没有受到首尾年份的干扰,再次证实了基准回归结果的稳健性。

表3 稳健性检验

变量	(1)		(2)	(3)	(4)
	一阶段 <i>mgg</i>	二阶段 <i>GTE</i>	替换解释变量 <i>GTE</i>	剔除直辖市样本 <i>GTE</i>	更改样本周期 <i>GTE</i>
<i>mgg</i>		0.435** (0.175)	0.8929*** (4.314)	0.2462** (2.194)	0.2546** (2.023)
<i>L.mgg</i>	0.510*** (0.112)				
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-0.096 (0.671)	9.459*** (0.925)	6.2607*** (7.346)	5.9140*** (10.876)	9.2819*** (9.113)
时间固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	360	360	360	312	300

(三)异质性分析

1. 区域异质性

为考察制造业集聚对绿色技术创新影响的区域异质性,本文从地理区位和国家战略两个维度展开分析。首先,基于传统地理分区,将全国样本划分为东、中、西三大地区^①进行检验,结果如表4所示。可以看出,东部地区的回归系数在1%水平上显著为正,表明东部地区的制造业集聚显著促进绿色技术创新;中部地区的促进作用不显著;西部地区则呈现显著的负向影响。原因可能是,改革开放初期我国实行沿海率先发展战略,使东部地区拥有交通便捷、经济环境较为开放的优势,得益于其高端产业集聚以及市场需求旺盛,制造业集聚对绿色技术创新的促进作用较为显著;中、西部地区面临传统重工业产能结构性过剩、技术迭代滞后与高质量人才持续外流的现实制约,在此背景下,西部地区的制造业集聚反而强化了资源依赖路径,并弱化了创新要素供给,导致集聚效应未能发挥对绿色技术创新的促进作用。其次,着眼于生态优先与绿色发展的国家战略,选取长江经济带和黄河流域两大国家重大战略区^②,系统考察其区域异质性效应。结果显示,黄河流域制造业集聚对绿色技术创新的促进作用在1%水平上显著为正;长江经济带和其他省份同样呈正向促进作用,但未达到显著性水平。

2. 行业异质性

为进一步探讨行业异质性,本文从两个维度对制造业行业进行分类。其一,依据OECD标准及《高技术产业(制造业)分类(2017)》,从技术密集度维度,将制造业划分为低技术、中低技术、中高技术、高技术四类^③;其二,结合已有研究并参照《国民经济行业分类标准》,从生产要素密集度维度,将制造业划分为劳动密集型、资本密集型、技术密集型三类^④。

行业异质性检验结果见表5。研究发现,制造业集聚对绿色技术创新的促进作用随行业特征表现出显著的异质性。按技术密集度划分:低、中高及高技术行业的回归系数均在1%水平上显著为正,中低技术行业在5%水平上显著为正,其中高技术行业的促进作用最强。按生产要素密集度划分:技术密集型行业在1%水平上显著为正,劳动密集型和资本密集型行业在5%水平上显著为正。在后两类行业中,集聚通过集中资源、优化配置并强化企业间合作与知识溢出,有效地推动了绿色技术创新。值得注意的是,金融发展水平在所有行业均显著抑制绿色创新,原因可能是过度金融化使企业偏重短期收益,忽视长期绿色研发;而政府干预则始终呈显著正向影响,体现了政策引导与资金支持对企业绿色创新的激励作用。

表4 区域异质性检验

变量	(1)			(2)		
	东部	中部	西部	黄河流域	长江经济带	其他省份
<i>mgg</i>	0.3733*** (2.884)	0.1819 (0.792)	-0.5672** (-2.093)	1.1268*** (4.189)	0.1440 (0.790)	0.1204 (0.780)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	6.6293*** (9.096)	7.5348*** (10.323)	4.3437*** (5.879)	3.9659*** (11.475)	6.7062*** (17.396)	8.3865*** (6.655)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
N	132	96	132	96	132	132
R ²	0.9864	0.9556	0.9675	0.9857	0.9710	0.9724

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

②长江经济带包括上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南;黄河流域包括山西、内蒙古、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏;四川受长江水系影响区域更大,其经济活动主要集中在长江流域,因此将四川划分到长江经济带。

③低技术制造业包括农副食品加工业,食品制造业等13个细分行业;中低技术制造业包括石油加工、炼焦和核燃料加工业,橡胶和塑料制品业等6个细分行业;中高技术制造业包括化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业等8个细分行业;高技术制造业包括计算机、通信和其他电子设备制造业等4个细分行业。

④劳动密集型制造业包括农副食品加工业,食品制造业等15个细分行业;资本密集型制造业包括酒、饮料和精制茶制造业,烟草制品业等9个细分行业;技术密集型制造业包括医药制造业,专用设备制造业等7个细分行业。

表5 行业异质性检验

变量	(1)				(2)		
	低技术	中低技术	中高技术	高技术	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>mgg</i>	0.2136*** (2.640)	0.3109** (2.565)	0.2925*** (2.858)	0.4372*** (5.023)	0.2165** (2.447)	0.3536** (2.452)	0.3078*** (2.757)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	7.9021*** (10.017)	7.9777*** (10.189)	7.7472*** (9.767)	7.9955*** (10.481)	7.9185*** (10.188)	7.6119*** (10.096)	7.9839*** (9.883)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.9758	0.9761	0.9760	0.9770	0.9759	0.9762	0.9759

(四)作用机制检验

作用机制检验结果如表6所示。第(2)列的被解释变量为产业结构升级水平,制造业集聚的影响系数为0.146,并在1%水平上显著,说明制造业集聚会促进产业结构升级水平提升;第(3)列的被解释变量为绿色技术创新,在同时纳入制造业集聚和产业结构升级水平的回归中,制造业集聚对绿色技术创新的系数虽仍显著为正,但数值较未加入中介变量时有所下降,产业结构升级水平的系数亦显著为正。这表明制造业集聚通过推动产业结构升级水平推动了区域绿色创新,假设2得到验证。

表6 中介效应回归

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>GTE</i>	<i>IND</i>	<i>GTE</i>
<i>mgg</i>	0.255** (2.347)	0.146*** (4.798)	0.179* (1.669)
<i>IND</i>			0.516** (2.369)
控制变量	是	是	是
常数项	7.903*** (10.118)	10.808*** (44.738)	2.329 (0.915)
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	360	360	360

(五)空间溢出效应分析

本文利用Stata软件,采用全局Moran's I进行空间自相关检验,验证制造业集聚与绿色技术创新二者之间是否存在空间效应,结果如表7所示。在地理距离矩阵下,各年份核心变量的全局Moran's I均大于0,且在1%水平上显著,表明考察期内制造业集聚和绿色技术创新存在显著的空间正相关性,可以采用空间计量分析。然后依次进行LM检验、Hausman检验以及LR检验,结果均在1%水平上通过显著性检验,说明选取双向固定效应的空间杜宾模型最优。

本文采用地理距离矩阵表示省份之间的空间关

表7 空间自相关性检验

年份	<i>mgg</i>		<i>GTE</i>	
	Moran's I	z	Moran's I	z
2012	0.156***	4.028	0.123***	3.327
2013	0.134***	3.563	0.126***	3.370
2014	0.128***	3.437	0.125***	3.374
2015	0.124***	3.342	0.138***	3.638
2016	0.122***	3.295	0.151***	3.893
2017	0.114***	3.132	0.140***	3.663
2018	0.172***	4.419	0.153***	3.940
2019	0.147***	3.385	0.152***	3.936
2020	0.157***	4.059	0.162***	4.134
2021	0.168***	4.298	0.147***	3.827
2022	0.166***	4.268	0.135***	3.576
2023	0.179***	4.551	0.136***	3.605

系,并使用邻接权重矩阵进行稳健性检验,结果如表8所示。制造业集聚对绿色技术创新的影响系数均显著为正,说明制造业集聚能显著促进本省份的绿色技术创新。同时,空间自回归系数在1%水平下显著为正,表明绿色技术创新存在明显的空间溢出效应,相邻省份绿色技术水平的提升也会促进本省份绿色技术创新水平的提升。

由空间总效应分解发现,制造业集聚的直接效应在1%水平下显著为正,间接效应以及总效应的估计系数均为正,表明本省份和相邻省份的制造业集聚均能显著提升本省份的绿色技术创新水平。原因在于制造业集聚优化了要素配置,推动了区域产业转移与合作,形成了显著的空间溢出,各省份的制造业集聚对本省份及相邻省份的绿色技术创新均具有显著的促进作用,假设3得到验证。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2012—2023年30个省份的面板数据,利用基准回归模型、中介效应模型与空间杜宾模型,实证检验制造业集聚对绿色技术创新的影响,得出研究结论

表 8 SDM 回归

变量	地理距离矩阵	邻接权重矩阵
<i>mgg</i>	0.373*** (3.702)	0.315*** (3.152)
<i>W×mgg</i>	1.741** (2.120)	0.426** (2.255)
<i>rho</i>	1.089*** (4.621)	0.247*** (3.269)
<i>Direct</i>	0.325*** (3.105)	0.299*** (2.847)
<i>Indirect</i>	0.680 (1.629)	0.289* (1.775)
<i>Total</i>	1.005** (2.435)	0.588*** (3.701)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
<i>R</i> ²	0.202	0.089

如下:(1)基准回归表明,制造业集聚能够显著提升绿色技术创新水平,且该结论经过一系列稳健性检验后依然成立。(2)异质性分析结果表明,制造业集聚对绿色技术创新的促进效应存在区域与行业差异:从区域维度看,东部地区、黄河流域影响显著;从技术密集度维度看,集聚效应整体随行业技术密集度提升而增强,其中高技术产业的促进作用最强;从生产要素密集度维度看,资本、技术密集型行业的集聚效应更优,劳动密集型行业的集聚效应相对较弱。(3)机制检验结果表明,制造业集聚能够通过提升产业结构升级水平促进绿色技术创新。(4)空间溢出效应分析表明,本省份和相邻省份的制造业集聚均能显著提升本省份的绿色技术创新水平。

(二)政策建议

根据上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,促进区域协调发展。加强区域规划、推动资源要素在更大范围内优化配置,应通过共建共享创新平台、产业园区和基础设施网络,加强区域间绿色技术研发与产业协作,促进制造业集聚与绿色创新的深度融合。与此同时,需着力强化跨区域绿色协同创新网络建设,打破行政壁垒,在长江经济带及黄河流域等国家重大战略区域,系统性规划与建设绿色技术协同创新共同体。在此过程中,应鼓励建立跨区域产业协作模式,推动东部先进绿色技术向中西部梯度转移,并依托中西部能源资源与生态优势,提升相关地区公共服务与基础保障水平,增强其产业转型与科技创新能力。

第二,发挥产业结构升级对绿色创新的促进作用。需加快数字基础设施建设,为产业智能化、绿色化转型

提供支撑。重点推进5G、工业互联网、大数据中心等数字基础设施向制造业集聚区覆盖,搭建跨行业的绿色技术数字化服务平台,实现智能化升级。着力推动传统产业实施绿色化改造和数字化赋能,优化生产工艺与能源结构;同时积极培育壮大战略性新兴产业,构建绿色低碳的现代产业体系。此外,应优化产业空间布局,引导资源向绿色创新领域集聚,推动产业结构向更高附加值、可持续的方向持续演进,实现经济发展与生态改善的良性循环。

第三,推动制造业产业高质量集聚。需推动集聚模式从规模扩张向创新驱动转型,重点培育专业化、特色化的绿色产业集群,支持集群内企业、高校与科研机构共建绿色技术研发平台,构建开放协同的创新生态。在此基础上,应结合行业异质性特征,实施差异化集聚培育策略:针对高技术制造业,重点打造国家级绿色技术创新集聚区,依托产学研协同平台聚焦关键核心技术攻关,并加强绿色专利研发的政策支持;在资本密集型行业,引导集聚区规模化推广节能降耗技术应用,着力降低单位产出的能耗与排放强度;对于劳动密集型行业,应着力健全绿色转型的技术支撑与政策保障体系,切实降低中小企业绿色创新的实施门槛与转型成本。同时,应警惕金融发展对绿色技术创新的潜在负面影响,引导金融资源更多地投向绿色产业和技术创新领域。政府应继续发挥积极作用,通过政策引导、资金支持和环境规制等手段,促进绿色技术创新和产业升级。◆

参考文献:

[1]王惠,王树乔,苗壮,等.研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应:基于中国高技术产业的经验研究[J].科研管理,2016,37(2):63-71.

[2]翟梦新,陆玉麒,胡舒云,等.长江经济带绿色技术创新效率时空特征与影响因素[J].地理与地理信息科学,2025,41(3):53-63.

[3]韩莹,孙丽文.基于Super-NSBM模型区域绿色创新效率及影响因素研究[J].软科学,2023,37(5):115-123+130.

[4]何凌云,黎姿,梁宵,等.政府补贴、税收优惠还是低利率贷款?:产业政策对环保产业绿色技术创新的作用比较[J].中国地质大学学报(社会科学版),2020,20(6):42-58.

[5]王黎明,赵彦琳,王帅.中国高新技术产业集聚模式对绿色创新效率的影响研究[J].管理现代化,2022,42(1):17-23.

[6]闫华飞,肖静,冯兵.长江经济带工业绿色技术创新效率评价及其影响因素分析[J].统计与决策,2022,38(12):96-101.

[7]王迪,张芷媛,汪小龙.高技术产业集聚何以促进区域绿色技术创新:基于知识溢出与市场竞争双重视角[J].科技进步与对策,2025,42(12):49-58.

- [8]赵放,蒋国梁,徐熠,等.数字产业集聚赋能区域绿色技术创新:创新要素与创新环境双重视角[J].科技进步与对策,2024,41(18):1-11.
- [9]龚新蜀,李梦洁,张洪振.OFDI是否提升了中国的工业绿色创新效率:基于集聚经济效应的实证研究[J].国际贸易问题,2017(11):127-137.
- [10]任阳军,何彦,杨丽波,等.生产性服务业集聚、制造业集聚对绿色创新效率的影响:基于中国城市面板数据的空间计量分析[J].系统工程,2020,38(3):27-35.
- [11]王洪庆,郝雯雯.高新技术产业集聚对我国绿色创新效率的影响研究[J].中国软科学,2022(8):172-183.
- [12]原毅军,郭然.生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新:基于省级面板数据的实证研究[J].经济学家,2018(5):23-31.
- [13]刘楠楠,赵可,彭开丽,等.环境规制视角下制造业集聚对工业用地绿色利用效率的影响[J].华中农业大学学报,2024,43(6):127-140.
- [14]朱凤慧,张同功,刘立峰.黄河流域制造业集聚对经济高质量发展的影响[J].地域研究与开发,2025,44(2):167-172.
- [15]吴敬茹.京津冀先进制造业集聚对经济高质量发展影响研究[D].保定:河北大学,2024.
- [16]徐晓书,胡祥和,周吉峙,等.制造业集聚对经济高质量发展的影响研究:基于绿色技术创新的视角[J].工业技术经济,2022,41(9):61-68.
- [17]纪玉俊,刘俊成.先立后破:制造业集聚能否实现经济增长与碳减排的协同发展?[J].中南大学学报(社会科学版),2025,31(2):102-116.
- [18]杨兰桥,胡海洋.数字产业集聚、绿色技术创新与城市经济韧性[J].统计理论与实践,2025(10):35-42.
- [19]袁浩洋.制造业集聚对区域经济韧性的影响研究[D].杭州:浙江工商大学,2024.
- [20]纪玉俊,张晓萌.制造业集聚对城市经济韧性的影响研究[J].华东经济管理,2024,38(6):108-118.
- [21]孟望生,郑延钦,张杨.黄河流域制造业集聚对城市绿色经济效率的影响[J].统计与决策,2023,39(15):111-116.
- [22]张平淡,屠西伟.制造业集聚促进中国绿色经济效率提升了吗?[J].北京师范大学学报(社会科学版),2021(1):132-144.
- [23]李稚,段坤,孙涛.制造业产业集聚如何影响生态环境:基于绿色技术创新与外商直接投资的双中介模型[J].科技进步与对策,2019,36(6):51-57.
- [24]刘云强,权泉,朱佳玲,等.绿色技术创新、产业集聚与生态效率:以长江经济带城市群为例[J].长江流域资源与环境,2018,27(11):2395-2406.
- [25]张平淡,屠西伟.制造业集聚对改进城市碳全要素生产率的影响研究[J].城市问题,2023(6):37-45.
- [26]张学升.技术创新视角下产业集聚对绿色经济发展的影响研究[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2022(1):80-90+152.
- [27]徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015,32(3):3-21.

Research on the Impact of Manufacturing Agglomeration on Regional Green Technological Innovation: An Analysis Based on Mediating Effects and Spatial Effects

Chen Xiusu, Xu Haoyu

Abstract: As a fundamental carrier of the regional green technology innovation system, manufacturing agglomeration has become an important driving force for regional green technology innovation. Based on provincial panel data from 2012 to 2023, this paper empirically examines the impact of manufacturing agglomeration on regional green technology innovation using benchmark regression models, mediation effect models, and spatial Durbin models. The research results show that manufacturing agglomeration can significantly promote regional green technology innovation, and its impact exhibits significant regional and industrial heterogeneity. Specifically, at the regional level, manufacturing agglomeration in the eastern region and the Yellow River Basin significantly promotes regional green technology innovation. At the industrial level, under the dimension of technological density, the promoting effect of manufacturing agglomeration generally increases with the increase in industrial technological density. Under the dimension of production factor intensity, its promoting effect is stronger in capital-intensive and technology-intensive industries and relatively weaker in labor-intensive industries. Mechanism analysis indicates that manufacturing agglomeration can enhance the level of green technology innovation by promoting industrial structure upgrading. Spatial spillover effect analysis shows that green technology innovation has a significant positive spatial correlation, and manufacturing agglomeration has a significant positive spatial spillover effect on innovation in neighboring regions.

Key words: Manufacturing Agglomeration; Green Technology Innovation; Industrial Structure Upgrading; Spatial Durbin Model

(责任编辑:李雅)

区域一体化、经济辐射效应 与共同富裕

——基于国家级城市群发展规划的准自然实验

何妍, 齐光辉

(河南大学 数学与统计学院, 河南 开封 475004)

摘要:区域一体化在优化区域发展格局、强化区域间协作与联动方面发挥着显著的经济辐射效应,能有效缩小区域收入差距,为共同富裕目标的实现提供重要支撑。采用2009—2023年全国286个城市的面板数据,以国家级城市群发展规划为准自然实验,运用多期双重差分模型系统考察区域一体化对共同富裕的影响,并进一步基于修正的引力模型测度城市间经济辐射水平,探究区域一体化推动共同富裕的具体作用机制。研究发现,区域一体化政策能够显著提升城市共同富裕水平,且这种促进作用在中心城市、人口流入型城市、非资源型城市以及大型城市中更为明显。机制分析显示,区域一体化政策可以通过提升城市间经济辐射水平促进共同富裕的实现。进一步分析表明,区域一体化不仅有助于提高本地共同富裕水平,也对相邻城市产生了显著的正向空间溢出效应。据此,未来应持续推进区域一体化进程,完善差异化发展战略与要素流动机制,以增强经济辐射力,并推动共同富裕的实现。

关键词:共同富裕;区域一体化;经济辐射效应;国家级城市群;经济引力模型

中图分类号:F126

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)02-0036-13

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2026.02.004

一、引言

扎实推进共同富裕,是践行以人民为中心的发展思想的必然要求与最终目标。这一定位使得共同富裕从理论构想上升为新时代国家发展阶段的核心任务(李实,2021)^[1]。党的二十届四中全会强调,要加大保障和改善民生力度,将扎实推进全体人民共同富裕作为“十五五”时期经济社会发展的重要目标。当前,我国不仅取得了脱贫攻坚战的全面胜利,为共同富裕奠定了坚实的物质与制度基础;更带动了居民收入与经济同步增长,推动了基本公共服务均等化,使发展成果更公平、更实在地惠及全体人民。然而,在共同富裕推进过程中仍面临诸多问题,具体表现为区域发展不均衡、城乡与行业差距依然显著,同时发展成果的共享机制仍有缺漏,公平与效率的平衡尺度难以协调。这些

因素制约着共同富裕目标的实现。在此背景下,统筹推进区域协调发展,有针对性地缩小区域、城乡及不同群体之间的发展差距,从而在更高水平上实现全体人民共同富裕,成为“十五五”时期乃至更长远发展阶段的重要战略目标。

区域协调发展是走向共同富裕的必由之路,其战略目标在于实现区域平衡性、协调性和可持续增长,通过化解人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,促进公共服务均等化、推动发展成果共享、缩小收入差距,从而有效助推全体人民共同富裕的实现。在此基础上,以城市群为载体重构发展格局的区域一体化政策,已成为推动区域协调发展的重要战略形式。区域一体化是影响区域发展格局演变的重要动力,并具有明显的二重性,既能通过要素自由流

基金项目:国家社会科学基金项目“‘双碳’目标下数字技术驱动新能源产业创新发展的机理与路径研究”(22BJY133)。

作者简介:何妍,女,博士,讲师,研究方向为计量经济、公司股权激励行权定价;齐光辉,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为计量经济、共同富裕。

动、消除市场壁垒等效应提升整体区域发展水平,也可能因资源过度集中于先发地区而加剧区域差距(蔡之兵,2023)^[2]。因此,在共同富裕的大背景下发挥区域一体化的积极作用,就必须在顶层设计上统筹兼顾。既要通过区域一体化促进要素自由流动、产业协同与资源优化配置,不断“做大蛋糕”;也要通过区域协调机制、公共服务均等化及社会保障体系建设,实现“分好蛋糕”,从而助力共同富裕的实现(刘培林等,2021)^[3]。然而,区域一体化能否在实践中处理好协调和公平两者之间的复杂关系,从而有效推动共同富裕的实现?如果能,其通过何种路径作用于共同富裕?不同城市类型是否存在差别?对周边城市是否产生影响?回答上述问题,有助于为进一步实施区域一体化战略以推动共同富裕提供实证依据与政策参考,同时对构建区域发展新格局具有重要的学术价值。

目前,学术界在区域一体化、共同富裕等方面已取得了一定的研究成果,然而将二者系统融合、以实证方法评估区域一体化政策对共同富裕影响的研究仍较少。与本文密切相关的文献集中讨论区域一体化对共同富裕影响的实现路径。一方面,区域一体化能够提升资源要素的跨区域流动与配置水平(李洪涛和王丽丽,2020)^[4]、促进人口流动的集聚与扩散(彭迪云等,2023)^[5],以及强化城市群内部的经济集聚效应(程广斌和吕太升,2024)^[6],推动产业结构升级与优化,从而带动就业增长与民生改善,并提高益贫式增长率、降低地区收入差距(周耿等,2023)^[7]。另一方面,区域一体化依托数字经济(祁芳梅等,2023)^[8]与数字技术创新(张磊和时立荣,2025)^[9],加速技术与产业的深度融合,催生新兴产业与就业增长点,从而扩大中等收入群体规模。与此同时,部分学者发现区域一体化不仅能够提升本地的共同富裕水平,还能够通过区域联动实现“先富带动后富”(李光亮等,2022)^[10],对地理邻近与经济邻近地区的共同富裕具有较强的辐射能力(牛志远和梁玉春,2024)^[11]。此外,还有少数学者从区域一体化构成的视角切入,进一步将区域一体化划分为政策一体化与市场一体化两类,发现政策一体化与市场一体化、收入差距之间均呈现非线性关系。

综上所述,现有研究揭示了区域一体化对共同富裕的促进作用,并对其作用的内在机制展开了深入研究。尽管如此,仍存在些许局限性:关于区域一体化的研究,多数研究集中于单个城市群,缺乏全国范围的整体视角;关于作用机制的识别上,鲜有文献关注城市群

内核心城市发挥经济辐射效应对共同富裕的影响;在城市群这一新型空间载体的影响下,区域一体化和共同富裕两者空间互动关系的探索相对较少。鉴于此,本文在现有研究的基础上将区域一体化政策、城市经济辐射力与共同富裕纳入统一分析框架,运用2009—2023年全国286个城市的面板数据,以国家级城市群发展规划的实施为准自然实验,采用多期双重差分方法系统考察区域一体化对城市共同富裕的影响,并进一步检验二者的内在机制和异质性特征。

相较于以往研究,本文的边际贡献如下:第一,在研究视角上,本文以国家级城市群建设为切入点,系统考察区域一体化政策对共同富裕的影响,丰富了共同富裕理论的宏观协调分析框架。第二,在研究方法上,本文采用修正的引力模型对核心城市的经济辐射效应进行量化测度,并将其作为机制变量纳入实证模型,同时结合空间计量经济学方法系统检验区域一体化政策对周边城市的溢出效应。第三,在实证价值上,本文揭示了区域一体化政策通过强化核心地区的经济辐射效应,有助于促进全体人民共同富裕。研究结果为“先富带动后富”提供了可行的实现路径,同时为政府及决策部门完善城市群与都市圈建设,以区域一体化推动共同富裕,提供了理论依据与实证支撑。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一)制度背景

