

统计理论与实践

STATISTICAL THEORY AND PRACTICE

(2025年第7期,总第555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

·经济统计·

新质生产力、产业结构升级与经济高质量发展 杨 俊,刘春学,钟 文/5

临空经济对经济高质量发展的影响研究 王尹君/14

新发展格局下国民经济循环畅通性水平测度及区域差异研究 董曼茹,陈可钦/22

·对外贸易统计·

进口自由化驱动企业新质生产力:效应评估与机制检验 戴 翔,孟云涛,成鹏东/31

跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响研究 赵青松,牛艳鑫/44

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

·资源与环境统计·

环境规制促进了企业绿色创新吗?

——基于新《环保法》实施的政策效应检验 花俊国,邵莹莹,孔儒婧/54

·农业与农村统计·

数字乡村建设提升农业经济韧性的作用机制研究 倪鼎文,康 辉,王 俊/63

中国农业产业韧性水平的统计测度及提升路径 马 昂/73

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

国内订阅 全国各地邮局
国内发行 河南省邮政发行局
邮发代号 36-12

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

MAIN CONTENTS

New Quality Productive Forces, Industrial Structure Upgrading and High-Quality Economic Development	<i>Yang Jun, Liu Chunxue, Zhong Wen</i> (5)
The Impact of Airport Economy on High-quality Economic Development	<i>Wang Yinjun</i> (14)
Research on the Measurement and Regional Disparities of the Smoothness of National Economic Circulation under the New Development Pattern	<i>Dong Manru, Chen Keqin</i> (22)
Import Liberalization Drives New Quality Productivity of Enterprises: Effect Evaluation and Mechanism Test	<i>Dai Xiang, Meng Yuntao, Cheng Pengdong</i> (31)
Study on the Impact of Cross-Border E-Commerce Comprehensive Pilot Zones on the High-Quality Development of Foreign Trade in Chinese Cities	<i>Zhao Qingsong, Niu Yanxin</i> (44)
Do Environmental Regulations Promote Green Innovation by Enterprises? — An Examination of the Policy Effects of the Implementation of the New Environmental Protection Law	<i>Hua Junguo, Shao Yingying, Kong Rujing</i> (54)
Research on the Mechanism of Digital Village Construction in Enhancing the Resilience of the Agricultural Economy.....	<i>Ni Dingwen, Kang Hui, Wang Jun</i> (63)
Statistical Measurement and Enhancement Path of China's Agricultural Industry Resilience	<i>Ma Ang</i> (73)

新质生产力、产业结构升级 与经济高质量发展

杨俊¹ 刘春学¹ 钟文²

(1.云南财经大学 经济学院,云南 昆明 650221;2.江西理工大学 经济管理学院,江西 赣州 341099)

摘要:城市经济高质量发展是助推实现中国式现代化的重要途径。构建新质生产力影响经济高质量发展作用机制的理论分析框架,基于2010—2023年中国278个城市的面板数据,对新质生产力与城市经济高质量发展水平进行测度,采用固定效应模型、空间计量模型、中介效应模型,从多维度对新质生产力影响城市经济高质量发展的效应及作用机制进行实证分析。结果显示:新质生产力显著提升了城市经济高质量发展水平,但存在明显的区域异质性与空间溢出效应,相关结论在稳健性检验与内生性处理后依然成立;机制检验表明,助推产业结构升级是新质生产力赋能经济高质量发展的重要机制。研究结论为推动产业结构升级,深化新质生产力赋能经济高质量发展提供了相关思考和借鉴。

关键词:新质生产力;产业结构升级;城市经济高质量发展;异质性

中图分类号:F124

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0005-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjlysj.2025.07.001

一、引言

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。如何转变经济发展方式,推动经济高质量发展,满足人民对美好生活的需要,成为当前的重要议题。习近平总书记强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”,并指出“新质生产力已经在实践中形成并展示出对高质量发展的强劲推动力、支撑力”。新质生产力是具有时代特色的新引擎,在深刻理解新质生产力的内涵的基础上,把握新质生产力推动城市经济高质量发展的相关理论和实践应用,对推动中国经济高质量增长,满足人民对美好生活需要具有重要意义。

新质生产力如何推动经济高质量发展?其推动效应有多大?在区域异质性上有何特征?学术界主要聚焦于阐述新质生产力的内涵(蒋永穆和乔张媛,2024)^[1]、驱动因素(沈坤荣等,2024;徐政等,2023)^[2-3]、区域发展水平异质性(卢江等,2024;刘建华等,2024)^[4-5]、赋

能作用(杜传忠等,2023)^[6]等相关理论概述,将新质生产力与产业结构放入统一框架进行考量,实证研究其对我国经济高质量发展影响的文献较少。有学者从实证角度探讨驱动新质生产力发展的路径和机制(罗爽和肖韵,2024)^[7]。新质生产力是区别于传统意义的生产力,其具备的高效能代表着生产力的跃迁,摆脱了传统高耗能增长模式,符合现阶段经济高质量发展的需求(周文和许凌云,2023)^[8]。新质生产力助力经济高质量发展的主要表现为提升生产要素质量、培育高端生产要素、催生新业态(蒲清平和向往,2024)^[9]、推动产业结构优化升级(程恩富和陈健,2023)^[10]、提高科技创新水平(戴翔,2023)^[11]。其中,产业结构升级作为推动经济持续增长的重要力量,在满足日益增长的消费需求、提高就业水平、提升全要素生产率中扮演重要角色,促进了经济高质量发展(钟文和郑明贵,2021)^[12]。

综上所述,以新质生产力的内涵特征为基础,从产业结构升级的角度出发,对2010—2023年中国278个

基金项目:国家社会科学基金重点项目“新基建促进区域协调发展的长效机制研究”(22AJY014);江西省教育厅科技项目“土地出让收益支持革命老区乡村振兴的效能及其提升机制研究”(GJJ2200832)。

作者简介:杨俊,男,博士研究生,研究方向为区域经济;刘春学,通信作者,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为区域资源开发与配置;钟文,男,博士,讲师,研究方向为区域经济。

城市的新质生产力与经济高质量发展的综合水平进行测度,对二者的影响效应及作用机制展开实证研究。本文的边际贡献可能在于:第一,对新质生产力与城市经济高质量发展水平进行全面测度,深入探讨其在不同区域、不同城市的异质性影响,并进行多项稳健性检验,丰富城市层面的相关实证研究。第二,从产业结构视角探究提升城市经济高质量发展水平的机制,并验证产业结构升级对新质生产力影响经济高质量发展的传导路径。第三,进一步证实新质生产力对城市经济高质量发展的空间溢出效应,并提出相应的对策建议,为持续推动城市经济高质量发展提供依据。

二、理论分析与研究假设

经济发展离不开技术的突破和发展,技术的突破会瓦解旧的生产关系。在复杂的国际竞争环境中形成新的生产力优势,是掌握国际话语权和主动权的前提。随着中国经济进入新常态,新的社会矛盾和经济增长需要寻求新的经济增长引擎,新质生产力是以科技创新为核心,融合全新生产要素的先进生产力,是引领中国经济摆脱传统粗放型增长,实现高质量发展的新动能。新质生产力可以通过科技创新对产业业态和产业体系进行升级和改造,提升行业全要素生产率,培育资源节约型、环境友好型产业,实现人与自然的和谐统一,进而推动经济高质量发展。

(一)新质生产力对经济高质量发展的直接影响

新质生产力摆脱了传统经济的增长方式、生产力发展路径,是具备高效能、高科技和高质量特征的生产力,其显著特点是创新,既包含管理和制度层面的创新,也包含技术和业态模式的创新。从生产力三要素看:首先,新质生产力对劳动者整体素质提出了更高的要求,体现在知识、技能和创新的整体能力,高素质的劳动力队伍能够紧跟技术创新和管理创新,为经济发展创造更高的价值;其次,新型劳动资料融合了大数据、云计算、3D打印等技术,优化了社会资源配置,推动产业变革和绿色转型;最后,新质劳动对象催生了物质形态的高端智能化,不仅提高了资源的综合利用效率,还促进了产业结构的多元化和可持续发展。新质生产力三要素的变化推动了生产要素的高效配置,从而推动着经济高质量发展。基于此,提出假设:

假设1:新质生产力能够促进经济高质量发展。

(二)新质生产力、产业结构升级与经济高质量发展

新质生产力代表着传统技术的向上突破,推动人

力、资金、技术等资源高效流通。首先,我国互联网相关基础设施的迅速发展推动了相关产业的增长,促使产业结构调整以适应技术进步。随着数字化、信息化进程的加速推进,传统产业基础设施的更新速度不断提升,数字基础设施建设在加速配套,促使传统产业向数字化转型,大幅提高了各行业的数字化能力。同时,也明显减轻了传统产业结构与全社会需求之间的不匹配问题,能够优化产业结构,提高产业发展效率,带动经济高质量发展。其次,人工智能、算力、量子技术的出现和发展完全颠覆了产业旧形态,推动产业结构上升至新台阶。这些新技术是高水平、高效率的表现,掌握这些就会在国际竞争和未来发展占据主动权,会极大提升全行业的要素配置效率,促进经济高质量发展。最后,中国积极承担国际责任和社会责任,不断进行创新发展、绿色发展,提高对数据要素的利用效率和水平,推动产业结构合理化和高级化,综合提高了经济高质量发展水平。基于此,提出假设:

假设2:产业结构升级是新质生产力影响经济高质量发展的重要传导机制。

(三)新质生产力对经济高质量发展的空间溢出效应

新质生产力表现出的要素配置效率能够极大超越主体所表现出的时空特征,提升各地区间经济高质量发展的交互水平。有学者发现信息化凭借超时空的特点能够影响区域内和区域间的经济增长(闫超栋和马静,2016)^[13]。这从侧面证明了区域间的经济活动存在空间相关性,区域经济发展在环境约束、产业发展和经济增长等方面均存在空间溢出效应(李强和丁春林,2019;赵克杰和刘传哲,2007;唐哲和魏修建,2024)^[14-16]。对于新质生产力而言,其内部的新质劳动力、新质劳动对象和新质劳动资料等新要素具有渗透性、外部性特征(刘洋和李浩源,2024)^[17],能够进一步突破时空界限,对城市经济活动产生影响。基于此,提出假设:

假设3:新质生产力对经济高质量发展的影响存在空间溢出效应。

三、研究设计

(一)模型构建

为验证研究假设,构建基准回归模型如下:

$$HQ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NFP_{it} + \alpha_2 D_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, HQ_{it} 为城市经济高质量发展水平, i 表示省份, t 表示年份, NFP_{it} 为核心解释变量,代表各地区

新质生产力发展水平, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_j$ 为待估参数, D_{it} 为控制变量, $\tau_i, \mu_t, \varepsilon_{it}$ 分别代表个体固定效应、时间固定效应、随机扰动项。

为检验产业结构升级在二者中的中介效应, 构建中介效应模型如下:

$$IS_{it} = \beta_0 + \beta_1 NFP_{it} + \beta_j D_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$HQ_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 NFP_{it} + \gamma_2 IS_{it} + \gamma_j D_{it} + \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中, IS_{it} 是中介变量, 代表产业结构升级, 其他符号含义同上。

为探究二者之间存在的空间溢出效应, 构建空间计量模型(SDM)如下:

$$HQ_{it} = \theta_0 + \rho W HQ_{it} + \theta_1 W NFP_{it} + \theta_2 NFP_{it} + \theta_3 W D_{it} + \theta_j D_{it}$$

$$+ \tau_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中, ρ 为空间自回归系数, W 为空间权重矩阵, θ_1 与 θ_3 为核心解释变量与控制变量空间交互项的系数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 城市经济高质量发展水平(HQ)

基于高质量发展的理论内涵并借鉴已有研究成果(魏敏和李书昊, 2018; 马茹等, 2019; 陈景华等, 2020)^[18-20], 从创新、协调、绿色、开放、共享5个维度选取18个指标构建城市经济高质量发展评价指标体系(见表1)。对指标数据进行无量纲化处理后, 采用熵值法测算城市经济高质量发展水平。

表1 城市经济高质量发展评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	具体指标	指标单位
城市经济高质量发展	创新发展	科教投入	科技投入/财政支出	%
			教育投入/财政支出	%
		专利水平 金融发展	专利授权量	件
			金融机构存款余额/金融机构贷款余额	%
	协调发展	人民生活	人均GDP	元
			非房地产固定资产/固定资产投资	%
	绿色发展	“三废”排放	工业废水排放量/工业产值	吨/万元
			工业二氧化硫排放量/工业产值	吨/万元
			工业烟粉尘排放量/工业产值	吨/万元
		污物处理	一般工业固体废物综合利用率	%
			污水处理厂集中处理率	%
	开放发展	外商投资 外企概况	外资企业总产值	亿美元
			外资企业数量	个
	共享发展	社会福利	医师数/总人口	个/万人
			在岗职工平均工资	元
			城市绿化覆盖率	%
		财政负担 消费水平	社会消费品零售总额/GDP	%
			财政支出/财政收入	%

2. 解释变量: 新质生产力(NFP)

借鉴以往研究(朱富显等, 2024)^[21], 构建新质生产力评价指标体系, 见表2。对于新质劳动力, 新兴产业员工数量越多, 说明新质生产力中产业结构高端化和多元化程度越深, 员工的个人能力和素质水平代表新质生产力发展的动力基础, 这三个层面可以较好地衡量现阶段新质生产力发展对新型劳动力的需求。对于新质劳动对象, 基础设施支撑现阶段生产活动, 未来发展引领产业升级, 生态环境是实现可持续发展的重要保证, 主要包括互联网宽带接入用户, 电信业务总量, 机器人安装密度, 环境污染治理投资, 碳交易、用能权

交易、排污权交易, 生活垃圾无害化处理率等6个指标。对于新质劳动资料, 从技术研发、创新产出、智能化、绿色化、数据要素等5个一级指标进行衡量, 包括科学支出占地方财政支出的比重、当年申请的发明专利数量、当年申请的实用新型专利数量、人工智能企业数量、当年申请的绿色发明专利数量、当年申请的绿色实用新型专利数量、数据要素利用水平、有无数据交易平台等8个具体指标。

3. 机制变量: 产业结构升级(IS)

借鉴相关学者的研究(张欣艳等, 2024; 廖乐焕等, 2024)^[22-23], 从产业结构合理化(ISI)、产业结构高级化

表2 新质生产力评价指标体系

维度	构成要素	指标及解释	指标单位
新质 劳动力	新兴产业员工数量	战略性新兴产业和未来产业上市公司的总员工数(按注册地汇总到地级市)	万人
	员工个人能力	在岗职工平均工资	元
	员工素质水平	普通高等学校数	所
新质 劳动对象	基础设施	互联网宽带接入用户 电信业务总量	千户 亿元
	未来发展	机器人安装密度	台/万人
	生态环境	环境污染治理投资	亿元
		碳交易、用能权交易、排污权交易 生活垃圾无害化处理率	亿元 %
新质 劳动资料	技术研发	科学支出占地方财政支出的比重	%
	创新产出	当年申请的发明专利数量	件
		当年申请的实用新型专利数量	件
	智能化	人工智能企业数量	个
	绿色化	当年申请的绿色发明专利数量	件
		当年申请的绿色实用新型专利数量	件
	数据要素	数据要素利用水平(上市公司数据资产相关词频+1取对数,按注册地汇总到地级市,取当地上市公司数据资产词频对数的平均值作为代理指标) 有无数据交易平台(手工搜集各地级市是否有数据交易所,有取值为1,没有取值为0)	— —

(*ISII*)两个层级对产业结构进行衡量:产业结构合理化用改进的泰尔指数衡量产业间的协调程度;产业结构高级化=第一产业增加值占比 $\times 1$ +第二产业增加值占比 $\times 2$ +第三产业增加值占比 $\times 3$ 。

4.控制变量

借鉴以往研究,并考虑经济高质量发展水平的影响因素,共选择6个控制变量。经济发展水平(*Eco*):用各省份的人均GDP表示;基础设施水平(*Fun*):用人均道路面积表示;人力资本水平(*Cap*):用普通高校在校生人数/年末总人口表示;对外开放水平(*Open*):用实际利用外资/GDP表示;政府干预(*Gov*):用一般公共预算支出/GDP表示;技术创新水平(*Inno*):用专利授权量取对数表示。

(三)数据来源与描述性统计

选取2010—2023年中国278个城市的面板数据,数据主要来源于相关年份的《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和国泰安数据库等。此外,依据国家统计局的经济区域划分标准,将全国划分为东、中、西、东北四大区域进行异质性检验。

四、实证分析

(一)基准回归

表4是新质生产力影响经济高质量发展的基准回

表3 变量的描述性统计

变量性质	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>HQ</i>	3892	0.003	0.005	0.001	0.060
解释变量	<i>NFP</i>	3892	2.768	0.666	0.446	4.431
机制变量	<i>ISI</i>	3892	0.284	0.213	0.148	1.721
	<i>ISII</i>	3892	2.308	0.143	1.831	2.836
控制变量	<i>Eco</i>	3892	10.800	0.607	8.576	13.060
	<i>Fun</i>	3892	3.743	0.919	1.099	9.423
	<i>Cap</i>	3892	10.590	1.394	3.970	14.020
	<i>Open</i>	3892	0.182	0.291	0.047	2.491
	<i>Gov</i>	3892	0.190	0.102	0.111	1.485
	<i>Inno</i>	3892	5.114	1.909	0.000	11.620

归结果。列(2)是加入控制变量的回归结果。无论是否加入控制变量,新质生产力对经济高质量发展的影响结果都表现为显著正值,说明新质生产力的发展提高了经济高质量发展水平。从控制变量的回归结果可以看出,经济发展水平与经济高质量发展在1%的显著性水平上为正,表明经济发展水平的上升能显著拉动经济高质量发展;基础设施水平在1%的显著性水平上为正,说明基础设施的改善能够加强区域间劳动力转移强度,带动劳动力资源配置水平的提高;人力资本水平的回归系数显著为正,表明人力资本在基础设施完善的基础上,能够发挥叠加效应,共同提升了整体的经

济高质量发展水平;对外开放水平表现为显著的正向作用,说明外来投资能有效促进经济高质量发展;政府干预的回归系数显著为正,说明政府的有效干预能提升经济高质量发展水平;技术创新水平的回归系数显著为正,说明技术创新水平的提高能有效带动经济高质量发展。因此,假设1得到验证。

表4 基准回归结果

变量	(1) HQ	(2) HQ
<i>NFP</i>	0.003*** (0.000)	0.005*** (0.000)
<i>Eco</i>		0.001*** (0.000)
<i>Fun</i>		0.000*** (0.000)
<i>Cap</i>		0.000*** (0.000)
<i>Open</i>		0.005*** (0.000)
<i>Gov</i>		0.005** (0.000)
<i>Inno</i>		0.001*** (0.000)
常数项	0.189*** (0.011)	-0.122*** (0.030)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	3892	3892
调整的R ²	0.503	0.683

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内是稳健标准误。下表同。

(二)机制检验

前文的理论分析从产业结构升级视角分析了新质生产力影响经济高质量发展的传导机制。基于此,构建中介效应模型对上述假设进行实证检验,并采用产业结构合理化和产业结构高级化两种方法衡量产业结构升级水平,回归结果见表5。可以发现新质生产力提高了经济高质量发展水平,列(2)、列(4)的结果证明了新质生产力对产业结构升级的促进作用。最后,将产业结构升级这一中介变量加入总回归模型中,对比列(1),发现列(3)、列(5)在加入中介变量后,新质生产力对经济高质量发展的回归系数仍显著且正,表明产业结构升级是新质生产力影响经济高质量发展的重要传导机制,证明了假设2。

表5 机制检验结果

变量	(1) HQ	(2) ISI	(3) HQ	(4) ISII	(5) HQ
<i>NFP</i>	0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.000)
<i>ISI</i>			0.029*** (0.006)		
<i>ISII</i>					0.014** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-0.122*** (0.030)	0.487*** (0.088)	-0.012*** (0.003)	1.642*** (0.080)	-0.136*** (0.025)
年份固定效应	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	3892	3892	3892	3892	3892
调整的R ²	0.683	0.742	0.706	0.704	0.684

(三)空间溢出效应分析

首先,为检验核心变量是否具有空间溢出效应,采用Moran'I指数进行检验,相关结果见表6。2010—2023年我国新质生产力与经济高质量发展的Moran'I指数均在10%及以上水平上显著,说明新质生产力和经济高质量发展之间存在着显著的空间自相关性,且随着时间推移,会通过人才、资本流动和技术转移对邻近区域产生溢出效应,助推邻近区域经济高质量发展。

其次,为检验新质生产力影响经济高质量发展的空间溢出效应,对相关模型进行对比分析,最终确定空间杜宾模型(SDM)更适合,并采用两种不同的空间权重矩阵方法对空间溢出效应进行检验。基于空间检验结果(见表7),经济高质量发展的空间自回归系数和新质生产力的空间交互项系数均在一定程度上显著为正,表明在我国经济发展进程中,存在着由外部因素引发的新质生产力交互作用,经济高质量发展内部也存在着交互影响。可能是新质生产力能够带动区域要素配置效率的提高和产业结构的升级,增强地区之间的交流和关联性,进而产生高水平区域带动低水平区域经济高质量发展的结果。因此,假设3得到验证。

(四)异质性分析

1.区域异质性

考虑到中国幅员辽阔,地域特征千差万别,一定程度上会使新质生产力发展和经济高质量发展在不同的区域上存在异质性特征,因此展开异质性检验(见表

表6 空间自相关性检验结果

年份	(1) <i>HQ</i> Moran'I	(2) <i>NFP</i> Moran'I
2010	0.019*** (0.005)	0.040* (0.024)
2011	0.021*** (0.006)	0.043* (0.026)
2012	0.022*** (0.006)	0.045* (0.026)
2013	0.021*** (0.006)	0.048* (0.026)
2014	0.022*** (0.006)	0.052** (0.026)
2015	0.024*** (0.005)	0.049** (0.026)
2016	0.024*** (0.006)	0.050** (0.026)
2017	0.028*** (0.006)	0.053** (0.026)
2018	0.030*** (0.006)	0.053** (0.027)
2019	0.035*** (0.006)	0.061** (2.270)
2020	0.037*** (5.998)	0.056** (0.026)
2021	0.039*** (0.006)	0.057** (0.026)
2022	0.040*** (0.006)	0.057** (0.027)
2023	0.040*** (0.006)	0.056** (0.027)

表7 空间回归检验结果

变量	(1) 邻接矩阵	(2) 经济地理矩阵
<i>NFP</i>	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)
ρ	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
$W \times NFP$	0.145*** (0.033)	0.103*** (0.033)
控制变量	是	是
年份控制效应	是	是
个体控制效应	否	否
N	3892	3892
调整的R ²	0.551	0.552

8)。结果表明,东部、中部、西部地区的回归结果都在10%及以上水平上显著为正,表明这些地区的新质生产力对经济高质量发展有着积极的促进作用;东北地区不显著,可能的原因是东北地区内部整体差异较大。相较中西部地区,东部地区的促进作用更大,这可能与我国东部地区发展水平较高有关,新质生产力能更好释放经济高质量发展的红利。

2.行政等级异质性

一般而言,城市的行政等级越高,城市具备的科技创新能力和现代化产业体系更完备,这些因素综合推动着城市的经济高质量发展。鉴于此,借鉴石玉堂等(2024)^[24]的方法,将城市划分为中心城市和其他城市,从行政等级视角开展异质性研究。实证结果表明中心城市相较于其他等级城市的影响更大。主要原因归结于:首先,中心城市,如直辖市、省会和副省级城市,往往是国家科技创新的前沿阵地,聚集了众多顶尖的研究机构和高等学府,形成了高度集中的科技创新网络。其次,这些城市普遍拥有更为发达的现代化产业体系,其工业和服务业通常较为先进,涵盖了信息技术、生物技术、新能源、金融服务等高附加值和高技术含量产业。较高水平的产业结构不仅推动了城市经济的高速增长,也使这些城市能够迅速适应全球市场变化,保持较强竞争力,进而提高经济高质量发展水平。

