

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第5期,总第553期)

月刊

编委会主任 王承哲

副主任 王玲杰 郭 杰

编 委 (按姓氏笔画排序)

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

主 编 王玲杰

社 长 李红见

主管单位 河南省社会科学院

主办单位 河南省社会科学院

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

目 录

·新质生产力专题·

数字化转型如何赋能企业新质生产力?

——基于底层技术和场景应用的双重视角 宋 诚,李季刚/5

虚拟集聚如何影响区域制造业新质生产力?

——基于创新效率的中介作用 钟 鑫,罗玖林,王晓玉/17

·数字经济·

银行金融科技对企业绿色技术创新的影响研究 施 若,金 桃,韩 雯/30

数字经济与制造业智能化的耦合协调发展研究

——基于时空角度的实证分析 杜文胜,张路遥,周乐瑶/38

主 管 河南省社会科学院

主 办 河南省社会科学院

主 编 王玲杰

社 长 李红见

编辑出版 《统计理论与实践》编辑部

地 址 郑州市郑东新区恭秀路16号

邮 编 451464

刊 期 月刊

出版日期 每月25日

创刊时间 2020年8月

投稿邮箱 tjllysj@vip.sina.com

印 刷 河南瑞之光印刷股份有限公司

目 录

·产业解读·

产业数字化对中国高技术产业创新效率的影响研究 陈汉林,姚雯雯,伍均荷/50

企业ESG评级对制造业供应链韧性的影响研究 王朝阳/59

·统计分析·

县域富民产业发展水平的统计测度及提升策略研究

——基于河南102个县(市)的数据..... 董黎明/71

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

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

MAIN CONTENTS

- How Digital Transformation Empowers Enterprises with New Quality Productivity? Based on the dual perspective of underlying technology and scenario application *Song Cheng ,Li Jigang*(5)
- How Does Virtual Agglomeration Influence the New Quality Productive Forces of Regional Manufacturing? The Mediating Role of Innovation Efficiency
..... *Zhong Xin, Luo Jiulin, Wang Xiaoyu*(17)
- Research on the Impact of Banking Fintech on Enterprise Green Technology Innovation
..... *Shi Ruo, Jin Tao, Han Wen*(30)
- The Coupling and Coordinated Development of the Digital Economy and the Intelligitization of the Manufacturing Industry :An Empirical Analysis from a Spatiotemporal Perspective
..... *Du Wensheng, Zhang Luyao, Zhou Leyao*(38)
- A Study on the Impact of Industrial Digitalization on the Innovation Efficiency of China's High-tech Industries *Chen Hanlin, Yao Wenwen, Wu Junhe*(50)
- A Study of the Impact of Corporate ESG Ratings on Supply Chain Resilience in the Manufacturing Industry *Wang Zhaoyang*(59)
- Statistical Measurement and Enhancement Strategies for the Development Level of County-Level Prosperity Industries:Based on Data from 102 Counties in Henan Province *Dong Liming*(71)

数字化转型如何赋能企业 新质生产力？

——基于底层技术和场景应用的双重视角

宋 诚 李季刚

(新疆财经大学 金融学院, 新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:基于底层技术驱动和场景应用驱动视角,利用2011—2023年我国A股上市公司数据,实证检验数字化转型对企业新质生产力的影响及作用机制。研究发现,数字化转型能够促进企业新质生产力水平的提升。机制分析结果表明,数字化转型通过提升企业自主创新能力和联合创新水平,进而对企业新质生产力发展产生积极影响。异质性分析表明,数字化转型对企业新质生产力水平的积极影响在非国有企业、制造业企业、东部地区企业更为显著。因此,企业应顺应数字化浪潮,积极拥抱数字化转型,以加快发展新质生产力。

关键词:数字化转型;新质生产力;底层技术;场景应用

中图分类号:F273

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0005-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.05.001

一、引言

改革开放以来,我国经济在经历了高速增长阶段后,进入了高质量发展新阶段。与此同时,世界正处于百年未有之大变局,科技革命和产业变革正在加速演进。在国内外多重压力叠加的发展背景下,2023年9月,习近平总书记在黑龙江考察时,首次提出“新质生产力”这一重要概念,并强调要“积极培育新能源、新材料、先进制造、电子信息等战略性新兴产业,积极培育未来产业,加快形成新质生产力,增强发展新动能”。马克思主义政治经济学认为生产力是人类利用和改造自然以进行物质生产的能力,随着人类社会不断发展进步,生产力的存在形态也在不断变化。区别于“传统生产力”,新质生产力的出发点在于“新”,关键在于“质”,本质依旧落脚在“生产力”(张林和蒲清平,2023)^[1],即新质生产力是由技术创新驱动的,以战略性新兴产业和未来产业为依托的,强调内生发展质量

的先进生产力质态(胡洪彬,2023)^[2],是马克思主义政治经济学的新范畴,是与我国高质量发展一脉相承的重要概念。新质生产力的发展可以推动科技水平提升,促进产业转型升级,推进现代化产业体系建设,增强我国竞争优势,助力我国经济高质量发展(石建勋和徐玲,2024;任保平和豆渊博,2024;杜传忠,2023)^[3-5]。企业作为重要的市场主体,为创新知识产生、成果转化提供了载体,对新质生产力的形成和发展具有重要作用。因此,如何驱动我国企业新质生产力发展成为当前亟待探究的重要问题。现有文献从政策环境、新型基础设施建设、数据要素和企业数字技术应用等方面,考察了数字化对新质生产力的驱动作用,发现“宽带中国”试点政策、“互联网+政务服务”试点政策等对企业新质生产力的培育、发展提供了政策支持;数据要素和新型基础设施则为新质生产力发展提供了底层支撑(李荣华等,2025;王华和谭鑫语,

基金项目:国家社会科学基金项目“西部民族地区普惠金融影响经济高质量发展的空间效应研究”(21BJY045);新疆自然科学基金项目“数字金融服务新疆实体企业‘脱虚向实’的路径与对策研究”(2022D01A39);新疆财经大学研究生科研创新项目“资本市场开放对企业ESG表现的影响研究”(XJUF2024B009)。

作者简介:宋诚,通信作者,女,博士研究生,研究方向为公司金融;李季刚,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域金融。

2025)^[6-7]。人工智能、工业机器人等数字技术的应用能为企业新质生产力的发展提供技术支持(陈凯鸣等, 2025;何青等, 2025)^[8-9]。数字金融则为企业新质生产力的发展提供了良好的资金支持(郑重远和邵艳红, 2025)^[10]。

在数字经济快速发展大背景下,数字经济与实体经济的深度融合已在经济生活的诸多领域不断渗透。数字化转型作为其重要表现形式,逐渐融入企业的生产经营过程中(杜明威等, 2022)^[11]。作为符合新质生产力发展要求的重要改革路径,数字化转型能够为新质生产力的培育生成和发展壮大提供重要基础、关键要素和强大动能(郭栋等, 2024)^[12]。数字经济背景下,作为企业变革的必然途径,数字化转型被很多企业视为摆脱困境、实现弯道超车的重要机遇(李树文等, 2022)^[13]。现有研究表明,企业数字化转型能够帮助企业改善雇佣结构,进而提升企业人力资本水平(石玉堂和王晓丹, 2023)^[14],提高企业绿色创新水平(刘艳霞等, 2023)^[15],降低企业碳排放(方时姣和张柯, 2024)^[16],提高企业 ESG 表现(张永冀等, 2023)^[17],而人力资本水平、创新表现和绿色发展等因素都是新质生产力的内在要求。当前关于数字化转型对企业新质生产力直接影响的研究相对缺乏。那么,从微观层面来看,企业开展数字化转型能否对其自身的新质生产力产生积极作用?通过什么渠道发挥作用?这些都值得深入探究。

与现有研究相比,本文可能的贡献在于:第一,基于数字化转型视角对企业新质生产力的驱动因素研究进行了补充,同时进一步识别了不同类型的数字化转型对企业新质生产力的差异化影响。第二,从企业自主创新能力和企业联合创新水平两条路径出发,揭示了数字化转型赋能企业新质生产力的作用机制,有助于打开数字化转型影响企业新质生产力的机制“黑箱”。第三,从产权性质、行业属性和地理区位三个方面展开异质性分析,明晰了不同情景下数字化转型对企业新质生产力的差异化影响。

二、理论分析与研究假设

(一)数字化转型对企业新质生产力的影响

数字化转型是指企业利用数字技术对其生产、经营、管理等全流程全方位重塑,实现企业颠覆性创新和变革。数字化转型能够驱动企业新质生产力发展,具体原因体现在两个方面:

一是数字化转型能够提升企业人力资本水平,进

而推动企业新质生产力发展。首先,数字化转型能够降低企业股权资本成本(郑晓佳等, 2023)^[18],增加企业商业信用融资获取,缓解企业融资约束,进而提升企业人力资本水平。其次,数字化转型能够促使企业提升雇佣高学历员工的倾向,强化员工在职培训,延长员工雇佣期限,加大企业的人力资本投资,有助于企业人力资本水平的提升。最后,数字化转型能够有效降低信息不对称程度,优化企业劳动投资效率,扩大企业劳动雇佣规模,优化企业劳动雇佣结构,提升企业人力资本水平(石玉堂和王晓丹, 2023)^[14]。二是数字化转型能够促进企业绿色发展,进而推动企业新质生产力发展。首先,数字化转型可以促进企业绿色创新数量、质量和效率的提升进而推动企业绿色发展(刘艳霞等, 2023)^[15]。其次,数字化转型可以优化企业内部控制质量,强化企业外部关注,促使企业提高碳信息披露水平,促进企业绿色发展。再次,数字化转型能够降低企业污染排放,进而推动企业环境治理从“末端治理”转向“源头控制”,提升企业环境治理绩效,助力企业绿色发展。最后,数字化转型能够提升企业信息透明度,进而促进企业 ESG 表现的提升,推动企业绿色可持续发展(张永冀等, 2023)^[17]。基于上述分析,提出假设 1:

H1:数字化转型能促进企业新质生产力的发展。

(二)数字化转型对企业新质生产力的影响机制

1.数字化转型、企业自主创新能力与企业新质生产力

数字化转型能够通过提高企业自主创新能力推动企业新质生产力的发展。第一,数字化转型能缓解企业融资约束。企业创新活动通常需要较高的资金投入,因而内源融资无法很好地满足企业创新活动的资金需求,需要借助外源融资,但由于信息不对称问题的存在,企业常面临融资约束。数字化转型有助于提高企业的信息透明度,吸引媒体、分析师、审计师等第三方的外部关注,缓解企业与债权人之间的信息不对称,提高融资能力,降低融资成本(郑晓佳等, 2023)^[18],推动企业自主创新能力的提升。第二,数字化转型能提升企业人力资本水平。作为知识、灵感和技能等的重要载体,人力资本构成了关键的企业创新活动要素。数字化转型有助于提升高技能劳动力对低技能劳动力的替代性,优化企业劳动技能结构(官华平等, 2023)^[19]。同时,数字化转型能够推动劳动和技术的结合,实现人机协同,降低企业对“干中学”、教育培训等传统人力资本积累方式的依赖,促使企业人力资本积累方式发生

根本性变革(张任之,2023)^[20],从而提升企业人力资本水平,增强企业自主创新能力。基于上述分析,提出假设2:

H2:数字化转型能通过提升企业自主创新能力,促进企业新质生产力的发展。

2.数字化转型、企业联合创新水平与企业新质生产力

数字化转型能够通过提升企业联合创新水平推动企业新质生产力的发展。第一,数字化转型能够降低企业的信息搜寻成本。企业联合创新的第一步是识别和匹配适当的合作伙伴,但因为信息不对称往往会导致企业在寻找合作伙伴时付出较高的时间和经济成本。数字化转型能够提升企业的信息收集能力,降低企业信息收集成本(翟华云和刘易斯,2023)^[21],提升企业联合创新能力。第二,数字化转型能够降低企业的交流成本。信息交流对企业联合创新效率至关重要,在传统经济时代,地理距离往往会对合作企业间的沟通产生一定的阻碍,并且造成了高昂的沟通交流成本。企业数字化转型打破了时间和空间限制,畅通了企业间的沟通交流机制,降低了沟通交流成本(张昕蔚,2019)^[22],提升了企业联合创新水平。第三,数字化水平会增加企业间的研发溢出。研发溢出是指创新主体在进行创新研发的过程中使其他主体在未承担相应创新成本的同时享受了创新带来的经济效益。研发溢出促使企业进行联合创新以内化研发溢出效应,进而提升企业联合创新水平。基于上述分析,提出假设3:

H3:数字化转型能通过提升企业联合创新水平,促进企业新质生产力的发展。

三、研究设计

(一)数据来源

以2011—2023年中国A股上市企业数据为研究样本,并对样本数据做如下处理:(1)剔除样本期间内发生ST、ST*的样本;(2)剔除金融类、房地产行业的企业样本;(3)剔除资不抵债的样本;(4)仅保留上市状态为正常上市的样本。为排除极端值的干扰,对所有连续变量进行1%的双边缩尾处理。企业层面的数据来自国泰安数据库(CSMAR)、万得数据库(Wind)、中国研究数据服务平台(CNRDS),地区层面的数据来自EPS数据库。

(二)变量选取

1.被解释变量

被解释变量为企业新质生产力(NPQ)。新质生产力是由创新引领的生产力,根据生产力二要素理论,生

产力是由劳动力和生产资料两个方面构成的。新质生产力的出发点在于“新”,关键点在于“质”,因而赋予生产力更多创新的、高质量的内涵。

基于生产力理论,构建企业新质生产力评价指标体系,见表1。具体说,作为创新引领的生产力,新质生产力要求劳动者具备更高的劳动素质和技术应用能力。因此,基于员工素质、管理层素质对新质生产者进行刻画。劳动对象是用于改造的物质,新质生产力是以战略性新兴产业和未来产业为依托,以科技创新为引领,包含了绿色化特征的生产力新质态,因此基于生态环境和未来发展两个方面对新质劳动对象进行刻画。生产资料是劳动者改造劳动对象的媒介和手段。新质生产力作为传统生产力在数字化、智能化生产过程中催生出的生产力新质态,对科技创新要素具有更高的要求,同时绿色化是新质生产力的重要特征,因此基于科技劳动资料、数字劳动资料和绿色劳动资料对新质劳动资料进行刻画。

2.解释变量

解释变量为数字化转型(DT)。当前关于数字化转型的相关研究中,学者主要采用以下三种方式对企业层面的数字化转型水平进行衡量:第一,采用文本分析方法,构建与数字化转型相关的特征词集,以此为基础,从上市公司年报文本中提取特征词,并进行词频计数。第二,采用企业年末无形资产明细项中与数字经济相关部分的金额与无形资产总额的比值进行衡量。第三,采用国泰安上市公司企业数字化转型指数对企业层面的数字化转型水平进行衡量。本文采用第一种方式,首先,运用人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术,基于五个维度构建数字化转型关键词词典;其次,基于数字化转型关键词词典,对上市公司年报进行词频统计;最后,对所得词频进行对数化处理,用于刻画数字化转型。此外,为了考察不同类型数字化转型对企业新质生产力的差异化影响,将数字化转型(DT)划分底层技术驱动的数字数字化转型(DT_{ut})和场景应用驱动的数字数字化转型(DT_{sa})。其中,采用包含人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术的关键词词频刻画底层技术驱动的数字数字化转型,采用数字技术的关键词词频刻画场景应用驱动的数字数字化转型,两个指标的原始数据均进行了对数化处理。

3.控制变量

选取企业规模、资产负债率、企业年龄、盈利能力、

表1 企业新质生产力评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
企业新质 生产力	新质 生产者	员工素质	研发人员占比	(研发人员数/员工总数)*100	+
			高学历人员占比	(硕士人数+博士人数)/员工人数*100	+
		管理层 素质	高管绿色认知	年报绿色发展关键词词频加1的自然对数值	+
			管理层海外背景	是否拥有具有海外背景的高管,有则赋值为1,否则赋值为0	+
	新质 劳动对象	生态环境	环境治理得分	对华证ESG评级的环境评级赋值,由低到高分别赋值1-9	+
		未来发展	固定资产占比	(固定资产/总资产)*100	+
			资本积累率	(当年所有者权益增长额/年初所有者权益)*100	+
	新质 劳动资料	科技劳动资料	创新水平	专利授权数量加1的自然对数值	+
		数字劳动资料	数字化无形资产占比	(数字化技术无形资产/无形资产)*100	+
			无形资产占比	(无形资产/总资产)*100	+
		绿色劳动资料	绿色技术水平	绿色专利授权数量加1的自然对数值	+
			绿色专利占比	(绿色专利授权数量/专利授权数量)*100	+

股权集中度、两职合一、审计师是否来自“四大”、成长能力、市值账面比作为控制变量。其中,企业规模(*Size*)采用企业当年资产总额的自然对数值进行衡量;资产负债率(*Lev*)采用企业当年负债总额与资产总额的比值进行衡量;企业年龄(*Age*)采用企业成立年限的自然对数值进行衡量;盈利能力(*ROA*)采用企业当年净利润与资产总额的比值进行衡量;股权集中度(*Top10*)采用前十大股东持股之和进行衡量;两职合一(*Dual*)为虚拟变量,若董事长与总经理为同一人则赋值为1,否则赋值为0;审计师是否来自“四大”(*Big4*)为虚拟变量,若企业经由四大会计师事务所审计则赋值为1,否则赋值为0;成长能力(*Growth*)采用营业收入增长率进行衡量;市值账面比(*BM*)采用市值与账面价值的比值进行衡量。

4.描述性统计

变量的描述性统计见表2。结果显示,企业新质生产力(*NPQ*)的最大值为0.352,最小值为0.016,标准差为0.070,说明当前我国上市企业的新质生产力水平尚有较大提升空间,且不同企业的新质生产力水平存在较大差距。数字化转型(*DT*)的最大值为5.159,最小值为0,标准差为1.418;底层技术驱动的数字化转型(*DT_ut*)的最大值为4.927,最小值为0,标准差为1.3;场景应用驱动的数字化转型(*DT_sa*)的最大值为4.06,最小值为0,标准差为1.11;说明当前我国企业的数字化转型水平同样存在较大差距。控制变量的统计分布与现有文献较为一致,在合理的取值区间内。

(三)模型构建

基于前文理论分析,构建模型(1)检验数字化转型

对企业新质生产力的影响:

$$NPQ_{i,t} = \alpha + \beta DT_{i,t-1} + \delta \sum Controls_{i,t-1} + Industry_x + Year_t + \varepsilon_{i,t-1} \quad (1)$$

其中, $NPQ_{i,t}$ 是*t*年企业*i*的新质生产力水平。考虑到数字化转型和企业新质生产力之间可能存在互为因果的关系,且数字化转型对企业新质生产力的影响可能存在滞后性,本文的核心解释变量和控制变量均采用滞后一期项。 $DT_{i,t-1}$ 是*t*-1年企业*i*的数字化转型水平, $Controls_{i,t-1}$ 是一系列控制变量, $Industry_x$ 是行业固定效应, $Year_t$ 是年份固定效应, $\varepsilon_{i,t-1}$ 是随机误差项, α 是常数项。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	最大值	中值	最小值	标准差
<i>NPQ</i>	27906	0.122	0.352	0.115	0.016	0.070
<i>DT</i>	27906	1.510	5.159	1.386	0.000	1.418
<i>DT_ut</i>	27906	1.031	4.927	0.693	0.000	1.300
<i>DT_sa</i>	27906	0.978	4.060	0.693	0.000	1.110
<i>Size</i>	27906	22.135	26.138	21.928	19.372	1.244
<i>Lev</i>	27906	0.383	0.823	0.373	0.049	0.191
<i>Age</i>	27906	2.820	3.526	2.890	1.609	0.361
<i>ROA</i>	27906	0.045	0.211	0.044	-0.192	0.056
<i>Top10</i>	27906	0.602	0.957	0.615	0.244	0.150
<i>Dual</i>	27906	0.324	1.000	0.000	0.000	0.468
<i>Big4</i>	27906	0.061	1.000	0.000	0.000	0.239
<i>Growth</i>	27906	0.266	3.526	0.120	-0.624	0.590
<i>BM</i>	27906	0.620	1.184	0.621	0.141	0.238

四、实证分析

(一) 基准回归

为了检验数字化转型对企业新质生产力影响,采用2011—2023年A股上市公司数据对模型(1)进行检验,回归结果见表3。其中,列(1)、列(3)、列(5)分别展示了未纳入控制变量时数字化转型对企业新质生产力的影响,列(2)、列(4)、列(6)则展示了纳入控制变量时,数字化转型对企业新质生产力的影响。结果显示,系数均在1%水平上显著为正,说明数字化转型能够促进企业新质生产力的发展,且底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型均能显著促进企业

新质生产力发展,假设1得以验证。

(二) 内生性处理

考虑到数字化转型和企业新质生产力之间可能存在互为因果的关系,即数字化转型能够为企业新质生产力的培育提供信息、数据支持和数字化工具,而企业新质生产力的发展也倒逼企业不断提高和深化数字化转型水平。此外,还可能存在由不可观测因素导致的遗漏变量偏差。这些内生性问题的存在可能会对基准模型的检验结果产生影响,基于此,借助工具变量法和倾向得分匹配法对内生性进行讨论,以缓解由内生性问题引起的结果偏误。

表3 基准回归结果

变量	NQP					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DT	0.008*** (11.932)	0.007*** (9.924)				
DT_ut			0.010*** (13.802)	0.009*** (12.300)		
DT_sa					0.006*** (7.862)	0.004*** (5.810)
Size		0.011*** (11.022)		0.011*** (11.084)		0.012*** (11.512)
Lev		0.009 (1.635)		0.010* (1.763)		0.008 (1.433)
Age		-0.014*** (-5.128)		-0.014*** (-5.049)		-0.015*** (-5.390)
ROA		0.005 (0.408)		0.007 (0.592)		-0.000 (-0.016)
Top10		0.012** (2.032)		0.014** (2.363)		0.011* (1.838)
Dual		-0.001 (-0.470)		-0.001 (-0.441)		-0.001 (-0.742)
big4		0.017*** (4.410)		0.017*** (4.395)		0.017*** (4.280)
Growth		0.006*** (4.591)		0.005*** (4.271)		0.006*** (5.114)
BM		-0.023*** (-6.262)		-0.022*** (-6.142)		-0.025*** (-6.804)
常数项	0.110*** (81.745)	-0.097*** (-4.387)	0.112*** (95.006)	-0.098*** (-4.461)	0.116*** (101.352)	-0.099*** (-4.431)
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	27906	27906	27906	27906	27906	27906
R ²	0.154	0.199	0.158	0.204	0.144	0.192

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

1.工具变量法

利用企业数字化转型的滞后两期项与1984年每百万人固定电话数的交互项构建本文的工具变量(IV)。原因在于,1984年的固定电话普及情况能够反映技术使用习惯,进而影响当前地区技术使用情况,因而会对企业数字化转型产生影响,满足相关性要求,且1984年的固定电话普及情况不会对企业的的生产力产生直接影响,满足外生性要求。

表4为工具变量法的检验结果,列(1)、列(3)、列(5)分别展示了工具变量对数字化转型、底层技术驱动

的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型的影响,工具变量的系数分别为0.007、0.005、0.005,且均在1%水平上显著,说明工具变量能够对企业数字化转型产生显著的积极影响。列(2)、列(4)、列(6)分别展示了数字化转型、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型对企业新质生产力的影响,系数分别为0.010、0.012、0.013,且均在1%水平上显著,说明数字化转型能够促进企业新质生产力的发展,基准检验结果是稳健的。此外,多项统计量结果显示本文构建的工具变量是合理有效的。

表4 工具变量法回归结果

变量	DT	NQP	DT_ut	NQP	DT_sa	NQP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IV	0.007*** (38.535)		0.005*** (32.652)		0.005*** (27.283)	
DT		0.010*** (6.885)				
DT_ut				0.012*** (6.973)		
DT_sa						0.013*** (6.706)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	16969	16969	16969	16969	16969	16969
F	1484.922	24.067	1066.168	24.269	744.352	23.450

2.倾向得分匹配法

为了缓解样本选择偏差问题,采用倾向得分匹配法(PSM)进行检验。首先,根据企业当年年报中是否包含数字化转型关键词构建哑变量,若企业当年年报中含有数字化转型关键词则赋值为1,否则赋值为0,并将样本划分为实验组 and 对照组。其次,采用企业规模、资产负债率、股权集中度、审计师是否来自“四大”、市值账面比的滞后一期项作为协变量,采用Logit模型计算倾向得分,执行1:1近邻匹配。平衡性检验结果显示,匹配后协变量在实验组和对照组之间不存在显著差异,满足匹配后平衡性检验条件,说明PSM匹配有效。最后,将匹配后的样本代入模型(1)中进行检验,结果见表5。结果显示,数字化转型(DT)、底层技术驱动的数字化转型(DT_ut)和场景应用驱动的数字化转型(DT_sa)的系数分别为0.007、0.009和0.004,且均在1%水平上显著,说明数字化转型能够显著促进企业新

质生产力的发展,再次验证了基准结论的稳健性。

(三)稳健性检验

为了进一步验证基准结果的可靠性,采取以下几种方式进行稳健性检验:

第一,替换被解释变量。根据经济学原理,企业的生产率和生产力在一定程度上可以相互指代,因此采用LP法测度的企业全要素生产率作为企业新质生产力的替换指标,结果见表6。

第二,纳入高阶固定效应。在控制行业和年份固定效应的基础上,进一步纳入行业-年份固定效应,结果见表7。

第三,改变聚类层级。基准回归中标准误聚类企业层面,在稳健性检验中将标准误聚类至行业层级,结果见表8。

第四,剔除样本。为了防止企业在年报中采用夸大的方式发布有关数字化转型的不实内容,剔除信息

表5 倾向得分匹配法回归结果

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.007*** (9.824)		
<i>DT_ut</i>		0.009*** (12.167)	
<i>DT_sa</i>			0.004*** (5.535)
常数项	-0.098*** (-4.350)	-0.098*** (-4.389)	-0.098*** (-4.309)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	25749	25749	25749
R ²	0.200	0.205	0.192

表6 稳健性检验——替换被解释变量

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.051*** (7.498)		
<i>DT_ut</i>		0.038*** (5.028)	
<i>DT_sa</i>			0.067*** (8.308)
常数项	-5.027*** (-26.011)	-5.058*** (-26.074)	-4.994*** (-25.832)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	27478	27478	27478
R ²	0.709	0.708	0.710

表7 稳健性检验——纳入高阶固定效应

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.007*** (9.937)		
<i>DT_ut</i>		0.009*** (12.146)	
<i>DT_sa</i>			0.005*** (5.921)
常数项	-0.100*** (-4.490)	-0.101*** (-4.558)	-0.102*** (-4.530)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
行业-年份固定	是	是	是
N	27906	27906	27906
R ²	0.208	0.212	0.201

表8 稳健性检验——改变聚类层级

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.007*** (3.272)		
<i>DT_ut</i>		0.009*** (5.625)	
<i>DT_sa</i>			0.004** (2.121)
常数项	-0.097* (-1.803)	-0.098* (-1.855)	-0.099* (-1.831)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	27906	27906	27906
R ²	0.199	0.204	0.192

披露考评结果为C、D的样本,并以此对模型(1)进行检验,结果见表9。

表6至表9结果显示,在四种稳健性检验下,数字化转型、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型均在1%水平上显著为正,说明数字化转型整体水平、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型均能促进企业新质生产力的发展,基准结论具有稳健性。

(四)机制分析

为了验证数字化转型赋能企业新质生产力的作用

机制,构建模型(2)、模型(3),检验数字化转型对企业新质生产力发挥作用的机制渠道:

$$M_{i,t} = \alpha + \beta DT_{i,t-1} + \delta \sum Controls_{i,t-1} + Industry_x + Year_t + \varepsilon_{i,t-1} \tag{2}$$

$$NQP_{i,t} = \alpha + \beta M_{i,t} + \sigma DT_{i,t-1} + \delta \sum Controls_{i,t-1} + Industry_x + Year_t + \varepsilon_{i,t-1} \tag{3}$$

其中,*M*为机制变量,包括自主创新能力(*IndeoInno*)和联合创新水平(*DepInno*),其余变量定义和模型(1)保持一致。

1.企业自主创新能力

企业开展数字化转型有助于打破与外界之间的信

表9 稳健性检验——剔除样本

变量	NQP		
	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.007*** (9.513)		
<i>DT_ut</i>		0.009*** (11.624)	
<i>DT_sa</i>			0.005*** (5.680)
常数项	-0.093*** (-4.003)	-0.093*** (-4.025)	-0.096*** (-4.079)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	22279	22279	22279
R ²	0.196	0.201	0.189

息不对称,进而缓解自身面临的融资约束。同时,数字化转型的持续推进有助于企业人力资本水平的优化升级,进而为企业自主创新能力的强化提供资金和人力资本支持。对此,采用企业当年独立申请专利数量的自然对数值来衡量企业自主创新能力,将其代入模型(2)、模型(3)进行检验,结果见表10。

表10的列(1)至列(3)显示,数字化转型、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型的系数均在1%水平下显著为正,说明数字化转型对企业自主创新能力具有积极影响。列(4)至列(6)显示企业

自主创新能力的系数在1%水平下显著为正,说明企业自主创新能力能够推动企业新质生产力发展。同时,Bootstrap检验和Sobel检验结果显示,企业自主创新能力在企业整体数字化转型、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型影响企业新质生产力的过程中发挥了中介作用。上述结果表明,数字化转型能够通过强化企业自主创新能力推动企业新质生产力的发展,假设2得以验证。

2.企业联合创新水平

企业数字化转型有助于降低企业的信息搜寻成本和交流协同成本,打破时间和空间的制约,增加各主体间的研发溢出,进而强化了企业与其他创新主体的合作。对此,采用企业当年联合申请专利数量的自然对数值来衡量企业联合创新水平,将其代入模型(2)和模型(3)进行检验,结果见表11。

表11列(1)至列(3)显示数字化转型、底层技术驱动的数字化转型、场景应用驱动的数字化转型的系数均在1%水平下显著为正,说明企业数字化转型能够促进企业联合创新水平。列(4)至列(6)结果显示企业联合创新水平的系数在1%水平下显著为正,说明企业联合创新水平对企业新质生产力发展有积极影响。同时,Bootstrap检验和Sobel检验结果显示,企业联合创新水平在企业整体数字化转型、底层技术驱动的数字化转型和场景应用驱动的数字化转型影响企业新质生产力的过程中发挥了中介作用。上述结

表10 机制检验——企业自主创新能力

变量	IndeoInno			NQP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DT</i>	0.076*** (6.201)			0.006*** (9.595)		
<i>DT_ut</i>		0.101*** (7.532)			0.009*** (11.873)	
<i>DT_sa</i>			0.041*** (2.924)			0.004*** (5.655)
<i>IndeoInno</i>				0.003*** (4.250)	0.003*** (3.958)	0.003*** (4.709)
常数项	-11.625*** (-24.971)	-11.634*** (-25.115)	-11.657*** (-24.983)	-0.062*** (-2.748)	-0.065*** (-2.914)	-0.059*** (-2.621)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	27906	27906	27906	27906	27906	27906
R ²	0.302	0.303	0.299	0.202	0.206	0.195

表 11 机制检验——企业联合创新水平

变量	DepInno			NQP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DT	0.076*** (6.201)			0.006*** (9.595)		
DT_ut		0.101*** (7.532)			0.009*** (11.873)	
DT_sa			0.041*** (2.924)			0.004*** (5.655)
DepInno				0.003*** (4.250)	0.003*** (3.958)	0.003*** (4.709)
常数项	-11.625*** (-24.971)	-11.634*** (-25.115)	-11.657*** (-24.983)	-0.062*** (-2.748)	-0.065*** (-2.914)	-0.059*** (-2.621)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
N	27906	27906	27906	27906	27906	27906
R ²	0.302	0.303	0.299	0.202	0.206	0.195

果表明,数字化转型能够通过提升企业联合创新水平来推动企业新质生产力的发展,假设 3 得以验证。

五、异质性分析

前文结论验证了数字化转型对企业新质生产力的积极影响,那么这种积极作用在不同企业中是否存在异质表现?为此,将从产权性质、行业属性和地理区位三个方面展开进一步分析。

(一)产权性质

考虑到不同产权性质的企业具有不同的资源禀

赋和战略定位,因而,数字化转型对企业新质生产力的影响可能在不同产权性质的企业中存在差异。根据企业产权性质将样本划分为非国有企业、国有企业两个组,分别对模型(1)进行检验,结果见表 12。结果显示,数字化转型对企业新质生产力的影响在非国有企业和国有企业中均有体现,且在非国有企业中更加显著;底层技术驱动的数字化转型对企业新质生产力的促进作用在不同产权性质的企业中均有体现,且在非国有企业更加显著;场景应用驱动的数字化转型对

表 12 异质性检验——产权性质

变量	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DT	0.008*** (10.372)	0.003** (2.226)				
DT_ut			0.010*** (12.106)	0.006*** (3.617)		
DT_sa					0.005*** (6.275)	0.002 (0.907)
常数项	-0.085*** (-3.095)	-0.188*** (-4.581)	-0.087*** (-3.170)	-0.188*** (-4.613)	-0.091*** (-3.266)	-0.192*** (-4.660)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
组间差异系数	0.004 (P 值=0.000)		0.003 (P 值=0.000)		0.004 (P 值=0.000)	
N	19772	8134	19772	8134	19772	8134
R ²	0.206	0.245	0.211	0.247	0.196	0.243

企业新质生产力的促进作用仅体现在非国有企业。原因可能在于:非国有企业在资源禀赋方面处于相对劣势,而数字化转型的推进能够帮助企业获取更多资金、技术等资源的支持,为企业发展新质生产力提供更加充分的资源支持。国有企业在决策流程方面较为复杂,可能制约新质生产力的发展,而底层技术驱动的数字化转型有助于简化企业决策流程,进而为企业新质生产力的发展提供良好的支持环境,但国有企业员工的数字化意识和能力可能相对薄弱,使场景应用驱动的数字化转型未能发挥其作用。

(二)行业属性

不同行业的企业可能面临不同的产业政策和行业周期,因而数字化转型对企业新质生产力的影响可能存在较大差异。基于此,根据《上市公司行业分类指引(2012年修订)》,将样本划分为非制造业企业、制造业企业两个组,分别对模型(1)进行检验,结果见表13。结果显示,无论是底层技术驱动的数字化转型还是场景应用驱动的数字化转型,抑或是整体的数字化转型,其对企业新质生产力的影响在制造业企业中更加显著。原因可能在于:非制造业企业的创新能力相对不足,其新质生产力发展相对滞后,而数字化转型有助于强化企业与其他创新主体的联合创新活动,从而推动企业新质生产力发展。制造业企业推动新质生产力发展往往需要更多的资金支持,且制造业企业的决策流程通常较为烦琐,这些都可能阻碍制造业企业的新质

生产力发展,而数字化转型有助于企业从外部获取资源,优化企业决策流程,进而对企业新质生产力产生积极影响。

(三)地理区位

不同区域在资源禀赋、基础设施建设等方面存在较大差异,可能会影响数字化转型对企业新质生产力的影响。因而,根据企业所处的地理区位,将样本划分为东部、中部、西部三组,分别对模型(1)进行检验,结果见表14。Panel A结果显示,数字化转型对企业新质生产力的促进作用对东部地区企业最显著,其次西部地区企业,最后是中部地区企业。Panel B结果显示,底层技术驱动的数字化转型对企业新质生产力的促进作用在不同地区的企业中均有所体现,其中,对东部地区、西部地区的促进作用优于对中部地区的促进作用。Panel C结果显示,场景应用驱动的数字化转型对企业新质生产力的促进作用仅体现在东部地区企业。可能的原因在于:东部地区的数字基础设施完善,数字化人才充足,且相关发展政策较为完善,为企业数字化转型提供了良好的外部环境,从而极大提升了企业的转型效果。中部地区具有良好的产业基础,西部地区具有丰富的资源,在数字化转型赋能下,特别是底层技术驱动的数字化转型,中、西部地区企业的新质生产力得以发展,然而受制于中、西部地区普遍缺乏数字化人力资源,导致场景应用驱动的数字化转型对企业新质生产力的促进作用在中、西部地区尚未显现。

表 13 异质性检验——行业属性

变量	非制造业企业	制造业企业	非制造业企业	制造业企业	非制造业企业	制造业企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DT</i>	0.005*** (5.386)	0.007*** (9.178)				
<i>DT_{ut}</i>			0.008*** (7.521)	0.010*** (10.608)		
<i>DT_{sa}</i>					0.003*** (2.696)	0.006*** (6.032)
常数项	-0.048 (-1.493)	-0.128*** (-4.654)	-0.051 (-1.588)	-0.128*** (-4.676)	-0.047 (-1.471)	-0.132*** (-4.744)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
组间差异系数	-0.002 (P值=0.002)		-0.003 (P值=0.003)		-0.003 (P值=0.000)	
N	11090	16816	11090	16816	11090	16816
R ²	0.256	0.157	0.260	0.161	0.252	0.148

表 14 异质性检验——地理区位

	东部	中部	西部
Panel A	(1)	(2)	(3)
<i>DT</i>	0.007*** (9.497)	0.004** (2.207)	0.006*** (3.040)
常数项	-0.093*** (-3.535)	-0.118** (-2.031)	-0.077 (-1.323)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	20749	3037	4120
R ²	0.219	0.198	0.199
Panel B	(4)	(5)	(6)
<i>DT_{ut}</i>	0.009*** (11.379)	0.007*** (3.253)	0.009*** (4.240)
常数项	-0.094*** (-3.582)	-0.125** (-2.150)	-0.075 (-1.295)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	20749	3037	4120
R ²	0.224	0.202	0.204
Panel C	(7)	(8)	(9)
<i>DT_{sa}</i>	0.005*** (5.949)	0.001 (0.401)	0.003 (1.545)
常数项	-0.095*** (-3.579)	-0.125** (-2.125)	-0.079 (-1.352)
控制变量	是	是	是
行业固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	20749	3037	4120
R ²	0.211	0.195	0.194

六、结论与建议

(一)研究结论

本文基于2011—2023年我国A股上市公司数据,检验了数字化转型对企业新质生产力的影响及作用机制,得出研究结论如下:(1)基准检验结果表明,企业数字化转型对企业新质生产力的发展具有积极作用,且该结论在经过工具变量法和倾向得分匹配法等内生性处理以及替换被解释变量、纳入高阶固定效应、改变聚类层级和剔除样本等一系列稳健性检验后依旧成立。(2)机制检验结果表明,数字化转型能够提升企业自主创新能力和联合创新水平,进而对企业新质生产力产生积极影响。(3)异质性分析结果表明,对于非国有企业、制造业企业和处于东部地区的企业而言,数字化转

型对企业新质生产力的积极影响更加明显。

(二)对策建议

根据研究结论,提出以下对策建议:

第一,数字化转型能够有效推动我国企业新质生产力发展。政府应当积极为企业开展数字化转型提供支持与保障,引导企业更好地推进数字化转型。一是出台财税、金融等相关支持政策,为企业开展数字化转型提供激励机制和资金支持。二是加快推进人工智能、5G、工业物联网等新型基础设施建设,为企业开展数字化转型提供硬件支持。三是积极推进数字平台建设,为企业开展数字化转型提供平台支撑。企业应当积极开展数字化转型,充分利用数字技术推进企业生产、管理、销售等全流程优化。

第二,企业的自主创新能力和联合创新水平是数字化转型赋能企业新质生产力的重要渠道。政府应当持续优化社会创新环境以疏通数字化转型赋能企业新质生产力发展的渠道。一是加快推进创新服务平台建设,为企业创新成果转化和企业创新合作提供平台支持。二是健全和完善企业创新的制度环境,完善知识产权保护制度等创新保护制度,加大知识产权执法力度,有效降低可能出现的知识产权纠纷,探索有利于合作创新的机制,例如利益分配与风险承担相匹配的激励机制,降低技术外溢和创新“搭便车”行为对合作创新的负面影响。企业应充分利用数字技术,搭建创新合作网络,提升自主创新能力和联合创新水平。

第三,数字化转型对企业新质生产力的影响在不同企业存在异质性。政府应当采取针对性措施,以最大化数字化转型对企业新质生产力发展的积极影响。加强中、西部地区的数字基础设施建设,以数字化打破物理距离对后发地区企业新质生产力发展的制约。后发地区企业应更加积极主动地拥抱数字化转型,借助数字技术,加强与先进地区创新主体的交流合作,弥补所处地理区位对新质生产力发展的制约。◆

参考文献:

[1]张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(6):137-148.
[2]胡洪彬.习近平总书记关于新质生产力重要论述的理论逻辑与实践进路[J].经济学家,2023(12):16-25.
[3]石建勋,徐玲.加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究[J].财经问题研究,2024(1):3-12.
[4]任保平,豆渊博.全球数字经济浪潮下中国式现代化发展基础的多维转变[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2024,74

- (1):12-21.
- [5]杜传忠.新质生产力形成发展的强大动力[J].人民论坛,2023(21):26-30.
- [6]李荣华,王娇娇,张磊.公共数据开放的新质生产力效应:基于企业数字创新视角[J/OL].财经研究:1-15[2025-04-18].
<https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20250216.101>.
- [7]王华,谭鑫语.筑算促新:算力基础设施投入与企业新质生产力[J].中央财经大学学报,2025(4):5-23.
- [8]陈凯鸣,黄庆华,时培豪.人工智能应用驱动企业新质生产力涌现:来自中国上市公司的微观证据[J].科研管理,2025,46(4):34-43.
- [9]何青,陈东尧,刘尔卓.工业机器人与新质生产力:效率改善还是产品创新[J].学习与实践,2025(5):54-66.
- [10]郑重远,邵艳红.数字金融、融资约束与企业新质生产力[J].统计与决策,2025,41(9):145-150.
- [11]杜明威,耿景珠,崔岩.企业数字化转型与出口:来自中国上市公司的微观证据[J].世界经济研究,2022(9):119-134.
- [12]郭栋,尤帅,刘云.数字化改革赋能新质生产力:理论内涵、动力机制、关键主体及提升路径[J].社会科学家,2024(2):45-51.
- [13]李树文,罗瑾琰,胡文安.从价值交易走向价值共创:创新型企业的价值转型过程研究[J].管理世界,2022,38(3):125-145.
- [14]石玉堂,王晓丹.企业数字化转型对劳动力就业的影响研究:基于就业规模、就业结构的双重视角[J].经济学家,2023(10):109-118.
- [15]刘艳霞,陈乐,周昕格.数字化转型与绿色创新:基于信息的双重效应识别[J].改革,2023(10):30-45.
- [16]方时姣,张柯.企业数字化转型对环境社会责任的影响研究:“末端治理”还是“源头控制”?[J].技术经济,2024,43(1):164-178.
- [17]张永冀,翟建桥,朱雅轩,等.数字化转型如何影响企业ESG表现[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(6):126-141.
- [18]郑晓佳,张雪彬,蒋先玲.企业数字化转型与资本市场融资效率:基于股权资本成本的证据[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2023(6):133-153.
- [19]官华平,郭滨华,李萍.数字化转型对劳动力技能结构升级的影响研究:基于上市公司数据的文本分析[J].西北人口,2023,44(4):16-28.
- [20]张任之.企业数字化转型能否提升智力资本价值创造效率?[J].财经问题研究,2023(5):89-100.
- [21]翟华云,刘易斯.数字化转型能提高企业议价能力吗?:基于信息搜寻与客户转换成本视角[J].中南财经政法大学学报,2023(6):29-41.
- [22]张昕蔚.数字经济条件下的创新模式演化研究[J].经济学家,2019(7):32-39.