中国地域辽阔,各省份在经济发展、资源禀赋和城镇化水平等方面差异显著,这造成长期以来区域发展不平衡的格局。这种不平衡不仅体现在经济发展水平上,还体现在城乡收入差距、公共服务可及性和生态环境治理等多个维度,对实现共同富裕带来了挑战。为应对这些结构性矛盾,中国自“十一五”时期起将城市群作为一种重要的空间治理模式纳入国家新型城镇化战略,并将其视为促进区域协调发展和城镇化质量提升的关键路径。

2015年,京津冀、长三角和珠三角城市群纳入国家级发展规划,这些城市群被视为推动城镇化和经济结构转型的重要试验区。进入“十四五”时期,国家将进一步将城市群与都市圈的发展制度化,提出构建“19+2”国家级城市群与都市圈布局,通过规划设计和制度引导,推动城市与乡村、中心区域与边缘区域的协同发展。

截至2025年,中国多个国家级城市群进入深度发

展阶段。其中京津冀、长三角和粤港澳大湾区被明确为世界级城市群培育区,成渝地区双城经济圈和长江中游城市群被定位为区域高质量发展的重要增长极。这些城市群在提升区域经济密度、加强创新驱动和优化公共资源布局方面发挥了示范作用,并为缩小地区差距、提升公共服务覆盖、推进共同富裕奠定了制度基础。

(二)理论分析与研究假设

1. 区域一体化与共同富裕

共同富裕是中国特色社会主义的本质要求,是人民群众的共同期盼,是中国式现代化的重要特征(左宇晓和张涛,2025)^[12]。实现共同富裕不仅依赖经济总量的持续增长,更取决于区域之间、群体之间发展机会与公共资源的协调分配。在此背景下,区域一体化作为促进区域协调与共享发展的重要举措,为缓解地区发展不平衡、夯实共同富裕基础提供了关键路径。其影响可从发展性、共享性与可持续性三个维度进行考察。

从发展性维度来看,区域一体化通过扩大市场规模和优化要素配置,有效促进了区域经济增长与发展效率的提升。一体化有助于推动劳动力、资本、技术等生产要素跨区域自由流动,改善资源配置效率(吴常艳等,2017)^[13]。随着区域间产业分工与协作机制不断深化,城市间的低效竞争得以缓解,区域发展的整体性与协调性增强。同时,消除行政壁垒后的统一规划与建设能够减少重复投资,推动产业转型升级,不仅提升了经济发展水平,也为居民创造了更多收入与就业机会,从而为共同富裕奠定了坚实的物质基础。

从共享性维度来看,区域一体化有助于推动基础设施、公共服务及政策资源在更广范围内实现均衡配置,有效拓展了就业渠道,提高了居民收入水平,有助于缩小地区间发展差距,促进发展成果的更公平分配,增强社会发展的包容性与共享性。此外,行政区划优化减少了部门分割,提高了资源配置效率,使经济社会发展成果惠及更广泛的群体(侯赞慧等,2009)^[14]。

从可持续性维度来看,区域一体化水平与碳排放之间存在显著关联,一体化进程对推动区域绿色发展至关重要(韩刚等,2024)^[15]。随着一体化的不断深入,区域间协调机制逐步完善,这不仅促进了绿色低碳转型与生态环境协同治理,也加速了绿色创新技术的传播与应用。一方面,通过改善环境质量提升了居民健康水平与生活福祉,缓解了污染对公共健康和劳动效率的负面影响。另一方面,通过培育节能环保、清洁能

源等新兴产业,为不同地区带来新的就业渠道和经济增长点,从而在提升整体发展质量的同时促进了共同富裕的实现。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: 区域一体化对共同富裕具有显著的促进作用,并在发展性、共享性与可持续性三个维度上均产生积极影响。

2. 区域一体化、经济辐射效应与共同富裕

基于经济辐射理论,经济发展水平和现代化程度较高的地区,通过资本、人才、技术与市场等要素的流动转移,以及思想观念、思维方式和生活方式等方面的传播,能够带动相对落后地区的经济社会发展,从而提升整体资源配置效率(常健,2008)^[16]。资本、人才和技术等要素的集聚使发达城市成为区域经济发展的增长极,并通过要素的流动与扩散,将发展动能辐射至周边地区,促进区域间的协调与均衡发展(刘儒和张艺伟,2022)^[17]。一方面,核心城市集中发展高端制造、科技创新及高附加值服务业,而周边地区承接配套功能与产业转移,形成梯度分布、协同联动的区域产业生态,为欠发达地区创造了更多就业机会。另一方面,人才流动与技能外溢优化了人力资本的空间配置。高技能劳动者与先进管理经验的输入,提升了当地企业的技术应用与管理水平,扩大中等收入群体规模,增强经济发展的普惠性。此外,经济辐射效应的增强扩大了周边城市的市场交易范围,显著降低了交易与信息成本。市场准入条件的改善,有效促进了当地产出、就业与居民可支配收入的增长。

区域一体化政策的实施在提升城市经济辐射力方面发挥着重要作用。具体而言,区域一体化通过打破行政壁垒、推动政策协同与公共服务一体化,有利于构建要素自由流动的制度环境(孔令丞等,2022)^[18];同时,显著提升了城市间的空间可达性和资源流通效率,借助高效的交通网络与信息通信系统,核心城市的资本、人才、技术与市场等要素能够更自由地向周边地区流动转移,实现资源共享与深度协同,从而进一步强化了核心城市对周边地区的经济辐射作用。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H2: 区域一体化可以通过提高城市经济辐射效应,进而促进共同富裕目标的实现。

三、研究设计

(一)模型设定

本文将分批实施的国家级城市群规划作为一项准

自然实验,构建渐进双重差分模型来系统考察区域一体化对共同富裕的影响。具体的模型设定如下:

$$CP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Region_{it} + \gamma_j Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, CP_{it} 为被解释变量,表示城市 i 在第 t 年的共同富裕水平; $Region_{it}$ 为核心解释变量,以国家级城市群规划是否实施的虚拟变量表示; $Controls_{it}$ 表示其他可能影响城市共同富裕水平的控制变量; μ_i 、 λ_t 和 ε_{it} 分别为城市固定效应、年份固定效应和随机扰动项。

(二) 变量选取与说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为共同富裕(CP)。在测度共同富裕水平时,学界目前主要遵循两种方式:一是采用基尼系数、城乡收入比等单一指标进行近似刻画;二是从共同富裕的多维内涵出发,构建综合性的指标体系。考虑到前者仅着眼于结果公平,评价结果容易流于简单平均,与共同富裕的内涵有所背离(陈丽君等, 2021)^[19],因此,本文从发展性、共享性和可持续性三个维度构建了城市层面的共同富裕综合评价体系。其中包含8个二级指标和31个三级指标,具体指标见表1。为了确保指标权重的客观性,本文使用熵权法计算各个指标的权重,由此计算出城市层面的共同富裕总指数以及发展性、共享性和可持续性三个维度的子指数。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是区域一体化政策($Region$),若某城市在特定年份被纳入国家级城市群发展规划, $Region$ 取值则为1,否则取值为0。

3. 机制变量

本文的机制变量为经济辐射力(ER),其相关理论被广泛应用于经济发展过程中区域内部或区域之间经济关系的研究中。早在20世纪初,国外学者便围绕城市间联系展开大量研究,并逐渐将引力模型应用于城市体系与空间结构分析中,使其成为测度经济辐射力的重要工具。经典引力模型如(2)式所示:

$$ER_{ij} = \frac{k \cdot M_i \cdot M_j}{D_{ij}^\beta} = \frac{k \cdot \sqrt{G_i P_i} \cdot \sqrt{G_j P_j}}{D_{ij}^\beta} \quad (2)$$

其中, ER 为 i 、 j 两地区之间的引力; k 为引力常数,一般取值为1; M 为地区质量指标,一般采用该地区的GDP(G)与人口规模(P)乘积的开方表示; D 为两地区间的地理距离。

原有引力模型虽能刻画城市间经济联系,但其指标较为简化,难以反映区域经济网络的复杂性。为提高高度的科学性,本文对引力模型做出如下修正:首

表1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
发展性	富裕程度	人均地区生产总值	+
		城镇居民人均可支配收入	+
		农村居民人均可支配收入	+
		人均存款余额	+
		人均社会消费品零售总额	+
	共同程度	城乡收入差距	-
		城乡消费差距	-
		城镇化水平	+
共享性	教育文化水平	教育支出占比	+
		平均教育年限	+
		生均师资人数	+
		人均公共图书馆藏书量	+
	社会保障程度	养老保险参保比例	+
		失业保险参保比例	+
		医疗保险参保比例	+
		登记失业人数占比	-
		人均医院床位数量	+
	信息化建设	电信业务收入	+
		移动电话用户数	+
		国际互联网用户数	+
		邮政业务收入	+
	公共基础设施	人均道路面积	+
		人均供水总量	+
人均供气管道长度		+	
人均人行道面积		+	
可持续性	科技创新能力	科技支出占比	+
		专利授权数	+
	生态环境治理	人均公园绿地面积	+
		工业二氧化硫排放量	-
		生活无害化处理率	+
		人均道路清扫面积	+

先,传统模型以GDP与人口规模的乘积的开方作为地区质量指标,未能全面体现城市综合实力。为此,本文引入GDP、邮电业务收入、人口规模、第三产业占GDP比重及财政收入等指标,采用熵权法构建综合质量指数;其次,城市间距离是影响经济联系的重要因素,仅以地理距离衡量空间阻力,忽视了经济差异对要素流动的约束作用。现有研究主要采用城市间距离用最短耗时的地理距离(蒋天颖等,2014)^[20]和城市间的经济距离(季凯文和周吉,2018)^[21]。为同时考虑地理与经济因素对城市经济流动的影响,本文选用经济地理嵌套距离来刻画城市间的相对位置。具体如式(3)所示:

$$D_{ij} = \mu d_{1ij} + (1 - \mu) d_{2ij} \quad (3)$$

其中, d_1 为地理距离, d_2 为经济距离。为简化分析,参照邵帅等(2016)^[22]的做法,令 $\mu = 0.5$ 。

同时,结合刘继生和陈彦光(2000)^[23]的相关研究,本文将城市间距离衰减指数初步设定为2。由此,本文确立的引力模型如式(4)所示:

$$ER_{ij}=\frac{k\cdot T_i\cdot T_j}{D_{ij}^2}$$

(4)

其中, T 为经过熵权法构建的地区质量综合指标。在此基础上测算某一城市对其他城市的经济辐射效应为式(5)所示:

$$ER_i=\sum_{j=1}^n ER_{ij}$$

(5)

4. 控制变量

为减少因遗漏变量而导致的估计偏差,本文引入如下控制变量:金融发展水平(Fin),通过年末金融机构存款余额与贷款余额之和占地区生产总值的比值计算,体现金融体系对实体经济的支持程度;城市规模(Cit),以地区常住人口总量取自然对数衡量,反映人口集聚所带来的规模经济效应;人力资本($Peoz$),以普通高等学校在校学生人数占地区总人口的比例衡量,反映区域内受教育人口密度与潜在人力资源质量;政府干预程度(Gro),采用地方财政一般公共预算支出占地区生产总值的比重衡量,反映政府对资源配置和经济运行的介入程度;人口密集度($Peom$),以城市人口密度的自然对数度量,用以控制人口分布空间结构对

经济活动的可能影响;工业化水平($Indus$),通过对规模以上工业企业数量加1后取自然对数处理,刻画地区工业发展水平并避免零值干扰;对外开放水平($Open$),以城市当年实际利用外资金额加1后取自然对数表示,反映其吸引外资能力与国际开放程度;产业结构($Stru$),以第三产业增加值与第二产业增加值之比表示,用以衡量服务业在整体经济结构中的比重,反映产业结构的升级程度;薪资水平($Sala$),以城镇非私营单位在岗职工工资总额除以地区总人口数表示,用以衡量人均收入水平与居民收入能力。

(三)样本选择与数据来源

限于国家级城市群发展规划的实施时间和数据可得性,本文最终选取2009—2023年全国286个城市为研究样本,其中包含11个国家级城市群,共154个城市群内城市和132个非城市群城市,共计4290个面板样本观测值。为保证样本数据的质量与可比性,剔除了样本期间行政区划发生变更的城市及数据缺失严重的城市。数据来源方面,国家级城市群发展规划的批准时间及所含城市信息均通过国务院官网手工整理而得;其余变量原始数据主要取自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及各省份的统计公报。少量缺失值为保持原始数据统计特性的连续,采用期望最大化方法补齐。相关变量的描述性统计见表2。

表2 变量的描述性统计

变量类型	变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	CP	共同富裕	4290	0.0883	0.0599	0.0101	0.5855
解释变量	$Region$	区域一体化	4290	0.2883	0.4530	0.0000	1.0000
机制变量	ER	经济辐射力	4290	6.7195	16.7678	0.0947	318
控制变量	Fin	金融发展水平	4290	2.5740	1.2965	0.5879	21.3015
	Cit	城市规模	4290	5.8742	0.7026	2.9957	8.1191
	$Peoz$	人力资本	4290	0.1842	0.2058	0.0006	1.3743
	Gro	政府干预程度	4290	0.1991	0.1027	0.0439	1.0268
	$Peom$	人口密集度	4290	8.0189	0.6877	5.6733	9.6195
	$Indus$	工业化水平	4290	6.6216	1.1061	3.0445	9.7929
	$Open$	对外开放水平	4290	9.8728	1.9767	1.3863	14.9413
	$Stru$	产业结构	4290	1.0718	0.6141	0.1087	6.3874
	$Sala$	薪资水平	4290	0.7004	0.7602	0.0006	15.3967

四、实证分析

(一)基准回归

基于式(1)的模型设定,本文运用双向固定效应模型检验区域一体化对共同富裕的影响。从表3的(1)—(2)列可以看出,区域一体化发展能够显著提升共同富裕水平。为深入探究区域一体化政策在不同层面的表

现与作用机制,本文进一步从共同富裕的发展性、共享性及可持续性三个子维度进行分析。具体结果如(3)—(8)列所示。在发展性方面,(3)—(4)列的结果显示,区域一体化的估计系数显著为正,说明该政策有效激发了城市经济活力并提高了居民收入。这表明,区域一体化政策促进了城市群内部的资源流通与产业协作,

提升了经济增长效率,从而增强了城市整体的发展性。在共享性方面,根据(5)—(6)列的结果,政策效应在加入控制变量后显著为正,表明区域一体化有助于改善公共服务与社会福利水平。具体而言,政策通过优化资源配置并强化城市协作,提升教育、医疗、社会保障及基础设施等公共服务的可及性与覆盖水平,进而增

进了发展成果的共享性。在可持续性方面,(7)—(8)列的结果显示,区域一体化对可持续性维度同样产生了显著正向影响,说明政策不仅能刺激经济短期提升,也有助于长期发展质量的改善。这表明,区域一体化加速了技术扩散与绿色转型,从而强化了城市的可持续增长能力,为共同富裕提供了持续保障,H1得到验证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	CP		发展性		共享性		可持续性	
Region	0.0094*** (0.002)	0.0059*** (0.002)	0.0601*** (0.002)	0.0156*** (0.002)	0.0004 (0.001)	0.0025** (0.001)	0.0042*** (0.001)	0.0056*** (0.001)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4290	4290	4290	4290	4290	4290	4290	4290
R ²	0.922	0.936	0.682	0.929	0.838	0.959	0.417	0.686

注:括号内为稳健标准误;***、**和*分别表示1%、5%和10%的置信水平。下表同。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势检验

在使用双重差分模型识别区域一体化政策对共同富裕的因果效应之前,首先需要检验平行趋势假设是否成立。若政策实施前实验组与对照组的共同富裕水平已呈现显著不同的变化趋势,则DID估计将难以反映政策的真实作用。为此,本文参考Feng等(2023)^[24]的做法,采用事件研究方法开展平行趋势检验与动态效应分析,具体模型设定如下:

$$CP_{it} = \gamma_0 + \sum_{k=-7}^8 \gamma_k Region_{it,0+k} + \delta_j Controls_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

(6)

其中, $Region_{it,0+k}$ 表示以区域一体化政策实施前一年为基期构造的各相对年份虚拟变量,用于刻画政策在不同时点的效应。

平行趋势检验结果如图1所示。在政策实施前的7个时期内,各相对年份虚拟变量系数均围绕0波动且未显著,表明城市群与非城市群地区的共同富裕水平变化趋势相近,满足平行趋势假设。因此,使用双重差分方法识别政策影响是合理的。动态效应分析进一步表明,政策实施后的第2—8年间,相应虚拟变量系数显著为正,并呈逐步上升趋势,表明区域一体化政策对共同富裕的促进作用不仅在政策落地初期就已显现,并且随着时间推移持续累积,表现出明显的动态叠加特征。

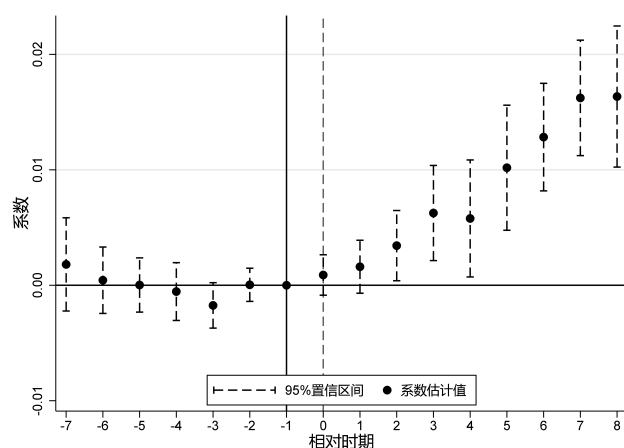


图1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为检验区域一体化政策对共同富裕水平估计结果的稳健性,并排除潜在未观测城市特征的干扰,本文借鉴陈强等(2025)^[25]的方法从时间维度、空间维度及二者的混合维度对基准回归结果进行检验。在具体实施中,时间安慰剂保持处理组城市不变,随机设定政策实施年份;空间安慰剂在固定真实政策时间的条件下,随机选取与实际处理组规模一致的城市构造伪处理组;混合安慰剂同时对处理单位 and 政策时间进行随机化,其中无约束情形允许在全样本范围内随机配置,而有约束情形则对伪政策时间和处理单位施加最小政策前期长度及基本特征可比性约束,以确保随机化检验与双重差分识别框架的一致性。各类安慰剂检验均重复

500次,通过比较真实政策估计系数与伪政策系数分布的位置关系,判断基准估计结果是否能由随机配置所致。

安慰剂检验结果图2所示。时间安慰剂检验结果图(a)表明,当虚拟处理时间被置于不同年份时,估计系数均在0附近波动,置信区间普遍覆盖0,未表现出系统性显著效应,表明政策效果并非由特定年份的偶然冲击所导致。空间安慰剂检验通过随机抽取城市作为伪处理组并进行多次模拟,其结果如图(b)所示。

估计系数集中分布于0附近,明显小于真实估计系数值,排除了因处理组划分随机性导致的干扰。进一步无约束和有约束的混合安慰剂检验将处理时间和处理城市同时进行随机化,结果如图(c)和图(d)所示。系数分布同样对称且集中于0附近,真实估计值未落入其主要分布区间。上述结果一致表明,基准回归结果并未受到潜在遗漏变量或随机分组偏差的干扰,区域一体化政策对共同富裕的促进效果具有较好的稳健性。

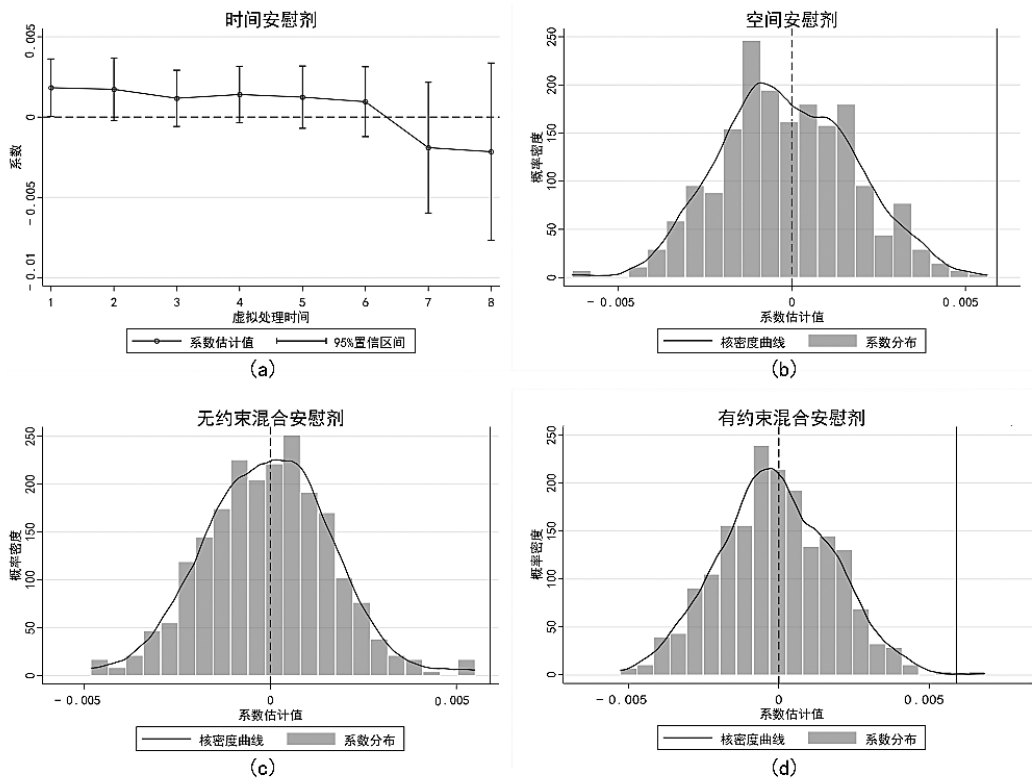


图2 安慰剂检验

3. 异质性处理效应

现有研究指出,在多期双重差分设定下,若直接使用双向固定效应(TWFE)模型进行估计,可能会因不同处理组间或不同处理时间上存在异质性而导致估计偏误,从而出现“不良对照组”或负权重问题(Goodman-Bacon, 2021)^[26]。为检验基准回归结果是否存在负权重,本文进一步采用Bacon分解方法来检验估计结果的稳健性。

表4报告了Bacon分解下每个2×2DID的估计值及对应权重。结果显示,部分晚处理组与早处理组的比较存在负向效应,但其权重仅占5.9%,比例较低;而未处理组与处理组的比较权重高达88.6%,且估计值方向与总体结果一致。这表明,尽管存在一定程度的异

质性处理效应,但其对整体造成的估计偏误对估计结果的影响较小,基准回归结果具有稳健性。

表4 Bacon分解

比较类型	平均效应	权重	占比
早处理组 vs 晚处理组	0.0051	0.0547	5.5%
晚处理组 vs 早处理组	-0.0116	0.0591	5.9%
未处理组 vs 处理组	0.0110	0.8862	88.6%
总计(TWFE)	0.0094	1.0000	100%

4. 其他稳健性检验

一是剔除特殊样本。考虑到直辖市和省会城市在

资源获取、政策支持及行政层级方面优于一般城市,可能因发展条件优越而导致政策效应被高估,故将上述城市予以剔除。二是更换被解释变量的计算方法。为降低共同富裕水平度量方式可能带来的偏误,本文采用主成分分析法重新计算综合性的共同富裕指数,并作为替代被解释变量再次进行回归。三是更换估计模型。鉴于共同富裕指标存在部分截尾特征,采用面板

Tobit模型重新检验政策效应,以缓解模型设定偏差的风险。四是对数据进行缩尾处理。为消除极端值对回归系数的干扰,对主要连续变量进行上下5%的缩尾处理。回归结果如表5显示,在经过上述多重稳健性检验后,政策变量的估计系数至少在5%水平上显著为正,且与基准回归结果保持一致,表明本文的基准回归结果较为稳健,H1进一步得证。

表5 其他稳健性检验

变量	(1) 剔除特殊样本 <i>CP</i>	(2) 更换被解释变量 <i>CP</i>	(3) 更换估计模型 <i>CP</i>	(4) 缩尾处理 <i>CP</i>
<i>Region</i>	0.0043** (0.002)	0.0010** (0.004)	0.0039*** (0.001)	0.0016** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	3750	4290	4290	4290
R ²	0.905	0.954		0.960

(三)机制分析

前文的实证检验证实了区域一体化政策对城市共同富裕的直接影响,但政策实施的内在作用机制仍需进一步检验。基于理论分析,本文从经济辐射效应视角对区域一体化政策作用于共同富裕的路径进行检验。鉴于传统“三步法”中中介效应检验可能存在内生性问题,本文借鉴江艇(2022)^[27]的研究思路,直接估计政策虚拟变量对中介变量的影响,以识别潜在的作用路径。