五、稳健性检验

(一)替换核心变量

1.替换解释变量

不同的测度方式可能带来新质生产力的测度偏差,为提高研究结论的稳健性,借鉴吴旭晓(2025)^[25]的测度方法重新进行回归(见表9),结果仍在1%的水平上显著为正,证明了研究结论的稳健性。

2.剔除异常年份

考虑到样本期间个别年份存在不确定因素较多,可能会对经济高质量发展产生较大影响,故对2020年、2021年的相关数据进行删除,回归结果仍在1%的水平下显著为正。

3.剔除部分样本

由于政策发展具有倾斜性、滞后性特征,较高等级的城市更容易受到政策影响,可能会影响最终研究结果。因此,借鉴相关学者做法,剔除中心城市数据,回归结果如表9列(3)所示,新质生产力对经济高质量发展的系数仍在1%的水平下显著为正。

表 8 异质性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东北	(5) 中心城市	(6) 其他城市
<i>NFP</i>	0.014*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.002* (0.001)	0.001 (0.000)	0.005*** (0.000)	0.002* (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.328*** (0.026)	-0.140*** (0.015)	-0.016*** (0.002)	-0.128 (0.083)	-0.140*** (0.021)	-0.050 (0.034)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
N	1204	1120	1120	448	518	3374
调整的 R ²	0.708	0.512	0.645	0.443	0.709	0.928

表 9 稳健性检验结果

变量	(1) 替换 解释变量	(2) 剔除 异常年份	(3) 剔除 部分样本	(4) 更换 模型
<i>NFP</i>	0.012*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-0.007* (0.003)	-0.185*** (0.022)	-0.087*** (0.018)	-0.083*** (0.019)
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
N	3892	3336	3626	3892
调整的 R ²	0.521	0.699	0.490	0.376

表 10 内生性处理结果

变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
<i>NFP</i>		0.012*** (0.003)
<i>L.NFP</i>	0.490*** (0.014)	
控制变量	是	是
常数项	1.855*** (0.376)	-0.209*** (0.030)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
N	3614	3614
调整的 R ²	0.517	0.679
K-P Wald F-statistic		1185.709
K-P rk LM-statistic		461.470

4.更换模型

使用Tobit模型重新估计,回归系数仍然在1%的水平下显著为正。

(二)内生性处理

由于新质生产力与经济高质量发展之间可能存在互为因果关系,会造成基准回归结果存在内生性问题,故采用工具变量法进行回归。借鉴相关工具变量的选取方式,用新质生产力的滞后一期作为工具变量,回归结果仍在1%的水平下显著为正。在工具变量识别检验中,LM统计量和Wald统计量均显示工具变量的合理性、有效性。

六、结论与建议

(一)研究结论

新质生产力是生产力发展的新水准、新质态,能够有效赋能经济高质量发展。结合新质生产力的内涵特征,基于2010—2023年中国城市层面的面板数据,从理论层面分析了新质生产力对经济高质量发展的影响,并采用相关模型从多维度实证检验新质生产力对经济高质量发展的影响效应及作用机制。主要结论如下:(1)新质生产力能够促进经济高质量发展,并通过了多种稳健性检验。(2)异质性检验结果显示,与中西部和东北地区相比,东部地区新质生产力对经济高质量发展的积极影响最大,对中心城市的影响也较大。(3)新质生产力对经济高质量的影响存在空间溢出效应,存在邻近区域相互影响的现象。(4)产业结构升级是新质生产力影响经济高质量发展的重要传导机制。

(二)对策建议

基于以上结论,提出如下对策建议:

一是实施区域梯度发展战略,强化重点区域引领作用。优先在东部较发达地区和高行政等级城市布局新质生产力发展示范区、试验区,打造创新策源地和核心引擎,鼓励其在技术研发、制度创新、场景应用等方面率先突破,形成可复制推广的经验。加大对中西部

和东北地区的政策倾斜和资源投入,重点提升其承接技术溢出和产业转移的能力。设立专项发展基金,支持中西部地区建设符合自身禀赋的特色新质生产力集群,避免简单照搬东部模式。强化高行政等级城市的辐射功能,鼓励其通过飞地经济、共建园区、技术联盟等形式,将新质生产力要素和成果向周边城市扩散。

二是构建高效协同的空间溢出网络,促进区域联动发展。建立跨区域协同机制,统筹规划区域间产业链、创新链、人才链布局,破除要素流动壁垒。打造“强带弱”结对平台,鼓励新质生产力发展水平较高的城市与相对落后的城市建立“一对一”或“多对一”的帮扶协作关系,制度化推进技术转移、人才交流、项目合作和园区共建。对发达地区企业向欠发达地区进行技术溢出和投资给予税收减免或财政奖励。完善国家技术转移体系,建立专门面向新质生产力领域的技术成果库、需求库和交易平台,促进知识、技术、数据等要素在全国范围内的高效流动和共享。

三是以产业结构深度优化升级为核心抓手,打通传导路径。实施“新质生产力+产业”融合战略,制定专项政策,强力推动人工智能、大数据、物联网、生物技术等新质生产力核心要素与传统产业、战略性新兴产业深度融合。设立产业智能化、绿色化转型升级引导基金,重点支持企业应用新技术、新装备、新工艺进行改造升级。培育壮大新兴产业集群,聚焦新质生产力催生的未来产业,在国家层面和重点区域进行前瞻性布局,打造具有国际竞争力的特色产业集群。优化创新资源配置,集中力量突破关键核心技术。建立“新质生产力—产业结构—经济质量”评价体系,将产业结构优化升级的成效作为衡量新质生产力发展实效和地方考核的核心指标之一,引导地方政府工作重心向打通传导机制聚焦。

四是优化创新生态与要素供给,夯实微观基础。强化企业创新主体地位,加大研发费用加计扣除、首台套/首批次应用保险补偿等政策力度,提升企业投入新质生产力相关研发的意愿和能力,鼓励龙头企业牵头组建创新联合体。深化人才发展体制机制改革,构建面向新质生产力需求的复合型人才培养体系。实施更开放、更精准的人才引进政策,重点吸引和集聚全球顶尖科技人才和技能型人才。完善科技人才评价和激励机制,探索股权、期权、分红等多元激励方式。畅通金融血脉,发展多元化科技金融体系,扩大政府引导基金规模,鼓励风险投资、私募股权基金投向新质生产力领

域初创企业和项目。探索知识产权证券化、科技保险等创新金融工具,强化科创板、创业板等资本市场对硬科技企业的支持。◆

参考文献:

- [1]蒋永穆,乔张媛.新质生产力:符合新发展理念先进生产力的质态[J].东南学术,2024(2):52-63+246.
- [2]沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024(1):37-42.
- [3]徐政,郑霖豪,程梦瑶.新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J].当代经济研究,2023(11):51-58.
- [4]卢江,郭子昂,王煜萍.新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(3):1-17.
- [5]刘建华,闫静,王慧扬,等.黄河流域新质生产力水平的动态演进及障碍因子诊断[J].人民黄河,2024,46(4):1-7+14.
- [6]杜传忠,疏爽,李泽浩.新质生产力促进经济高质量发展的机制分析与实现路径[J].经济纵横,2023(12):20-28.
- [7]罗爽,肖韵.数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验[J].新疆社会科学,2024(2):29-40+148.
- [8]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.
- [9]蒲清平,向往.新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径:推进中国式现代化的新动能[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024,45(1):77-85.
- [10]程恩富,陈健.大力发展新质生产力 加速推进中国式现代化[J].当代经济研究,2023(12):14-23.
- [11]戴翔.以发展新质生产力推动高质量发展[J].天津社会科学,2023(6):103-110.
- [12]钟文,郑明贵.数字经济对区域协调发展的影响效应及作用机制[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2021,38(4):79-87.
- [13]闫超栋,马静.信息化、空间溢出与区域经济增长:基于空间面板回归偏微分效应分解方法的实证[J].经济问题探索,2016(11):67-75.
- [14]李强,丁春林.环境规制、空间溢出与产业升级:来自长江经济带的例证[J].重庆大学学报(社会科学版),2019,25(1):17-28.
- [15]赵克杰,刘传哲.产业技术进步溢出效应研究[J].科技进步与对策,2007(3):55-57.
- [16]唐哲,魏修建.产业结构升级对绿色经济增长的空间溢出效应检验[J].统计与决策,2024,40(1):114-118.
- [17]刘洋,李浩源.新质生产力赋能高质量发展的逻辑理路、关键着力点与实践路径[J].经济问题,2024(8):11-18+129.
- [18]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(11):3-20.
- [19]马茹,罗晖,王宏伟,等.中国区域经济高质量发展评价指标体系及测度研究[J].中国软科学,2019(7):60-67.
- [20]陈景华,陈姚,陈敏敏.中国经济高质量发展水平、区域差异及分布动态演进[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):

108-126.

[21]朱富显,李瑞雪,徐晓莉,等.中国新质生产力指标构建与时空演进[J].工业技术经济,2024,43(3):44-53.

[22]张欣艳,谢璐华,肖建华.政府采购、数字经济发展与产业结构升级[J].当代财经,2024(3):43-55.

[23]廖乐焕,董燕燕,王珏.新质生产力、产业结构升级与低碳经

济发展[J].统计与决策,2024,40(21):29-34.

[24]石玉堂,王晓丹,陈凯旋.新质生产力与城市经济韧性:理论逻辑与经验证据[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(5):29-45.

[25]吴旭晓.新时代中国新质生产力培育水平统计测度[J].统计理论与实践,2025(1):5-13.

New Quality Productive Forces, Industrial Structure Upgrading and High-Quality Economic Development

Yang Jun, Liu Chunxue, Zhong Wen

Abstract: The high-quality development of urban economy is an important way to help achieve two modernization. Construct a theoretical analysis framework for the mechanism by which new productive forces affect high-quality economic development. Based on the panel data of 278 cities in China from 2010 to 2023, it measures the new productive forces and the level of high-quality urban economic development. With the help of fixed effect model, spatial econometric model and mediating effect model, it conducts an empirical analysis on the effect and mechanism of new productive forces on high-quality economic development from multiple dimensions. The results show that new productive forces significantly improve the level of high-quality urban economic development, but there are obvious regional heterogeneity and spatial spillover effects, and the relevant conclusions still hold after robustness tests and endogenous treatment. Mechanism tests show that promoting industrial structure upgrading is an important mechanism for new productive forces to empower high-quality economic development. The research conclusions provide relevant thoughts and references for promoting industrial structure upgrading and deepening the empowerment of new productive forces to high-quality economic development.

Key words: New Quality Productive Forces; Industrial Structure Upgrading; High-Quality Development of The Urban Economy; Heterogeneity

(责任编辑:田雨)

临空经济对经济高质量发展的影响研究

王尹君

(河南牧业经济学院 经济与贸易学院,河南 郑州 450044)

摘要:基于2010—2022年中国35个主要临空经济区及空港城市面板数据,使用熵权法测度城市经济高质量发展水平,并实证探究临空经济对经济高质量发展的影响效应和机制。研究发现,临空经济能够显著促进区域经济高质量发展,其中对东中部地区、国际航空枢纽、国际枢纽机场群的影响效应更显著。机制分析表明,临空经济通过影响城市创新数量和创新质量的方式驱动区域经济高质量发展。最后,提出强化临空经济发展、实施差异化动态化的发展策略、探索空港型自贸区发展新模式等对策建议,以更好地发挥临空经济对经济高质量发展的促进作用。

关键词:临空经济;经济高质量发展;航空运输;影响机制

中图分类号:F127

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0014-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.002

一、引言

当下,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。经济高质量发展是中国经济向形态更高级化、结构更合理化、分工更明晰化方向迈进的必经之路,是解决新时代社会主要矛盾的必然选择,是中国走可持续发展道路的根本要求。近年,以机场为核心的特殊经济形态——临空经济得到快速发展,因其主体功能定位明晰、政策环境优越,在扩大区域对外开放、提升城市竞争力等方面作用显著,已成为推动区域经济高质量发展的重要突破口。目前,在国家大力支持和多重政策叠加背景下,我国共批复17个国家级临空经济示范区,形成了东西南北遥相呼应的局面。临空经济区凭借地理区位、政策环境等优势得到地方政府的高度重视,为驱动区域经济高质量发展提供了强劲动能。基于此,以临空经济为主要研究对象,考察其对地区经济高质量发展的影响效应与作用机制,以期为临空经济的经济效应评估提供借鉴。

临空经济是以航空运输为纽带,以综合交通运输体系为支撑,通过提供对外开放平台、政策优惠和体制机制创新,集聚航空运输业、高端制造业及现代服务业发展于一体的新型经济形态。因而,以机场为核心的临空经济能够显著提升生产要素的流通效率,有效压缩供需双方的交易时间与空间成本,加速创新要素的高效流转(汤凯等,2024)^[1],倒逼产业结构绿色化转型(江求川等,2022)^[2],引领区域经济高质量发展(Green,2007;李国政,2024)^[3-4]。详细看,微观层面上临空经济改变了区域发展要素禀赋,中观上实现了与区域产业的耦合联动,宏观上促进了区域税收和就业增长(张占仓等,2016)^[5]。临空经济对地区经济增长不但具有直接影响,还具有间接影响效应。如临空经济的开放性特点推动了市场一体化的形成,加快了人才、资金、技术等资源要素的流转,通过作用于区域产业结构、金融发展、就业水平等渠道间接影响了地区经济快速增长(Karacor 和 Korshid, 2015; Mosbah

基金项目:河南省哲学社会科学教育强省项目“数字金融促进河南省教育均等化的机制与路径研究”(2025JYQS0067);河南省高等学校重点科研项目“数字经济赋能河南省建设国家创新高地的机制及路径研究”(24A790012);河南牧业经济学院博士科研启动资金资助项目“数字金融赋能河南科技创新的机制与路径研究”(2024HNUAHEDF003)。

作者简介:王尹君,女,博士,讲师,研究方向为数字经济、产业结构、科技创新与临空经济。

和 Ryerson, 2016; 汤凯, 2019)^[6-8]。不同情形下, 临空经济对经济发展的影响程度不尽相同。蒋荷新和任敏媛(2018)^[9]以上海浦东机场为例, 指出航空运输对区域经济增长和产业结构的影响随着航空运输规模的增长及临空经济的成熟而不断增强。高友才和何弢(2020)^[10]以不同区域样本下的临空经济为研究对象, 实证分析了临空经济发展的影响因素及对区域经济发展的影响, 发现临空经济能够显著带动整个区域经济的崛起, 且东部地区的带动效应大于中西部地区。还有学者从微观角度切入探讨了临空经济与经济发展之间的关系。如邹伟和梁平汉(2019)^[11]从微观企业角度出发, 指出机场的分权化治理能够有效改善交通设施的运营效率, 推动区域经济更好发展。

总而言之, 国内对临空经济与经济增长两者之间关系的研究颇为丰富, 大多数研究侧重于临空经济对经济增长速度或经济总量的影响, 较少关注临空经济对经济发展质量的分析, 这不利于全方位考察临空经济的影响效应, 不利于相关地区科学合理制定经济高质量发展的相关政策。因此, 从临空经济视角切入, 利用 2010—2022 年中国 35 个临空经济区及空港城市的面板数据, 构建固定效应模型详细探究临空经济对地区经济增长质量的影响效应和内在机制。与已有研究相比, 本文的创新点主要在于: (1) 以往文献仅关注临空经济对区域经济“量”的增长的影响, 本文以临空经济为突破口探讨区域经济高质量发展的路径, 符合新时代下对经济高质量发展的要求; 将临空经济和区域经济发展质量纳入同一系统中综合考量, 从新发展理念视角出发, 构建经济高质量发展评价指标体系, 解释临空经济促进城市经济发展的背后成因, 丰富了相关研究。(2) 依托临空经济自身属性, 分析临空经济对经济高质量发展的作用机制, 并在实证层面验证临空经济影响区域经济发展质量的传导路径, 为临空经济助推中国区域经济高质量发展的政策实施提供依据。(3) 将研究样本划分为东中西部、是否属于国际航空枢纽、是否属于机场群, 详细分析临空经济驱动经济高质量发展的异质性特征, 对推动临空经济高速发展、加快地区经济高质量发展、实现区域协调均衡发展具有一定的借鉴意义。

二、理论分析

(一) 临空经济对经济高质量发展的影响

经济高质量发展涉及社会经济的方方面面。临空经济以特有的对外开放性、产业集聚性、市场速达性、

技术偏好性等特点, 有效解决了要素流转、市场分割、经济活动空间受限等问题, 继而有望在经济高质量发展中大放异彩。具体而言, 新经济地理学指出, 交通基础设施有利于破除生产要素跨地区流转障碍, 降低资源要素流动成本, 提高区域通达性, 增强资源配置效率, 从而影响区域经济发展质量和效率^[12]。以机场为依托的临空经济显著增强了不同区域之间的地理可达性, 为生产要素的跨区域自由流转提供了便捷渠道, 降低了地区之间事物发生相互联系和产生空间相互作用的困难程度, 为供求双方实现要素即时运输和派送创造了更多可能, 进而为提升区域经济发展质量提供了强劲动能。

与此同时, 临空经济区与自由贸易试验区等平台不断叠加, 在更大程度上驱动了国民经济的提质增效。近年, 临空经济区与自由贸易试验区、综合保税区、跨境电商综合实验区、国家服务业扩大开放综合示范区、空港型国家物流枢纽等平台的叠加效应日益凸显, 如中国(北京)自由贸易试验区、中国(湖南)自由贸易试验区、中国(河北)自由贸易试验区等规划范围均涵盖了机场周边区域; 北京天竺综合保税区、广州白云机场综合保税区、郑州新郑综合保税区等均布局在临空经济区内; 中国(广州)跨境电子商务综合试验区、中国(成都)跨境电子商务综合试验区、中国(上海)跨境电子商务综合试验区等均位于机场周边。临空经济区与各类功能区的重叠, 使临空经济区内聚集了丰富的政策和制度创新资源, 更便于临空经济区整合多元化的制度创新要素, 利用多样化的政策工具破解制约发展的痛点、堵点、难点, 更有利于发挥政策的协同效应、叠加效应、红利效应, 吸引更多的人流、物流、资金流、信息流在临空经济区汇集, 有力推动了区域经济高效发展。

(二) 临空经济对经济高质量发展的影响机制

除了依靠自身特征对地区经济增长质量产生直接影响, 临空经济可助力城市创新数量和创新质量的提高, 对经济高质量发展产生正向影响。临空经济区作为政策先行先试区, 拥有独特的功能定位、政策优势和制度创新, 能够利用财政补贴和税收优惠等政策获取更多创新资源, 提供法治化、规范化营商环境, 让真正的创新型企业享受创新红利, 有利于推动区域技术创新的增量提质。同时, 临空经济产生的时空压缩效应大大降低了知识和技术流转的时空距离摩擦、地区间的交流互动成本, 模糊了城市地理边界, 破除了城市原

本的地理局限性、分裂性、封闭性,为不同地区内企业搭建了立体畅通的创新要素流通渠道,加快了知识、技术等创新要素的传播速度,提高了创新资源的配置效率^[13]。临空经济还有利于吸引人才聚集,加速高端人才在地区间流动,人才的流转会进一步促进信息流、资金流、技术流、知识流的产生,从而激发地区创新活力。临空经济还能够一定程度上助推地区之间构建技术创新网络,强化地区之间的创新合作和交流,驱动创新要素不断向高回报率、高生产率的产业部门流动,优化跨区域创新要素配置,深化区域经济一体化,驱动技术溢出和扩散,提高城市创新数量和创新质量,进而推动区域经济高质量发展。

三、研究设计

(一)模型设定

1.基准回归模型

以2010—2022年城市面板数据为样本,以经济高质量发展综合指数为被解释变量,以临空经济作为核心解释变量,构建如下计量模型:

$$QEG_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Air_{it} + \gamma X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示各城市($i=1,2,\dots,35$), t 表示年份, QEG_{it} 表示第 t 时期地区 i 的经济高质量发展综合指数, $\ln Air_{it}$ 表征各地区临空经济发展水平的对数, X_{it} 为控制变量, θ_i 为个体固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2.中介效应模型

为了识别临空经济通过何种机制作用于经济高质量发展,参考江艇(2022)^[14]的做法,构建如下中介效应模型检验临空经济对经济高质量发展的影响机制:

$$Inno_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Air_{it} + \omega X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Inno_{it}$ 为机制变量,包含创新数量和创新质量,其余变量含义同基准回归模型。若模型(1)中估计系数 β_1 和模型(2)中估计系数 α_1 均显著,表明城市创新是临空经济促进经济高质量发展的中介变量。

(二)数据说明

鉴于数据的可得性、完整性、代表性,使用2010—2022年中国35个临空经济区及空港城市的面板数据,其中包括22个省会城市、4个直辖市、4个自治区(因西藏数据缺失较严重,故舍去,且不考虑港澳台地区),同时,依据2015年国家发展和改革委员会发布的《关于临空经济示范区建设发展的指导意见》,将旅客吞吐量在1千万人次以上或货邮吞吐量达到10万吨以上的5个非省会机场所在的大连、青岛、深圳、厦门、三亚也纳

入研究样本。综合看,所选取样本机场的旅客吞吐量和货邮吞吐量在样本期内均达到了全国所有空港城市机场的80%以上,且均衡分布于全国各地,因此该样本具有一定的代表性和可靠性。各机场通航客运、货运量数据来源于2011—2023年的《民航机场生产统计公报》和《从统计看民航》,其余指标来自2011—2023年的《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴以及Wind数据库。

(三)变量选取

1.被解释变量

借鉴刘书明和邱丽娜(2025)^[15]、方琰等(2025)^[16]的做法,从创新、协调、绿色、开放、共享五大维度入手构建经济高质量发展指标体系,并使用熵权法测度各地区经济高质量发展综合指数。经济高质量发展指标体系见表1。

2.解释变量

目前,关于临空经济的系统数据较缺乏,鉴于临空经济主要是以航空运输为核心产业而兴起的新兴经济形态,因此参考汤凯(2019)^[17]、吴建军和高燕菲(2020)^[18]的做法,利用航空年工作量表征临空经济发展水平,具体表达式为:航空年工作量=年旅客吞吐量+10×年货邮吞吐量。

3.控制变量

为了有效估计并避免因遗漏变量产生的内生性问题,选取政府管控(Gov)、社会消费($Cons$)、信息化发展($Inter$)、基础设施($Road$)作为控制变量。其中,利用政府财政支出与GDP比值表示政府管控,利用社会消费品零售总额与GDP比值表示社会消费,利用互联网用户数与总人口数之比衡量信息化发展,利用人均铺装道路面积反映基础设施。

各变量的描述性统计见表2。

四、实证分析

(一)基准回归

以中国35个临空经济及空港城市为样本,利用固定效应估计方法对模型(1)进行回归估计。为了检验模型的稳健性,依次将各控制变量引入模型中,估计结果见表3。

首先观察表3第(1)列估计结果,当控制变量未引入模型时,核心解释变量 $\ln Air$ 的系数为正,数值为0.092,并通过了1%置信水平下的显著性检验,意味着临空经济发展水平的提升可有效带动区域经济高质量发展。将各控制变量依次引入模型后,临空经济的估