How Digital Transformation Empowers Enterprises with New Quality Productivity? Based on the dual perspective of underlying technology and scenario application

Song Cheng, Li Jigang

Abstract: From the perspectives of underlying technology-driven and scenario application-driven approaches, this study empirically examines the impact and mechanisms of digital transformation on enterprises' new-quality productive forces using data from China's A-share listed companies from 2011 to 2023. The findings reveal that digital transformation significantly enhances the level of new-quality productive forces in enterprises. Mechanism analysis indicates that digital transformation improves firms' independent innovation capabilities and collaborative innovation levels, thereby positively influencing the development of new-quality productive forces. Heterogeneity analysis shows that the positive effect of digital transformation on new-quality productive forces is more pronounced in non-state-owned enterprises, manufacturing firms, and enterprises in the eastern region. Therefore, enterprises should embrace the digital wave and actively pursue digital transformation to accelerate the development of new-quality productive forces.

Key words: digital transformation; new-quality productive forces; underlying technology; scenario application

(责任编辑:云野)

虚拟集聚如何影响区域制造业新质生产力？

——基于创新效率的中介作用

钟鑫¹ 罗玖林¹ 王晓玉²

(1.四川省社会科学院 产业经济与对外开放研究所,四川 成都 610000;

2.四川省社会科学院 MBA教育中心,四川 成都 610000)

摘要:制造业作为国民经济的基石,其技术密集性与创新驱动特征高度契合新质生产力发展的核心要求。利用2014—2023年中国30个省份的面板数据,实证检验虚拟集聚对制造业新质生产力的促进作用。研究发现:(1)虚拟集聚能够显著促进制造业新质生产力的发展,且在稳健性检验后,结论依然稳健可靠;(2)机制分析显示,虚拟集聚主要通过提升创新效率推动制造业新质生产力发展,并呈现“梅特卡夫法则”揭示的边际效应递增的非线性特征;(3)空间计量回归进一步揭示了虚拟集聚的空间溢出效应。基于上述发现,建议加快构建跨区域协同的虚拟集聚平台,因地制宜实施差异化的数字经济政策,推动数字资源在区域间更高效配置与共享,协同提升制造业新质生产力水平。

关键词:虚拟集聚;制造业;新质生产力;创新效率;空间溢出效应

中图分类号:F424

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0017-13

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.05.002

一、引言

党的二十届三中全会明确指出:“要健全促进实体经济和数字经济深度融合制度。加快推进新型工业化,培育壮大先进制造业集群,推动制造业高端化、智能化、绿色化发展。”这一战略部署深刻揭示了当前我国制造业转型升级的重点方向,为新质生产力的发展指明了路径。作为国民经济的主体、实体经济的核心和技术创新的重要载体,制造业在推动我国经济高质量发展进程中发挥着不可替代的基础性作用。然而,随着发展阶段的变化和外部环境的复杂演化,传统依赖物理空间的资源集聚模式和产业集群形态逐渐暴露出一系列深层次矛盾。一方面,空间集聚导致资源集中在少数区域,造成区域发展不平衡和城市功能过载;另一方面,企业间资源协同效率低下,信息壁垒和

制度摩擦导致资源错配、创新受阻,限制了制造业整体效率和可持续发展的潜力。

在此背景下,以人工智能、大数据、云计算等为代表的新一代信息技术加速融入制造业发展全过程,深刻改变了资源组织方式、产业协作模式和价值创造路径。这些数字化工具突破了传统地理集聚对时间与空间的依赖,使企业之间的信息流、资金流、物流和知识流能够通过网络平台实现高效对接与实时联动,催生出不同于传统空间集聚的新型集聚形态——虚拟集聚。企业通过平台实现跨区域、跨行业的资源整合和知识协作,从而突破了物理空间限制,提高了创新效率和应变能力;虚拟集聚促进了新业态、新模式的涌现,极大地拓展了制造业的价值创造边界和产业融合空间,增强了其内生动力与可持续性。

基金项目:四川省社会科学院重大项目“四川制造业高端化智能化绿色化转型促进新质生产力的内在逻辑和机制研究”(24ZD04)。

作者简介:钟鑫,男,博士,研究员,研究方向为人力资源与产业经济;罗玖林,男,硕士研究生,研究方向为产业经济;王晓玉,男,硕士研究生,研究方向为产业经济。

虚拟集聚概念最早于1997年由欧盟EU-SACFA资助的多校联合研究团队提出,随后不断被丰富和完善。Vakola和Wilson(2004)^[1]指出,虚拟集聚实现了企业之间的实时协作与资源共享,有效降低了交易成本,提高了生产效率。Kohtamäki等(2020)^[2]进一步证实了虚拟集聚在降低搜寻、谈判、监督等成本方面的突出优势。Sturgeon(2021)^[3]从全球价值链的视角,强调虚拟集聚对提升企业获取全球知识资源与技术能力的重要作用。Davis和Dingel(2019)^[4]通过实证研究证明,在虚拟集聚程度较高的地区,制造企业的专利产出与新产品开发速度显著优于传统集聚区域。虚拟集聚作为数字经济的一种重要体现,其作用机理与发展路径被不断深入探讨。王如玉等(2018)^[5]认为,虚拟集聚实质上是以互联网为载体的信息要素空间集聚形式,其不仅缩短了信息交换距离,还通过供需匹配机制提升了系统效率。Azar和Ciabuschi(2017)^[6]发现虚拟集聚通过加强企业间知识共享和技术扩散,为制造业创新注入新动能。Yang等(2023)^[7]从精益生产的角度指出,虚拟集聚通过供应链协同,使制造企业实现“零库存”和“即时生产”,从而提升了资源利用效率和产品响应能力。陈小勇(2017)^[8]指出,虚拟集聚突破地理“路径依赖”,释放出数字经济的多元潜能,推动企业商业模式创新及资源配置效率提升。

新质生产力为虚拟集聚的研究提供了新的视角。新质生产力作为一种区别于传统劳动、资本和土地要素驱动的生产力形态,正在成为推动制造业高质量发展的关键力量。制造业的转型升级是指通过数字化、网络化、智能化和绿色化改造,提升产业基础高级化和产业链现代化水平,实现制造业整体向高质量发展迈进(郭克莎和田潇潇,2021)^[9]。新质生产力强调创新驱动、绿色导向、智能协同,是数字经济背景下制造业转型的内在体现。制造业新质生产力更强调生产要素的重组与质量提升,注重构建与之相适应的现代化生产关系(任保平,2024)^[10]。刘伟(2024)^[11]指出,新质生产力是对传统生产函数的一种根本性变革,其目标不仅是降本增效,更在于推动生产方式、组织形式与资源配置方式的系统重构。

虚拟集聚如何影响制造业新质生产力的发展,已成为学术界和政策制定者关注的重要问题。虚拟集聚通过何种路径发挥作用?在多维要素协同中扮演何种角色?是否具备跨区域的空间溢出效应?这些问题关系到我国制造业能否实现从“要素驱动”向“创新驱动”

的转型,也关乎数字中国、制造强国等战略的有效落地。基于此,系统探讨虚拟集聚对制造业新质生产力的影响机制与作用路径,不仅具有重要的理论价值,也具有现实紧迫性与政策指导意义。

二、理论分析与研究假设

(一)虚拟集聚对制造业新质生产力的直接影响

1.信息共享

信息在现代制造体系中已由辅助作用转向主导作用。虚拟集聚借助平台化、数字化手段构建起开放的信息通道,使消费者与生产者穿越组织边界,突破物理空间的限制,满足消费者个性化需求。除此之外,快速接入各类数据与知识资源,显著提升了信息共享的广度与深度。

在制造场景中,企业通过参与产业互联网平台、协同创新网络等虚拟集聚形式,能够实时获取包括市场趋势、技术前沿、政策导向在内的多维度信息。这种实时性和多样性,有效降低了信息不对称带来的决策偏差,提升了企业在复杂环境下的反应能力与预判能力。更重要的是,基于ABCD等技术(人工智能、区块链、云计算、大数据)在企业之间形成的数据穿透,推进了信息的互联互通(戚聿东和肖旭,2020)^[12]。虚拟集聚中的信息共享并非单向传递,而是基于交互与反馈的知识共创。

2.资源整合

虚拟集聚结构中,资源不再依附于物理空间,而是通过平台逻辑实现跨域调度与动态重组。这种基于数据驱动与网络链接的资源配置方式,使制造企业能够在更大范围、更高效率下调配人力、资金、设备、技术等关键要素,从而推动资源整合能力的质变,促进新质生产力的生成。

制造企业尤其是中小企业普遍面临研发投入不足、技术积累薄弱、产业链上下游协作困难等问题。传统的资源整合路径依赖纵向一体化或地理集聚,限制了企业获取外部优质资源的能力。而虚拟集聚通过平台将分散资源以标准化、模块化机制进行链接与匹配,显著增强了资源的可得性与适配性。企业可以根据自身需求,快速对接外部研发团队、共享试验平台、定制化人才服务等,实现“按需集成”,降低资源沉没成本与协同摩擦,强化新质生产力中的高效率与创新能力。

此外,虚拟集聚构建的资源池具备高度开放性与可扩展性。在平台供需机制作用下,中小企业可以共

享大型企业的空余产能或技术设施,借助云计算、工业软件等工具按需调用各类数字资源,从而有效降低运营门槛。更进一步,通过虚拟平台聚合并分析市场需求数据,企业能够更精准识别客户偏好与产品趋势,促进供需结构的动态匹配与优化。这种双向整合机制提高了供给侧的资源配置效率,强化了需求侧的反应灵敏度,是新质生产力中柔性制造与智能供给的重要保障。

3. 系统协同

制造业体系是一个高度复杂的系统工程,其内部环节多、结构紧耦合,任何一环节的断裂均可能造成全链条效率下降。虚拟集聚通过构建跨组织协作网络,使企业之间的互动由线性转向网状联动,显著提升了制造系统的协同能力与运行效率,为新质生产力中的系统适配性与柔性重构提供了组织基础。

在这种协同体系中,各主体通过标准化接口与数据协议实现信息互联、系统互通、操作互认,构成数字主导的协作机制。该机制打破了传统行政层级与合同制度的约束,基于实时数据共享与价值共创逻辑,实现多方动态联动。通过实时数据驱动的生产计划调整、客户反馈即时传导等方式,制造系统获得了更强的动态调度与精准响应能力(焦豪等,2021)^[13]。

更为深层的协同体现于系统规则的自适应演化过程。随着平台运行数据的不断积累,智能算法与决策系统得以持续优化,推动制造系统向“数据自治”“结构重构”方向发展,实现从静态协同向动态自治的跃升。此种自组织能力,是新质生产力中“高韧性”“可持续性”的关键技术支点。

据此提出假设:

H1:虚拟集聚能够提高制造业新质生产力水平。

(二)虚拟集聚对制造业新质生产力的影响机制

1. 创新效率的中介作用

在虚拟集聚推动制造业新质生产力的过程中,创新效率作为关键的中介变量,发挥着桥梁和纽带作用。虚拟集聚不仅增强了信息传递的速度与精度,还通过高频次、多样化互动方式,提升了企业获取外部知识与技术资源的能力。这种高度连接的数字空间,强化了知识要素的集聚和再组合,为制造业的技术创新与流程优化提供了基础。

在数字经济时代,数据、信息等高阶生产要素展现出显著的高渗透性和强协同性特征(马中东和宁朝山,2020)^[14]。这些新型要素的持续投入不仅重塑了生产

要素的有机组合结构,更通过与劳动、资本等传统要素的深度耦合,有效提升了整体要素配置效率。值得注意的是,这种要素优化效应在制造业领域表现得尤为突出,特别是在行业间金融资源配置方面呈现出较高的效率特征(欧阳志刚等,2024)^[15]。虚拟集聚通过促进产业间与区域间的信息流通,加快了创新要素的配置效率。更进一步,虚拟集聚环境下的知识共享机制和协同创新模式,有助于推动制造企业从被动模仿向主动创新转型,在更短时间内完成从研发到应用的转化过程。

创新效率的提升不仅体现为技术产出数量的增加,更关键的是创新质量的跃升和产业化能力的增强。虚拟集聚环境下,企业能够更精准地匹配创新需求与资源供给,缩短研发周期,提高技术转化的成功率。这种效率改进直接推动了制造业新质生产力的形成:智能化生产、高附加值产品开发等微观层面的创新不断涌现;产业体系的协同性、柔性化和绿色化转型得以加速,从而实现制造业整体竞争力的提升。

据此提出假设:

H2:虚拟集聚能够通过加快创新效率提高制造业新质生产力水平。

2. 虚拟集聚作用的非线性特征

虚拟集聚对制造业新质生产力的促进作用具有边际效应递增的非线性特征。网络外部性理论认为,某一产品或服务的价值不仅取决于其自身属性,还受到用户数量的影响,且随着用户规模的扩大,其整体效用呈现非线性增长。这一理论最早由Rohlf s(1974)^[16]提出,并由Katz和Shapiro(1985)^[17]系统化为经济学理论框架,广泛应用于电信、软件、互联网平台等领域。网络价值与网络规模的关系在1995年由梅特卡尔夫总结出来(Metcalf e,2013)^[18]。互联网是虚拟集聚发展的势能基础,虚拟集聚是互联网价值实现的重要载体,虚拟集聚具有网络外部性的属性。

随着虚拟集聚程度的不断加深,制造企业在数字平台、信息基础设施和在线协同网络中的连接逐渐紧密,缩小了“数字鸿沟”,提升了信息流通效率与资源整合能力(刘烨等,2023)^[19]。从创新溢出理论看,初期虚拟集聚虽能改善技术信息的获取渠道,但因缺乏深度合作机制,其知识溢出效应相对有限。随着企业之间的平台互动频率和信任程度逐步提升,非编码化知识的传播效率显著提高,创新效率也随之上升,从而表现出边际促进作用的增强。除此之外,虚拟集聚会通过

强化区域间技术链接和产业网络效应,形成累积性因果机制。

据此提出假设:

H3:虚拟集聚对制造业新质生产力的影响具有边际效应递增的非线性特征。

(三)虚拟集聚对制造业新质生产力影响的空间溢出效应

虚拟集聚重塑了制造业的组织逻辑,其本质在于通过数字平台将分布在不同空间单元的企业、技术与数据高效连接,构建起突破物理边界的高效组织网络。在这一网络中,知识、技术、管理模式和生产经验能够跨越空间壁垒,实现低成本、高效率传播与复制。相较于传统产业集群中高度依赖地理邻近性的技术外溢路径,虚拟集聚不再依赖于地理邻近性。制造企业在数字平台环境中形成的新型技术解决方案、智能制造模式和绿色转型经验,可以被虚拟集聚区域迅速捕捉并加以应用,由此带动这些区域在智能化水平、绿色效率、创新能力等维度实现整体跃升。黄贇琳等(2022)^[20]发现数字经济对制造业转型升级具有显著的空间溢出效应。供应链的数字化协同推动资源配置效率的整体提高,平台间的数据共享和技术共建使区域间的制造模式逐步趋于先进化,推动外围企业从被动追随走向主动升级。平台企业与核心制造节点积累的先进能力,转化为可以被广泛吸纳的“新质动能”,在网络结构中不断被边缘区域接入、内化、再利用,进而提升其在创新、绿色和智能方面的生产能力。

虚拟集聚通过打破地理限制、重构协同网络、扩大能力共享范围,不仅增强了特定地区制造业的新质生产力,也使这一能力沿着平台网络自然溢出,扩展至更广区域。这种空间扩散并不止于信息或技术层面,更体现在创新性、绿色性、融合性等新质特征的外部转移与能力提升上,最终体现为制造业新质生产力的正向空间溢出效应。

据此提出假设:

H4:虚拟集聚对制造业新质生产力的影响具有空间溢出效应。

综上所述,构建虚拟集聚驱动制造业新质生产力发展的影响效应、作用机制与空间溢出效应理论框架,见图1。

三、研究设计

(一)模型设计

设定双向固定效应模型,实证检验虚拟集聚对制

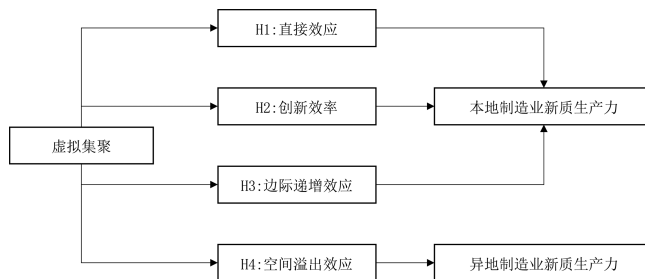


图1 理论框架

造业新质生产力的影响,公式如下:

$$NQF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VG_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: NQF_{it} 表示*i*地区*t*年制造业新质生产力水平; VG_{it} 表示*i*地区*t*年虚拟集聚水平; $Control_{it}$ 表示*i*地区*t*年控制变量集合; α 表示常数与系数; μ_i 表示个体固定效应; λ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

为检验虚拟集聚对制造业新质生产力的非线性影响,采用面板门槛回归模型,通过识别门槛变量及其临界值,检验不同区间内虚拟集聚对制造业新质生产力影响是否具有显著差异,公式如下:

$$NQF_{it} = \beta_0 + \beta_1 VG_{it} \cdot I(VG_{it} \leq \gamma) + \beta_2 VG_{it} \cdot I(VG_{it} > \gamma) + \beta_3 Control_{it} + \mu_i \quad (2)$$

式中: $I(\cdot)$ 表示指示函数(当条件满足时取1,否则取0); γ 表示门槛值; β 表示常数与系数。

为了进一步检验虚拟集聚促进制造业新质生产力的传导机制,同时克服传统中介效应模型逐步回归检验法可能存在的估计偏误,借鉴江艇(2022)^[21]中介效应检验的方法,在模型(1)的基础上构建中介效应模型,公式如下:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 VG_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中: M_{it} 表示*i*地区*t*年的中介变量; γ 表示常数与系数。

为了分析虚拟集聚对制造业新质生产力的空间溢出效应,拟采用空间滞后模型进行空间效应分析,公式如下:

$$NQF_{it} = \delta_0 + \rho W NQF_{it} + \delta_1 VG_{it} + \delta_2 Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: W 表示空间权重矩阵; ρ 表示空间自回归系数; δ 表示常数与系数。

(二)数据来源

鉴于数据可得性、完整性,选取2014—2023年全国30个省份(不含港澳台、西藏)的面板数据作为样本。合作专利申请数量数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),其他数据主要来源于EPS数据库,缺失数据使用插值法补全。

(三)变量说明

1.被解释变量

科学的评价指标体系是后续研究的基础。本文主要借鉴了韩文龙等(2024)^[22]、王健(2024)^[23]以及任保平等(2024)^[24]关于省域层面的新质生产力指标体系,构建制造业新质生产力评价指标体系(见表1)。由于各指标存在较为明显的相关性,使用熵值法与熵权TOPSIS法会导致冗余信息影响权重分配,同时为了避免主观色彩对研究结论的扰动,减少信息冗余,采用主成分分析法对制造业新质生产力水平进行综合评价。Bartlett球形检验的P值等于0.00,因此拒绝原假设,数据之间非独立。KMO值=0.784,适合做主成分分析。其中,X₁数据来源于《中国统计年鉴》与第七次全国人口普查;X₂、X₃、X₄、X₆、X₇、X₈、X₉、X₁₄、X₁₆、X₁₇、X₁₈、X₁₉数据来源于Economy Prediction System数据库;X₅数据来源于国家知识产权局;X₁₀数据来源于国际机器人联合会,工业机器人安装密度数据计算参考Acemoglu和Restrepo(2020)^[25];X₁₁、X₁₂、X₁₃数据来源于《中国通信产业统计年鉴》;X₁₅数据来源于《中国统计年鉴》;X₂₀数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

2.核心解释变量

目前学术界对于虚拟集聚水平的测度有两种评估途径:一是构建指标体系,采用综合评价方法;二是采用区位熵,用HHI指数的倒数衡量。虽然信息技术本身决定了虚拟集聚不会受到地理条件影响,但是地理条件相近的区域往往更愿意进行网络交流,更容易形成虚拟集聚。因此,学术界对虚拟集聚水平采用结合地理距离外溢衰减指数进行改进,具体就是通过引入逆地理距离权重进行加权。这也是本文采用的方法,利用区位熵衡量虚拟集聚水平,具体公式如下:

$$VG_{it}=\sum_{j=1}^n(\frac{VS_{it}}{X_{it}})/(\frac{VS}{X})\cdot d_{ij}^{-1}$$
 (5)

式中:VG_{it}表示*i*地区*t*年虚拟集聚水平;VS_{it}表示*i*地区*t*年信息传输、计算机服务和软件业的就业人数;X_{it}表示*i*地区*t*年全部就业人数;VS表示所有地区信息传输、计算机服务和软件业的就业人数;X表示全部就业人数;d_{ij}⁻¹表示*i*地区和*j*地区的逆地理距离权重(使用GIS测算得到,当*i=j*时,d_{ij}=1)。

3.控制变量

为准确识别虚拟集聚对制造业新质生产力的影响,在实证分析中引入如下控制变量:(1)经济发展水

表1 制造业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	量化方式	单位	属性	编号
劳动者	劳动者素质	教育程度	人均受教育年限	年	+	X ₁
		教育投入	财政教育支出/财政总支出	%	+	X ₂
		教育结构	在校学生数/人口总数	%	+	X ₃
	劳动者创新	知识产权产出	规上制造业有效发明专利数/总人口	%	+	X ₄
		前沿技术创新	人工智能专利数	件	+	X ₅
	就业与收入	劳动报酬	在岗职工平均工资	元	+	X ₆
		创新人才储备	规上制造业R&D人员全时当量	人年	+	X ₇
劳动资料	技术水平	研发投入强度	规上制造业R&D内部支出/工业增加值	%	+	X ₈
		技术交易	技术市场成交额/工业增加值	%	+	X ₉
		智能制造水平	工业机器人安装密度	台/万名员工	+	X ₁₀
	数字化水平	网络基础设施	移动互联网接入流量	万GB	+	X ₁₁
		光纤网络覆盖	光缆线路长度	公里	+	X ₁₂
		宽带接入能力	人均互联网宽带接入端口数	个/人	+	X ₁₃
劳动对象	经济结构	产业升级水平	高技术产业增加值/工业增加值	%	+	X ₁₄
		数字经济发展	电子商务交易活动企业数/企业总数	%	+	X ₁₅
	污染排放	空气污染强度	二氧化硫排放量/工业增加值	吨/亿元	-	X ₁₆
		固废排放强度	一般工业固体废物产生量/工业增加值	万吨/亿元	-	X ₁₇
	可持续发展	绿色财政支持	环境保护支出/政府公共财政支出	%	+	X ₁₈
		环保技术应用	工业废气治理设施处理能力	万立方米/时	+	X ₁₉
		绿色创新	绿色专利申请数/专利申请数	%	+	X ₂₀

平(*ECO*)。以2000年为基期的人均GDP平减值衡量,较高的经济发展水平有助于增强技术创新能力与产业升级潜力。(2)城镇化率(*URB*)。以城镇人口占总人口比重表示,其对要素集聚与知识扩散具有双重影响,可能呈现非线性关系。(3)政府干预程度(*GOV*)。以财政支出占GDP比重衡量,适度干预有助于创新激励,过度则可能导致资源错配。(4)产业结构高级化(*IND*)。以第三产业增加值与第二产业增加值之比表示,反映地区经济结构的优化程度。(5)贸易开放度(*OPEN*)。以Ln(1+货物进出口总额)表示,衡量外部经济联系强度,高开放度可促进技术与管理溢出,增强制造业创新能力。

4.中介变量

目前学术界对创新效率的测度方法主要包括随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)和数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)两大类。相较于SFA需要事先设定特定的生产函数形式,并对误差项进行假设,DEA方法具有非参数性质,无须预设生产函数,更适用于处理多投入、多产出情境下的效率评估问题。基于此,借鉴杨骞等(2021)^[26]的研

究,采用全局超效率SBM-DEA模型,在固定规模报酬(RTS)假设下对各地区创新效率进行测度。该方法不仅能够识别效率前沿之外的超效率单元,还能有效克服传统DEA模型在处理非零松弛变量时的不足,更加契合创新活动中资源配置不完全均衡的现实特征,从而为后续实证分析提供更具解释力的效率指标。

在投入端,选取研究与试验发展(R&D)人员全时当量和R&D经费内部支出。前者反映了创新活动中投入的人力资源强度,后者则体现了创新资源的资金保障水平。在产出端,选用发明专利授权数与技术市场成交额作为创新产出的衡量标准。使用Maxdea9.1软件进行数据分析与计算。

(四)描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表2。总体看,各变量的区域分布特征表明,我国不同地区在制造业新质生产力、虚拟集聚、经济发展等方面存在显著的不均衡性。其中,制造业新质生产力、经济发展水平、城镇化率、政府干预程度与创新效率差异相对较小,标准差均小于0.5,而虚拟集聚、产业结构高级化与贸易开放度的差异较大。

表2 变量说明及描述性统计

类型	代码	变量名称	计算说明	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>NQF</i>	制造业新质生产力	主成分分析	300	0.27	0.12	0.06	0.25
核心解释变量	<i>VG</i>	虚拟集聚	区位熵	300	0.91	0.80	0.35	0.69
控制变量	<i>ECO</i>	经济发展水平	人均GDP(平减价格2000年为基期)	300	9.34	0.47	8.66	9.20
	<i>URB</i>	城镇化率	城镇人口占总人口比重	300	0.63	0.11	0.40	0.61
	<i>GOV</i>	政府干预程度	财政支出/GDP	300	0.26	0.11	0.11	0.23
	<i>IND</i>	产业结构高级化	第三产业增加值/第二产业增加值	300	1.47	0.78	0.70	1.29
	<i>OPEN</i>	贸易开放度	Ln(1+货物进出口总额)	300	5.50	0.95	2.40	5.37
中介变量	<i>IE</i>	创新效率	超效率SBM-DEA模型	300	0.26	0.21	0.01	0.19

四、实证分析

(一)基准回归

虚拟集聚对制造业新质生产力影响的基准回归结果见表3,为了处理异方差问题,加入稳健标准误。列(1)仅加入了核心解释变量,列(2)加入了核心解释变量和控制变量,列(3)在列(2)的基础上加入了省份固定效应,列(4)同时加入核心解释变量、控制变量、省份固定效应和年份固定效应。以上回归结果均显示,虚拟集聚对制造业新质生产力发展具有正向影响,即虚拟集聚有助于促进制造业新质生产力发展。

整体看,随着引入控制变量、省份固定效应和年份

固定效应,模型的拟合优度持续提升,从列(1)的0.264上升至列(4)的0.878,表明模型解释力不断增强。同时,虚拟集聚变量在各模型中始终保持显著,凸显其在推动制造业新质生产力方面的重要作用。以上结果验证了假设1,即虚拟集聚作为一种新型要素配置方式,能够有效提升制造业的创新效率和生产质量,从而推动其新质生产力的提升。

(二)内生性处理与稳健性检验

1.内生性处理

虚拟集聚可以促进制造业新质生产力发展,新质生产力也可能加快制造业企业虚拟集聚,两者可能存

表3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
VG	0.079*** (0.007)	0.061*** (0.014)	0.134*** (0.031)	0.092*** (0.023)
控制变量	否	是	是	是
省份固定	否	否	是	是
年份固定	否	否	否	是
N	300	300	300	300
调整后 R ²	0.264	0.590	0.858	0.878

注:括号中为稳健标准误,*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。表4、表5、表6、表7、表8、表9、表11、表13、表15同。

在双向因果关系。除基准部分控制的因素,可能还会存在影响制造业新质生产力不可观测因素,存在遗漏变量偏误。本文利用工具变量缓解相应的内生性问题,首先使用核心解释变量虚拟集聚滞后两期作为工具变量。除此之外,使用地形起伏度作为工具变量,但由于该指标不具有时变性,为避免其在固定效应模型中存在难以度量的问题,选取某一时变变量与历史不变变量相乘来表征工具变量的时变性,使用地形起伏度与上一期互联网宽带接入端口数相乘的对数作为第二个工具变量。

采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性分析,回归结果见表4。两个工具变量的Cragg-Donald Wald F统计量均大于Stock-Yogo10%临界值16.38,通过弱工具变量检验,表明虚拟集聚对制造业新质生产力仍具有显著提升作用。

表4 2SLS回归

变量	第一阶段 VG	第二阶段 NQF	第一阶段 VG	第二阶段 NQF
VG		0.071*** (0.016)		0.322*** (0.078)
L2.vg	1.029*** (0.051)			
IV			0.094*** (0.024)	
Cragg-Donald Wald F	1518.22		27.10	
Kleibergen-Paap rk LM	412.35		19.40	
控制变量	是		是	
省份固定	是		是	
年份固定	是		是	

2.稳健性检验

为保证结果的稳健性,通过1%缩尾、替换被解释

变量、增加控制变量、Bootstrap重复抽样与调整回归模型等方式进行稳健性检验,结果见表5。

表5 稳健性检验

变量	(1) 1%缩尾	(2) 替换被解释变量	(3) 增加控制变量	(4) Bootstrap重复抽样	(5) 调整回归模型
VG	0.092*** (0.021)	0.091*** (0.020)	0.092*** (0.023)	0.092*** (0.014)	0.074*** (0.020)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
N	300	300	260	300	300
调整后 R ²	0.895	0.661	0.878	0.878	

(1)1%缩尾

表5列(1)中,数据进行了1%缩尾处理以消除极端值干扰。结果显示,虚拟集聚的回归系数为0.092,依然在1%水平上显著。

(2)替换被解释变量

列(2)中,采用熵权TOPSIS法重新测度制造业新质生产力。在用其替换原被解释变量后,回归系数略微下降,为0.091,但依然在1%水平上显著。这表明,即使改变制造业新质生产力的测度方式,虚拟集聚对其仍然具有显著的促进作用,进一步增强了回归结果的稳健性,说明测度方法的不同不会改变核心结论。

(3)增加控制变量

列(3)中引入金融发展水平作为控制变量,具体以金融机构存贷款余额占地区生产总值的比重进行衡量,以更全面地控制金融环境对制造业新质生产力的潜在影响。结果显示,回归系数仍然在1%水平上显著。

(4)Bootstrap重复抽样

列(4)中,采用Bootstrap方法进行1000次重复抽样,以进一步验证回归结果的稳健性。结果显示,回归系数保持不变,且在1%水平上显著,说明在不同抽样分布下,虚拟集聚对制造业新质生产力的正向影响依然稳健。

(5)调整回归模型

为进一步验证回归结果的稳健性,调整回归模型,采用泊松伪最大似然估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)方法进行稳健性检验,其优点在于在面对异方差问题时具有更强的鲁棒性。列(5)结果显示,虚拟集聚的系数显著为正,与基准结果保持一致。

(三)异质性分析

1.时间异质性

国务院发布的《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》《促进大数据发展行动纲要》等政策文件,统筹规划数字平台的建设。但是因为政策的时滞效应,其影响往往在出台后的一段时间内逐步显现。同时为了样本的均衡,将时间划分为2014—2017年和2018—2023年两个阶段,分别进行回归分析,以考察该影响是否在不同时间段存在差异性,结果见表6。

表6 时间异质性分析

变量	(1) 2014—2017年	(2) 2018—2023年
VG	0.071** (0.033)	0.060*** (0.011)
控制变量	是	是
省份固定	是	是
年份固定	是	是
N	120	180
调整后 R ²	0.848	0.896

回归结果显示,虚拟集聚在两个阶段均对制造业新质生产力产生显著的正向影响,但影响程度有所变化。列(1)中,2014—2017年期间,虚拟集聚的回归系数为0.071,在5%水平上显著,表明虚拟集聚在这一阶段对制造业新质生产力的促进作用较为明显。列(2)中,2018—2023年期间,虚拟集聚的回归系数下降至0.06,在1%水平上显著,影响程度较前一阶段有所减弱。这一结果可能与近年来数字基础设施的完善、产业数字化转型的深入以及制造业新质生产力提升的路径多样化有关。

2.地区异质性

分别对东部、中部、西部地区^①进行分组回归,具体估计结果见表7,揭示了虚拟集聚对制造业新质生产力影响的区域差异特征。从估计结果看,东部地区虚拟集聚的系数为0.084,在5%水平上显著;中部、西部地区的系数分别为0.015、0.003,均未通过显著性检验。这一结果表明,虚拟集聚对因变量的促进作用主要集中于东部地区,而在中、西部地区的影响效应相对有限。进一步分析发现,东部地区样本的回归结果与基准回归最为接近,这可能由于东部地区在经济总量和样本数量上的优势。

表7 地区异质性分析

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
VG	0.084** (0.030)	0.015 (0.014)	0.003 (0.041)
控制变量	是	是	是
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	110	80	110
调整后 R ²	0.866	0.960	0.964

3.分位数回归

分位数回归结果见表8。虚拟集聚在各分位点对制造业新质生产力均呈正向影响,且影响程度随分位数的提升逐步增强,表现出一定的异质性特征。列(1)中,当制造业新质生产力处于25%分位点时,虚拟集聚的回归系数为0.081,但未通过显著性检验,说明在低水平地区,虚拟集聚尚未发挥出显著的促进作用。列(2)中,50%分位点的回归系数为0.093,在10%的水平上显著,表明在新质生产力中等水平地区,虚拟集聚已开始发挥积极效应,推动制造业新质生产力提升。列(3)中,75%分位点的回归系数进一步上升至0.104,且在1%的水平上显著,表明在高水平地区,虚拟集聚对制造业新质生产力的促进作用最为明显。

虚拟集聚的正向影响在不同制造业新质生产力水平区域存在一定的递进趋势,尤其是在中、高水平地区,其促进作用更加显著。这可能是由于制造业新质生产力水平较高的地区具备更完善的数字基础设施、人力资源和技术积累,能够更好地吸收和转化虚拟集聚所带来的资源与信息优势,从而实现新质生产力的持续跃升。虚拟集聚在提升制造业新质生产力方面具有正向作用,且该作用随生产力水平的提高而增强,呈现出“高位更敏感”特征。

表8 分位数回归

变量	(1) 25%分位点	(2) 50%分位点	(3) 75%分位点
VG	0.081 (0.103)	0.093* (0.048)	0.104*** (0.030)
控制变量	是	是	是
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	300	300	300

①本文的东部地区包括北京、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、河南、湖北、湖南、安徽、江西;西部地区包括内蒙古、重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

(四)机制检验

1.创新效率的中介作用

虚拟集聚对创新效率具有显著正向影响,结果见表9。新质生产力作为一种新的生产力形态,其本质是科技创新主导下的生产力跃升(周文和许凌云,2023)^[27]。它不仅体现了在新发展理念引导下对创新性、协调性、绿色性、开放性与共享性的全面追求(蒋永穆和乔张媛,2024)^[28],也昭示着生产力发展路径从传统的渐进式创新向以颠覆性技术为代表的突破式变革转型。不同于传统依靠资源投入和边际改进驱动的生产方式,新质生产力强调基于基础科学突破与原有技术范式重塑的创新跃迁,其核心在于创新成果的质量、转化效率与系统性集成能力。