机制检验结果如表6所示。从(1)—(2)列可以看出,区域一体化政策对经济辐射力的估计系数均在1%的显著性水平上为正,表明区域一体化显著促进了城市之间的经济联系与互动。具体而言,区域一体化通过削弱行政分割与制度壁垒,降低了跨区域资本、劳动力、技术及信息等要素流动的成本,从而提升了资源在

空间维度上的配置效率。随着要素流动与产业分工的加深,城市之间的互联互通与协作程度不断增强,经济辐射效应显著提升。经济辐射效应的增强不仅意味着核心城市与周边城市之间的双向交流更加密切,也反映出区域内部的产业链、供应链与创新链联系更加紧密。这种更高水平的经济互动促进了区域内的产业协同与要素共享,有助于发展机遇在城市间更均衡地扩散,缩小区域差距,并为中低收入群体融入高增长地区创造条件,从而在更大范围内推动共同富裕的实现。

在使用引力模型计算经济辐射力时可能出现以下问题:第一,经济地理嵌套距离虽然能够同时反映空间与经济的综合影响,但可能弱化了单一因素的独立作用,从而导致经济辐射力的测度存在偏差;第二,不同衰减系数 β 会影响距离对经济流动的衰减程度,过大

表6 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	经济地理嵌套矩阵		经济矩阵	地理矩阵	$\beta = 0.5$	$\beta = 1$	$\beta = 1.5$
	<i>ER</i>						
<i>Region</i>	4.9131*** (1.306)	3.4499*** (0.875)	8.8213*** (2.223)	4.3473*** (0.937)	0.8901*** (0.231)	2.8167*** (0.711)	9.6302*** (2.415)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	4260	4260	4260	4260	4260	4260	4260
R ²	0.739	0.781	0.781	0.776	0.805	0.796	0.788

可能低估远距离城市的联系,过小则弱化邻近城市的溢出效应(苗长虹和王海江,2006)^[28]。为解决这些问题,本文做出如下处理:第一,分别采用经济距离与地理距离作为城市间距离,对经济辐射力指标重新计算,以检验不同距离度量方式下结果的稳健性;第二,调整距离衰减系数 β 的取值,分别设为0.5、1.0和1.5,以检验不同衰减强度下结果的稳定性。从(3)—(7)列可以看出,解决上述潜在问题后,区域一体化对经济辐射力的促进作用依然稳健。

(四)异质性分析

1. 城市层级异质性

依据“中心—外围”理论,不同层级的城市在资源禀赋和发展基础上存在结构性差异,可能引致区域一体化政策效果呈现异质性特征。为此本文以该城市是否属于省会城市、副省级城市、直辖市为依据,将样本划分为中心城市与外围城市两组,回归结果见表7的(1)–(2)列所示。区域一体化政策在两类城市均能够显著促进共同富裕,但对中心城市的促进效果更强。

这一差异可能源于中心城市通常具备更完善的要素市场与更强的资源整合能力,能够更充分地将政策红利转化为实质性发展;而外围城市尽管同样获益,但受初始发展水平与基础设施等因素制约,其政策潜力的释放程度相对有限。

2. 人口流动异质性

基于人口流动理论,不同类型城市在人口集聚能力与劳动力市场结构方面存在显著差别,这可能使得区域一体化政策的效果呈现异质性。根据2020年与2010年城市年末常住人口数的差值,若结果为正则将样本划分为人口流入型城市,否则为人口流出型城市,根据(3)—(4)列的估计结果,区域一体化政策在人口流入型城市对共同富裕具有显著正向影响,而在人口流出型城市的效应不显著。造成这一差异的原因可能在于,人口流入型城市通常比人口流出型城市拥有更强的人力资本积累能力和更活跃的要素市场,能够更充分地将政策带来的资源整合优势转化为经济增长与福利改善。

表7 异质性分析

变量	(1) 中心	(2) 外围	(3) 流入型	(4) 流出型	(5) 资源型	(6) 非资源型	(7) 大型	(8) 中小型
<i>Region</i>	0.0103* (0.006)	0.0043*** (0.002)	0.0102** (0.004)	0.0025 (0.002)	0.0012 (0.002)	0.0073*** (0.002)	0.0109** (0.003)	0.0016 (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	540	3750	1350	2940	1725	2565	1530	2760
R ²	0.934	0.912	0.941	0.841	0.815	0.958	0.951	0.863
组间差异系数	0.006**		0.008**		-0.006**		0.009***	

3. 资源禀赋异质性

不同城市在自然资源条件和产业结构方面存在系统性差异,可能影响政策的实际效果。本文依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》将样本划分为资源型城市与非资源型城市两类。(5)—(6)列的回归结果表明,非资源型城市在区域一体化政策下共同富裕水平显著提升,而资源型城市的政策效应不显著。这一差异可能源于非资源型城市通常具备更强的产业适应性和结构多元化基础,能够更有效地借助区域一体化政策推动资源优化配置与产业协同,进而增强经济发展活力;相比之下,资源型城市由于长期依赖单一资源部门,产业结构刚性较强,在短期内难以实现政策红利的充分吸收和转化,导致共同富裕的提升效果相对有限。

4. 城市规模异质性

依据城市规模理论,不同规模等级的城市在基础设施条件、市场容量及公共服务水平等方面存在差异,这可能导致政策效应出现异质性。本文依据国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,以市辖区常住人口是否达到100万作为划分标准,将样本划分为大型城市和中小型城市。(7)—(8)列的回归结果显示,区域一体化政策对大型城市的共同富裕具有显著正向作用,而对中小型城市的效应不显著。这种差异可能源于,大型城市通常拥有更完备的基础设施体系、更广阔的市场空间和更强的规模经济效应,能够更高效地吸收政策外部性并实现资源优化配置;相比之下,中小型城市受限于市场规模小、公共服务能力较弱及要素集聚程度有限,难以充分释放区域一体化带来的

发展红利, H2得到验证。

五、进一步分析:空间溢出效应分析

前文的实证结果表明,区域一体化政策对地区共同富裕水平具有显著影响。然而,考虑到城市之间在经济联系、要素流动等方面普遍存在相关性,若在估计过程中忽略地区之间的空间依赖结构,可能导致参数估计偏误,进而影响对政策效应的准确识别(徐换歌和蒋硕亮,2020)^[29]。因此,本文在基准模型的基础上进一步引入空间杜宾模型(SDM),以检验区域一体化政策对本地区及邻近地区共同富裕水平的影响。空间杜宾模型通过在回归方程中同时引入被解释变量、解释变量及控制变量的空间滞后项,能够较为全面地反映政策冲击在空间维度上的传导路径与扩散机制,避免因模型设定不当而低估或高估空间溢出效应。具体模型如式(7)所示:

$$CP_{it} = \alpha_0 + \rho WCP_{it} + \alpha_1 Region_{it} + \theta WRegion_{it} + \gamma_j Controls_{it} + \delta WControls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, W 为经济地理嵌套空间权重矩阵; WCP_{it} 表示共同富裕的空间滞后项; $WRegion_{it}$ 表示区域一体化的空间滞后项; $WControls_{it}$ 表示控制变量的空间滞后项;其他指标含义同式(1)。

被解释变量具有显著的空间相关性是采用空间杜宾模型的重要前提。图3报告了样本期内各年份共同富裕水平的全局莫兰指数及其变化趋势。可以看到,

各年份的莫兰指数均为正,且相应的显著性检验结果显示 p 值均显著小于0.05,表明我国城市共同富裕水平在空间分布上存在显著的正向空间相关性,呈现出“高-高”集聚与“低-低”集聚并存的集聚特征。从时间演变趋势看,共同富裕水平的空间相关性在样本期内总体保持较高水平,莫兰指数虽存在一定幅度的波动,但整体未发生由正转负的变化,说明空间集聚格局具有较强的稳定性。

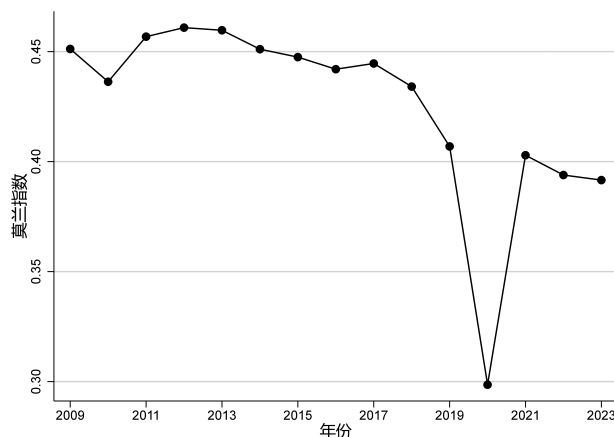


图3 莫兰指数分布情况

图4进一步展示了4个代表性年份城市共同富裕水平分布的散点图,其中横轴表示标准化的共同富裕指标,纵轴为其空间滞后值。从图中可以看出,大多数城市分布在第一和第三象限的空间正相关区域,从而

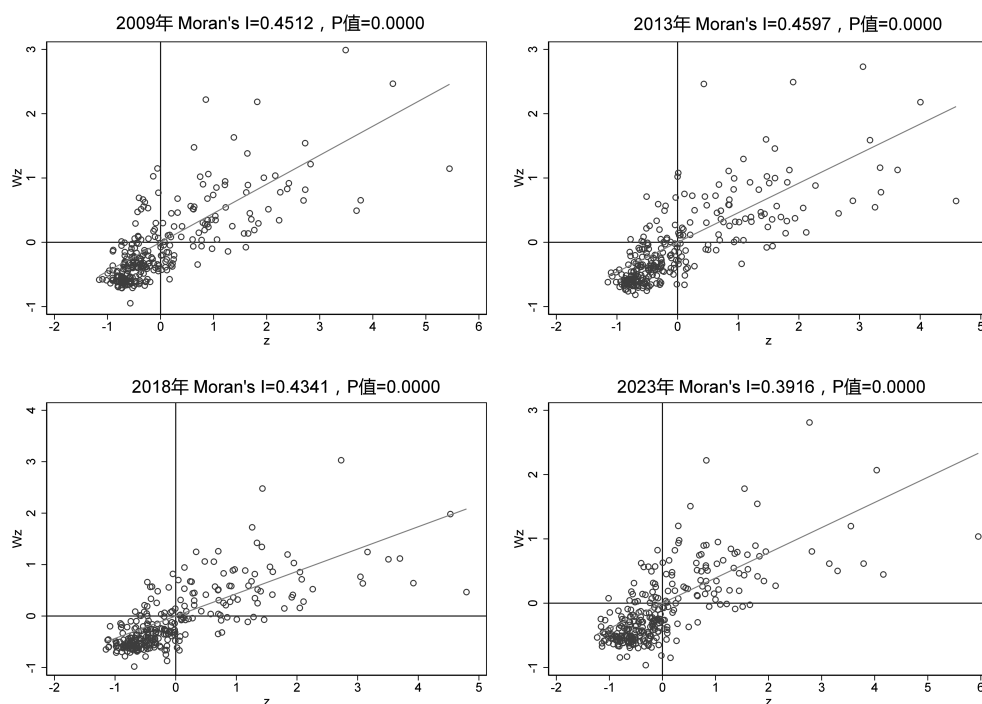


图4 部分年份的莫兰指数散点图

进一步表明存在显著的正向空间溢出效应。

特别地,本文检验了双重差分空间杜宾模型是否会退化为双重差分空间滞后模型或空间误差模型。表8结果显示,无论是Wald检验还是LR检验,均显著拒绝了退化假设,表明采用空间杜宾模型是合理的。同时,结合Hausman检验结果,本文最终选择固定效应的空间杜宾模型来估计区域一体化对共同富裕水平的空间溢出效应。

表8 双重差分空间杜宾模型适用性检验

检验类型	统计量值	p值
Wald_spatial_lag	21.38	0.000
LR_spatial_lag	335.45	0.000
Wald_spatial_error	21.38	0.000
LR_spatial_error	806.32	0.000
Hausman Test	20.76	0.023

空间杜宾模型与传统计量模型的不同之处在于其回归系数并不能直接反映解释变量的边际效应,本文借鉴郭炳南等(2022)^[30]的做法,对回归结果做分解处理,得到被解释变量和解释变量的直接效应、间接效应和总效应。

表9展示了空间杜宾模型下区域一体化政策对共同富裕水平的效应分解结果。可以看到,无论是否加入控制变量,政策变量的总效应、直接效应与间接效应均为正且在1%的显著性水平上通过检验,表明区域一体化政策不仅显著提升了本地区的共同富裕水平,同时还通过空间关联机制对周边城市产生了明显的溢出效应。

表9 空间杜宾模型效应分解

变量	(1)	(2)
	CP	
总效应	0.07744*** (0.003)	0.01769*** (0.002)
直接效应	0.01206*** (0.001)	0.00498*** (0.001)
间接效应	0.06539*** (0.003)	0.01270*** (0.002)
控制变量	否	是
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	4230	4230
R ²	0.5231	0.7033

从效应构成看,区域一体化政策的直接效应显著为正,说明政策通过改善要素配置效率、促进产业协同和公共服务供给等途径,对实施地区的共同富裕水平形成了稳定的促进作用。与此同时,间接效应显著且在数量上明显大于直接效应,表明区域一体化政策的影响并未局限于行政边界之内,而是通过经济联系、要素流动和空间邻近性向周边城市扩散,带动相邻城市共同富裕水平的同步提升,H2进一步得证。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2009—2023年全国286个城市的面板数据,运用多期双重差分模型,实证检验了区域一体化对共同富裕的影响及其作用机制,并进一步检验了其空间溢出效应。主要研究结论如下:第一,区域一体化政策的实施显著提升了城市共同富裕水平,其促进作用在中心城市、人口流入型城市、非资源型城市以及大城市更为突出。第二,机制检验结果表明,经济辐射效应应在区域一体化推动共同富裕的过程中起到了重要的中介作用。区域一体化通过消除行政壁垒、降低要素跨区域流动成本,有效促进了资本、劳动力和技术等要素的优化配置,推动区域协调发展与公共资源共享,进而有助于实现共同富裕。第三,空间溢出效应检验结果表明,区域一体化不仅提升了本地的共同富裕水平,还对相邻城市产生了显著的正向带动作用。

(二)政策建议

基于上述结论,为更好地发挥区域一体化的促进作用,本文提出以下政策建议:

第一,强化区域一体化战略引领,推动区域协调与差异化发展。政策不应简单追求“人人均等”,而要根据各地的资源禀赋和发展短板有针对性地制定。对于具备发展潜力的城市,资源应倾斜于产业承接能力建设、公共服务扩容与营商环境优化,帮助其有效吸收核心区域的辐射效应。对其他发展相对滞后的城市,则需建立独立的、以专项扶持为主的支持体系,重点保障教育、医疗和基本公共服务,防止其在区域一体化进程中被边缘化,以此在均衡与效率之间取得更务实的平衡。

第二,发挥经济辐射效应,促进要素高效流动与共享。要把破除地方保护、简化市场准入、统一监管规则作为优先任务,推动全国统一大市场建设;同时推进户籍、社保、税制与跨区域金融服务的联动改革,完善知识产权与技术流转的制度环境。通过降低制度性交易

成本,让资本、技术和人才更能顺畅地跨区流动,从而把一体化带来的增长机会转化为更广泛的共享发展成果。

第三,发挥空间溢出效应,构建跨区域协同治理新格局。应推动地方之间从资源竞争转向协同发展,不同地区可以通过建立常态化的协作平台,共同商议产业布局、生态治理与基础设施规划,形成区域治理的合力。特别是在国家级城市群和重大区域战略中,可探索建立具有实际职能的联合管理机构,将区域间的外溢效应通过制度化安排加以吸收与转化,使合作红利得以在更大范围内共享,从而让“共建、共治、共享”的理念在区域治理中真正落地。◆

参考文献:

- [1]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.
- [2]蔡之兵.区域一体化、集聚经济与地方竞争:形成区域共同富裕格局的动力结构及其作用机制[J].广东社会科学,2023(6):58-70.
- [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]李洪涛,王丽丽.城市群发展规划对要素流动与高效集聚的影响研究[J].经济学家,2020(12):52-61.
- [5]彭迪云,冯怡,李伊力.区域一体化政策实施的民生福祉增进效应:基于“长江经济带发展战略”的研究[J].学术月刊,2023,55(7):61-73.
- [6]程广斌,吕太升.区域一体化政策何以赋能共同富裕?:来自国家级城市群发展规划的经验证据[J].现代经济探讨,2024(12):24-36.
- [7]周耿,申泉,王宇伟.跨省域一体化对共同富裕的影响研究:来自长三角的经验证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(3):118-132.
- [8]祁芳梅,吴文菲,徐庆,等.数字经济、区域一体化对共同富裕的影响:基于长江三角洲数据的实证[J].统计与决策,2023,39(21):70-74.
- [9]张磊,时立荣.区域一体化、数字科技创新与共同富裕[J].统计与决策,2025,41(9):163-168.
- [10]李光亮,谭春兰,郑沃林.基于空间计量模型共同富裕演化特征及驱动因素研究:以长三角区域一体化为例[J].调研世界,2022(4):39-48.
- [11]牛志远,梁玉春.区域一体化对共同富裕的影响:基于数字技术创新的中介效应分析[J].企业经济,2024,43(7):109-119.
- [12]左宇晓,张涛.数字普惠金融、创新效应与共同富裕[J].统计理论与实践,2025(9):14-21.
- [13]吴常艳,黄贤金,陈博文,等.长江经济带经济联系空间格局及其经济一体化趋势[J].经济地理,2017,37(7):71-78.
- [14]侯赞慧,刘志彪,岳中刚.长三角区域经济一体化进程的社会网络分析[J].中国软科学,2009(12):90-101.
- [15]韩刚,唐乐,刘志敏.长三角区域一体化对碳排放转移的影响[J].长江流域资源与环境,2024,33(10):2271-2284.
- [16]常健.改革开放30年之对外开放:成就、经验与面临的问题[J].学习与实践,2008(11):5-16+1.
- [17]刘儒,张艺伟.数字经济与共同富裕:基于空间门槛效应的实证研究[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(3):90-99.
- [18]孔令丞,王悦,谢家平.长三角区域一体化扩容、协调集聚与区域创新[J].财经研究,2022,48(12):34-47.
- [19]陈丽君,郁建兴,徐丽娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(4):5-16+2.
- [20]蒋颖,谢敏,刘刚.基于引力模型的区域创新产出空间联系研究:以浙江省为例[J].地理科学,2014,34(11):1320-1326.
- [21]季凯文,周吉.“一带一路”建设下我国对外直接投资效率及其影响因素:基于随机前沿引力模型[J].经济与管理评论,2018,34(4):138-148.
- [22]邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9):73-88.
- [23]刘继生,陈彦光.分形城市引力模型的一般形式和应用方法:关于城市体系空间作用的引力理论探讨[J].地理科学,2000(6):528-533.
- [24]Feng Y, Lee C C, Peng D Y. Does regional integration improve economic resilience? Evidence from urban agglomerations in China[J]. Sustainable Cities and Society, 2023, 88(1):104273.
- [25]陈强,齐霁,颜冠鹏.双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J].管理世界,2025,41(2):181-220.
- [26]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):254-277.
- [27]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [28]苗长虹,王海江.河南省城市的经济联系方向与强度:兼论中原城市群的形成与对外联系[J].地理研究,2006(2):222-232.
- [29]徐换歌,蒋硕亮.国家创新型城市试点政策的效果以及空间溢出[J].科学研究,2020,38(12):2161-2170.
- [30]郭炳南,王宇,张浩.数字经济发展改善了城市空气质量吗:基于国家级大数据综合试验区的准自然实验[J].广东财经大学学报,2022,37(1):58-74.

Regional Integration, Economic Radiation Effects and Common Prosperity: A Quasi-Natural Experiment Based on National-Level City Cluster Development Plans

He Yan, Qi Guanghui

Abstract: Regional integration plays a significant role in optimizing the regional development pattern and strengthening interregional cooperation and coordination, thereby exerting a notable economic radiation effect. This process effectively narrows regional income disparities, promotes high-quality economic development, and provides strong support for achieving common prosperity. Using panel data of 286 prefecture-level cities in China from 2009 to 2023, this study takes the implementation of national urban agglomeration development plans as a quasi-natural experiment. A multi-period difference-in-differences (DID) model is first employed to systematically examine the impact of regional integration on common prosperity. Furthermore, a modified gravity model is used to measure intercity economic radiation levels and explore the specific mechanism through which regional integration enhances common prosperity. The empirical results indicate that regional integration policies significantly improve the level of common prosperity, with stronger effects observed in central cities, population-inflow cities, non-resource-based cities, and large cities. Mechanism analysis shows that regional integration promotes common prosperity by enhancing intercity economic radiation. Further evidence suggests that regional integration not only fosters local common prosperity but also generates significant positive spatial spillover effects on neighboring cities. Accordingly, future policy efforts should continue to advance regional integration, improve differentiated development strategies and factor mobility mechanisms, and enhance economic radiation capacity to promote the realization of common prosperity.

Key words: Common Prosperity; Regional Integration; Economic Radiation Effects; National-Level City Clusters; Gravity Model

(责任编辑:李雅)

农业新质生产力与城乡融合发展： 理论分析与经验证据

王海燕

(中共河南省委党校 经济学教研部, 河南 郑州 451464)

摘要: 培育和发展农业新质生产力是推动城乡融合发展的应有之义,也是助推经济高质量发展的必然要求。以2012—2023年中国31个省份的平衡面板数据为研究样本,通过构建农业新质生产力和城乡融合发展指标体系,运用固定效应模型、中介效应模型、调节效应模型和工具变量法,实证检验农业新质生产力对城乡融合发展的影响及其作用机制。研究发现,农业新质生产力能够有效推动城乡融合发展,且这种推动作用在中部地区、城镇化水平较低区域、人力资本水平较高区域及粮食主产区更为明显,该结论在经过内生性问题处理和一系列的稳健性检验后依然成立。机制检验结果表明,农业新质生产力主要通过提高区域创新水平、降低资源错配程度和打破市场分割格局三个渠道作用于城乡融合发展。此外,经济政策不确定性发挥着调节作用,能够减弱农业新质生产力对城乡融合发展的赋能作用。研究结论对因地制宜发展农业新质生产力、以农业新质生产力推动城乡融合发展、实现农业农村现代化提供了有益思考。

关键词: 农业新质生产力;城乡融合发展;区域创新;资源错配;市场分割

中图分类号: F320

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)02-0049-13

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2026.02.005

一、引言

城乡融合发展作为中国式现代化的必然要求,在经济社会发展格局中占据重要地位。党的二十届三中全会明确指出:“必须统筹新型工业化、新型城镇化和乡村全面振兴,全面提升城乡规划、建设、治理的融合水平,促进城乡要素平等交换、双向流动,缩小城乡差别,实现城乡共同繁荣发展。”党的二十届四中全会进一步强调:“坚持把解决好‘三农’问题作为全党工作重中之重,促进城乡融合发展。”这些重要论断为我国优化重塑城乡关系提供了根本遵循,也凸显了城乡融合发展在国家战略布局中的重要地位。从现实状况看,尽管我国自本世纪初便积极推进户籍制度和社会保障制度改革,城乡融合发展取得显著成效,但不可忽视的是,近年来,城乡收入差距仍有扩大的趋势。国家统计

局数据显示,城乡居民人均可支配收入之差由2016年的21252元扩大至2024年的31069元,诸多挑战依然横亘在前。在此背景下,2025年中央一号文件首次明确提出“以科技创新引领先进生产要素集聚,因地制宜发展农业新质生产力”,标志着我国农业发展进入新的阶段。相较于传统的农业生产力,农业新质生产力更加强调以创新驱动实现农业全要素生产率的跃升^[1],成为解决农业科技短板、推进农业农村现代化发展的关键突破点,也成为破除城乡二元结构、推动城乡融合发展的核心引擎。因此,对农业新质生产力赋能城乡融合发展进行理论探析和实证检验,不仅契合中央政策导向,而且对丰富城乡融合发展理论、摆脱现实困境具有重要的学术价值和实践意义。

在研究农业新质生产力与城乡融合发展间的内

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“扩大内需战略下释放数字消费潜力的动力机制与实现路径研究”(25CJY144);河南省哲学社会科学规划重点项目“河南加快建设制造强省的战略路径研究”(2025ZDI04);河南省科协科技决策咨询研究课题“河南加快推动科技创新和产业创新深度融合的路径与对策研究”(SKXJCZX-2026-17C)。

作者简介: 王海燕,男,博士,讲师,研究方向为农业经济。

在关系时,现有文献常常忽视了经济政策的不确定性作用。经济政策不确定性是经济主体无法确切预知政府是否、何时以及如何改变现行的经济政策^[2],其产生的原因既有国际因素,又有国内因素。经济政策的不断调整以及地方政府解读与执行政策的差异,也会带来经济政策不确定性的上升^[3]。面对经济政策的不确定性,农业新质生产力对城乡融合发展的影响会发生怎样的变化?经济政策不确定性又如何调节二者之间的关系?厘清上述问题有助于农业新质生产力健康有序发展,从而更好地推动城乡融合发展和乡村全面振兴。