表1 经济高质量发展指标体系

目标层	一级指标	二级指标	度量方法	属性
经济高质量发展	创新发展	科技投入	科技经费支出/GDP	+
		人才储备	高等学校在校人数/总人数	+
	协调发展	产业升级	第三产业产值/第二产业产值	+
		金融结构	金融机构存贷款余额/GDP	+
	绿色发展	粉尘排放	工业粉尘排放量/GDP	-
		废物利用	一般工业固体废物综合利用率	+
	开放发展	进出口规模	进出口总额/GDP	+
		实际利用外资	实际使用外资/GDP	+
	共享发展	教育支出	教育经费/GDP	+
		医疗卫生院数	每万人拥有医疗卫生机构数	+

注：“+”表示该指标为正向指标，“-”表示该指标为负向指标。

表2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
<i>QEG</i>	455	0.392	0.084	0.708	0.152
<i>lnAir</i>	455	16.661	0.828	18.905	14.396
<i>Gov</i>	455	0.151	0.043	0.318	0.082
<i>Cons</i>	455	0.429	0.085	0.719	0.219
<i>Inter</i>	455	0.113	0.284	1.434	0.000
<i>Road</i>	455	14.394	4.894	28.504	1.420

计系数仍为正值,且都通过了显著性检验。表3第(5)列显示,全部控制变量加入模型后,临空经济的估计系数为0.072,再次表明临空经济的发展可显著缩短区域间地理空间距离,加大资源要素流动速度和流动频率,

助力区域经济高质量发展,同时这也解释了各地区为何纷纷将临空经济视为区域经济增长的新动力源和新抓手。

(二)稳健性检验

基准回归估计结果表明,临空经济对地区经济高质量发展有着显著的正向促进作用。为了保证估计结果的准确性和稳健性,使用工具变量法、替代变量法两种方法对基准模型进行稳健性检验。

1.工具变量法

基准回归通过利用固定效应估计方法可以在一定程度上消除不随时间变化的无法观测要素的影响,但是模型中可能存在解释变量与被解释变量互为因果的

表3 基准回归估计

	(1) <i>QEG</i>	(2) <i>QEG</i>	(3) <i>QEG</i>	(4) <i>QEG</i>	(5) <i>QEG</i>
<i>lnAir</i>	0.092*** (8.03)	0.082*** (7.45)	0.077*** (6.87)	0.072*** (6.55)	0.072*** (6.55)
<i>Gov</i>		0.585*** (6.63)	0.618*** (6.93)	0.615*** (7.02)	0.625*** (7.12)
<i>Cons</i>			0.066** (2.14)	0.094*** (3.02)	0.089*** (2.83)
<i>Inter</i>				-0.074*** (-3.96)	-0.076*** (-4.04)
<i>Road</i>					0.001 (1.37)
常数项	-1.139*** (-5.98)	-1.060*** (-5.84)	-1.010*** (-5.54)	-0.938*** (-5.21)	-0.948*** (-5.27)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	455	455	455	455	455
R ²	0.873	0.885	0.887	0.891	0.891

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平下显著,括号内为t统计值。下表同。

内生性问题。因此,使用两种工具变量对内生性问题进行处理:一种方法是采用临空经济滞后一期($\ln Air_1$)作为当期的工具变量,另一种方法是利用“可比法”来模拟临空经济工具变量。“可比法”的具体做法是,将研究样本划分为东部、中部、西部三大片区,使用除自身区域所在片区以外的其他片区的临空经济发展均值($\ln Air_2$)作为该区域临空经济的工具变量。该工具变量满足相关性与外生性要求,一方面,得益于航空运输的可替代性和临空经济区强大的辐射效应,相邻片区临空经济发展与本片区临空经济紧密相关(陈冀伟, 2021)^[19];另一方面,一个城市经济发展质量的高低取决于本区域内政府支出、人力资本以及金融发展等水平,相邻片区临空经济发展均值不会对本片区经济发展产生影响,至少不会产生直接影响。估计结果见表4,其中,第(1)、(2)列为第一阶段估计结果,第(3)、(4)列为第二阶段回归结果。

表4 稳健性检验:工具变量法

	(1) $\ln Air$	(2) $\ln Air$	(3) QEG	(4) QEG
$\ln Air_1$	0.755*** (22.31)			
$\ln Air_2$		0.497*** (5.85)		
$\ln Air$			0.086*** (5.45)	0.116*** (2.88)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	420	455	420	455
Wald-F统计量	497.872	34.206		
R ²	0.991	0.979		

观察表4第(1)列可发现,临空经济滞后一期 $\ln Air_1$ 的估计系数通过了显著性检验,且由Wald-F统计量可知该工具变量的设置是合理的。由第(2)列可知,在使用临空经济发展均值 $\ln Air_2$ 作为工具变量时,其估计系数为0.497,且在1%水平下显著,表示该工具变量与临空经济之间存在正相关,符合预期。其次,根据表格第(3)、(4)列第二阶段估计结果可得,核心解释变量 $\ln Air$ 的估计系数均为正值,并且都通过了显著性检验,说明临空经济对经济高质量发展有正向影响,证实了基准回归结果的稳健性。

2. 替代变量法

为了进一步验证研究结论的可靠性,利用替代变量测量的方法进行稳健性检验。主要使用两种替代变量测量方法,一种方法是替代因变量测量法。目前,国内关于经济高质量发展水平的测度并未达成共识,除了利用多指标来综合度量经济高质量发展水平,还有部分学者使用单一指标对其进行评估。基于此,参考陈诗一和陈登科(2018)^[20]的做法,使用人均GDP($\ln RGDP$)衡量区域经济发展质量。另一种是替代自变量测量方法。除了机场客货运吞吐量之外,飞机起降架次一定程度上反映出机场的忙碌程度、航空运输体量的大小,因而本部分将前文中使用的航空年工作量测度法替换为飞机起降架次指标表征临空经济发展水平($\ln Aire$)。估计结果见表5。

表5 稳健性检验:替代变量法

	(1) $\ln RGDP$	(2) QEG
$\ln Air$	0.118*** (2.83)	
$\ln Aire$		0.060*** (4.72)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	455	455
R ²	0.937	0.886

替换因变量后模型的回归结果见表5第(1)列,核心变量的估计系数为0.118,并在1%的统计水平上显著,表明临空经济发展层级的提高有效促进了区域经济发展质量的增强,与基准回归结论相一致。替换自变量后模型的回归结果见表5第(2)列,临空经济的估计系数表现为显著的正值,意味着飞机起降架次增加的同时,经济发展质量也在不断提升,即临空经济对经济高质量发展产生了积极的促进作用,验证了研究结论的稳健性。

(三) 异质性检验

1. 东、中、西部地区的差异

考虑到我国东、中、西部地区因资源禀赋、地理位置等原因导致的区域间发展不均衡,可能使各地区临空经济的影响效应也不尽相同。基于此,将研究样本分为东部、中部、西部三大地区,进一步考察临空经济促进经济高质量发展的效应在三大地区之间的差

异。估计结果见表6,其中,第(1)、(2)、(3)列依次为东部、中部、西部地区的估计结果。

表6 异质性检验:东、中、西部地区的差异

	(1)	(2)	(3)
	<i>QEG</i>	<i>QEG</i>	<i>QEG</i>
<i>lnAir</i>	0.074*** (4.44)	0.066*** (2.79)	0.037 (1.43)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
N	247	91	117
R ²	0.891	0.952	0.890

由表6可知,东部、中部地区临空经济的估计系数显著为正,数值分别为0.074、0.066,西部地区临空经济的估计系数为0.037,未通过显著性检验,表示临空经济对地区经济高质量发展的影响呈现出东部大于中部大于西部的变化特征。其原因可能是,与西部地区相比,东部、中部地区的航空枢纽能级较高、临空产业体系较完备、产业集聚效应显著,深化了临空经济赋能效应的释放,而西部地区的临空产业基础薄弱、多式联运体系尚不健全及政策支撑力度不够等问题制约了其临空经济效应的发挥。

2.机场特征的差异

除了临空经济所属地理区位的差异,临空经济演进的基础性动力和重要依托——枢纽机场的发展等级和类群也可能一定程度影响临空经济的经济效应。按照《“十四五”民用航空发展规划》的分类,将研究样本划分为国际航空枢纽和非国际航空枢纽、国际枢纽机场群和非国际枢纽机场群,探讨不同机场特征下临空经济对城市经济高质量发展的异质性影响。估计结果见表7,其中,第(1)、(2)列分别为国际航空枢纽、非国际航空枢纽的估计结果,第(3)、(4)列分别为归属于国际枢纽机场群、非国际枢纽机场群下临空经济的估计结果。

根据表7第(1)、(2)列估计结果,临空经济的估计系数均为正值,且在1%置信水平下显著,表明无论机场是否属于国际航空枢纽,相应的临空经济发展均能显著驱动区域经济发展质量的提升。国际航空枢纽的估计系数明显大于非国际航空枢纽,说明与非国际航空枢纽相比,依托国际航空枢纽发展而来的临空经济对区域经济发展产生了更大的影响。这可能是因为,相较于非国际航空枢纽,国际航空枢纽是航空

表7 异质性检验:机场特征的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>QEG</i>	<i>QEG</i>	<i>QEG</i>	<i>QEG</i>
<i>lnAir</i>	0.099*** (4.83)	0.062*** (4.31)	0.112*** (6.07)	0.061*** (4.08)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	130	325	130	325
R ²	0.917	0.888	0.928	0.879

客货运的集散中心,是人流、物流、资金流、信息流、技术流的重要交汇点,以其为依托发展而来的临空经济具有更大的聚合扩散能力,能够更大程度提高临空经济的资源整合力度,深化临空经济的对外开放功能,加大临空经济的国际化发展水平,提升临空经济对经济高质量发展的综合影响力。由表7第(3)、(4)列可知,临空经济的估计系数均显著为正,只是系数值有所不同,这不仅证实了临空经济在区域经济发展中的积极作用,还阐明了临空经济对经济高质量发展的影响效应与国际枢纽机场群相关。与国际枢纽机场群之外的临空经济相比,位于机场群之内的临空经济对经济高质量发展的影响效应相对更强烈。国际枢纽机场群的建设通过将不同机场有机连接,高效激发了机场潜能,充分发挥了机场优势,深度推进了机场间的共商、共建、共享,实现了机场间“1+1>2”的联动效应,从而在更大程度上强化了临空经济对城市经济发展的推动作用。

(四)机制检验

前文已验证临空经济对经济高质量发展的促进作用,那么临空经济是如何影响经济高质量发展的呢?其影响机制又是什么呢?基于中介效应模型(2),参考张慧等(2023)^[21]的做法,从创新数量、创新质量方面评估城市创新,使用专利申请数的对数表示创新数量(*Quantity*),使用发明专利申请数的对数表示创新质量(*Quality*),估计结果见表8。

首先,观察表8第(1)列,当创新数量作为机制变量时,临空经济的估计系数为正值,并通过了显著性检验,表示临空经济对城市创新数量产生了显著的正向推动作用。当创新质量作为机制变量时,临空经济的估计系数也体现为显著的正值,表示临空经济对城市创新质量起到了正向促进作用。因此,上述结果说明临空经济可通过促进创新数量和创新质量提升的方式

表8 机制检验

	(1) <i>Quantity</i>	(2) <i>Quality</i>
<i>lnAir</i>	0.492*** (5.35)	0.377*** (3.58)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
N	455	455
R ²	0.978	0.972

带动经济高质量发展。

五、结论与建议

(一)研究结论

基于2010—2022年中国35个临空经济区及空港城市面板数据,构建固定效应模型考察了临空经济对地区经济高质量发展的影响,运用工具变量法、替代变量法验证了估计结果的稳健性,同时通过将样本城市划分为东、中、西三大地区以及国际航空枢纽、国际枢纽机场群的方式,实证探究了临空经济对经济高质量发展的异质性影响,检验了临空经济对经济高质量发展的影响机制。得到的主要结论如下:(1)临空经济对地区经济高质量发展体现出显著的正向促进作用,并进一步使用工具变量法、替代变量法两种方法证实了临空经济对经济高质量发展的积极影响,验证了基准回归结论具有一定的稳健性。(2)临空经济对经济高质量发展的影响效应具有异质性特征,即临空经济对东部地区经济高质量发展的影响效应相对最大,中部地区次之,西部地区最小。与非国际航空枢纽、非国际枢纽机场群相比,国际航空枢纽、国际枢纽机场群下的临空经济对区域经济高质量发展产生了更为显著的影响。(3)临空经济可通过作用于创新数量、创新质量的方式影响地区经济高质量发展。

(二)对策建议

基于研究结论,提出以下对策建议:

第一,强化临空经济发展,深化临空经济的促进效应。政府要高度重视临空经济发展,积极推动各项政策和优质资源向临空经济倾斜,加大改革创新力度,赋予临空经济更多改革自主权。着力加快机场基础设施建设,积极开辟新的国际航线,努力提高国际航线连通性,增大国际航线市场份额,改革国际航班时刻管理办

法,积极争取第五航权,构筑覆盖国内、联通全球的航线网络。加强航空运输与其他交通运输方式的组合发展,优化区域间交通网络布局,促进航空港、铁路港、公路港、出海港“四港”联动发展,将临空经济打造为国内外综合性交流窗口,不断提升临空经济战略地位。

第二,因地制宜,实施差异化、动态化的临空经济发展策略。西部地区要加大机场投资力度,完善临空经济配套建设,进一步织密航线网络,增强临空经济对企业、资金等资源要素的吸附力,深化临空经济与地区经济的良性协同发展。采取柔性的人才引进政策,广纳国内外复合型人才,以灵活开放的政策形成人才聚集高地,为临空经济发展注入强劲动力。东部、中部地区,要更深层次地挖掘临空经济的辐射带动效应,主动借鉴、吸收发达国家的先进经验,依托新一代信息技术驱动临空经济数字化、信息化、高端化发展。东部等发达地区还要积极帮扶西部等落后区域临空经济建设,引导资源要素和优质企业向落后地区有序转移,以强带弱,以大扶小,推动临空经济均衡化发展,从整体上深化临空经济的带动作用。

第三,加大创新力度。要积极利用“空港+自贸区”的叠加优势,依托自贸区“改革开放、先行先试”的政策支撑,紧密围绕制度创新探索空港型自贸区发展新模式,建立与国际标准经济规则相接轨的基本制度框架和行政管理体系,设计容错纠错机制,激励大胆创新大胆试验。要进一步加大企业与高校、科研院所合作力度,着力实施临空经济区内创新型企业培育工程,重点培育一批核心技术能力突出、集成创新能力强的创新型龙头企业,完善人才培养、引进与奖励机制,优化创新创业环境,建立健全研发和知识产权保护制度,加快科技强国建设步伐。◆

参考文献:

[1]汤凯,蔡晓培,完世伟.临空经济对区域创新的结构性影响研究[J].区域经济评论,2024(1):52-61.
[2]江求川,张锬,汤凯.临空经济对区域绿色发展的影响研究:来自黄河经济带的经验证据[J].生态经济,2022,38(7):63-71.
[3]GREEN R K. Airports and economic development[J]. Real estate economics,2007,35(1):91-112.
[4]李国政.从圈层化到网络化:航空经济的模式转换与空间演化[J].经济体制改革,2024(2):41-49.
[5]张占仓,陈萍,彭俊杰.郑州航空港临空经济发展对区域发展模式的创新[J].中州学刊,2016(3):17-25.
[6]KARACOR E K, KORSHID D. Projected environmental effects of the Third Airport in Istanbul.[J]. Journal of Food

Agriculture & Environment, 2015, 13(2): 223-227.

[7] MOSBAH S, RYERSON M S. Can US Metropolitan Areas Use Large Commercial Airports as Tools to Bolster Regional Economic Growth? [J]. Journal of Planning Literature, 2016, 31(3): 317-333.

[8] 汤凯. 临空经济对区域发展的重构效应研究[J]. 云南财经大学学报, 2019, 35(7): 27-35.

[9] 蒋荷新, 任敏媛. 航空运输对地区产业结构影响的研究: 以上海浦东机场为例[J]. 城市发展研究, 2018, 25(3): 118-124.

[10] 高友才, 何弢. 临空经济对区域经济发展影响研究[J]. 经济经纬, 2020, 37(4): 20-27.

[11] 邹伟, 梁平汉. 腾飞的翅膀: 机场属地化改革与企业库存[J]. 统计研究, 2019, 36(11): 76-89.

[12] YIN M, BERTOLINI L, DUAN J. The effects of the high-speed railway on urban development: International experience and potential implications for China [J]. Progress in planning, 2015(5), 98(5): 1-52.

[13] 王全良. 基于动态空间模型的中国临空经济区与腹地区域经济关系研究[J]. 地理研究, 2017, 36(11): 2141-2155.

[14] 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.

[15] 刘书明, 邱丽娜. 财政转移支付、预算绩效评价与经济高质量发展[J]. 中央财经大学学报, 2025(5): 25-47.

[16] 方琰, 张瑶, 蒋依依, 等. 东北地区冰雪企业集聚对经济高质量发展的空间效应影响研究[J]. 地理研究, 2025, 44(5): 1399-1417.

[17] 汤凯. 临空经济促进区域经济发展的市场效应研究[J]. 华东经济管理, 2019, 33(11): 54-61.

[18] 吴建军, 高燕菲. 临空经济、区域创新与经济增长: 基于中国37个大型空港城市的经验研究[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2020, 23(6): 84-91.

[19] 陈冀伟. 临空经济、区域创新与高质量发展[J]. 财会月刊, 2021(24): 152-160.

[20] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.

[21] 张慧, 易金彪, 徐建新. 数字化变革如何影响城市创新: 基于国家大数据综合试验区建设的经验证据[J]. 科学学研究, 2023, 41(8): 1484-1494.

The Impact of Airport Economy on High-quality Economic Development

Wang Yinjun

Abstract: Based on the panel data of 35 major airport economic zones and airport cities in China from 2010 to 2022, the study uses the entropy method to measure the comprehensive level of the high-quality economic development of city, and empirically explores the influence mechanism and effect of airport economy on high-quality economic development. The study found that airport economy can significantly promote the high-quality development of the regional economy, with more pronounced effects on eastern and central regions, international aviation hubs, and international airport clusters. Mechanism analysis shows that the airport economy can drive high-quality regional economic development by influencing the quantity and quality of urban innovation. Finally, this study proposes countermeasures and recommendations, such as strengthening airport economic development, implementing differentiated and dynamic development strategies, and exploring new models for airport-type free trade zones, in order to better leverage the role of airport economy in promoting high-quality economic development.

Key words: Airport Economy; High-Quality Economic Development; Air Transportation; Mechanism

(责任编辑: 云野)

新发展格局下国民经济循环畅通性水平测度及区域差异研究

董曼茹 陈可钦

(北京物资学院 系统科学与统计学院, 北京 101149)

摘要:在全球经济政治格局重构与国内经济转型升级的交互背景下,探讨国民经济循环畅通性对构建新发展格局意义重大。借助文本挖掘技术构建国民经济循环畅通性指标体系,采用熵权TOPSIS法对全国及各省份的国民经济循环畅通性水平进行测度,并分析我国七大地理空间经济循环水平的区域差异性。研究发现:2013—2022年我国国民经济循环畅通性水平呈现阶段性演进特征;国民经济循环呈现“以国内大循环为主,以国际循环为辅”的发展局面,国内国际双循环相互促进作用有待提升;中国各省份国民经济循环畅通性在样本期间整体呈现上升趋势,区域循环能力呈现东高西低态势。

关键词:新发展格局;国民经济循环;国际循环;区域差异

中图分类号:F061.3

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0022-09

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllysj.2025.07.003

一、引言

党的二十大报告明确指出,要“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”,并进一步指出“要坚持以推动高质量发展为主题,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平”。国民经济循环作为一个国家经济体系内部生产、分配、流通、消费等环节相互衔接、动态运行的系统,其畅通运行是经济持续健康发展的核心支撑,对推动经济高质量发展意义深远。

2020年4月10日,习近平总书记在中央财经委员会第七次会议上指出:“国内循环越顺畅,越能形成对全球资源要素的引力场,越有利于构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,越有利于形成参与国际竞争和合作新优势。”2023年12月中央经济工作会议提出,推动经济回升向好需要克服一些困难和挑战,主要是有效需求不足、部分行业产能过剩、社会预期偏弱、风险隐患仍然较多,国内大循环存

在堵点,外部环境的复杂性、严峻性、不确定性上升^[1]。由此,虽然我国经济整体回升向好,但经济发展阻力尚存,诸如要素市场不完善、收入分配不合理、城乡流通存在壁垒、内需不足等问题依然突出。因而,如何科学合理地构建国民经济循环畅通性指标体系,测度国民经济循环畅通性水平,分析我国国民经济循环畅通性水平的分布动态及演变规律,明确国民经济循环的主要驱动因素,对疏通国民经济循环堵点,构建新发展格局,具有重要的参考价值和指导意义。

随着全球化的深入发展和国内外经济环境的变化,畅通国民经济循环的理论与内涵日益受到学界关注,现有研究多集中于探讨畅通国民经济循环的理论逻辑和实现路径。国民经济循环最早是基于马克思主义政治经济学理论提出的,它研究社会再生产过程中生产、分配、流通、消费等各个环节之间的相互关系和运行机制,畅通国民经济循环则是使国民经济循环中各个环节之间实现紧密联系和逐步提升的过程^[2]。李松龄(2021)^[3]通过维护要素所有权、完善产品和价格

基金项目:全国统计科学研究重点项目“新发展格局下国民经济循环畅通性的统计监测与优化路径研究”(2023LZ007);北京市教委社科一般项目“大数据背景下北京城市副中心高质量发展指标体系的构建及应用研究”(SM202410037001)。

作者简介:董曼茹,女,博士,讲师,研究方向为宏观经济统计分析、统计测度、大数据分析;陈可钦,男,硕士研究生,研究方向为宏观经济统计分析。

资源流动等方式,构建畅通国民经济循环各个环节的理论框架。李正图等(2024)^[4]基于经济循环的四个环节,将科技和生态纳入国民经济循环中,构建中国化时代化的马克思主义政治经济学国民经济循环理论。在畅通国民经济循环的实现路径方面,相关研究集中于以下方面:通过建设全国统一大市场,充分发挥国内超大规模市场优势,促进国内分工不断深化^[5-7];通过发展数字经济,增强供应链韧性,增强科技创新力,提升国民经济循环畅通性水平^[8-10];通过扩大自贸区之间的联动提升国际循环质量^[11]。

在国内国际双循环测度和评价方面,相关研究主要基于投入产出模型,采用分解国内生产总值的方法对国内国际双循环程度进行测算。黄群慧和倪红福(2021)^[12]基于供给端和需求端的国内国际双循环测度指标和全球价值链的国内国际双循环GDP分解方法,对国内国际双循环进行测算,并揭示新发展格局的本质特征。李敬和刘洋(2022)^[13]基于区域间投入产出表,从省内循环、省际循环和国际循环三个循环结构与网络视角揭示我国国民经济循环中的关键环节。韩兆安等(2024)^[14]基于中国投入产出表测度我国省际及不同产业的省内、省际和国际循环。王振华等(2024)^[15]基于投入产出表运用价值链循环分解方法对我国国内大循环水平进行测算,并探究国内大循环的内生动力。陈全润(2025)^[16]在投入产出理论框架下,构建包括国内循环和国际循环对一国GDP贡献度等指标在内的双循环测度指标体系,对我国双循环状况进行测度。

基于以上分析,本文利用熵权TOPSIS法测度2013—2022年我国31个省份(港澳台除外)的国民经济畅通性水平,分析国内各省份双循环畅通性水平的区域差异性。可能的边际贡献体现在以下三个方面:第一,不同于以往基于投入产出表测度双循环,本文基于新发展格局的科学内涵,从生产、分配、流通、消费和国际循环五个方面构建国民经济循环畅通性指标体系,测度我国国民经济循环畅通性水平;第二,将文本挖掘数据与传统的政府统计数据相结合,克服了部分数据不可获得的局限,使构建的国民经济循环畅通性指标体系更为全面客观。