因此,创新效率在虚拟集聚与制造业新质生产力之间发挥着桥梁作用。虚拟集聚带来的信息流动、资源共享和知识融合为企业提升创新效率创造了良好环境。更高的创新效率反过来加速了新质生产要素的积累与释放,推动制造业实现从量的增长向质的跃迁。假设2得到验证。

表9 创新效率的机制检验

变量	IE
VG	0.123** (0.056)
控制变量	是
省份固定	是
年份固定	是
N	300

2.非线性效应

为验证虚拟集聚促进制造业新质生产力边际效应递增的非线性效应,采用面板门槛回归模型进行实证检验。经过Bootstrap方法反复抽样1000次后结果表明,虚拟集聚发展水平在单一门槛模型下通过显著性检验,但未能在双重门槛模型中通过检验,结果见表10。

表10 门槛效应检验

门槛检验	门槛个数	F值	P值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
单门槛	一门槛	56.95	0.007	30.6929	37.4994	52.2331
双门槛	一门槛	56.95	0.010	30.7437	39.1589	54.4632
	二门槛	6.13	0.884	46.2797	72.3055	121.0095

图2展示了单门槛效应在95%置信区间下的似然比统计量函数曲线,其中虚线为LR统计量临界值,可以看到门槛值低于临界值,门槛效应检验通过。

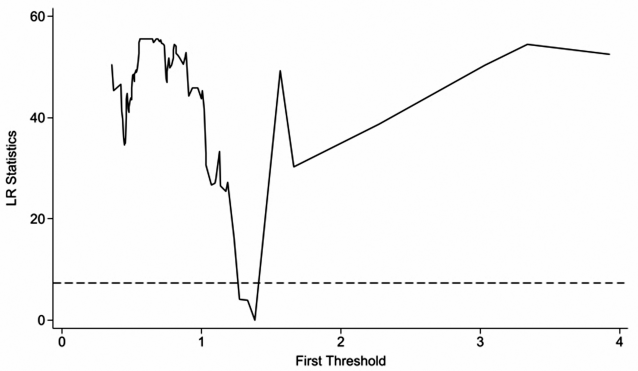


图2 门槛效应在95%置信区间下的似然比统计量函数曲线

单门槛回归结果见表11。可以看到,虚拟集聚的门槛值为1.383。当虚拟集聚水平达到或超过该临界点时,其对制造业新质生产力的边际效应发生了显著变化。具体而言,当虚拟集聚水平处于较低区间($Th \leq 1.383$)时,其对应的回归系数为0.064,在5%的显著性水平上通过检验,说明虚拟集聚对制造业新质生产力存在一定的正向促进作用。随着虚拟集聚水平进一步提升($Th > 1.383$),其对制造业新质生产力的促进作用显著增强,回归系数上升至0.140,并在1%的显著性水平上显著。虚拟集聚对制造业新质生产力的影响具有显著的非线性特征,随着虚拟集聚程度的提升,其促进效应不断增强。假设3得到验证。

表11 非线性效应回归

变量	调节变量
	VG
门槛值(q_1)	1.383
低于门槛值($Th \leq q_1$)	0.064** (0.030)
高于门槛值($Th > q_1$)	0.140*** (0.028)
N	300
R ²	0.884

(五)空间溢出效应分析

1. Moran's I 指数分析

构建同时融合地理邻近性与经济关联性的嵌套型空间权重矩阵,公式如下:

$$W_n(\psi)=(1-\psi)W_n^G+\psi W_n^E$$
 (6)

式中: W_n 表示地理与经济距离嵌套权重矩阵; W_n^G 表示地理距离权重矩阵; W_n^E 表示经济距离权重矩阵; ψ 表示权衡系数。

ψ 取值为0.5,旨在实现地理邻近性与经济相似性之间的权重平衡,该取值反映了对区域经济活动空间结构的双重考量:一是地理邻接仍是区域互动的重要基础,二是经济发展水平的相似性在实际资源配置与政策响应中扮演关键角色。将 ψ 设为0.5可避免对任一维度的偏倚,使构建的空间矩阵更全面地反映区域之间的综合关联性,有助于更准确刻画制造业新质生

产力的空间关联格局。

(1)全局莫兰指数

中国制造业新质生产力水平的全局莫兰指数(Global Moran's I)及其检验见表12。2014—2023年,全局莫兰指数均大于0,同时z值均大于1.65,P值均小于0.05,通过显著性检验,因此拒绝原假设,表明制造业新质生产力水平存在显著的空间自相关性。

表12 全局莫兰指数

	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年	2021年	2022年	2023年
Global Moran's I	0.2446	0.2317	0.2057	0.1759	0.1711	0.1535	0.1662	0.1568	0.1612	0.1492
z值	3.2856	3.1393	2.8574	2.516	2.4761	2.2809	2.4478	2.3377	2.3857	2.2404
P值	0.0010	0.0017	0.0043	0.0119	0.0133	0.0226	0.0144	0.0194	0.0170	0.0251

(2)局部莫兰指数

全局自相关检验考察区域内部整体相关性,但存在一定局限性,不能细致描述区域内的现实情况。均匀选取四个时间截面(2014年、2017年、2020年与2023年)绘制局部莫兰指数(Local Moran's I)散点图,结果如图3所示。可以看到在大部分省份位于第一象限与第三象限,说明主要集聚类型为“高-高”与“低-低”集聚,表明我国区域之间的空间异质性较为显著,呈现

出较强的空间集聚特征。

2.空间计量回归

由于普通的估计方式处理个体或时间固定效应时可能会有偏误,为了估计的一致性,采用lee&yu转换。空间计量回归结果如表13所示。列(1)—(3)分别为空间杜宾模型(SDM)、空间误差模型(SEM)与空间滞后模型(SAR),所有模型中虚拟集聚对制造业新质生产力的影响均显著为正。表14的LM检验结果表

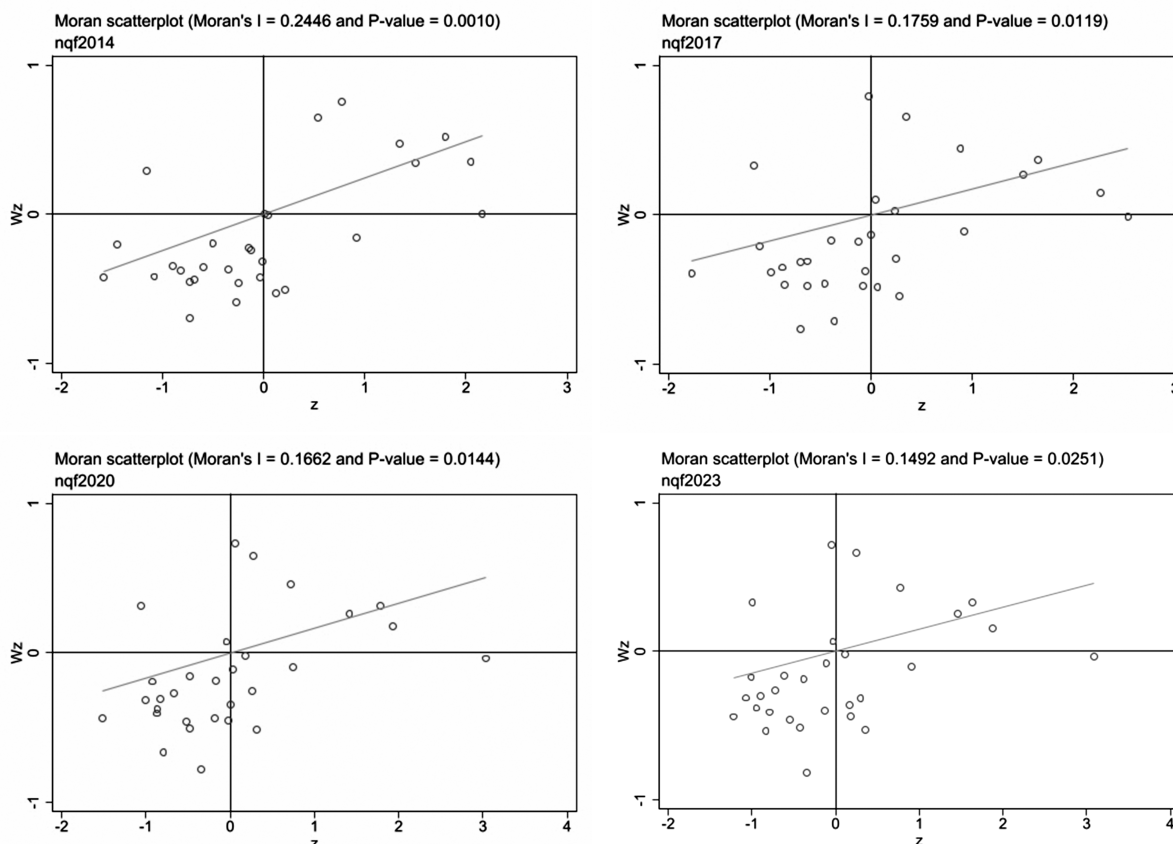


图3 局部莫兰指数

表 13 空间计量回归

变量	(1) 空间杜宾模型	(2) 空间误差模型	(3) 空间滞后模型
VG	0.094*** (0.012)	0.124*** (0.010)	0.100*** (0.010)
W×VG	0.039 (0.034)		
ρ	0.368*** (0.104)	0.444*** (0.105)	0.410*** (0.069)
Log-Likelihood	620.746	610.549	618.605
LR Test(SEM)	20.390***		
LR Test(SAR)	0.639		
控制变量	是	是	是
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
N	270	270	270

表 14 LM 检验

检验类型	统计量	统计量值	自由度	P 值
空间误差	LM	59.623	1	0.000
	Robust LM	0.034	1	0.853
空间滞后	LM	86.080	1	0.000
	Robust LM	26.491	1	0.000

明,空间误差项与空间滞后项检验均显著,说明因变量的空间滞后项与误差项可能存在空间依赖。然而,稳健的LM 检验结果显示,空间滞后项显著,而空间误差项不显著,表明空间依赖主要来源于因变量的空间滞后项。进一步地,LR 检验结果也显示SAR 模型更加合适,因此选用SAR 模型进行空间溢出效应分解检验。

3.空间溢出效应分析

SAR 模型分解结果见表 15,展示了虚拟集聚对制造业新质生产力的直接效应、间接效应以及总效应。从直接效应和总效应可以看出,虚拟集聚促进制造业新质生产力不仅在本地有效,也通过空间关联对周边地区产生了积极影响。虚拟集聚在资源要素空间流动、知识优势外溢等因素的共同作用下,诱导企业开展创新活动并优化产业分布格局,提升资源配置效率和经济效率,增强制造业新质生产力。在间接效应中,虚拟集聚的估计系数在 1%的水平上显著为正,说明虚拟集聚对制造业新质生产力发展具有正向的空间溢出效应。某一地区虚拟集聚水平的提升,通过产业链协同、信息扩散、知识共享等机制,带动毗邻地区制造业新质生产力的联动增长。换言之,虚拟集聚不仅有助于本

表 15 SAR 分解

变量	(1) 地理与经济距离 嵌套权重矩阵	(2) 地理与经济距离 空间权重矩阵
直接效应	0.104*** (0.010)	0.117*** (0.010)
间接效应	0.066*** (0.015)	0.033*** (0.008)
总效应	0.170*** (0.017)	0.150*** (0.012)
控制变量	是	是
省份固定	是	是
年份固定	是	是
N	270	270

地制造业新质生产力发展,也具有跨区域扩散的溢出效应,对实现区域协同发展、优化产业空间布局具有重要意义。在此基础上,进一步更换空间权重矩阵,以检验模型结果的稳健性。将列(1)地理与经济距离嵌套权重矩阵替换为列(2)地理与经济距离空间权重矩阵,其中,元素为*i*地区与*j*地区距离的倒数与*i*地区人均 GDP 年均值占有所有地区人均 GDP 年均值比重的乘积。两组模型在效应大小与显著性上均保持高度一致,说明核心结论对空间权重设定不敏感,具有良好的稳健性,验证了假设 4。

五、结论与建议

(一)研究结论

第一,虚拟集聚能够显著促进制造业新质生产力的提升,创新效率在其中发挥了部分中介作用,虚拟集聚通过推动技术创新和信息要素流动,在提升制造业资源配置效率与技术迭代能力方面具有积极影响。第二,虚拟集聚对新质生产力的促进效应存在明显的区域与时间异质性。从区域看,该影响从东部地区到西部地区逐步减弱,说明虚拟基础设施和数字资源配置的不均衡性制约着中、西部地区的制造业发展;从时间看,早期(2014—2017 年)的促进效应更显著,后期(2018—2023 年)则有所减弱。第三,虚拟集聚对制造业新质生产力的促进作用存在显著的非线性特征,当虚拟集聚水平超过特定阈值后,其边际促进效应会显著增强。第四,虚拟集聚与制造业新质生产力之间存在显著的空间自相关性,本地区虚拟集聚的发展不仅影响本地制造业新质生产力的发展,也通过空间溢出效应带动周边地区新质生产力的协同提升。

(二) 对策建议

一是加强跨区域虚拟集聚平台建设,促进技术共享与知识流动。虚拟集聚作为数字经济时代的新型组织形式,为制造业提供了超越物理空间的协作路径,显著提升了知识获取与信息流通效率。应鼓励建设面向全国、覆盖多层级的虚拟集聚平台网络,推动企业、科研机构、政府部门之间在数字空间中形成更加紧密的互动机制。特别是对中、西部地区,应加快补齐数字基础设施短板,支持本地建设产业互联网平台、智能制造协同平台等,通过数据共享、经验互学和知识互动,带动本地企业嵌入全国性创新网络,提升其参与技术创新和产业协同的能力。鼓励地方政府围绕制造业高质量发展,推动“政府+平台+企业”三元互动合作,共同打造跨区域创新共同体和数字产业走廊,打通“信息孤岛”和“知识断层”,实现技术要素在更大空间范围内的有效流动,从而促进制造企业新质生产力的均衡提升。

二是实施差异化的数字经济发展政策,促进区域间平衡发展。研究显示,虚拟集聚带来的新质生产力提升并非在所有地区均衡分布,东部沿海发达地区由于具备更优的产业基础和技术积累,受益显著,而中、西部地区相对不显著,呈现出典型的马太效应。为此,政策制定应坚持分类指导、因地制宜的原则,实施更具差异化和针对性的数字经济支持策略。东部地区,应继续强化其在虚拟集聚平台建设、数字化制造与智能化转型方面的引领作用,支持其打造全球领先的“平台+制造”模式,增强核心竞争力。中、西部地区应通过财政激励、政策扶持、技术转移和数字人才引进等手段,夯实数字经济基础设施,提升企业参与虚拟集聚的能力,推动本地制造企业从低端加工向高端制造、从要素驱动向创新驱动转型,增强新质生产力发展的内生性与可持续性。

三是优化跨区域协同治理机制,提升虚拟集聚的空间溢出效应。虚拟集聚的价值不仅体现在本地生产效率的提升,更通过其空间辐射能力,在跨区域层面促进了产业链、创新链和价值链的重组与协同。但目前地区间政策壁垒、平台割裂等问题仍在制约其空间外溢效应的充分释放。为此,亟须建立和完善跨区域协同治理机制,打破行政区划限制,推动区域间在制度设计、平台建设和数据治理等方面形成联动共识。通过建立区域间联合制造平台、构建产业链协同生态、推动标准接口互通等方式,提升区域之间在生产、设计、物流、服务等环节上的协同能力。完善跨区域治理资源

共享、政策对接、利益协调方案,构建“共建-共治-共享”机制,推动虚拟集聚以多种模式进行跨区域协同发展,使虚拟集聚的外溢红利在更广阔空间内释放,实现资源优化配置与新质生产力的协同提升。◆

参考文献:

- [1] VAKOLA M, WILSON I E. The challenge of virtual organisation: critical success factors in dealing with constant change [J]. Team Performance Management: An International Journal, 2004, 10(5/6):112-120.
- [2] KOHTAMAKI M, PARIDA V, PATEL P C, et al. The relationship between digitalization and servitization: The role of servitization in capturing the financial potential of digitalization [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2020, 151:119804.
- [3] STURGEON T J. Upgrading strategies for the digital economy [J]. Global Strategy Journal, 2021, 11(1):34-57.
- [4] DAVIS D R, DINGEL J I. A Spatial Knowledge Economy [J]. American Economic Review, 2019, 109(1):153-170.
- [5] 王如玉,梁琦,李广乾.虚拟集聚:新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J].管理世界,2018,34(2):13-21.
- [6] AZAR G, CIABUSCHI F. Organizational innovation, technological innovation, and export performance: The effects of innovation radicalness and extensiveness [J]. International Business Review, 2017, 26(2):324-336.
- [7] YANG J, WU R, YANG H. Digital Transformation and Enterprise Sustainability: The Moderating Role of Regional Virtual Agglomeration [J]. Sustainability, 2023, 15(9):7597.
- [8] 陈小勇.产业集群的虚拟转型[J].中国工业经济,2017(12):78-94.
- [9] 郭克莎,田潇潇.加快构建新发展格局与制造业转型升级路径[J].中国工业经济,2021(11):44-58.
- [10] 任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
- [11] 刘伟.科学认识与切实发展新质生产力[J].经济研究,2024, 59(3):4-11.
- [12] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界, 2020, 36(6):135-152+250.
- [13] 焦豪,杨季枫,王培暖,等.数据驱动的企业动态能力作用机制研究:基于数据全生命周期管理的数字化转型过程分析[J].中国工业经济,2021(11):174-192.
- [14] 马中东,宁朝山.数字经济、要素配置与制造业质量升级[J].经济体制改革,2020(3):24-30.
- [15] 欧阳志刚,陈奕景,陈熹.中国制造业金融资源配置效率与全要素生产率[J].管理世界,2024,40(4):96-128.
- [16] ROHLFS J. A Theory of Interdependent Demand for a Communications Service [J]. The Bell Journal of Economics and Management Science, 1974, 5(1):16-37.
- [17] KATZ M L, SHAPIRO C. Network Externalities, Compe-

tition, and Compatibility [J]. The American Economic Review, 1985, 75(3): 424-440.

[18] METCALFE R. Metcalfe's Law after 40 Years of Ethernet [J]. Computer, 2013, 46(12): 26-31.

[19] 刘焯, 王琦, 班元浩. 虚拟集聚、知识结构与中国城市创新 [J]. 财贸经济, 2023, 44(4): 89-105.

[20] 黄贻琳, 秦淑悦, 张雨朦. 数字经济如何驱动制造业升级 [J]. 经济管理, 2022, 44(4): 80-97.

[21] 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.

[22] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.

[23] 王健. 新质生产力对中国式产业链现代化的影响研究 [J]. 工

业技术经济, 2024, 43(6): 3-11.

[24] 任保平, 程至瑜, 宗景辉. 新质生产力形成中制造业新质化发展水平测度与时空演进 [J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12): 5-24.

[25] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(6): 2188-2244.

[26] 杨骞, 刘鑫鹏, 孙淑惠. 中国科技创新效率的时空格局及收敛性检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(12): 105-123.

[27] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点 [J]. 改革, 2023(10): 1-13.

[28] 蒋永穆, 乔张媛. 新质生产力: 逻辑、内涵及路径 [J]. 社会科学研究, 2024(1): 10-18+211.

How Does Virtual Agglomeration Influence the New Quality Productive Forces of Regional Manufacturing? The Mediating Role of Innovation Efficiency

Zhong Xin, Luo Jiulin, Wang Xiaoyu

Abstract: As the cornerstone of the national economy, the manufacturing industry's technological intensity and innovation-driven characteristics are highly aligned with the core requirements of developing New Quality Productive Forces. Using panel data from 30 Chinese provinces spanning 2014 to 2023, this study empirically examines the role of virtual agglomeration in promoting New Quality Productive Forces in the manufacturing sector. The findings reveal that: (1) Virtual agglomeration significantly promotes the development of New Quality Productive Forces in manufacturing, and this conclusion remains robust under various robustness checks; (2) Mechanism analysis indicates that virtual agglomeration mainly drives the development of New Quality Productive Forces through enhancing innovation efficiency, displaying a nonlinear characteristic of increasing marginal returns as revealed by Metcalfe's Law; (3) Spatial econometric regression further uncovers the spatial spillover effects of virtual agglomeration. Based on these findings, this paper recommends accelerating the construction of cross-regional collaborative virtual agglomeration platforms, implementing differentiated digital economy policies tailored to local conditions, and promoting the more efficient allocation and sharing of digital resources across regions to jointly enhance the level of New Quality Productive Forces in manufacturing.

Key words: virtual agglomeration; manufacturing industry; New Quality Productive Forces; innovation efficiency; spatial spillover effects

(责任编辑:田雨)

银行金融科技对企业绿色技术创新的影响研究

施 若 金 桃 韩 雯

(贵州财经大学 应用经济学院;贵州 贵阳 550025)

摘要:绿色技术创新是企业绿色转型的关键,银行金融科技能够提升金融服务效率,为企业的绿色技术研发活动提供必要的资金支持,从而推动企业绿色技术创新。以2014—2023年沪深A股上市公司为研究样本,实证研究银行金融科技对企业绿色技术创新的影响。研究发现:银行金融科技能够显著提升企业绿色技术创新水平,在国有企业、制造业企业中效果尤其显著;机制分析可知,缓解融资约束可促进企业绿色技术创新,为企业绿色创新和银行业改革提供了实证依据。最后根据研究结论提出持续推动银行金融科技发展、缓解企业融资约束等对策建议。

关键词:银行金融科技;绿色技术创新;融资约束

中图分类号:F832.4;F273.1

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0030-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.05.003

一、引言

我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,资源过度消耗和环境污染等问题成为制约经济高质量发展的重要因素。绿色低碳发展作为产业转型升级的关键目标,受到世界各国的高度关注。在此背景下,企业的绿色创新正逐渐成为推动经济发展与环境保护协调共进的关键力量,发挥着不可替代的重要作用。从国家层面看,我国一直致力于推动绿色发展,并出台了一系列强有力的政策举措。党的十九大报告强调了绿色创新的重要性,为我国绿色发展指引了战略方向。“十四五”规划将“碳达峰”“碳中和”明确列为重要发展目标,体现了我国在应对全球气候变化方面的担当和推动绿色转型的决心。这些目标的提出,促使企业在生产经营过程中更加注重节能减排和绿色发展,朝着可持续发展的方向转变。2021年,国务院印发《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》,为绿色经济发展提供了更为系统和详细的操作指南,从产业结构调整、能源资源利用、消费模式转变等多个维度为绿色低碳循环经济体系的构建提供政策支撑。2022年,国家进一步细化绿色发展的政策

框架,明确了绿色技术创新体系和科技支撑“碳达峰”“碳中和”的实施方案,旨在将绿色发展理念融入经济社会发展的各个环节,促进经济社会全面绿色转型。

金融科技作为新兴的金融创新模式,正以其独特的技术优势对传统金融领域产生深远影响。金融科技依托于区块链、大数据、云计算、人工智能等一系列前沿技术,对金融产品、经营模式和业务流程进行深度变革。这些新兴技术的综合运用,极大地推动了金融领域业务效率的提升,为企业提供更为全面多元的融资支持,促进产业的绿色升级。2019年、2022年中国人民银行分别印发《金融科技发展规划(2019—2021年)》《金融科技发展规划(2022—2025年)》,旨在构建完善的金融科技发展框架,推动金融与科技深度融合。这不仅有助于提高金融机构的服务效率和质量,增强民众和企业对金融产品和服务的满意度,还为金融科技的蓬勃发展提供了清晰的政策路径和制度保障。2022年国家发展改革委、科技部印发的《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025年)》,聚焦优化绿色技术创新体系,加快节能降碳技术的研发与应用,激发企业的创新活力,从政策层面为企

作者简介:施若,男,博士,教授,研究方向为金融投资、大数据金融;金桃,女,硕士研究生,研究方向为数字经济与区域经济发展;韩雯,女,硕士,副教授,研究方向为金融风险管理。

业绿色创新提供了更具针对性的指导和支持。

然而,企业绿色创新在实践中面临诸多挑战和困境。企业绿色创新项目具有周期长、资金投入大的特征,从技术研发到产业化应用时间跨度长,对资金和资源统筹能力要求高,多数企业尤其是中小企业,仅靠内部融资难满足资金需求。同时,绿色创新面临技术、市场、政策等多方面风险与不确定性,内部融资难以支撑项目开展,外部融资中,信息不对称导致金融机构难以评估项目收益和风险,造成融资渠道不畅。部分企业社会责任报告存在自利性,未能真实反映绿色创新绩效,且绿色金融项目资金分配有偏向性,资金未能有效投入急需的绿色创新领域。这些因素共同制约了企业绿色创新的推进。

已有文献从企业、政策等角度对企业绿色技术创新进行了广泛探讨,从商业银行角度深入剖析企业绿色创新过程中金融赋能作用的研究则较少(郭俊杰等,2024)^[1]。基于上述背景,选取沪深A股上市企业作为研究对象,探究银行金融科技对企业绿色技术创新是否具有促进作用,并通过中介效应模型探究银行金融科技与企业绿色技术创新之间的作用机制,还进行基于企业特性的异质性分析,考虑不同行业、所有制的企业在绿色创新过程中的不同表现,有助于更精准地把握金融科技服务的特点,增强金融科技服务的精准性、靶向性和有效性。通过多层次、多角度研究,为解决企业在绿色创新过程中面临的融资难、融资贵等问题提供系统思路和解决方案,推动企业绿色创新迈向更高台阶,为我国经济的绿色转型和可持续发展提供理论和实践支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)银行金融科技与企业绿色技术创新

在可持续发展背景下,企业绿色创新成为实现经济与环境协调发展的关键路径。然而,企业绿色创新面临诸多挑战,原有资源禀赋难以支撑其绿色转型,绿色创新动力不足(Khan等,2023)^[2]等问题为金融科技发挥作用提供了现实背景与逻辑起点。企业绿色创新具有投入高、风险大的特点,其资金主要来源于内部和外部融资。尽管管理层倾向债务融资,但传统金融机构为企业创新融资时存在明显不足。我国传统融资模式对企业创新活动支持有限,银行融资效果未达预期,主要原因是企业绿色创新的“绿色”与“创新”属性带来环境与创新风险,银行难以准确评估,导致逆向选择,优质项目难以获得融资,而银行金融科技的出现为解

决这些问题提供了可能。从信贷配给理论看,金融科技利用大数据、人工智能等技术,减少银企信息不对称(李春涛等,2020)^[3],既能为银行信贷提供技术支持,提升信息处理效率,弥补企业信用缺陷,又能提高信贷审批效率,降低企业融资成本,为企业绿色创新提供资金支持。外部治理理论表明,随着绿色创新战略地位上升、投资者绿色意识增强,金融科技与风险监管融合,催生高效信息披露机制,缓解投资者与企业间信息不对称问题,使投资者能有效参与企业绿色决策,推动企业绿色创新。基于上述理论分析,金融科技在实践中从多个维度助力企业绿色创新。在资金供给端,金融科技能够降低搜集闲散资金成本,整合资源为企业提供资金(唐松等,2020;肖泉等,2023)^[4-5];在资金需求端,金融科技能够突破地域限制,降低企业融资门槛。据此,提出假设:

H1:银行金融科技对企业的绿色技术创新具有正向促进作用。

(二)银行金融科技、企业融资约束与企业绿色技术创新

现代化经济体系中,企业绿色创新是实现可持续发展的核心动力,但其面临的融资约束问题是关键阻碍。绿色创新活动具有高投入、高风险、长周期的显著特征,使企业对资金的持续稳定需求尤为迫切(任相伟和孙丽文,2020)^[6]。在融资约束程度较高时,企业绿色技术投入将直接受限,可能导致创新活动停滞甚至资金链断裂,引发财务危机(覃予和王翼虹,2020)^[7]。传统金融体系因借贷双方信息不对称、机构运营成本高,资金投放更倾向于收入稳定、信誉良好的大型企业,而绿色研发企业虽兼具环境与经济价值,却因风险高、资金需求特性不符等问题,面临更高层次的融资约束。在此背景下,银行金融科技为破局提供了新路径(郭娜等,2024)^[8]:在贷前审查环节,运用大数据技术进行欺诈识别与授信评分,优化审查流程,提升信息使用效率,降低金融机构信息获取成本,增强其风险评估与控制能力,从而提高信贷支持意愿;在贷后管理阶段,借助大数据、人工智能技术实时获取企业真实发展信息,实现资金使用全过程监督,同时动态识别还款意愿差、还款能力弱等风险,通过违约信息监控强化贷后管理,提升企业融资效率。综上,提出假设:

H2:银行金融科技通过缓解企业的融资约束促进企业绿色技术创新。

三、研究设计

(一)数据来源及处理

以2014—2023年我国沪深A股上市公司作为研究对象,借鉴已有研究成果,围绕研究目标,对原始数据进行如下处理:(1)剔除上市状态为ST、*ST、PT的公司,只保留正常上市状态的样本;(2)剔除银行、证券、保险等金融类公司样本;(3)剔除主要变量缺失样本;(4)对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理,以减少研究结果的偏差。最终得到9732个有效的“企业-年份”样本观测值。

(二)变量选择

1.解释变量

银行金融科技(*BF*)。以银行作为申请人的金融

科技专利申请数据为基础,对贷款企业所对应的银行金融科技水平进行测定。首先,在国家知识产权局专利检索数据库检索2014—2023年以银行作为专利申请人的专利信息。其次,参考李逸飞等(2022)^[9]、李真等(2023)^[10]构建的金融科技专利词典(见表1),对每条专利申请的名称、摘要进行精确检查。通过判断其中是否包含该词典中的词汇,判断该条专利是否属于金融科技专利,以此筛选出17221条银行金融科技专利信息。

在此基础上,采用加权平均法计算企业所对应的贷款银行金融科技水平,用企业对应贷款银行当年金融科技专利累计量在所有贷款银行金融科技专利申请量中的占比来衡量,其中权重设定为企业对应贷款银

表1 金融科技专利词典

分类	领域	词汇
“ABCD+” 底层技术	人工智能	人工智能、商业智能、智能数据分析、智能机器人、图像理解、投资决策辅助系统、机器学习、深度学习、人脸识别、语音识别、语义搜索、生物识别、自然语言处理
	区块链	区块链、数字货币、差分隐私技术、智能金融合约、分布式计算、分布式账本
	云计算	云计算、绿色计算、图计算、流计算、认知计算、内存计算、多方安全计算、类脑计算、融合架构、亿级并发、EB级存储、信息物理系统、物联网
	大数据	大数据、数据可视化、异构数据、数据挖掘、文本挖掘、增强现实、混合现实、虚拟现实
	互联技术	5G、移动互联、物联网、智能传感器、电子标签
	安全技术	数字身份、欺诈管理、生物识别、指纹识别、人脸识别、虹膜识别、声纹识别、网络安全、数据加密、量子技术
金融科技应用		Fintech、供应链金融、智能投顾、消费金融、智能风控、电子商务、NFC支付、移动支付、第三方支付、网联、智能环保、智能电网、智能穿戴、智能交通、智能医疗、智能客服、智能营销、数字营销、无人零售、数字金融、互联网金融、量化金融、开放银行

行当年资产与所有贷款银行当年总资产之比。这种计算方式能够较为准确地反映企业在贷款银行金融科技水平方面的状况,公式如下:

$$BF_{i,t} = \frac{\sum_{n=1}^N patent_{i,n,t}}{patent_t} \times \frac{size_{i,n,t}}{size_t} \quad (1)$$

其中, $BF_{i,t}$ 为企业*i*在*t*年的银行金融科技发展水平; $patent_{i,n,t}$ 为企业*i*在*t*年对应的第*n*家贷款银行当年的金融科技专利累积量; $patent_t$ 为企业*i*在*t*年对应的所有贷款银行当年金融科技专利申请量; $size_{i,n,t}$ 为企业*i*在*t*年对应的第*n*家贷款银行当年资产; $size_t$ 为企业*i*在*t*年对应的所有贷款银行当年的总资产。

2.被解释变量

企业绿色技术创新(*GTI*)。企业绿色技术创新水平的量化基于其当年独立申请的绿色专利数量,包括绿色发明专利和绿色实用型专利。参考王晓祺和胡国强(2020)^[11]的方法,将绿色发明专利申请数量和绿色

实用型专利申请数量加1并取对数来衡量企业的绿色技术创新。

3.控制变量

为更加全面准确地分析银行金融科技对企业绿色技术创新的影响,缓解遗漏变量对最终实证结果的影响,借鉴唐华等(2021)^[12]的研究,选取企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、净资产收益率(*Roe*)、企业成立年限(*FirmAge*)、两职合一(*Dual*)、董事会规模(*Board*)、第一大股东持股比例(*Top1*)作为控制变量。考虑到地区层面特征会影响企业绿色创新,因此加入地区金融发展水平(*Fin*)、地区生产总值(*Gdp*)来控制地区层面的因素。

4.中介变量

使用SA指数作为融资约束的代理变量。SA指数时间波动性较小且外生性较强,能有效降低结果中内生性因素的干扰,该指数仅需企业年龄、规模两个变

量,数据收集与计算更便捷,且该指数本身相对稳健。

各变量的符号及定义见表2。

(三)模型设定

1.基准回归模型

采用双固定效应模型检验银行金融科技对企业绿

色技术创新的影响,设定模型如下:

$$GTI_{i,t}=\beta_0+\beta_1BF_{i,t}+\beta_2X_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $GTI_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的绿色技术创新水平; $BF_{i,t}$ 为企业*i*在第*t*年的银行金融科技发展水平; $X_{i,t}$ 表示企业个体特征和所在地区特征的控制变量; η_i 、 μ_i 分

表2 变量定义

变量类别	变量名称	符号	定义	数据来源
解释变量	银行金融科技	<i>BF</i>	Ln(企业当年对应的授信银行金融科技专利累计量与所有授信银行金融专利申请量比值的加权平均数)	国家知识产权局、SMAR数据库
被解释变量	企业绿色技术创新	<i>GTI</i>	Ln(当年独立申请的绿色发明专利数量+当年独立申请的绿色实用新型专利数量+1)	CNRDS数据库
控制变量	地区层面	<i>Fin</i> <i>Gdp</i>	地区金融机构存贷款余额之和/地区生产总值 Ln(地区生产总值)	国家统计局
	企业层面	<i>Size</i> <i>Lev</i> <i>Roe</i> <i>FirmAge</i> <i>Dual</i> <i>Board</i> <i>Top1</i>	Ln(年末总资产) 年末总负债/年末总资产 净利润/所有者权益 Ln(当年年份-公司成立年份+1) 董事长与总经理是同一人为1,否则为0 Ln(董事会人数) 第一大股东持股数量/总股数	
				CSMAR数据库
中介变量	融资约束	<i>SA</i>	值越小,企业面临的融资约束越大	CSMAR数据库

别是年份、行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

2.中介效应模型

为检验银行金融科技促进企业绿色技术创新的传导机制,考察融资约束的中介效应,建立模型如下:

$$SA_{i,t}=a_0+a_1BF_{i,t}+a_2X_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$GTI_{i,t}=b_0+b_1BF_{i,t}+b_2SA_{i,t}+b_3X_{i,t}+\mu_i+\eta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $SA_{i,t}$ 表示企业*i*在第*t*年的融资约束水平。如果式(3)、式(4)中的 a_1 、 b_2 显著为正,则表明银行金融科技促进企业绿色技术创新水平提高的过程中,融资约束是重要中介影响因素。

表3为变量的描述性统计特征,样本量皆为9732。银行金融科技均值为0.558,标准差为0.326,最小值为0.093,最大值为1.000,可见其平均发展水平尚可且离散程度适中。企业绿色技术创新水平均值为0.311,标准差为0.659,最小值为0.000,最大值为5.591,表明企业整体创新水平较低且个体差异较大,部分企业创新成果突出而部分近乎空白。中介变量融资约束均值为-3.913,标准差为0.234,最小值为-5.280,最大值为-3.076,意味着企业普遍面临一定的融资约束且各企业所受约束程度差异较小。

四、实证分析

(一)基准回归

分别构建未加入控制变量和加入所有控制变量的

表3 描述性统计

变量	样本量	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>BF</i>	9732	0.558	0.326	0.093	1.000
<i>GTI</i>	9732	0.311	0.659	0.000	5.591
<i>Fin</i>	9732	4.055	1.604	1.279	8.164
<i>Gdp</i>	9732	10.780	0.735	6.825	11.820
<i>Size</i>	9732	22.270	1.114	19.780	26.450
<i>Lev</i>	9732	0.445	0.188	0.053	0.934
<i>Roe</i>	9732	0.035	0.183	-2.175	0.418
<i>FirmAge</i>	9732	3.017	0.282	1.946	3.689
<i>Dual</i>	9732	0.313	0.464	0.000	1.000
<i>Board</i>	9732	2.096	0.193	0.000	2.708
<i>Top1</i>	9732	0.320	0.144	0.076	0.755
<i>SA</i>	9732	-3.913	0.234	-5.280	-3.076

两个基准回归模型,以验证不同变量情况下银行金融科技发展水平对企业绿色技术创新的影响是否存在差异且结果是否稳健。如表4所示,未加入控制变量时,银行金融科技发展水平对企业绿色技术创新在1%水平上有显著正向影响,即银行金融科技发展水平每提升1%,企业绿色技术创新相应提升0.094%。加入所有控制变量后,该影响仍在1%水平上显著为正,影响系数为0.137,意味着银行金融科技发展水平每提升1%,企业绿色技术创新相应提升0.137%。其中,控制

变量 *Gdp* 显著正相关,意味着宏观经济增长有利于创新, *Size*、*Lev*、*Roe* 和 *Board* 的系数也显著为正,说明企业规模大、杠杆率高、盈利能力强以及有效董事会能促进创新; *FirmAge* 的系数显著为负,说明企业成立时间越早则创新动力越弱。因此,假设 H1 得以验证。

表4 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>GTI</i>	<i>GTI</i>
<i>BF</i>	0.094*** (0.020)	0.137*** (0.020)
<i>Fin</i>		-0.004 (0.004)
<i>Gdp</i>		0.050*** (0.008)
<i>Size</i>		0.069*** (0.008)
<i>Lev</i>		0.132*** (0.042)
<i>Roe</i>		0.129*** (0.034)
<i>FirmAge</i>		-0.228*** (0.025)
<i>Dual</i>		-0.009 (0.014)
<i>Board</i>		0.082** (0.036)
<i>Top1</i>		-0.038 (0.045)
行业固定	是	是
年份固定	是	是
N	9732	9732
R ²	0.137	0.157

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

(二)稳健性检验和内生性处理

1.稳健型检验

(1)增加控制变量

考虑到其他控制变量在某种程度上会产生绿色技术创新的溢出效应,本文新增企业层面的权益乘数(*Em*)这一控制变量。权益乘数是衡量企业财务杠杆水平的重要指标,数值越大,说明股东投入的资本在资产中占比越小,企业通过负债融资的比例越高,财务杠杆效应越强,财务风险也相应增加。从表5列(1)看,

银行金融科技的回归系数为0.141,且在1%的置信水平上显著。一定程度上证明了在考虑更多相关因素后,银行金融科技与绿色技术创新之间的关系并没有受到干扰,回归结果是稳健的。