目前,围绕农业新质生产力与城乡融合发展的研究主要集中在以下两个方面:一是农业新质生产力的内涵、影响效应与实现路径。从农业新质生产力的内涵看,学术界对其概念尚未达成共识,诸多学者基于劳动者、劳动资料、劳动对象三大核心要素的质态跃迁来阐释其内涵,强调劳动者从传统农民向高素质农民转型,劳动资料从传统农具向智能化设备升级,劳动对象则因新动能、新业态、新模式的出现而催生出更多可持续型和现代化的农业形态^[4-5]。部分学者聚焦于生产力本质,认为农业新质生产力是“新”与“质”相结合的先进生产力^[6]。在影响效应方面,培育壮大农业新质生产力能够显著赋能农民增收^[7]、提升农业现代化水平^[8]、保障粮食安全^[9]、促进乡村振兴^[10]、推动农业高质量发展^[11]。在实现路径上,已有研究侧重于从政策支持、技术创新、劳动者素质、产业结构优化升级等角度给出实施路径^[12]。二是关于城乡融合发展的研究。相关研究主要集中在城乡融合发展的影响因素、水平测度及推进路径等方面。在影响因素上,已有文献探讨了土地制度改革^[13]、劳动力流动^[14]、新型城镇化^[15]、数字经济^[16]等因素对城乡融合发展的影响。在测度上,早期研究多采用城乡收入比或泰尔指数来度量城乡融合发展水平^[17],随着城乡融合的内涵不断丰富,现有研究主要采用多维度指标体系,涵盖经济、社会、人口、生态、空间等方面,并通过熵值法或主成分分析法对城乡融合发展水平进行测度。也有学者基于新发展理念,构建包含创新、协调、绿色、开放、共享5个维度的城乡融合评价体系^[18]。在推进路径上,现有研究主要从政治、经济、文化、社会、生态、人口等视角给出推动城乡融合发展的路径选择^[19]。

综合看,现有文献针对农业新质生产力与城乡

融合发展相关问题进行了广泛深刻的讨论,为本文的研究提供了思路借鉴和逻辑起点。但是,鲜有文献专门研究农业新质生产力与城乡融合发展的关系问题,尚未揭示农业新质生产力促进城乡融合发展的作用机制和禀赋差异性。鉴于此,本文试图在理论分析的基础上,通过构建农业新质生产力和城乡融合发展指标体系,利用熵值法对二者进行测度,并实证分析农业新质生产力对城乡融合发展的影响及作用机制。本文的边际贡献主要体现在三个方面:一是从学理上讨论农业新质生产力对城乡融合发展的影响机理,并实证揭示基于区域创新能力、资源错配和市场分割的三个作用机制,为充分利用农业新质生产力促进城乡融合发展提供理论支撑;二是基于不同区域、城镇化率、人力资本和粮食主产区的禀赋差异特征,进一步检验农业新质生产力对城乡融合发展的异质性影响,有助于丰富农业新质生产力与城乡融合发展关系的研究,并为制定差异化的政策提供经验证据;三是研究方法上,构建城乡融合发展指标体系和农业新质生产力指标体系,并运用熵值法进行测度,同时综合已有文献使用“省域均值IV”和“滞后一期IV”两个变量作为工具变量,以消除潜在的内生性问题。

二、理论分析与研究假设

(一)农业新质生产力对城乡融合发展的直接影响

农业新质生产力是技术创新起主导作用、区别于依靠大量资源投入和高度消耗资源能源的传统农业生产力的先进生产力。农业新质生产力作为经济增长的新动力,能够从多个方面直接影响城乡融合发展。首先,农业新质劳动者凭借知识技能与创新意识,成为城乡融合发展的重要引擎。其将数字技术、现代农业知识引入农村,发展智慧农业、农产品电商等新业态,促进农业增效、农民增收,并吸引人口返乡就业创业,增强乡村发展活力。同时,将城市的先进理念、市场需求传递到乡村,又把优质农产品、乡村特色文化推向城市,推动城乡产业互补、资源共享。农业新质劳动者还通过参与城乡文化交流,带动乡村文明建设,缩小城乡文化观念差距,推动城乡在经济、文化、社会等多领域深度融合^[20]。其次,农业新质劳动对象通过产业与消费两端发力推动城乡融合发展。一方面,新型功能性农产品、特色经济作物等新质劳动对象,支撑起乡村特色农业、农产品精深加工等产业,吸引城市资本、

技术下乡投资合作,促进城乡产业融合。另一方面,新质劳动对象衍生出的休闲农业、农事体验等新业态,吸引城市居民下乡消费,推动城乡供需对接,实现城乡经济和资源的深度融合^[21]。最后,农业新质劳动资料在推动城乡融合发展中发挥着重要作用。新质劳动资料提高了农业生产效率和质量,促进了农业现代化,缩小了城乡在生产方式上的差距。信息技术使城乡间信息交流更加便捷,有助于实现农产品供需精准对接。新型基础设施的完善,尤其是数字乡村建设,打破了城乡间的空间限制,加速了农产品流通,进一步推动了城乡融合发展。由此,本文提出以下假设:

假设1:农业新质生产力能够显著推动城乡融合发展。

(二)农业新质生产力对城乡融合发展的间接影响

科技创新是城乡融合发展的重要驱动力,也是发展农业新质生产力的核心要素。农业新质生产力涵盖了生物育种、人工智能和数字技术等众多前沿科技,这些新技术的应用为农业领域带来革命性变化,也为区域创新注入新活力。一方面,农业新质生产力推动农业产业深度转型升级,能够吸引众多相关产业集聚,形成产业集群效应。通过产业在空间上的集聚,促进知识、技术、人才等创新要素的高效流动与共享。另一方面,当区域创新能力得到有效提升后,城市与乡村之间的创新要素流动将更加顺畅。城市作为科技创新的高地,拥有丰富的科技资源、高端的人才队伍和充足的资金支持,这些要素能够在农业新质生产力的带动下,更精准地流向农村地区,为农村产业发展提供强大的动力。农村地区则凭借其丰富的自然资源和广阔的发展空间,为城市创新成果的转化与应用提供试验田和新市场,形成城乡创新协同发展的良好局面,进而推动城乡融合发展。由此,本文提出以下假设:

假设2:农业新质生产力能够通过提升区域创新水平推动城乡融合发展。

在传统农业生产模式下,资源错配问题始终存在,且一直是制约农业生产效率提升以及城乡融合发展的重要因素。农业新质生产力通过优化资源配置,显著降低资源错配程度,促进城乡资源合理流动与高效利用。首先,从农业生产要素配置的角度看,农业新质生产力不仅能够减少农业生产环节的资源浪费现象,而且能够降低生产成本,提高农

业经济效益。其次,农业新质生产力能够促使生产要素在城乡之间实现优化配置。随着农业现代化进程的加速,农村地区对先进技术、资金、人才等要素的需求日益旺盛。在农业新质生产力的吸引下,城市中的人才、资金等要素能够流向农村,与农村丰富的土地、劳动力等资源实现有效结合。城市人才可以利用农村的土地资源开展农业科技创业项目,将先进的技术与管理经验引入农村;城市资金则可以为农村的农业企业提供发展所需的资金支持,助力企业扩大生产规模、提升技术水平。城乡要素的合理配置,不仅提高了农业生产效率,还促进了农村产业发展,缩小城乡在资源利用效率和经济发展水平上的差距。最后,农业新质生产力推动了农业产业结构的优化升级,引导资源向更具发展潜力的产业环节流动。在传统农业产业结构中,种植环节创造的增加值在农业全产业链总价值中的占比较低,随着农业新质生产力的发展,农产品加工、销售以及农业服务业等环节的重要性日益凸显,通过优化农业产业结构,提高农业产业的整体竞争力,进一步促进城乡资源的合理配置与融合发展。由此,本文提出以下假设:

假设3:农业新质生产力能够通过降低资源错配程度推动城乡融合发展。

长期以来,我国城乡市场存在一定程度的分割现象,阻碍了城乡之间商品和要素的自由流通,农业新质生产力的发展为打破城乡市场分割、促进城乡融合提供了有力手段。首先,农业新质生产力能够推动农业产业的数字化转型,大数据、物联网、电商平台等技术有助于打破城乡之间的信息壁垒和地域限制,促进农产品市场一体化^[22]。在传统农业生产与销售模式下,农民往往面临信息不对称问题,难以准确了解市场需求,导致农产品销售渠道不畅、价格波动较大。在数字技术的支持下,农民可以通过电商平台直接将农产品销售给全国各地的消费者,减少中间环节,降低交易成本。其次,农业新质生产力能够带动农村新产业、新业态的发展,吸引城市消费市场向农村延伸,促进城乡消费市场的融合。最后,农业新质生产力能够促进城乡劳动力市场、土地市场、技术市场、数据市场等要素市场的统一,打破要素市场分割状态^[23],为城乡融合发展提供有效的市场支撑。由此,本文提出以下假设:

假设4:农业新质生产力能够通过打破市场分割

格局推动城乡融合发展。

三、研究设计

(一)模型设定

1.基准模型设定

本文设定如下基准固定效应面板回归模型检验农业新质生产力对城乡融合发展的影响:

$$urban_rural_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 new_agric_{i,t} + \alpha_2 control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 代表省份; t 代表年份; $urban_rural_{i,t}$ 为地区 i 在第 t 年中的城乡融合发展水平; $new_agric_{i,t}$ 为核心解释变量农业新质生产力发展水平; $control_{i,t}$ 为一系列影响城乡融合发展的控制变量集合; μ_i 为时间固定效应; δ_t 为省份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

2.中介效应模型设定

为了有效揭示农业新质生产力影响城乡融合发展的作用机制,本文借鉴王海燕等(2021)^[24]的中介效应检验方法,分三步进行中介效应回归,并设定如下检验模型:

第一步,检验农业新质生产力是否对城乡融合发展产生影响:

$$urban_rural_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 new_agric_{i,t} + \alpha_2 control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

第二步,检验农业新质生产力是否影响中介变量:

$$intervening_variable_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 new_agric_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

第三步,将农业新质生产力和中介变量同时加入基准模型:

$$urban_rural_{i,t} = Y_0 + Y_1 new_agric_{i,t} + Y_2 intervening_variable_{i,t} + Y_3 control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $intervening_variable_{i,t}$ 为中介变量,包括区域创新水平、资源错配程度和市场分割情况三个机制变量;剩余变量含义同式(1)。

3.调节效应模型设定

为了检验经济政策不确定性在农业新质生产力与城乡融合发展中的调节作用,本文设定如下调节效应模型:

$$urban_rural_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 new_agric_{i,t} + \eta_2 new_agric_{i,t} \times EPU_{i,t} + \eta_3 EPU_{i,t} + \eta_4 control_{i,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $EPU_{i,t}$ 为经济政策不确定性指数,采用Baker等(2016)^[25]构造的不确定性指数来衡量;其余变量含义同式(1)。

(二)变量选取与说明

1.被解释变量:城乡融合发展水平($urban_rural$)

已有研究在城乡融合发展指标体系构建上尚未达成共识,其中,最常见的测度指标体系有两种:一是基于水平多维综合评价的方法,从多维层面综合测度城乡融合发展水平;二是基于垂直发展趋势的评价方法,强调城乡互动过程。本文结合上述两种方法,从城乡融合发展的现势性与趋势性角度出发,构建既包含反映城乡一体化进程的综合性一级指标,又包含体现城乡互动过程及城乡差异的对比性二级指标。综合考虑数据的可得性、可比性和可操作性,并借鉴罗婉璐等(2023)^[26]的研究,从人口融合、经济融合、社会融合、空间融合与生态融合5个维度构建城乡融合发展评价指标体系(见表1)。

2.核心解释变量:农业新质生产力水平(new_agric)

对农业新质生产力的衡量,现有文献主要从农业劳动者、农业劳动对象和农业劳动资料三个维度进行刻画。本文借鉴尤亮等(2025)^[27]、魏艳华等(2024)^[28]的研究,从农业新质劳动者、新质劳动对象和新质劳动资料3个维度选取18个具体指标构建农业新质生产力指标体系,并运用熵值法得到各省份农业新质生产力水平。同时,为了保证估计结果的可靠性,对使用主成分分析法测度的农业新质生产力水平进行稳健性检验。具体指标体系见表2。

3.机制变量

一是区域创新水平($innov$)。参考Liu等(2023)^[29]的研究,使用各省份发明专利申请量的对数值来表征区域创新水平。

二是市场分割指数(seg)。采用基于“冰川成本”模型的价格法对市场分割进行衡量。借鉴陆铭和陈钊(2009)^[30]研究,使用《中国统计年鉴》中的各省份不同商品零售价格指数构建年份、省份和商品^①三维数据,首先计算相邻省份商品相对价格:

$$|\Delta P_{jmt}^z| = \left| \ln(P_{jt}^z/P_{mt}^z) - \ln(P_{j,t-1}^z/P_{m,t-1}^z) \right| = \left| \ln(P_{jt}^z/P_{j,t-1}^z) - \ln(P_{mt}^z/P_{m,t-1}^z) \right| \quad (6)$$

其中, z 代表商品, j 、 m 代表省份, t 代表年份。

①商品类型包括食品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、交通通信用品、化妆品、金银珠宝首饰、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料。

表1 城乡融合发展指标体系

一级指标	二级指标	指标计算	属性
人口融合	非农与农业就业比	第二、三产业从业人员数/第一产业从业人员数	+
	人口集聚度	城镇人口数/总人口	+
经济融合	城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
	城乡消费差距	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	-
	产业发展	第二、三产业增加值/第一产业增加值	+
社会融合	人均教育支出	地方财政教育支出/总人口	+
	文体支出占比	地方财政文体支出/一般公共预算支出	+
	失业保障	城乡失业保险参保人数/总人口	+
	养老保障	城乡社会养老保险参保人数/总人口	+
	医疗水平	城乡居民人均医疗保健支出比	-
	娱乐生活	城乡居民人均文教娱乐支出比	-
空间融合	土地城镇化水平	建成区面积/土地总面积	+
	城市空间扩张	农作物播种面积/建成区面积	+
	交通网密度	人均城市道路面积	+
	旅客周转量	—	+
生态融合	生态承载力	人均公园绿地面积	+
	森林覆盖率	—	+
	人均环境保护支出	地方财政环境保护支出/总人口	+
	废物处理	工业固体废物处理	+
	城乡生活垃圾处理	生活垃圾无害化处理率	+

表2 农业新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	具体内容	属性
新质劳动者	劳动者技能	受教育程度	农村劳动力人均受教育年限	+
		农村成人技术培训比例	农村成人文化技术培训学校结业生数量/乡村人口数量	+
	劳动生产率	第一产业人均产值	第一产业产值/第一产业从业人数	+
	劳动者就业理念	农村劳动力流动情况	外出务工劳动力/乡村从业人员	-
新质劳动对象	生态环境	绿色环保	环境保护财政支出/政府公共财政支出	+
		污染治理	农业COD污染排放占比/第一产业产值占比	-
			农业氨氮排放占比/第一产业产值占比	-
	新质产业	农业产业创新	农民专业合作社数量/第一产业从业人员 农业专业化国家重点龙头企业数量	+
新质劳动资料	物质生产资料	传统基础设施	农村公路里程数/乡村人口	+
		数字基础设施	农村宽带接入用户数/乡村户数	+
			每平方米光缆线路长度	+
		能源消耗	农林牧渔业能源消费量/农林牧渔业总产值	-
			农村人均用电量	+
	无形生产资料	科技创新	农业科技从业人员数	+
			农业R&D投入存量	+
		数字化水平	农村数字普惠金融指数 农村数字普惠金融移动支付指数	+

其次,通过去均值化消除与特定商品相关的固定效应导致的系统偏差。假设 $|\Delta P_{jmt}^z|$ 由 α^z 与 ε_{jmt}^z 组成, α^z 仅与商品种类 z 相关, ε_{jmt}^z 与 j 、 m 两个省份的特殊市场环境相关,若消除 α^z ,应对给定年份 t 、给定商品种类 z 的 $|\Delta P_t^z|$ 在相邻省份之间求平均值 $\overline{\Delta P_t^z}$,分别用 $|\Delta P_{jmt}^z|$ 减去该均值,即 $|\Delta P_{jmt}^z| - \overline{\Delta P_t^z}$,将其记作 q_{jmt}^z ,方差为 $\text{Var}(q_{jmt}^z)$,该值反映了由市场分割导致的套利区间的大小。

最后,将得到的方差按照省份合并求均值,即为每个省份每年的市场分割程度。

三是资源错配程度(*misallocation*)。资源有效配置是指在市场机制的作用下,要素自由流动到生产效率高的部门,从而实现产出最大化的帕累托最优状态,而资源错配或者市场扭曲意味着这一状态的偏离。本文借鉴白俊红和刘宇英(2018)^[31]的做法,使用C-D生产函数法对资本和劳动的市场扭曲程度分别进行测算,得到资本要素扭曲和劳动要素扭曲程度,最后求得市场总扭曲程度作为资源错配程度的代理变量。

4. 调节变量:经济政策不确定性(EPU)

本文采用Baker等(2016)^[25]构建的经济政策不确定性指数来衡量。该指数的构造基于新闻报道内容,由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布,涵盖了全球主要经济体。Baker等选取了香港《南华早报》作为新闻报道检索平台,基于文本检索和过滤方法构建了中国经济政策不确定性指数。本文采取提取年度算术平均

值的方式,将月份经济政策不确定性转化为年度经济政策不确定性。

5. 控制变量

为了尽可能减少遗漏变量问题,参考已有研究,本文还控制了其他影响城乡融合发展的因素,包括:经济发展水平(*pergdp*),采用人均GDP来表征;金融发展水平(*finance*),以地区年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重来表示;对外开放程度(*open*):以地区进出口总额与地区生产总值之比衡量;政府干预经济程度(*government*),以政府部门一般预算支出的对数值来表示;基础设施建设水平(*infrastructure*),以各省份人均公路和铁路里程数来衡量;固定资产投资规模(*investment*),以各省份固定资产投资规模的对数值来衡量。

主要变量的描述性统计见表3。

(三)数据来源

基于数据的可得性,本文选取2012—2023年中国31个省份(不包括港澳台)作为样本进行实证回归。相关数据主要来源于《中国统计年鉴》、国家统计局官网及CSMAR数据库,调节变量数据来自Baker等(2016)^[25]构造的经济政策不确定性指数。

四、实证分析

(一)基准回归

表4汇报了农业新质生产力影响城乡融合发展的基准回归结果。其中,列(1)为不添加控制变量的估计结果,列(2)为添加所有控制变量的估计结果。结果显示,农业新质生产力的估计系数始终为正且显著,表明

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	城乡融合发展水平	372	0.3631	0.0973	0.1119	0.6590
解释变量	农业新质生产力水平(熵值法)	372	0.1831	0.0965	0.0525	0.5100
	农业新质生产力水平(主成分分析法)	372	0.4932	0.0450	0.4681	0.7112
控制变量	经济发展水平	372	10.9652	0.4450	9.8888	12.2074
	金融发展水平	372	1.5882	0.4640	0.7010	2.9975
	对外开放程度	372	0.2585	0.2634	0.0075	1.3541
	政府干预程度	372	0.2896	0.2039	0.1050	1.3537
	基础设施建设水平	372	0.9320	0.5247	0.0510	2.2980
	固定资产投资规模	372	9.5889	0.9135	6.5080	11.1342
机制变量	区域创新水平	372	6.5959	0.6481	5.5174	8.3637
	市场分割指数	372	0.1001	0.6070	0.0748	1.5455
	资源错配指数	310	0.3295	0.2492	0.0157	1.6730
调节变量	经济政策不确定性	372	5.8460	0.6857	4.6502	6.6582

表4 基准回归结果

变量	城乡融合发展水平(urban_rural)	
	(1)	(2)
new_agric	0.0763*** (0.0200)	0.0443** (0.0171)
pergdp		0.0099 (0.0091)
finance		0.0075 (0.0048)
open		-0.0202* (0.0122)
government		-0.0547** (0.0257)
infrastructure		0.0117 (0.0095)
investment		0.0353*** (0.0041)
常数项	0.2796*** (0.0113)	-0.1381 (0.0840)
时间固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
N	372	372
R ²	0.3429	0.6311

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为异方差稳健标准误。下表同。

农业新质生产力的发展可以显著提高城乡融合发展水平。农业新质生产力水平每提升一个单位,城乡融合发展水平将提升0.0443个单位,假设1得到验证。

(二)内生性处理

城乡融合发展受农业新质生产力影响的同时,会反过来影响农业新质生产力的发展。这是因为随着城乡融合发展水平的提升,不可避免地会对农业劳动者、劳动资料和劳动对象提出更高的要求,使农业新质生产力与城乡融合发展程度相匹配,由此导致二者之间存在明显的内生性问题。为了解决这一问题,本文采用工具变量法解决潜在的互为因果问题。关于工具变量的选取,结合已有文献,并参考刘夏婧等(2025)^[21]、郭海红和韩文燕(2024)^[1]的研究,综合选取了两个工具变量:一是除本省份以外其他省份农业新质生产力水平的平均值(记作“省域均值IV”);二是把滞后一期的农业新质生产力作为当期农业新质生产力的工具变量(记作“滞后一期IV”)。省域均值IV和滞后一期IV能够在一定程度上满足外生性和相关

性的要求。

表5的列(1)—(4)给出了工具变量的估计结果,其中,列(1)—(2)为省域均值IV的估计结果,列(3)—(4)为滞后一期IV的估计结果。从第一阶段的回归结果可知,省域均值工具变量与农业新质生产力显著正相关,第二阶段的回归结果显示,农业新质生产力的系数在1%的显著性水平上为正,该估计结果与基准模型的回归结果在方向上保持一致,表明在使用工具变量克服了潜在的内生性问题后,农业新质生产力仍然显著提高了城乡融合发展水平。为了验证所选工具变量的合理性,本文还通过多个统计量进行检验,其中,Cragg-Donald Wald F统计量和Kleibergen-Paap Wald rk F的值都大于10%水平下的临界值16.38,因此,可以排除弱工具变量的可能性。Kleibergen-Paap rk LM统计量在1%的显著性水平上拒绝“工具变量不可识别”的原假设,说明工具变量是可识别的,证明了所选工具变量的合理性和有效性。同理,滞后一期IV工具变量也符合工具变量要求,能够排除弱工具变量和不可识别问题,从而证明了该工具变量的有效性。综合以上各工具变量的回归结果,再次验证了农业新质生产力的发展确实提升了城乡融合发展水平。

(三)稳健性检验

1. 更换解释变量和被解释变量的测度方法

一是采用主成分分析法重新对农业新质生产力进行测算;二是采用衡量城乡收入差距的泰尔指数对城乡融合发展进行近似替代,以检验基准回归结果的稳健性。相应的检验结果如表6列(1)—(2)所示,农业新质生产力仍对城乡融合发展具有显著的正向影响,而对泰尔指数具有显著的负向影响,这种负向影响说明农业新质生产力可以显著降低城乡收入差距,进而促进城乡融合发展,基本结论不变。

2. 样本缩尾处理

为消除极端异常值的影响,本文对样本进行了上下1%和99%缩尾处理。检验结果如表6列(3)所示,农业新质生产力的系数依然显著为正,佐证了基准回归结论的可靠性。

3. 更换估计方法

为验证基准回归结果不受估计方法的干扰,本文使用差分GMM和系统GMM重新对样本进行回归分析。检验结果如表6列(4)—(5)所示,农业新质生产力的正向影响仍然显著。

表5 内生性检验

变量	(1) 农业新质生产力 第一阶段	(2) 城乡融合发展 第二阶段	(3) 农业新质生产力 第一阶段	(4) 城乡融合发展 第二阶段
<i>new_agric</i>		0.0693*** (0.0188)		0.0751** (0.0320)
省域均值IV	0.7128*** (0.2056)			
滞后一期IV			0.8711*** (0.2209)	
Cragg-Donald Wald F		58.09 {16.38}		22.97 {16.38}
Kleibergen-Paap rk LM		30.290*** [0.0000]		18.071*** [0.0000]
Kleibergen-Paap Wald rk F		48.34 {16.38}		17.43 {16.38}
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
N	372	372	341	341
R ²	0.6794	0.4581	0.7893	0.5045

注：[]内的数值为P值；{}内的数值为Stock-Yogo检验在10%水平上的临界值。

4. 剔除直辖市样本

鉴于直辖市的特殊性,借鉴王海燕等(2021)^[24]的研究做法,本文剔除了直辖市样本重新进行回归检验。检验结果如表6列(6)所示,剔除直辖市样本后,仍与基准回归结论相吻合。