二、研究设计

(一)测度逻辑

国民经济循环畅通性作为评估国民经济运行效能与质量的核心维度,是新时代构建新发展格局的重要

指标。畅通国民经济循环的本质在于通过要素配置优化与系统协同效应,实现经济再生产全流程的动态平衡,这种平衡状态不仅体现为供需结构的适配性,更折射出经济系统抵御外部冲击的韧性。构建测度国民经济循环畅通性的指标体系主要基于以下逻辑:第一,生产作为国民经济循环的逻辑起点,其供给体系现代化程度构成国民经济循环的物质基础;第二,分配机制通过收入流动性与财富再平衡形成需求牵引效应,为国民经济循环提供持续动力;第三,流通作为国民经济循环的载体,能够直接影响要素周转效率与市场一体化水平;第四,消费既是国民经济循环闭环节点又是再循环出发点,需求侧结构性升级是国民经济循环系统内生动能转换的关键;第五,国际循环通过要素交换与规则对接形成外源动力,其与内循环的耦合效率也能影响国民经济循环的运行效能。这五个维度的协同演进,共同塑造国民经济双循环的协同效能与抗风险能力。因此,有必要从生产、分配、流通、消费、国际循环五个维度,全面考察并构建国民经济循环畅通性指标体系。

(二)指标体系构建

基于以上测度逻辑,结合马克思主义政治经济学和新发展格局有关理论,参考中央有关文件及《政府工作报告》,遵循指标体系构建的科学性、有效性、客观性、全面性、层次性等原则,构建了涵盖生产、分配、流通、消费、国际循环五个子系统共39个基础指标的国民经济循环畅通性指标体系,见表1。

生产环节以《政府工作报告》文本挖掘的政府关注度与产业结构衡量生产基本面,后者体现国民经济结构性优化的结果^[17-18];以研发投入、劳动力素质、工业综合废品利用率刻画生产力发展^[19];高附加值产业由高新技术产品销售收入与技术市场成交额衡量。分配环节以基尼系数与政策导向测度分配基本面,以产权属性收入差异及行业收入差异表征初次分配;用民生性转移支付、城市资源与城乡差异度量再分配,其中转移支付利于收入和财富再分配^[20]、降低地区间经济循环差异^[21],城市资源体现政府在居民生活质量、环保、空间资源优化等方面的转移支付力度^[22];用企业社会捐赠表征第三次分配。流通环节以报告文本量化政府重视程度,从铁路运输、公路运输效率与公路运输能力测度道路运输^[23-24];以邮政设施密度与物流成本评估物流服务,且流通成本越低对国民经济循环的正向作用越大^[25];以光缆密度与移动信号密度

表1 国民经济循环畅通性水平指标体系

子系统	一级指标	二级指标	计算方式	指标属性
生产	生产 基本面	政府关注度	中央及各省政府工作报告文本挖掘	+
		产业结构	第三产业增加值/第二产业增加值	+
	生产力 发展	研发投入	R&D经费支出占GDP的比重	+
		劳动力素质	大专及以上学历劳动力人口/总劳动力人口	+
		工业综合废品利用率	工业固体废物综合利用量/(工业固体废物产生量+综合利用往年贮存量)×100%	+
	高附加值 产业	高新技术产品销售收入 技术市场成交额	高新技术产品销售收入总值 技术市场成交额总值	+
			+	
分配	分配基本面	基尼系数 政策导向	— 中央及各省政府工作报告文本挖掘	— +
	初次分配	产权属性收入差异 行业收入差异	国有单位就业人员平均工资－其他单位就业人员工资 最高均收入行业收入－最低均收入行业收入	— —
		再分配	民生性转移支付	(地方财政教育支出+医疗卫生支出+住房保障支出+社会保障就业支出)/地方财政预算支出
	城市资源		人均拥有绿地资源	+
	城乡差异		城镇居民人均可支配收入-农村居民人均可支配收入	—
	三次分配	企业社会捐赠	A股上市公司社会捐赠标准化评分均值	+
流通	流通基本面	政府重视程度	中央及各省政府工作报告文本挖掘	+
	道路运输	铁路运输	铁路货物周转量/货物周转量	+
		公路运输效率	高速公路里程/公路里程	+
		公路运输能力	营运载重货车总吨位	+
	物流服务	邮政设施密度	邮政平均每一营业网点服务人数	—
		物流成本	快递业务收入/快递量	—
电信 基础设施	光缆密度 移动信号密度	光缆线路/陆地面积 公用移动通信基站/陆地面积	+	
			+	
消费	消费基本面	政策支持	中央及各省政府工作报告文本挖掘	+
	实物消费	社会消费水平	社会消费品零售总额/GDP	+
		商品销售价格指数	—	+
		消费意愿	居民购房压力	住宅型商品房均价/人均可支配收入
	存贷差		金融机构人民币各项存款余额－金融机构各项贷款余额	—
	政府债务负担		政府债务余额/GDP	—
文旅消费	国内旅游消费能力	国内人均旅游收入	+	
	文教消费	居民教育文化消费/居民总消费	+	
国际 循环	外循环 基本状况	对外贸易依存度	进出口总额/GDP	+
		FDI实际使用金额	实际使用外资金额/FDI	+
		国内非金融类 OFDI	OFDI总额-金融类 OFDI	+
		政府聚焦	中央及各省政府工作报告文本挖掘	+
	市场环境	市场化指数	百度搜索指数	+
	外循环 竞争力	TC指数	净出口总额／进出口总额	+
进出口货物贸易国内实际所得		货物进出口总额－外商投资企业进出口总额	+	
高技术产业出口比重		高技术产品出口额/进出口产品总额	+	

表征电信基础设施。消费环节以政策支持反映消费基本面;以社会消费水平与商品销售价格指数反映实物消费;以居民购房压力、存贷差及政府债务负担刻画消费意愿^[26];以国内旅游消费能力与文教消费测度文旅消费^[27]。国际循环以对外贸易依存度、FDI实际使用金额、国内非金融类 OFDI 与政府聚焦表征外循环基本状况;以市场化指数衡量市场环境;以 TC 指数、进出口货物贸易国内实际所得及高技术产业出口比重评估外循环竞争力,相关指标的提升对国际循环质量有显著正向影响^[28]。

(三)数据来源和测度方法

使用全国 31 个省份(港澳台除外)的面板数据,对 2013—2022 年我国国民经济循环畅通性水平进行测度。相关数据主要来源于国家统计局官网、《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴、各省份国民经济和社会发展统计公报、Wind 数据库、中经网数据库等。指标选取过程中,为了衡量政府对生产、分配、流通、消费、国际循环五个维度的关注程度,首先采用文本挖掘技术挖掘全国及各省份在样本期间的《政府工作报告》,并采用 jieba 分词将长文本分成关键词;其次将所有关键词与生产、分配、流通、消费、国际循环五个维度进行甄别和归类,并剔除掉与五类不相关且无实际经济意义的关键词;最后汇总各类关键词数,该数量占 jieba 分词总数量的比值即为政府分别对五个维度的关注程度。采用文本挖掘技术选取指标,有效弥补了部分数据缺失的不足,使构建的国民经济循环畅通性指标体系更加全面。

采用熵权 TOPSIS 法测算样本期间国民经济循环畅通性综合水平、国内大循环畅通性水平及外循环畅通性水平,接着采用 Dagum 基尼系数法分析各省份在双循环、内循环和外循环水平上的异质性。

三、新发展格局下国民经济循环畅通性水平测度结果

(一)国民经济循环畅通性测度结果分析

基于前文构建的指标体系,运用熵权 TOPSIS 法对国民经济循环畅通性水平进行综合测度分析,并分别计算在双循环、内循环与外循环模式下的经济循环畅通性水平。具体而言,双循环(*Dua*)涵盖生产、分配、流通、消费、国际循环五个维度的所有指标;内循环(*Dom*)包含除国际循环维度之外的所有指标;外循环(*Glo*)仅涉及国际循环维度的相关指标。相关测度结果如图 1 所示。

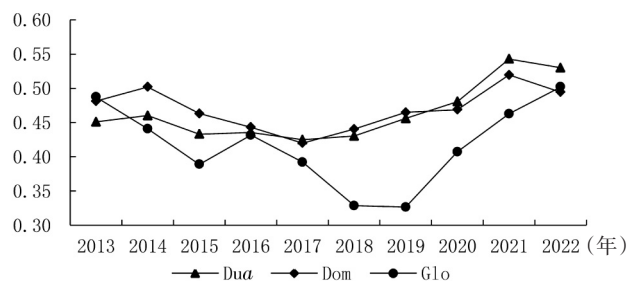


图 1 国民经济循环畅通性水平测度

由图 1 可以看出,2013—2022 年我国国民经济循环畅通性水平呈现阶段性演进特征。第一,双循环综合水平整体呈现上升趋势,在 2017 年之前呈现波动递减趋势,可能是由于落后产能淘汰叠加新型产能尚未成型而经历阵痛期,导致该阶段循环水平走弱。第二,内循环于 2015—2017 年及 2020 年出现下降,除上述原因外,还有疫情冲击的影响。第三,外循环在 2013—2015 年、2016—2019 年间震荡下行,除了上述原因,还有可能是承压于全球经济增速下降、单边主义贸易壁垒升级等外源性风险。值得注意的是,2020 年后双循环系统呈现出显著的修复动能:内循环通过生产、分配、流通、消费逐步渗透,实现国内供应链产业链体系重构;外循环依托国家的新兴市场多元化战略与制度型开放政策,叠加后疫情时代全球供应链韧性重构带来的贸易替代效应,实现水平快速提升;内外循环联动,推动国民经济双循环畅通性达到更高水平。

为了探讨国民经济双循环、内循环及外循环之间的关联性,采用 Spearman 方法测度双循环、内循环、外循环两两之间的关联度。

表 2 经济循环的相关度分析结果

	<i>Dua</i>	<i>Dom</i>	<i>Glo</i>
<i>Dua</i>	1(0.000***)	0.903(0.000***)	0.588(0.074*)
<i>Dom</i>	0.903(0.000***)	1(0.000***)	0.685(0.029**)
<i>Glo</i>	0.588(0.074*)	0.685(0.029**)	1(0.000***)

注:***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

相关性结果显示,双循环与内循环的关联度水平为 0.903,与外循环的关联度水平为 0.588,双循环与内循环呈现高度正向协同,双循环与外循环处于中度关联水平。由此说明,国民经济双循环系统存在显著的非对称关联特征,且在 2013—2022 年间我国国民经济循环呈现出“以国内大循环为主,以国际循环为辅”的发展局面。进一步分析发现,内循环与外循环的关联水平为 0.685,表明内外循环的耦合度不足,由此说明

我国的经济循环虽形成以国内大循环为主体的趋势,但国内国际双循环相互促进的作用有待提升。

(二)各省份国民经济循环畅通性水平及区域差异分析

1.各省份经济循环畅通性水平分析

进一步计算得出 2013—2022 年我国 31 个省份的国民经济循环畅通水平。受篇幅限制,遴选样本区间内的 3 个年份进行比较分析,并分别绘制出核密度图,具体见表 3、图 2。表 3 括号中的数据表明该省份相应循环在对应年份 31 个省份中的排名。

从表 3 可以看出,2013—2022 年我国各省份国民经济循环畅通性整体呈现上升趋势,但是区域循环能力呈现东高西低的差异。中国各省份在双循环、内循

环、外循环三个维度的排名变化呈现出明显的区域差异。东部沿海地区如广东、江苏、上海等凭借综合优势,在双循环、内循环、外循环上均保持较高的排名和较强的稳定性,展现出强大的经济循环能力。其中,广东在三个维度上始终位居全国前列,其双循环排名连续多年保持第一,内循环排名稳定在前三,外循环排名连续多年占据榜首。中部地区如湖南、河南、安徽等通过积极的政策引导和经济结构调整,实现了排名的显著上升,尤其在内循环、双循环方面进步明显,经济循环能力逐步增强,外循环排名的波动则反映出其在对外贸易方面的不稳定性。西部地区部分省份的个别经济循环能力突出,但整体经济循环能力仍有提升空间。东北三省的经济循环水平面临较大挑战,

表 3 2013 年、2017 年和 2022 年国民经济循环畅通性水平

	2013 年			2017 年			2022 年		
	<i>Dua</i>	<i>Dom</i>	<i>Glo</i>	<i>Dua</i>	<i>Dom</i>	<i>Glo</i>	<i>Dua</i>	<i>Dom</i>	<i>Glo</i>
北京	0.476(2)	0.543(1)	0.323(10)	0.488(3)	0.516(1)	0.415(6)	0.505(3)	0.520(1)	0.429(6)
天津	0.347(7)	0.349(7)	0.357(7)	0.347(7)	0.346(8)	0.350(10)	0.354(7)	0.355(12)	0.333(7)
河北	0.272(18)	0.341(11)	0.179(22)	0.321(12)	0.356(6)	0.210(20)	0.325(11)	0.370(8)	0.192(23)
山西	0.266(22)	0.326(17)	0.133(27)	0.296(17)	0.336(9)	0.184(21)	0.303(16)	0.324(20)	0.249(13)
内蒙古	0.288(13)	0.356(6)	0.105(29)	0.284(20)	0.329(10)	0.108(31)	0.293(19)	0.360(10)	0.098(31)
辽宁	0.303(10)	0.306(24)	0.328(9)	0.276(21)	0.297(23)	0.216(19)	0.281(24)	0.307(27)	0.215(20)
吉林	0.270(20)	0.327(16)	0.159(24)	0.254(26)	0.288(25)	0.161(25)	0.250(29)	0.310(25)	0.108(30)
黑龙江	0.285(15)	0.343(9)	0.186(20)	0.268(25)	0.309(16)	0.134(30)	0.269(26)	0.314(22)	0.127(28)
上海	0.475(3)	0.412(3)	0.497(3)	0.497(2)	0.457(3)	0.590(2)	0.519(2)	0.485(2)	0.560(4)
江苏	0.453(4)	0.412(4)	0.540(2)	0.443(4)	0.404(4)	0.526(3)	0.463(4)	0.432(4)	0.578(3)
浙江	0.360(5)	0.345(8)	0.398(4)	0.383(6)	0.303(20)	0.526(4)	0.442(5)	0.360(9)	0.619(2)
安徽	0.254(30)	0.287(30)	0.227(15)	0.317(13)	0.317(13)	0.316(11)	0.311(15)	0.347(14)	0.235(16)
福建	0.272(17)	0.285(31)	0.261(11)	0.300(16)	0.298(22)	0.306(12)	0.298(18)	0.314(23)	0.273(11)
江西	0.262(25)	0.299(28)	0.208(19)	0.309(14)	0.326(11)	0.266(16)	0.283(23)	0.306(28)	0.241(15)
山东	0.354(6)	0.362(5)	0.387(5)	0.389(5)	0.362(5)	0.451(5)	0.409(6)	0.376(5)	0.501(5)
河南	0.279(16)	0.332(14)	0.213(17)	0.331(11)	0.348(7)	0.291(13)	0.335(9)	0.371(7)	0.252(12)
湖北	0.287(14)	0.332(15)	0.214(16)	0.300(15)	0.312(15)	0.273(15)	0.299(17)	0.337(17)	0.218(18)
湖南	0.256(28)	0.304(25)	0.166(23)	0.295(18)	0.299(21)	0.287(14)	0.312(14)	0.376(6)	0.213(21)
广东	0.535(1)	0.454(2)	0.749(1)	0.537(1)	0.457(2)	0.722(1)	0.524(1)	0.455(3)	0.742(1)
广西	0.264(23)	0.304(26)	0.242(14)	0.270(23)	0.284(26)	0.235(18)	0.278(25)	0.313(24)	0.221(17)
海南	0.291(12)	0.341(10)	0.184(21)	0.292(19)	0.312(14)	0.240(17)	0.315(13)	0.331(18)	0.243(14)
重庆	0.327(8)	0.316(21)	0.363(6)	0.336(9)	0.293(24)	0.412(7)	0.325(12)	0.348(13)	0.327(8)
四川	0.308(9)	0.308(23)	0.329(8)	0.337(8)	0.318(12)	0.374(9)	0.329(10)	0.345(15)	0.307(10)
贵州	0.260(26)	0.317(20)	0.152(25)	0.271(22)	0.308(18)	0.166(23)	0.288(21)	0.340(16)	0.165(25)
云南	0.269(21)	0.302(27)	0.248(13)	0.244(29)	0.270(29)	0.177(22)	0.246(30)	0.292(30)	0.132(27)
西藏	0.255(29)	0.290(29)	0.210(18)	0.221(31)	0.246(30)	0.145(28)	0.243(31)	0.266(31)	0.217(19)
陕西	0.297(11)	0.337(12)	0.260(12)	0.333(10)	0.305(19)	0.379(8)	0.347(8)	0.356(11)	0.316(9)
甘肃	0.254(31)	0.320(18)	0.102(30)	0.269(24)	0.308(17)	0.142(29)	0.263(28)	0.301(29)	0.122(29)
青海	0.270(19)	0.335(13)	0.077(31)	0.243(30)	0.274(28)	0.157(26)	0.292(20)	0.327(19)	0.196(22)
宁夏	0.264(24)	0.318(19)	0.151(26)	0.250(27)	0.280(27)	0.165(24)	0.283(22)	0.322(21)	0.185(24)
新疆	0.256(27)	0.308(22)	0.123(28)	0.245(28)	0.275(31)	0.154(27)	0.266(27)	0.308(26)	0.140(26)

双循环、内循环、外循环排名都有不同程度下降,经济循环能力呈现减弱趋势,尤其是外循环能力的大幅下滑,凸显出东北地区在经济转型、对外开放等方面亟待提升。

图2展示了三个年份我国各省份双循环、内循环、外循环水平的动态演进趋势。可以看出,双循环整体分布曲线呈持续右移的态势,说明全国双循环发展水平整体上呈上升态势;其主峰数量由多峰演变成单峰,

说明两极分化现象逐渐减弱;主峰高度震荡变化,说明各省份的双循环水平差异明显。内循环整体分布呈现先轻微左移后明显右移的态势,说明各省份国内大循环水平虽经历阵痛期但整体呈上升趋势;主峰高度逐渐下降,曲线逐渐加宽,说明各省份的国内大循环水平差异变大。外循环整体分布移动程度不大,但是右拖尾逐渐出现厚尾现象,说明外循环的空间差距在逐渐扩大。

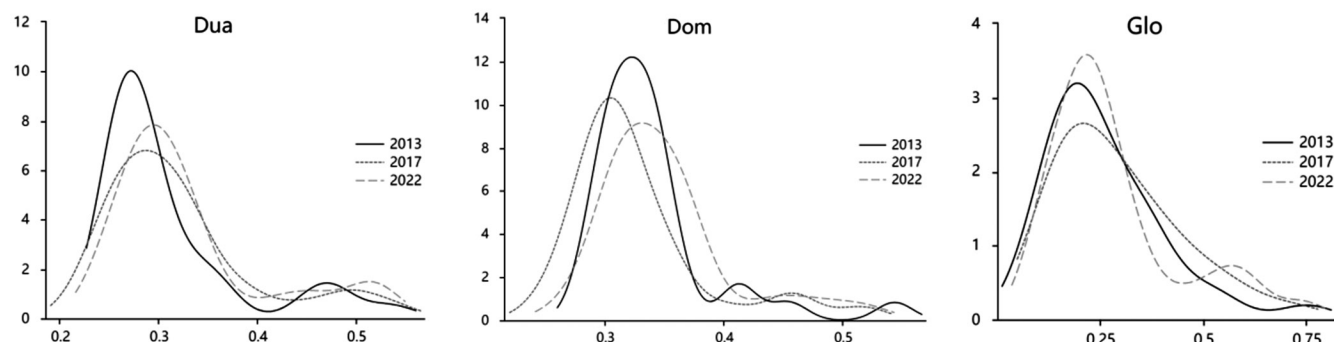


图2 2013年、2017年和2022年双循环、内循环、外循环水平动态演进趋势

2. 国民经济循环区域差异分析

结合我国自然、人文特征,将31个省份划分为东北、华东、华中、华北、华南、西北、西南七大区域,分析经济循环畅通性的区域差异性。采用Dagum基尼系数分别对七大区域的双循环、内循环、外循环的基尼系数、Gw(组内Gini)、Gb(组间Gini)和Gt(超变密度)进行测算,其中组内基尼系数代表区域内循环水平差异,组间基尼系数代表区域间循环水平差异。具体如图3所示。

在各国民经济循环总体差异中,Dagum基尼系数最大的是外循环,其次是双循环,最小的是内循环;相较于

区域内差异,区域间经济循环畅通水平的差异较大。可能的原因是内、外循环主要集中于东部、南部沿海省份,因其资源禀赋便利对外贸易,长期形成具有竞争力的产业群,通过外循环推动国民经济循环高水平运转;西部、北部边境地区可能由于接壤国的经济发展水平欠佳进而导致经济循环能力受限。由此说明,各区域国民经济循环总体差异主要是外循环差异造成的,外循环在国民经济循环中的地位也非常重要。

以上分析了地理空间上七大区域的国民经济循环水平的区域间差异,为进一步探讨单一区域内的经济循环差异特征,分别测算七大区域三种循环的区域内

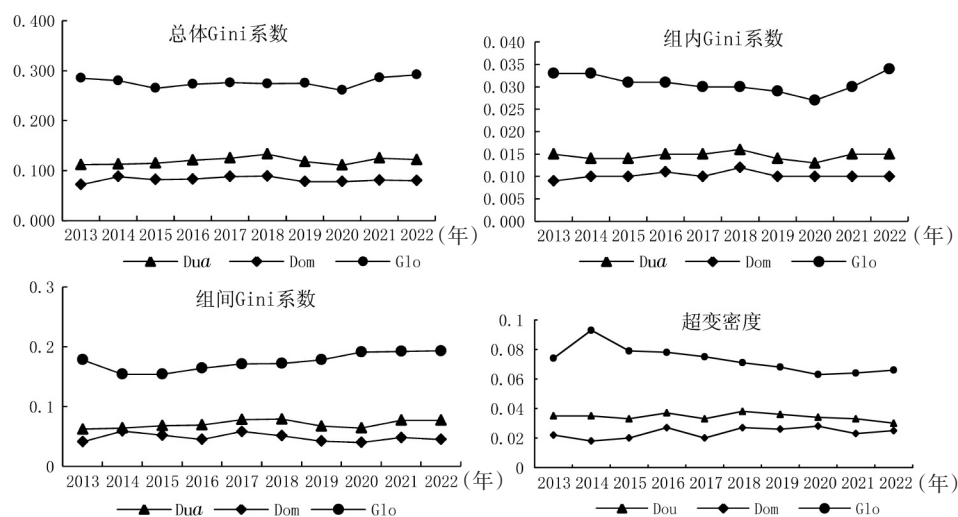


图3 双循环、内循环、外循环水平各区域差异

差异,结果见表4。

表4 七大区域国民经济循环组内差异

年份	类型	组内基尼系数						
		东北	华东	华中	华北	华南	西北	西南
2013	Dua	0.025	0.133	0.025	0.120	0.166	0.030	0.054
	Dom	0.026	0.082	0.019	0.094	0.091	0.018	0.017
	Glo	0.168	0.190	0.054	0.253	0.321	0.233	0.166
2014	Dua	0.053	0.107	0.019	0.112	0.176	0.025	0.060
	Dom	0.027	0.089	0.019	0.091	0.105	0.026	0.025
	Glo	0.239	0.165	0.034	0.263	0.350	0.242	0.176
2015	Dua	0.038	0.107	0.029	0.115	0.167	0.050	0.061
	Dom	0.033	0.077	0.030	0.094	0.107	0.030	0.031
	Glo	0.110	0.178	0.028	0.248	0.326	0.188	0.164
2016	Dua	0.030	0.113	0.017	0.122	0.179	0.055	0.071
	Dom	0.024	0.087	0.009	0.098	0.108	0.033	0.060
	Glo	0.092	0.173	0.044	0.272	0.346	0.153	0.158
2017	Dua	0.018	0.101	0.026	0.106	0.162	0.061	0.092
	Dom	0.016	0.084	0.034	0.084	0.109	0.027	0.051
	Glo	0.107	0.155	0.014	0.246	0.271	0.195	0.233
2018	Dua	0.015	0.117	0.010	0.121	0.177	0.074	0.092
	Dom	0.016	0.087	0.007	0.109	0.130	0.039	0.050
	Glo	0.115	0.155	0.032	0.205	0.302	0.211	0.248
2019	Dua	0.011	0.104	0.010	0.107	0.167	0.072	0.078
	Dom	0.017	0.082	0.021	0.089	0.115	0.037	0.042
	Glo	0.114	0.140	0.029	0.211	0.266	0.267	0.227
2020	Dua	0.010	0.099	0.010	0.104	0.161	0.048	0.074
	Dom	0.009	0.086	0.015	0.100	0.095	0.013	0.050
	Glo	0.155	0.133	0.064	0.176	0.299	0.209	0.190
2021	Dua	0.023	0.115	0.032	0.104	0.164	0.047	0.088
	Dom	0.011	0.083	0.033	0.104	0.092	0.018	0.054
	Glo	0.137	0.155	0.076	0.219	0.326	0.226	0.179
2022	Dua	0.025	0.123	0.025	0.107	0.147	0.054	0.070
	Dom	0.005	0.087	0.024	0.085	0.086	0.032	0.054
	Glo	0.158	0.201	0.038	0.247	0.288	0.185	0.185