(2)替换解释变量

银行金融科技的核心度量手段是银行的金融科技专利申请量,为了将银行金融科技与企业建立紧密联系,需要将此度量进行加权平均并落实到企业层面。但在这个过程中,若权重加权处理不当,可能会对核心解释变量造成误差,进而影响回归结果。因此,采用多种权重加权方式来衡量银行金融科技水平。一种方式是以企业对应的贷款银行当年金融科技专利申请量占当年所有贷款银行金融科技专利申请量的比重为权重进行加权平均,得到 *1_BF*。另一种方式是从贷款额度着手,将企业对应贷款银行当年贷款额度占所有贷款银行当年贷款总额度之比作为权重衡量企业对应的银行金融科技水平,得到 *2_BF*。把新的解释变量重新进行回归分析,结果分别见表5列(2)、列(3),这些解释变量的回归系数均在1%置信水平上显著,为后续深入研究银行金融科技与其他变量的关系提供了有力依据。

(3)剔除部分样本

鉴于2014—2023年未申请过专利的企业在创新活动方面表现相对欠缺,其存在可能干扰回归结果的准确性,所以将绿色专利申请量为零的公司从样本中剔除,再次进行回归。结果见表5第(4)列,回归结果仍然显著为正,表明银行金融科技发展水平确实显著提升了企业的绿色技术创新能力。

2.内生性处理

绿色技术创新从投入到产出的周期较长,涉及多个领域,需要整合多种资源,且受到市场、政策、社会等多方面外部因素制约,因此企业的绿色技术创新行为呈现滞后性。该滞后性会导致银行金融科技对企业绿色技术创新的影响出现时间差,可能干扰研究结果的准确性,因此将核心解释变量滞后一期重新进行回归分析,结果见表5列(5)。银行金融科技对企业绿色技术创新的回归结果在1%的置信水平上显著为正,表明其对企业绿色技术创新具有稳定且显著的正向影响。

(三)中介效应分析

从表6列(1)可知,银行金融科技对融资约束具有显著正向影响。列(2)以企业绿色技术创新作为被解释变量,同时纳入银行金融科技和融资约束作为解释

表5 稳健性检验和内生性处理回归结果

变量	稳健型检验			内生性处理	
	增加控制变量	替换解释变量		剔除部分样本	解释变量滞后一期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>BF</i>	0.141*** (0.021)	0.138*** (0.021)	0.109*** (0.020)	0.349*** (0.048)	0.118*** (0.028)
<i>I_BF</i>					
<i>2_BF</i>					
<i>L.BF</i>					0.089*** (0.026)
<i>Em</i>	-0.002 (0.009)				
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
N	9732	9732	9732	2264	6447
R ²	0.159	0.159	0.158	0.132	0.152

变量进行回归,结果显示二者的回归系数均显著为正,说明银行金融科技能通过缓解企业融资约束促进绿色技术创新。

表6 融资约束的中介效应回归结果

变量	SA	<i>GTI</i>
	(1)	(2)
<i>BF</i>	0.010*** (0.003)	0.139*** (0.021)
SA		0.169** (0.076)
控制变量	是	是
行业固定	是	是
年份固定	是	是
N	9732	9732
R ²	0.878	0.160

进一步分析其作用机制,银行金融科技使银行能收集更广泛、更深入的企业信息,通过对信息的整合与分析,银行能更准确地判断企业的发展潜力和风险状况,进而为信用良好的企业提供优惠贷款,减少其融资成本,缓解融资约束。同时,银行借助金融科技搭建的线上平台,使融资服务更加高效、便捷,通过简

化融资申请、审核、放款等流程,减少人为操作的繁琐和时间消耗,使企业能更快获得资金。企业获得资金后,可将更多资源投入绿色技术创新。综上所述,银行的金融科技手段能从多维度缓解融资约束,促进企业绿色技术创新,假设H2得以验证。

(四)异质性分析

我国国有企业在信贷市场、发展政策上具有一定优势,非国有企业面临相对更大的融资约束,为探究金融科技对企业绿色创新水平的影响是否因产权性质不同而存在差异,对国有企业、非国有企业进行分组回归。表7列(1)、列(2)从企业产权性质角度检验了银行金融科技对企业绿色技术创新水平的影响。总体看,银行金融科技对国有企业和非国有企业绿色技术创新的影响均显著,但在国有企业中系数更大,表明银行金融科技发展水平对企业绿色技术创新水平的促进效应对国有企业更显著,可能因为国有企业在政府绿色项目补贴、科研资源分配等方面具有一定优势。

表7 企业性质和行业属性的异质性回归结果

变量	企业性质		行业属性	
	国有企业	非国有企业	制造业	非制造业
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>BF</i>	0.168*** (0.039)	0.131*** (0.026)	0.159*** (0.027)	0.100*** (0.033)
控制变量	是	是	是	是
行业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
N	2749	6983	6478	3254
R ²	0.212	0.158	0.118	0.270

表7列(3)、列(4)表明在不同行业属性下,银行金融科技对制造业企业和非制造业企业绿色技术创新的影响存在差异。在两类企业样本中,银行金融科技均展现出对绿色技术创新的显著推动作用,但制造业企业对应的系数明显更大,即银行金融科技在激发制造业企业绿色技术创新活力方面成效更突出。原因可能是制造业企业在绿色技术改造、生产工艺创新等方面具有经验优势,能够借助银行金融科技获取更多助力,加速自身绿色技术创新步伐。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于2014—2023年沪深A股上市公司的面板数据,考察银行金融科技对企业绿色技术创新的影响,主

要结论如下:

第一,银行金融科技能够显著促进企业的绿色技术创新水平。无论是增加新的控制变量、替换解释变量、剔除从未申请绿色专利的企业样本以验证稳健性,还是将解释变量滞后一期以缓解内生性问题,该结论依然成立。

第二,缓解融资约束是关键的中介传导机制。银行金融科技通过缓解企业的融资约束促进企业绿色技术创新,即银行利用先进技术精准评估风险,拓宽信贷渠道,使企业摆脱抵押物依赖,增加融资机会。同时能够挖掘多源数据全面评估企业状况,降低信息不对称,引导资金流向绿色创新项目。另外,银行金融科技能够降低金融机构风险,提升信贷支持意愿,为企业绿色创新提供资金保障,在融资端为企业创造有利条件,促进企业绿色技术创新成果转化。

第三,银行金融科技对企业绿色技术创新的促进作用在企业性质和行业属性上呈现显著差异性。国有企业通常拥有更雄厚的资金实力和更稳健的信用基础,银行金融科技在评估和授信时更倾向于这类企业,从而为其绿色技术创新提供更有力的资金支持。制造业企业作为绿色转型的关键领域,面临较大的环保压力和产业升级需求,银行金融科技的介入能够有效缓解其融资难题,助力其投入更多资源进行绿色技术研发和应用。

(二)对策建议

针对上述研究结论,提出以下建议:

第一,持续推动银行金融科技发展。银行金融科技对企业绿色技术创新有显著的促进作用,应大力鼓励银行在金融科技领域的投入与创新。政府要充分释放税收优惠、财政补贴等政策红利,支持银行研发和人工智能、大数据、区块链等先进的金融科技的发展。加强高速稳定的数据传输网络、安全的数据存储中心等金融科技基础设施建设,为银行金融科技的发展提供坚实基础。银行也应积极与科技企业合作,引进高技术人才,不断优化金融科技服务平台,提高金融服务效率和质量,持续助力企业绿色技术创新。

第二,缓解企业融资约束。为进一步发挥缓解融资约束的中介传导作用,需完善金融市场信息披露制度。监管部门应制定严格的信息披露标准,要求企业定期准确披露经营状况、财务数据、绿色项目进展等信息,以便银行更好地利用金融科技手段评估风险。银行应加强内部风险管理体系建设,基于大数据和先进

算法构建更精准的风险评估模型,合理确定信贷额度和利率;创新金融产品和服务模式,开发绿色信贷资产证券化产品、设立绿色产业投资基金等,拓宽企业融资渠道,降低企业融资成本,切实缓解企业融资约束,为企业绿色技术创新提供充足、稳定的资金支持。

第三,针对不同企业实施差异化策略。银行金融科技对国有企业和制造业企业绿色技术创新推动作用更强,应针对不同性质、不同行业企业制定差异化政策。对国有企业,政府可引导其发挥示范带头作用,将绿色技术创新纳入企业绩效考核体系,激励其加大绿色技术研发投入,与银行开展深度合作,共同探索绿色金融创新模式。对制造业企业,应重点支持其绿色技术改造升级项目,提供专项金融服务和政策扶持,设立制造业绿色技术创新专项资金,对采用银行金融科技融资进行绿色创新的制造业企业给予适当资金奖励。对非国有企业、非制造业企业,应加强政策引导和金融知识普及,提高对银行金融科技的认知和应用能力,挖掘绿色技术创新潜力,逐步缩小其与国有企业、制造业企业在绿色技术创新方面的差距。◆

参考文献:

- [1]郭俊杰,方颖,郭晔.环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新:来自绿色信贷政策实践的证据[J].经济研究,2024,59(3):112-129.
- [2]KHAN A, HUSSAIN S, SAMPENE A K. Investing in Green Intellectual Capital to Enhance Green Corporate Image Under the Influence of Green Innovation Climate: A Case of Chinese Entrepreneurial SMEs[J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 418(9): 138177.
- [3]李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新:新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [4]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新:结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020,36(5):52-66+9.
- [5]肖泉,方徐兵,李昆.通往绿色创新之路:金融科技如何影响企业绿色创新[J].财经科学,2023(3):45-58.
- [6]任相伟,孙丽文.低碳视域下中国企业绿色转型动因及路径研究:基于扎根理论的多案例探索性研究[J].软科学,2020,34(12):111-115+121.
- [7]覃予,王翼虹.环境规制、融资约束与重污染企业绿色化投资路径选择[J].财经论丛,2020(10):75-84.
- [8]郭娜,陈东晖,田青.银行金融科技对企业绿色创新的影响研究[J].工业技术经济,2024,43(8):48-57.
- [9]李逸飞,李茂林,李静.银行金融科技、信贷配置与企业短债长用[J].中国工业经济,2022(10):137-154.

- [10]李真,李茂林,朱林染.银行金融科技与企业金融化:基于避险与逐利动机[J].世界经济,2023,46(4):140-169.
- [11]王晓祺,胡国强.绿色创新、企业声誉与盈余信息含量[J].北京工商大学学报(社会科学版),2020,35(1):50-63.
- [12]唐华,王龙梅,程慧玲.内部控制有效性、研发支出与企业创新绩效:基于高新技术企业的经验数据[J].会计之友,2021(8):136-141.

Research on the Impact of Banking Fintech on Enterprise Green Technology Innovation

Shi Ruo, Jin Tao, Han Wen

Abstract: Green technology innovation is the key to enterprise green transformation. Banking financial technology can improve financial service efficiency, provide necessary financial support for enterprise green technology research and development activities, and promote enterprise green technology innovation. Using A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2014 to 2023 as research samples, this study empirically investigates the impact of bank financial technology on corporate green technology innovation. Research has found that bank financial technology can significantly improve the level of green technology innovation in enterprises, especially in state-owned enterprises and manufacturing enterprises; Mechanism analysis shows that alleviating financing constraints can promote corporate green technology innovation, providing empirical evidence for corporate green innovation and banking reform. Finally, based on the research findings, recommendations are put forward to continuously promote the development of banking fintech and alleviate financing constraints for enterprises.

Key words: Banking financial technology; Green technology innovation; financing constraints

(责任编辑:新月)

数字经济与制造业智能化的 耦合协调发展研究 ——基于时空角度的实证分析

杜文胜 张路遥 周乐瑶

(郑州大学 商学院, 河南 郑州 450001)

摘要:基于2014—2023年中国30个省(区、市,不含西藏和港澳台)的面板数据,从时空角度实证分析数字经济与制造业智能化耦合协调发展情况。结果表明:全国及四大地区耦合协调水平均呈稳定上升趋势,但整体仍处于较低水平;地区间差异是总体差异的主要来源,耦合协调度等级间发生转移概率较低;耦合协调度在空间上呈现正相关,整体呈东高西低格局,仅全国、东北地区存在 σ 收敛,而全国和四大地区均存在 β 收敛;信息化基础、数字交易影响和信息化影响是主要障碍因子。

关键词:数字经济;制造业智能化;耦合协调度;区域差异;空间收敛

中图分类号:F222;F49

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0038-12

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.05.004

一、引言

党的二十大报告强调,要“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。在全球经济步入数字化时代的大背景下,制造业发展面临前所未有的挑战与机遇。云计算、大数据、人工智能、物联网及区块链等数字技术的迅猛发展,为制造业带来要素供给、效率提升和模式创新可能,制造业的智能化转型正逐步重塑价值链,催生新的经济增长点,拓展了数字经济的发展空间。数字经济与制造业智能化的深度融合是新时代我国经济发展的新引擎,对推动产业转型升级,实现“制造强国”“数字中国”等多重战略目标具有深远影响,因而探讨数字经济与制造业智能化的耦合协调关系具有重要的理论和现实意义。

国外对数字经济的研究主要集中在技术创新、经济影响及企业转型方面。有学者研究了数字经济

在数字化转型过程中出现的差异和主要特征,分析了基本数字技术对社会组织、经济机制原则以及企业、家庭和政府互动的影 响(Zavyalova等,2022)^[1]。一些学者分析了无形数字技术对微观和宏观经济的影响,发现数字资产竞争能力能带来更高的生产率,而数字资产生产率的提高会导致长期技术失业(Bertani等,2021)^[2]。有学者致力于研究高科技工业企业在数字化转型及生产过程自动化中的技术水平分配(Novikov,2020)^[3]。

国内许多学者就数字经济的发展水平测度和影响机制等展开探讨,研究表明我国数字经济规模快速增长(彭刚和赵乐新,2020)^[4]。从数字经济对高质量发展的促进作用看,数字经济对经济发展质量的外在表现和内生动力均产生积极影响(宋洋,2019)^[5],且其对高质量发展促进作用的部分效能借助于技术创新实现(宋洋,2020)^[6]。从数字经济对产业发展的带动作

基金项目:河南省软科学研究计划项目“数字赋能河南制造业高质量发展路径研究”(242400410307);河南省高等学校重点科研项目“科技创新对黄河流域高质量发展影响路径研究”(24A790020);河南省高等学校青年骨干教师培养计划项目“模糊信息聚合理论及其在高质量发展评价中的应用”(2024GGJS001)。

作者简介:杜文胜,男,博士,副教授,博士生导师,研究方向为经济统计与决策分析;张路遥,女,硕士研究生,研究方向为经济统计;周乐瑶,女,研究方向为经济统计。

用看,数字经济能够显著增强省域产业链韧性(王梓琪等,2024)^[7],并通过激发新需求、催生新供给实现产业结构优化(孙天昊和王妍,2023)^[8]。

对制造业智能化的研究主要集中在促进作用、驱动因素和转型路径等方面。在促进作用方面,制造业智能化从推进创新驱动发展、提高资源配置效率以及提供优质服务等多方面显著促进经济高质量发展,并存在正向空间溢出效应(王立平和李缓,2021)^[9]。驱动因素方面,有学者发现创新能力、用工成本和政策扶持是制造业智能化的重要驱动因素(刘军等,2022)^[10]。转型路径方面,有学者认为新时代我国应该通过产业融合、集群发展、生产要素优化配置、产业链智能拓展等路径实现产业升级(陈瑾和李若辉,2019)^[11]。有学者认为智能转型能够显著促进制造业企业价值链升级,且主要通过优化人力资源和提高全要素生产率发挥作用(Li,2024)^[12]。

随着数字经济逐渐成为推动制造业智能化转型的重要动能,学者开始关注数字经济对制造业的影响。从产业层面出发,有学者认为数字技术、信息技术对制造技术的融合渗透可以实现制造业产品创新与工艺创新,进而提高制造业智能化水平(吕祥等,2024)^[13]。有

学者提出了数字经济赋能制造业转型的四条路径,认为数字经济为制造业带来价值创造(焦勇,2020)^[14]。有研究发现数据要素对制造业高质量发展有直接赋能效应,且东部沿海地区数据要素的领先优势较为明显(王德祥,2022)^[15]。

梳理文献可发现,现有研究主要聚焦于数字经济与制造业整体的耦合协调(任保平和贺海峰,2024;苏任刚等,2024;宋德军和张婕,2024)^[16-18],对数字经济和制造业智能化相互作用关系的探讨不够深入。鉴于此,采用2014—2023年中国30个省(区、市,不含西藏和港澳台)的面板数据,首先利用熵权法分别测度数字经济与制造业智能化的综合发展水平,然后重点探讨数字经济与制造业智能化的耦合协调关系,考察其区域差异和时空演进特征,最后利用障碍度模型挖掘障碍因子,旨在为后续相关研究提供理论支撑和实证借鉴。

二、研究设计

(一)指标体系构建

数字经济发展水平。考虑到数据的科学性和可得性,从信息化发展、互联网发展、数字交易发展三个维度构建了共13个指标的数字经济发展水平评价指标体系,见表1。

表1 数字经济发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明(单位)	属性	权重
信息化发展	信息化基础(W ₁)	光缆密度	光缆线路长度/省域面积(%)	+	0.116
		移动电话基站密度	移动电话基站数量/省域面积(%)	+	0.151
		信息化从业人员占比	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员/总就业人数(%)	+	0.103
	信息化影响(W ₂)	软件业务收入	软件业务收入(万元)	+	0.184
互联网发展	固定端互联网基础(W ₃)	互联网接入端口密度	互联网宽带接入端口数量/年末人口(%)	+	0.022
	移动端互联网基础(W ₄)	移动电话普及率	移动电话用户数/人口数x100(部/百人)	+	0.024
	固定端互联网影响(W ₅)	宽带互联网用户人数占比	互联网宽带接入用户数量/年末人口(%)	+	0.029
	移动端互联网影响(W ₆)	移动互联网用户人数占比	移动互联网用户/年末人口(%)	+	0.021
数字交易发展	数字交易基础(W ₇)	企业网站占比	每百家企业拥有网站数(个)	+	0.013
		企业使用计算机数占比	每百人使用计算机数(台)	+	0.039
		电子商务占比	有电子商务交易活动企业数/企业总数(%)	+	0.022
	数字交易影响(W ₈)	电子商务销售额	电子商务销售额(亿元)	+	0.133
		电子商务采购额	电子商务采购额(亿元)	+	0.144

制造业智能化发展水平。从基础设施、生产应用、市场实践三个层面构建了共13个指标的制造业智能化发展水平评价指标体系,见表2。

(二)数据来源

基于2014—2023年中国30个省(区、市,不含西藏

和港澳台)的数据进行研究,原始数据来源于相关年份的《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和国家统计局官网等,部分缺失数据通过平均增长率法补充处理。针对部分未细化至制造业的省域数据,按照规模以上工业口径统计。

表2 制造业智能化发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明(单位)	属性	权重
基础设施	科技创新能力(W ₉)	科技经费投入强度	R&D经费/GDP(%)	+	0.055
		科技人力资源投入	规模以上工业企业R&D人员全时当量(人年)	+	0.125
	投资能力(W ₁₀)	制造业固定资产投资	制造业固定资产投资额(亿元)	+	0.083
	通信能力(W ₁₁)	长途光缆建设	长途光缆线路长度(公里)	+	0.035
	信息采集能力(W ₁₂)	互联网发展	互联网域名数(万个)	+	0.112
	产品流通能力(W ₁₃)	等级公路覆盖率	等级公路里程/省域面积(%)	+	0.036
生产应用	生产智能(W ₁₄)	技术应用	技术市场成交额(亿元)	+	0.159
	管理智能(W ₁₅)	软件普及	软件产品收入/制造业主营业务收入(%)	+	0.160
	产品智能(W ₁₆)	新产品生产	新产品销售收入/制造业主营业务收入(%)	+	0.033
	服务智能(W ₁₇)	信息化服务	信息技术服务收入/制造业主营业务收入(%)	+	0.171
市场实践	经济效率(W ₁₈)	成本费用利润率	净利润/成本+费用(%)	+	0.001
	社会效益(W ₁₉)	制造业劳动效率	主营业务收入/就业人数(%)	+	0.025
		环境改善	一般工业固体废物产生量/GDP(万吨/亿元)	-	0.003

此外,依据国家统计局和现有文献有关经济地带的划分方法,将我国30个省(区、市,不含西藏和港澳台)划分为东部、中部、西部、东北四大地区。其中,东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆,东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江,后续将据此探讨中国数字经济和制造业智能化耦合协调程度的时空演进特征。

(三)研究方法

1.熵权法

为避免主观因素影响,采用熵权法分别测算数字经济发展水平、制造业智能化发展水平。由于熵权法应用较为广泛,在此不赘述其计算过程。

2.修正的耦合协调度模型

对传统耦合协调度模型进行了修正(王淑佳等,2021)^[19],修正后的两系统间的耦合协调度模型如下:

$$C=\sqrt{\left[1-\sqrt{(U_2-U_1)^2}\right]\times\frac{U_1}{U_2}}=\sqrt{\left[1-(U_2-U_1)\right]\times\frac{U_1}{U_2}} \quad (1)$$

$$T=\alpha_1U_1+\alpha_2U_2,\alpha_1+\alpha_2=1 \quad (2)$$

$$D=\sqrt{C\times T} \quad (3)$$

其中, U_i 为第*i*个子系统的标准化值, $U_i\in[0,1]$,假定 $U_2>U_1$; α_i 为第*i*个子系统的权重,假设两个子系统的重要性一致,因此 $\alpha_1=\alpha_2=0.5$; C 为耦合值, $C\in[0,1]$; T 为综合评价指标; D 为耦合协调度值。同时,将耦合协调度划分为10个等级(赵文举和张曾莲,2022)^[20],见表3。

表3 耦合协调程度等级划分标准

耦合协调度D值区间	[0.0,0.1)	[0.1,0.2)	[0.2,0.3)	[0.3,0.4)	[0.4,0.5)
协调等级	1	2	3	4	5
耦合协调程度	极度失调	严重失调	中度失调	轻度失调	濒临失调
耦合协调度D值区间	[0.5,0.6)	[0.6,0.7)	[0.7,0.8)	[0.8,0.9)	[0.9,1.0]
协调等级	6	7	8	9	10
耦合协调程度	勉强协调	初级协调	中级协调	良好协调	优质协调

3.基尼系数

引入Dagum基尼系数法用以分析耦合协调度的总体、地区间和地区内差异以及差异来源(曾爱华等,2024)^[21],总体基尼系数的公式为:

$$G=\frac{\sum_{j=1}^k\sum_{h=1}^k\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|CCD_{ji}-CCD_{hr}|}{2n^2\overline{CCD}} \quad (4)$$

其中, n 为省(区、市)数量, k 为划分地区个数, CCD_{ji} 、 CCD_{hr} 代表区域*j*(*h*)内*i*(*r*)省(区、市)的耦合协调度, $\overline{CCD}$ 指所有省(区、市)耦合协调度的均值。

总体差异 G_T 、地区内差异 G_W 、地区间差异 G_B 以及超变密度 G_D 的贡献度分解公式为:

$$G_T=G_W+G_B+G_D \quad (5)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (6)$$

$$G_B = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (7)$$

$$G_D = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (8)$$

其中, D_{jh} 表示第 j 个和第 h 个地区间耦合协调度的差值。

4. 核密度估计法

应用高斯函数估计耦合协调度的动态分布变化(许庆等, 2022)^[22], Kernel 密度的具体计算过程如下:

$$f(CCD) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{CCD_i - \overline{CCD}}{h}\right) \quad (9)$$

$$K(CCD) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{CCD^2}{2}\right) \quad (10)$$

5. Markov 链

为了研究转移概率, 引入 Markov 转移概率矩阵(丁仕潮等, 2024)^[23], 计算公式如下:

$$P_{ij}^{t,t+d} = P\{CCD_{i,t+d} = j | CCD_t = i\} = \frac{\sum_{t=2014}^{2023} \sum_{i=2014}^{2023-d} n_{ij}^{t,t+d}}{\sum_{i=2014}^{2023-d} n_i^t} \quad (11)$$

其中, $P_{ij}^{t,t+d}$ 表示耦合协调度从 t 年 i 类转移到 $t+d$ 年 j 类的概率, $n_{ij}^{t,t+d}$ 表示耦合协调度从 t 年 i 类转移到 $t+d$ 年 j 类的样本个数。

6. 空间相关性模型

采用经济距离空间权重矩阵, 利用全局莫兰指数(Global Moran's I)和局部莫兰指数(Local Moran's I)测算研究的耦合协调度是否具有空间相关性(潘为华等, 2021)^[24]。Moran's I > 0 表示存在空间正相关性, Moran's I < 0 表示存在空间负相关性, Moran's I = 0 表示空间呈随机性。莫兰指数的值越大表明空间相关性越明显。

7. 收敛性分析

为了研究耦合协调度发展差异的演变趋势, 采用 σ 收敛和 β 收敛的分析方法。

σ 收敛认为某个指标或数列的离散会随时间推移不断缩小, 通常用变异系数来检验, 如果期末值小于期初值, 则认为存在 σ 收敛(张耀等, 2024)^[25]。计算公式如下:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_j} (CCD_{it} - \overline{CCD_j})^2 / n_j}{CCD_j}} \quad (12)$$

其中, j 代表地区, i 代表地区包含的省(区、市), n_j 代表地区 j 包含的省(区、市)数量, $\overline{CCD_j}$ 代表地区 j 的耦合协调度均值。

β 收敛认为, 落后地区会随时间的推移以更高的增长率赶上发达地区, 最后达到同样发展水平的收敛状态。 β 收敛分为绝对 β 收敛、条件 β 收敛。考虑到区

域间存在空间依赖性, 基于经济距离空间权重矩阵, 引入动态空间 SAR、SEM 和 SDM 模型进行空间 β 收敛性分析, 实际哪种模型更适合本文所选样本需要经过检验确定。三种模型设定如下:

$$\ln\left(\frac{CCD_{it}}{CCD_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln CCD_{i,t-1} + \rho \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \ln\left(\frac{CCD_{jt}}{CCD_{j,t-1}}\right) + \gamma x_{it} + \varphi_i + \pi_t + \mu_{it} \quad (13)$$

$$\ln\left(\frac{CCD_{it}}{CCD_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln CCD_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \varphi_i + \pi_t + \mu_{it}, \mu_{it} = \lambda \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\ln\left(\frac{CCD_{it}}{CCD_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln CCD_{i,t-1} + \rho \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \ln\left(\frac{CCD_{jt}}{CCD_{j,t-1}}\right) + \theta \sum_{j \neq i}^n W_{ij} \ln CCD_{j,t-1} + \gamma x_{it} + \psi \sum_{j \neq i}^n W_{ij} x_{jt} + \varphi_i + \pi_t + \mu_{it} \quad (15)$$

其中, $\frac{CCD_{it}}{CCD_{i,t-1}}$ 为省(区、市) i 第 t 年的耦合协调度的增长率, $CCD_{i,t-1}$ 为上一期耦合协调度。 β 为省(区、市)耦合协调度增长率对其最初耦合协调度的弹性, 是对耦合协调度收敛的衡量, 若 β 显著为负, 则说明存在收敛性, 反之则发散。收敛速度 $V = -\ln(1 + \beta)/T$, T 为时间跨度。欠发达地区追赶发达地区的半生命周期 $\tau = \ln 2/V$ 。

$\sum_{j \neq i}^n W_{ij} \ln\left(\frac{CCD_{jt}}{CCD_{j,t-1}}\right)$ 为空间加权后的耦合协调度增长率。 ρ 代表空间自回归系数, 取值在 0—1 之间, 表示省(区、市)耦合协调度的空间互动强度。 x_{it} 为一系列控制变量, μ_{it} 为随机扰动项。模型中加入了个体固定效应和时间固定效应。

根据已有文献, 选取的控制变量为经济增长($\ln PgdP$)、城镇化($\ln City$)、人力资本($\ln Hum$)、政府行为($\ln Gov$)、贸易开放度($\ln Open$)、技术水平($\ln Tc$)、产业结构高级化($\ln G$)、外商投资水平($\ln Fdi$)、基础设施水平($\ln Tra$)(丁晨辉等, 2023; 余东华和王梅娟, 2022)^[26-27]。其中, 经济增长由人均 GDP 取对数得到; 城镇化用城镇人口占总人口比例表示, 并取对数; 人力资本为平均受教育年限取对数; 政府行为用各地区政府财政支出占 GDP 比重来代表, 并取对数; 贸易开放度为进出口总额占 GDP 比重并取对数处理; 技术水平是科技支出占 GDP 的比重再取对数; 产业结构高级化用第三产业增加值与第二产业增加值的比值取对数表示; 外商投资水平用外商投资总额占 GDP 的比重表示, 并取对数; 基础设施水平用各地区等级公路和营业铁路里程数之和与区域面积的比值表示, 并取对数。

8. 障碍度模型

利用障碍度模型识别影响数字经济与制造业智能

化耦合协调度的核心制约因素(徐浩等,2022)^[28],具体计算过程如下:

计算因子贡献度 F_j :

$$F_j = r_j w_j \quad (16)$$

计算指标偏离度 H_{ij} :

$$H_{ij} = 1 - y_{ij} / 100 \quad (17)$$

计算障碍度 Q_{ij} :

$$Q_{ij} = \frac{H_{ij} \times F_j}{\sum_{j=1}^K H_{ij} \times F_j} \times 100\% \quad (18)$$

计算一级指标障碍度:

$$Q_{ip} = \sum_{i=1}^j Q_{ij} \quad (19)$$

三、实证分析

(一)数字经济与制造业智能化发展水平分析

运用熵权法分别对全国及四大地区的数字经济和制造业智能化的发展水平进行测度,结果见图1、图2。

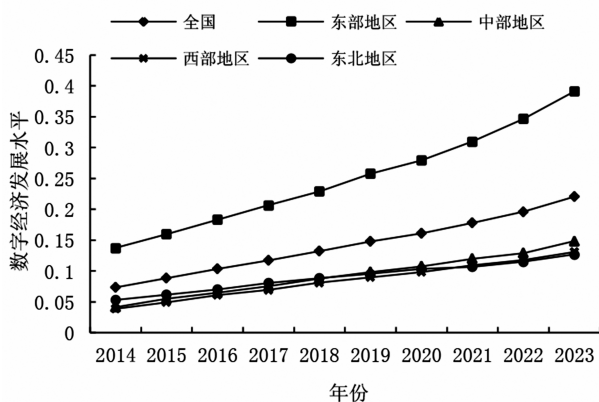


图1 全国及四大地区数字经济平均发展水平

由图1可知,2014—2023年全国和四大地区的数字经济发展水平均呈逐年上升趋势,且近年来增长势头强劲,增长率不断提高,反映了中国数字经济发展水平不论是在全国层面还是地区层面都是稳步提升的。其中,东部地区的数字经济发展水平、增速均远超全国平均水平。

由图2可知,2014—2023年全国和四大地区的制造业智能化发展水平稳健上升。其中,东部地区的制造业智能化发展水平稳居首位。

比较看,数字经济发展水平和制造业智能化发展水平均呈稳定上升趋势,整体趋势性一致,构成了两者存在耦合协调关系的基础。2014年,全国制造业智能化平均水平高于数字经济平均水平,但随着我国数字经济的飞速发展,2018年数字经济平均发展水平首次超过制造业智能化平均水平,并持续保持领先。

(二)数字经济与制造业智能化发展耦合协调分析

进一步计算得到数字经济与制造业智能化发展的耦合协调度,2014—2023年全国数字经济与制造业智能化耦合协调度等级变化见表4,全国及四大地区数字经济与制造业智能化耦合协调度走势见图3。

从表4、图3(a)可以看出,我国数字经济与制造业智能化耦合协调度呈稳定上升趋势,从2014年的

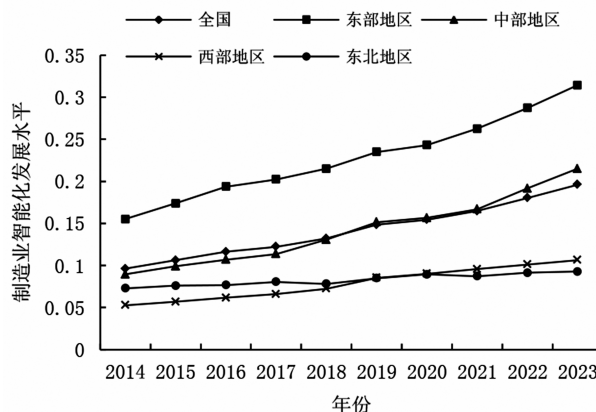


图2 全国及四大地区制造业智能化平均发展水平

表4 全国数字经济与制造业智能化耦合协调度等级

年份	CCD	协调等级	年份	CCD	协调等级
2014	0.246	中度失调	2019	0.340	轻度失调
2015	0.269	中度失调	2020	0.350	轻度失调
2016	0.290	中度失调	2021	0.362	轻度失调
2017	0.306	轻度失调	2022	0.378	轻度失调
2018	0.323	轻度失调	2023	0.394	轻度失调

0.246上升到2023年的0.394,增长率为60.16%。数字经济和制造业智能化不仅实现了各自的高质量发展,而且二者互相影响、彼此促进的耦合协调度也在不断加深。但是,我国数字经济与制造业智能化的耦合协调度仍处于较低水平,耦合协调度等级从2014年的中度失调发展到2023年的轻度失调,说明我国数字经济与制造业智能化的协调关系还有待提高,数字经济与制造业智能化融合不够。

由图3(b)可知,我国数字经济与制造业智能化的耦合协调度存在地区异质性,2014年的发展格局为东部(0.335) > 东北(0.228) > 中部(0.208) > 西部(0.190),2023年的发展格局为东部(0.525) > 中部(0.370) > 西部(0.314) > 东北(0.300)。其中,东部地区的数字经济与制造业智能化耦合协调发展水平远超全国平均水平(0.246),且达到了勉强协调等级;中部地区、西部地区

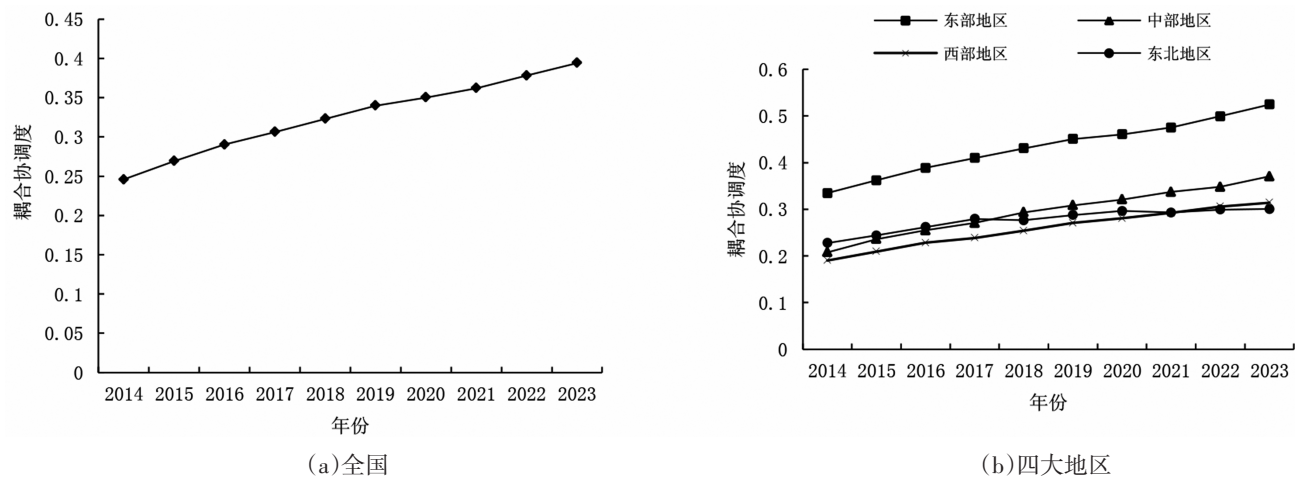


图3 数字经济与制造业智能化耦合协调度走势

虽低于全国平均水平,但一直保持稳定增长,最终超过了东北地区,达到轻度失调等级;东北地区的耦合协调度虽然在2014年排第二位,但由于增速较缓,在2023年变为最后一位,勉强达到了轻度失调等级。

(三)数字经济与制造业智能化发展耦合协调度的区域差异分析

测算了数字经济与制造业智能化耦合协调度的基尼系数,据此对耦合协调发展差异进行分解,分析其主

表5 数字经济与制造业智能化耦合协调度的基尼系数及其差异分解

年份	总体差异	地区内差异				地区间差异					
		东部	中部	西部	东北	东-中	东-西	东-东北	中-西	中-东北	西-东北
2014	0.185	0.165	0.048	0.097	0.084	0.188	0.211	0.177	0.088	0.067	0.106
2015	0.181	0.159	0.042	0.107	0.094	0.176	0.208	0.175	0.095	0.067	0.112
2016	0.178	0.149	0.051	0.118	0.073	0.170	0.204	0.166	0.103	0.062	0.115
2017	0.178	0.143	0.051	0.123	0.069	0.165	0.204	0.160	0.109	0.060	0.120
2018	0.175	0.138	0.043	0.128	0.076	0.154	0.201	0.163	0.113	0.058	0.122
2019	0.174	0.145	0.055	0.132	0.060	0.158	0.200	0.167	0.115	0.062	0.121
2020	0.178	0.159	0.055	0.138	0.062	0.165	0.205	0.178	0.119	0.063	0.126
2021	0.181	0.161	0.058	0.143	0.054	0.165	0.207	0.185	0.124	0.070	0.129
2022	0.183	0.166	0.062	0.135	0.059	0.171	0.207	0.192	0.118	0.075	0.124
2023	0.192	0.167	0.066	0.143	0.072	0.171	0.215	0.199	0.128	0.090	0.134

表6 数字经济与制造业智能化耦合协调度的基尼系数分解

年份	贡献率(%)		
	地区内差异	地区间差异	超变密度
2014	20.235	72.031	7.734
2015	20.506	70.380	9.114
2016	20.803	69.863	9.334
2017	20.490	70.568	8.942
2018	20.689	70.511	8.800
2019	21.759	68.828	9.414
2020	22.736	65.257	12.007
2021	22.931	63.742	13.328
2022	22.810	64.550	12.639
2023	22.458	65.425	12.118

要差异来源,结果见表5、表6。

第一,总体差异。由表5可知,从差异程度看,2014—2023年我国数字经济与制造业智能化耦合协调度的基尼系数在0.174—0.192之间。从演变趋势看,差异总体上呈先降后升的发展态势,2019年差异最小为0.174,2023年差异最大为0.192。具体看,整个考察期内,基尼系数从2014年的0.185下降至2019年的0.174后又逐渐上升,2023年达到0.192。表明全国数字经济与制造业智能化耦合协调发展差异先缩小后扩大,甚至最终超过了观测初期的水平。

第二,地区内差异。由表5可知,从差异程度看,地区内平均差异最大的是东部地区(0.155),西部地区(0.126)排名第二,东北地区(0.070)排名第三,差

异最小的是中部地区(0.053)。从演变趋势看,四大地区内部差异的变化趋势各不相同。其中,中部地区、西部地区整体表现为上升趋势;东部地区呈现明显的先降后升趋势,在2018年出现最小值0.138,随后一直上升至2023年的最大值0.167;东北地区表现出波动下降趋势,在2015年达到最大值0.094。结果表明,除了东北地区,东部地区、中部地区、西部地区内各省(区、市)的耦合协调发展不平衡问题日益凸显。