(四)异质性分析

由于不同省份资源禀赋、比较优势和经济发展水平等方面存在较大差异,可能会产生不同的影响效果,考察农业新质生产力与城乡融合发展的关系在不同条件下的异质性问题,具有重要的现实意义。结合我国实际情况,本文重点从样本所属区域、不同城镇化水平、不同人力资本水平和是否粮食主产区四个层面分析农业新质生产力对城乡融合发展的异质性影响。原因在于,农业新质生产力与城乡融合发展在四者之中皆表现出较大的差异性。从所属区域看^①,东部地区经济较为发达,往往表现出较高的农业新质生产力水平和较高的城乡融合发展水平,中部地区次之,西部地区最低。从城镇化水平看,一个地区城镇化水平高低与农业新质生产力和城乡融合发展密切相关,存在因果

关系。因而,本文以城镇化水平的均值为界,将样本划分为城镇化水平较高组和城镇化水平较低组分别进行检验。从人力资本看,人力资本水平衡量了一个地区人才充足程度和农业新质劳动者的数量,人力资本水平越高,越有利于发展农业新质生产力和推动城乡融合发展。本文以人力资本水平的均值为界,将样本划分为人力资本水平较高组和人力资本水平较低组分别进行检验。从是否粮食主产区看,一般而言,13个粮食主产区的农业新质生产力水平要比非粮食主产区高,故而对城乡融合发展的影响也就越大。

表7的列(1)—(3)汇报了分区域的异质性检验结果。可以看出,中部地区农业新质生产力的估计系数显著为正,而东部地区和西部地区的估计系数不显著,这表明与东、西部地区相比,中部地区的农业新质生产力对城乡融合发展的促进作用更为明显。这是由于中部地区是我国重要的农业产区,耕地面积广阔,农业资源丰富,在全国农业生产中占据重要地位。河南是粮食生产大省,湖南、湖北的水稻种植,江西的油料作物种植等都颇具规模。农业新质生产力的发展能够充分

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

表6 稳健性检验

变量	(1) 主成分分析法	(2) 泰尔指数	(3) 样本缩尾处理	(4) 差分GMM	(5) 系统GMM	(6) 剔除直辖市样本
<i>new_agric</i>	0.1100***	-0.0195**	0.0399**	0.0419**	0.0295**	0.0905***
AR(2)	(0.0302)	(0.0091)	(0.0169)	(0.0201)	(0.0173)	(0.0243)
<i>Sargan</i> 统计量				0.1647 29.086 [1.0000]	0.1187 27.520 [1.0000]	
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	372	372	372	341	341	324
R ²	0.5204	0.6755	0.6186	0.6723	0.6283	0.6563

依托这些丰富的农业资源,通过科技创新、产业升级等手段,提高农业生产效率和农产品质量,推动农业现代化进程,进而促进城乡产业融合。而东部地区经济发展水平较高,产业结构以工业和服务业为主导,农业的比重相对较小。虽然东部地区农业现代化水平也较高,但农业新质生产力对整体经济和城乡融合发展的影响相对不那么显著。西部地区自然环境相对恶劣,生态较为脆弱,部分地区气候干旱、地形复杂,可利用的耕地资源较少,农业生产条件较为恶劣,制约了农业新质生产力的发展,因而对城乡融合发展的带动作用有限。

表7的列(4)—(5)汇报了不同城镇化水平的异质性检验结果。结果显示,农业新质生产力对城镇化水平较低区域的城乡融合发展的促进作用更为明显。在城镇化水平较低的区域,其基础设施、公共服务、居民收入等方面差距较大。农业新质生产力的发展可以带动农田水利、道路交通等农村基础设施的完善,同时促进教育、医疗等公共服务资源向农村延伸和覆盖,缩小城乡在基本公共服务方面的差距,推动城乡融合发展。且这些地区的工业和服务业发展相对滞

后,农业与其他产业的融合潜力较大。农业新质生产力可以推动农业与旅游、文化、电商等产业深度融合,创造出乡村旅游、农产品电商直播等更多新业态、新模式,促进农村产业多元化发展,吸引人口和要素向农村流动,加强城乡之间的经济联系和产业协同。而在城镇化水平较高的地区,农业的功能逐渐从传统的生产功能向生态、休闲、观光等多功能转变。虽然农业新质生产力在一定程度上推动了农业的转型升级,但这种转型更多是为了满足城市居民对高品质生活 and 高质量生态环境的需求,而不是直接促进城乡深度融合。

表8的列(1)—(2)汇报了不同人力资本水平的异质性检验结果。可以发现,在人力资本水平较高的区域,农业新质生产力对城乡融合发展的影响显著为正,而在人力资本水平较低的区域,其影响却不显著。究其原因,人力资本水平高意味着该区域拥有更多的高素质人才,在农业领域,高素质人才能够积极研发和应用新的农业技术、生产模式与管理理念,推动农业新质生产力的发展。而在人力资本水平较低的区域,农民和农业从业者的文化素质和技能水平相对较

表7 分区域和城镇化水平的异质性检验

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 城镇化水平较高组	(5) 城镇化水平较低组
<i>new_agric</i>	0.0167	0.1963***	0.0625	0.0020	0.0469*
	(0.0237)	(0.0594)	(0.0414)	(0.0203)	(0.0275)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
N	132	96	144	169	203
R ²	0.4819	0.9587	0.8589	0.5607	0.7372

低,对新的农业技术、知识和管理经验的接受能力有限,致使农业新质生产力所依赖的先进技术和创新模式难以在该区域得到有效推广和应用,限制了农业生产效率的提高和产业升级,从而削弱了农业新质生产力对城乡融合发展的推动作用。

表8的列(3)—(4)汇报了是否粮食主产区的异质性检验结果。结果显示,农业新质生产力对粮食主产区城乡融合发展的促进作用更为明显。粮食主产区通常具有较为雄厚的农业产业基础,大规模的粮食生产有利于发展农产品加工、仓储、物流等相关产业,形成

完整的产业链条。农业新质生产力的发展能够进一步提升相关产业的现代化水平,带动农村二、三产业发展,增加农民收入,促进农村劳动力就业,缩小城乡产业发展差距和居民收入差距,推动城乡产业融合和人口融合。而在非粮食主产区,农业产业往往更加多元化,可能更侧重于经济作物种植、畜牧业、渔业或特色农业等。这些产业往往相对分散,难以形成像粮食主产区那样规模化、集中化的产业链条。因此,非粮食主产区对整体城乡融合发展的带动作用不如粮食主产区显著。

表8 分人力资本水平和是否粮食主产区的异质性检验

变量	(1) 人力资本水平较高组	(2) 人力资本水平较低组	(3) 粮食主产区	(4) 非粮食主产区
<i>new_agric</i>	0.0428* (0.0270)	-0.0007 (0.0152)	0.0826** (0.0348)	0.0306 (0.0202)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
N	198	174	156	216
R ²	0.5290	0.5976	0.8223	0.5343

(五)机制检验

前文实证分析表明,培育壮大农业新质生产力有助于推动城乡融合发展,但是其作用机制尚不明确。为此,本文使用中介效应模型对可能的传导机制进行检验。

表9汇报了基于区域创新能力、资源错配和市场分割的传导机制检验结果,且所有结果均控制了时间固定效应和省份固定效应。其中,表9的列(1)—(2)为区域创新能力的估计结果,列(3)—(4)为资源错配的估计结果,列(5)—(6)为市场分割的估计结果。结果表明,对于区域创新机制而言,农业新质生产力在10%的显著性水平上正向影响区域创新能力,说明发展农业新质生产力可以显著提升地区创新水平。在基准模型中同时加入农业新质生产力和区域创新能力后,农业新质生产力的系数绝对值相比基准回归结果有所减小,且区域创新能力的估计系数显著为正,表明区域创新水平在农业新质生产力影响城乡融合发展中起着部分中介作用。根据计算,其中介效应大小为0.057。至此,假设2得到验证。

同理,农业新质生产力在5%的显著性水平上负向影响资源错配,说明农业新质生产力可以显著降低资源错配程度。在基准模型中同时加入农业新质生产

力和资源错配变量后,资源错配的估计系数显著为负,表明资源错配在农业新质生产力影响城乡融合发展中也起着部分中介作用。根据计算,其中介效应大小为0.055。再看市场分割渠道,列(5)—(6)显示,农业新质生产力能够显著降低市场分割水平,有利于打破市场分割格局,在将市场分割和农业新质生产力指标同时加入基准模型之后,市场分割变量依然显著为负,表明市场分割是影响农业新质生产力推动城乡融合发展的传导渠道,经计算其中介效应大小为0.027。综上,农业新质生产力能够通过提高区域创新能力、降低资源错配程度和打破市场分割格局等渠道赋能城乡融合发展,对城乡融合发展产生积极影响。由此,假设3和假设4得到验证。

五、进一步分析

为了验证经济政策不确定性是否在农业新质生产力对城乡融合发展的影响中存在调节效应,依据上文构建的调节效应模型进行实证检验。我们重点关注农业新质生产力与城乡融合发展的交互项系数,显著为正说明经济政策不确定性能够增强农业新质生产力促进城乡融合发展的效能,显著为负说明经济政策不确定性能够减弱农业新质生产力促进城乡融合发展的效能。表10汇报了经济政策不确定性的调节效应检验

表9 机制检验

变量	(1) 区域创新	(2) 城乡融合发展	(3) 资源错配	(4) 城乡融合发展	(5) 市场分割	(6) 城乡融合发展
<i>new_agric</i>	0.1520* (0.0911)	0.0430** (0.0444)	-0.1090** (0.0503)	0.0478** (0.0198)	-0.5673*** (0.1022)	0.0438** (0.0172)
<i>innov</i>		0.0167* (0.0100)				
<i>misallocation</i>				-0.0225* (0.0117)		
<i>Seg</i>						-0.0021** (0.0010)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	372	372	310	310	372	372
R ²	0.7690	0.6563	0.0247	0.6528	0.1898	0.6392
中介效应占比		0.057		0.055		0.027
机制识别		机制有效		机制有效		机制有效

表10 调节效应检验

变量	城乡融合发展(urban-rural)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>new_agric</i>	0.7301*** (0.1986)	0.8857*** (0.1153)	0.6787*** (0.0902)	0.6499*** (0.0900)
<i>new_agric *EPU</i>	-0.1288*** (0.0310)	-0.1405*** (0.0180)	-0.1135*** (0.0139)	-0.1080*** (0.0139)
<i>EPU</i>	-0.0380*** (0.0056)	-0.0044 (0.0036)	-0.0897*** (0.0071)	-0.0936*** (0.0073)
控制变量	否	是	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
省份固定效应	否	否	否	是
N	372	372	372	372
R ²	0.2317	0.6000	0.6840	0.9497

结果。其中,列(1)为不加控制变量和时间、省份固定效应的估计结果;列(2)为仅加入控制变量的估计结果;列(3)为加入控制变量和时间固定效应的估计结果;列(4)为加入所有控制变量的估计结果。从列(1)一(4)的估计结果可知,农业新质生产力与城乡融合发展的交互项系数均为负,以第(4)列为例,交互项的系数在1%的显著水平上为负,表明经济政策不确定性在农业新质生产力影响城乡融合发展中起着负向调节作用,能够减弱农业新质生产力助推城乡融合发展的积极作用。因此,政府要时刻关注经济政策不确定性的影响,尤其是百年未有之大变局加速演进的当下,要

把经济政策不确定性纳入决策部署综合考量,以减弱不确定性对城乡融合发展和全面推进乡村振兴的消极作用。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2012—2023年中国31个省份的平衡面板数据,通过构建农业新质生产力和城乡融合发展指标体系,并采用熵值法对二者进行测度,在此基础上,运用面板数据固定效应模型、中介效应模型、调节效应模型和工具变量法,实证检验了农业新质生产力对城乡融合发展的影响及其作用机制。研究发现:第一,农业新质生产力能够有效推动城乡融合发展,该结论在经过内生性问题处理和一系列稳健性检验后依然成立。第二,异质性分析结果显示,农业新质生产力对城乡融合发展的促进作用在中部地区、城镇化水平较低区域、人力资本水平较高区域及粮食主产区中更为显著。第三,机制检验结果表明,农业新质生产力能够通过提高区域创新水平、降低资源错配程度和打破市场分割格局三个渠道作用于城乡融合发展。第四,经济政策不确定性在农业新质生产力助推城乡融合发展中起着负向调节作用,可能减弱农业新质生产力对城乡融合发展的赋能作用。

(二)政策建议

根据上述研究结论,本文提出如下政策建议:
一是完善农业科技创新体系。政府应加大对农业

科研的资金投入,重点支持设施农业、智慧农业等关键技术领域的技术研发。鼓励高校与科研机构合作,建立农业科技创新联盟,促进产学研深度融合,加速科研成果向实际生产力的转化。设立专项科研基金,对在农业新质生产力研发中取得突出成果的团队给予奖励,激励科研人员积极投身农业科技创新。

二是强化城乡要素流通机制。一方面,深化改革户籍制度与土地制度,消除阻碍城乡人口流动与土地流转的制度性障碍,让城市的人才、资金、技术等要素能够更顺畅地流向农村,农村的劳动力、土地资源等也能更好地对接城市需求。另一方面,搭建城乡要素流通服务平台,通过大数据、云计算等技术,精准匹配城乡要素供需,提高要素流通效率。建立线上线下结合的城乡资源交易平台,为城乡间土地流转、技术转让、人才招聘等提供便捷服务。

三是优化农业产业融合政策。因地制宜制定农业产业融合发展规划,引导各地依据自身资源优势,发展特色农业产业,并促进农业与旅游、文化、康养等产业深度融合。对发展乡村旅游的地区,给予税收优惠、基础设施建设补贴等政策支持,鼓励打造具有地域特色的乡村旅游品牌。扶持农业产业化龙头企业,通过财政补贴、贷款贴息等手段,增强其带动农户参与产业融合的能力,构建“企业+农户”“合作社+农户”等多种产业合作模式,延长农业产业链,提升农业附加值。

四是推动城乡公共服务协同发展。统筹城乡教育、医疗、文化等公共服务资源配置,加大对农村公共服务设施建设的投入。在教育方面,推动城市优质学校与农村学校结对帮扶,开展教师交流、线上教学等活动,提升农村教育质量。在医疗领域,建立城乡医疗联合体,促进城市医疗资源下沉,提高农村医疗卫生服务水平。设立城乡公共服务一体化发展专项资金,确保农村公共服务建设有稳定的资金来源,逐步缩小城乡公共服务差距,增强农村地区对农业新质生产力发展的承载能力,促进城乡融合发展。◆

参考文献:

- [1]郭海红,韩文燕.农业新质生产力何以促进农业绿色全要素生产率跃迁[J].西南大学学报(社会科学版),2024,50(6):182-196.
- [2]Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(3): 523-564.
- [3]张峰,刘曦苑,武立东,等.产品创新还是服务转型:经济政策不确定性对制造业创新选择[J].中国工业经济,2019(7):101-118.
- [4]罗必良,耿鹏鹏.农业新质生产力:理论脉络、基本内核与提升路径[J].农业经济问题,2024(4):13-26.
- [5]姜长云.农业新质生产力:内涵特征、发展重点、面临制约和政策建议[J].南京农业大学学报(社会科学版),2024,24(3):1-17.
- [6]毛世平,张琛.以发展农业新质生产力推进农业强国建设[J].农业经济问题,2024(4):36-46.
- [7]黄斌,孔祥智.农业新质生产力赋能农民增收:理论机制与实践路径[J].中国农业大学学报(社会科学版),2025,42(2):200-212.
- [8]樊胜根.发展农业领域新质生产力助力农业现代化[J].人民论坛·学术前沿,2024(13):87-94.
- [9]张广辉,杨震.农业新质生产力、农业社会化服务与粮食安全[J].当代经济研究,2025(2):68-78.
- [10]王慧博.农业新质生产力赋能乡村振兴的逻辑理路、制约样态与因应路径[J].江西社会科学,2025,45(4):43-54.
- [11]郑祥江,邓婷.农业新质生产力赋能农业高质量发展:影响机制与空间效应分析[J].西南科技大学学报(哲学社会科学版),2025,42(5):64-73+122.
- [12]马克卫,尤亮,任晴.农业新质生产力赋能产业韧性的机理与效应[J].宏观经济研究,2025(2):18-40.
- [13]陈坤秋,龙花楼.中国土地市场对城乡融合发展的影响[J].自然资源学报,2019,34(2):221-235.
- [14]刘明辉,卢飞.城乡要素错配与城乡融合发展:基于中国省级面板数据的实证研究[J].农业技术经济,2019(2):33-46.
- [15]方创琳,赵文杰.新型城镇化及城乡融合发展促进中国式现代化建设[J].经济地理,2023,43(1):10-16.
- [16]周韩梅,刘新智,孔芳霞.数字经济何以推动城乡融合发展:基于287个地级市的实证分析[J].西南大学学报(社会科学版),2025,51(1):104-115+303.
- [17]周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(5):99-108.
- [18]李豫新,尹丽.中国城乡高质量融合发展及影响因素研究:基于新发展理念实证分析的[J].石河子大学学报(哲学社会科学版),2021,35(3):7-15.
- [19]黄锟,吉伟伦.城乡融合发展的内在逻辑与现实选择[J].行政管理改革,2024(4):54-63.
- [20]许竹青.增强新质生产力在城乡融合发展中的驱动作用[J].人民论坛·学术前沿,2025(11):102-111.
- [21]刘夏婧,王士君,谢铭琛.中国新质生产力发展对城乡收入差距的影响[J].地理科学进展,2025,44(4):684-698.
- [22]王海燕.数字经济赋能农产品市场一体化:逻辑机理、现实困境与推进策略[J].中国西部,2025(4):105-113.
- [23]姚毓春,张嘉实.构建基于全国统一大市场的城乡融合发展路径研究[J].求是学刊,2022,49(6):51-63.
- [24]王海燕,岳华,李楹琪.数字金融发展如何影响家庭“加杠杆”?动态效应、异质性特征与机制检验[J].南方经济,2021(9):18-35.
- [25]Baker S, Bloom N, Davis S. Measuring Economic Policy

- Uncertainty [J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593–1636.
- [26] 罗婉璐, 王武林, 林珍, 等. 中国城乡融合时空演化及驱动因素[J]. 地理科学进展, 2023, 42(4): 629–643.
- [27] 尤亮, 袁保蓉, 李粤. 农业新质生产力: 水平测度、区域差异与动态演进[J]. 统计学报, 2025, 6(2): 17–32.
- [28] 魏艳华, 王丙参, 马立平. 中国农业新质生产力水平测度及对产出效率的影响研究: 基于E-CRITIC权评价法[J]. 统计理论与实践, 2024(12): 11–20.
- [29] Liu Y, Dong J Y, Mei L, et al. Digital innovation and performance of manufacturing firms: An affordance perspective [J]. Technovation, 2023, 119: 102458.
- [30] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长: 为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 2009, 44(3): 42–52.
- [31] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配 [J]. 中国工业经济, 2018(1): 60–78.

New Agricultural Productivity and Urban Rural Integration: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

Wang Haiyan

Abstract: Cultivating and developing new agricultural productivity is not only the due meaning of promoting the integration and development of urban and rural areas, but also the inevitable requirement of promoting high-quality economic development, which has become one of the common concerns of academia and policy circles. Taking the balanced panel data of 31 provinces in China from 2012–2023 as the research sample, this paper empirically tests the impact of new agricultural productivity on the development of urban and rural integration and its mechanism by constructing the index system of new agricultural productivity and urban and rural integration, using fixed effect model, intermediary effect model, regulatory effect model and instrumental variable method. The study found that new agricultural productivity can effectively promote the integration of urban and rural development, and this promotion effect is more obvious in the central region, the low level of urbanization, the high level of human capital and the main grain producing areas. The conclusion is still valid after endogenous problem treatment and a series of robustness tests; The results of mechanism test show that the new agricultural productivity mainly acts on the integration of urban and rural development through three channels: improving the level of regional innovation, reducing the degree of resource mismatch and breaking the market segmentation pattern; In addition, economic policy uncertainty plays a regulatory role in the promotion of urban and rural integration and development by new agricultural productivity, which can weaken the enabling effect of new agricultural productivity on urban and rural integration and development. The conclusions of this paper provide useful thoughts on developing new agricultural productivity according to local conditions, promoting the integration of urban and rural development with new agricultural productivity, realizing agricultural and rural modernization and paying attention to the uncertainty of economic policy.

Key words: New Agricultural Productivity; Urban Rural Integration; Regional Innovation; Resource Mismatch; Market Segmentation

(责任编辑: 杨扬)

数字化转型驱动企业高质量发展的机制研究

李秋月¹,徐 聪²,王常静³

(1. 中国财政科学研究院,北京 100142;2. 青岛黄海学院 国际商学院,青岛 266427;

3. 上海财经大学 财税投资学院,上海 200433)

摘要:在数字经济背景下,企业数字化转型已成为推动企业高质量发展的关键力量。基于2013—2023年A股上市公司数据,将数字化转型视为一个动态演进过程,从理论与实证两方面考察其对企业高质量发展的影响机制。研究表明,数字化转型显著促进了企业高质量发展。机制分析发现,数字化转型能够通过提高企业技术创新能力和优化人力资本结构促进企业高质量发展,税收优惠和政府补助发挥了正向的调节作用。异质性分析发现,数字化转型对企业高质量发展的促进作用在非高科技行业、劳动密集型行业和竞争性行业中更为显著。据此,提出企业应重视并持续推进数字化转型,政府应多措并举为企业实施数字化转型营造良好的外部环境,以及企业与政府在数字化转型过程中应形成良性的协同机制等对策建议,为企业数字化转型实践和政府政策优化提供了重要参考。

关键词:企业数字化转型;企业高质量发展;动态最优化模型;财税激励政策

中图分类号:F272

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2026)02-0062-11

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2026.02.006

一、引言

党的二十届四中全会强调“十五五”时期经济社会发展的主题是高质量发展。企业作为经济高质量发展的微观主体,其发展质量直接影响资源配置效率、产业升级路径和经济增长的可持续性。近年来,数字经济已成为推动经济增长的重要力量。根据中国信通院发布的《中国数字经济发展报告(2024)》,2023年我国数字经济规模达到53.9万亿元,占GDP比重为42.8%,对GDP增长的贡献率达66.45%。在此背景下,数字化转型成为企业提升竞争力、推动高质量发展的重要引擎。

围绕企业高质量发展的影响因素,既有研究主要从宏观经济环境和微观企业特征两个层面展开。宏观层面,一是有为政府治理质量的提升可以优化当地营商环境和降低制度性交易成本,促进企业创新和效率

以及全要素生产率的提升^[1-2]。二是政府采取积极的财政政策,如减税降费举措、产业扶持政策等可以为企业高质量发展带来积极影响^[3-4]。三是贸易开放和全球化会显著影响企业的发展进程,一定程度上带动了我国企业的转型升级^[5]。微观层面,企业年龄^[6]、高管特征^[7]等均会对企业高质量发展产生影响。但总体来看,这类研究主要基于传统生产模式,对数字化时代企业要素结构重塑、知识资本积累机制以及人力资本升级等关键变化关注不足。随着数字技术的快速演进,数字化转型逐渐成为企业高质量发展的新动能。已有研究普遍认为,数字化转型能够通过优化资源配置^[8]、缓解融资约束^[9]、强化突破性技术创新^[10]等途径促进企业全要素生产率与创新水平的提升。但也有研究指出,企业通过数字化转型能否对企业发展产生积极效

基金项目:上海财经大学公共经济与管理学院(现财税投资学院)2024年研究生科研创新项目“CFC规则对企业对外投资的影响——基于企业信息报告规则的观察”;山东省社科联2025年度人文社会科学课题合作专项“泰山文化数字化赋能与区域产业高质量发展:机制识别、政策仿真与评估”。

作者简介:李秋月,女,博士研究生,研究方向为数字经济和税收理论与政策;徐聪,通信作者,男,博士,副教授,研究方向为机器学习和城市经济研究;王常静,女,博士研究生,研究方向为税收理论与政策。

应,以帮助企业破解“数字化转型悖论”,仍然有待进一步深入分析^[11]。

梳理相关文献可以发现,数字化转型与企业高质量发展的关系虽受到广泛关注,但仍然存在进一步探讨的空间。基于此,本文立足新发展阶段,聚焦企业数字化转型这一时代特征,深入探讨数字化转型与企业高质量发展的关系。本文可能的贡献在于:第一,将数字化转型视为一个动态演进过程,系统考察了数字技术应用对企业高质量发展的影响机制,拓展了数字化转型研究的广度和深度。第二,使用中国A股上市公司数据,系统分析了数字化转型对企业高质量发展的影响及其内在机制,进一步揭示了技术创新和人力资本在其中的中介作用。第三,立足中国制度背景,探讨财税激励政策对企业数字化转型的调节作用,为政府优化政策支持提供了理论依据。