由表4可知,2013—2022年间除去西北、西南地区呈波动上升趋势,东北、华中呈波动趋势,其他地理区域经济循环的差异性呈波动下降趋势。这表明各区域内国民经济发展协调性在逐步上升,区域内统一市场建设成效逐渐显现。相较于东北、华中、西北、西南地区,华东、华北、华南地区的国民经济循环能力在组内存在较大差异。可能的原因是,西北、西南由于地区内部分省份在测度期间内快速发展而略微加深了区域内循环畅通性水平差异;东北、华中因为区域内经济发展动能有限;东北地区组内差异大,可能的原因是辽宁拥有区域内为数不多的优良港口,其高于区域内其他省份的外循环畅通性水平导致了较大的外循环组内差

异。华南、华北、华东地区之所以差异更大,是因为区域内存在经济循环能力较强的城市群,如珠三角、京津冀、长三角城市群,各城市群经济发展实力较强,产业优化升级水平较高,长期形成较为聚焦的产业群,可能对周围城市的辐射外溢效应有限,从而导致区域内差异显著。

四、结论与建议

(一)研究结论

根据上述研究,本文得出如下研究结论:

第一,2013—2022年我国国民经济循环畅通性水平呈现阶段性演进特征。双循环综合水平整体呈现上升趋势,在2017年之前呈现边际递减趋势,2020年后双循环系统呈现出显著的修复动能。相关度分析表明,双循环和内循环的关联度相对于外循环更为明显,国内国际双循环之间的关联度并不明显,国民经济循环虽呈现“以国内大循环为主,以国际循环为辅”的发展局面,但国内国际双循环的相互促进作用有待提升。

第二,2013—2022年我国各省份国民经济循环畅通性水平整体呈现上升趋势,区域循环能力则呈现东高西低的差异。各省份在双循环、内循环、外循环三个维度的排名变化呈现出明显的区域差异,且各省份双循环、内循环、外循环水平的动态演进趋势各异。总体看,各省份的双循环和内循环发展水平整体呈上升态势,外循环的空间差距在逐渐扩大。

第三,各省份国民经济循环总体差异中,差异由高到低依次是外循环、双循环、内循环;相较于区域内差异,区域间经济循环畅通性水平的差异较大。各区域国民经济循环总体差异主要是外循环差异造成的;各区域内国民经济发展协调性在逐步上升,区域内统一市场建设成效逐渐显现;相较于东北、华中、西北、西南地区,华东、华北、华南地区的国民经济循环能力在组内存在较大差异。

(二)对策建议

基于以上结论,本文提出以下对策建议:

第一,优化双循环协同机制,提升内外循环联动性。一是应推动建设内外贸一体化发展示范区,以此为契机培育兼具国际竞争力与本土根植性的重点企业,积极完善风险对冲机制,从而提升内外经济循环的相互促进水平。二是通过推动国内产业链与国际标准接轨,有效增强内外循环的联动性。在此基础上,结合培育发展新质生产力,进一步强化经济循环的动力源,并畅通经济循环的传导链条。由此不仅能够提升国内

大循环应对内部系统性风险的能力,还能增强国际循环应对外部不可控风险的韧性,为构建新发展格局提供坚实保障。

第二,强化国民经济循环畅通性。针对西部地区部分省份经济循环畅通性水平较低的情形,建议加强政策扶持,推动必要的交通、通信等基础设施建设,促进区域间要素流动,同时因地制宜发展特色产业,强化内循环动力,拓展对外贸易通道,提升外循环参与度。为提升整体国民经济循环的畅通性,建议优化交通、物流、信息网络,降低物流成本,优化国民收入分配格局,提高劳动报酬占比,强化税收和社保的调节功能,引导社会慈善资源的合理流动,为国民经济良性循环提供有力保障,助力加速稳健构建新发展格局。

第三,统筹区域协调发展,分类施策深化区域市场一体化。针对不同区域特点精准施策,差异化提升各区域循环能力,缩小区域间的国民经济循环畅通性差距。深化区域市场一体化建设,打通我国不同地理区域经济循环的堵点,有效遏制不同区域国民经济循环差异扩大乃至分化趋势。同时,强化京津冀、长三角、珠三角城市群对外辐射能力,降低华北、华东、华南地区较大的区域内循环畅通性水平差异,促进各区域协同发展,夯实国内大循环基础,提升国际循环质量与韧性,为构建新发展格局提供有力支撑。◆

参考文献:

- [1]程恩富,张峰.“双循环”新发展格局的政治经济学分析[J].求索,2021(1):108-115.
- [2]马克思,恩格斯.《马克思恩格斯选集》第3卷[M].北京:人民出版社,2012:25-72.
- [3]李松龄.畅通国民经济大循环的理论逻辑与制度安排[J].财经问题研究,2021(1):23-30.
- [4]李正图,汪赛,杨承训.畅通国民经济循环的政治经济学阐释[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2024,61(6):5-15+160.
- [5]千春晖,满犇.双循环测度与国内大循环内生动力研究[J].系统工程理论与实践,2023,43(11):3090-3110.
- [6]邹薇.加快构建新发展格局的理论内涵、动态测度与实践路径[J].北京工商大学学报(社会科学版),2023,38(1):47-61.
- [7]张磊,黄世玉.构建基于全国统一大市场的新发展格局:逻辑方向、堵点及路径[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2022,39(3):74-84.
- [8]陈尧,王宝珠.以数字经济发展畅通国民经济循环:基于空间比较的视角[J].经济学家,2022,282(6):58-67.
- [9]孙哲.新发展格局下增强国有经济创新力:内在逻辑、关键任务与实现路径[J].经济学家,2023(5):100-108.
- [10]江剑平,周文超,刘长庚.科技创新畅通国民经济循环的政治经济学分析[J].政治经济学评论,2024,15(1):19-45.
- [11]HUANG X H, YU P, SONG X Y. Strategic focus study on the new development pattern of “dual circulation” in China under the impact of COVID-19[J]. Transnational Corporations Review, 2022, 14(2): 169-177.
- [12]黄群慧,倪红福.中国经济国内国际双循环的测度分析:兼论新发展格局的本质特征[J].管理世界,2021,37(12):40-58.
- [13]李敬,刘洋.中国国民经济循环:结构与区域网络关系透视[J].经济研究,2022,57(2):27-42.
- [14]韩兆安,吴海珍,云乐鑫.我国省际经济国内国际双循环测度与地区差异研究[J].统计研究,2024,41(9):21-31.
- [15]王振华,代瑞婕,白冰.我国国内大循环的测度、解构及内生动力研究:基于构建全国统一大市场的视角[J].中国软科学,2024(2):55-63.
- [16]陈全润.投入产出框架下的双循环测度:理论基础与典型事实[J].统计研究,2025,42(1):18-32.
- [17]刘伟,范欣.统筹好总供给和总需求的关系,畅通国民经济循环[J].改革,2025(3):1-10.
- [18]田野,倪红福,夏杰长.国内国际经济循环、产业结构与劳动收入份额变动[J].世界经济,2024,47(2):3-31.
- [19]陈曦,吴英巨,朱建华.新质生产力视角下地方人才引进与全要素生产率[J].经济管理,2024,46(12):104-120.
- [20]PETACH L, DANIELE T. Aggregate demand externalities, income distribution, and wealth inequality [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022, 60(3): 443-446.
- [21]YANG X L, BARROS L, MATTHEWS K, et al. The dynamics of redistribution, inequality and growth across China's regions[J]. Journal of Policy Modeling, 2024, 46(3): 613-637.
- [22]王祝根,李晓蕾,李百浩.健康城市治理导向的公共空间规划响应研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(3):68-79.
- [23]LIU J G, MENG H. Can China railway express enhance the economic-trade vitality of cities? A spatial empirical evidence from China[J]. Transport Policy, 2024, 150(5): 121-138.
- [24]ZHOU W, CHEN L H, XIONG J K. High-speed railway, market access and economic growth [J]. International Review of Economics & Finance, 2021, 76(11): 1282-1304.
- [25]刘瑞,戴伟,李震.降低流通成本畅通国民经济循环[J].上海经济研究,2021(2):25-35.
- [26]LIU L, WANG Q Y, ZHANG A Q. The impact of housing price on non-housing consumption of the Chinese households: A general equilibrium analysis [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2019, 49(7): 152-164.
- [27]孔莉,彭宇亭,吴涛.地方政府债务对居民消费的传导机制及影响效应[J].中国流通经济,2023,37(11):89-104.
- [28]张雪琪.双循环新发展格局下中国高技术产业投资结构优化研究[D].长春:吉林大学,2022.

Research on the Measurement and Regional Disparities of the Smoothness of National Economic Circulation under the New Development Pattern

Dong Manru, Chen Keqin

Abstract: Against the interactive backdrop of the restructuring of the global economic and political landscape and the transformation and upgrading of China's domestic economy, exploring the smooth operation of national economic circulation is of great significance to the construction of a new development pattern. By leveraging text mining technology, this study constructs an indicator system for the smoothness of national economic circulation, adopts the entropy-weighted TOPSIS method to measure the level of national economic circulation smoothness across the country and its various provinces, and analyzes the regional differences in the economic circulation levels among China's seven major geographical spaces. The research findings reveal that: from 2013 to 2022, the level of China's national economic circulation smoothness exhibited characteristics of phased evolution; the national economic circulation presented a development pattern of "taking the domestic circulation as the main body and the global circulation as the supplement", and the mutually promoting role of the domestic and global dual circulations needs to be enhanced; during the sample period, the smoothness of national economic circulation in all provinces of China showed an overall upward trend, and the regional circulation capacity presented a situation of being higher in the east and lower in the west.

Key words: New Development Paradigm; National Economic Circulation; Global Circulation; Regional Differences

(责任编辑:李雅)

进口自由化驱动企业新质生产力： 效应评估与机制检验

戴翔 孟云涛 成鹏东

(南京审计大学 统计与数据科学学院,江苏 南京 211815)

摘要:构建与发展新质生产力相契合的新型生产关系,对加速推动并形成新质生产力具有显著的促进作用。从开放视角看,进一步推进进口自由化是构建新型生产关系的重要体现。在理论分析的基础上,创新测度企业层面的新质生产力发展水平,并基于制造业企业微观层面开展实证研究,结果表明:进口自由化能够通过“竞争倒逼+成本优化+技术溢出”的三维机制,赋能新质生产力发展。该结论经过一系列稳健性检验和内生性处理后依然成立。异质性检验结果表明,进口自由化赋能企业新质生产力发展,在不同的行业和地区呈现典型的异质性特征。从进口自由化这一特定视角出发,对企业发展新质生产力的影响因素提出创新性见解,对如何基于开放视角进一步构建与企业新质生产力相契合的新型生产关系,从而有效赋能企业新质生产力的提升,有一定的政策指导意义。

关键词:进口自由化;新质生产力;竞争效应;技术溢出效应

中图分类号:F74;F27

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0031-13

DOI: 10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.004

一、引言

改革开放以来,中国积极融入国际分工,大力发展对外贸易,获得了显著的开放发展红利。中国通过对外贸易积累了财富,显著提升了我国创造财富的能力,有力推动了生产力的发展。进入全面建设社会主义现代化新阶段,加速构建并推进新质生产力的发展已成为国家的重要战略方向,这一进程离不开对外贸易,特别是进口自由化的赋能效应。习近平总书记明确指出:“过去40年中国经济发展是在开放条件下取得的,未来中国经济实现高质量发展也必须在更加开放条件下进行。”这一科学论断的背后,显然蕴含了进口自由化对推动新质生产力发展的关键作用和深远意义。这就提出了一个兼具理论意义和实践价值的课题:进口自由化是否赋能了企业新质生产力的发展?答案如果是肯定的,那么其背后的理论逻辑是什么,其现实效应如何?对于上述问题的回答,不仅有助于我们深刻认识进口自由化与企业新质生产力之间的关系,还能为

政策制定者提供科学的决策依据,但目前学术界针对上述命题的研究还比较鲜见。

具体看,虽然针对进口自由化的经济效应,大量文献已经进行了广泛探讨并取得了丰硕成果,但目前尚无针对进口自由化与新质生产力关系的直接探讨;针对新质生产力影响因素的研究,鲜有对进口自由化问题的分析。

就前一方面研究而言,现有研究主要聚焦于进口自由化的经济增长效应、产业结构调整效应、消费者福利变动效应及收入分配效应等维度。就经济增长效应而言,代表性观点认为,进口自由化主要通过技术溢出、资源配置优化和全要素生产率的提升,促进经济增长(Melitz, 2003)^[1]。也有研究指出,自由化对经济增长的促进作用存在门槛条件,需配合制度完善和人力资本积累方能显现(Wacziarg和Welch, 2008)^[2]。就产业结构调整效应而言,代表性观点认为,贸易自由化促使资源向高附加值产业转移带来的动态比较优势变

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

作者简介:戴翔,男,博士,二级教授,博士生导师,研究方向为数字经济与贸易;孟云涛,男,助理研究员,研究方向为机器学习与经济统计分析;成鹏东,男,博士研究生,研究方向为机器学习与经济统计分析。

迁,是其推动资源配置、国内产业升级的重要效应(Hausmann等,2007)^[3]。就消费者福利、收入分配效应而言,代表性观点认为,贸易自由化能够显著提升消费者剩余(Broda和Weinstein,2006)^[4],但福利分配呈现分化特征:高技能劳动者受益于技术引进,低技能劳动力面临更大失业风险(Autor等,2013)^[5]。部分学者认为,自由化效果因国家特征而异,比如WTO成员方的贸易协定可提升增长弹性为20%(Subramanian和Kessler,2013)^[6],而资源依赖型经济体易陷入“荷兰病”陷阱(Fouquin和Hertel,2016)^[7]。

就后一方面的研究而言,新质生产力目前尚未成为国际学术研究的通用术语,但考虑到新质生产力是以科技创新为核心驱动力,融合数字化、智能化、绿色化等新型生产要素的先进生产力形态的本质特征,因此,针对新质生产力的影响因素,国内外均有文献对其进行探讨。概括地看,现有研究主要从技术创新、制度环境、要素配置、产业生态等维度分析了影响新质生产力发展的主要因素。就技术创新的作用而言,现有研究主要基于熊彼特的创新理论,从数字技术突破(刘伟和曹睿,2024)^[8]、绿色技术创新(Acemoglu等,2012)^[9]、技术扩散速度(Nelson,2018)^[10]等维度进行了剖析。就制度环境的支撑效应而言,学者主要从市场机制完善(洪银兴和王坤沂,2024)^[11]、政府干预边界(蔡继明和高宏,2024)^[12]、金融支持体系(黄群慧,2024)^[13]等维度进行了探讨和分析。就要素配置的结构性变革而言,代表性观点认为,数据要素价值释放、人力资本升级(刘伟,2024)^[14]、物质资本智能化(Brynjolfsson等,2017)^[15]等,是影响新质生产力发展的关键因素。就产业生态的协同效应而言,现有研究主要从产业链协同创新(Gereffi,2018)^[16]、产业集群效应(Feldman,1994)^[17]等方面进行了深入剖析。当然,无论是技术因素还是制度因素,也有学者提出不同的观点和看法,比如,Jones(2022)^[18]质疑通用目的技术(GPTs)的均衡效应,认为算法规训可能抑制劳动力的主观能动性。

现有研究无论是关于贸易自由化经济效应的探讨,还是针对新质生产力发展影响因素的分析,对本研究都有重要启发意义和借鉴价值。考虑已有文献尚未就二者关系进行直接探讨,本文将系统分析进口自由化对企业新质生产力发展的影响,尝试揭示其背后的理论逻辑,并通过实证研究探讨其现实效应。与现有文献相比,可能的创新和边际贡献在于:首先,在研究

视角上,首次从进口自由化角度,分析其对企业新质生产力发展的可能影响,不仅拓展了关于新质生产力影响因素的分析,也拓展了关于进口自由化经济效应的分析。其次,在研究内容上,从市场竞争、技术进步和成本降低等多维度深入剖析进口自由化影响企业新质生产力的内在机制,为揭示进口自由化与企业新质生产力发展之间的关系提供了更为全面的视角。最后,在研究方法上,在有效识别“新质要素”的基础上,创新测度衡量企业新质生产力的发展水平,为实证研究提供了更为准确的数据支持。

二、理论分析及研究假设

所谓贸易自由化,主要指各国通过减少或消除关税、配额以及其他各种非关税壁垒,积极推动商品、服务和资本在全球范围内的自由流动。从国家角度看,进口自由化不仅涉及商品和服务的自由贸易,还包括技术、知识和人才跨国界的广泛交流。由此可见,进口自由化不仅极大地促进了商品和服务的自由流通,还推动了技术、知识和人才全球范围的交流与合作。因此,从理论逻辑角度看,进口自由化能够为企业提供更广阔的市场空间、更为丰富的资源获取渠道,为企业发展提供更多的可能性。这种外部环境的积极变化,极大地激发了企业创新的内在动力,推动了企业在技术、管理、组织等多个方面的革新,进而显著促进了企业新质生产力的快速发展和提升。与此同时,进口自由化带来的市场竞争压力,迫使企业不断提升自身的核心竞争力,以应对日益激烈的市场竞争。这包括提高效率、优化产品结构、加强品牌建设等多个方面,基于此,企业不仅能够有效提升市场地位,还能在一定程度上促进整个行业的升级和转型,推动行业向更高水平迈进。进口自由化极大地促进了国际技术交流和合作,加速了创新要素的集聚与扩散,为企业获取先进技术和管理经验提供了便捷高效的途径,进一步加速了企业新质生产力的培育和发展,为企业的长远发展奠定了坚实基础。据此,提出假设:

H1:进口自由化对企业发展新质生产力具有赋能作用。

由新质生产力的内涵和本质特征可知,进口自由化对企业发展新质生产力的赋能效应,主要通过竞争效应的技术升级、进口中间品成本下降、进口贸易的技术三个关键作用机制来实现。

进口自由化显著加剧了国内市场的竞争,这种竞争带来的市场压力促使企业进行技术升级,从而巩固

企业发展新质生产力的技术基础。市场压力的传导机制强调,外部竞争迫使本土企业提高生产效率,以便在竞争中获得优势。面对激烈的市场竞争,企业可以通过实施成本领先战略或差异化战略来定位市场,提升生产力并优化运营模式。实现这些目标的关键途径在于持续推动技术升级。技术升级的途径要求国内企业在面对外资企业的技术优势和产品差异化竞争时,必须加速技术创新,提高产品附加值和核心竞争力。依据熊彼特的创新竞争理论,技术进步是市场竞争的核心驱动力,创新型企业能够利用技术领先优势扩大市场份额,在激烈竞争中占据主动地位。因此,最终品进口的竞争效应不仅促进了企业技术升级,还推动了产业整体向高附加值方向转型。此外,关于进口竞争的“逃离竞争”效应进一步阐释了市场竞争如何促进企业创新。低端市场的激烈竞争迫使企业建立技术壁垒,以便进入更高附加值的市场领域。随着市场竞争的加剧,企业不得不增加研发投入,以实现产品的技术升级和市场定位的优化。熊彼特的“创造性破坏”理论指出,市场竞争会推动企业不断创新,从而引发产业结构的深刻变革。随着进口自由化的深入发展,企业不能仅依赖传统技术,而必须不断采用新技术来优化产品和服务,以增强竞争力。据此,提出假设:

H2:竞争效应的强化是进口自由化赋能企业发展新质生产力的关键机制。

依据国际分工与贸易的基本理论框架,贸易结构很大程度上受到广义比较优势的深刻影响。具体而言,一个国家通常会倾向于出口那些在生产过程中密集使用其丰富资源的产品,会倾向于进口那些在生产过程中密集使用其稀缺资源的产品。基于这一理论,可以清晰地认识到,通过有效利用低成本的进口生产要素,企业能够替代本地的昂贵资源,从而显著降低生产成本,进一步增强自己在整体市场中的竞争力。在开放经济大环境下,企业拥有更多机会和选择,可以通过引进高质量且成本较低的中间产品,替代本地成本高昂或质量不足的生产要素。这种替代效应不仅有助于企业削减生产成本,还能显著提升其运营效率。技术密集型、资本密集型产业中,这一效应表现得尤为突出。在这些产业中,企业对高端生产要素的需求更为迫切,进口高质量的中间产品能够直接提升产品的技术含量和市场竞争力。在当前发展新质生产力的背景下,企业通过进口高端芯片、传感器等关键组件,不仅能够在不增加研发投入的情况下显著提升产品性能,

还能有效减少生产过程中的非必要开支。这种策略不仅有助于企业在激烈的市场竞争中占据有利位置,还能为其未来的技术创新和产品升级奠定坚实基础。此外,通过进口关键组件,企业能弥补国内供应链在某些环节的不足,降低对本土资源的过度依赖,增强生产的灵活性和适应性,以更好地应对市场变化和国际竞争。这种多元化资源配置策略,为企业发展新质生产力提供了强有力的支撑。据此,提出假设:

H3:成本下降效应是进口自由化赋能企业发展新质生产力的关键机制。

中间品进口自由化的技术溢出效应,已被大量理论和实证研究证实。具体而言,企业使用进口中间品过程中,通过技术引进、学习和改进,不断提升自身技术水平和创新能力。技术进步是技术创新或技术引进的结果,并表现为全要素生产率的提升(唐未兵等,2014)^[19]。产品内分工理论表明,企业通过全球供应链获取高端中间品,在消化吸收外部技术过程中,能够提升自身生产效率和创新能力,从而增强市场竞争力。技术溢出效应主要通过技术转移和管理经验传播两大途径发挥作用。首先,进口中间品通常蕴含更高的技术含量,企业在使用过程中需要适应新的生产工艺、材料特性和技术标准,从而促进自身技术能力的提升。其次,进口中间品不仅带来先进技术,还促进了国际先进管理经验的传播。进口高端零部件往往伴随严格的质量控制标准和先进的生产管理体系,企业使用这些产品时,需要适应国际标准并优化内部流程,从而在无形中学习和借鉴国际先进的管理模式。通过技术引进与消化吸收,企业能够加速技术创新和产业升级,并进一步强化企业发展新质生产力的技术基础。同时,中间品进口自由化促进了国际技术合作与交流,为企业提供了更广阔的学习平台,有助于企业掌握国际先进技术和管理经验,进一步增强发展新质生产力的能力。据此,提出假设:

H4:技术溢出效应是进口自由化赋能企业发展新质生产力的关键机制。

三、研究设计

(一)计量模型设定

通过上述理论分析,构建如下计量模型,并运用双向固定效应模型对行业最终品关税、行业中间投入品关税的变化对企业层面新质生产力的影响进行实证分析:

$$Newquality_{ip} = \beta_0 + \beta_1 middle_{ip} + \beta_2 terminal_{ip} + \beta_3 \sum Controls_{ip} + \gamma_i + \epsilon_p + \varepsilon_{ip} \quad (1)$$

其中, i 代表年份, p 代表行业, t 代表企业; $Newquality_{ip}$ 表示 i 年 p 行业 t 企业的新质生产力发展水平; $middle_{ip}$ 表示 i 年 p 行业 t 企业进口自由化程度, 以中间投入品关税为衡量; $terminal_{ip}$ 表示 i 年 p 行业 t 企业面临的进口自由化程度, 以行业最终品关税为衡量; $\sum Controls_{ip}$ 表示控制变量的合集; γ_i 表示时间固定效应, ϵ_p 为行业固定效应, ε_{ip} 为随机误差项。

(二) 变量测度

1. 企业新质生产力

基于传统生产力三要素理论, 创新融入新质生产力的核心内涵, 通过采用投入产出模型来实现省域层面的新质生产力量化测度。具体说, 主要将劳动力和资本划分为“传统”和“新质”两大类: 传统有形物质资本和新质无形数据资本、传统劳动力和数字化劳动力, 在这种分类机制下能够有效识别出区别于传统生产力的“新质部分”, 弥补现有文献中无法有效区分“传统”和“新质”成分的不足。

表1 省域新质生产力指数的测度框架

测度维度	测度因素		测度指标	测度视角
投入要素	传统要素	传统劳动力(L)	劳动力指数	宏观数据
		物质资本(K)	固定资本存量	宏观数据
	新质要素	数字化劳动力(L^*)	数字化技术指数	微观数据
		数据资本(K^*)	数据要素价值	微观数据
产出要素	生产效益(GDP)		国内生产总值	宏观数据

首先, 对传统生产要素进行测算。

关于物质资本(K), 鉴于数据可靠性和可得性, 采取应用最广泛的永续盘存法来估算固定资产存量(李谷成等, 2014)^[20], 具体包括机器设备、基础设施以及建筑物等有形资产。计算公式为:

$$K_{m,t+1} = K_{m,t}(1-\delta) + I_{m,t+1} \quad (2)$$

其中, $K_{m,t}$ 为 t 年份 m 省份的固定资本存量; δ 为样本期的平均资本折旧率, 设定为 10.96%; $I_{m,t+1}$ 为 $t+1$ 年 m 省份的固定资本形成总额。

关于传统劳动力(L), 从规模、质量两个维度进行测算。劳动力规模直接用参与经济活动的劳动者(就业人数)衡量, 劳动力质量体现在由于劳动者个体拥有的知识、技能、经验不同造成的工作能力的差

异。参考钱雪亚和缪仁余(2014)^[21]对人力资本的计量方法, 用公式 $L_{mi} = 6H_1 + 9H_2 + 12H_3 + 15H_4 + 16H_5 + 19H_6$ 计算出的平均受教育年限表示人力资本, 其中 H_g ($g=1, 2, 3, 4, 5, 6$) 分别表示各省份受教育程度为小学、初中、高中、大专、本科、研究生及以上就业人数所占比例。数据来源于《中国劳动统计年鉴》。

其次, 对新质生产要素进行测算。

关于数据资本(K^*)的测算, 依据徐翔等(2024)^[22]的成本法, 从数据生产和数据载体两个角度对数据要素的经济价值进行估算。公式如下:

$$K_{mi}^* = wI_1 + I_2 \quad (3)$$

其中: I_1 为《中国劳动统计年鉴》中按照《国民经济行业分类》划分的各地区、分行业的城镇单位就业人员工资总额数据, 作为生产数据的人力成本; I_2 为国民经济行业大类中软件和信息技术服务业的固定资产投资; 考虑到 ICT 资本与数据要素之间的强互补性, 借助 ICT 投入占总投入比重来衡量各行业的数据生产活动占总生产活动的比例 w , 满足式(4):

$$w = \frac{\text{数据生产的劳动力成本}}{\text{总劳动力成本}} \approx \frac{\text{ICT中间投入}}{\text{总中间投入}} \quad (4)$$

关于数字化劳动力(L^*)的测算, 借鉴金星晔等(2024)^[23]构造上市公司数字化转型指标的思路, 利用大语言模型、机器学习模型对上市公司年报文本中“管理层讨论与分析”部分进行标注、分类、预测; 接着根据当年上市公司是否使用数字技术来计算哑变量 X_i (若应用数字技术取值为 1, 否则取值为 0); 然后测算出 2012—2022 年间上市公司数字化转型程度用来间接衡量数字化劳动力。计算公式为: $L_i^* = (1 + \sum_i X_i) \cdot S_m$ 。其中, L_i^* 表示上市公司数字化劳动力, S_m 表示公司所在地区的数字化应用能力。计算所在省域所有企业的数字化劳动力的均值作为该地区数字化劳动力的代理变量, 进一步利用企业规模加权测算出各省份不同年份的上市公司数字化劳动力平均水平 $\bar{L}_i^*$ 。计算公式如下:

$$\bar{L}_i^* = \sum_m \frac{Size_m \cdot L_{im}^*}{Size_m} \quad (5)$$

其中, m 表示相同省份内的不同公司。若以上市公司数字化劳动力水平均值直接替代非上市公司数字化劳动力水平, 会导致严重的系统性偏误。上市公司易受到资本市场青睐, 可通过定向增发股票、可转换债券等多种融资渠道筹集资金, 相比于非上市公司更有

条件吸引更多数字化人才。此外,上市公司可能通过技术外溢效应来影响非上市公司(李孟哲等,2022)^[24],因此根据这一关系可以合理推算出非上市公司的数字化劳动力水平。具体公式为: $\bar{L}_2 = \bar{L}_1 \cdot \frac{N_m}{\sum_m N_m}$ 。其中,省份内所有上市公司数量 N_m 为调节因子。最后基于数据驱动的方式确定上市公司和非上市公司的权重,得到省级层面的数字化劳动力整体水平:

$$L_{mt}^* = \xi_1 \cdot \overline{L_1^*} + \xi_1 \cdot \overline{L_2^*} \quad (6)$$

再次,测度省级层面的新质生产力。

基于投入产出理论,系统测算中国省级层面物质资本、传统劳动力、数据资本、数字化劳动力包含“传统”和“新质”四大成分要素,结合GDP产出变量,构建投入产出模型,以分析物质资本、传统劳动力、数据资本、数字化劳动力对经济增长的贡献。模型如下:

$$GDP_{mt} = f(L_{mt}, L_{mt}^*, K_{mt}, K_{mt}^*) \quad (7)$$

以超越对数生产函数作为生产函数 f 的选择。超越生产函数通过引入二次项和交互项,可以精准捕捉不同要素之间替代关系的非线性变化特征,全面灵活地揭示各要素投入对经济增长的具体贡献。具体设定形式为:

$$\begin{aligned} \text{Ln}GDP_{mt} = & \lambda_0 + \lambda_1 \text{Ln}K_{mt} + \lambda_2 \text{Ln}L_{mt} + \underbrace{\lambda_3 \text{Ln}K_{mt}^* + \lambda_4 \text{Ln}L_{mt}}_{\text{“新质成分”基础贡献}} \\ & + \frac{1}{2}x_1(\text{Ln}K_{mt})^2 + \frac{1}{2}x_2(\text{Ln}K_{mt})^2 + \underbrace{\frac{1}{2}x_3(\text{Ln}K_{mt}^*)^2 + \frac{1}{2}x_4(\text{Ln}K_{mt}^*)^2}_{\text{“新质成分”拓展贡献}} \\ & + \varphi_1 \text{Ln}K_{mt} \text{Ln}L_{mt} + \underbrace{\varphi_2 \text{Ln}K_{mt} \text{Ln}L_{mt}^* + \varphi_3 \text{Ln}L_{mt}^* \text{Ln}K_{mt} + \varphi_4 \text{Ln}L_{mt}^* \text{Ln}K_{mt}^*}_{\text{“新质成分”调节贡献}} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, GPT_{mt} 表示 t 年 m 省份的 GDP 水平, K_{mt} 、 L_{mt} 、 K^*_{mt} 和 L^*_{mt} 分别表示 t 年 m 省份的物质资本、传统劳动力、数据资本和数字化劳动力; λ_0 表示截距项, λ_1 、 λ_2 、 λ_3 和 λ_4 为各生产要素的一阶项系数, 刻画了生产要素的线性特征; x_1 、 x_2 、 x_3 和 x_4 为各生产要素的二阶项系数, 反映了生产要素的非线性特征; φ_1 、 φ_2 、 φ_3 和 φ_4 为各生产要素之间的交互项系数, 体现要素与要素之间的调节互补效应; ε_{mt} 为随机误差项。

基于式(8)的模型框架,认为新质生产力通过数据资本 K_{mt}^* 与数字化劳动力 L_{mt}^* 驱动经济增长,其贡献分解为基础贡献和拓展贡献。原因在于调节贡献引入了混杂因素而受到其他要素的干扰,而基础贡献与扩展贡献在模型中路径独立。具体公式为:

$$\text{新质生产力} = \text{“新质成分”基础贡献} + \text{“新质成分”拓展贡献} \quad (9)$$

基于2012—2022年中国省域面板数据,按照如上模型测算了2012—2022年30个省份(西藏、港澳台除外)的新质生产力水平,下文进一步把省域新质生产力水平细化至企业层面。

最后,测度企业层面的新质生产力。

为了测度企业的新质生产力水平,以企业数字化劳动力要素密集为权重,将省域层面新质生产力水平按比例细化到企业层面。计算公式如下:

$$Nqp_{imt} = FDL_{imt} \cdot Nqp_{mt} \quad (10)$$

其中, $FDL_{i,m,t}$ 表示 t 年份 m 省份 i 企业的数字化劳动力要素密度, 通过企业的数字化劳动力水平 L_i^* 与固定资产净值 FA 的比值来表示。 L_i^* 来自本文构造测度的中间过程, 固定资产净值 FA 来自 CSMAR 数据库。

2.进口自由化

借鉴现有文献的做法,通过测算行业最终品关税和行业中间品关税来表征进口自由化。关于行业最终品关税,使用的产品层面进口关税数据来源于世界贸易组织的 Tariff Download Facility 数据库和世界银行的 World Integrated Trade Solution (WITS) 数据库。由于现有数据难以准确识别企业进口产品是否为最终品,同时缺乏产品国内销售份额数据作为企业层面最终品关税计算的权重,导致现阶段度量企业层面最终品进口关税的方法存在一定局限性。此外,考虑到最终品关税的变动主要反映国外厂商的竞争程度,而同一行业内的企业面临的竞争程度具有高度相似性,因此借鉴现有文献的做法,采用行业层面的最终品关税作为度量指标(何欢浪等,2021)^[25]。在获得产品层面进口关税数据的基础上,将其加总至行业层面,以更全面地衡量关税政策对行业的影响。具体而言,依据 Brand 等(2017)^[26]提供的 HS 代码与中国 CIC 四位行业代码转换表,将产品关税映射至行业分类,并采用简单平均法计算行业层面的最终品进口关税。计算过程中,先基于 HS 编码对产品进行分类,并与国民经济行业分类标准进行匹配,再对该行业下所有产品的进口关税进行平均,最终得到行业层面的最终品进口关税水平。这一方法能够有效整合产品关税数据,使其更适用于行业层面的分析,从而更精准地评估关税政策对产业结构、企业竞争力的影响。

关于行业中间品关税,借鉴 Amiti 和 Konings (2007)^[27]方法,基于投入产出表衡量各行业对中间品的依赖程度。具体而言,某行业的中间品关税($Input\ Tariff_i$)被定义为该行业所有投入品关税的加权平均

值,即:

$$Input\ Tariff_{it} = \sum_{j \in G_i} Terminal_{jt} \times \tau_{jt} \quad (11)$$

其中, τ_{jt} 表示 j 行业投入 i 行业的投入权重, 衡量方式用 j 行业投入 i 行业的要素成本占 i 行业总的投入要素成本的比重来衡量。采用 2020 年中国投入产出表计算 τ_{jt} , $Terminal_{jt}$ 则为 j 行业 t 年的最终品关税。

3. 其他控制变量

结合并参考现有文献, 选取如下宏观经济与微观企业层面的控制变量。①企业规模(*Size*): 以企业年总资产的自然对数衡量; ②国有属性(*SOE*): 取值为 1 时表示国有企业, 取值为 0 时表示非国有企业; ③总资产净利润率(*ROA*): 计算公式为净利润/总资产平均余额, 用来衡量企业的资产盈利能力; ④净资产收益率(*ROE*): 计算公式为净利润/所有者权益平均余额, 用来反映股东权益收益水平; ⑤现金流比率(*Cashflow*): 计算公式为经营活动产生的现金流量净额/总资产, 用于衡量企业现金流状况; ⑥资产负债率(*Lev*): 计算公式为年末总负债/年末总资产, 用来衡量企业财务杠杆水平; ⑦员工人数(*Employ*): 取自然对数, 用来反映企业用工规模; ⑧总资产周转率(*ATO*): 计算公式为营业收入/平均资产总额, 用来衡量企业资产运营效率。

(三) 数据来源与说明

采用 CSMAR 数据库的微观企业数据, 选取 2010—2022 年的中国制造业作为研究对象。该时期是我国科技创新与产业升级加速发展的关键阶段, 通过分析这一时间段的数据, 可以更清晰地揭示科技创新对制造业的驱动作用, 并探讨进口自由化如何影响企业新质生产力的发展。同时, 聚焦于国民经济行业分类中 C13—C42 的制造业部门, 涵盖从传统制造到高端制造的多个行业, 以全面评估贸易政策对制造业企业的影响。此外, 对数据样本进行了以下处理: ①保留了制造业行业层面的数据; ②剔除当年上市状态为“ST”“ST*”“暂停上市”“终止上市”的企业数据和存在大量缺失数据的企业样本; ③剔除明显不符合会计准则的异常值样本。经过上述处理, 最终保留 17827 个观测样本。

四、实证分析

(一) 基准回归

根据表 3 的回归分析结果, 未考虑固定效应的列(1)—列(3)回归估计结果表明, 以降低中间品关税为表征的进口自由化能够显著提升企业的新质生产力; 以最终品关税的调整为表征的进口自由化, 对企业创

表 2 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>Terminal</i>	0.0758	0.0344	0.0210	0.2280	17827
<i>Middle</i>	0.0169	0.0144	0.0000	0.1590	17827
<i>Size</i>	21.9561	1.1742	17.6413	27.6211	17827
<i>SOE</i>	0.2496	0.4328	0.0000	1.0000	17827
<i>ROA</i>	0.0447	0.0663	-0.3750	0.2539	17827
<i>ROE</i>	0.0642	0.1289	-0.9616	0.4140	17827
<i>Cashflow</i>	0.0476	0.0662	-0.2244	0.2656	17827
<i>Lev</i>	0.3855	0.1942	0.0274	0.9246	17827
<i>Employ</i>	4247.7177	7606.9776	61.0000	71736.0000	17827
<i>ATO</i>	0.6642	0.3774	0.0546	2.9066	17827
<i>Newquality</i>	314.6615	9664.6079	0.0209	1362549.4280	17827

新的激励作用相对有限。在充分控制时间和行业的固定效应模型列(4)—列(6)回归估计结果表明, 最终品关税的显著性较低, 影响不够稳健。相比之下, 中间品关税的负向影响在所有模型中均保持显著, 并在 1% 显著性水平下通过检验。换言之, 即便在控制行业固定效应和时间固定效应后, 降低中间品关税依然能够稳健地促进企业新质生产力的提升。这一结论与罗长远和张军(2012)^[28]等的发现一致, 即相比最终品进口, 中间品进口对企业创新的促进作用更为显著。由此, 假设 H1 得以初步验证。

(二) 稳健性检验

为确保基准回归结果的可靠性, 采用聚类标准误和异方差稳健性检验两种方法, 验证最终品关税和中间品关税对企业新质生产力的影响是否稳健。

首先, 在表 4 聚类标准误的模型中, 通过将其进行联合聚类到行业层面, 控制行业固定效应和时间固定效应, 最终品关税整体通过显著性检验, 但显著性水平较低。然而, 中间品关税在所有模型中均显著为负, 并且在 1% 的显著性水平下通过检验, 表明降低中间品关税能够稳健地促进企业新质生产力的提升。在进一步的异方差稳健性检验中, 即列(4)—列(6)的回归估计结果显示, 最终品关税影响的显著性水平仍然相对较差。相比之下, 中间品关税的负向影响在所有稳健性检验中仍然显著, 并在 1% 的显著性水平下通过检验。这表明, 即使控制了行业和时间特征, 中间品关税的下降仍能显著提升企业的新质生产力。综上, 稳健性检验结果再次证实了中间品关税的降低对企业新质生产力的促进作用始终稳健且显著。假设 H1 得以进一步验证。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Terminal</i>	-0.2827 (0.3586)		2.0642*** (0.4384)	-2.1378*** (0.8220)		-1.5327* (0.8358)
<i>Middle</i>		-6.9372*** (0.8662)	-9.8245*** (1.0608)		-2.8866*** (0.6626)	-2.6599*** (0.674)
<i>Size</i>	0.2297*** (0.0022)	0.8662*** (0.0020)	0.2286*** (0.0022)	-0.9077*** (0.0109)	-0.9058*** (0.0109)	-0.906*** (0.0109)
<i>SOE</i>	0.3269*** (0.0287)	0.3138*** (0.0287)	0.3106*** (0.0287)	0.0249 (0.0183)	0.0206 (0.0183)	0.0212 (0.0183)
<i>ROA</i>	3.0713*** (0.5031)	3.0832*** (0.5022)	3.1227*** (0.5019)	3.4443*** (0.3202)	3.4530*** (0.3201)	3.4575*** (0.3201)
<i>ROE</i>	-1.8556*** (0.2400)	-1.8548*** (0.2395)	-1.8856*** (0.2395)	-0.6394*** (0.1527)	-0.6524*** (0.1527)	-0.6504*** (0.1527)
<i>Cashflow</i>	-3.1220*** (0.2097)	-3.1047*** (0.2092)	-3.0561*** (0.2093)	-2.3468*** (0.1370)	-2.3309*** (0.1370)	-2.3309*** (0.137)
<i>Lev</i>	-2.9498*** (0.0807)	-2.9270*** (0.0806)	-2.9132*** (0.0807)	-0.6806*** (0.0552)	-0.6724*** (0.0552)	-0.6741*** (0.0552)
<i>Employ</i>	-0.0001*** (1.762e-06)	-0.0001*** (1.759e-06)	-0.0001*** (1.759e-06)	-4.066e-06*** (1.478e-06)	-4.103e-06*** (1.478e-06)	-4.08E-06*** (1.48E-06)
<i>ATO</i>	0.1317*** (0.0356)	0.1322*** (0.0355)	0.1280*** (0.0355)	0.1510*** (0.0250)	0.1505*** (0.0250)	0.1509*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
N	17827	17827	17827	17827	17827	17827
R ²	0.8266	0.8272	0.8274	0.5226	0.5229	0.5230

注:括号内统计量为标准误,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。下表同。

(三)内生性检验

研究关税政策对企业新质生产力的影响时,可能存在政府政策的选择性、关税效应的时间滞后性、外部市场竞争环境等因素,引发内生性问题。为确保估计结果的可靠性,采用倾向得分匹配(PSM)、关税滞后一期、双重差分分析(DID)三种方法,以有效缓解潜在的内生性偏误。

1.基于倾向得分匹配(PSM)的内生性检验

研究进口关税对企业新质生产力的影响时,政策制定的内生性问题不容忽视。政府通常会根据行业的发展水平、市场竞争状况以及产业政策目标来调整进口关税,这可能导致关税水平与企业创新能力之间存在双向因果关系。为降低政策内生性带来的估计偏误,将关税变化幅度较大的行业视为受冲击行业,并据此构造处理组和对照组。匹配过程中,控制了企业的多个关键变量,以确保处理组和对照组在这些关键特

征上保持可比性。匹配后的数据进一步用于固定效应面板回归,以评估进口关税对企业新质生产力的真实影响,结果见表5列(1)。根据表5的匹配结果,匹配后处理组与对照组的倾向得分均值接近,表明匹配较为成功,一定程度上减少了由于政府选择性关税政策所带来的内生性问题。结合后续的固定效应回归分析,发现中间品关税降低对企业新质生产力的促进作用依然显著,表明即便在控制行业选择性因素后,中间品关税下降仍然是推动企业创新和技术升级的重要因素。这一结果进一步验证了以中间品进口关税下调为表现的进口自由化对企业新质生产力的作用机制,同时表明PSM方法是合理且有效的。

2.基于关税滞后一期的内生性检验

关税政策对企业新质生产力的影响并非即时显现,而是具有一定的时滞性。因此,采用滞后一期的关税水平作为解释变量,以降低反向因果关系的影响,从

表4 聚类标准误的实施与回归结果分析

变量	聚类标准误			异方差稳健性检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Terminal</i>	-0.0731** (0.0257)		-0.0523* (0.0266)	-0.0734** (0.0316)		-0.0527* (0.0320)
<i>Middle</i>		-0.0414*** (0.0096)	-0.0382*** (0.0100)		-0.0415*** (0.0094)	-0.0382*** (0.0094)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
N	17827	17827	17827	17827	17827	17827
R ²	0.5227	0.5230	0.5231	0.5226	0.5229	0.5230

而更准确地识别关税调整对企业创新能力的长期作用。表5列(2)的回归结果显示,中间品关税滞后一期的回归系数在1%的水平下依然显著,表明降低中间品关税对企业新质生产力的促进作用在时间维度上具有较强的持续性。综合看,滞后一期回归的结果进一步印证了中间品关税对企业新质生产力的促进作用在不同时间维度下的稳健性。与最终品关税相比,中间品关税的下降不仅能在短期内改善企业的生产条件,还能长期通过技术溢出和生产效率提升持续推动企业创新能力的增强。

3.基于双重差分分析(DID)的内生性检验

考虑到外部市场环境,尤其是非市场因素带来的不公平竞争影响,中美贸易关系对中国企业的创新发展至关重要。美国是中国的重要贸易伙伴,也是关键出口市场。2018年开始的中美贸易摩擦对企业层面新质生产力的发展产生了深远影响。因此,采用双重差分(DID)方法,考察2018年贸易战后,最终品关税和

中间品关税的调整对企业新质生产力的影响。通过比较贸易摩擦前(2010—2017年)与贸易摩擦后(2018—2022年)企业新质生产力的变化,并区分受冲击行业与未受冲击行业,以估计关税政策的影响机制。表5列(3)的回归估计结果表明,最终品关税的变化对企业新质生产力的影响并不显著,而中间品关税的影响更为突出,其上升对企业新质生产力产生了显著的负面影响。中国制造业对进口中间品的依赖性较强,关税政策的调整可能深刻影响企业的生产效率、供应链管理、长期创新策略。