第三,地区间差异。对比表5中不同地区间的平均基尼系数可以得到,东-西(0.206)>东-东北(0.176)>东-中(0.168)>西-东北(0.121)>中-西(0.111)>中-东北(0.067),即东-西地区间差异最大,中-东北地区间差异最小。可见,地区间的耦合协调度差异很大程度上由东部地区与其他地区间的差异导致。

第四,地区差异来源及贡献。由表6可知,2014—2023年占比最大的始终是地区间差异,年均贡献率为68.12%;其次是地区内差异,年均贡献率为21.54%;超变密度占比最小,年均贡献率为10.34%。再看变化趋势,研究期内的地区内差异和超变密度贡献率逐年递增,地区间差异贡献率逐年递减,但是可以预测短期内地区内差异仍占据总体差异的主导地位。因此,改善我国数字经济与制造业智能化耦合协调发展问题

的关键还是要缩小地区间差异,重视地区间整体协调发展。

(四)数字经济与制造业智能化发展耦合协调度的动态演进分析

1.基于核密度的时空动态演进分析

运用核密度估计法分析耦合协调度的动态分布变化,全国及四大地区数字经济与制造业智能化耦合协调度的分布动态见图4。

全国层面。图4(a)展示了全国数字经济与制造业智能化耦合协调度的分布演进态势。从分布位置看,核密度图主峰中心位置不断右移,说明二者的耦合协调水平不断提升。从峰值特征看,波峰的形状缓慢扩宽,从尖峰变为宽峰,不同耦合协调水平下均有省(区、市)分布,表明数字经济与制造业智能化之间耦合协调度水平的区域不平衡性呈现加剧态势。从分布形态看,核密度图存在右拖尾特征,且拖尾宽度不断变大,表明全国数字经济与制造业智能化耦合协调水平差异较大,存在个别地区远超其他地区的现象,且高水平地区与低水平地区的差异在逐渐拉大。

区域层面。图4(b)—(e)分别展示了四大地区耦合协调度的分布演进态势。可以看到,四大地区的核密度图曲线均呈右移态势,中部地区尤为明显,说明四大地区数字经济与制造业智能化的耦合协调度均有明

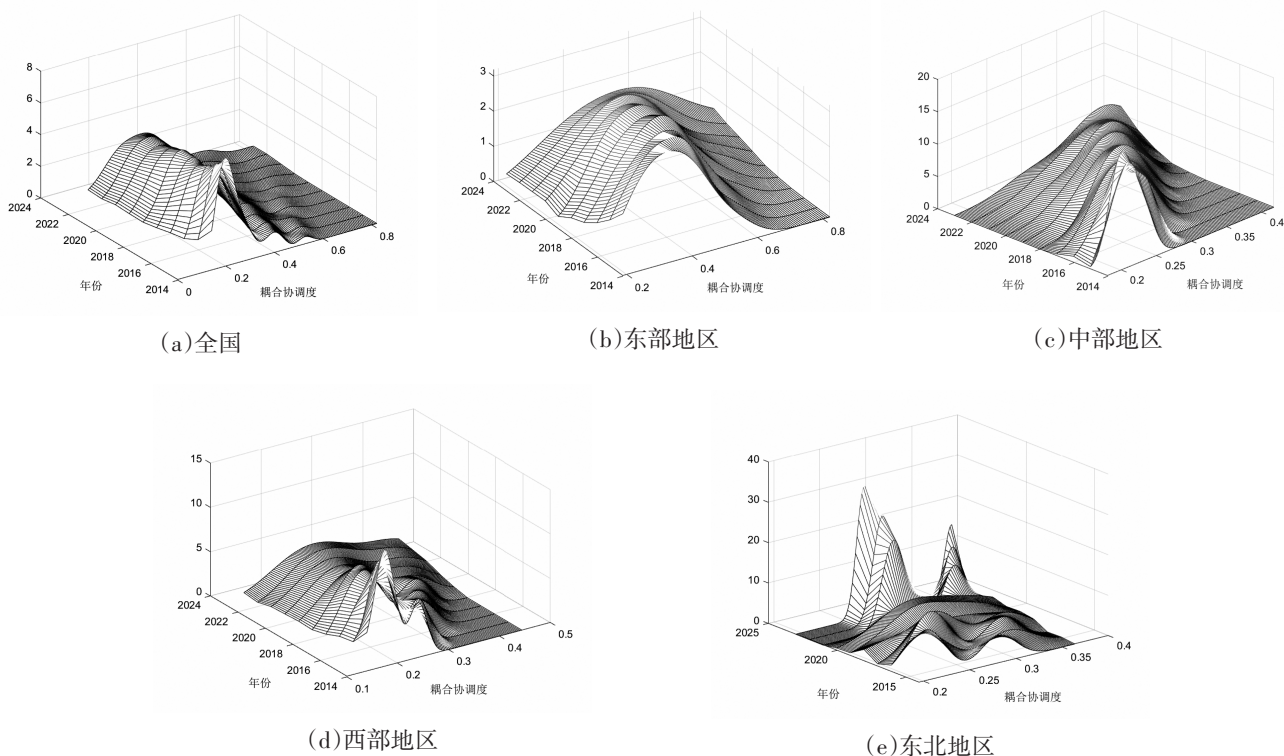


图4 全国及四大地区数字经济与制造业智能化耦合协调度的分布动态

显上升趋势。东部地区、中部地区、西部地区波峰高度下降、宽度增加,表明这三个地区内耦合协调度的区域不平衡性均加剧。东北地区的波峰在近三年陡然升高,说明近几年东北地区耦合协调度水平的区域差异减小。东部地区、中部地区呈单峰分布,说明这两个地区的耦合协调度不存在明显的极化特征,发展比较稳定;西部地区逐渐由“一主一侧”的双峰分布变为单一主峰分布,表明极化现象减弱;东北地区则直接呈双峰分布,多极分化现象显著。

2. 基于 Markov 链的趋势变化分析

采用 Markov 链模型研究耦合协调度在不同等级间的转移特征,按照四分位法将耦合协调度划分为低水平(Ⅰ)、较低水平(Ⅱ)、较高水平(Ⅲ)和高水平(Ⅳ)四个等级,将样本考察期划分为2014—2017年、2018—2020年、2021—2023年三个阶段,以滞后一年的条件计算得到数字经济与制造业智能化耦合协调度的传统 Markov 链转移概率矩阵,见表7。

表7 数字经济与制造业智能化耦合协调度的传统 Markov 链转移概率矩阵

时间	类型($t/t+1$)	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
2014—2023 年	Ⅰ	0.740	0.260	0.000	0.000
	Ⅱ	0.029	0.750	0.221	0.000
	Ⅲ	0.000	0.000	0.853	0.147
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000
2014—2017 年	Ⅰ	0.692	0.308	0.000	0.000
	Ⅱ	0.000	0.609	0.391	0.000
	Ⅲ	0.000	0.000	0.762	0.238
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000
2018—2020 年	Ⅰ	0.750	0.250	0.000	0.000
	Ⅱ	0.125	0.688	0.188	0.000
	Ⅲ	0.000	0.000	0.800	0.200
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000
2021—2023 年	Ⅰ	0.750	0.250	0.000	0.000
	Ⅱ	0.063	0.688	0.250	0.000
	Ⅲ	0.000	0.000	0.800	0.200
	Ⅳ	0.000	0.000	0.000	1.000

表7中对角线数值表示的是状态保持不变的概率,用于分析数字经济与制造业耦合协调度类型演进的稳定性,非对角线数值则代表不同类型下耦合协调度发生转移的概率。可以看出,无论是整个考察期还是在不同阶段,对角线上元素的数值总是大于非对角线元素的数值,其中对角线上元素的数值的最小值为0.609,说明数字经济与制造业智能化耦合协调度类型

等级保持不变的概率在60.9%以上,发生状态转移的概率较低。此外,观察三个不同阶段,处于Ⅰ、Ⅱ和Ⅲ状态的省(区、市)维持自身状态稳定的概率整体都有提高,处于Ⅰ状态和Ⅲ状态的省(区、市)向上转移的概率有所降低,处于Ⅱ状态的省(区、市)向上转移的概率呈现出先减后增态势,向下转移的概率则表现为先增后降,表明随时间推移耦合协调度各个等级间的流动性在减弱,且处于低等级的省(区、市)向更高等级转移的难度可能会增加。

(五) 数字经济与制造业智能化发展耦合协调度的空间相关性分析

为了检验耦合协调度是否具有空间依赖性和空间溢出性,根据已经得到的耦合协调度,运用 Stata 软件测算出2014—2023年数字经济与制造业智能化耦合协调度的全局莫兰指数,见表8。

表8 耦合协调度的全局莫兰指数

年份	Moran's I	z 值	P 值
2014	0.321***	2.967	0.003
2015	0.330***	3.025	0.002
2016	0.314***	2.870	0.004
2017	0.295***	2.725	0.006
2018	0.262**	2.450	0.014
2019	0.246**	2.341	0.019
2020	0.248**	2.363	0.018
2021	0.249**	2.375	0.018
2022	0.246**	2.353	0.019
2023	0.243**	2.285	0.022

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。表9、表10同。

由表8可知,2014—2023年数字经济与制造业智能化耦合协调度的全局莫兰指数取值范围为0.243—0.330,且通过了1%和5%水平上的显著性检验,表明其在空间上具有显著的正相关性,即一个地区的耦合协调度会受到邻近地区的同向影响,表现为在空间上按照“高-高”和“低-低”聚集分布。从数值上看,随着时间推移,全局莫兰指数在不断变小,表明两者耦合协调度的空间集聚态势有所减弱,耦合协调发展水平在空间分布上逐渐离散化、均衡化。

图5为2014年与2023年数字经济与制造业智能化耦合协调度的局部莫兰散点图。总体而言,绝大多数省(区、市)集中于第一象限(“高-高”集聚)和第三象限(“低-低”集聚),显示出较强的空间集聚特性。2014年,第一象限的“高-高”集聚省(区、市)全部位于东部

地区,说明东部地区耦合协调度高且相互促进;第二象限的“低-高”集聚则零星分布于部分中部地区和西部地区;第三象限的“低-低”集聚广泛覆盖中部地区、西部地区及东北地区;第四象限“高-低”集聚仅仅包含四

川和辽宁两省。至2023年,虽然耦合协调度整体趋势是向第一象限偏移,但第三象限内仍有大量省(区、市),显示出耦合协调发展水平总体呈现东部地区较高、西部地区较低的分布格局。

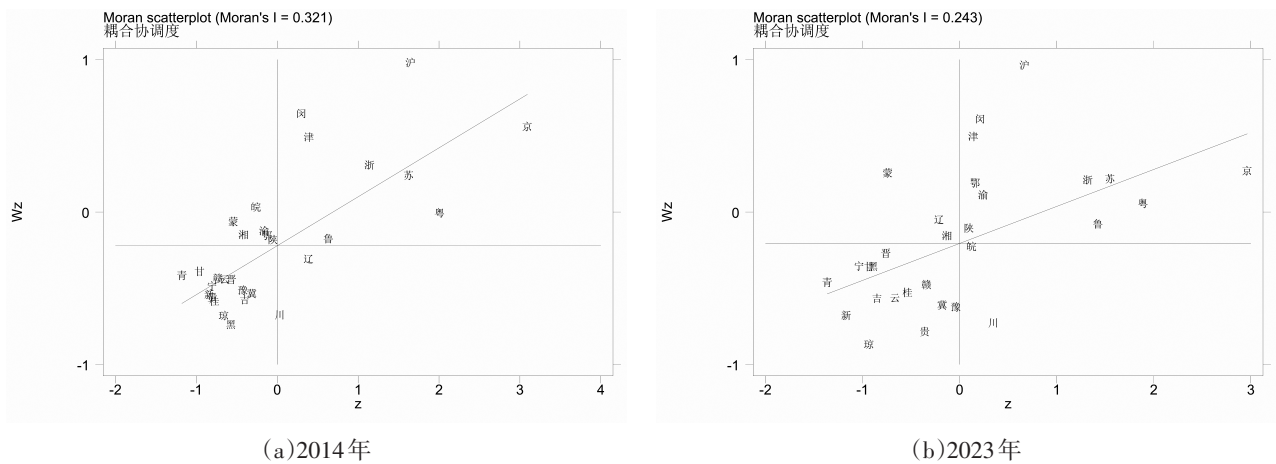


图5 耦合协调度的局部莫兰散点图

(六)数字经济与制造业智能化发展耦合协调度的收敛性分析

1.σ收敛分析

利用变异系数分析2014—2023年数字经济与制造业智能化耦合协调水平的σ收敛性,见图6。

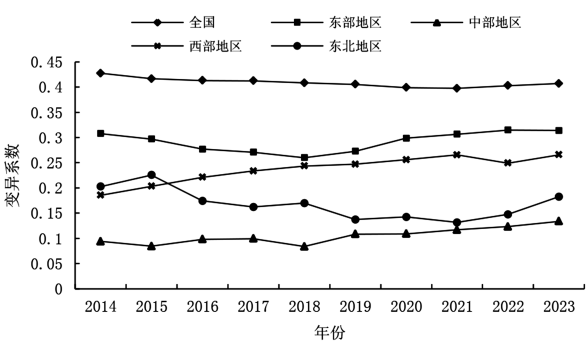


图6 数字经济与制造业智能化耦合协调度σ收敛的变化趋势

由图6可知,在研究期内,全国的变异系数总体变化不大;东部地区的变异系数呈“先降后升”趋势,且期末的观测值(0.314)高于期初的观测值(0.308);中部地区的变异系数虽偶有波动,但总体呈上升态势,期末的观测值(0.134)高于期初的观测值(0.094);西部地区的变异系数除2022年外持续上升,期末的观测值(0.266)高于期初的观测值(0.185);东北地区的变异系数起伏变化,期末的观测值(0.183)低于期初的观测值(0.203)。总体说,全国、东北地区存在σ收敛,东部地区、中部地区、西部地区不存在σ收敛,数字经济与制造业智能化耦合协调水平偏离平均值的幅度随时间推

移而扩大。

2.绝对β收敛

为了选取合适的模型,对样本数据进行LM检验、Hausman检验、LR检验、Wald检验。其中,全国和东部地区、中部地区、西部地区的检验结果均在5%的置信水平上拒绝原假设,应该选取双固定效应SDM模型,且模型不能退化;东北地区通过了LM检验且不能退化,但未通过Hausman检验,因此选取随机效应SDM模型。结果见表9。

表9 全国及四大地区数字经济与制造业智能化耦合协调水平绝对β收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北
β	-0.254*** (0.038)	-0.255*** (0.071)	-0.303*** (0.094)	-0.298*** (0.056)	-0.105** (0.044)
是否收敛	是	是	是	是	是
V	0.033	0.033	0.040	0.039	0.012
τ	21.258	21.187	17.260	17.655	56.445
LogL	571.259	193.688	134.930	217.283	51.600
R ²	0.043	0.084	0.204	0.010	0.340
N	270	90	54	99	27

注:括号内为标准误。表10同。

由表9可知,全国和四大地区的绝对β系数均显著为负,说明在不控制其他外部变量影响的情况下,各地区耦合协调度存在绝对β收敛,即地区内落后的省(区、市)会随时间推移以更高的增长率赶上领先的省

(区、市),使地区内耦合协调差异水平趋于一致。比较各个地区绝对 β 收敛系数的大小可知,收敛速度排名为中部地区>西部地区>东部地区>东北地区,中部地区和西部地区的收敛速度远超全国平均水平,东北地区是唯一收敛速度低于全国平均水平的区域。

3.条件 β 收敛

实际发展过程中,耦合协调度的 β 收敛并不能排除其他外部变量影响,因此控制了经济增长($\ln PgdP$)、城镇化($\ln City$)、人力资本($\ln Hum$)、政府行为($\ln Gov$)、贸易开放度($\ln Open$)、技术水平($\ln Tc$)、产业结构高级化($\ln G$)、外商投资水平($\ln Fdi$)、基础设施水平($\ln Tra$)这9个变量,以进一步验证条件 β 收敛情况。经过相关检验确定最优模型后的收敛结果见表10。

表 10 全国及四大地区数字经济与制造业智能化耦合协调水平条件 β 收敛

区域	全国	东部	中部	西部	东北
β	-0.335*** (0.049)	-0.093** (0.044)	-0.498*** (0.091)	-0.068* (0.040)	-0.578** (0.227)
是否收敛	是	是	是	是	是
V	0.045	0.011	0.077	0.008	0.096
τ	15.265	63.739	9.060	88.263	7.238
$\ln PgdP$	0.003	-0.061	0.176**	-0.093*	0.042
$\ln City$	0.394***	-0.208	-0.248	0.165*	0.850*
$\ln Hum$	0.080	0.313*	0.206	-0.337**	-0.958
$\ln Gov$	-0.017	-0.093	-0.040**	-0.114**	-0.044
$\ln Open$	0.006	0.040	0.041**	0.005	-0.051
$\ln Tc$	0.017	0.024	0.030*	-0.000	0.082
$\ln G$	0.001	0.018	0.094**	-0.065**	0.081
$\ln Fdi$	-0.007	-0.023***	0.018*	-0.011	0.023
$\ln Tra$	-0.020	0.016	0.083**	-0.002	0.143*
LogL	588.466	—	—	—	—
R^2	0.070	0.488	0.655	0.454	0.573
N	270	90	54	99	27

由表10可知,全国和四大地区的条件 β 收敛系数显著为负,存在条件 β 收敛过程。同绝对 β 收敛系数比较可知,在增加了控制变量后,所有地区仍然都存在 β 收敛,但各个地区的 β 收敛速度发生了变化,排名变为东北地区>中部地区>东部地区>西部地区,东部地区和西部地区的收敛速度显著变慢,中部地区和东北地区的收敛速度显著变快。

(七)数字经济与制造业智能化发展耦合协调度的障碍因子分析

利用障碍度模型计算影响数字经济与制造业智能

化耦合协调的障碍因素,考虑到指标体系中具体测算指标的数量较多,仅对二级指标的障碍度进行分析,并将排名前五的障碍因子列出,结果见表11。

表 11 数字经济与制造业智能化耦合协调障碍度
(单位:%)

年份		1	2	3	4	5
2014	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_{17}	W_9
	障碍度	35.189	19.853	8.813	7.790	7.783
2015	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.169	19.931	8.836	7.846	7.826
2016	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.189	19.927	8.857	7.890	7.873
2017	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.161	19.835	8.854	7.951	7.891
2018	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.205	19.798	8.861	7.944	7.897
2019	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.133	19.825	8.874	8.004	7.981
2020	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_9	W_{17}
	障碍度	35.091	19.832	8.820	7.982	7.972
2021	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_{17}	W_9
	障碍度	35.239	19.614	8.740	8.079	8.021
2022	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_{17}	W_9
	障碍度	35.626	19.067	8.721	8.180	8.109
2023	障碍因子	W_1	W_8	W_2	W_{17}	W_9
	障碍度	36.267	18.316	8.623	8.295	8.194

由表11可知,在研究期内,平均障碍度排名前三的指标为信息化基础(W_1)、数字交易影响(W_8)、信息化影响(W_2);2015—2020年,排名第四、第五的指标分别为科技创新能力(W_9)、服务智能(W_{17}),而在2014年以及2021—2023年,上述两个指标排名互换顺序。随着时间演进,数字交易影响(W_8)、信息化影响(W_2)的障碍度呈现下降趋势,下降幅度分别为7.74%、2.16%;信息化基础(W_1)、服务智能(W_{17})、科技创新能力(W_9)的障碍度均有不同程度的增长,增长幅度分别为3.06%、6.48%、5.28%。综上所述,信息化基础、数字交易影响和信息化影响是阻碍数字经济和制造业智能化耦合协调发展的关键障碍因子。

四、结论与建议

(一)结论

基于2014—2023年中国30个省(区、市)的面板数据,分别构建数字经济和制造业智能化的评价指标体系,从时空角度对数字经济与制造业智能化的耦合协调关系展开实证分析,得出如下结论:

第一,数字经济与制造业智能化耦合协调度整体呈现上升趋势,但仍处于较低水平,数字经济与制造业智能化的深度融合尚需进一步提升。其中,东部地区耦合协调度显著高于全国平均水平,中部地区、西部地区虽然低于全国平均水平,但始终保持稳定增长,东北地区增速相对缓慢,整体显示出明显的区域异质性。

第二,地区间差异是总体差异的主要来源,虽然出现下降趋势,但未来长期仍将处于主导地位。此外,数字经济与制造业智能化耦合协调度的区域不平衡性加剧,东北地区表现出明显的极化特征。耦合协调度等级保持不变的概率较高,各等级间流动性随时间减弱,低等级向高等级转移难度可能增大。

第三,耦合协调度在空间上存在显著正相关,即呈现“高-高”集聚和“低-低”集聚的分布特征,但集聚态势随时间减弱,且目前大部分地区呈现“低-低”集聚特征,整体呈“东高西低”格局。全国和东北地区存在 σ 收敛,东部地区、中部地区、西部地区则不存在 σ 收敛。全国和四大地区均存在绝对 β 收敛、条件 β 收敛,就条件 β 收敛速度而言,东北地区、中部地区收敛速度较快,东部地区、西部地区收敛速度较慢。

第四,制约数字经济与制造业智能化耦合协调发展的主要障碍因子是信息化基础、数字交易影响和信息化影响。

(二)建议

基于上述研究结论,为促进数字经济与制造业智能化深度融合和协调发展,提出如下建议:

第一,加强政策规划引导,加大投入支持力度。目前,数字经济与制造业智能化耦合协调发展水平整体较低,政府应制定数字经济与制造业智能化深度融合的长期发展规划,明确发展目标、路径和重点任务。建立健全跨部门协同机制,加强政策之间的衔接与配合,形成政策合力。设立专项基金,支持数字经济与制造业智能化融合的关键技术研发、示范应用和产业化推广。鼓励金融机构创新产品和服务,为数字经济与制造业智能化融合提供多样化的融资渠道。

第二,加强区域协同合作,优化空间整体布局。鉴于地区间和地区内存在的发展差异,应加强区域协同合作。东部地区要充分发挥引领作用,通过技术输出、产业转移等方式带动其他地区的发展。各地区内部也要强化资源整合,缩小内部发展差距,实现均衡发展。各地区在制定发展战略时,要充分考虑空间相关性,加强与周边地区的交流合作,积极承接产业转移和技术扩散,

形成优势互补、协同共进的发展格局,借助空间溢出效应提升本地区数字经济与制造业智能化的耦合协调度。

第三,针对空间集聚特点,实行区域差异化策略。对于东部地区,应鼓励其发挥引领作用,推动数字经济与制造业智能化向更高层次、更广领域发展;支持其建设一批具有国际竞争力的数字经济与制造业智能化融合创新示范区。对于中部地区、西部地区,应加强基础设施建设,提升网络覆盖率和质量,为数字经济与制造业智能化融合发展提供坚实的物质基础;鼓励中部地区、西部地区承接东部地区产业转移,通过引进先进技术和管理经验,加速数字经济与制造业智能化的融合进程;同时加大对中部地区、西部地区的人才培养和引进力度,提高区域创新能力。对于东北地区,应制定更具针对性的政策措施,如提供税收优惠、资金扶持等,激发企业创新活力;推动东北地区传统产业转型升级,加快数字经济与制造业智能化的融合应用,提升产业竞争力;加强东北地区与东部地区的交流合作,借鉴先进经验,推动区域经济协同发展。

第四,强化信息化基础,提升数字交易和信息化影响。信息化基础、数字交易影响和信息化影响是制约数字经济与制造业智能化耦合协调发展的主要障碍因子,应加大对信息化基础设施的投入和建设,提升网络覆盖率和传输速度,降低企业信息化成本。全方位提高数字化信息化程度,积极采用先进数字技术,如人工智能、物联网等,以提高生产效率和产品质量,为数字经济与制造业智能化的耦合协调发展筑牢基础。同时,推动数字交易平台的规范化和标准化建设,提升数字交易的效率 and 安全性。加强信息化应用和推广,提升企业对信息化的认知度和应用能力,促进数字经济与制造业智能化的深度融合。◆

参考文献:

- [1] ZAVYALOVA E B, SAFRONCHUK M V, BURZHIN KAYA A E. The 4th industrial revolution and digital transformation: changes and challenges [J]. International Journal of Economic Policy in Emerging Economies, 2022, 16(2-4): 417-433.
- [2] BERTANI F, PONTA L, RABERTO M, et al. The complexity of the intangible digital economy: an agent-based model [J]. Journal of Business Research, 2021, 129(5): 527-540.
- [3] NOVIKOV S. Transformation of industrial enterprises in the digital economy [J]. Research in World Economy, 2020, 11(5): 90-99.
- [4] 彭刚, 赵乐新. 中国数字经济总量测算问题研究: 兼论数字经济与我国经济增长动能转换 [J]. 统计学报, 2020, 1(3): 1-13.
- [5] 宋洋. 经济发展质量理论视角下的数字经济与高质量发展

- [J].贵州社会科学,2019(11):102-108.
- [6]宋洋.数字经济、技术创新与经济高质量发展:基于省级面板数据[J].贵州社会科学,2020(12):105-112.
- [7]王梓琪,周国富,徐莹莹.数字经济如何赋能产业链韧性提升[J].统计学报,2024,5(5):1-15.
- [8]孙天昊,王妍.数字经济视角下的产业结构优化:基于供需均衡模型的实证分析[J].统计学报,2023,4(2):1-16.
- [9]王立平,李缓.制造业智能化、产业协同集聚与经济高质量发展:基于高技术产业与生产性服务业实证分析[J].管理现代化,2021,41(2):24-28.
- [10]刘军,钱宇,曹雅茹,等.中国制造业智能化驱动因素及其区域差异[J].中国科技论坛,2022(1):84-93.
- [11]陈瑾,李若辉.新时代我国制造业智能化转型机理与升级路径[J].江西师范大学学报(哲学社会科学版),2019,52(6):145-152.
- [12]LI T. Does smart transformation in manufacturing promote enterprise value chain upgrades? [J].Finance Research Letters, 2024,69(11):106124.
- [13]吕祥,路驰,杨水利.数字赋能制造业智能化水平的影响研究:技术创新能力的中介效应[J].科学学与科学技术管理,2024,45(7):149-166.
- [14]焦勇.数字经济赋能制造业转型:从价值重塑到价值创造[J].经济学家,2020(6):87-94.
- [15]王德祥.数字经济背景下数据要素对制造业高质量发展的影响研究[J].宏观经济研究,2022(9):51-63+105.
- [16]任保平,贺海峰.数字经济与制造业深度融合的系统耦合互动研究[J].贵州财经大学学报,2024(4):1-11.
- [17]苏任刚,赵湘莲,房银海.数字经济与制造业的耦合程度与增值能力测度[J].统计与决策,2024,40(16):33-38.
- [18]宋德军,张婕.数字经济与制造业耦合式发展研究[J].商业经济,2024(8):34-39.
- [19]王淑佳,孔伟,任亮,等.国内耦合协调度模型的误区及修正[J].自然资源学报,2021,36(3):793-810.
- [20]赵文举,张曾莲.中国经济双循环耦合协调度分布动态、空间差异及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(2):23-42.
- [21]曾爱华,刘冰滨,李子琴.数字经济与实体经济耦合协调研究[J].统计与决策,2024,40(16):106-111.
- [22]许庆,刘进,熊长江.中国农村基础设施发展水平、区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2022,39(2):103-120.
- [23]丁仕潮,魏引娣,张飞扬.中国新质生产力:发展水平与动态演进特征[J].统计与决策,2024,40(10):5-11.
- [24]潘为华,贺正楚,潘红玉.中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J].中国软科学,2021(10):137-147.
- [25]张耀,朱英明,张宏杰.中国数字经济与新型城镇化耦合协调发展的区域差异及收敛性分析[J].经济问题探索,2024(4):1-15.
- [26]丁晨辉,宋晓明,田泽,等.中国数字经济发展水平的时空格局与收敛性研究[J].技术经济与管理研究,2023(7):67-72.
- [27]余东华,王梅娟.数字经济、企业家精神与制造业高质量发展[J].改革,2022(7):61-81.
- [28]徐浩,祝志勇,张皓成,等.中国数字营商环境评价的理论逻辑、比较分析及政策建议[J].经济学家,2022(12):106-115.

The Coupling and Coordinated Development of the Digital Economy and the Intelligentization of the Manufacturing Industry: An Empirical Analysis from a Spatiotemporal Perspective

Du Wensheng, Zhang Luyao, Zhou Leyao

Abstract: Based on the data of 30 provinces (autonomous regions and municipalities, excluding Tibet, Hong Kong, Macao and Taiwan) in China from 2014 to 2023, this paper conducted an empirical analysis of the coupling and coordinated development of the digital economy and the intelligentization of the manufacturing industry from a spatiotemporal perspective. The results show that the coupling and coordination levels for the whole country and the four major regions are on a steadily rising trend, but the overall level remains relatively low. The regional differences are the main sources of the overall differences; the transition probability between the grades of the coupling and coordination degree is low. The coupling and coordination degree shows a positive correlation in space, with an overall pattern of higher in the east and lower in the west; there is σ -convergence in the whole country and the northeast region only, while there is β -convergence in the whole country and the four major regions. The information foundation, the impact of digital transactions, and the impact of informatization are the main obstacle factors.

Key words: Digital economy; Intelligentization of the manufacturing industry; Coupling and coordination degree; Regional differences; Spatial convergence

(责任编辑:萧静)

产业数字化对中国高技术产业创新效率的影响研究

陈汉林^{1,2} 姚雯雯¹ 伍均荷¹

(1.湖北大学 商学院,湖北 武汉 430062;2.湖北大学 湖北省开放经济研究中心,湖北 武汉 430062)

摘要:高技术产业在国际经济贸易中占据重要地位,其创新能力和市场潜力通过数字化得到显著提升。基于2013—2022年中国30个省(区、市,不含西藏、港澳台)的面板数据,实证分析产业数字化对中国高技术产业创新效率的影响并提出对策建议。结果表明:(1)产业数字化能够显著提升高技术产业创新效率;(2)产业数字化通过改善人力资本结构和优化产业结构提升创新效率,且后者的作用效果更为显著;(3)产业数字化在东部地区作用和知识产权保护强的地区作用效果更显著。最后,提出加强数字技术研发与精准创新、提升高技术产业创新效率的整体水平、推动区域数字化与知识产权保护协同发展等对策建议,以更好地发挥产业数字化对高技术产业创新效率的赋能效应。

关键词:创新效率;高技术产业;产业数字化;超效率SBM模型

中图分类号:F49;F276.44

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0050-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.05.005

一、引言

高技术产业作为知识密集、技术密集和资本密集的产业,已成为衡量国家或地区综合实力的重要标志。近年,中国政府将高技术产业发展置于创新驱动发展战略的核心位置,通过政策引导与资源倾斜,推动其向全球价值链高端攀升。2020年,国务院印发的《关于促进国家高新技术产业开发区高质量发展的若干意见》明确提出,要打造世界级高技术产业集群,使其成为支撑中国经济高质量发展的关键引擎。《中共中央关于制定国民经济和社会发展的“十四五”规划和2035年远景目标的建议》进一步强调,创新是引领发展的第一动力,科技自立自强是国家发展的战略支撑,而高技术产业的创新效率直接决定了这一战略目标的实现程度。据中国信息通信研究院测算,2022年中国产业数字化规模已突破41万亿元,占GDP比重达33.9%,其中高技术产业数字化转型贡献率超过40%。数字技术通过优化创新资源配置、加速知识扩

散、降低试错成本等机制,显著提升了高技术产业的全要素生产率。2023年国务院发布的《数据要素行动纲领》明确提出要推动数据要素与实体经济深度融合,加速产业数字化转型,为高技术产业创新范式变革提供了新的战略指引。

产业数字化是指在新型数字科技的驱动与指导下,将数据视作核心驱动力,以价值的实现与提升为终极目的,通过数据的赋能作用,推动产业链上下游各环节实现全面的数字化提升、转型与重构。有关产业数字化的相关研究主要聚焦于理论与测度两方面。理论层面,学者探讨中国产业数字化的机理、路径和政策,如李永红和黄瑞(2019)^[1]提出数字产业化与产业数字化融合驱动模式;赵雪梅和侯经川(2020)^[2]基于产业经济学SCP模型建立“互联网+”促进产业升级理论模型。测度方式主要有指标体系构建法、产业关联网络构建法和投入—产出分析法。但目前产业数字化的测算指标尚未形成共识,存在诸多问题。例如,有的采用

基金项目:湖北省教育厅人文社科研究重大项目“武汉内陆自由贸易港建设发展问题研究”(20ZD013);湖北省开放经济研究中心招标课题“中部地区高水平对外开放——以湖北省自贸区制度创新为样本的分析”(202211201695002);武汉市社会科学联合会一般项目“自贸区制度创新对湖北省经济的影响研究”(202211201402001)。

作者简介:陈汉林,女,博士,教授,研究方向为数字经济、数字贸易;姚雯雯,女,硕士研究生,研究方向为数字贸易;伍均荷,女,硕士研究生,研究方向为数字经济。

专家打分法确定指标权重,主观性较强;有的产业数字化指标涵盖不全,忽视硬件指标。高技术产业创新效率是指具备智力性、创新性、战略性和资源消耗少等特点且研发投入密集、产品附加值高、国际市场前景良好的技术密集型产业的创新投入与产出之间的转化率,以此来反映创新资源的配置效率。对于高技术产业创新效率的研究,影响因素方面分为内部维度与外部维度。内部维度聚焦企业规模、劳动力质量、基础设施等要素,如张立杰和梁锦凯(2019)^[3]发现劳动者素质、技术积累分别对技术研发和转化效率产生影响;外部维度关注政府支持、市场结构、开放程度等因素,如张旻等(2019)^[4]证实了企业开放度提升能刺激创新效率。测度方法上,主要包括以数据包络分析(DEA)为代表的非参数法和以随机前沿分析(SFA)为代表的参数法。然而,这些传统测度方法存在局限性,如SFA需预先设定生产函数,且多用于单一产出分析,在处理创新活动多方面产出时易导致测度结果偏误。

在当前产业数字化浪潮中,如何提升高技术产业创新效率成为学术界的研究焦点。目前已有研究采用面板回归、联立方程等多种模型分析产业数字化和高技术产业创新效率的关系。如张矿伟等(2023)^[5]运用多种模型探究数字化与高技术产业创新的线性、非线性及动态互动关系;俞立平等(2023)^[6]通过联立方程等模型展开分析;殷群和田玉秀(2021)^[7]运用主成分分析法、DEA-BCC模型和Tobit模型探究二者相关性。

综上所述,学者在产业数字化和高技术产业创新效率方面开展了丰富的研究。本文从产业数字化的中观层面探讨其对高技术产业创新效率的作用机制,并综合运用理论分析与实证检验方法,通过数据验证其影响机制,以为后续研究提供新思路。与现有研究相比,本文的创新点体现在:一是针对产业数字化测算指标不统一、涵盖不全的问题,从产业数字化基础能力、应用能力、投入能力和产出能力四个维度选取指标,既考虑软件指标,也纳入互联网普及率、光缆线路长度等硬件指标,全面衡量各区域产业数字化水平,增强研究的科学性与适用性。二是鉴于传统SFA模型和DEA模型在测算高技术产业创新效率时的局限性,引入超效率SBM模型,以更准确地反映高技术产业创新活动,为后续研究提供新视角与方法借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一)直接影响

产业数字化能够促进高技术产业创新效率提升,

主要体现在以下方面:第一,产业数字化可以降低高技术产业的创新成本(张矿伟等,2023)^[5]。在大数据、机器学习及区块链等数字技术推动下,各行业可全面收集分析各环节信息流,提升产业链沟通效率,实现产品全生命周期精细化管理,优化供应链资源配置,降低生产成本与管理成本。数字技术能降低交易成本主要体现在:激活了原本闲置的资产,减轻了资产专用性带来的限制;显著减少企业间的信息不对称现象,提高了信息的透明度;使信息获取变得更高效,降低了产业发展中的不确定性和产能过剩问题。第二,产业数字化能够拓展高技术产业的创新边界(袁徽文和高波,2022)^[8]。产业数字化能够利用数据杠杆撬动资金、人才等资源,打破空间、组织和技术的界限,优化配置高技术产业现有资源,全方位提升资源配置效率(殷群和田玉秀,2021)^[7],推动产业决策模式从“经验驱动”向“数据驱动”转变。基于上述分析,提出研究假设:

H1:产业数字化能够有效促进中国高技术产业创新效率的提升。

(二)间接影响

1.人力资本结构高级化

人力资本结构高级化是一个由初级形态逐步迈向高级形态的动态过程,即初级人力资本比重逐步下降,高级人力资本比重逐步增加,以不断满足经济社会发展对高素质人力资本需求。随着人力资本结构高级化程度的提升,它能够技术的运用、改良和创新提供更加适配的高级人力资本支持,有利于更好地吸收、应用先进技术,进而更高效地驱动科技创新进程。同时,产业数字化能改善并促进人力资本结构高级化,提升高技术产业创新效率(吕洪燕等,2020)^[9]。产业数字化可优化劳动力要素结构,提升人力资本质量。产业数字化增强了高技术产业员工的能力和素养。数字技术替代程序化任务,释放高技能员工精力,使其专注非程序化任务,提升创新效率。数字技术能优化人力资源配置。人工智能等智能化设备取代低技能劳动力重复性工作,降低对低技能劳动力需求,催生对高学历、高技能和具备创新素养的新型劳动力的需求。

基于上述分析,提出研究假设:

H2:产业数字化通过改善人力资本结构,促进中国高技术产业创新效率的提升。

2.产业结构高度化

产业结构高度化包含量与质两个层面:量的层面体现为产业比例关系的动态变化,质的层面聚焦劳动

生产率的提升。其过程表现为从第一产业向第二、第三产业为主导的转变,以及从劳动密集型向资本、技术密集型产业的演进,推动低附加值产业向高附加值、高加工度产业升级(袁航和朱承亮,2018)^[10]。与此同时,产业数字化会通过优化产业结构,促进产业结构高度化,进而赋能高技术产业创新效率的提升。一是产业数字化能优化要素投入结构,提升高端要素比重,推动高技术产业升级。新兴要素与其他生产要素深度融合带来新模式,促进技术和知识密集型产业发展。二是产业数字化能提升经济附加值,实现规模经济、范围经济和长尾经济的协同发展,推动资源重组与优化配置。这一过程促进资源在产业间自由流动,打破传统资源约束,催生高技术产业向智能化、数字化和自动化等方向转变。

基于上述分析,提出研究假设:

H3:产业数字化通过优化产业结构,促进中国高技术产业创新效率的提升。

综上,作为数字经济的有机构成,产业数字化既能通过降低创新成本提升高技术产业创新效率,又能通过改善人力资本结构、优化产业结构,为高技术产业创新能力的提升提供高效要素配置、产业平台聚合等动能支撑,进而促进其创新效率的提升(见图1)。