二、理论分析与研究假设

(一)企业数字化转型与企业高质量发展

为了深入理解数字化转型影响企业高质量发展的理论机制,本文构建了一个动态最优化模型。考虑一个追求价值最大化的代表性企业,其面临数字化转型投资决策。企业在无限期视野下的动态最优问题可以表示为:

$$V(K_t, A_t) = \max_{I_t^K, I_t^D} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [F(K_t, L_t, D_t) - C(I_t^K, I_t^D)] \quad (1)$$

其中, $V(\cdot)$ 表示企业价值函数, $F(\cdot)$ 表示生产函数, $C(\cdot)$ 表示成本函数, K_t 代表传统资本存量, L_t 代表人力资本存量, D_t 代表数字化资本存量, A_t 表示技术水平, I_t^K 和 I_t^D 分别表示传统资本投资和数字化转型投资, β 为贴现因子。这一框架将企业的数字化转型决策置于动态优化的视角下进行分析,体现了企业在数字化转型过程中需要权衡当期投入与长期收益。本文的一个重要创新是将知识溢出效应引入分析框架。具体而言,假设技术进步路径为:

$$A_t = A(D_t, K_t, R_t) \quad (2)$$

R_t 表示知识资本存量,其中知识资本的积累遵循:

$$\dot{R}_t = \delta D_t^\alpha R_t^\gamma - \eta R_t \quad (3)$$

$\dot{R}_t$ 表示知识资本存量变化率, δ 表示效率参数,这一设定体现了数字化转型不仅直接影响生产效率,还能通过促进知识积累产生持续的溢出效应。参数 α 和 γ 分别刻画了数字化资本对知识创造的贡献度以及知识积累的自我强化效应, η 表示知识折旧。企业同时面临资本积累约束:

$$\dot{K}_t = I_t^K - \delta_K K_t \quad (4)$$

$$\dot{D}_t = I_t^D - \delta_D D_t \quad (5)$$

其中, $\dot{K}_t$ 表示传统资本存量变化率, $\dot{D}_t$ 表示数字化资本存量变化率, δ_K 和 δ_D 分别表示传统资本和数字化资本的折旧。通过分析最优化条件,可以得到:

$$\frac{\partial F}{\partial D_t} = \frac{\partial C}{\partial I_t^D} + \left(\delta_D - \frac{\dot{D}_t}{D_t} \right) \quad (6)$$

这一均衡条件说明,在最优状态下,数字化资本的边际产出应等于其边际成本与资本损耗之和。更进一步的分析表明,当考虑知识溢出效应时,数字化转型的社会收益实际上高于私人收益,这为政府的政策支持提供了理论依据。通过求解企业的动态最优化问题,本文可以得到以下关键结论:

第一,数字化转型能够通过直接效应和间接效应影响企业生产效率。直接效应体现在数字化资本作为一种新型生产要素提升了生产效率 ($\frac{\partial F}{\partial D_t} > 0$); 间接效应

应则通过知识积累和技术进步渠道发挥作用 ($\frac{\partial A}{\partial D_t} > 0$ 和 $\frac{\partial A}{\partial R_t} > 0$)。第二,考虑到知识溢出效应的存在 ($\gamma > 0$), 数字化转型的社会收益大于私人收益。这种外部性意味着在完全市场条件下,企业的数字化投资可能低于社会最优水平,为政府干预提供了理论依据。第三,模型预测数字化转型与企业生产率之间可能存在门槛效应。当数字化资本水平较低时 ($D_t < D^*$), 知识积累效应较弱 ($\alpha D_t^{\alpha-1}$ 较小), 投资回报主要来自直接效应; D^* 为较低的数字化资本水平; 随着数字化水平的提升, 知识积累加速, 边际收益递增 ($D^* < D_t < D^{**}$); 但在较高水平后 ($D_t > D^{**}$), 可能出现收益递减, D^{**} 代表较高数字化资本水平。

基于以上分析,提出以下假设:

假设1:企业数字化转型能够促进企业高质量发展。

(二)企业数字化转型对企业高质量发展的影响机制

1. 技术创新的中介效应

为了形象地刻画数字化转型通过技术创新影响企业高质量发展的机制,本文构建了一个包含不确定性和知识溢出的动态创新模型。考虑一个在连续时间框架下进行创新决策的企业,其创新生产函数为:

$$I(t) = \theta(t) [\phi D(t)^\alpha R(t)^\beta H(t)^\gamma]^\eta \quad (7)$$

其中, $D(t)$ 代表数字化资本存量, $R(t)$ 代表知识资本存量, $H(t)$ 代表人力资本存量, $\theta(t)$ 表示随机创新效

率冲击,服从Itô过程:

$$d\theta(t) = \mu\theta(t)dt + \sigma\theta(t)dW(t) \quad (8)$$

其中, $W(t)$ 是标准维纳过程; 参数 α 、 β 、 γ 衡量各要素的产出弹性, 且满足 $\alpha + \beta + \gamma < 1$, 表示创新存在规模报酬递减; ϕ 为全要素生产率参数; $\eta \in (0, 1)$ 用于捕捉创新产出的非线性特征。知识资本积累为:

$$\dot{R}(t) = I(t) - \delta_R R(t) + \xi(t) D(t)^\lambda R(t)^\kappa \quad (9)$$

其中, 最后一项刻画了数字化转型带来的知识溢出效应, δ_R 为知识资本折旧率, $\xi(t)$ 为溢出强度, λ 、 κ 为弹性参数。企业面临的动态最优化问题为:

$$\max_{D(t), H(t)} E \int_0^\infty e^{-\rho t} [p(t)I(t) - c_D D(t) - c_H H(t) - \Gamma(I(t))] dt \quad (10)$$

其中, ρ 为企业贴现率, $p(t)$ 为创新产出的市场价格, c_D 和 c_H 分别为数字化资本和人力资本的单位成本, $\Gamma(I(t))$ 为调整成本函数, 其公式为:

$$\Gamma(I(t)) = \frac{\psi}{2} \left[\frac{I(t)}{K(t)} \right]^2 K(t) \quad (11)$$

ψ 为调整成本强度, 应用随机最优控制理论, 可得 HJB 方程。通过对 HJB 方程的求解^①, 本文可以得到以下关键命题:

命题 1: 在最优控制路径下, 企业数字化资本投入 $D^*(t)$ 满足:

$$D^*(t) = \left[\frac{\alpha \eta p(t) \theta(t) \phi}{c_D} \right]^{\frac{1}{1-\alpha\eta}} R(t)^{\frac{\beta}{1-\alpha\eta}} H(t)^{\frac{\alpha\eta}{1-\alpha\eta}} \quad (12)$$

其中, α 代表数字化资本产出弹性, η 代表创新产出非线性参数, ϕ 代表全要素创新生产率, c_D 代表数字化资本的单位成本, β 代表知识资本产出弹性。

命题 2: 在给定的创新效率冲击 $\theta(t)$ 下, 数字化转型能够通过创新效率提升和知识溢出加速两个渠道影响企业创新产出, 且两个效应之间存在互补性。

命题 3: 存在唯一的稳态均衡水平 (D^s, R^s, H^s) , 分别表示数字化资本、知识资本和人力资本投入的恒定水平。

基于以上分析, 提出以下假设:

假设 2: 数字化转型能够通过提升技术创新水平促进企业高质量发展。

2. 人力资本的中介作用

劳动价值论认为, 人类劳动是价值创造的唯一来源。为分析数字化转型如何通过人力资本结构优化影响企业生产效率, 本文构建了一个考虑技能异质性的

动态模型。

假设企业使用两类劳动力: 低技能劳动 L_L 和高技能劳动 L_H , 其生产函数为:

$$Y = A(D, H) F(K, L_H, L_L) \quad (13)$$

其中, H 为人力资本总量, $A(D, H)$ 为全要素生产率函数, K 为资本投入, L_H 和 L_L 分别为高技能劳动力和低技能劳动力。

特别地, 本文假设:

$$H = \int_0^1 h(i)^\gamma di, \quad \gamma > 1 \quad (14)$$

其中, $h(i)$ 表示技能水平为 i 的劳动者人力资本, 且 $\gamma > 1$ 表示技能的互补。

考虑到数字化转型对不同技能劳动力的差异化影响, 本文假设:

$$\frac{\partial^2 A}{\partial D \partial h(i)} > 0, \quad i > i^* \quad (15)$$

$$\frac{\partial^2 A}{\partial D \partial h(i)} < 0, \quad i < i^* \quad (16)$$

其中, i^* 为技能门槛水平。这一设定刻画了数字化转型对高技能劳动力和低技能劳动力的非对称影响。

企业面临的动态优化问题为:

$$\max_{D_t, h_t(i)} E \int_0^\infty e^{-\rho t} [Y_t - w_H(t)L_H - w_L(t)L_L - C(D_t, h_t)] dt \quad (17)$$

其中, $C(D_t, h_t)$ 为投资成本函数, $w_H(t)$ 和 $w_L(t)$ 分别为高技能劳动力和低技能劳动力的工资水平。应用最优控制理论, 可得 HJB 方程, 通过对 HJB 方程求解^②, 可以得到以下关键命题:

命题 1: 在稳态均衡下, 存在最优技能门槛 h^* , 高于此门槛的劳动者受益于数字化转型, 低于此门槛的劳动者被替代。

结合生产函数形式和技能异质性假设, 本文可以证明存在临界技能水平 h^* , 使得:

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial h(i)} - \frac{\partial^2 C}{\partial D \partial h(i)} > 0, \quad \text{当 } i > h^* \quad (18)$$

$$\frac{\partial^2 Y}{\partial D \partial h(i)} - \frac{\partial^2 C}{\partial D \partial h(i)} < 0, \quad \text{当 } i < h^* \quad (19)$$

这意味着对于技能水平高于 h^* 的劳动者, 数字化转型提高的其边际产出超过了边际成本; 而对于技能水平低于 h^* 的劳动者, 其边际产出增加不足以抵消边际成本上升, 因此被替代。这一机制导致企业人力资

① 囿于篇幅, 详细的理论推导过程留存备案。

② 囿于篇幅, 详细的理论推导过程留存备案。

本结构随数字化转型向高技能方向优化。

命题2:数字化资本投资能够增强高技能劳动的边际产出,促进企业对高技能劳动力的需求,从而优化人力资本结构,提升全要素生产率。

命题3:存在最优的数字化转型路径 $\{D_t^*\}_{t=0}^{\infty}$,使长期人力资本积累最大化。

综上所述,理论模型表明数字化转型能够通过改变技能溢价,重塑劳动力需求结构,优化企业人力资本配置,进而提升全要素生产率,促进企业高质量发展。

基于上述分析,提出以下假设:

假设3:数字化转型能够通过优化人力资本结构促进企业高质量发展。

3. 财税激励政策的调节效应

为了系统解析财税激励政策在数字化转型中的调节作用,本文构建了一个包含政策不确定性的随机微分博弈模型。考虑一个连续时间框架,企业面对的税收政策冲击由动态随机过程 τ_t 描述,表示企业面临的实际有效税率或政策负担指标是一个随机过程,其变化遵循如下随机微分方程:

$$d\tau_t = \kappa(\bar{\tau} - \tau_t)dt + \sigma_{\tau}\sqrt{\tau_t}dW_t^{\tau} \quad (20)$$

在此方程中, κ 描述了税率向其长期均值 $\bar{\tau}$ 的均值回归速度; σ_{τ} 表示政策的波动性; W_t^{τ} 为标准布朗运动,揭示了税率变动的不可预测性。在不断变化的税率环境中,企业的目标是经济效益最大化,表达为期望值函数 $V(K, D, \tau)$,其中 K 和 D 分别代表企业的资本和数字化资产。企业的最优化问题可以形式化为:

$$V(K, D, \tau) = \max_{i_K, i_D} E_t \int_t^{\infty} e^{-\rho(s-t)} [(1 - \tau_s) \pi(K_s, D_s) - C(i_K, i_D) + G(\tau_s, D_s)] ds \quad (21)$$

在此最优化框架中, E_t 表示时间 t 的条件期望, ρ 为贴现率, $\pi(K_s, D_s)$ 表示从传统资本和数字化资产中获得的利润; $C(i_K, i_D)$ 为投资成本; $G(\tau_s, D_s)$ 描述了财税政策对企业的直接影响,其具体形式为:

$$G(\tau, D) = g(\tau)D^{\alpha} + \beta(\tau)\Phi(D) \quad (22)$$

其中, $g(\tau)$ 作为基础补贴函数,受税率 τ 影响,表示财税激励政策通过税收优惠或政府补助降低企业的数字化转型的成本,其强度随税率 τ 变化; $\beta(\tau)$ 描述了财税激励政策的动态调节强度,其值随税率 τ 的变化而调整($\beta(\tau)$ 为递减函数); $\Phi(D)$ 为数字化转型的外部性函数,反映了数字化资产对企业外部环境的影响。通过应用Feynman-Kac公式,本文得到企业价值函数

的扩展(HJB)方程,考虑税率动态,形式化为:

$$\rho V = \max_{i_K, i_D} \{ (1 - \tau) \pi - C + G + V_K \dot{K} + V_D \dot{D} + V_{\tau} \kappa(\bar{\tau} - \tau) + \frac{1}{2} V_{\tau\tau} \sigma_{\tau}^2 \tau \} \quad (23)$$

其中, V_K 表示价值函数对传统资本 K 的偏导数, $V_K \dot{K}$ 和 $V_D \dot{D}$ 分别反映传统资本与数字化资本变化对企业未来价值的边际影响, V_{τ} 表示价值函数对税率 τ 的偏导数, $V_{\tau\tau}$ 是价值函数对利润 π 和税率 τ 的混合偏导数,衡量税率变动对企业价值的影响,财税激励政策 G ,直接进入企业价值函数,表明财税政策通过降低成本($g(\tau)D^{\alpha}$)和放大外部性($\beta(\tau)\Phi(D)$),影响企业的最优投资决策。基于此可以得到以下关键命题:

命题1:当政府提高补助(降低 τ 或者增加 $g(\tau)$)时,企业数字化转型的投资成本降低,推动更多资源投向数字化转型。

命题2:政策强度 $\beta(\tau)$ 的设计使得当税率 τ 降低时, $\beta(\tau)$ 增大,政策通过增强数字化资产的外部性放大数字化转型对高质量发展的促进作用。

基于以上分析,提出以下假设:

假设4:财税激励政策在数字化转型影响企业高质量发展中起到正向调节作用。

三、研究设计

(一) 样本选择

本文选取2013—2023年中国A股上市公司为样本,数据来自CSMAR与Wind数据库,企业数字化转型程度通过Python对年报进行文本挖掘得到。样本处理中,剔除金融保险类公司、样本期间内被标记为ST、ST*或PT的公司、IPO当年及以前年份的观测数据、净资产为负的公司,并对连续变量进行1%与99%缩尾处理。最终得到4190家公司共27149个观测值。

(二) 变量选取

1. 解释变量

企业数字化转型(DCG)。本文借鉴吴非等(2021)^[12]的研究,对年报文本进行分词和词频统计,建立数字化转型关键词词典,再对年报中数字化关键词的词频数加1取自然对数作为衡量企业数字化转型的指标。

2. 被解释变量

全要素生产率(TFP)。考虑到学术界对企业高质量发展的理解尚未达成一致,其综合指标评价体系的构建存在较大的主观性。因此,本文参考已有研究^[2,13],使用LP方法计算全要素生产率(TFP)作为企

业高质量发展的代理变量。

3. 控制变量

本文参考已有研究^[13-15],从企业财务特征、成长特征和治理特征三方面选取控制变量,具体如表1所示。

4. 中介变量

本文参考葛海燕和丁晓强(2023)^[16]、孔令文等(2022)^[17]的研究,使用企业研发人员数量占比(*RDPS*)和企业研发投入的对数(*lnRD*)作为技术创新的代理变量,从人员和资金两个方面衡量企业的技术创新水平。

参考赵烁等(2020)^[18]、刘啟仁和赵灿(2020)^[19]的研究,使用非常规高技能员工占比(*Skill_H*)和常规低技能

员工占比(*Skill_L*)作为企业人力资本的代理变量。具体而言,本文从工作类型维度构建人力资本结构,将科技人员、销售人员和财务人员视为非常规高技能员工,将生产人员、人事人员、行政人员、客服人员、采购仓储以及其他难以归类的人员视为常规低技能员工。

5. 调节变量

参考谢林海等(2022)^[20]的研究,使用企业收到的税费返还的自然对数作为税收优惠(*TAX*)的代理变量;参考陈红等(2019)^[21]的研究,使用样本公司年度报告中营业外收入的政府补助部分取对数作为政府补助(*SUB*)的代理变量。

变量说明见表1。

表1 变量说明

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	<i>TFP</i>	全要素生产率	LP方法
解释变量	<i>DCG</i>	数字化转型	年报中涉数字化关键词的词数加1取自然对数
控制变量	<i>Lev</i>	资产负债率	负债合计/资产总计
	<i>CashFlow</i>	现金流比率	经营活动产生的现金流量净额/资产总计
	<i>ROA</i>	总资产净利率	净利润/资产总计
	<i>Liquid</i>	流动比率	流动资产/流动负债
	<i>NetProfit</i>	销售净利率	净利润/营业收入
	<i>Growth</i>	营业收入增长率	本年营业收入/上一年营业收入-1
	<i>FirmAge</i>	成立年限	ln(当年年份-公司成立年份+1)
	<i>Seperate</i>	实际控制人两权分离率	实际控制人控制权比例-实际控制人所有权比例
	<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理是同一个人取1,否则取0
	<i>Top3</i>	前三大股东持股比例	前三大股东持股数量/总股数
中介变量	<i>RDPS</i>	研发人员数量占比	研发人员数量/总员工数量
	<i>lnRD</i>	研发投入强度	研发投入取对数
	<i>Skill_H</i>	非常规高技能员工占比	财务人员人数占比+技术人员人数占比+销售人员人数占比
	<i>Skill_L</i>	常规低技能员工占比	生产人员、人事人员、行政人员、客服人员、采购仓储以及其他难以归类的人员占比
调节变量	<i>TAX</i>	税收优惠	收到的税费返还取自然对数
	<i>SUB</i>	政府补助	政府补助取对数

(三) 模型设计

本文构建如下基准回归模型进行分析:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DCG_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

其中, $TFP_{i,t}$ 代表企业*i*在年份*t*的全要素生产率, $DCG_{i,t}$ 为数字化转型变量, $Controls_{i,t}$ 是控制变量, μ_i 和 λ_t 分别表示个体固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表2描述性统计显示,全要素生产率(*TFP*)均值

为8.39,标准差为1.035,表明企业间全要素生产率差异较大。数字化转型(*DCG*)均值为1.679,标准差为1.419,最小值为0,说明企业间数字化转型程度存在显著差异,部分企业尚未开展或面临转型困难。

(二) 基准回归

表3展示了基准回归结果。其中,第(1)列未加入控制变量,第(2)列加入了全部控制变量,可以发现企业数字化转型(*DCG*)均在1%的置信水平上显著为正,表明企业数字化转型对提升企业全要素生产率具有积极作用,可以促进企业高质量发展,假设1得到验证。

表2 变量的描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	27149	8.390	1.035	4.676	8.282	13.106
DCG	27149	1.679	1.419	0	1.609	5.037
Lev	27149	0.404	0.191	0.046	0.396	0.877
CashFlow	27149	0.051	0.065	-0.151	0.049	0.259
ROA	27149	0.038	0.060	-0.362	0.038	0.220
Liquid	27149	2.534	2.331	0.296	1.777	19.371
NetProfit	27149	0.071	0.161	-1.154	0.071	0.538
Growth	27149	0.301	0.737	-0.712	0.120	6.440
FirmAge	27149	2.981	0.299	1.792	2.996	3.689
Seperate	27149	0.044	0.070	0	0	0.283
Dual	27149	0.315	0.465	0	0	1
Top3	27149	0.483	0.150	0.150	0.477	0.869
RDPS	21453	0.171	0.137	0.000	0.137	1.000
lnRD	23784	18.166	1.444	7.720	18.099	24.630
Skill_H	24717	0.383	0.226	0.002	0.318	1.000
Skill_L	24713	0.615	0.227	0.000	0.680	0.996
TAX	21648	16.470	2.279	1.404	16.682	23.900
SUB	26462	2.582	1.499	-7.419	2.560	9.060

(三)稳健性检验

1. 内生性处理

本文进一步采用工具变量法和倾向得分匹配法(PSM)对可能存在的内生性问题进行检验。

基于工具变量法的处理。分别采用解释变量滞后一期^[22]和行业均值^[23]作为工具变量。表4第(1)和第(3)列第一阶段的回归结果均在1%的水平上显著为正,验证了工具变量的有效性;第(2)和第(4)列第二阶段回归结果也均表明企业数字化转型对企业高质量发展具有显著的积极作用,与基准回归结果一致。以上结果表明,利用工具变量进行检验后,企业数字化转型能够促进企业高质量发展这一结论仍然成立。

本文采用倾向得分匹配法(PSM)缓解内生性问题。首先以数字化转型程度(DCG)中位数为界划分处理组与对照组,通过Logistic回归估计倾向得分。如表5所示,企业增长率、年龄和两职合一显著正向影响数字化转型,而销售净利润和股权集中度呈显著负向影响,表明成长性高、治理规范的企业更倾向于数字化转型。

在此基础上,采用最近邻匹配方法进行样本匹配,并通过配对t检验估计数字化转型的平均处理效应(ATT),回归结果如表6所示。研究发现,数字化转型显著提升了企业的全要素生产率,处理效应为0.284

表3 基准回归结果

变量	TFP	
	(1)	(2)
DCG	0.067*** (9.17)	0.062*** (9.30)
Lev		1.076*** (15.18)
CashFlow		0.418*** (6.33)
ROA		2.278*** (10.47)
Liquid		-0.002 (-0.62)
NetProfit		0.160** (2.00)
Growth		-0.017** (-2.38)
FirmAge		0.715*** (5.91)
Seperate		-0.064 (-0.40)
Dual		-0.017 (-1.19)
Top3		-0.023 (-0.20)
常数项	7.911*** (537.74)	5.487*** (16.04)
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	27149	27149
adj.R ²	0.262	0.382

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

表4 工具变量法

变量	解释变量滞后后期一期		行业均值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
系数	0.885*** (0.003)	0.142*** (0.005)	1.009*** (0.007)	0.087*** (0.006)
N		22270		27149
R ²		0.398		0.408

(p<0.01),这一结果在统计上高度显著(t=17.38)。该结果表明,相较于数字化水平较低的企业,高数字化转型的企业全要素生产率平均提高了0.284个单位。

最后,进一步对匹配效果进行平衡性检验。如表7所示,匹配前多数特征项存在显著差异,匹配后除成

表5 倾向得分匹配法

变量	系数	标准误	p 值
<i>Lev</i>	0.103	0.091	0.256
<i>CashFlow</i>	0.028	0.215	0.896
<i>ROA</i>	0.423	0.404	0.295
<i>Liquid</i>	0.013	0.007	0.065
<i>NetProfit</i>	-0.733***	0.144	0.000
<i>Growth</i>	0.113***	0.017	0.000
<i>FirmAge</i>	0.113**	0.042	0.007
<i>Seperate</i>	-0.256	0.178	0.150
<i>Dual</i>	0.340***	0.027	0.000
<i>Top3</i>	-0.603***	0.085	0.000
Pseudo R ²		0.010	

表6 PSM处理效应

处理组平均处理效应(ATT)	0.284***
标准误	0.016
t统计量	17.38

长性外均不显著,且匹配后各变量标准化均值差基本小于10%,表明匹配效果良好,有效缓解了样本选择偏误,增强了结论的可靠性。

表7 平衡性检验

变量	匹配前均值差异	p 值	匹配后均值差异	p 值
<i>Lev</i>	1.9	0.121	-0.7	0.559
<i>CashFlow</i>	-4.7	0.000	-0.4	0.725
<i>ROA</i>	-9.0	0.000	-1.0	0.405
<i>Liquid</i>	0.2	0.850	0.9	0.445
<i>NetProfit</i>	-10.6	0.000	-2.2	0.079
<i>Growth</i>	7.6	0.000	-3.2	0.019
<i>FirmAge</i>	3.3	0.007	-0.7	0.568
<i>Seperate</i>	-4.3	0.000	2.0	0.081
<i>Dual</i>	15.4	0.000	0.0	1.000
<i>Top3</i>	-11.5	0.000	-0.8	0.488

2. 替换被解释变量和解释变量

采用替换被解释变量和解释变量的方法进行稳健性检验,回归结果如表8所示。第(1)一(3)列分别为使用OP方法^[14]、FE方法^[15]和GMM方法^[24]计算的全要素生产率,结果发现所有系数均在1%的水平下显著为正。参考张永坤等(2021)^[25]的方法,使用年末无形资产中与数字化转型相关的部分占无形资产总额的比例作为解释变量,重新进行回归,结果见列(4),仍通过了显著性检验。上述结果表明基准回归结果具有稳健性,假设1进一步得到验证。