(四)异质性分析

1.行业异质性分析

为了进一步探讨关税调整对企业新质生产力的影响是否因行业特征而存在差异,根据行业差异,将制造业企业划分为技术密集型行业、资本密集型行业、劳动密集型行业,并分别进行双向固定效应的回归分析,具体结果见表6。结果显示,不同类型行业对行业最终品关税和行业中间投入品关税的反应存在显著差异,

表5 内生性分析

变量	PSM (1)	滞后一期 (2)	DID (3)
<i>Terminal</i>	-0.0789* (0.0417)	-0.5767 (0.7350)	-0.0703 (0.0611)
<i>Middle</i>	-0.0417*** (0.0141)	-2.6914*** (0.6735)	-0.0356** (0.0194)
<i>Post×Treat</i>			0.1493* (0.0855)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
N	8900	17798	17827
R ²	0.5319	0.5223	0.4948

表6 行业异质性分析

变量	技术密集型 行业 (1)	资本密集型 行业 (2)	劳动密集型 行业 (3)
<i>Terminal</i>	1.4192 (1.4015)	-9.7278* (4.9708)	-2.8209** (1.1059)
<i>Middle</i>	-4.8165*** (0.9939)	-3.9477** (1.6340)	1.265 (1.0568)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
N	10732	3423	3635
R ²	0.4997	0.6309	0.5057

说明关税调整的影响具有明显的行业异质性。

在技术密集型行业,中间品关税通过1%的显著性检验,而最终品关税的影响不显著,表明中间品关税的降低能够显著促进该类行业的企业新质生产力提升。技术密集型行业高度依赖先进的中间品投入,如精密仪器、关键零部件和高端材料,进口中间品关税的降低有助于企业获取全球最优质的生产要素,促进技术创新和升级。相比之下,最终品关税的变化对该类行业影响较小,技术密集型企业的产品在市场上具有较高的技术壁垒和附加值,受到的竞争效应影响较弱。

在资本密集型行业,最终品关税在10%的水平下显著,表明该类行业的企业新质生产力受到最终品关税的重要影响。资本密集型行业(如钢铁、化工、机械制造等)主要依赖规模经济和资本投入,其产品市场竞争较为激烈,当最终品关税降低时,国外产品的竞争压力加大,国内企业可能因市场份额下降而减少创新投资,导致新质生产力水平下降。同时,中间品关税在5%的水平下显著,表明降低中间品关税仍能促进资本密集型行业的企业创新。资本密集型行业的生产流程依赖大量进口设备和关键原材料,降低中间品关税能够有效降低生产成本,提高企业利润空间,从而增强创新投入能力。

在劳动密集型行业,最终品关税在5%的水平下显著,而中间品关税的调整对该行业的影响不显著。这主要源于劳动密集型行业竞争充分,进口产品的进入加剧市场竞争,降低最终品关税将进一步提升外部竞争压力,倒逼企业通过技术创新和效率提升来增强市场竞争力。然而,由于该行业对高端进口中间品的依赖度较低,生产更多依赖本地原材料,因此中间品关税的下降对其创新能力的促进作用有限。此外,中国劳动密集型行业已形成完善的本土供应链,即使中间品关税降低,企业仍主要依赖国内供应,创新动力相对不足。因此,进口自由化主要通过降低最终品关税推动劳动密集型行业的技术升级,中间品关税的调整影响较弱。

综上,关税调整对企业新质生产力的影响在不同行业间存在明显差异。技术密集型行业受中间品关税影响更大,资本密集型行业对两类关税均较敏感,劳动密集型行业主要受最终品关税影响,该结论与魏浩和

林薛栋(2017)^[29]的异质性研究结论大体一致。

2.地区异质性分析

中国幅员辽阔,不同地区的企业因其地域环境的不同,进口自由化对其新质生产力的影响也不同。参考魏浩和林薛栋(2017)^[29]的划分方法,将中国分为东、中、西三个地区^①。表7的地区异质性分析结果显示,最终品关税和中间品关税对企业新质生产力的影响在不同地区存在显著差异。东部地区的回归结果显示,最终品关税的影响不显著,而中间品关税在5%的水平下显著。东部地区以资本和技术密集型行业为主,结合行业异质性分析可知,中间品关税的影响在该地区更为稳健。东部地区产业链完备、市场竞争激烈,企业能够充分利用进口中间品优化生产流程并推动技术升级,从而提升新质生产力。中部地区的回归结果与东部地区一致,中间品关税的影响更为显著,这与其产业特征密切相关。作为东部地区产业转移的重要承接地,中部地区的制造业基础相对薄弱,但正处于工业化加速发展阶段,对外部技术和生产要素的依赖度较高。降低中间品关税能够有效缓解企业的成本压力,促进技术溢出、替代效应逐步显现,使中部企业能够通过引进先进技术、优化生产流程,提升自身新质生产力,从而缩小与东部地区的差距。相比之下,西部地区的回归结果与东、中部地区存在明显差异,最终品关税的影响更加显著,中间品关税的作用则不显著。这与西部地区的产业结构和市场环境密切相关。西部地区以资源型产业和劳动密集型产业为主,对高技术进口中间品的需求相对较低,结合前文的行业异质性分析,劳动密集型产业受到最终品关税影响更显著。

表7 地区异质性分析

变量	东部地区	中部地区	西部地区
<i>Terminal</i>	-0.0684 (0.0563)	0.0153 (0.0765)	-0.0908** (0.0422)
<i>Middle</i>	-0.0437** (0.0256)	-0.0548** (0.0223)	0.0236 (0.0290)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
N	12294	3223	2310
R ²	0.5011	0.5345	0.5418

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、河南、湖北、湖南、江西,其他为西部地区。用企业邮编识别企业所在地。

五、机制检验

前文实证结果表明,进口自由化对企业发展新质生产力的确具有赋能效应,但是否通过前文理论分析指出的三个关键的作用机制而发挥作用,仍需开展进一步的计量检验。为此,借鉴江艇(2022)^[30]提出的方法进行机制检验。

(一)基于竞争效应的作用机制检验

实际上,中间品进口主要是全球价值链分工体系下,为了完成最终产品生产而进行的产品跨境流转(李跟强和潘文卿,2019)^[31],因此,进口竞争主要发生在最终品领域。为此,对进口竞争效应的检验主要聚焦于最终品关税层面。基于竞争效应的作用机制检验结果见表8,最终品关税对企业研发投入的影响显著为正,说明关税下降带来的进口竞争效应,的确促进了企业的研发投入。表8列(2)—列(4)的估计结果表明,在不同行业,企业研发投入对新质生产力的影响存在一定差异。具体而言,技术密集型行业的研发投入对新质生产力的促进作用最为显著,说明该行业对创新投入较为敏感,研发活动能有效提升企业的生产效率和技术水平。资本密集型行业的研发投入影响也显著为正,但系数较低,表明该行业虽然依赖技术创新,但可能受资本约束或技术积累路径的影响,研发投入的边际效应相对较小。在劳动密集型行业,研发投入的影响仍为正,但系数最小,显示出该行业的创新驱动效应较弱,或许是因为其以低成本劳动力为核心竞争力,技术创新的作用相对有限。总体而言,研发投入对新质生产力的促进作用在技术密集型行业中最强,在资本密集型行业次之,在劳动密集型行业中相对较弱,体现出行业特征对创新驱动力的不同影响,进而意味着竞争效应通过促进研发进而推动企业新质生产力的发展,在不同行业间具有的不同重要性,假设H2得到验证。

表8 竞争效应的作用机制检验

变量	总体 <i>R&D_Input</i> (1)	技术密集型 <i>Newquality</i> (2)	资本密集型 <i>Newquality</i> (3)	劳动密集型 <i>Newquality</i> (4)
<i>Terminal</i>	2.6746*** (0.7008)	-0.1468 (1.3432)	-8.0251 (4.7855)	-2.5891** (1.0485)
<i>R&D_Input</i>		0.1355*** (0.0148)	0.0680*** (0.0155)	0.0398*** (0.0144)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	16764	10364	3083	3282
R ²	0.5797	0.4833	0.5759	0.4759

(二)基于成本下降的作用机制检验

从企业生产成本角度看,度量进口自由化的意义显然在于中间品关税。因此,基于成本下降的作用机制检验,我们主要聚焦于进口中间品关税层面。所得结果见表9,从中可见中间品关税的上升显著增加了企业的成本支出,意味着在关税上升的情况下,企业需要投入更多资金应对成本上升压力。反之,进口自由化确实有助于降低企业成本,进而有助于企业将更多的资源配置到新质生产力发展中。进一步地,表9列(2)—列(4)的估计结果表明,在不同要素密集型行业中,成本支出对企业新质生产力的影响存在明显的异质性。具体看,在技术密集型行业中,中间品关税的上升拉高了企业成本支出,成本支出的增长对新质生产力产生了显著的负向影响。而在资本密集型行业,由于企业的固定资产投资规模较大,资本调整具有较强的刚性,因此成本支出对新质生产力的影响并不显著。意味着在资本密集型行业,关税带来的成本压力并未直接影响企业的创新能力。相比之下,在劳动密集型行业,成本支出对企业新质生产力产生了显著的负向影响,说明在劳动密集型行业,企业为了应对成本上升而增加资本支出,导致资金分配的变化,进而削弱新质生产力的增长。总之,上述结果意味着进口自由化下的成本下降效应,在推动企业新质生产力的发展中,在不同行业具有不同的重要性。基于此,假设H3得到验证。

表9 成本下降的作用机制检验

变量	总体 <i>log_CapEx</i> (1)	技术密集型 <i>Newquality</i> (2)	资本密集型 <i>Newquality</i> (3)	劳动密集型 <i>Newquality</i> (4)
<i>Middle</i>	1.4363** (0.6308)	-4.9111*** (0.9664)	-4.2092** (1.6358)	0.6422 (1.0276)
<i>log_CapEx</i>		-0.1807*** (0.0108)	-0.0119 (0.0176)	-0.0748*** (0.0154)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	16756	10723	3416	3631
R ²	0.2837	0.5126	0.6306	0.5101

(三)基于技术溢出效应的作用机制检验

在全球价值链分工条件下,进口技术溢出主要发生在中间品层面,为此,基于技术溢出效应的作用机制检验,同样主要聚焦于进口中间品关税层面,所得结果见表10。回归结果显示,在整体行业层面,中间品关

税对技术溢出效应的影响显著为负,表明关税下降有助于技术溢出的形成。表 10 列(2)—列(4)的估计结果表明,在不同要素密集型行业中,技术溢出效应对企业新质生产力的影响具有显著差异。具体而言,在技术密集型行业和资本密集型行业中表现为显著的正向促进作用,表明技术溢出是推动新质生产力增长的重要途径。然而,在劳动密集型行业中,技术溢出对新质生产力的影响表现为显著的负向关系,表明该行业难以有效利用技术溢出效应提升新质生产力。此结果可能与劳动密集型行业的生产特点有关:其技术创新能力较弱,技术外溢未能有效转化为新质生产力的提升。总之,上述结果意味着进口自由化下的技术溢出效应,在推动企业新质生产力的发展中,于不同行业间具有不同的重要性,假设 H4 得到验证。

表 10 技术溢出的作用机制检验

变量	总体 <i>Tech_spillover</i> (1)	技术密集型 <i>Newquality</i> (2)	资本密集型 <i>Newquality</i> (3)	劳动密集型 <i>Newquality</i> (4)
<i>Middle</i>	-0.0294** (0.0110)	-0.0779*** (0.0157)	-0.0495* (0.0244)	-0.0009 (0.0167)
<i>Tech_spillover</i>		0.0303** (0.0110)	0.0648** (0.0188)	-0.0379* (0.0186)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
N	12841	7962	2359	2492
R ²	0.0701	0.4777	0.5584	0.4775

六、结论与建议

(一)研究结论

通过构建融合传统要素与新质要素的投入产出模型,创新性地测度了中国省域及企业层面的新质生产力水平,并基于 2010—2022 年制造业企业面板数据的实证分析,系统考察了进口自由化对企业新质生产力的赋能效应及其作用机制。研究发现:首先,进口自由化能够显著促进企业新质生产力的提升。实证结果显示,以中间品关税下降衡量的进口自由化对企业新质生产力具有显著正向影响,最终品关税调整的影响则相对微弱。在控制行业、年份及企业固定效应,以及经过一系列稳健性检验和内生性处理后,上述结论依然成立。其次,就具体作用机制而言,进口自由化主要通过竞争效应驱动技术升级、成本下降释放创新资源、技术溢出加速能力跃迁三个关键机制,赋能企业新质生

产力的发展,作用机制呈现多元化特征。最后,异质性检验结果表明,进口自由化赋能企业新质生产力发展在不同的行业和地区呈现出典型的异质性特征。具体而言,从行业层面看,技术密集型行业受中间品关税影响更大,资本密集型行业对两类关税均较敏感,而劳动密集型行业则主要受最终品关税影响。从地区层面看,对于东部地区企业,最终品关税的影响不显著,而中间品关税在 5% 的水平上显著;对于中部地区企业,中间品关税影响显著;对于西部地区企业,最终品关税影响显著,中间品关税的作用并不显著。

(二)对策建议

研究发现,进口自由化通过“竞争倒逼+成本优化+技术溢出”的三维机制赋能企业新质生产力发展。本文不仅从进口自由化这一特定视角为深化认识企业发展新质生产力的影响因素提供了新认识,而且对如何利用扩大更高水平开放的战略机遇,依托稳步推动进口自由化赋能企业新质生产力发展,也有重要政策含义。在构建新发展格局背景下,应坚持扩大开放与深化改革双轮驱动,通过制度创新释放进口贸易的技术扩散红利,充分发挥进口自由化对企业新质生产力发展的赋能作用。据此,提出如下对策建议:

第一,优化贸易政策工具组合。基于理论和实证研究结果可知,推动进口自由化,有助于促进企业新质生产力的发展。异质性分析发现,中间品进口关税的下调,特别有助于技术密集型行业的企业新质生产力发展。据此,应动态调整关税结构,特别是对技术密集型产业实施中间品关税梯度减免,优先降低芯片、工业软件等“卡脖子”领域关税。与此同时,建立最终品关税与创新绩效挂钩的浮动机制,对战略性新兴产业进行适度保护。这一机制旨在充分释放进口自由化赋能企业新质生产力发展的异质性效果,激励企业加大研发投入,提升产品技术含量,从而增强国际竞争力。通过关税的浮动调整,可以有效引导企业向高技术、高附加值方向转型,避免陷入低端锁定。而且,对于战略性新兴产业,适度的保护政策能够为其发展提供必要的缓冲期,帮助其逐步建立起自主可控的产业体系,确保国家经济安全。从更广义角度看,进一步推动进口自由化不仅在于关税措施层面,还应包括完善贸易便利化措施。比如,推广“两步申报”“提前申报”通关模式,将通关时间压缩至国际前沿水平,以及建设跨境数据专用通道,降低数字贸易壁垒,实现重点行业数据

跨境流动规则对接。

第二,强化创新生态系统建设。基于作用机制的检验发现,无论是竞争效应还是成本下降效应等,从本质上看,其在推动企业新质生产力发展方面所呈现的作用,仍然在于技术进步和创新能力的提高。为此,更好地发挥进口自由化赋能企业新质生产力发展的应有作用,应强化创新生态系统建设。一要构建梯度培育体系。比如实施“雏鹰—瞪羚—独角兽”企业培育计划,对中间品进口依存度较高的企业给予研发费用加计扣除。二要加快建立跨区域创新飞地,推动长三角、珠三角、京津冀形成新质生产力协同创新圈。此外,应加速完善要素市场化配置机制,包括推进数据要素确权及定价试点工作,建立数据资产登记与确权公共服务平台等。

第三,深化制度型开放。当前,中国实施扩大高水平对外开放战略的重要表现之一,就是制度型开放的拓展和深化。理论和实证研究虽然是以关税为表征的进口自由化为特定视角,但循此逻辑不难理解,作为从边境开放向境内开放的重要战略转型的制度型开放,其对赋能企业新质生产力发展同样具有积极的作用和意义,因为新质生产力发展所需高端要素和产品的跨境流动,更加需要优良的制度保障。为此,要稳步扩大制度型开放,一是要对标CPTPP/RCEP规则,在自贸试验区开展数字贸易负面清单管理试点,探索跨境数据流动分级分类监管。二是要建立国际技术标准互认机制,推动重点行业认证结果国际认可度提升。三是要完善竞争中性制度,明确创新产品首购制度适用范围,并建立国有企业和民营企业创新投入同比例增长机制,确保财政科技投入保持一定的增速。

第四,应对新型风险挑战。需要指出的是,虽然本研究发现进口自由化有助于赋能企业新质生产力发展,但越是开放越是要重视安全问题。尤其在当前百年未有之大变局加速演进背景下,逆全球化、贸保护主义、单边主义、凌霸主义等抬头,对全球产业链、供应链的稳定和安全带来了严重冲击和挑战。因此,应在充分释放进口自由化赋能企业新质生产力发展的同时,积极做好应对新型风险挑战的准备和工作。一是要建弹性供应链体系,包括建立中间品进口风险预警平台,对单一来源度超70%的关键部件实施战略储备。二是要推动工业互联网标识解析二级节点建设,并尽快实现覆盖所有千亿级产业集群的目标。三是要完善社会保障体系,尤其是建立新质生产力发展社会保障基金,

专项用于职工转岗安置和再就业培训,以进一步练好推动新质生产力发展的“内功”。◆

参考文献:

- [1]MELITZ M J.The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*,2003,71(6):1695-1725.
- [2]WACZIARG R, WELCH K H. Trade Liberalization and Growth:New Evidence[J]. *World Bank Economic Review*,2008,22(2):187-231.
- [3]HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters[J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1): 1-25.
- [4]BRODA C, WEINSTEIN D E.Globalization and the Gains from Variety [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2): 541-585.
- [5]AUTOR D H, DORN D, HANSON G H.The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States[J]. *American Economic Review*,2013,103(6): 2121-2168.
- [6]SUBRAMANIAN A, KESSLER M. The Hyperglobalization of Trade and Its Future[J]. *Global Policy*,2013,4(2):157-165.
- [7]FOUQUIN M,HERTEL T W.The Trade and Welfare Impacts of the Trans-Pacific Partnership: A Quantitative Assessment [J]. *World Development*,2016,87:163-179.
- [8]刘伟,曹睿.数字基础设施赋能新质生产力发展的实证研究[J].*统计研究*,2024(1):45-56.
- [9]ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The Environment and Directed Technical Change [J]. *American Economic Review*,2012,102(1):131-166.
- [10]NELSON R R.The Role of Technology in Economic Growth [J]. *Quarterly Journal of Economics*,2018,133(4):1697-1726.
- [11]洪银兴,王坤沂.新质生产力视角下产业链供应链韧性和安全性研究[J].*经济研究*,2024,59(6):4-14.
- [12]蔡继明,高宏.新质生产力参与价值创造的理论探讨和实践应用[J].*经济研究*,2024,59(6):15-28.
- [13]黄群慧.新质生产力与新型工业化[J].*中国社会科学*,2024(6):19-26.
- [14]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.
- [15]BRYNJOLFSSON E, ROCK D, SYVERSON C. Artificial intelligence and the modern productivity paradox: A clash of expectations and statistics[J]. *The economics of artificial intelligence: An agenda*,2017(11):23-57.
- [16]GEREFFI G.Global Value Chains and Development: Redefining the Contours of 21st Century Capitalism[M].London: Cambridge University Press.2018:233-237.

- [17] FELDMAN M P. The Geography of Innovation[M].Berlin: Springer Netherlands.1994:57-60.
- [18] JONES C I. The Facts of Economic Growth[J]. Handbook of Macroeconomics,2022(2):211-244.
- [19] 唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,49(7):31-43.
- [20] 李谷成,范丽霞,冯中朝.资本积累、制度变迁与农业增长:对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计[J].管理世界,2014(5):67-79+92.
- [21] 钱雪亚,缪仁余.人力资本、要素价格与配置效率[J].统计研究,2014,31(8):3-10.
- [22] 徐翔,田晓轩,厉克奥博,等.中国数据要素规模估计与结构分析:基于信息价值链的视角[J].当代财经,2024(4):3-16.
- [23] 金星晔,左从江,方明月,等.企业数字化转型的测度难题:基于大语言模型的新方法与新发现[J].经济研究,2024,59(3):34-53.
- [24] 李孟哲,麻志明,吴联生.上市公司数量与非上市公司创新[J].金融研究,2022(11):171-188.
- [25] 何欢浪,蔡琦晟,章韬.进口自由化与中国企业创新:基于企业专利数量和质量证据[J].经济学(季刊),2021,21(2):597-616.
- [26] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, WANG L, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms[J]. American Economic Review,2017,107(9):2784-2820.
- [27] AMITI M, KONINGS J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review,2007,97(5):1611-1638.
- [28] 罗长远,张军.中国出口扩张的创新溢出效应:以泰国为例[J].中国社会科学,2012(11):57-80.
- [29] 魏浩,林薛栋.进口自由化与异质性企业创新:来自中国制造业的证据[J].经济经纬,2017,34(6):44-50.
- [30] 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.
- [31] 李跟强,潘文卿.价值链嵌入与经济周期联动:增加值的视角[J].统计研究,2019,36(9):18-31.

Import Liberalization Drives New Quality Productivity of Enterprises: Effect Evaluation and Mechanism Test

Dai Xiang, Meng Yuntao, Cheng Pengdong

Abstract: The construction and development of a new type of production relationship that aligns with the development of new-quality productivity play a significant role in accelerating the formation of new-quality productivity. From an open perspective, further promoting import liberalization is an important manifestation of building a new type of production relationship. Based on theoretical analysis, this paper innovatively measures the development level of new-quality productivity at the enterprise level and conducts an empirical study at the micro level of manufacturing enterprises. The results show that import liberalization can empower the development of new-quality productivity through a three-dimensional mechanism of "competitive pressure + cost optimization + technology spillover". This conclusion remains valid after a series of robustness tests and endogeneity treatments. The heterogeneity test results indicate that the empowerment of new-quality productivity by import liberalization shows typical heterogeneity characteristics in different industries and regions. The innovative insights into the factors influencing the development of new-quality productivity from the perspective of import liberalization have certain policy implications for how to further build a new type of production relationship that aligns with the new-quality productivity of enterprises from an open perspective, thereby effectively empowering the improvement of new-quality productivity of enterprises.