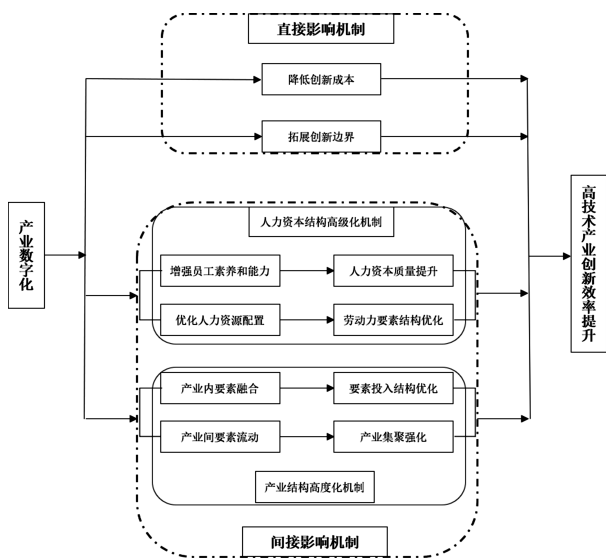


图1 影响机制图

三、研究设计

(一)模型构建

根据上述理论分析,基于2013—2022年中国30个省(区、市,不含西藏、港澳台)的面板数据,构建如下计量模型:

$$Ie_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Idt_{it} + \alpha_2 X_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Ie_{it} 表示省(区、市) i 在 t 时期的高技术产业创新效率; Idt_{it} 表示省(区、市) i 在 t 时期的产业数字化水平, X_{it} 代表一组控制变量, α_0 表示截距项, α_i 表示核心解释变量的估计参数, u_i 表示个体固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(二)变量选取和数据处理

1.核心解释变量:产业数字化(Idt)

参考林妍(2023)^[11]、代新玲和刘伟(2022)^[12]、杨文溥(2022)^[13]的做法,从产业数字化基础能力、产业数字化应用能力、产业数字化投入能力、产业数字化产出能力四个维度选取15个指标对产业数字化水平进行测度(具体见表1)。为确保数据准确性和一致性,对数据进行标准化处理,缺失值采用插值法补充。

表1 产业数字化水平测度指标体系

一级指标	二级指标	单位	属性
产业数字化基础能力	移动电话普及率	部/百人	正向
	互联网普及率	%	正向
	光缆线路长度	公里	正向
	每百家企业拥有网站数	个	正向
	每百人使用计算机数	台	正向
产业数字化应用能力	信息传输、软件和信息技术服务业法人单位数	个	正向
	有电子商务交易活动企业数	个	正向
	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员	万人	正向
	科学研究和技术服务业城镇单位就业人员	万人	正向
	规模以上工业企业R&D经费	%	正向
产业数字化投入能力	规模以上工业企业R&D人员全时当量	人年	正向
	规模以上工业企业R&D项目数	项	正向
产业数字化产出能力	软件产业中软件业务收入	万元	正向
	电子商务销售额	万元	正向
	软件产业中软件产品收入	万元	正向

借鉴杨文溥(2022)^[13]的方法,采用熵值法对指标进行客观赋权,借助线性加权法赋予每个可行指标权重,并在此基础上进一步计算产业数字化的综合得分。线性加权法的计算公式为:

$$Z_j = \sum W_i * P_{ij} \quad (2)$$

其中, Z_j 是第 j 个研究对象的综合评价值, W_i 为该指标所赋的权重, P_{ij} 是第 i 个研究对象第 j 个指标值标准化之后的数值。由式(2)可知,各指标的权重对该地区产业数字化的最终计算结果影响很大,鉴于主观赋权法有较多不确定因素,为了准确评估多指标的综合表现,采用客观赋权法中的熵值法,对各项指标进行权

重计算。由于熵值法应用较为广泛,其计算过程不再赘述。

2.被解释变量:高技术产业创新效率(I_e)

选择超效率SBM模型考察高技术产业的创新效率水平。参考李彦龙(2018)^[14]的方法,选取R&D人员折合全时当量、R&D经费内部支出、发明专利申请量和新产品销售收入等指标(见表2),运用Matlab计量工具测算2013—2022年中国30个省(区、市)的高技术产业创新效率。为了确保数据的准确性和一致性,对高技术产业创新效率各指标数据进行标准化处理;对于出现的个别缺失值,采用插值法进行补充。由于研发活动对知识生产的影响具有连续性,故将R&D内部经费支出转换为R&D资本存量。对R&D资本存量的测算,借鉴李彦龙(2018)^[14]的做法,采用永续盘存法进行核算,公式如下:

$$E_{it} = K_{it} + (1 - \delta)E_{i,t-1} \quad (3)$$

$$E_{i0} = K_{i0} / (g_i / \delta_i) \quad (4)$$

式(3)中, E_{it} 是地区*i*的高技术产业在时期*t*的R&D资本存量, δ 为折旧率, K_{it} 为地区*i*的高技术产业在时期*t*的R&D经费内部支出。式(4)中, δ 设定为15%, E_{i0} 表示基期年份的R&D资本存量, K_{i0} 表示基期年份的R&D经费内部支出, g_i 为地区*i*高技术产业R&D经费内部支出的年均增长率。但在计算R&D资本存量之前,必须消除价格变动带来的干扰。根据固定资产投资价格指数和消费价格指数的不同影响程度,分别赋予其0.45和0.55的权重,以此构建更具科学性和合理性的R&D价格指数。在得到R&D价格指数后,将名义上的R&D经费转换为以2013年为基准的不变价。同时,按照工业生产者出厂价格指数,将新产品销售收入折算为2013年的不变价,以消除价格因素的影响。

表2 高技术产业创新效率测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标单位	指标属性
创新投入	人力投入	R&D人员折合全时当量	人年	正向
	资本投入	R&D经费内部支出	万元	正向
创新产出	技术产出	发明专利申请量	件	正向
	经济产出	新产品销售收入	万元	正向

3.控制变量

参考李彦龙(2018)^[14]等的做法,选取企业规模($Scale$)、政府支持力度(Gov)、区域教育水平(Edu)、经济发展水平($PGDP$)、对外开放水平($Open$)、科技创新

能力($Tech$)作为控制变量。

企业规模($Scale$)。随着企业规模的扩大,产品的单位生产成本得以降低,进而增强了规模经济效应,这对提升高技术产业的创新效率具有积极作用,采用高技术产业主营业务收入与企业个数的比值表示。

政府支持力度(Gov)。政府政策支持力度越强,产业的创新效率越高,采用高技术产业R&D经费内部支出中政府资金表示。

区域教育水平(Edu)。科研人员数量越丰富、能力越卓越,其在创新方面的表现就越突出,采用普通高等学校本专科授予学位人数表示。

经济发展水平($PGDP$)。较高的区域经济发展水平对高技术产业创新有较大的驱动作用,采用人均GDP反映。

对外开放水平($Open$)。对外开放有利于从国外引进先进技术与设备,增进国内外的交流与合作,进而促进高技术产业创新效率的提升,采用货物进出口贸易额占地区GDP的比值反映。

科技创新能力($Tech$)。研发机构越多、创新活力越强,越能促进产业创新效率的提升,采用地区研发机构数反映。

4.机制变量

人力资本结构($Human_stru$)。良好的人力资本结构能够提升劳动力素质和人才技术层次,进而对行业创新产生积极影响,以地区教育经费与地区生产总值的比值表征。

产业结构($Instit$)。产业结构的优化升级有助于推动省际技术创新效率空间溢出效应的形成与发展。参考袁徽文和高波(2022)^[8]的研究,以第三产业增加值与第二产业增加值的比值表征。

(三)数据来源

采用2013—2022年中国30个省(区、市)的面板数据分析产业数字化对高技术产业创新效率的影响。其中,各地区产业数字化、区域教育水平、经济发展水平、对外开放水平、科技创新能力以及机制变量相关数据主要来自《中国统计年鉴》;高技术产业创新效率、企业规模和政府支持相关数据主要来自《中国高技术产业年鉴》。由于不同数据之间维度不同,数据差异值较大,对原始数据进行缩尾,并剔除缺失值以消除干扰。

四、实证分析

(一)基准回归分析

基于上述计量模型,通过基准回归探究产业数字

表3 变量的描述性统计

变量类型	变量	变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Ie</i>	高技术产业创新效率	300	0.427	0.241	0.050	1.431
解释变量	<i>Idt</i>	产业数字化	300	0.172	0.113	0.040	0.646
控制变量	<i>Scale</i>	企业规模	300	4.323	2.008	0.738	20.148
	<i>Gov</i>	政府支持力度	300	7.725	10.681	0.006	85.754
	<i>Edu</i>	区域教育水平	300	12.725	7.204	0.660	34.350
	<i>PGDP</i>	经济发展水平	300	6.271	3.112	2.209	19.031
	<i>Open</i>	对外开放水平	300	2.920	2.404	0.171	12.912
	<i>Tech</i>	科技创新能力	300	0.020	0.031	0.000	0.191
机制变量	<i>Human_str</i>	人力资本结构	300	0.054	0.017	0.029	0.107
	<i>Instit</i>	产业结构	300	1.417	0.757	0.665	5.283

化对中国高技术产业创新效率的影响。首先进行豪斯曼(Hausman)检验,得出采用固定效应模型较为合理。根据表4,产业数字化的估计系数为1.843且在1%的水平上显著,表明产业数字化可以通过提升信息处理效率、促进资源优化配置等方式,对高技术产业创新效率产生显著的正向影响,验证了假设1。

表4 基准回归结果

变量	<i>Ie</i>
<i>Idt</i>	1.843*** (3.10)
<i>Scale</i>	0.035*** (4.29)
<i>Gov</i>	0.004** (2.40)
<i>Edu</i>	0.001 (0.07)
<i>PGDP</i>	-0.002 (-0.11)
<i>Open</i>	-0.088** (-2.13)
<i>Tech</i>	1.151 (1.00)
常数项	0.230 (1.50)
时间固定	是
个体固定	是
N	300
R ²	0.164

注:**、***分别表示5%、1%的显著性水平,括号内为t统计量。下表同。

(二)内生性处理和稳健性检验

1.内生性处理

为进一步处理可能存在如遗漏变量、双向因果等内生性问题,拟采用工具变量来减缓内生性影响。参

考Goldsmith-Pinkham等(2020)^[15]的研究,构建份额转移工具变量(*shift-share*)进行回归。其中,份额项(*share*)使用1984年各省(区、市)每万人邮局数衡量,反映当地的产业数字化水平。原因在于,历史上的电信基础设施能够影响后续数字技术的发展,从而影响当地产业数字化,二者具有相关性。但1984年的邮局数量不会直接影响2013—2022年的地区高技术产业创新效率,满足外生性。由于份额项是截面数据,不随时间改变,因此为在面板模型中使用该工具变量,本文的转移项(*Shift*)使用产业数字化的一阶滞后项,并与份额项交乘。表5汇报了工具变量分析的结果。第(1)列为第一阶段回归的结果,工具变量 $IVIdt$ 的回归系数为1.388,且在1%的水平上显著为正,说明工具变量与产业数字化水平存在显著的正相关性。此外,第一阶段回归的F值(17.78)大于临界值10,表明不存在弱工具变量问题。且大于Stock-Yogo弱工具变量识别

表5 工具变量检验结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段 <i>Idt</i>	第二阶段 <i>Ie</i>
$IVIdt$	1.388*** (4.22)	
<i>Idt</i>		3.447*** (2.59)
Kleibergen-Paap rk LM	17.20*** (0.0000)	
Kleibergen-Paap rk Wald F	17.78 (16.38)	
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	270	270

F 检验中 10% 偏误的临界值 16.38, 拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设; 同时, Kleibergen-Paap rk LM 统计量在 1% 水平上显著拒绝了“工具变量识别不足”的原假设。以上检验表明构造的工具变量是合理且有效的。第(2)列为第二阶段产业数字化水平与创新效率的回归结果, 产业数字化水平的估计系数为 3.447, 且在 1% 的水平下显著为正, 表明在采用工具变量控制潜在的内生性问题之后, 产业数字化水平对创新效率的提升作用仍显著。

2. 稳健性检验

基准回归结果显示, 产业数字化水平越高, 其对高技术产业创新效率的影响程度越大。为了进一步检验这一结论的稳健性, 采用替换解释变量测度方法、调整样本和滞后解释解释变量三种方法进行分析。

一是替换解释变量测度方法。采用因子分析法将产业数字化的 15 个测度指标合成一个综合指标来反映整体产业数字化水平(*Pca_Idt*)。表 6 产业数字化的回归系数为 0.152, 且通过了 1% 的显著性水平检验, 说明结果具有稳健性。

二是调整样本。北京、天津、上海、重庆四大直辖市拥有特殊的经济地位、政治地位, 在数字化转型过程中能够享受到更多的资源倾斜和政策扶持, 产业数字化水平也具有较大优势。表 7 模型(1)的回归结果表明, 在剔除四大直辖市的样本数据后, 产业数字化对高技术产业创新效率的估计系数依然显著为正。此外,

表 6 替换解释变量测度方法的稳健性检验结果

变量	<i>Ie</i>
<i>Pca_Idt</i>	0.152*** (3.42)
常数项	0.605*** (3.42)
控制变量	是
个体固定	是
时间固定	是
N	300
R ²	0.175

重大异常事件也会对地区的产业发展产生影响, 如 2020 年受新冠疫情的影响较大。表 7 模型(2)的回归结果表明, 在剔除 2020 年的样本数据后, 产业数字化对高技术产业创新效率的估计系数依然显著为正。综上所述可知, 基准回归结果具有稳健性。

三是滞后解释变量。由于产业数字化对高技术产业创新效率的影响可能不是即时的, 而是存在一定的时间滞后。例如, 企业进行数字化转型, 引入新的数字化技术和设备, 需要一定时间应用, 员工也需要时间去适应新的工作模式和技术, 之后才可能逐步体现出对创新效率的促进作用。通过滞后一期、滞后两期和滞后三期的检验, 可以捕捉这种时间滞后效应, 更准确地评估产业数字化对创新效率的影响。表 7 模型(3)—

表 7 调整样本和滞后解释变量的稳健性检验结果

变量	(1) 剔除直辖市样本 <i>Ie</i>	(2) 剔除 2020 年样本 <i>Ie</i>	(3) 滞后一期 <i>Ie</i>	(4) 滞后两期 <i>Ie</i>	(5) 滞后三期 <i>Ie</i>
<i>Idt</i>	2.356*** (2.69)	2.014*** (2.97)			
<i>L1.Idt</i>			2.096** (2.49)		
<i>L2.Idt</i>				2.086** (2.30)	
<i>L3.Idt</i>					2.416** (2.46)
常数项	0.111 (0.62)	0.165 (1.10)	0.408** (2.02)	0.388 (1.23)	0.234 (0.69)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是
N	260	270	270	240	210
R ²	0.180	0.181	0.202	0.203	0.241

(5)中的回归结果表明,滞后一期、滞后两期、滞后三期的产业数字化估计系数分别为2.096、2.086、2.416,三者均在5%的水平上显著。因此可知,基准回归结果具有稳健性。

(三)异质性分析

1.知识产权保护强度异质性

鉴于知识产权保护会对发明专利申请产生重要影响,参考杨志安和孟司雨(2024)^[16]的研究,以专利未被侵权率(*NonPI*)来衡量知识产权保护强度。具体计算方法见式(5):

$$NonPI_i=1-\frac{PIC_i}{APC_i}$$

(5)

其中,*NonPI_i*表示省(区、市)*i*在*t*时期的专利未被侵权率;*PIC_i*表示省(区、市)*i*在*t*时期的专利侵权纠纷案件数,*APC_i*表示省(区、市)*i*在*t*时期的授权专利数。

表8 知识产权保护强度异质性检验结果

变量	(1)	(2)
	知识产权保护力度小 <i>Ie</i>	知识产权保护力度大 <i>Ie</i>
<i>Idt</i>	1.738 (0.87)	1.976*** (2.93)
常数项	-0.267 (-0.71)	0.293 (1.25)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	102	198
R ²	0.284	0.225

如表8所示,产业数字化对知识产权保护力度较大地区的高技术产业创新效率具有显著的促进作用,且这种影响系数高于知识产权保护力度较小的地区。这可能是因为知识产权保护力度较大的地区能够为高技术产业的创新创造营造一个更加公平有序的市场环境,有利于激发产业的创新意愿,进而推动高技术产业创新绩效的提升。

2.区域异质性

中国各地区无论是先天自然禀赋还是后天创新资源投入都存在一定程度的差异,而这些差异会影响其创新能力和创新效率,因此需要分区域展开研究。按照国家统计局划分标准,将30个省(区、市)划分为东部、中部、西部、东北地区,并进行回归,结果见表9。

表9 区域异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区 <i>Ie</i>	中部地区 <i>Ie</i>	西部地区 <i>Ie</i>	东北地区 <i>Ie</i>
<i>Idt</i>	1.687*** (2.73)	2.531 (0.82)	2.522 (1.21)	-0.337 (-0.07)
常数项	-0.122 (-0.49)	-0.549 (-0.77)	-0.255 (-0.79)	-2.073 (-1.16)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	100	60	110	30
R ²	0.574	0.453	0.245	0.516

区域异质性检验结果显示,产业数字化对高技术产业创新效率的影响存在明显的地区差异。产业数字化对东部地区高技术产业创新效率有显著的正向促进作用,可能由于东部地区相较于其他区域,在产业数字化进程中先发优势突出,拥有更丰富的技术、人才与资金等资源,产业数字化与高技术产业融合度更高,能有力激发创新活力,提升创新效率。而对于中部、西部、东部地区,产业数字化对高技术产业创新效率的影响不显著,可能受限于数字化发展水平、基础设施及人才等因素。

(四)影响机制检验

基准回归表明,产业数字化能够有效提升中国高技术产业的创新效率。进一步从人力资本结构、产业结构角度深入探究产业数字化对高技术产业创新效率的影响机制,表10展示了产业数字化对高技术产业创新效率影响机制的检验结果。由第(1)列的结果可以

表10 机制检验结果

变量	(1)	(2)
	<i>Human_str</i>	<i>Instit</i>
<i>Idt</i>	0.066*** (4.28)	2.396*** (3.10)
常数项	0.064*** (15.19)	1.078*** (4.45)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	300	300
R ²	0.544	0.712

看出,产业数字化(*Idi*)的影响系数在1%水平上显著为正,说明产业数字化显著改善了地方人力资本结构。由第(2)列的结果可以看出,产业数字化(*Idi*)的回归系数也显著为正,说明产业数字化优化了产业结构,进一步验证了假设2和假设3。

五、结论与建议

(一)研究结论

本文从理论上剖析了产业数字化对高技术产业创新效率的作用机制,并基于2013—2022年30个省(区、市)的数据实证检验了产业数字化对中国高技术产业创新效率的影响路径。主要结论如下:一是产业数字化可以显著提升高技术产业创新效率。在东部地区以及知识产权保护力度较大的地区,提升作用尤为突出。二是产业数字化可以通过改善人力资本结构和优化产业结构两条路径提升高技术产业的创新效率。

(二)对策建议

为更好发挥产业数字化对高技术产业创新效率的赋能效应,本文提出如下对策建议:

第一,加强数字技术研发与精准创新。政府应设立数字技术研发专项基金,重点支持人工智能、大数据等关键数字技术领域的前沿研究。对企业投入数字技术研发给予税收减免、研发补贴等政策优惠,鼓励企业加大研发资金投入,建立以企业为主体、市场为导向、政府为引导的多元化数字技术研发投入体系,夯实产业数字化的技术基础,从而赋能高技术产业创新发展。同时,企业应以产业数字化实际需求为核心导向,深入调研行业痛点、发展瓶颈与未来趋势,明确数字技术研发方向,确保创新资源精准投入到最急需、最具价值的领域,避免资源分散与低效投入。

第二,提升高技术产业创新效率的整体水平。增加高技术产业的研发资金投入,鼓励高校和科研机构与企业开展产学研合作,加快科技成果转化。加强对高技术产业人才的培养和引进,设立相关人才培养计划和吸引人才的优惠政策,如提供住房补贴、科研启动资金等,提高高技术产业人才的整体素质和数量,为提升创新效率提供人力保障。

第三,推动区域数字化与知识产权保护协同发展。基于东部、中部、西部、东北地区不同的发展情况,实施差异化的数字化发展策略,深化各地区的科技创新合作,构建协同创新共同体,缩小地区间科研水平差距,推动各地区协同、平衡发展。政府应优化知识产权

保护体系加大知识产权保护执法力度,完善法治环境,注重知识产权保护对高技术产业研发支出的引导和激励作用。同时,各地区应紧密结合自身高技术产业的发展实际,深入实施关于加强知识产权保护的相关改革举措,为高技术产业创新效率的提升提供坚实的保障。

第四,强化人力资本效应与产业结构效应的传导机制。推动数字技术深度融入高技术产业的各个环节,加快产业结构的优化升级,促进新旧动能转换,为产业创新发展提供强有力的技术支撑。高等院校与科研院所应紧密围绕数字经济的研发创新、基础研究和产业发展等关键领域,合理设置相关专业并加大对专业人才的培养力度,为高技术产业创新发展提供坚实的人才保障。◆

参考文献:

- [1]李永红,黄瑞.中国数字产业化与产业数字化模式的研究[J].科技管理研究,2019,39(16):129-134.
- [2]赵雪梅,侯经川.“互联网+”对产业升级的促进机制研究:基于SCP模型[J].信息资源管理学报,2020,10(3):60-69.
- [3]张立杰,梁锦凯.中国丝绸之路经济带沿线省(市、区)高技术产业创新效率研究:基于DEA-Malmquist-Tobit方法[J].科技进步与对策,2019,36(13):68-75.
- [4]张旻,刘新梅,王文斌.企业开放、企业家精神对高新技术产业创新效率影响的实证[J].统计与决策,2019,35(9):182-185.
- [5]张矿伟,俞立平,张宏如,等.数字化转型对高技术产业创新的影响机制与效应研究[J].统计研究,2023,40(10):96-108.
- [6]俞立平,朱莹,金鹏,等.数字化转型、高技术产业技术创新与成果转化[J].中国科技论坛,2023(12):72-83.
- [7]殷群,田玉秀.数字化转型影响高技术产业创新效率的机制[J].中国科技论坛,2021(3):103-112.
- [8]袁徽文,高波.数字经济发展与高技术产业创新效率提升:基于中国省级面板数据的实证检验[J].科技进步与对策,2022,39(10):61-71.
- [9]吕洪燕,于翠华,孙喜峰,等.人力资本结构高级化对科技创新绩效的影响[J].科技进步与对策,2020,37(3):133-141.
- [10]袁航,朱承亮.国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J].中国工业经济,2018(8):60-77.
- [11]林妍.产业数字化与绿色技术创新耦合协调调度与分析[J].中国流通经济,2023,37(2):68-78.
- [12]代新玲,刘伟.产业数字化、技术创新与城市经济韧性[J].中国流通经济,2022,36(12):81-91.
- [13]杨文溥.中国产业数字化转型测度及区域收敛性研究[J].经济体制改革,2022(1):111-118.
- [14]李彦龙.税收优惠政策与高技术产业创新效率[J].数量经济

技术经济研究,2018,35(1):60-76.

[15] GOLDSMITH-PINKHAM P, SORKIN I, SWIFT H. Bartik Instruments: What, When, Why, and How [J]. American

Economic Review, 2020, 110(8), 2586-2624.

[16] 杨志安, 孟司雨. 数字基础设施建设对高技术产业创新绩效影响的实证检验[J]. 统计与决策, 2024(5): 73-78

A Study on the Impact of Industrial Digitalization on the Innovation Efficiency of China's High-tech Industries

Chen Hanlin, Yao Wenwen, Wu Junhe

Abstract: The high-tech industry occupies a core position in the contemporary international economy and trade, and its innovation ability and market potential have been significantly enhanced through digitalization. Based on the panel data of 30 provinces (autonomous regions and municipalities, excluding Tibet, Hong Kong, Macao and Taiwan) in China from 2013 to 2022, this paper empirically analyzes the impact of industrial digitalization on the innovation efficiency of China's high-tech industries and puts forward countermeasures. The results show that: (1) digital technology significantly improves the innovation efficiency of high-tech industries; (2) Industrial digitalization improves innovation efficiency by improving the human capital structure and optimizing the industrial structure, and the latter is more significant; (3) The effect of industrial digitalization is more significant in the eastern region and in areas with strong intellectual property protection. Finally, some countermeasures and suggestions are put forward, such as strengthening the R&D and precise innovation of digital technology, improving the overall level of innovation efficiency of high-tech industries, and promoting the coordinated development of regional digitalization and intellectual property protection and so on, which are to better play the enabling effect of industrial digitalization on the innovation efficiency of high-tech industries.

Key words: innovation efficiency; high-tech industry; industrial digitization; Super-SBM model

(责任编辑: 萧静)

企业 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响研究

王朝阳

(黄淮学院 经济与管理学院,河南 驻马店 463000)

摘要:在全球产业链重构加速与制造业转型升级的双重挑战下,通过 ESG 实践增强供应链韧性是值得研究的话题。以上市公司 ESG 评级作为准自然实验,以 2011—2023 年 A 股制造业企业为样本,运用多时点 DID 模型考察 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响机制。研究发现:(1)ESG 评级能显著提升制造业供应链韧性;(2)机制检验表明,ESG 评级通过增强企业供应链话语权、驱动实质性技术创新、缓解融资约束三条传导路径提升制造业供应链韧性;(3)异质性分析显示,民营企业、高资本密集度企业以及高市场化地区企业的政策响应更为显著。文章系统揭示了 ESG 评级对供应链韧性的结构性影响,以期 ESG 赋能产业链现代化提供理论支撑与实践证据。

关键词:ESG 评级;供应链韧性;供应链话语权;技术创新;融资约束

中图分类号:F230

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)05-0059-12

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.05.006

一、引言

2022 年 12 月,习近平总书记在中央经济工作会议上强调,“要切实提升产业链供应链韧性和安全水平,抓紧补短板、锻长板”。近年,国际形势复杂多变,全球贸易规则开始由关税同盟、共同市场和自由贸易协定共同主导。贸易保护主义和逆全球化思潮的进一步加强,导致全球供应链分工的调整,引致我国制造业面临非对称性风险冲击。根据世界银行《2023 年全球供应链风险指数报告》数据,中国制造业供应链中断风险系数较 2019 年上升 19.7 个百分点,其中受地缘政治敏感技术领域影响占比达 61%。因此,在外部环境的复杂性和不确定性下,我国制造业需不断转型,增强产业韧性,积极寻求抵御风险、恢复生产、增加利润的有效路径。总体而言,我国制造业供应链韧性相对较高,但也面临许多压力,如某些领域的核心技术受到限制、成本上升导致供应链某些环节的迁移等。因此,如何筑牢现代化经济体系的安全底座,提升制造业供应链韧性

成为研究的焦点。

企业是供应链上的核心节点,提高制造业供应链韧性就要解决企业的互联互通问题。近年,ESG 概念成为国际商业领域的关键话题。ESG 是对企业可持续发展能力的综合评价,强调企业发展不仅要关注经济方面,还要从生态环境、社会责任和公司治理三个方面考虑其抗风险能力、企业文化和企业制度,从而能更好地反映企业可持续发展的内在价值(王瑶等,2022)^[1]。ESG 理念可兼顾所有利益相关者的权益,不仅强调企业要加强内部管理制度,增强管理层的责任意识和信誉,还能更好地平衡企业所有者、管理者、员工、供应商、消费者和其他社会公众的利益(方先明和胡丁,2023)^[2]。利用 2011—2023 年中国 A 股制造业上市公司的数据,从多个维度构建制造业供应链韧性指标体系并进行测度,通过理论分析和实证检验,探讨企业 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响及作用机制。

基金项目:河南省社会科学界联合会调研课题“企业 ESG 表现对河南制造业产业链韧性的影响研究”(SKL-2024-1904);国家社科基金项目“共同富裕背景下数字赋能新疆旅游业创新发展的机制研究”(22BJY150)

作者简介:王朝阳,女,博士,讲师,研究方向为企业管理。

二、文献综述

(一)关于ESG评级及其经济效应的研究

ESG评级是对企业发展的综合评价,“E”是对企业环境管理的评价,“S”是对企业社会责任的评价,“G”是对公司治理的评价。在可持续发展理念下,企业不仅主动披露ESG信息,第三方评级机构根据相关信息也对企业进行ESG评级(胡洁等,2023)^[3]。然而,由于不同评级机构使用的模型和数据不一致,同一企业的ESG评级存在显著差异,评级差异越大,公司股票的波动越大(Christensen等,2021)^[4],外部融资成本就越高(黄珺等,2023)^[5]。根据利益相关者理论,ESG评级有利于缓解企业的信息不对称,但评级分歧可能会削弱该效应,企业管理者可能会利用ESG评级来掩盖其不良的财务业绩,转移投资者的注意力,并将ESG评级带来的信息传递效应扭曲为信息掩蔽效应(周泽将等,2023)^[6]。同时,ESG评级可能会对内部治理水平较低、外部监管较少的企业产生负面影响(王垒等,2024)^[7]。

学术界对ESG评级经济效应的研究主要集中在三个方面:企业价值(王波和杨茂佳,2022)^[8]、财务绩效(Flammer,2018;严伟祥等,2023)^[9-10]、投融资(武晓芬等,2023)^[11]。现有研究中,ESG评级对企业的影响存在差异。部分学者认为ESG评级可同时提高企业内部的长远价值和改善企业外部信息的不对称性。Fatemi等(2015)^[12]认为ESG评级不仅可以提高企业透明度,缓解信息不对称,还有助于塑造良好的社会形象,加强企业与利益相关者之间的密切关系,提高公司声誉。Kumar等(2016)^[13]研究发现ESG评级高的企业可向外界传递良好企业声誉的信号,既可以提高企业价值,又可降低企业未来的财务风险。徐祥兵等(2023)^[14]认为ESG评级可以降低企业的应计盈余管理水平,维护资本市场稳定,提高投资效率。也有学者认为ESG评级也可能成为企业管理者获利的工具,企业通过披露虚假的社会责任报告来掩盖自己的不当行为。Friedman(2007)^[15]认为企业如果在社会和环境责任方面投入更多的资源,就会对其核心项目产生挤出效应,从而削弱其竞争优势。Ruhaya等(2018)^[16]认为ESG评级具有很强的外部性,因此管理者很可能使用ESG评级来实现自我盈利。由此可见,现有关于ESG评级经济效应的文献主要集中在企业本身,缺乏基于供应链角度的文献,本文将作有效补充。

(二)关于制造业供应链韧性影响因素的研究

“韧性”是心理学、生态学等学科的重要研究课题,

在供应链管理中,目前尚未有统一的供应链韧性定义。Ponomarov和Holcomb(2009)^[17]认为当供应链面临危机时,供应链韧性可表现为准备、应对、恢复和增长四个阶段,并将其定义为在发生突发事故和中断时所表现出的反应,韧性越强,就越有能力保持供应链功能和结构的稳定性。现有文献从不同角度分析了制造业供应链韧性的影响因素。张树山和谷城(2024)^[18]认为供应链韧性是指供应链在危机面前快速抵御和处理外界变化的能力,提高企业核心竞争力是提升供应链韧性的重要途径。胥玥雯和杨森(2023)^[19]认为在大数据环境下,制造业的发展环境和格局发生重大变化,数字经济是提高制造业供应链韧性的有效途径。张良成等(2023)^[20]研究发现数字经济可以通过提升产业创新、促进产业升级等渠道提升制造业产业链韧性。谷城和张树山(2023)^[21]认为数字经济可通过提高企业技术创新能力和地区人力资本质量等路径提升供应链韧性,同时数字经济对供应链韧性的影响具有异质性。

由上述分析可知,关于ESG评级的研究主要集中在经济效应方面,如获得投资者认可、增强企业竞争优势、降低企业融资成本、增加市场价值等。关于制造业供应链韧性的研究主要集中在宏观层面,微观层面的文献相对有限。因此,本文将ESG评级和制造业供应链韧性纳入同一研究框架,从理论和实证两个角度深入分析ESG评级对制造业供应链韧性的影响机制,为企业治理和制造业发展提供更坚实的经验证据,可能的贡献主要有三个方面:第一,研究视角方面,将ESG评级的经济效应从企业自身扩展到供应链视角,从供应链韧性角度出发,考察企业ESG评级对制造业供应链韧性的影响机制。第二,研究内容方面,将ESG评级和供应链韧性纳入同一分析框架,全面考察ESG评级对制造业供应链韧性的影响机制。第三,研究方法方面,构建制造业供应链韧性的多维指标体系,将“商道融绿首次公布ESG评级”这一事件作为外生冲击,利用多时点双重差分法研究ESG评级对制造业供应链韧性的影响,可有效克服直接使用ESG评级数据所带来的内生性问题。

三、理论分析与研究假设

(一)企业ESG评级与制造业供应链韧性

供应链韧性是指供应链上的上下游企业面对慢性压力或急性冲击的应对能力,包括防止供应链断链、保持自身稳定的“稳链”能力,调整并恢复原有状态的“补链”能力,重构内部组织和更新运行模式的“强链”能

力。供应链是一种介于企业和市场之间的中间组织,影响供应链韧性的重要环节是供应链上的资金流、信息流和物流等。ESG 评级可实现企业和市场的有效连接,通过提高企业的内在价值,改善企业的外部环境(盛昭瀚等,2022)^[22],缓解企业与利益相关者的信息不对称,使企业获得更强的抗风险能力、更高的经济收益,进而实现供应链韧性的提升。因此,从供应链抵抗力、恢复力和转型力三方面分析 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响。

供应链抵抗力。供应链节点越重要,供应链就越脆弱,较高密度的供应链节点会降低供应链韧性,而企业 ESG 评级可有效维持制造业供应链的稳定性。一方面,ESG 评级较高的企业拥有良好的市场声誉,能够与利益相关者建立稳固的“制度信任”,有利于突破由于大客户的限制而延长应收账款截止日期或被迫降低产品价格的困境(李颖等,2023)^[23],从而丰富业务合作伙伴,降低客户集中度。同时,ESG 评级可向市场传递更加全面有效的企业信息,降低信息不对称和信息搜索成本。因此,ESG 评级较高的企业可以有效降低交易成本,有利于企业获得新客户、丰富客户群。另一方面,ESG 评级高的企业具有较强的社会责任感,注重保护供应链上供应商和客户的利益,与供应链各环节实现合作共赢,有利于保障供应链安全,提高产品和服务质量。在供应链中,上游供应商和下游客户也更愿意与关注其利益的企业合作,以确保供应链的安全运行。

供应链恢复力。传统供应链各环节存在“信息孤岛”现象,无法实现供需的精准匹配,从而导致企业间业务无效对接,而 ESG 评级可有效解决供应链上下游企业的信息不对称问题。一方面,ESG 评级作为连接企业和市场的桥梁,可促进供应链上企业的信息交流和知识整合,企业可以捕捉市场合作伙伴的业务动向,并迅速做出反应并与其保持协同合作关系,从而降低供应链断链风险。ESG 评级还可及时向外界传递企业的潜在风险,企业利益相关者将直接发挥监督和约束作用,最大限度地降低供应链上企业道德风险和逆向选择的可能性,提高信息共享的安全性,降低供应链治理的外部成本(肖红军等,2024)^[24],增强供应链运营柔性。另一方面,ESG 评级有助于增强供应链上企业间的信任能力,有效降低存货减少和违约风险带来的成本,成本减少所带来的价格优势可增强生产-消费粘性,引导企业增加资源投入,获得更多市场机会,促进企业整合具有竞争优势的供应链,减少企业冗余,降低

成本黏性(信春华等,2024)^[25],提高资金周转率,从而提升供应链上企业资源交换的韧性。

供应链转型力。在原有生产和分配结构下,传统供应链严重依赖固有的增长模式,导致其增长轨迹受到约束,限制企业转型发展,使之无法适应新市场,增加了供应链“断裂”风险,而 ESG 评级可有效缓解供应链低端锁定困局。一方面,自然资源和劳动力分布是影响传统制造业供应链节点的主要因素,在 ESG 理念下,影响企业布局的重点因素是市场信息源和创新知识源,信息技术的可及性和获取成本已成为制造企业选址的关键因素,使制造业供应链形成高度互联、协同的网络组织形式(刘怡等,2023)^[26]。ESG 理念下形成的供应链网络组织具有动态性、开放性,为知识整合和创新提供了土壤,可有效提高供应链上企业的资源交换效率、风险预警能力和组织适应能力。另一方面,ESG 评级较高企业在产品生产和销售环节融入 ESG 理念,企业倾向于增加研发投入,提高创新水平,通过产品差异化增强市场竞争力,巩固市场地位,有助于企业适应新环境,在危机面前保持业务连续性,增强供应链韧性。

基于上述论述,提出假设 1: ESG 评级有助于提升制造业供应链韧性。

(二) 企业 ESG 评级、供应链话语权与制造业供应链韧性

ESG 评级有利于提高企业在供应链中的话语权,从而提高供应链韧性。供应链话语权是一种重要的社会资本,反映了企业在供应链中主导各种商业活动的的能力,包括企业在行业中的竞争力、对上下游企业的议价能力、对供应商和客户的依赖以及替代能力,有助于企业赢得社会资本的信任,提高企业的可持续经营水平。ESG 评级较高说明企业已将 ESG 理念融入原材料选择、产品生产和销售等各个方面,赋予产品新的外观和功能属性,这也意味着企业向外界传递了积极履行社会责任的信号,不仅有助于增强其他企业与其合作的意愿,扩大企业的供应商和客户资源,优化供应商和客户结构(林钟高和韦文滔,2023)^[27],缓解企业对少数供应商和大客户的依赖,还为新产品创造了品牌差异,既满足客户的新需求,又提高企业在市场上的知名度,从而增强企业在供应链中的话语权。通过履行 ESG 责任而提升的供应链话语权,在不利事件发生时能够持续为企业创造价值,有效保护企业免受或少受负面事件冲击,进而增强企业的供应链韧性。

(三) 企业 ESG 评级、技术创新与制造业供应链韧性

ESG 评级可以实现技术的迭代更新,从而提升供应链韧性。在传统生产方式下,制造业企业积累了大量的生产经验,由生产经验和干中学效应所产生的创新活动在企业内部的传递往往是低效率的。随着 ESG 理念的不断深化,ESG 评级拓宽了企业与投资者的互动渠道,提高了投资者对企业能力的认可度,降低了投资者的交易成本,促使企业获得充足的资源进行技术创新(刘建秋和徐雨露,2024)^[28]。ESG 评级可为资本市场评估企业的价值提供参考,不仅有利于企业尽早实现价值以抵消技术研发活动造成的损失,从而实现外部研发活动的内部化,为创新投资提供激励,还可将企业的研发活动透明化,有助于将分散在企业内部的不同技术和知识汇集起来,最终形成实质性创新,并在供应链上迅速传播,增强供应链抵御风险的能力,提高其韧性。ESG 评级促使企业利益相关者发挥监督和约束作用,确保企业管理者重视长期发展,减少经营短视行为,增加企业研发投入以提升可持续竞争力。此外,ESG 评级是不断更新的,评级高的企业会时刻关注市场变化,不断增加对新产品、新服务和新业态的研发投入,确保产品和服务的高质量、高标准,有助于缓解外界环境变化对企业业务的冲击,增强其供应链韧性。

(四) 企业 ESG 评级、融资约束与制造业供应链韧性

ESG 评级有利于缓解企业融资约束,从而提高供应链韧性。在传统金融供应模式下,金融政策实施具有滞后性,在面对风险冲击时,供应链主体不能及时获取资金,从而难以维持供应链主体的稳定运营。ESG 评级可向外界传达积极信息,有助于在危机期间保持企业融资的可得性和持续性,从而对供应链韧性产生积极影响。ESG 评级高的企业融资能力较强,ESG 评级向外界传递企业积极履行社会责任和内部治理结构完善的信号,有助于减少投资者对企业未来业务运营不明确的担忧,降低风险溢价的补偿要求,增强合作意愿。此外 ESG 评级还有助于企业获得金融机构和政府机构的金融资源,使企业有更充足的资源去应对风险冲击,提高其抗风险能力。ESG 评级较高的企业可通过信息监管机制和声誉保险机制降低其运营和债务违约风险以及融资成本,缓解其面临外部危机时的融资困难。因此,ESG 评级较高的企业融资更快、更便捷,资金也更加充裕,资金周转速度更快,企业在动荡