表8 替换被解释变量和解释变量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_FE</i>	<i>TFP_GMM</i>	<i>TFP</i>
<i>DCG</i>	0.043*** (7.21)	0.075*** (10.08)	0.040*** (6.72)	
数字化转型程度				0.132*** (3.50)
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	4.482*** (15.14)	7.675*** (19.43)	3.632*** (12.06)	5.563*** (15.06)
N	27149	27149	27149	22511
adj.R ²	0.377	0.457	0.312	0.389

3. 更换回归模型

采用更换模型的方法进行稳健性检验,表9第(1)一(2)列分别表示使用OLS回归和随机效应(RE)模型重新对基准模型回归后的结果。OLS回归和RE回归模型中数字化转型均在1%的水平下显著为正,更换回归模型后的结果再次证明了基准回归的稳健性。

表9 更换回归模型的稳健性检验

变量	<i>TFP</i>	
	<i>OLS</i>	<i>RE</i>
<i>DCG</i>	0.121*** (35.12)	0.082*** (25.70)
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	5.324*** (93.58)	4.410*** (75.04)
N	27149	27149
adj.R ²	0.410	

4. 剔除高科技行业和控制变量再缩尾

参考彭红星和毛新述(2017)^[26]筛选高科技行业的方法,剔除高科技行业后进行稳健性检验,结果如表10第(1)列所示,表明基准回归结果具有稳健性。同时,借鉴陈强远等(2020)^[27]在稳健性检验中对控制变量再缩尾的思路,本文对控制变量中的连续变量进行5%分位数的双边缩尾,以减少极端值的影响。回归结果如表10的第(2)列所示,企业数字化转型的估计系数仍然显著为正,并且通过了1%的显著性检验,再次证明了基准回归的稳健性。

表 10 剔除高科技行业和控制变量再缩尾处理的
稳健性检验

变量	TFP	
	剔除高科技行业	5%分位数的双边缩尾
DCG	0.071*** (6.70)	0.059*** (9.24)
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	5.774*** (9.68)	5.227*** (14.39)
N	10076	27149
adj.R ²	0.292	0.414

(四)异质性分析

1.企业科技水平异质性

本文按照高科技行业和非高科技行业分组回归。表 11 第(1)—(2)列和(3)—(4)列分别是根据彭红星和毛新述(2017)^[26]、石琦等(2020)^[28]的研究进行划分。结果显示,数字化转型对两组企业均有显著促进作用,但对非高科技行业的促进作用更为明显。可能的原因是,非高科技行业企业内部管理流程缺乏规范性,初始数字基础设施不够完善,企业进行数字化转型更能直接地改善管理流程,提高生产效率,进而提高企业全要素生产率。相比之下,高科技行业企业已在生产经营中广泛运用数字技术,其数字化转型带来的改进空间

表 11 企业科技水平异质性

变量	TFP			
	(1) 高科技行业 1	(2) 非高科技行 1	(3) 高科技行业 2	(4) 非高科技行业 2
DCG	0.041*** (6.08)	0.071*** (6.70)	0.040*** (5.08)	0.063*** (7.35)
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	5.685*** (15.77)	5.774*** (9.68)	5.711*** (13.23)	5.647*** (12.07)
N	17073	10076	12209	14940
adj.R ²	0.445	0.292	0.425	0.347

相对有限,边际效应相对较低。

2.产业性质异质性

参考尹美群等(2018)^[29]的研究,将样本分为劳动密集型行业、技术密集型行业 and 资产密集型行业进行异质性分析。通过表 12 可以发现,尽管数字化转型对三个行业的企业高质量发展均有显著的积极作用,但劳动密集型行业的系数最大,效应更显著。可能的原因是,劳动密集型行业流程复杂且成本压力大,数字化转型可以优化人力资源配置、提升生产流程、加快信息流转,从而显著提高生产效率和管理水平,促进企业高质量发展。

3.行业限制异质性

参考袁淳等(2021)^[30]的研究,将样本分为竞争性行业和管制性行业^①,如表 13 所示,数字化转型对两个行业均有显著促进作用,但对竞争性行业的作用更强。这主要因为竞争性行业往往面临激烈的市场竞争,企

表 12 产业性质异质性

变量	TFP		
	劳动密集型	技术密集型	资产密集型
DCG	0.065*** (4.89)	0.032*** (3.99)	0.048*** (3.43)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
常数项	8.297*** (65.07)	7.666*** (93.54)	8.202*** (58.32)
N	8755	13891	4503
adj.R ²	0.143	0.225	0.262

业为占领市场份额,更倾向于主动采纳数字化技术以提升运营效率与客户响应能力,例如零售业通过电商平台拓展销售渠道、制造业依托智能制造优化生产流程。这类行业需求变化快、供应链复杂,数字化工具能

①具体地,将证监会 2012 版行业分类下行业代码为 B、C25、C31、C32、C36、C37、D、E48、G53、G54、G55、G56、I63、I64、K 以及 R 的行业定义为管制性行业,其他行业则视为竞争性行业。

够直接转化为精准营销、柔性生产等竞争优势。而管制性行业受政策准入约束强、资产专用性高、转型合规成本大,数字化转型的边际收益较低。

表 13 行业限制异质性

变量	TFP	
	竞争性行业	管制性行业
DCG	0.061*** (8.49)	0.056*** (4.36)
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	5.193*** (13.64)	6.770*** (10.22)
N	21479	5670
adj.R ²	0.399	0.321

五、机制检验

(一)技术创新和人力资本的中介效应分析

前文分析表明,技术创新和人力资本是数字化转型影响企业高质量发展的两个重要路径。据此,本文将其设置为中介变量,并构建中介效应模型如下:

$$M_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 DCG_{i,t} + \gamma_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

$$TFP_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 DCG_{i,t} + \delta_2 M_{i,t} + \delta_3 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (26)$$

其中, $M_{i,t}$ 为中介变量,包括技术创新和人力资本,其他变量定义同公式(24)。

表 14 报告了技术创新的中介效应回归结果。结果表明,加入中介变量研发人员数量占比($RDPS$)和研发投入强度($\ln RD$)后,数字化转型(DCG)的系数均显著为正,表明数字化转型能够通过提升企业技术创新水平促进企业高质量发展。

表 14 技术创新的中介作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$RDPS$	TFP	$\ln RD$	TFP
DCG	0.002** (2.16)	0.046*** (7.26)	0.076*** (7.65)	0.027*** (4.67)
RDPS		0.255*** (2.65)		
$\ln RD$				0.251*** (20.93)
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	0.326*** (5.77)	3.676*** (19.80)	15.521*** (27.08)	1.845*** (5.35)
N	21453	21453	23784	23784
adj.R ²	0.033	0.367	0.417	0.526

表 15 汇报了人力资本的中介效应回归结果。结果显示,非常规高技能员工占比($Skill_H$)的系数正向显著,而常规低技能员工占比($Skill_L$)的系数负向显著。表明企业数字化转型通过提高高技能劳动力的占比和减少低技能劳动力的占比优化了企业的人力资本结构和水平,从而为企业高质量发展带来了正向影响。

表 15 人力资本的中介作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Skill_H$	TFP	$Skill_L$	TFP
DCG	0.007*** (4.53)	0.054*** (8.16)	-0.007*** (-4.66)	0.054*** (8.16)
$Skill_H$		0.299*** (4.11)		
$Skill_L$				-0.289*** (-4.15)
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	0.373*** (5.06)	5.321*** (14.45)	0.662*** (8.95)	5.624*** (14.88)
N	24717	24717	24713	24713
adj.R ²	0.020	0.387	0.014	0.387

(二)税收优惠和政府补助的调节效应分析

为验证财税激励政策在数字化转型影响企业高质量发展中起到的调节作用,本文构建了如下调节效应模型:

$$TFP_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 DCG_{i,t} + \theta_2 T + \theta_3 DCG_{i,t} T + \theta_4 Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (27)$$

其中, T 为调节变量,分别表示税收优惠($TAX_{i,t}$)和政府补助($SUB_{i,t}$),其他变量定义同公式(24)。

表 16 第(1)一(2)列报告了引入调节变量税收优惠以及加入交互项($DCG \times TAX$)后的回归结果,结果表明税收优惠会强化数字化转型对企业高质量发展的正向影响。第(3)一(4)列报告了加入调节变量政府补助和加入交互项($DCG \times SUB$)后的回归结果,结果表明政府补助也会强化数字化转型对企业高质量发展的正向影响。

六、结论与建议

(一)研究结论

本文以 2013—2023 年中国 A 股上市公司为研究对象,深入探讨了数字化转型对企业高质量发展的影响及作用机制。研究发现:第一,企业数字化转型显著

表 16 税收优惠和政府补助的调节效应

变量	TFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
DCG	0.053*** (7.89)	0.052*** (7.71)	0.052*** (8.24)	0.051*** (8.00)
TAX	0.030*** (8.66)	0.032*** (8.73)		
DCG×TAX		0.005** (2.53)		
SUB			0.074*** (12.94)	0.076*** (13.31)
DCG×SUB				0.013*** (4.46)
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	5.063*** (13.64)	5.044*** (13.62)	5.559*** (17.15)	5.580*** (17.31)
N	21648	21648	26462	26462
adj.R ²	0.421	0.422	0.414	0.416

促进了企业高质量发展,且该结论通过一系列稳健性检验后依然成立。第二,异质性结果表明,这一积极影响在非高科技行业、劳动密集型行业和竞争性行业更为突出。这一结论表明,企业数字化转型正在成为促进企业发展的又一动力来源,尤其是在初始禀赋较低的非高科技行业和劳动密集行业。第三,机制分析表明,企业技术创新能力的提升和企业人力资本结构的优化是数字化转型促进企业高质量发展的重要路径。政府补助和税收优惠政策在企业数字化转型推动企业高质量发展的过程中起到了正向调节作用。本文不仅丰富了数字化转型与企业高质量发展的理论框架,还为政策制定提供了重要参考。

(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,企业应重视并持续推进数字化转型。加大应用数字技术投资力度,将数字技术和数据要素融入企业生产经营活动,实现生产全流程和管理体系的数字化,提升整体竞争力。充分利用数字化转型对创新边界的拓展作用,聚焦技术创新和产品研发。通过数字技术赋能,精准捕捉市场需求,提升研发投入和水平,健全数字化人才培养体系,完善的内部培训与外部人才引进制度,做好数字化人才队伍建设,培养适应数字经济要求的新型人才。

第二,政府应多措并举优化数字化转型外部环境。

一方面,完善财税激励政策,通过加大研发费用加计扣除、设立数字化专项资金支持、增加人才补助等方式,降低企业在数字化转型过程中的成本和风险,提高企业转型的积极性。另一方面,政府应注重“因企制宜”,结合企业自身特点,实事求是,制定精准化和层次化的政策。对劳动密集型行业可加大数字化改造支持力度,重点推动智能改造升级;对于管制性行业,依托国家产融合作平台,将先进适用技术纳入重点扶持范畴,通过实行差别化信贷政策、开发转型融资工具等举措,提升金融机构赋能数字化转型的效能;对于非高科技行业,着力构建人才支撑体系。

第三,企业与政府在数字化转型过程中应形成良性的协同机制,推动数字化转型的顺利实施。政府需要大力引导和支持企业数字化转型,加强政策宣传和实施指导。企业应积极参与政策试点和咨询项目,利用政府提供的资源推动自身的数字化进程实现高质量发展目标。这种企业与政府之间的双向互动将有助于构建良好的数字化转型生态系统,为企业和经济整体的高质量发展提供坚实保障。◆

参考文献:

[1]Zhu G,Li Z,Xu X X.Administrative approval reform and the quality of economic development[J].China Economic Quarterly International,2021,1(3):258-270.

[2]周泽将,雷玲,李子瑶.营商环境与企业高质量发展:基于公司治理视角的机制分析[J].财政研究,2022(5):111-129.

[3]王业斌,许雪芳.减税降费与经济高质量发展:来自小微企业的微观证据[J].税务研究,2019(12):16-21.

[4]陈昭,刘映曼.政府补贴、企业创新与制造业企业高质量发展[J].改革,2019(8):140-151.

[5]殷德生.中国入世以来出口产品质量升级的决定因素与变动趋势[J].财贸经济,2011(11):31-38.

[6]周黎安,张维迎,顾全林,等.企业生产率的代际效应和年龄效应[J].经济学(季刊),2007(4):1297-1318.

[7]李雄飞.董事会多元化对国有上市企业高质量发展的影响研究[J].经济问题,2022(6):85-93.

[8]朱长宁,李宏伟.数字化转型对企业高质量发展的影响机制研究:来自中国A股上市制造业企业的证据[J].经济问题,2024(9):78-86+110.

[9]花俊国,刘畅,朱迪.数字化转型、融资约束与企业全要素生产率[J].南方金融,2022(7):54-65.

[10]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.

[11]唐浩丹,方森辉,蒋殿春.数字化转型的市场绩效:数字并购能提升制造业企业市场势力吗?[J].数量经济技术经济研究,

2022, 39(12): 90-110.

[12] 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.

[13] 黄勃, 李海彤, 刘俊岐, 等. 数字技术创新与中国企业高质量发展: 来自企业数字专利的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 97-115.

[14] 武常岐, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展: 基于机器学习与文本分析的证据[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 5-22.

[15] 任英华, 刘宇钊, 李海彤. 人工智能技术创新与企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2023, 45(9): 50-67.

[16] 葛海燕, 丁晓强. 国际产业链地位提升如何影响企业产能利用率: 兼论对畅通国内大循环的启示[J]. 南开经济研究, 2023(8): 63-80.

[17] 孔令文, 徐长生, 易鸣. 市场竞争程度、需求规模与企业技术创新: 基于中国工业企业微观数据的研究[J]. 管理评论, 2022, 34(1): 118-129.

[18] 赵烁, 施新政, 陆瑶, 等. 兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗?[J]. 金融研究, 2020(10): 150-169.

[19] 刘啟仁, 赵灿. 税收政策激励与企业人力资本升级[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 70-85.

[20] 谢林海, 李一帆, 郑明贵. 财税激励政策对新能源产业创新绩效的影响: 研发投入的中介效应[J]. 管理现代化, 2022, 42(1): 53-57.

[21] 陈红, 张玉, 刘东霞. 政府补助、税收优惠与企业创新绩效: 不同生命周期阶段的实证研究[J]. 南开管理评论, 2019, 22(3): 187-200.

[22] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.

[23] 刘艳霞. 数字经济赋能企业高质量发展: 基于企业全要素生产率的经验证据[J]. 改革, 2022(9): 35-53.

[24] 何小钢, 钟湘菲, 滕瑞丰. 人口老龄化、数字化与企业全要素生产率[J]. 人口与发展, 2024, 30(6): 100-115+99.

[25] 张永坤, 李小波, 邢铭强. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, 2021(3): 62-71.

[26] 彭红星, 毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入: 来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2017, 38(3): 147-161.

[27] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. 中国工业经济, 2020(4): 79-96.

[28] 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.

[29] 尹美群, 盛磊, 李文博. 高管激励、创新投入与公司绩效: 基于内生性视角的分行业实证研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(1): 109-117.

[30] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.

Research on the Mechanism of Digital Transformation in Driving High-Quality Enterprise Development

Li Qiuyue, Xu Cong, Wang Changjing

Abstract: Against the backdrop of the digital economy, enterprise digital transformation has become a key driver of high-quality development. Based on data from A-share listed companies from 2013 to 2023, this study treats digital transformation as a dynamic evolutionary process and examines its impact mechanism on enterprise development quality from both theoretical and empirical perspectives. The results show that digital transformation significantly promotes high-quality enterprise development. Mechanism analysis reveals that digital transformation drives high-quality development by enhancing technological innovation capability and optimizing human capital structure, with tax incentives and government subsidies playing a positive moderating role. Heterogeneity analysis indicates that the promoting effect of digital transformation is more pronounced in non-high-tech industries, labor-intensive industries, and competitive industries. Accordingly, recommendations are proposed: enterprises should prioritize and continuously advance digital transformation, the government should implement multiple measures to create a favorable external environment for corporate digital transformation, and enterprises and the government should establish a synergistic mechanism during the digital transformation process. This study provides important reference for enterprise practice and policy optimization regarding digital transformation.

Key words: Enterprise Digital Transformation; High-Quality Enterprise Development; Dynamic Optimization Model; Fiscal and Tax Incentive Policies

(责任编辑:新月)

数字化转型、绿色技术创新 与企业碳排放绩效 ——基于同群效应的多维分析

韦佳佳^{1,2}, 马树坤¹, 王琪延²

(1. 北京工商大学 数学与统计学院, 北京 102488; 2. 中国人民大学 休闲经济研究中心, 北京 100872)

摘要: 聚焦数字化转型与绿色技术创新对企业碳排放绩效的影响, 创新引入同群效应理论, 构建“数字化转型—绿色技术创新—碳排放绩效”的链式传导路径分析框架, 并基于2010—2022年中国A股上市公司数据进行实证分析。结果表明, 数字化转型既直接促进企业绿色技术创新, 又通过该创新的中介作用间接改善企业碳排放绩效; 在同群效应方面, 行业竞争模仿、地区政策协同均有显著调节作用, 仅在行业、地区同群效应水平较高的环境中, 数字化转型对绿色技术创新的正向驱动效应才显著显现。此外, 数字化转型的碳减排效能存在异质性: 产业层面, 其对碳排放绩效的正向影响强度呈“第三产业>第二产业>第一产业”的特征; 区域层面, 仅东部地区和东北地区存在显著正向影响, 且东北地区的效应强度大于东部地区。

关键词: 数字化转型; 绿色技术创新; 碳排放绩效; 同群效应

中图分类号: F124

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2026)02-0073-08

DOI: 10.13999/j.cnki.tjlysj.2026.02.007

一、引言

党的二十届四中全会强调:“以碳达峰碳中和为牵引, 协同推进降碳、减污、扩绿、增长, 筑牢生态安全屏障, 增强绿色发展动能”。在“双碳”目标引领下, 企业作为碳排放的关键主体, 其绿色技术创新在社会生产生活中扮演重要角色^[1]。数字化转型与绿色技术创新被视为推动企业低碳发展的“双轮驱动”。数字化转型通过物联网、大数据、人工智能等技术, 帮助企业重构生产流程, 实现能耗实时监控和资源配置优化, 从而提升能源利用效率, 推动绿色发展^[2]。同时, 绿色技术创新通过清洁替代、节能工艺等手段, 从源头减少碳排放, 为“双碳”目标的实现提供有力支撑^[3]。在此背景下, 研究数字化转型如何推动绿色技术创新, 并探究绿色创新提升碳排放绩效的具体路径, 不仅有利于企业实现绿色转型, 而且能够为政策制定提供量化数据和

理论支持, 进而提升碳减排政策的针对性和有效性。

现有文献主要聚焦于研究数字化转型与绿色技术创新对企业碳排放绩效的单一作用路径。一方面, 数字化转型能够通过提升能源效率、优化生产流程、强化智能调度等方式, 显著降低碳排放强度^[4-6]; 另一方面, 绿色技术创新通过创新能源替代技术和提升节能工艺等方式, 直接减少了碳排放^[7-9]。虽然这些研究揭示了数字化转型和绿色技术创新在降低碳排放中的基础作用, 但大多数研究都是孤立地探讨两者的单点效应, 忽视了“数字化转型—绿色技术创新—碳排放绩效”的链式传导机制, 限制了对数字化转型如何通过绿色技术创新综合提升碳排放绩效的全面理解。此外, 现有文献主要集中于研究企业个体层面的绿色转型行为^[10-12], 缺乏对行业和区域层面同群效应下协同减排动态交互的深入探讨, 尤其是在绿色技术扩散与政策

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“消费升级促进休闲产业高质量发展的统计测度、机理解析与路径设计研究”(23CTJ019)。

作者简介: 韦佳佳, 女, 博士, 副教授, 研究方向为社会经济统计; 马树坤, 通信作者, 女, 硕士研究生, 研究方向为社会经济统计; 王琪延, 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为社会经济统计。

实施过程中,企业间的互动效应尚未得到系统分析,导致对同群效应如何在不同企业、行业 and 地区之间传播、放大绿色创新效果的机制理解不够深入。

本文基于2010—2022年中国A股上市公司数据,构建“数字化转型—绿色技术创新—碳排放绩效”的中介机制分析框架,旨在深入探讨数字化转型如何通过推动绿色技术创新间接提升企业碳排放绩效。同时,引入行业同群效应和地区同群效应作为调节变量,探索其在数字化转型与绿色技术创新之间的作用机制,揭示行业和区域层面协同效应对企业绿色转型的影响。本文可能的边际贡献在于:一方面,在机制识别方面,将数字化转型、绿色技术创新与碳排放绩效纳入统一分析框架,系统揭示数字化转型如何通过推动绿色技术创新间接实现企业碳减排目标。另一方面,基于行业与地区维度的同群效应理论视角,系统考察同行企业与同地区企业数字化转型行为对本企业绿色技术创新与碳排放绩效的外部性影响。本文有助于丰富数字化转型与绿色创新的理论框架,同时能为政府和企业提供更加系统的低碳发展策略和政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)数字化转型与碳排放绩效

在“双碳”目标与数字经济深度融合的时代背景下,数字化转型已成为驱动企业绿色低碳发展的核心引擎。从理论机制看,一方面,数字化转型通过构建智能化生产管理系统,优化生产流程中的资源配置效率,减少能源浪费与冗余排放。另一方面,数字技术的深度应用可以推动企业研发绿色技术、升级低碳生产设备,促进传统高耗能产业的绿色转型,提升碳排放的精细化管控水平。因此,提出假设:

H1:数字化转型对企业碳排放绩效有正向影响。

(二)数字化转型与绿色技术创新

随着信息技术的飞速发展,数字化技术已经渗透到各个行业和企业运营的各个环节。首先,数字化转型提供了丰富的数据资源和信息处理能力,使企业能够更准确地评估生产过程中的资源消耗和排放情况,从而识别出绿色技术创新的潜在领域。通过物联网技术实时监测设备的运行状态和能耗数据,企业可以及时发现能效提升空间,进而推动绿色技术创新。其次,数字化转型促进了企业内、外部之间的知识共享和交流,加速了绿色技术创新的传播和应用^[12]。最后,数字化转型提高了企业研发投入过程的效率和灵活性,使企业能够更加快速地响应市场需求和技术变化^[13-14]。

通过引入仿真模拟、虚拟现实等提高资源配置效率的技术手段,企业可以在产品开发阶段就预测其环境性能,并针对性地优化和改进开发流程和方法,从而提升绿色技术创新的成功率^[15-16]。因此,提出假设:

H2:数字化转型对企业绿色技术创新有正向影响。

(三)绿色技术创新与碳排放绩效

绿色技术创新作为企业实现低碳发展的核心动力,一方面通过改进生产工艺、优化产品设计等手段,降低企业生产过程中的资源消耗和碳排放水平^[17]。具体看,企业采用清洁生产技术替代传统的污染生产方式,可以显著减少废气、废水和固体废物的排放,从而提升企业的碳排放绩效。另一方面,绿色技术创新有利于推动企业能源结构优化升级。通过引入可再生能源、提高能源利用效率等方式,企业可以降低对化石能源的依赖程度,减少温室气体排放。因此,提出假设:

H3:绿色技术创新对企业碳排放绩效有正向影响。

(四)数字化转型、绿色技术创新与碳排放绩效

在企业数字化转型的过程中,数字技术作为一种工具和平台,能够有效促进绿色技术创新的产生和应用,进而提升企业的碳排放绩效。这些技术应用使企业能够更有效地监测、分析和预测自身的能源使用、碳排放等环境指标,为绿色技术创新提供明确的方向,在数字化技术的支持下,企业可以进行更精准、更高效的绿色技术创新。随着绿色技术创新的不断推广和应用,企业的碳排放绩效将得到显著提升。一方面,绿色技术创新可以减少企业的能源消耗和排放^[17]。另一方面,通过改进生产工艺和管理模式,企业能提高能源使用效率,进一步降低碳排放。这种双重效应使企业在实现经济效益的同时,达到环境保护的目标。因此,提出假设:

H4:数字化转型能够通过影响绿色技术创新间接对企业碳排放绩效产生正向影响。

(五)同群效应

同行业企业面临相似的市场环境、竞争压力和行业规范^[18],同一地区的企业共享趋同的政策导向、文化背景与社会期望,共性的外部条件会显著影响企业的数字化转型策略与绿色技术创新决策。当同行业或同地区内的某家企业,借助数字化转型实现绿色技术创新突破,其转型路径、技术方案与实施经验,极易被周边企业关注、学习与模仿。这种行业与地区层面的同群效应,能够有效降低其他企业数字化转型的试错成

本,加速数字化技术在绿色技术创新领域的应用与推广,在数字化转型到绿色技术创新的路径中形成明显的正向促进作用。随着绿色技术创新能力的群体提升,会进一步推动整个行业或地区企业的碳排放绩效优化进程。因此,提出假设:

H5:同群效应(同行业、同地区)对数字化转型影响绿色技术创新的路径具有显著促进作用,并进而推动企业碳排放绩效的提升。

三、研究设计

(一)模型设计

本文基于面板数据构建计量模型,系统检验数字化转型对企业碳排放绩效的影响机制、同群效应及异质性特征,所有模型均控制个体固定效应和时间固定效应,并纳入系列控制变量以缓解遗漏变量偏误。

1. 基准回归模型

为检验数字化转型对企业碳排放绩效的影响效应,构建基准回归模型如下:

$$CEP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, CEP_{it} 表示企业*i*在*t*年的碳排放绩效, DT_{it} 表示企业*i*在*t*年的数字化转型, $Controls_{it}$ 为一系列控制变量, μ_i 、 λ_t 表示个体固定效应和时间固定效应, ϵ_{it} 表示随机误差项。

2. 中介效应传导模型

为验证绿色技术创新的中介效应,采用经典“三步法”,在式(1)的基础上构建如下中介效应模型:

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$CEP_{it} = \theta_0 + \theta_1 DT_{it} + \theta_2 GTI_{it} + \theta_3 Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中, GTI_{it} 表示企业*i*在*t*年的绿色技术创新,其他变量含义同式(1)。

3. 同群效应模型

为验证同群效应对路径的促进作用,对核心变量进行中心化处理,缓解多重共线性,再构建交互项模型:

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it}^c + \beta_2 IDT_{it}^c + \beta_3 (DT_{it}^c \times IDT_{it}^c) + Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 DT_{it}^c + \beta_2 CDT_{it}^c + \beta_3 (DT_{it}^c \times CDT_{it}^c) + Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, DT_{it}^c 表示企业*i*在*t*年的数字化转型平均程度的中心化变量, IDT_{it}^c 表示企业*i*所在行业在*t*年的数字化转型平均程度的中心化变量, CDT_{it}^c 表示企业*i*所在地区在*t*年的数字化转型平均程度的中心化变量,

其他变量含义同式(1)。

(二)变量选取

1. 解释变量

数字化转型(DT)。本文借鉴吴非等(2021)^[19]的研究方法,利用文本挖掘技术提取上市公司年报中关于数字技术应用、人工智能、大数据、区块链与云计算的关键词,构建数字化转型词典,并基于词组占比统计出上市公司的数字化技术程度。

2. 被解释变量

碳排放绩效(CEP)。企业碳排放绩效的计算公式为:碳排放绩效=企业营业收入/企业碳排放。其中,企业碳排放=燃烧和逃逸排放+生产过程排放+废弃物排放+土地利用方式转变(森林转为工业用地)导致的排放。由于我国尚未建立完善的企业碳排放监测机制,本文利用更为细致全面的碳排放分类方法进行计算,包括燃烧和逃逸排放、生产过程排放、废弃物排放以及土地利用方式转变(如森林转为工业用地)导致的排放,精确计算各类排放的总和,得出企业的总碳排放量。

3. 中介变量

绿色技术创新(GTI)。本文参考了成琰文和陆思宇(2023)^[20]的研究方法,采用绿色专利(绿色发明专利和绿色实用新型专利)的申请量加1后取自然对数来衡量绿色技术创新。通过取自然对数,能够有效减小数据的偏态分布,使数据更符合计量模型的假设要求,更能反映绿色专利申请量的相对变化趋势。

4. 控制变量

地区层面控制变量:(1)地区GDP(LGDP)。选用地区GDP的对数值反映地区经济发展水平。随着地区经济的发展,企业的市场环境、技术条件和资源获取能力等都会发生变化,进而影响企业的生产经营和创新活动。(2)地区绿色政策支持(POLICY_SUPPORT)。地区绿色政策支持通过地区绿色金融指数来体现,反映了政府对绿色发展的重视程度和支持力度,积极的绿色政策能够为企业提供更好的发展环境和激励机制,推动企业向绿色低碳方向转型。

企业层面控制变量:(1)企业规模(SIZE)。企业规模大小通过企业总资产的自然对数衡量。企业规模影响企业的资源获取能力和运营效率,对企业的行为和绩效产生重要影响。大企业通常具有更强的资金实力和技术能力,在绿色技术创新和数字化转型方面更具优势,中小企业则更加灵活,能够更快地适应市场变化

和新技术的应用。(2)盈利能力(*PROFITABILITY*)。盈利能力是企业持续发展和创新的重要基石,采用净资产收益率衡量。具有较高盈利能力的企业更有能力投入到绿色技术创新和数字化转型中,从而提升企业的碳排放绩效和市场竞争力。(3)财务杠杆(*LEVERAGE*)。企业的财务杠杆通过资产负债率衡量,反映企业利用债务融资进行经营活动的程度。较高的资产负债率意味着企业面临较大的财务风险,可能影响企业的投资决策和创新活动;较低的资产负债率表明企业具有较为稳健的财务状况,更有能力进行长期的绿色技术创新和数字化转型投资。(4)企业成长性(*GROWTH*)。企业成长性通过销售收入增长率或总

资产增长率衡量。高成长性的企业通常具有更强的市场竞争力和创新能力,能够更快地适应市场变化和新技术的发展,从而在绿色技术创新和数字化转型方面取得更大突破。(5)产权性质(*OWNERSHIP*)。产权性质通过虚拟变量表示,国有企业为1,非国有企业为0。企业治理结构和决策机制很大程度上受产权性质的影响,国有企业可能更注重社会责任和政策导向,积极响应政府的绿色发展政策,非国有企业的决策可能更加灵活自主。(6)行业类型(*INDUSTRY*)。不同行业具有不同的特性和竞争环境。通过设置行业类型虚拟变量,控制行业特性对企业行为和绩效的影响,能使研究结果更具针对性和可比性。

表 1 变量说明

类型	符号	名称	含义	数据来源
解释变量	<i>DT</i>	数字化转型	企业数字化转型的程度,基于文本挖掘和词组占比统计	上市公司年报挖掘
被解释变量	<i>CEP</i>	碳排放绩效	企业碳排放效率,用企业营业收入/企业碳排放来衡量	企业碳排放数据
中介变量	<i>GTI</i>	绿色技术创新	企业的绿色专利(发明和实用新型)申请量加1的自然对数	CNRDS数据库
控制变量	<i>LGDP</i>	地区GDP	地区GDP的对数值	国家统计局
	<i>POLICY_SUPPORT</i>	地区绿色政策支持	地区绿色金融指数	国家统计局
	<i>SIZE</i>	企业规模	采用企业总资产的自然对数来衡量	CSMAR数据库
	<i>PROFITABILITY</i>	盈利能力	采用净资产收益率来衡量	CSMAR数据库
	<i>LEVERAGE</i>	财务杠杆	采用资产负债率来衡量	CSMAR数据库
	<i>GROWTH</i>	企业成长性	采用销售收入增长率或总资产增长率来衡量	CSMAR数据库
	<i>OWNERSHIP</i>	产权性质	虚拟变量,国有企业为1,非国有企业为0	CSMAR数据库
	<i>INDUSTRY</i>	行业类型	根据企业所属行业设置虚拟变量	行业分类标准

(三)数据来源

本文采用2010—2022年中国A股上市公司的面板数据进行实证分析,数据来源如下:企业数字化转型程度数据基于上市公司年报,通过文本挖掘和词组占比统计获取;企业碳排放绩效数据源于企业碳排放数据;绿色技术创新数据来自CNRDS数据库的绿色专利(发明和实用新型)申请量;地区GDP和地区绿色金融指数数据来自国家统计局;企业规模、盈利能力、财务杠杆、企业成长性及产权性质等相关指标数据均取自CSMAR数据库;行业类型依据行业分类标准确定。为确保样本有效性,本文对数据进行如下处理:(1)剔除主要变量存在缺失的样本;(2)剔除样本期间内存在ST退市及新发IPO的企业;(3)对所有连续变量按前后1%进行Winsorize截尾处理以消除极端值影响。主要变量的描述性统计见表2。

表 2 变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>DT</i>	24818	1.4622	0.882	0.0000	1.39	3.58
<i>CEP</i>	24818	12.7348	1.503	3.1355	12.57	19.85
<i>GTI</i>	24818	0.4374	0.849	0.0000	0.00	3.85
<i>LGDP</i>	24818	10.5324	0.762	7.9201	10.60	11.73
<i>POLICY_SUPPORT</i>	24818	0.3791	0.099	0.0970	0.40	0.60
<i>SIZE</i>	24818	22.2229	1.341	19.8569	22.00	26.33
<i>PROFITABILITY</i>	24818	0.0477	0.060	-0.1825	0.04	0.23
<i>LEVERAGE</i>	24818	0.4190	0.208	0.0518	0.41	0.89
<i>GROWTH</i>	24818	0.1849	0.387	-0.4965	0.12	2.47
<i>OWNERSHIP</i>	24818	0.3521	0.478	0.0000	0.00	1.00

四、实证分析

(一)基准回归

表3列(1)的基准回归结果显示,数字化转型的系数为0.0160且在1%的水平上显著,表明数字化转型对

企业碳排放绩效存在显著正向影响。假设H1得证。

(二)中介效应分析

表3列(2)—(4)验证了中介效应。其中列(2)中数字化转型的系数0.0154,说明数字化转型能够正向促进绿色技术创新,假设H2得证;列(3)中绿色技术创新的系数0.0217,表明绿色技术创新能够正向提升碳排放绩效,假设H3得证;列(4)同时纳入数字化转型与绿色技术创新,二者均显著,且数字化转型的系数为0.0157,说明绿色技术创新发挥了部分中介作用,数字化转型为绿色技术研发提供了数据与算力支撑,而绿色技术落地直接推动了低碳生产,形成传导路径,假设H4得证。

表3 基准回归结果

变量	(1) CEP	(2) GTI	(3) CEP	(4) CEP
DT	0.0160*** (4.5288)	0.0154*** (3.0802)		0.0157*** (4.4372)
GTI			0.0217*** (4.4934)	0.0212*** (4.4011)
常数项	-5.5781*** (-38.3878)	-0.7391*** (-3.5960)	-5.6208*** (-38.8299)	-5.5624*** (-38.2846)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
N	24818	24818	24818	24818
R ²	0.6897	0.0397	0.6897	0.6900

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

(三)同群效应分析

表4以绿色技术创新为被解释变量,检验行业、地区同群效应对数字化转型影响绿色技术创新路径的调节作用。列(1)中数字化转型的系数为0.0154,印证其对绿色技术创新的正向促进作用;根据列(2)—(3),行业、地区同群效应交互项的系数分别为0.1333、0.1197,且均在1%的水平上显著,表明两类同群效应均显著强化数字化转型影响绿色技术创新的路径,进而推动企业碳排放绩效提升。假设H5得证。

在验证同群效应的调节作用后,本文进一步以行业同群效应、地区同群效应指标的中位数为界,将样本划分为高/低IDT组、高/低CDT组,分组检验数字化转型对绿色技术创新的影响差异,深化同群效应的作用机制分析。表5结果显示,高IDT组中数字化转型的系数为0.0232且在1%的水平上显著,低IDT组中此系数为0.0023且不显著;高CDT组中数字化转型的系数

表4 同群效应分析

变量	(1) GTI	(2) GTI	(3) GTI
DT ^c	0.0154*** (3.0802)	0.0179*** (3.5841)	0.0176*** (3.5149)
IDT ^c		-0.2993*** (-6.3741)	
DT ^c ×IDT ^c		0.1333*** (7.0349)	
CDT ^c			0.0277 (0.8575)
DT ^c ×CDT ^c			0.1197*** (7.0049)
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
N	24818	24818	24818
R ²	0.0397	0.0435	0.0419

为0.0184且在5%的水平上显著,低CDT组中此系数为0.0017且不显著。这表明,仅当企业处于行业同群效应、地区同群效应水平较高的环境时,行业及地区内数字化转型的知识溢出、技术模仿氛围更浓厚,企业的数字化转型能更高效地转化为绿色技术创新动力,数字化转型对绿色技术创新的正向驱动作用才会显现并显著。

表5 同群指标分组回归

变量	(1) 高IDT组 CEP	(2) 低IDT组 CEP	(3) 高CDT组 CEP	(4) 低CDT组 CEP
DT	0.0232*** (2.8924)	0.0023 (0.3327)	0.0184** (2.1922)	0.0017 (0.2658)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
N	12477	12341	12414	12404
R ²	0.0182	0.0284	0.0161	0.0275

(四)内生性检验

1.PSM倾向性得分

数字化转型与企业碳排放绩效之间可能存在内生性问题。本文使用PSM方法中的半径0.05的匹配规则,仅为处理组样本匹配倾向得分差异在0.05范围内的控制组样本,来处理数字化转型对企业碳绩效影响的内生性问题后,表6中列(1)的结果显示,数字化转型的系数为0.0107且在5%的水平上显著。这表明在控制混淆因素后,数字化转型对企业碳排放绩效的正

向影响依然成立,验证了核心结论的可靠性。

2. 滞后期模型

为检验数字化转型影响的稳定性与持续性,本文构建多元滞后期模型。表6列(2)—(3)为被解释变量滞后1期、2期的结果,数字化转型的系数分别为0.0216、0.0167,均在1%的水平上显著,体现了结果的稳定性。列(4)—(5)为解释变量滞后1期、2期的结果,滞后1期的*L.DT*的系数为0.0152仍在1%的水平上显著,滞后2期的*L2.DT*的系数为0.0052不显著,源于企业经营调整、外部政策变化等干扰削弱了传导路径,

导致长期显著性下降,但核心正向影响趋势未改变。

3. 安慰剂检验

本文以0.05为半径完成PSM匹配,并基于匹配后样本开展安慰剂检验,验证核心解释变量对企业碳排放绩效的影响具备统计显著性而非随机结果。表6列(6)的结果显示,安慰剂变量*placebo1*的系数仅为0.0023,且*t*值为0.9673,未通过统计显著性检验。表明安慰剂变量并未对企业碳排放绩效产生实质性影响,说明原模型中数字化转型对碳排放绩效的正向影响并非由无关干扰因素导致,进一步佐证了结论的稳健性。

表6 内生性检验

变量	(1) <i>CEP</i>	(2) <i>L.CEP</i>	(3) <i>L2.CEP</i>	(4) <i>CEP</i>	(5) <i>CEP</i>	(6) <i>CEP</i>
<i>DT</i>	0.0107** (2.1952)	0.0216*** (5.6313)	0.0167*** (3.5738)			0.0160*** (4.5231)
<i>L.DT</i>				0.0152*** (4.0707)		
<i>L2.DT</i>					0.0052 (1.2985)	
<i>placebo1</i>						0.0023 (0.9673)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	12866	21483	18519	21483	18519	24818
R ²	0.6910	0.6643	0.5515	0.6704	0.6455	0.6898

(五) 异质性分析

1. 产业类型异质性

表7是产业类型异质性分析结果。列(1)中第一产业样本中数字化转型的系数为0.0010,且*t*值仅为0.0217,未通过统计显著性检验,表明在第一产业中,数字化转型对企业碳排放绩效的正向影响不显著;列(2)中,第二产业样本中数字化转型的系数为0.0074,在5%的水平上显著,说明第二产业中数字化转型可显著正向提升企业碳排放绩效;列(3)中,第三产业样本中数字化转型的系数为0.0553,不仅在1%的水平上显著,且系数绝对值远大于第二产业。结果表明,数字化转型对企业碳排放绩效的正向影响存在显著的产业异质性,影响强度呈现“第三产业>第二产业>第一产业”的特征,且仅在第二、三产业中显著。这一差异源于不同产业的数字化适配度与碳排放特征差异:第三产业以服务业为主,数字化易优化运营流程实现低碳化,第二产业的工业企业能够通过数字化管控降低生

产碳排放,而第一产业碳排放基数低、生产模式分散,数字化转型的碳减排效应难以显现。

表7 产业类型异质性

变量	(1) 第一产业 <i>CEP</i>	(2) 第二产业 <i>CEP</i>	(3) 第三产业 <i>CEP</i>
<i>DT</i>	0.0010 (0.0217)	0.0074** (2.1399)	0.0553*** (3.6574)
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
N	39	22262	2517
R ²	0.9461	0.7063	0.5847

2. 区域类型异质性

表8是区域类型异质性分析结果。列(1)中,东部地区样本中数字化转型的系数为0.0178,在1%的水平上显著,表明东部地区的数字化转型对企业碳排放绩效的正向提升作用显著;列(4)中,东北地区样本中数

数字化转型的系数为0.0455,在5%的水平上显著,且系数绝对值大于东部地区,说明东北地区的碳排放绩效提升效应更为突出;列(2)—(3)显示,中部地区和西部地区数字化转型的系数均未通过统计显著性检验,表明中、西部地区数字化转型对碳排放绩效无显著影响。结果表明,数字化转型对企业碳排放绩效的正向影响存在显著的区域异质性,仅在东部地区和东北地区显著,且东北地区的效应强度大于东部地区,中、西部地区则不显著。这一差异源于区域发展不均衡,东部地区的数字化基础设施完善、技术人才集聚,东北地区依托产业升级需求释放了数字化转型的碳减排潜力,而中、西部地区受数字化基础薄弱、产业结构单一等因素限制,尚未有效发挥数字化转型的碳减排效能。

表8 区域类型异质性

变量	(1) 东部地区 CEP	(2) 中部地区 CEP	(3) 西部地区 CEP	(4) 东北地区 CEP
DT	0.0178*** (4.5456)	0.0049 (0.5111)	-0.0115 (-0.8906)	0.0455** (2.3945)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
N	16655	3546	3472	1145
R ²	0.7175	0.6523	0.5467	0.6748

五、结论与建议

(一)研究结论

本文围绕数字化转型、绿色技术创新与企业碳排放绩效之间的关系,构建链式传导机制分析框架,开展多维度实证检验,得出以下结论:(1)数字化转型对企业绿色技术创新具有显著的促进作用,绿色技术创新亦显著提升了企业碳排放绩效,数字化转型通过影响绿色技术创新,间接对企业碳排放绩效产生了正向影响。(2)当企业处于行业同群效应、地区同群效应水平较高的环境中时,数字化转型对绿色技术创新的正向驱动作用才会显现并显著;而在同群效应水平较低的环境里,数字化转型的驱动效应不显著。(3)从产业层面看,数字化转型对企业碳排放绩效的正向影响存在显著的产业异质性,影响强度呈“第三产业>第二产业>第一产业”的特征,且仅在第二、三产业中显著;从地区层面看,数字化转型对企业碳排放绩效的正向影响存在显著的区域异质性,仅在东部地区和东北地区显著。

(二)政策建议

根据上述研究结论,为更好地推动企业绿色低碳

发展,本文从企业、政府、行业三个维度提出政策建议:

第一,从企业层面看,应构建数字化转型与绿色技术创新的融合体系,借力同群效应突破减排瓶颈。首先,企业应积极拥抱数字化技术,将其融入日常管理和创新活动中,提高管理效率,优化资源配置,降低成本,提升自身的竞争力。其次,主动融入同群网络,借力高同群效应环境强化数字化减排动能。处于低同群效应环境的企业,应积极加强与行业内领先企业、区域内同类企业的合作交流;高同群效应环境中的企业应发挥示范引领作用,牵头构建行业或区域数字化绿色协同创新联盟,带动周边企业形成减排合力。最后,立足自身产业与区域属性,制定差异化数字化减排策略。第二、三产业企业应进一步加大数字化转型投入,强化数字化转型对碳排放绩效的提升作用;东部地区企业应深化数字化转型与绿色技术的深度融合,打造数字化减排标杆;东北地区企业可借助区域产业基础,重点推进传统制造业数字化绿色转型;中、西部地区企业应优先完善数字基础设施,夯实数字化转型基础,增强数字化减排能力。

第二,从政府层面看,应精准施策优化制度环境,强化数字化协同减排保障。一方面,在推动数字化技术和绿色技术创新的过程中,应充分考虑行业、企业以及政府环境政策等因素的影响。政府可针对不同产业、区域企业提供针对性税收优惠、资金扶持等政策措施,构建分层次的数字化转型与绿色创新激励政策体系。另一方面,政府可以通过牵头打造区域性数字化绿色发展交流平台,推动不同地区企业间的资源共享与合作;分行业组建数字化转型联盟,制定行业数字化绿色发展标准,引导企业形成良性互动的同群生态。

第三,从行业层面看,应发挥桥梁纽带作用,助推数字化协同减排有序推进。行业协会应牵头梳理行业数字化转型与绿色创新的共性需求,组织开展针对性的技术培训与专题研讨,促进企业间的合作与交流。同时,制定行业数字化绿色发展自律规范,引导企业规范开展数字化减排工作;收集并反馈企业数字化转型与绿色创新过程中的政策诉求,搭建企业与政府间的沟通桥梁,助力数字化协同减排机制高效运行。◆

参考文献:

[1]赵卉心,孟煜杰.中国城市数字经济与绿色技术创新耦合协调测度与评价[J].中国软科学,2022(9):97-107.
[2]王海,郭冠宇,尹俊雅.数字化转型如何赋能企业绿色创新发展[J].经济学动态,2023(12):76-91.

- [3]郭丰,任毅,柴泽阳.“双碳”目标下数字基础设施建设与城市碳排放:基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中国经济问题,2023(5):164-180.
- [4]余群芝,吴柳.数字经济发展的碳减排效应[J].经济经纬,2022,39(5):14-24.
- [5]张悦,来逢波,程钰.市域尺度上市企业数字化转型演变及对碳排放影响[J].经济地理,2024,44(5):106-116.
- [6]Chen J, Guo Z, Lei Z. Research on the mechanisms of the digital transformation of manufacturing enterprises for carbon emissions reduction [J]. Journal of Cleaner Production, 2024, 449 (10):141817.
- [7]徐佳,崔静波.低碳城市和企业绿色技术创新[J].中国工业经济,2020(12):178-196.
- [8]吴康,耿一睿,郭涛.城市群绿色技术创新对碳排放的影响:基于人力资本的调节效应[J].自然资源学报,2024,39(9):2121-2139.
- [9]徐俊武,陈钊雄.绿色技术创新对碳排放的影响效应:非线性中介效应与调节效应分析[J].科技进步与对策,2024,41(8):22-32.
- [10]王旭,褚旭.制造业企业绿色技术创新的同群效应研究:基于多层次情境的参照作用[J].南开管理评论,2022,25(2):68-81.
- [11]李宗泽,李志斌.企业ESG信息披露同群效应研究[J].南开管理评论,2023,26(5):126-138.
- [12]申明浩,谭伟杰.数字化与企业绿色创新表现:基于增量与提质的双重效应识别[J].南方经济,2022(9):118-138.
- [13]肖静,曾萍.数字化能否实现企业绿色创新的“提质增量”? :基于资源视角[J].科学学研究,2023,41(5):925-935+960.
- [14]胡亚南,欧阳烜麟,杨盼,等.低碳城市试点政策对上市企业绿色转型的影响效应及机制研究:基于面板数据分位数处理效应模型[J].统计理论与实践,2024(9):12-20.
- [15]凌士显,姬梦佳.企业数字化与制造业绿色技术创新[J].商业研究,2023(4):10-18.
- [16]刘畅,潘慧峰,李珮,等.数字化转型对制造业企业绿色创新效率的影响和机制研究[J].中国软科学,2023(4):121-129.
- [17]吴艳华.碳达峰压力、绿色技术创新与企业碳排放效率[J].现代管理科学,2023(5):11-20.
- [18]杜欣.数字经济促进碳减排的机制与效应:基于绿色技术进步视角的经验考察[J].科技进步与对策,2023,40(19):22-32.
- [19]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.
- [20]成琮文,陆思宇.数字技术应用、经济不确定性与绿色创新[J].软科学,2023,37(5):1-7.

Digital Transformation, Green Technological Innovation, and Corporate Carbon Emission Performance: A Multidimensional Analysis Based on Peer Effects

Wei Jiajia, Ma Shukun, Wang Qian

Abstract: Focusing on the impact of digital transformation and green technological innovation on corporate carbon emission performance, this study innovatively introduces the theory of peer effects and constructs an analytical framework for the chain transmission path of ‘digital transformation–green technological innovation–carbon emission performance.’ An empirical analysis is conducted based on data from Chinese A-share listed companies from 2010 to 2022. The results show that digital transformation not only directly promotes corporate green technological innovation but also indirectly improves corporate carbon emission performance through the mediating effect of such innovation. Regarding peer effects, both industry competition imitation and regional policy coordination have significant moderating effects. The positive driving effect of digital transformation on green technological innovation is only significant in environments with high industry or regional peer effects. Additionally, the carbon reduction effectiveness of digital transformation exhibits obvious heterogeneity: at the industry level, its positive impact on carbon emission performance follows the pattern of tertiary industry > secondary industry > primary industry; at the regional level, a significant positive effect is observed only in the eastern and northeastern regions, with the effect being stronger in the northeastern region than in the eastern region.

Key words: Digital Transformation; Green Technology Innovation; Carbon Performance; Peer Effect

(责任编辑:杨扬)