的市场环境下可有效识别供应链网络中的潜在危机和断点,保持其供应链韧性。

基于上述论述,提出假设 2:ESG 评级可通过提高企业供应链话语权、促进企业技术创新和缓解企业融资约束来提升制造业供应链韧性。

四、研究设计

(一) 模型设计

资本市场上的各类投资者和利益相关者高度重视企业 ESG 评级,现有的 ESG 评级主要由第三方评级机构发布,因此 ESG 评级可被视为外部市场的管理机制。本文将商道融绿的 ESG 评级发布作为“准自然实验”,将实验组企业首次公布的 ESG 评级时间作为时间起点,将其他未评级企业作为对照组,采用多时点双重差分模型研究 ESG 评级对制造业供应链韧性的影响。基准回归模型如下:

$$Scr_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 ESG_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表企业和年份; Scr_{it} 为被解释变量,即制造业供应链韧性; ESG_{it} 为核心解释变量,若企业 i 在第 t 年公布评级数据,则 t 年及之后取值为 1,其余取值为 0; X_{it} 为影响供应链韧性的一系列控制变量; ε_{it} 为随机误差项; u_i 、 η_t 分别代表个体、时间固定效应。

(二) 变量选择

1. 被解释变量:供应链韧性(Scr)

供应链韧性是指供应链应对危机冲击的能力。具体而言,是指外部环境发生变化时,供应链在面对不利冲击时能够保持稳定,不断调整适应,有序恢复原状,并进一步发展演化,实现链条全面升级的能力。现有文献主要采用因子分析法测度供应链韧性。李维安和马茵(2022)^[29]利用量表分析法提炼出衡量供应链韧性的三个维度,分别是核心能力、敏捷性和弹性。王会艳等(2024)^[30]利用因子分析法测度供应链韧性,涵盖了企业营运能力、企业知识存量、企业管理费用、供应链集中度等 7 个定量指标。本文在上述文献基础上,基于供应链韧性的内涵,从抵抗力、恢复力、转型力三个方面构建我国制造业供应链韧性评价指标体系,并采用熵权法进行测度。(1)抵抗力:反映了企业在面临外部冲击时摆脱当前发展轨迹的难易程度。企业的规模决定了其抵御风险的能力,同时企业的成本管理直接影响利润实现,并决定了企业的抗风险能力。从规模、成本两个角度选取评价供应链抵抗力的相关指标。(2)恢复力:主要指企业在面临外部冲击时,通过组织结构变化等适应性转型措施,恢复原有发展路径的能力。

从资金收益周转两方面选取评价指标。(3)转型力:主要指企业在发展过程中通过积累知识资本进行改革,不断培育竞争优势的能力。从人力资本方面选取指标。具体指标体系见表1。

表 1 供应链韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	指标计算	指标方向
抵抗力	固定资产	原值-累计折旧-减值准备	+
	营业成本	主营业务成本+其他业务成本	-
	资产负债率	负债总额/资产总额	-
	产权比率	负债总额/所有者权益总额	-
	员工数量	在职员工总数	+
	权益乘数	1/股东权益比例	-
恢复力	销售净利率	净利润/销售收入	+
	净资产收益率	净利润/平均净资产	+
	存货周转率	销售成本/平均存货余额	+
	应付账款周转率	营业成本/应付账款平均额	+
	应收账款周转率	营业收入/应收账款平均额	+
转型力	研发人员占比	企业技术人员数/员工总数	+
	高等教育员工比	本科及以上学历人员数/员工总数	+
	研发投入占比	研发投入/营业收入	+

2.核心解释变量:ESG 评级(ESG)

随着 ESG 理念的不断深入,第三方评级机构(如华证、彭博、社会价值投资联盟等)开始对企业进行 ESG 评级。其中,商道融绿机构在 2015 年公布了 A 股上市公司的 ESG 评级数据,具有较强的权威性,资本市场对其高度关注。此后,越来越多的企业为实现内在价值,自愿披露 ESG 信息,并逐步纳入商道融绿评级体系。因此,由该机构发布的 ESG 评级数据为准自然实验模型中实验组和处理组的构建提供了条件。基于此,参考胡洁等(2023)^[3]的做法,根据该机构公布的名单,企业在当年及以后公布 ESG 评级数据则取值为 1,反之为 0。另外,为保证结论的准确性,采用华证、彭博 ESG 评级数据对其替代并进行再次检验。

3.控制变量

为提高研究精度,参考王会艳等(2024)^[30]的研究,在模型中加入可能会对供应链韧性产生影响的控制变量,包括:经营年限(Age),即公司成立的年限;董事会规模(Size),即董事会人数;审计机构是否为“四大”(Big),如果审计机构为国际四大会计师事务所则取值为 1,否则取值为 0;每股净资产(Bps),为股东权益总额与普通股股数之比;每股收益(Eps),为净利润与年末普通股股票之比;机构投资者持股比例(Inst),为机构投资者股数与总股数之比;独立董事比(Out),为独立董事人数占董事会总人数之比;管理层持股比例

(Msh),为管理层持股数量与总股数之比。

(三)样本选择和数据来源

由于 2015 年商道融绿机构开始公布 ESG 评级数据,选择 2011—2023 年中国沪深 A 股制造业上市公司数据并进行了 1%的缩尾处理,进一步剔除 ST、PT 公司和数据缺失严重的公司,存在少量缺失值的企业数据用均值法补齐,最终得到 13608 个样本观测值。所需数据来源于 Wind 数据库、CSMAR 数据库、CNRDS 数据库、Choice 数据库。变量的描述性统计见表 2。

五、实证分析

(一)基础回归

ESG 评级影响制造业供应链韧性的检验结果见表 3。其中,列(1)为控制时间、个体固定效应,不加控制变量稳健标准误的回归结果,结果表明 ESG 评级可显著提升制造业供应链韧性。列(2)是在列(1)基础上增加控制变量的回归结果,研究结论不变。因此,基础回归结果表明,企业 ESG 评级有利于提高制造业供应链韧性,本文假设 1 得以验证。由列(2)可知,ESG 评级对制造业供应链韧性的影响在 1%的水平下显著为正,说明 ESG 评级能够使发布企业的供应链韧性相对于未发布企业的供应链韧性提升 0.0271 个单位。这表明 ESG 评级是一种优秀的风险管理策略,可以帮助企业更好地管理风险,增强其在供应链中的抵抗力,减少外部危机对生产、经营和管理活动造成的损失,确保企业

表2 变量的描述性统计

变量分类	变量	变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Scr</i>	供应链韧性	13608	0.245	0.496	0.013	8.240
解释变量	<i>ESG</i>	ESG 评级	13608	0.212	0.409	0	1
控制变量	<i>Age</i>	经营年限	13608	18.261	6.223	1	46
	<i>Size</i>	董事会规模	13608	8.668	1.610	4	18
	<i>Big</i>	审计机构是否为“四大”	13608	0.056	0.231	0	1
	<i>Bps</i>	每股净资产	13608	4.835	3.307	0.116	18.884
	<i>Eps</i>	每股收益	13608	0.367	0.663	-1.462	3.4567
	<i>Inst</i>	机构投资者持股比例	13608	0.457	0.233	0.004	0.911
	<i>Out</i>	独立董事比	13608	0.373	0.054	0.3333	0.5714
	<i>Msh</i>	管理层持股比例	13608	0.0851	0.1592	0	0.8972

表3 基准回归

变量	(1)	(2)
<i>ESG</i>	0.0392*** (2.61)	0.0271*** (4.65)
<i>Age</i>		0.0082*** (10.18)
<i>Size</i>		0.0078*** (4.50)
<i>Big</i>		0.0367*** (2.75)
<i>Bps</i>		0.0086*** (12.39)
<i>Eps</i>		-0.0042** (-2.02)
<i>Inst</i>		0.0767*** (5.46)
<i>Out</i>		-0.0565 (-1.36)
<i>Msh</i>		-0.0121 (-0.58)
常数项	0.1757*** (26.10)	-0.0461 (-1.47)
年份固定	是	是
企业固定	是	是
N	13608	13608
R ²	0.1058	0.1172

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。表同。

生产经营的可持续性。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验

结果变量在实验组和对照组之间满足平行趋势假设是采用多时点双重差分模型的基本前提。因此,为评估 ESG 评级的影响效应,采用事件分析法检验企业

ESG 评级当年及之前年份的供应链韧性提升效应,构建模型如下:

$$Scr_{it}=\beta_0+\beta_1ESG_{it}^{-3}+\beta_2ESG_{it}^{-2}+\cdots+\beta_7ESG_{it}^3+\sum Control_{i,jt}+\varepsilon_{it}\tag{2}$$

其中, $ESG^{±n}$ 为企业是否公布 ESG 评级这一事件的虚拟变量,当实验组企业在公布 ESG 评级之前的第 n 年时, ESG^{-n} 定义为 1,当实验组企业在公布 ESG 评级之后的第 n 年时, ESG^n 定义为 1,否则 $ESG^{±n}$ 定义为 0; $\sum Control$ 表示一系列控制变量。

ESG 评级效果的动态特征如图 1。结果表明在 ESG 评级前,在 95%的置信区间下,ESG 评级对供应链韧性的回归系数在实验组和对照组中不存在显著差异,满足了平行趋势检验;但在 ESG 评级后,回归系数 β_n 显著为正,说明实验组的供应链韧性相比于对照组明显上升,且回归系数在 ESG 评级后的第四年至第五年间大幅上升,表明 ESG 评级对制造业供应链韧性的提升效应具有持续作用。

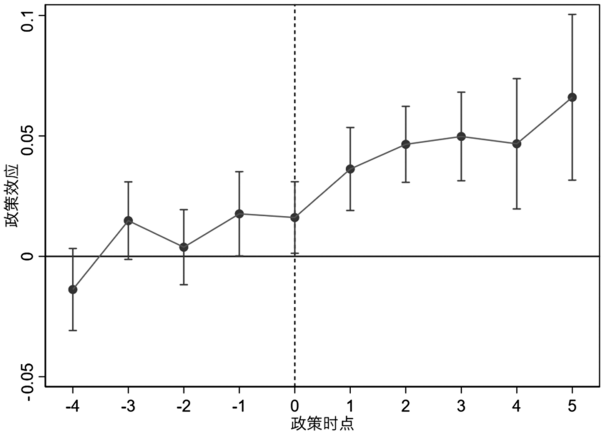


图1 平行趋势图

2.安慰剂检验

安慰剂检验主要识别模型中不可观测的遗漏变

量。为了检验ESG评级对制造业供应链韧性的影响不是由偶然性因素引起的,参照政策评估文献的标准做法,依据模型(1)中核心解释变量的分布状况,通过重复随机500次产生的虚拟变量代替ESG,并用基准回归模型再次估计,若估计系数为0,则模型中不存在不可观测的遗漏变量影响估计结果。检验结果如图2。结果表明,随机估计系数的均值非常接近0(在500次回归分析中,所有估计系数均未超过基准回归中真实政策变量对应的0.0271),且估计系数以0为中心呈正态分布,其方差小于0.1。说明ESG评级对制造业韧性的影响不存在遗漏变量的影响,回归结果具有稳健性。

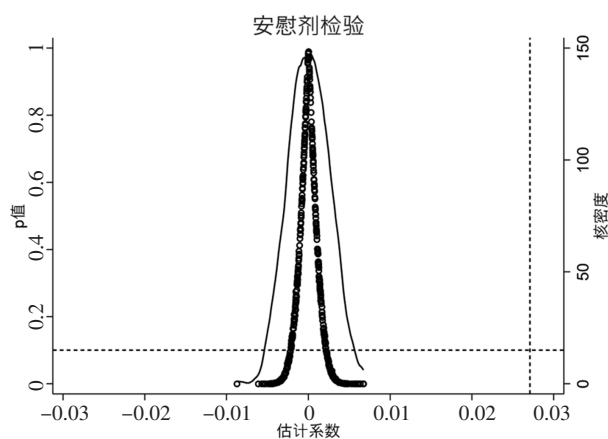


图2 安慰剂检验

3.PSM-DID法

基于利益相关者理论,商道融绿机构可能会对信息量较全面的大型上市公司进行ESG信息披露,因而模型可能存在样本选择偏误问题。为降低该误差,进一步采用倾向匹配得分法(PSM)为实验组企业重新匹配对照组。利用Logit模型将控制变量作为匹配变量,分别采用卡尺匹配、核匹配和邻近匹配三种方法进行检验,匹配后的样本分别是10712个、10583个和10597个;将未匹配样本剔除后,重新利用多时点双重差分模型进行检验,回归结果见表4。结果表明ESG评级对供应链韧性的回归系数在1%水平下仍显著为正,表明基准模型不存在样本选择偏误问题,上文结论可靠。

4.其他稳健性检验

为保证ESG评级对制造业供应链韧性的政策效果评估具有可靠性,进一步采用以下四种方法进行稳健性检验:①参考胡洁等(2023)^[3]的研究,采用华证ESG评级数据重新衡量核心解释变量。②参考方先明

表4 PSM-DID检验

变量	卡尺匹配	核匹配	邻近匹配
ESG	0.0269*** (4.62)	0.0374*** (6.41)	0.0265*** (4.56)
常数项	-0.0521 (-1.64)	0.0071 (0.35)	0.1326*** (7.53)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
企业固定	是	是	是
N	10712	10583	10597
R ²	0.1173	0.0973	0.1155

和胡丁(2023)^[2]的研究,选取彭博ESG评分作为核心解释变量的替代变量。③考虑到提高企业供应链韧性需要时间积累,ESG评级对供应链韧性的影响应该具有持续性。为验证这一结论,对供应链韧性滞后一期进行验证。④考虑到新冠疫情对供应链韧性的特殊影响,将样本期限定为2019—2022年,通过考察供应链面临多重压力情境下ESG评级的作用效果。以上回归结果见表5(1)—(4)列,结果表明企业ESG评级对供应链韧性的回归系数在1%水平下仍显著为正,说明本文结论稳健可靠。

表5 其他稳健性检验

变量	替换解释变量		(3)	(4)
	(1) 华证	(2) 彭博	被解释变量 滞后一期	改变样本 区间
ESG	0.0108*** (5.38)	0.0035*** (5.13)	0.0345*** (6.18)	0.0442*** (5.55)
常数项	-0.1079*** (-3.47)	-0.1121* (-1.71)	0.0273 (0.85)	-0.5447*** (-7.40)
控制变量	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
N	13608	5747	12210	4392
R ²	0.1177	0.1098	0.1209	0.1734

六、机制检验

为进一步探索企业ESG评级对供应链韧性的影响机制,以供应链话语权、技术创新和融资约束为机制变量,深入讨论ESG评级对制造业供应链韧性的作用机制。

(一)供应链话语权机制

供应链话语权是指企业在供应链各环节商业行

为中的主导能力,主要表现在以下方面:企业在行业中的比较优势、能否获得更多的预付或应付款项、能否为自己制定有利的商业条款、对供应商和客户的依附及更换能力、对供应链上下游企业的谈判能力等。其中,供应链话语权最主要的是企业在供应链不同节点同上下游供应商和客户之间的关系,因此将供应链话语权分为供应商话语权、客户话语权两部分,采用供应链集中度衡量。其中,将SC定义为上市企业前五大供应商和客户的采购销售比之和的平均值,SC值越大,说明企业对上游供应商和下游客户的依附度越高;将SAB定义为上市企业前五大供应商采购额占当年企业采购总额的比重;将SAC定义为上市企业前

五大客户销售收入额占当年企业销售收入总额的比重。SAB和SAC均为反向指标,值越大,说明企业在供应链中越容易受到供应商和客户主导,在供应链中的话语权就越小。表6为供应链话语权机制的检验结果,第(1)、(3)、(5)列是ESG评级对供应链话语权的回归结果,回归系数在1%或5%水平下显著为负,说明ESG评级可显著提高企业的供应链话语权。第(2)、(4)、(6)列是供应链话语权对供应链韧性的回归结果,回归系数在1%水平下显著为负,说明供应链话语权的提高可增强供应链韧性。可见,ESG评级可通过提高企业供应链话语权增强其供应链韧性。

表6 供应链话语权机制检验

	SC		SAB		SAC	
	(1) SC	(2) Scr	(3) SAB	(4) Scr	(5) SAC	(6) Scr
ESG	-0.8512*** (-2.64)	0.0176*** (2.90)	-0.8812** (-2.10)	0.0194*** (3.16)	-1.0239*** (-2.67)	0.0258*** (4.44)
SC		-0.0007*** (-3.77)				
SAB				-0.0005*** (-3.58)		
SAC						-0.0003*** (-2.79)
常数项	37.3399*** (17.29)	-0.0521 (-1.26)	41.3706*** (14.77)	-0.0519 (-1.26)	28.4608*** (13.76)	-0.0378 (-1.20)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
N	13608	13608	13608	13608	13608	13608
R ²	0.0092	0.1132	0.0141	0.1116	0.0049	0.1186

(二)技术创新机制

ESG评级可促进企业积极承担社会责任,增进与利益相关者的交流与联系,帮助企业获取创新所需资源,促进企业技术创新,增强其供应链韧性。发明专利和实用新型专利的原创性较高,因此本文从实质性创新视角出发,分别采用专利申请量(APP)、发明专利申请量(IAP)和实用新型专利申请量(SAP)衡量企业技术创新,对原始数据加1取自然对数处理。表7为技术创新机制的检验结果,第(1)、(3)、(5)列是ESG评级对企业技术创新的回归结果,第(2)、(4)、

(6)列是企业技术创新对供应链韧性(Scr)的回归结果。由表7可知,在1%的水平下回归系数均显著为正,说明ESG评级可显著促进企业技术创新,技术创新水平的提高又可进一步增强其供应链韧性。可见,ESG评级可通过提高企业技术创新水平提升其供应链韧性。

(三)融资约束机制

ESG评级能够缓解企业与外部投资者之间的信息不对称,进而缓解企业的融资约束,加速企业的资金周转,保持其供应链韧性。选取SA指数(SA)、KZ指数

表7 技术创新机制检验

	APP		IAP		SAP	
	(1) APP	(2) Scr	(3) IAP	(4) Scr	(5) SAP	(6) Scr
ESG	0.0620*** (5.61)	0.0101*** (4.84)	0.0720*** (6.88)	0.0096*** (4.63)	0.0562*** (4.96)	0.0104*** (7.55)
APP		0.0166*** (9.83)				
IAP				0.0205*** (11.52)		
SAP						0.0124*** (7.55)
常数项	0.1359 (0.84)	0.0414 (1.35)	-0.4432*** (-2.89)	0.0527* (1.73)	-0.2463 (-1.48)	0.0467 (1.53)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
N	13608	13608	13608	13608	13608	13608
R ²	0.2260	0.0445	0.2084	0.0472	0.1969	0.0415

(KZ)和FC指数(FC)^①衡量企业面临的融资约束。表8为融资约束机制的检验结果,第(1)、(3)、(5)列分别是ESG评级对企业融资约束的回归结果,回归系数在1%或5%水平下显著为负,说明ESG评级可缓解企业融资约束。第(2)、(4)、(6)列分别是融资约束对供应链韧性(Scr)的回归结果,回归系数在1%水平下显著为负,说明企业融资约束越大,供应链韧性越弱。可见,ESG评级能够缓解融资约束对企业供应链韧性的负面影响。

由机制检验结果可知,假设2成立。

七、异质性分析

(一)基于产权性质的异质性分析

从产权性质看,一般而言,国有企业因资金来源稳定,资源种类多样,导致其技术创新动力稍显不足,而民营企业面临更激烈的市场竞争和融资约束,更具有动力开展创新活动以提升自身竞争力,因此可以预期ESG评级对国有企业供应链韧性的作用是有限的,而对民营企业供应链韧性的提升效应可能更加显著。以产权性质为依据将企业样本划分为国有企业和民营企业两大类,同时检验ESG评级对其制造业供应链韧性

的影响,检验结果见表9第(1)、(2)列。从估计结果看,ESG评级对国有企业供应链韧性的回归系数不显著,对民营企业供应链韧性的回归系数在1%水平下显著为正。因此,从产权性质看,ESG评级对民营企业供应链韧性的提升效果更显著。

(二)基于资本密集度的异质性分析

从资本密集度看,资本密集度高的企业具有研发投入高、知识和技术密集、市场需求高等主要特征,其技术创新能力较强,因此ESG评级对高资本密集度企业供应链韧性的提升效应可能更加明显。资本密集度一般表现为制造业企业生产过程中的机械化水平,用总资产与营业收入之比衡量该指标,并进一步依据中位数将样本划分为高资本密集度企业和低资本密集度企业,接着检验ESG评级对其供应链韧性的影响,结果见表9第(3)、(4)列。从估计结果看,ESG评级对低资本密集度企业供应链韧性的回归系数不显著,对高资本密集度企业供应链韧性的回归系数在1%水平下显著为正。因此,从资本密集度看,ESG评级对高资本密集度企业供应链韧性的提升效果更显著。

① $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$, Size为企业总资产取自然对数, Age为企业经营年限,最终结果取绝对值; $KZ = -1.001909OCF/Asset + 3.139193Lev - 39.3678Div/Asset - 1.314759Cash/Asset + 0.2826389TobinQ$, OCF、Div、和Cash为净现金流、股利和现金持有水平并进行标准化处理, Lev为资产负债率, TobinQ为托宾Q值; $FC = \alpha_0 + \alpha_1 Size + \alpha_2 Lev + \alpha_3 Cash/TA + \alpha_4 BM + \alpha_5 C + \alpha_6 EBIT/TA$, Size为公司规模, Lev为资产负债率, Cash为现金股利, BM为账面市值比, C为流动比率, EBIT为税前利润, TA为总资产,取值在0到1之间。SA、KZ和FC越大,企业融资约束越强。

表8 融资约束机制检验

	SA		KZ		FC	
	(1) SA	(2) Scr	(3) KZ	(4) Scr	(5) FC	(6) Scr
ESG	-0.0951*** (-2.76)	0.0126*** (4.35)	-0.1188** (-2.06)	0.0261*** (4.32)	-0.0802*** (-15.48)	0.0175*** (2.88)
SA		-0.1501*** (2.64)				
KZ				-0.0078*** (8.02)		
FC						-0.1179*** (-10.91)
常数项	1.390** (2.47)	-0.0513 (-1.48)	1.8153*** (5.59)	-0.0227 (-0.67)	0.7236*** (24.83)	0.0768** (2.21)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
N	13608	13608	13608	13608	13608	13608
R ²	0.2430	0.1151	0.1624	0.1191	0.1526	0.1233

(三)基于市场化程度的异质性分析

从市场化角度看,市场化程度越高,企业间的竞争就越激烈,区域内企业开展创新活动的市场环境就越优越,可以促进要素的自由流动,从而降低企业交易成本。因此,ESG 评级高的企业可依托地区优越的市场环境、高效的资源配置,有效防范供应链断裂风险,增强抵御能力。由此可以预期,市场化程度较高的区域,企业 ESG 评级对其供应链韧性的提升作用更为明

显。本文用市场化指数来衡量各地区市场化程度,并依据中位数将样本划分为高市场化地区和低市场化地区,同时检验 ESG 评级对其供应链韧性的影响,结果见表9列(5)和列(6)。由列(5)可知,在高市场化地区的样本组,ESG 评级的回归系数显著为正;由列(6)可知,在低市场化地区的样本组,ESG 评级的回归系数不显著。综上分析可知,高市场化地区的企业 ESG 评级对供应链韧性的提升效应更明显。

表9 异质性分析

变量	产权性质		资本密集度		市场化程度	
	(1) 国有	(2) 民营	(3) 高资本密集度	(4) 低资本密集度	(5) 高市场化地区	(6) 低市场化地区
ESG	0.0018 (0.18)	0.0482*** (8.16)	0.0525*** (7.13)	-0.0042 (-0.47)	0.0195*** (2.84)	0.0063 (0.76)
常数项	-0.0660 (-1.12)	-0.0618** (-1.99)	-0.0951** (-2.43)	0.0450 (0.88)	0.0352 (0.91)	-0.0004 (-0.01)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
N	5693	7890	6795	6799	6581	7013
R ²	0.1043	0.1954	0.1667	0.1064	0.1504	0.1101

注:因为 25 家企业未披露控股股东性质被排除在产权性质分组外,且按照中位数划分时临界值附近样本被剔除以保证组间独立性,故样本数 N 和基准回归一致。

八、结论与建议

(一)研究结论

提升制造业供应链韧性已成为推动我国经济高质量发展的着力点,也是我国应对全球变局的主动作为。ESG理念是企业实现长期价值的重要驱动力,考察企业ESG评级对其供应链韧性的影响,对于推动企业高质量发展有重要作用。将商道融绿首次公布上市公司ESG评级作为准自然实验,利用2011—2023年我国A股制造业上市公司数据,采用多时点双重差分模型分析企业ESG评级对提升其供应链韧性的影响及作用机制。研究表明:(1)ESG评级能够显著提升制造业企业供应链韧性,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。(2)ESG评级能够通过提高企业供应链话语权、驱动企业开展实质性技术创新和缓解企业融资约束三条途径提升其供应链韧性。(3)ESG评级对供应链韧性的提升效果在企业股权性质、资金密集度和地区市场化程度等维度上呈现出异质性。民营企业的提升效应强于国有企业,高资本密集度企业的提升效应强于低资本密集度企业,高市场化地区企业的提升效应强于低市场化地区企业。

(二)对策建议

基于以上结论,提出以下对策建议:

第一,从企业角度看,企业应将ESG理念融入供应链管理的各个方面。与传统的内部机构管理不同,在供应链管理中,政策体系的公开性和透明度更为重要。因此,从ESG和可持续发展的角度来看,建议企业自愿披露一些适合公开的政策,以便利益相关者了解这些信息。信息披露的手段可以多样化,如召开供应商会议、在网站上增加专栏、发布专题报告等,业务沟通场景的多样化使供应商和客户能够更及时、全面、准确地了解企业良好的ESG表现,提高信息透明度,缓解企业与供应商和客户之间的信息不对称,从而创造更多的合作机会。

第二,从其他参与者角度看,市场参与者应充分发挥信息中介作用。ESG优势能够提高企业话语权、释放创新效能、缓解融资约束,帮助企业在危机期间巩固市场地位,降低经营风险,提升企业的危机应对能力。因此,外部市场参与者(如分析师等)应积极报告企业的ESG行为,帮助企业树立良好的社会形象,充分发挥其信息中介作用,改善供应链信息不对称,引导资源流向ESG表现良好的企业。同时,金融机构和其他投资者应将企业ESG表现作为投资决策的重要参考,树

立和重视ESG投资理念,使企业自愿披露ESG信息并主动承担社会责任。

第三,从行业角度看,构建和完善制造业ESG管理标准。在高素质产业工人短缺的背景下,制造业企业在践行ESG时应更加注重良好的组织文化和员工工作环境,ESG理念应落实到产品设计中,大力推广节能技术和可再生能源。还应充分发挥制造业企业的辐射带动作用,鼓励其成为国内ESG实践的“领头羊”,助力产业结构全面优化升级。第四,从政府角度看,加快构建凸显中国特色的ESG制度框架。政府和监管部门需要进一步完善顶层设计,推动出台量化可比的ESG信息披露框架指导文件。此外,政府可以完善正向激励机制,推动企业全面开展ESG信息披露工作,同时加大对虚假ESG信息披露的惩罚力度,引导企业作出正确的ESG决策。◆

参考文献:

- [1]王瑶,张允萌,侯德帅.企业ESG表现会影响审计意见吗?[J].审计与经济研究,2022,37(5):54-64.
- [2]方先明,胡丁.企业ESG表现与创新:来自A股上市公司的证据[J].经济研究,2023,58(2):91-106.
- [3]胡洁,于宪荣,韩一鸣.ESG评级能否促进企业绿色转型?:基于多时点双重差分法的验证[J].数量经济技术经济研究,2023,40(7):90-111.
- [4]CHRISTENSEN D M, SERAFEIM G, SIKOCHI A S. Why is Corporate Virtue in the Eye of the Beholder? The Case of ESG Ratings[J]. Accounting Review, 2021, 97(1): 147-175.
- [5]黄璐,汪玉荷,韩菲菲,等.ESG信息披露:内涵辨析、评价方法与作用机制[J].外国经济与管理,2023,45(6):3-18.
- [6]周泽将,丁晓娟,伞子瑶.ESG评级分歧与审计风险溢价[J].审计研究,2023(6):72-83.
- [7]王垒,刘青德,李宽.ESG评级分歧与公司债券定价:信息挖掘还是信息恶化[J].国际金融研究,2024(3):87-96.
- [8]王波,杨茂佳.ESG表现对企业价值的影响机制研究:来自我国A股上市公司的经验证据[J].软科学,2022,36(6):78-84.
- [9]FLAMMER C. Competing for Government Procurement Contracts: The Role of Corporate Social Responsibility[J]. Strategic Management Journal, 2018, 39(5): 1299-1324.
- [10]严伟祥,赵誉,孟德锋.ESG评级对上市公司财务绩效影响研究[J].南京审计大学学报,2023,20(6):71-80.
- [11]武晓芬,唐媚媚,张记元.企业ESG绩效会影响商业信用融资吗?:基于信息传递与治理赋能视角[J].南京审计大学学报,2023,20(3):41-51.
- [12]FATEMI A, FOOLADI I, TEHRANIAN H. Valuation effects of corporate social responsibility[J]. Journal of Banking & Finance, 2015(10):182-192.

- [13] KUMAR N C A, SMITH C, BADIS L, et al. ESG Factors and Risk-adjusted Performance: A New Quantitative Model [J]. Journal of Sustainable Finance & Investment, 2016, 6(4): 292-300.
- [14] 徐祥兵, 乔鹏程, 黄沁. ESG 责任表现能传递更透明的信息吗? [J]. 产业经济评论, 2023(2): 5-21.
- [15] FRIEDMAN M. The Social Responsibility of Business is to Increase Its Profits [J]. New York Times Magazine, 2007, 13(33): 173-178.
- [16] RUHAYA A, ALAM M M, JAMALIAH S, et al. The impacts of environmental, social, and governance factors on firm performance [J]. Management of Environmental Quality: An International Journal, 2018, 29(2): 182-194.
- [17] PONOMAROV S Y, HOLCOMB M C. Understanding the concept of supply chain resilience [J]. The International Journal of Logistics Management, 2009, 20(1): 124-143.
- [18] 张树山, 谷城. 供应链数字化与供应链韧性 [J]. 财经研究, 2024, 50(7): 21-34.
- [19] 胥玥雯, 杨森. 数字经济对制造业产业链韧性的影响研究 [J]. 产业创新研究, 2023(24): 16-18.
- [20] 张良成, 郭瑞硕, 舒长江. 数字经济赋能高新技术产业韧性: 内在机理与实证检验 [J]. 江西财经大学学报, 2023(2): 53-66.
- [21] 谷城, 张树山. 数字经济发展与产业链韧性提升 [J]. 商业研究, 2023(5): 1-11.
- [22] 盛昭瀚, 王海燕, 胡志华. 供应链韧性: 适应复杂性: 基于复杂系统管理视角 [J]. 中国管理科学, 2022, 30(11): 1-7.
- [23] 李颖, 吴彦辰, 田祥宇. 企业 ESG 表现与供应链话语权 [J]. 财经研究, 2023, 49(8): 153-168.
- [24] 肖红军, 沈洪涛, 周艳坤. 客户企业数字化、供应商企业 ESG 表现与供应链可持续发展 [J]. 经济研究, 2024, 59(3): 54-73.
- [25] 信春华, 张笑愚, 王鑫怡. 企业 ESG 表现有助于稳定供应链合作关系吗? [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(1): 35-54.
- [26] 刘怡, 潘红玉, 李玉洁, 等. ESG 表现、技术创新与制造业企业价值创造 [J]. 科学决策, 2023(9): 23-36.
- [27] 林钟高, 韦文滔. ESG 表现有助于降低客户集中度吗? [J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2023, 47(1): 121-132.
- [28] 刘建秋, 徐雨露. ESG 表现与企业韧性 [J]. 审计与经济研究, 2024, 39(1): 54-64.
- [29] 李维安, 马茵. 如何构造供应链韧性的有效机制? [J]. 当代经济管理, 2022, 44(12): 27-38.
- [30] 王会艳, 陈优, 谢家平. 数字赋能中国制造业供应链韧性机理研究 [J]. 软科学, 2024, 38(3): 8-13.

A Study of the Impact of Corporate ESG Ratings on Supply Chain Resilience in the Manufacturing Industry

Wang Zhaoyang

Abstract: Under the dual challenges of accelerated global industrial chain restructuring and manufacturing transformation and upgrading, enhancing supply chain resilience through ESG practices is a topic worth studying. Taking ESG ratings of listed companies as a quasi-natural experiment and A-share manufacturing companies as a sample from 2011 to 2023, a multi-temporal DID model is applied to investigate the impact mechanism of ESG ratings on supply chain resilience in the manufacturing industry. The study finds that: (1) ESG ratings can significantly enhance manufacturing supply chain resilience; (2) the mechanism test shows that ESG ratings enhance manufacturing supply chain resilience through three transmission paths, namely, enhancing corporate supply chain discourse, driving substantive technological innovation, and alleviating financing constraints; (3) heterogeneity analysis reveals that the policy responses of private enterprises, high capital-intensity enterprises, and enterprises in highly marketized regions are more significant. The article systematically reveals the structural impact of ESG ratings on supply chain resilience, providing theoretical support and practical evidence for ESG-enabled industry chain modernization.

Key words: ESG rating; supply chain resilience; supply chain bargaining power; technological innovation; financing constraints

(责任编辑:云野)

县域富民产业发展水平的统计测度及提升策略研究

——基于河南 102 个县(市)的数据

董黎明

(河南省社会科学院 统计与管理科学研究所, 河南 郑州 451464)

摘要: 县域连接城乡, 是产业发展的重要环节, 科学评估县域富民产业发展状况, 对推动产业高质量发展和共同富裕有重要意义。基于对县域富民产业内涵和外延的理解, 构建包含兴业、强县、富民三个维度的评价指标体系, 采用主成分分析法确定权重并对 2023 年河南 102 个县(市)的县域富民产业发展情况进行了客观评价, 得出以下结论: 河南县域富民产业整体发展情况良好, 各省辖市县域富民产业发展差距较明显; 兴业和富民维度指数发展良好, 强县维度指数有待提升; 三个维度协同共进水平良好, 形成良性循环。最后提出因地制宜发挥县域优势、推动三产融合发展、完善基本公共服务与基础设施等对策建议。

关键词: 富民产业; 产业兴旺; 县域; 主成分分析

中图分类号: F062.9

文献标识码: A

文章编号: 2096-8647(2025)05-0071-10

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.05.007

一、引言及文献综述

2021 年 12 月中央农村工作会议首次提出县域富民产业, 党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》进一步明确提出“壮大县域富民产业”, 这一重要部署既延续了近年来中央关于支持县域产业发展的思路, 又在新起点上对县域富民产业进行战略规划, 对推进乡村全面振兴、促进共同富裕具有重要指导意义。2025 年中央一号文件针对“着力壮大县域富民产业”作出部署, 提出发展乡村特色产业、完善联农带农机制、拓宽农民增收渠道等多重要求。县域富民产业作为连接城乡经济、激活县域内生动力、带动农业农村能力强且就业容量大的产业类型, 其发展不仅能够有效提升乡村产业水平、拓宽农民增收渠道, 而且能够通过集聚人口与生产要素优化县域综合承载能力, 为破除城乡二元结构、形成城乡融合发展新格局、扎实推进乡村全面振

兴提供重要支撑。

针对县域富民产业的研究, 国内学者主要聚焦三个方面: 一是县域富民产业的定义。学者们大多认为县域富民产业为在县域空间范围内, 依托本地区位、资源等优势, 通过要素整合、产业化发展及产业链延伸等途径, 实现农业增效益、农村增活力、农民增收以及缩小城乡差距等多重目的的产业体系。二是县域富民产业的外延。县域连接城乡, 是我国经济发展和社会治理的基本单元, 培育壮大特色鲜明的县域富民产业是经济高质量发展的重要支撑, 也是实现乡村振兴的重要载体, 在推动兴业、强县、富民一体发展方面发挥着枢纽作用。县域富民产业是兴业、强县、富民三者的有机统一。兴业是强县、富民的基础。培育壮大县域产业体系, 能够不断提升县域经济总量、质量和竞争力, 创造更多就业岗位, 促进农民增收, 缩小城乡收入差距。强县是兴业、富民的支撑。县域富民产业发展植根于县域, 完善的基础设施和公共服务有助于提升县

基金项目: 河南省社会科学院 2025 年度基本科研业务费项目“乡村振兴战略下河南县域富民产业发展研究”(25E077)。

作者简介: 董黎明, 男, 硕士, 统计师, 研究方向为经济社会统计。

域富民产业的承载能力和人口、资源集聚功能。富民是兴业、强县的目的。中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,增进民生福祉是发展的根本目的。同时,居民收入提升不仅能促进市场需求有效释放,推动产业发展,更能增加县域对人口这一发展关键要素的吸引力。因而,要推动兴业、强县、富民一体发展,形成良性循环。三是壮大县域富民产业的意义及提升路径。着力壮大县域富民产业,发展当地特色产业、完善联农带农机制、拓宽农民增收渠道、建设美丽乡村,是推进乡村全面振兴、实现新型城镇化、促进城乡融合发展的重要抓手和必然选择。发展县域富民产业是推进乡村全面振兴的现实需要。推进乡村全面振兴是新时代新征程“三农”工作总抓手。产业振兴是乡村全面振兴的重中之重,也是实际工作的切入点和着力点。大力发展县域富民产业,有助于提升乡村产业发展水平、拓宽农民增收渠道,带动资金、人才等资源要素向乡村集聚,助力乡村产业振兴走深走实,以产业振兴带动乡村全面振兴。发展县域富民产业是推进新型城镇化的重要支撑,也是实施新一轮农业转移人口市民化行动的重要引擎。以人为核心的新型城镇化应兼顾城乡发展特点,合理规划产业布局,通过富民产业集聚人口资源与生产要素,完善交通、教育、医疗等基础设施与公共服务,增强人口、产业的综合承载能力,提升县域治理体系和治理能力现代化水平,让县城成为宜居宜业的高品质生产生活空间,推动以县城为重要载体的新型城镇化建设提质增效。县域富民产业是推进城乡融合发展的重要途径。壮大县域富民产业,向上可以承接大中城市的产业转移,促进区域之间的产业融合与要素交换,弥合城乡发展差距、集聚县域竞争优势;向下可以带动乡村产业的一体化发展,促进县乡村产业分工的合理化与资源配置的均衡化,率先在县域内破除城乡分割,形成城乡融合发展新格局。

梳理文献发现,国内学者针对县域富民产业的研究主要集中于定性及例证分析,尚无定量方式评价县域富民产业发展情况。本文的边际贡献在于基于对县域富民产业内涵和外延的理解,尝试构建一套评价县域富民产业的指标体系,对河南102个县(市)的县域富民产业发展情况进行客观评价,以期通过客观数据反映河南县域富民产业发展现状,并提出相应的对策建议。

二、河南县域富民产业的历史沿革及发展现状

河南作为经济大省、农业大省和人口大省,拥有广

大的农村地区和众多的农村人口,推进乡村全面振兴的任务异常繁重,而县域富民产业成为破解这一困局的有力抓手。总体来讲,河南县域富民产业起步较早,有基础、有空间、有方向。

(一)历史沿革

1978年党的十一届三中全会拉开了我国改革开放的序幕,随着改革开放进程的不断推进,经济活力不断释放,县域经济得以起步发展。1984年,河南在安阳召开全省城市工作会议,提出“以市带县”体制改革,为县域经济发展奠定制度基础。与全国其他城市发展路径相似,河南一些资源富集县开始依靠自身资源优势,发展相关产业,实现了经济的快速跃升,走出了一条资源主导型经济发展之路。1992年党的十四大正式提出:“我国经济体制改革的目标是建立社会主义市场经济体制”,市场经济体制目标的确立,为县域经济发展注入了活力,解除了县域经济发展的束缚,助力县域经济迈向更高阶段。1993年,跟随国家政策指向,河南着手实施县(市)扩权试点改革,巩义、偃师、禹州等18个经济基础相对较好、发展速度相对较快的县(市)乘上改革的东风,县域经济发展进一步加速,呈现出“十八罗汉闹中原”的时代现象。2002年,党的十六大作出“壮大县域经济”的战略部署,河南县域经济迈向快速崛起阶段。2004年、2006年和2008年,河南连续三次召开县域经济发展会议,并将县域经济发展提升至战略层面,进一步明确目标任务、完善政策体系、创新体制机制。2012年,河南县域生产总值达到2.05万亿元,占全省生产总值的69.4%,巩义、偃师、新密等一批县(市)跻身全国有竞争力的经济强县行列。

(二)发展现状

党的十八大以来,河南深入贯彻习近平总书记县域治理“三起来”(把强县和富民统一起来、把改革和发展统一起来、把城镇和乡村贯通起来)重要指示精神,紧扣供给侧结构性改革这一主线,积极践行新发展理念,推动县域经济发展质量变革、效率变革、动力变革,县域经济发展质量和效益显著提升。2024年12月,河南召开全省县域富民产业发展推进会,标志着县域富民产业发展被摆上重要日程、重要位置。2025年4月,河南省人民政府办公厅印发《河南省乡村富民产业发展行动方案(2025—2027年)》,明确“聚焦6大产业集群,因地制宜培育18条乡村富民产业链,构建布局合理、特色鲜明、联农带农、集群发展的乡村富民产业格局”,为全省县域富民产业发展指明了方向。

近年来,河南县域产业布局更趋合理,县域经济综合实力不断增强。2023年河南102个县(市)经济总量达到35420亿元,占全省经济总量六成以上,从产业结构看,第一、二、三产业占比分别为12.9%、39.2%、47.9%,相较于2017年第一产业占比相对稳定,第二产业占比较大,较大幅度下降,第三产业占比大幅提升,与全省产业结构调整趋势一致。人均GDP显著增长。102个县(市)人均GDP均值由2017年的4.41万元增长至2023年的5.36万元,增长近1万元,中位数由2017年的3.60万元增长至2023年的4.90万元,增长1.3万元。城乡居民人均可支配收入比进一步缩小。城镇居民人均可支配收入中位数由2017年的2.53万元增长至2023年的3.59万元,农村居民人均可支配收入由2017年的1.21万元增长至2023年的1.99万元,农村居民收入增幅显著高于城镇居民,城乡居民收入比中位数由2017年的2.07缩小至2023年的1.79,城乡收入差距进一步缩小。

三、河南县域富民产业发展评价指标体系

(一)指标体系构建

基于典型性、可比性、数据可获得性等原则,以及对县域富民产业的内涵、特征的分析 and 理解,从兴业、强县、富民三个维度,选取12个指标构建了河南县域富民产业发展评价体系,对河南102个县域富民产业发展水平进行测度和综合评价(见表1)。

1.兴业维度

兴业是强县、富民的基础。通过对102个县(市)的相关指标分析,各个县(市)的主导产业不同,但主要集中于第二、三产业,所以采用第二、三产业增加值占比、规模以上工业增加值增速衡量产业发展情况,采用人均教育支出衡量产业未来发展潜力。

2.强县维度

强县是兴业、富民的支撑。采用人均GDP衡量县域产业的经济基础,采用城镇化率衡量县域的城镇化建设水平,采用每万人卫生机构床位数衡量县域公共服务水平,采用人均一般公共预算支出衡量县域财政实力。

3.富民维度

富民是兴业、强县的目的。采用居民人均可支配收入衡量县域居民的收入情况,采用人均金融机构存款余额衡量县域居民的消费潜力和经济韧性,采用人均社会消费品零售总额衡量县域居民的物资消费水平,养老水平建立在居民富裕的基础上,所以采用基本养老保险参保率衡量居民富裕的更高层次需求。

表1 县域富民产业发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	权重
县域富民产业发展	兴业	第二产业增加值占比	%	0.100
		第三产业增加值占比	%	0.095
		规模以上工业增加值增速	%	0.023
		人均教育支出	元	0.083
	强县	人均GDP	元	0.109
		城镇化率	%	0.074
		每万人卫生机构床位数	张	0.062
		人均一般公共预算支出	元	0.120
	富民	居民人均可支配收入	元	0.133
		人均金融机构存款余额	元	0.078
		人均社会消费品零售总额	元	0.046
		基本养老保险参保率	%	0.076

(二)研究方法

1.主成分分析法(PCA)

主成分分析(Principal Component Analysis, PCA)也称主分量分析,旨在利用降维的思想把多个指标转化为少数几个综合指标。

对 p 维随机变量情形,设总体 $X=(x_1, x_2, \dots, x_p)^T$ 的期望为 μ ,协方差矩阵为 Σ , X 的 m 个主成分为 $y_1, y_2, \dots, y_k$,二者关系为:

$$\begin{aligned} y_1 &= \alpha_{11}x_1 + \alpha_{12}x_2 + \dots + \alpha_{1p}x_p \\ y_2 &= \alpha_{21}x_1 + \alpha_{22}x_2 + \dots + \alpha_{2p}x_p \\ &\vdots \\ y_k &= \alpha_{k1}x_1 + \alpha_{k2}x_2 + \dots + \alpha_{kp}x_p \end{aligned} \quad (1)$$

y_1 是 X 的一切线性组合中方差达到最大的, y_2 是其他与 y_1 不相关的一切 X 的线性组合中方差达到最大的,按方差从大到小的顺序挑出部分主成分 $y_1, y_2, \dots, y_k$ 并且满足:(1) $y_1, y_2, \dots, y_k$ 保留原始变量 $x_1, x_2, \dots, x_p$ 的大部分信息(大于80%);(2) $k < p$;(3) $y_1, y_2, \dots, y_k$ 互不相关。其中 k 由主成分的累计方差贡献率确定,主成分 y_i 的方差贡献率计算公式如下:

$$w_i = \lambda_i / \sum_{j=1}^p \lambda_j, i=1, 2, \dots, p \quad (2)$$

其中, λ_i 为总体 X 协方差矩阵 Σ 的特征值,且 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$,方差贡献率代表主成分 y_i 概括原始变量信息多少的程度。前 k 个主成分的累积贡献率为:

$$\sum_{i=1}^k w_i = \sum_{i=1}^k \lambda_i / \sum_{j=1}^p \lambda_j \quad (3)$$

通常取使累计贡献率达到80%的最小 k 为主成分个数。

首先,计算指标在各主成分中的系数,系数由载荷系数除以对应特征根的平方根得出,公式为:

$$p_{ik}=\frac{y_{ik}}{\sqrt{\lambda_k}}$$

(4)

然后,计算各个指标的综合得分系数 e_j :

$$e_j=\frac{\sum_{k=1}^k(p_{jk}\times w_k)}{\sum_{k=1}^k w_k}$$

(5)

最后,将综合得分系数归一化得到各项指标的权重 W_j :

$$W_j=\frac{e_j}{\sum_{j=1}^n e_j}$$

(6)

其中, n 表示县(市)总数。

2.耦合协调度模型

耦合来源于物理学,是指两个或两个以上系统之间通过相互影响和作用以致协同的现象,是各子系统之间相互协调、相互影响的动态关联关系。模型如下:

$$C=\left[\frac{\prod_{i=1}^n U_i}{(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n U_i)^n}\right]$$

(7)

协调是指系统内部各种要素或系统间存在“和谐一致”的相互关系,在耦合的基础上引入耦合协调度,可以更准确地反映子系统的整体协同效应。

$$T=\sum_{i=1}^n a_i U_i, \sum_{i=1}^n a_i=1$$

(8)

$$D=\sqrt{C\times T}$$

(9)

式中, C 为子系统之间的耦合度,反映子系统之间的耦合互动情况; U 为子系统发展指数; a_i 为第 i 个子系统的贡献份额; T 为子系统综合发展指数; D 为子系统之间的耦合协调度。

根据相关研究,耦合度及耦合协调度等级具体划分情况如表2所示。

表2 耦合协调度等级划分标准

耦合协调度	等级划分	耦合协调度	等级划分
(0.0≤D<0.1)	极度失调	(0.5≤D<0.6)	勉强协调
(0.1≤D<0.2)	严重失调	(0.6≤D<0.7)	初级协调
(0.2≤D<0.3)	中度失调	(0.7≤D<0.8)	中级协调
(0.3≤D<0.4)	轻度失调	(0.8≤D<0.9)	良好协调
(0.4≤D<0.5)	濒临失调	(0.9≤D<1.0)	优质协调

(三)数据来源

本文数据来源于《中国统计年鉴》、《中国县域统计年鉴》、《河南统计年鉴》、河南省国民经济和社会发展规划统计公报以及国家统计局数据库。

四、实证分析

根据主成分分析法对2023年河南102个县(市)的县域富民产业发展水平进行测度,并采用耦合协调度对县域富民产业的兴业、强县、富民三个维度的协同共进步水平进行研究。

(一)总体指数分析

根据主成分分析法对2023年河南102个县(市)的县域富民产业发展指数进行测度,具体测度结果见表3。

表3 县域富民产业发展指数

县(市)	得分	县(市)	得分	县(市)	得分
中牟	77.4	封丘	69.8	桐柏	77.0
巩义	86.4	卫辉	74.2	邓州	75.2
荥阳	80.8	辉县	75.4	民权	71.7
新密	81.7	长垣	80.3	睢县	70.8
新郑	79.6	修武	78.2	宁陵	71.0
登封	79.6	博爱	78.0	柘城	71.5
杞县	69.5	武陟	75.7	虞城	71.7
通许	71.6	温县	78.2	夏邑	72.0
尉氏	73.4	沁阳	80.3	永城	77.9
兰考	76.4	孟州	80.3	罗山	76.6
新安	80.8	清丰	71.1	光山	76.3
栾川	84.4	南乐	71.7	新县	80.1
嵩县	75.1	范县	72.7	商城	78.3
汝阳	75.6	台前	72.3	固始	78.0
宜阳	77.4	濮阳	73.0	潢川	77.3
洛宁	77.2	鄢陵	77.1	淮滨	74.7
伊川	75.7	襄城	77.3	息县	75.0
宝丰	77.1	禹州	79.1	扶沟	73.9
叶县	71.1	长葛	79.9	西华	72.5
鲁山	71.3	舞阳	75.9	商水	70.8
郟县	74.1	临颍	76.3	沈丘	73.7
舞钢	79.2	滎池	81.1	郸城	73.1
汝州	78.2	卢氏	74.0	太康	73.5
安阳	72.0	义马	88.0	鹿邑	76.6
汤阴	74.2	灵宝	78.1	项城	75.0
滑县	71.4	南召	73.3	西平	73.2
内黄	67.1	方城	73.7	上蔡	71.7
林州	81.3	西峡	81.3	平舆	73.7
浚县	71.9	镇平	75.7	正阳	72.4
淇县	78.2	内乡	76.8	确山	76.4
新乡	78.5	淅川	77.2	泌阳	74.1
获嘉	73.4	社旗	72.1	汝南	72.7
原阳	69.2	唐河	73.2	遂平	76.8
延津	72.2	新野	75.1	新蔡	73.5

1.河南县域富民产业整体发展良好

总体上看,2023年河南102个县(市)中98个县(市)的县域富民产业发展水平处于70分以上水平,占比96.1%。具体看,巩义等13个县(市)得分大于80分,在全省处于领先地位,为第一梯队,占比12.7%;中牟等43个县(市)得分在75—80分之间,为第二梯队,占比42.2%;通许等42个县(市)得分处于70—75分之间,为第三梯队,占比41.2%;杞县等4个县(市)得分小于70,为第四梯队。分区域看,郑州、三门峡、焦作等地市县域富民产业均值高于濮阳、开封、商丘等地市,县域富民产业发展呈现豫西南整体高于豫东北的态势。

2.各省辖市县域富民产业发展差距较明显

分省辖市看,郑州6个县(市)发展水平均处于全省第一、二梯队,其中巩义得分86.4,位居全市首位;开封4个县均处于全省第二、三、四梯队,其中兰考居于全市首位,得分76.4,开封县域经济发展水平与其他省辖市差距较大;洛阳7个县(市)处于全省第一、二梯队,栾川居全市首位,得分84.4;平顶山6个县(市)处于全省第二、三梯队,舞钢居全市首位,得分79.2;安阳5个县(市)处于全省第一、三、四梯队,差异较大,林州居全市首位,得分81.3;鹤壁浚县得分71.9,处于全省第三梯队,淇县得分78.2,处于全省第二梯队;新乡8个县(市)在第一、二、三、四梯队均有,其中长垣居全市首位,得分80.3;焦作6个县(市)处于全省第一、二梯队,其中沁阳和孟州均得分80.3,并列居全市首位;濮阳5个县均处于全省第二、三梯队,其中濮阳县得分73.0,居全市首位;许昌4个县(市)均处于全省第二梯队,其中长葛得分79.9,居全市首位;漯河的舞阳和临颍得分差距不大,分别为75.9和76.3;三门峡的4个县(市)处于全省第一、二、三梯队,其中义马得分88.0,居全市和全省首位;南阳11个县(市)全部处于省内第一、二、三梯队,其中西峡得分81.3,居全市首位;商丘7个县(市)处于全省第二、三梯队,其中永城得分77.9,居全市首位;信阳8个县大部分处于全省第二梯队,其中新县得分80.1,居全市首位,信阳县域经济发展较好;周口8个县(市)处于全省第二、三梯队,其中鹿邑得分76.6,居全市首位;驻马店9个县处于全省第二、三梯队,其中遂平得分76.8,居全市首位。

(二)维度指数分析

1.兴业维度指数

根据主成分分析法对2023年河南102个县(市)的富民产业兴业维度指数进行了测度,具体结果见表4。

表4 兴业维度指数

县市	得分	县市	得分	县市	得分
中牟	24.3	封丘	23.3	桐柏	24.5
巩义	25.1	卫辉	24.2	邓州	24.0
荥阳	24.9	辉县	23.9	民权	23.3
新密	25.1	长垣	24.6	睢县	22.7
新郑	25.5	修武	24.8	宁陵	23.5
登封	25.2	博爱	24.7	柘城	22.9
杞县	22.4	武陟	24.5	虞城	23.2
通许	21.9	温县	24.7	夏邑	22.6
尉氏	23.4	沁阳	25.1	永城	23.9
兰考	24.5	孟州	24.3	罗山	24.3
新安	25.6	清丰	23.5	光山	24.7
栾川	25.7	南乐	23.8	新县	25.1
嵩县	25.1	范县	24.1	商城	25.1
汝阳	25.2	台前	24.7	固始	24.4
宜阳	25.3	濮阳	24.1	潢川	24.5
洛宁	25.2	鄢陵	24.4	淮滨	24.4
伊川	24.8	襄城	24.8	息县	24.5
宝丰	24.2	禹州	24.8	扶沟	23.6
叶县	23.3	长葛	24.2	西华	23.2
鲁山	24.4	舞阳	24.4	商水	23.3
郟县	24.4	临颍	24.6	沈丘	24.5
舞钢	24.5	滎池	25.5	郸城	23.9
汝州	24.9	卢氏	23.9	太康	23.5
安阳	24.3	义马	25.8	鹿邑	23.7
汤阴	24.3	灵宝	23.4	项城	24.3
滑县	23.8	南召	24.2	西平	23.2
内黄	21.3	方城	24.0	上蔡	23.6
林州	25.4	西峡	26.7	平舆	23.7
浚县	23.6	镇平	24.6	正阳	23.2
淇县	23.9	内乡	24.2	确山	24.3
新乡	24.5	淅川	24.9	泌阳	23.5
获嘉	23.4	社旗	23.7	汝南	23.6
原阳	23.4	唐河	23.5	遂平	24.4
延津	23.7	新野	23.7	新蔡	23.9

(1)兴业维度指数发展较好

总体上看,2023年河南102个县(市)的县域富民产业兴业维度发展水平处于20—30分之间,具体看,巩义等17个县(市)得分大于25分,在全省处于领先地位,为第一梯队,占比16.7%;中牟等85个县(市)得分处于20—25分之间,为第二梯队,占比83.3%,总体分布比较集中,差距不大。分区域看,县域富民产业兴业为发展水平与总体水平分布趋势一致,也呈现豫西南地区整体高于豫东北地区的态势。

(2)各省辖市兴业维度指数差距较小

分省辖市看,郑州6个县(市)发展水平较高,集中于25分左右,其中新郑得分25.5,居全市首位;开封4

个县兴业发展水平较低,总体均值为23.1,其中兰考居于首位,得分24.5,开封兴业维度发展水平与其他省辖市差距较大;洛阳7个县(市)兴业维度发展水平较高,总体均值为25.3,其中栾川居全市首位,得分25.7;平顶山6个县(市)兴业发展水平均值为24.3,其中汝州居全市首位,得分24.9;安阳5个县(市)兴业维度均值为23.8,其中林州居全市首位,得分25.4;鹤壁浚县得分23.6,淇县得分23.9,处于全省第二梯队;新乡8个县(市)均值为23.8,其中长垣居全市首位,得分24.6;焦作6个县(市)均值为24.7,其中沁阳得分25.1,居全市首位;濮阳5个县均值为24.0,其中台前得分24.7,居全市首位;许昌4个县(市)均值为24.5,其中禹州得分24.8,居全市首位;漯河的舞阳和临颍得分差距不大,分别为24.4和24.6;三门峡的4个县(市)均值为24.6,其中义马得分25.8,居全市首位;南阳11个县(市)均值为24.4,整体较为均衡,其中西峡得分26.7,居全省和全市首位;商丘7个县(市)均值为23.2,其中永城得分23.9,居全市首位;信阳8个县均值为24.6,其中商城得分25.1,居全市首位,信阳县域经济发展较好;周口8个县(市)均值为23.7,其中沈丘得分24.5,居全市首位;驻马店9个县均值为23.7,其中遂平得分24.4,居全市首位。

2.强县维度指数

根据主成分分析法对2023年河南102个县(市)的富民产业强县维度指数进行测度,具体结果见表5。

(1)强县维度指数有待提升

总体上看,2023年河南102个县(市)的县域富民产业强县维度发展较为分散,发展水平处于18—30分之间。具体看,仅有巩义、栾川和义马3个县级市得分大于25分,在全省处于领先地位,为第一梯队,占比2.9%;中牟等86个县(市)得分处于20—25分之间,为第二梯队,占比84.3%,总体分布比较集中,差距不大。另有杞县等13个县(市)得分小于20,处于强县发展第三梯队,占比12.7%。分区域看,县域富民产业强县维度发展水平呈现豫西地区整体高于豫东地区的态势。

(2)各省辖市强县维度指数差距较小

分省辖市看,郑州6个县(市)县域富民产业强县维度发展水平较高,均值为23.6,其中巩义得分25.9,位居全市首位;开封4个县兴业发展水平较低,总体均值为20.9,其中兰考居于首位,得分21.6,开封强县维度发展水平与其他省辖市差距较大;洛阳7个县(市)

表5 强县维度指数

县(市)	得分	县(市)	得分	县(市)	得分
中牟	22.8	封丘	19.5	桐柏	22.5
巩义	25.9	卫辉	22.4	邓州	20.5
荥阳	23.2	辉县	21.1	民权	20.6
新密	23.8	长垣	22.5	睢县	20.1
新郑	23.3	修武	21.8	宁陵	20.4
登封	22.8	博爱	21.5	柘城	20.3
杞县	19.6	武陟	20.9	虞城	20.2
通许	20.9	温县	21.6	夏邑	20.4
尉氏	21.4	沁阳	22.4	永城	22.7
兰考	21.6	孟州	22.7	罗山	20.7
新安	23.6	清丰	20.1	光山	20.2
栾川	25.2	南乐	20.0	新县	21.3
嵩县	20.6	范县	20.7	商城	21.0
汝阳	21.2	台前	20.0	固始	21.1
宜阳	22.1	濮阳	20.4	潢川	21.1
洛宁	22.7	鄢陵	21.8	淮滨	20.8
伊川	21.2	襄城	22.0	息县	19.8
宝丰	22.3	禹州	21.8	扶沟	20.8
叶县	19.3	长葛	23.2	西华	20.3
鲁山	19.4	舞阳	21.9	商水	20.2
郟县	20.7	临颍	21.6	沈丘	20.2
舞钢	22.7	浉池	24.4	郸城	20.3
汝州	21.7	卢氏	21.4	太康	20.2
安阳	18.5	义马	28.8	鹿邑	21.1
汤阴	21.4	灵宝	22.3	项城	20.4
滑县	19.6	南召	20.3	西平	20.8
内黄	19.4	方城	20.4	上蔡	19.4
林州	23.0	西峡	23.2	平舆	20.5
浚县	19.5	镇平	19.8	正阳	20.0
淇县	24.2	内乡	22.2	确山	21.6
新乡	22.0	淅川	21.4	泌阳	21.4
获嘉	21.1	社旗	20.2	汝南	20.0
原阳	19.8	唐河	20.1	遂平	21.9
延津	20.7	新野	20.6	新蔡	19.9

强县维度发展水平较高,总体均值为22.4,其中栾川居全市首位,得分25.2;平顶山6个县(市)强县发展水平较低,均值为21.1,其中舞钢居全市首位,得分22.7;安阳5个县(市)发展水平较低,均值为20.4,其中林州居全市首位,得分23.0;鹤壁浚县得分19.5,淇县得分24.2,两县发展差距较大;新乡8个县(市)均值为21.1,其中长垣居全市首位,得分22.5;焦作市6个县(市)均值为21.8,其中孟州得分22.7,居全市首位;濮阳5个县均值为20.2,其中范县得分20.7,居全市首位;许昌4个

县(市)均值为22.2,其中长葛得分23.2,居全市首位;漯河的舞阳和临颍得分差距不大,分别为21.9和21.6;三门峡的4个县(市)强县维度发展水平较高,均值为24.2,其中义马得分28.8,居全市首位;南阳11个县(市)均值为21.0,整体较为均衡,其中西峡得分23.2,居全市首位;商丘7个县(市)均值为20.7,其中永城得分22.7,居全市首位;信阳8个县均值为20.8,其中新县得分21.3,居全市首位;周口8个县(市)均值为20.4,其中鹿邑得分21.1,居全市首位;驻马店9个县均值为20.6,其中遂平得分21.9,居全市首位。

3.富民维度指数

根据主成分分析法对2023年河南102个县(市)的富民产业富民维度指数进行了测度,具体结果见表6。

表6 富民维度指数

县(市)	得分	县(市)	得分	县(市)	得分
中牟	30.2	封丘	27.0	桐柏	30.1
巩义	35.4	卫辉	27.5	邓州	30.6
荥阳	32.6	辉县	30.4	民权	27.8
新密	32.9	长垣	33.2	睢县	28.0
新郑	30.8	修武	31.7	宁陵	27.1
登封	31.6	博爱	31.8	柘城	28.4
杞县	27.5	武陟	30.3	虞城	28.2
通许	28.8	温县	31.9	夏邑	29.1
尉氏	28.6	沁阳	32.8	永城	31.2
兰考	30.3	孟州	33.2	罗山	31.7
新安	31.7	清丰	27.6	光山	31.3
栾川	33.6	南乐	28.0	新县	33.6
嵩县	29.4	范县	28.0	商城	32.1
汝阳	29.1	台前	27.6	固始	32.4
宜阳	30.0	濮阳	28.5	潢川	31.7
洛宁	29.3	鄢陵	31.0	淮滨	29.4
伊川	29.7	襄城	30.6	息县	30.7
宝丰	30.5	禹州	32.5	扶沟	29.5
叶县	28.5	长葛	32.6	西华	29.1
鲁山	27.5	舞阳	29.6	商水	27.3
郟县	29.0	临颍	30.1	沈丘	29.1
舞钢	32.0	滎池	31.3	郸城	28.9
汝州	31.5	卢氏	28.7	太康	29.8
安阳	29.2	义马	33.4	鹿邑	31.8
汤阴	28.5	灵宝	32.3	项城	30.3
滑县	28.0	南召	28.9	西平	29.2
内黄	26.4	方城	29.3	上蔡	28.7
林州	32.9	西峡	31.3	平舆	29.5
浚县	28.9	镇平	31.2	正阳	29.2
淇县	30.1	内乡	30.4	确山	30.6
新乡	32.0	淅川	30.9	泌阳	29.2
获嘉	28.9	社旗	28.2	汝南	29.1
原阳	26.1	唐河	29.6	遂平	30.4
延津	27.8	新野	30.8	新蔡	29.7

(1)富民维度发展良好

总体上看,2023年河南102个县(市)的县域富民产业富民维度发展良好,发展水平处于26—36分之间,具体看,中牟等51个县级市得分大于30分,在全省处于领先地位,为第一梯队,占比50.0%;杞县等51个县(市)得分处于26—30分之间,为第二梯队,占比50.0%。分区域看,县域富民产业富民维度发展水平呈现豫西地区整体高于豫东地区的态势。

(2)各省辖市富民维度指数差距较小

分省辖市看,郑州6个县(市)县域富民产业富民维度发展水平很高,在全省处于领先地位,均值为32.3,其中巩义得分35.4,位居全市首位;开封4个县富民发展水平较低,总体均值为28.8,其中兰考居于全市首位,得分30.3,开封富民维度发展水平与其他省辖市差距较大;洛阳7个县(市)发展水平较高,总体均值为30.4,其中栾川居全市首位,得分33.6;平顶山6个县(市)发展水平较低,均值为29.8,其中舞钢居全市首位,得分32.0;安阳5个县(市)发展水平较低,均值为29.0,其中林州居全市首位,得分32.9;鹤壁浚县得分28.9,淇县得分30.1,两县发展差距较小;新乡8个县(市)均值为29.1,其中长垣居全市首位,得分33.2;焦作6个县(市)均值为31.9,其中孟州得分33.2,居全市首位;濮阳5个县均值为27.9,其中濮阳县得分28.5,居全市首位;许昌4个县(市)均值为31.7,其中长葛得分32.6,居全市首位;漯河的舞阳和临颍得分差距不大,分别为29.6和30.1;三门峡的4个县(市)富民维度发展水平较高,均值为31.4,其中义马得分33.4,居全市首位;南阳11个县(市)均值为30.1,整体较为均衡,其中西峡得分31.3,居全市首位;商丘7个县(市)均值为28.5,其中永城得分31.2,居全市首位;信阳8个县均值为31.6,其中新县得分33.6,居全市首位;周口8个县(市)均值为29.5,其中鹿邑得分31.8,居全市首位;驻马店9个县均值为29.5,其中确山得分30.6,居全市首位。

(三)县域富民产业“兴业—强县—富民”协同共进研究

根据耦合协调度对2023年河南102个县(市)的县域富民产业的“兴业—强县—富民”三个维度的协同共进水平进行测度。

1.河南乡村全面振兴与县域经济整体协调共进良好

总体看,2023年河南102个县(市)的县域富民产

业三个维度协调发展水平大部分处于勉强协调以上水平,具体看,中牟县等82个县(市)三个维度协调水平处于勉强协调及以上水平,占比超过八成,三个维度之间良性互动,互相促进;杞县等20个县(市)呈不同程度的失调,三个维度之间的协同共进水平需要加强。分区域看,县域富民产业三个维度之间协同共进水平呈现豫西整体高于豫东态势。

2. 各省辖市乡村全面振兴与县域经济整体协调共进较均衡

分省辖市看,郑州6个县(市)县域富民产业三个维度协同共进水平平均达到初级协调以上水平,其中巩义达到良好协调,位居全市首位;开封4个县三个维度协同共进有待加强,其中兰考居于全市首位,但仅达到初级协调;洛阳7个县(市)均达到初级协调以上水平,栾川居全市首位,达到良好协调;平顶山6个县(市)中4个县(市)达到勉强协调以上,舞钢和汝州达到中级协调;安阳5个县(市)中三个维度协调水平差距较大,林州居全市首位,达到中级协调;鹤壁浚县濒临失调,淇县达到初级协调,两县差距较大;新乡8个县(市)中6个县(市)达到勉强协调以上水平,其中新乡和长垣达到中级协调;焦作市6个县(市)均达到初级协调以上水平,其中修武等4个县(市)均达到中级协调;濮阳5个县中范县等3个县达到勉强协调,整体协调水平较低;许昌4个县(市)均达到初级协调以上水平,整体较均衡;漯河的舞阳和临颍均达到初级协调;三门峡的4个县(市)均达到勉强协调以上水平,其中义马达到优质协调,居全市首位;南阳11个县(市)全部达到勉强协调以上水平,其中西峡达到中级协调,居全市首位;商丘7个县(市)仅有永城达到初级协调,其余6县均为濒临失调;信阳8个县均达到勉强协调以上水平,整体协调度较好,其中新县达到中级协调水平;周口8个县(市)除商水外全部达到勉强协调以上水平,其中鹿邑和项城达到初级协调;驻马店9个县除上蔡外均达到勉强协调以上水平,其中确山和遂平达到初级协调。

五、结论与建议

(一) 研究结论

按照“普遍性分析—理论研究—政策提升”的研究思路,在空间维度下,以河南102个县(市)为研究对象,在对河南县域富民产业的研究背景和发展基础分析的基础上,构建了河南县域富民产业评价指标体系,采用主成分分析法和耦合协调度对河南102个县(市)的富民产业发展水平进行了测评,并对县域富民产业

三个维度的协同共进水平进行了实证研究,得出以下结论:(1)2023年,河南102个县(市)的县域富民产业总体良好,各县(市)之间发展较为均衡,全省102个县(市)中98个县(市)的县域富民产业发展水平在70分以上水平,占比96.1%,巩义等13个县(市)得分大于80分,占比12.7%。总体分布上,呈现豫西南的县域富民产业发展水平整体高于豫东北的态势。(2)2023年,河南县域富民产业兴业、强县、富民三个维度之间整体协调共进良好,全省102个县(市)中有中牟等82个县(市)县域富民产业三个维度协调发展水平处于勉强协调及以上水平,占比超过八成,三个维度之间良性互动,互相促进。分区域看,县域富民产业三个维度之间的发展协同共进水平,呈现豫西整体高于豫东的态势。

(二) 对策建议

根据上述研究结论,结合河南发展实际,提出推动河南县域富民产业高质量发展的对策建议:

第一,立足“大国小农”的国情农情,因地制宜发挥县域优势。一方面,“大国小农”基本国情大背景下,小农生产仍将是我国农业的基本面,我国“大国小农”的基本国情农情在相当长一段时期内不会发生根本改变,要充分认识小农生产经营分散的特点和实际,注重发展多种形式适度规模经营,引导小农户与现代农业有机衔接。另一方面,做好优势产业谋划,因地制宜发展特色产业。发展县域富民产业应本着实事求是原则,挖掘本地在资源禀赋、地理区位等方面的优势和特点,同时着眼未来产业发展方向,前瞻性布局培育乡村新产业新业态,宜农则农、宜工则工、宜旅则旅,突出特色、错位发展,增强县域富民产业活力。

第二,推动三产融合发展,实现乡村产业全链条升级。一是延伸产业链。充分利用县域内资源特点,统筹现代农业产业园、优势特色产业集群、农业产业强镇等产业融合发展项目,形成龙头企业向产业园区集中,中小微企业向中心镇集聚,小农户小作坊和家庭工场向重点村汇聚的发展格局,推动产业链条向纵深发展。二是贯通供应链。完善流通基础设施建设,健全流通网络,形成一批产加销贯通、贸工农一体、一二三产业融合发展的特色产业发展集聚区,并推进产区与销区对接,确保生产与加工、产品与市场、企业与农户的协调发展,形成顺畅无阻的供应链。三是提升价值链。充分利用特色产业的文化、生态等多种功能,促进经济价值、生态价值、文化价值等多维价值的实现,把特色资源真正转化成为富民产业,促进农产品就地增

值,带动农民就近就业。

第三,完善基本公共服务与基础设施,夯实产业转型升级基础。优质、均衡、可及的基本公共服务供给不仅有助于提高本地居民的生活质量,增强获得感和幸福感,激发县域内生发展动力,更能有效吸引并留住人才,提升县域人力资本整体质量,为县域产业发展和经济增长提供强大的智力支撑。高水平的交通、能源、水利、通信等基础设施能够显著降低企业生产经营成本,增强县域的投资吸引力和产业竞争力,从而促进经济结构优化,释放发展潜力。要对照产业发展、企业经营、人民生活的需求,缺什么补什么,提高医疗、教育、交通、通信等质量与水平。针对近年来农村电商发展的强劲势头,可持续提供农村电商培训服务,完善县乡村物流配送体系,补齐仓储、配送等基础设施短板。◆

参考文献:

- [1]潘彪,黄征学,赵安珮.加快推进县域富民产业高质量发展[J].宏观经济管理,2024(11):22-29.
- [2]汪向欣.基于共同富裕的县域富民产业转型升级研究[J].南京师范大学学报(自然科学版),2024,41(3):84-89.
- [3]张瑜,周玮,于林惠.江苏县域富民产业高质量发展的路径研究[J].中国农机化学报,2024,45(11):319-324.
- [4]史云端.河南乡村振兴发展水平测度及优化路径研究[J].统计理论与实践,2024(4):52-58.
- [5]李铜山,付翔.论培育壮大县域富民产业的正确取向、综合效应和具体举措[J].农业经济,2024(1):56-58.
- [6]叶岩松.农业品牌赋能县域富民产业提质增效的逻辑机理、现实困境与实践路径[J].当代农村财经,2025(2):45-50.
- [7]施海波,赵皖平,滕晨光.培育壮大县域富民产业:基本逻辑、现实选择与未来进路[J].农业经济,2025(4):63-65.
- [8]李靖媛.我国县域富民产业发展的实践逻辑、重点任务与提升路径[J].区域经济评论,2023(4):100-108.
- [9]庄天慧,邱峰,杨浩.县域富民产业促进农民共同富裕:作用机理、现实困境与策略选择[J].改革,2024(3):127-141.
- [10]周密,陈书鹏.县域富民产业发展的内在逻辑、现实困境与实践路径[J].社会科学辑刊,2025(3):126-133.
- [11]翟江燕.乡村振兴背景下甘肃少数民族地区县域富民产业发展路径探析:以舟曲县为例[J].甘肃农业,2023(1):57-62.
- [12]田莉.以县域富民产业推动农民共同富裕的逻辑、症结及路径[J].农业经济,2025(6):69-72.
- [13]伊静静,陈宝楼.河南高质量发展县域富民产业的策略[J].农村·农业·农民,2025(4):45-47.
- [14]陈秧分,吕刘.着力壮大县域富民产业:理论逻辑、实践探索与路径策略[J].中国农业大学学报(社会科学版),2025,42(2):36-52.
- [15]汪沛,李新剑.乡村振兴背景下县域特色富民产业培育研究:价值、模式、困境与路径[J].成都师范学院学报,2022,38(11):110-116.
- [16]张泽林.把培育特色富民产业作为县域经济发展的关键[J].发展,2012(8):1.
- [17]姚瑶.发展壮大县域富民产业切实推动城乡融合发展:以随州特色农业为例[J].中国经贸导刊,2025(12):106-108.
- [18]尚照辉.河南省实施乡村富民产业发展行动[J].乡村科技,2025,16(8):3.
- [19]尹为玲,黄晓燕,杨正友.壮大县域富民茶产业的路径研究:以信阳市浉河区为例[J].河南农业,2025(3):61-63.
- [20]李国庆,张宁.壮大县域富民产业:历史演进、现实困境与优化进路[J].河北农业大学学报(社会科学版),2025,27(1):97-107.
- [21]曹雷.共同富裕视域下和美乡村建设测度评价研究[J].统计理论与实践,2024(11):39-47.
- [22]卢晓蕊.共同富裕视角下乡村产业振兴的富民效应[J].农村·农业·农民,2024(24):29-31.
- [23]张莉,安琪,滕永忠.中部地区粮食安全产业带建设路径研究[J].区域经济评论,2024(5):69-75.
- [24]曹菲,聂颖.产业融合、农业产业结构升级与农民收入增长:基于海南省县域面板数据的经验分析[J].农业经济问题,2021(8):28-41.
- [25]朱启臻.乡村振兴背景下的乡村产业:产业兴旺的一种社会学解释[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(3):89-95.
- [26]闫周府,吴方卫.从二元分割走向融合发展:乡村振兴评价指标体系研究[J].经济学家,2019(6):90-103.
- [27]温铁军,杨洲,张俊娜.乡村振兴战略中产业兴旺的实现方式[J].行政管理改革,2018(8):26-32.
- [28]李国祥.实现乡村产业兴旺必须正确认识和处理的若干重大关系[J].中州学刊,2018(1):32-38.
- [29]刘明月,汪三贵.产业扶贫与产业兴旺的有机衔接:逻辑关系、面临困境及实现路径[J].西北师大学报(社会科学版),2020,57(4):137-144.
- [30]陈秧分,刘玉,李裕瑞.中国乡村振兴背景下的农业发展状态与产业兴旺途径[J].地理研究,2019,38(3):632-642.
- [31]高帆.乡村振兴战略中的产业兴旺:提出逻辑与政策选择[J].南京社会科学,2019(2):9-18.
- [32]李冬慧,乔陆印.从产业扶贫到产业兴旺:贫困地区产业发展困境与创新趋向[J].求实,2019(6):81-91+109-110.

Statistical Measurement and Enhancement Strategies for the Development Level of County–Level Prosperity Industries: Based on Data from 102 Counties in Henan Province

Dong Liming

Abstract: Counties serve as a critical link between urban and rural areas and play a significant role in industrial development. Scientifically evaluating the development status of county–level prosperity industries is of great importance for promoting high–quality industrial growth and common prosperity. Based on an understanding of the connotation and extension of county–level prosperity industries, this study constructs an evaluation index system encompassing three dimensions: industrial development, public prosperity, and county strength. Using principal component analysis to determine weights, an objective assessment was conducted on the development of county–level prosperity industries in 102 counties in Henan Province in 2023. The findings are as follows: The overall development of county–level prosperity industries in Henan is favorable, but there are noticeable disparities among counties under different provincial jurisdictions. The indices for industrial development and public prosperity perform well, while the index for county strength requires further improvement. The three dimensions exhibit good synergistic progress, forming a virtuous cycle. Finally, recommendations are proposed, such as leveraging local advantages, promoting integrated development of primary, secondary, and tertiary industries, and improving basic public services and infrastructure.

Key words: prosperity industries; industrial vitality; county–level; principal component analysis

(责任编辑:田雨)