Key words: Import liberalization; New-quality Productivity; Competitive Effect; Technology Spillover Effect

(责任编辑:萧静)

跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响研究

赵青松^{1,2} 牛艳鑫¹

(1.新疆财经大学 国际经贸学院,新疆 乌鲁木齐 830012;2.新疆财经大学 丝路经济与管理研究院,
新疆 乌鲁木齐 830012)

摘要:跨境电商综合试验区是跨境电商发展的重要载体和平台,是跨境电商要素集聚与创新的高地。基于2010—2022年中国265个城市的数据,以跨境电商综合试验区的建立作为准自然实验,采用多期双重差分法检验该试点政策对我国城市外贸高质量发展的影响。研究表明:跨境电商综合试验区能显著促进中国城市外贸高质量发展,产业集聚和金融发展水平发挥了正向调节作用。异质性分析表明,东部、西部城市设立跨境电商综合试验区对外贸高质量发展的促进效果优于中部;除了第五批综合试验区,前四批综合试验区均显著推动了所在城市的外贸高质量发展,但作用随设立批次的推移逐渐减弱。应优化跨境电商综合试验区政策,扩大试点范围,加强产业集聚和金融发展,以更好地推动外贸高质量发展。

关键词:跨境电商综合试验区;外贸高质量发展;产业集聚;多期双重差分法

中图分类号:F125 文献标识码:A 文章编号:2096-8647(2025)07-0044-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.005

一、引言

近年,跨境电商、海外仓、离岸贸易、市场采购贸易等新业态、新模式蓬勃发展,成为推动我国外贸高质量发展的重要动力。尤其是跨境电商凭借能突破时空限制、简化交易流程、降低准入门槛等独特优势,成为中国发展最快、潜力最大的外贸新业态。近五年,我国跨境电商交易额年均增速远高于同期外贸增速,跨境电商交易规模位居世界前列。据商务部统计,2023年、2024年我国跨境电商进出口额分别为2.38万亿元、2.63万亿元,分别同比增长15.6%、10.8%,2024年占中国外贸总额的比重上升至约6%。

为推动跨境电商发展,2015年我国批准设立了杭州跨境电子商务综合试验区(简称跨境电商综合试验区)。此后,试点范围逐渐扩大,至今分七批次共设立了165个跨境电商综合试验区,实现了全国31个省(区、市)的全面覆盖。跨境电商综合试验区是跨境电

商在制度、管理和服务创新方面的试验田,也是跨境电商要素集聚和创新的高地,其建设目标是给我国跨境电商发展提供可复制、可推广的经验,是一项先试先行的制度创新。2025年的《政府工作报告》提出“促进跨境电商发展,完善跨境寄递物流体系,加强海外仓建设”。在此背景下,评估跨境电商综合试验区建设对我国城市外贸高质量发展的影响,能为推动我国城市外贸高质量发展提供理论支撑和实证依据,具有重要的现实意义和实践价值。

二、文献综述

跨境电商综合试验区的经济效应研究方面,王小琴(2022)^[1]提出跨境电商综合试验区内部信息化系统和物流体系能够促进对外贸易的发展和对外开放程度的提高,从而促进入境旅游业的发展(徐保昌等,2023)^[2]。王利荣和芮莉莉(2022)^[3]采用政策评估方法和合成控制法,得出不同批次的跨境电商综合试验

基金项目:新疆维吾尔自治区社科联新时代党的治疆方略理论与实践研究课题(2024ZJFLY31);新疆维吾尔自治区研究生科研创新项目“跨境电商综合试验区对中国市域外贸高质量发展的影响研究”(XJ2024G231)。

作者简介:赵青松,男,博士,教授,研究方向为区域经济一体化;牛艳鑫,女,硕士研究生,研究方向为国际贸易与跨国投资理论及政策。

区在促进地区经济增长、对外贸易水平提升和产业结构升级等方面存在显著差异。跨境电商综合试验区内“无票免税”政策能够吸引企业入驻,降低企业供应链网络的布局成本(王长军和薛如梦,2024)^[4],进一步提升跨境电商综合试验区对各行各业跨境电商出口的促进作用(马述忠和郭继文,2022)^[5],提高国内外消费者的福利水平(张洪胜等,2023)^[6]。

数字经济对外贸高质量发展的影响研究方面,赵巍(2023)^[7]发现数字经济发展水平的提升对外贸高质量发展有显著的正向效应,其中,产业结构、资源配置效率和科技创新是数字经济促进对外贸易高质量发展的主要传导路径(包振山等,2023;陈海波等,2022)^[8-9]。数字经济存在网络外部性,孟涛等(2022)^[10]发现数字经济发展能够带动相邻地区的外贸高质量发展。随着数字经济发展水平的提升,知识产权保护对外贸高质量发展的促进作用显著增强(张金灿等,2022)^[11]。

外贸高质量发展的内涵及测度方面,裴长洪和刘洪愧(2020)^[12]基于世界处于百年未有之大变局的重要论断,提出外贸高质量发展涉及贸易结构、数字化、国际供应链和提高人民幸福感等方面。戴翔和宋捷(2018)^[13]认为实现产业结构、区域结构和开放领域的平衡是外贸高质量发展的基本内涵,平台化、数字化、智能化是外贸发展的趋势(王三兴和宋然,2021)^[14]。高丹和黄华(2021)^[15]指出边疆地区的外贸高质量发展应在要素禀赋、外贸主体和消费市场方面充分发挥特殊区位优势。目前关于外贸高质量发展的测度体系分为两类:一类是以五大新发展理念为一级指标。周申和任思蓉(2024)^[16]从创新、协调、绿色、开放、共享五个维度选取11个具体指标,构建外贸高质量发展指标体系,发现制约西部、东北发展的因素集中在创新、绿色和共享三个维度。另一类是将新发展理念作为确定依据,围绕外贸相关维度构建高质量发展水平测度体系。马林静(2020)^[17]从外贸绩效水平、外贸结构优化度、外贸规模地位、外贸竞争力和外贸的可持续性发展五个维度构建指标体系,结果显示我国外贸发展质量呈上升趋势,其中外贸结构优化度的驱动作用越来越大。杨华等(2023)^[18]从外贸基础、外贸弹性、外贸结构、外贸商品品质、外贸拉动经济、外贸创新、外贸绿色发展、外贸竞争力八个方面选取指标进行测度,认为中国外贸发展经历了以量促质、转型过渡、质量为先三个阶段。曲维玺等(2019)^[19]将外贸基础、外贸综合服务、外贸优化度、外贸竞争力和国际经

贸规则地位作为一级指标,发现相比于发达国家,我国在服务贸易、外贸综合服务体系、全球价值链参与度等方面有待提升。

梳理文献发现,现有文献对跨境电商综合试验区的研究集中于贸易规模 and 产品质量等数量规模指标方面,且对中国外贸高质量发展的测度多集中于国家和省级层面。故本文可能的的边际贡献是:一是将研究对象细化,从城市角度探究影响外贸高质量发展的因素。二是采用多期双重差分模型,评估跨境电商综合试验区对我国城市外贸高质量发展的影响,并结合调节效应检验跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的作用机制。

三、理论分析与研究假设

(一)跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的直接影响分析

跨境电商综合试验区建设的核心是构建优越的制度环境,依靠政策、制度、技术推动跨境电商发展。税收政策的持续优化、支付结算创新、跨境物流等配套服务,以及“鼓励创新、包容审慎”的货物监管原则,均为企业创新提供了良好的政策和市场环境,支撑跨境电商行业的高速发展(刑光远等,2020)^[20]。凭借多部门协同监管、智能监管、电子口岸等方式,跨境电商综合试验区突破传统海关监管的单一窗口限制,向数字化、智能化、多元化的方向发展。通过“即征即退”等政策能减轻企业税收负担,提升跨境电商的竞争力。通过“一站式”服务、“清单核放,汇总申报”等便利化措施,能简化审批流程,降低企业的运营成本。跨境电商综合试验区的设立能够鼓励传统外贸企业向跨境电商转型,促进外贸规模的增长,进而助推外贸高质量发展。因此,提出假设:

H1:跨境电商综合试验区的设立能够促进城市外贸高质量发展

(二)产业集聚和金融发展水平的调节机制分析

产业集聚能实现规模经济和协同效应,优化跨境电商综合试验区内的资源配置,降低交易成本。在跨境电商综合试验区内,跨境电商平台、营销、仓储物流、支付等产业链上的各类企业在园区内高度集中,构建了完整的跨境电商生态圈,使企业之间的信息交流更加便捷,减少了信息不对称,实现了优势互补,降低了仓储、运输等物流成本。线下产业园区和线上综合服务平台是跨境电商综合试验区产业集聚的主要表现,前两批跨境电商综合试验区所在城市的相关集

聚指标较高,具有明显的产业集聚效应(韦大宇和张建民,2019)^[21]。跨境电商综合试验区内企业可以共建仓储和物流配送体系,有效解决快递时间长、物流成本高等问题;跨境电商综合试验区可充分发挥其政策、资金方面的优势,简化跨境收支流程,打造专业化支付平台,解决跨境交易中小额支付和结汇等方面的问题。

良好的金融环境能够为跨境电商企业提供资金支持和融资渠道,帮助企业应对市场波动带来的不确定性。提高金融发展水平,促进金融创新,发展跨境支付、供应链金融等新兴金融服务,能为企业提供便捷和安全的交易保障。跨境电商综合试验区通过供应链金融、出口信贷保险等创新工具提供多元化融资渠道,能降低企业融资成本,支持企业加大对品牌建设、海外仓布局等的投入,推动外贸从“低成本竞争”向“高附加值”转型。通过利用金融衍生品工具、信用保险等帮助企业提高抗风险能力,使跨境电商综合试验区内企业增强风险对冲能力,提升外贸韧性。跨境电商发展依赖高效的供应链协同,金融发展通过供应链金融平台、ESG金融支持等为产业链赋能,加之跨境电商综合试验区先行先试政策的制度红利,能提升外贸全链条附加值,促进外贸数字化升级,推动外贸高质量发展。基于上述分析,提出假设:

H2:产业集聚和金融发展能够增强跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的促进作用。

四、研究设计

(一)模型设计

1.基准回归模型

将设立跨境电商综合试验区为准自然实验,利用多期双重差分法检验跨境电商综合试验区的设立能否显著促进城市外贸高质量发展。以2010—2022年265个城市为研究样本,考虑到样本时间,最终选取的实验组为设立跨境电商综合试验区的前五批试点城市,共96个,其余169个城市为对照组。借鉴马述忠和郭继文(2022)^[5]的研究方法,采用多期双重差分模型作为基准回归模型:

$$HQ_{it}=\beta_0+\beta_1did_{it}+\sum\lambda_jZ_{jit}+v_i+\mu_t+\varepsilon_{it}\quad(1)$$

其中, i 代表城市; t 代表年份;被解释变量 HQ_{it} 代表 i 城市 t 年的外贸高质量发展水平;核心解释变量 did_{it} 为跨境电商综合试验区政策虚拟变量; β_1 为双重差分估计量,衡量了跨境电商综合试验区试点政策对城市外贸高质量发展的影响效果; v_i 和 μ_t 分别表示个体固

定效应和时间固定效应; ε_{it} 是影响城市外贸高质量发展的随机扰动项; Z_{jit} 代表 t 年影响 i 城市外贸高质量发展水平的第 j 个控制变量。

2.调节效应模型

根据前文的理论分析,跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响可能受到了产业集聚和金融发展水平的正向调节作用。为检验其调节作用,参考李丹丹和杨柳(2023)^[22]的研究,在式(1)的基础上构建以下调节效应模型:

$$HQ_{it}=\beta_0+\beta_1did_{it}+\gamma_1agg_{it}+\gamma_2(did_{it}\times agg_{it})+\sum\lambda_jZ_{jit}+v_i+\mu_t+\varepsilon_{it}\quad(2)$$

$$HQ_{it}=\beta_0+\beta_1did_{it}+\gamma_1fin_{it}+\gamma_2(did_{it}\times fin_{it})+\sum\lambda_jZ_{jit}+v_i+\mu_t+\varepsilon_{it}\quad(3)$$

其中, $did_{it}\times agg_{it}$ 、 $did_{it}\times fin_{it}$ 分别为核心解释变量(did)与调节变量产业集聚(agg)、金融发展水平(fin)的交互项,其他变量含义同上。

(二)变量选择

1.被解释变量

本文的被解释变量为城市外贸高质量发展水平(HQ)。参考付文字等(2021)^[23]、何雄浪和王舒然(2021)^[24]的研究构建外贸高质量发展水平指标体系,主要包括外贸发展环境、发展条件、发展能力三个一级指标,具体指标体系见表1。利用熵值法计算各城市的外贸高质量发展水平综合得分,将其作为被解释变量。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为跨境电商综合试验区政策(did),由两个虚拟变量 $treated_t$ 和 $post_t$ 相乘得到。设立跨境电商综合试验区的城市 $treated_t=1$,未设立跨境电商综合试验区的城市 $treated_t=0$;设立跨境电商综合试验区当年及之后的年份 $post_t=1$,未设立跨境电商综合试验区的年份 $post_t=0$ 。

3.调节变量

本文的调节变量分别为产业集聚(agg)、金融发展水平(fin)。金融发展水平为年末金融机构存款余额占地区总产值的比重,反映了城市金融体系是否可以提供全面、高效的金融服务,以更好地满足企业跨境贸易的需求;产业集聚参考何雄浪和王舒然(2021)^[24]的做法,利用各城市历年第三产业产值比例占全国第三产业产值比例的比重作为产业聚集程度的代理变量^①。

4.控制变量

借鉴相关研究^[25-27]选取外商直接投资(fdi)、政府

表1 城市外贸高质量发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算说明	指标方向
外贸发展环境	经济社会环境	人均GDP	GDP/地区总人口	正向
		GDP增长率	—	正向
	交通信息基础设施环境	公路货运量	—	正向
		人均邮电业务量	邮电业务总量/地区总人口	正向
外贸发展条件	要素配置效率	全要素生产率	—	正向
		教育支出水平	教育支出/财政支出	正向
	科技创新	每万人申请专利数	专利申请数/地区总人口	正向
		科技支出水平	科学支出/财政支出	正向
外贸发展能力	贸易规模	外贸依存度	进出口额/GDP	正向
		出口依存度	出口额/GDP	正向
		贸易均衡度	进口额/出口额	负向
	贸易结构	外贸结构偏离系数	$\frac{\text{城市进出口额}}{\text{城市GDP}} \div \frac{\text{全国进出口额}}{\text{全国GDP}}$	负向
		对经济拉动程度	$\frac{\text{贸易增长量}}{\text{GDP增长量}} \times \text{GDP增长率}$	正向
	贸易竞争力	贸易竞争力指数	净出口额/进出口总额	正向

干预程度(*gov*)、交通基础设施水平(*tra*)、人力资本水平(*hc*)、工业发展水平(*sec*)等5个变量作为控制变量。外商直接投资为外商直接投资额占总产值的比重,反映城市对外国资本的开放度和吸引力;政府干预程度为地方财政一般预算内支出占总产值的比重,政府通过提供资金、制定政策、建设基础设施等方式可以间接或直接促进城市外贸高质量发展;交通基础设施水平为道路面积占行政区域面积的比重,完善的基础设施能够降低物流成本、提高出口效率;人力资本水平为普通高校在校大学生占地区总人数的比重,人力资本水平的提升能够提高劳动生产率、促进贸易结构的升级,从而促进外贸高质量发展;工业发展水平为第二产业产值占总产值的比重,反映各城市的产业结构状况和制造业发展水平。

(三)数据说明与描述性统计

数据主要来源于北京大学数字金融研究中心、《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、各城市及所在省份的统计年鉴和统计公报。部分缺失数据利用插值法补齐。由于部分城市存在行政区划变更、数据缺失值较多等情况,最终收集整理2010—2022年265个城市的面板数据。为了降低异常值对实证结果的影响,对所有控制变量均进行了1%和99%分位数的缩尾处理。主要变量的描述性统计见表2。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>HQ</i>	3445	0.0779	0.0627	0.0170	0.672
<i>did</i>	3445	0.117	0.322	0	1
<i>fdi</i>	3445	0.0197	0.0270	9.65e-05	0.196
<i>gov</i>	3445	0.189	0.0811	0.0769	0.484
<i>tra</i>	3445	0.282	0.466	0.00395	3.204
<i>hc</i>	3445	0.0205	0.0251	0.00101	0.120
<i>sec</i>	3445	0.453	0.108	0.165	0.717
<i>agg</i>	3445	0.842	0.182	0.221	1.717
<i>fin</i>	3445	1.487	0.712	0.371	20.10

五、实证分析

(一)基准回归

由表3可知,基于多期DID模型,在基准回归结果中逐一加入外商直接投资、政府干预程度、交通基础设施水平、人力资本水平和工业发展水平等控制变量后,跨境电商综合试验区对我国城市外贸高质量发展的影响系数均在1%的显著性水平下显著为正,说明跨境电商综合试验区可以促进城市外贸高质量发展。表3的第(1)列是核心解释变量跨境电商综合试验区政策对城市外贸高质量发展水平的回归结果,其回归系数0.019,说明跨境电商综合试验区政策对城市外贸高质量发展水平有显著正向影响。第(6)列是

①计算公式为 $agg_t = \frac{vp_{jt}/vp_t}{vp_s/vp_t}$ 。其中, vp_{jt}/vp_t 表示*t*年地区*j*第三产业产值占地区*j*产值的比重, vp_s/vp_t 表示*t*年全国第三产业产值占国内生产总值的比重。

加入所有控制变量后的回归结果,跨境电商综合试验区政策通过了1%的显著性水平检验,回归系数为0.014,说明跨境电商综合试验区政策对城市外贸高质量发展水平有正向显著影响。控制变量方面,*fdi*、*tra*和*hc*的回归系数均在1%的水平下显著为正,*sec*的回归系数在10%的水平下显著为正,说明外商直接投资、交通基础设施水平、人力资本水平、工业发展水平

均能显著促进城市外贸高质量发展。*gov*的回归系数在5%的水平下显著为负,说明政府干预程度对城市外贸高质量发展具有负向影响,原因可能是政府的过度干预会降低资源的合理利用效率,从而抑制了城市外贸的高质量发展。上述结果初步说明设立跨境电商综合试验区能够显著提升城市外贸高质量发展水平,假设H1得到验证。

表3 基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did</i>	0.019*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.001)
<i>fdi</i>		0.034*** (0.012)	0.037*** (0.012)	0.038*** (0.012)	0.039*** (0.012)	0.040*** (0.012)
<i>gov</i>			-0.032*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.021*** (0.007)	-0.017** (0.008)
<i>tra</i>				0.037*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.037*** (0.003)
<i>hc</i>					0.126** (0.050)	0.129*** (0.050)
<i>sec</i>						0.012* (0.006)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.076*** (0.000)	0.075*** (0.000)	0.081*** (0.001)	0.069*** (0.002)	0.066*** (0.002)	0.060*** (0.004)
N	3445	3445	3445	3445	3445	3445
R ²	0.957	0.957	0.958	0.960	0.960	0.960

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

(二)平行趋势检验

政策实施前,实验组和控制组存在相同趋势是双重差分模型有效的前提。只有满足平行趋势假定这个前提条件,才能说明在政策实施后实验组和控制组的差异是由于跨境电商综合试验区的设立引起的,而非其他原因。根据回归结果画出平行趋势图(见图1),跨境电商综合试验区政策执行前,每一个相对时间点的政策效应均在-0.005—0.005之间波动,且未通过5%的显著性水平检验。首次执行跨境电商综合试验区政策后,除第一年以外的政策效应均显著为正。故满足平行趋势假定,选用双重差分模型来评估跨境电商综合试验区的政策效应是合理的。

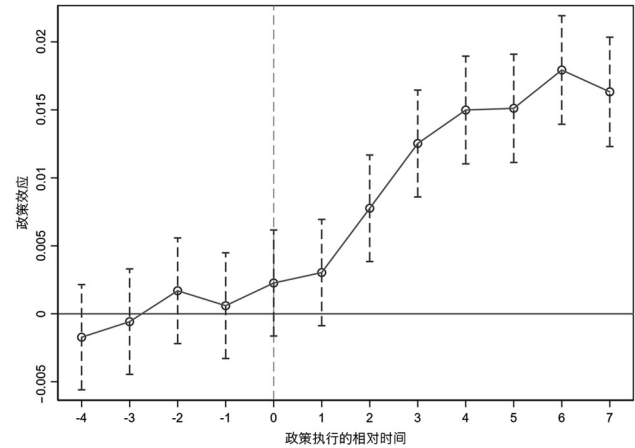


图1 平行趋势检验图

(三)稳健性检验

1.安慰剂检验

为检验跨境电商综合试验区的政策效应不是由于样本和变量的偶然性或由其他影响因素导致的,而是由跨境电商综合试验区设立本身引起的,还需要采用安慰剂检验对跨境电商综合试验区政策效果的偶然性加以辨识。重复随机抽取1000次实验组,按照基准模型重新回归估计,得到反事实的虚拟政策效应系数,并将系数结果、P值和t值的核密度绘制成图2。外贸高质量发展水平对虚拟政策变量的回归系数分布接近于正态分布且系数位于0值附近,距真实政策回归系数0.014较远,P值大部分大于0.1,未通过10%的显著性检验,安慰剂检验结果与真实回归结果存在显著差异。因此,选取的样本和变量存在“取伪”错误的概率低,可以排除其他因素对回归结果的影响,基准回归结论具有稳健性。

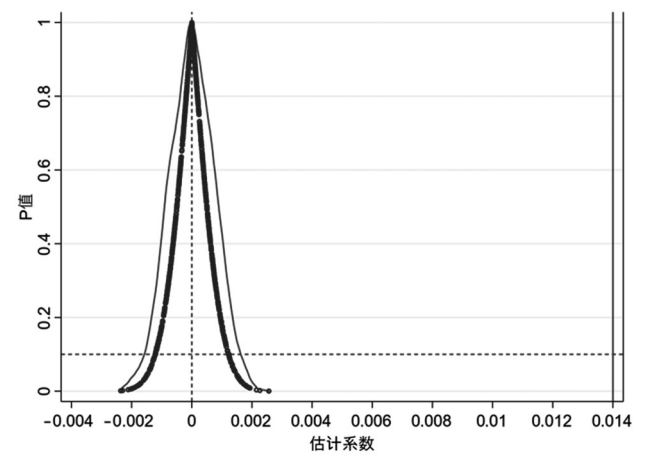


图2 安慰剂检验结果图

2.剔除极端值

由于特殊样本可能导致研究结论出现偏差,本部分从不同角度剔除了特殊样本以保证回归结果的可靠性,结果见表4。为排除样本中极端值的干扰,对被解释变量*HQ*分别进行1%、5%水平的双边缩尾处理,结果详见表4列(1)、列(2)。无论外贸高质量发展水平进行1%还是5%的缩尾处理,跨境电商综合试验区政策的促进作用系数均为正,并且在1%的显著性水平下显著。

由于4个直辖市的人口规模和城市体量远超一般城市,且在政策支持方面具有优势,故将直辖市从样本中剔除后重新回归,结果见表4列(3)。结果表明,跨境电商综合试验区的设立对城市外贸高质量发展依然具有显著的促进作用,且在1%的显著性水平下显著。

表4 剔除极端值之后的回归结果

变量	(1) 缩尾1%	(2) 缩尾5%	(3) 剔除直辖市	(4) 剔除2020年
<i>did</i>	0.010*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.016*** (0.001)
控制变量	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
常数项	0.057*** (0.003)	0.068*** (0.003)	0.055*** (0.004)	0.059*** (0.004)
N	3445	3445	3393	3180
R ²	0.964	0.955	0.956	0.960

另外,考虑到新冠疫情等特殊情况,将2020年的样本剔除后重新回归,结果见表4列(4)。从估计系数看,设立跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的正向影响依然存在,且在1%的水平下显著。

3.排除其他政策干扰

在样本时间内,自由贸易试验区、综合保税区等可能对城市外贸高质量发展产生影响。由于本文数据为城市层面,故将自由贸易试验区涉及的省(区、市)的城市作为处理组,其他城市为控制组。因样本期为2010—2022年,故未将2023年成立的中国(新疆)自由贸易试验区涉及的城市纳入处理组。回归结果见表5第(1)列,*did*的系数为0.0103,仍在1%的显著性水平下显著,表明设立跨境电商综合试验区依然能够显著促进城市外贸高质量发展。

对于综合保税区而言,若城市在不同年份设立了多个综合保税区,将第一个综合保税区成立时间视为政策时间点。由于样本期为2010—2022年,故将2022

表5 排除其他政策干扰和PSM-DID的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	排除其他政策干扰		PSM-DID
<i>did</i>	0.0103*** (0.0010)	0.0141*** (0.0011)	0.0058*** (0.0011)
<i>did₁</i>	0.0156*** (0.0013)		
<i>did₂</i>		0.0005 (0.0010)	
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	0.0586*** (0.0038)	0.0602*** (0.0039)	0.0610*** (0.0044)
N	3445	3445	1879
R ²	0.962	0.960	0.929

年以后设立综合保税区的城市作为处理组。回归结果见表5第(2)列,*did*的系数为0.0141,且在1%的显著性水平下显著,*did*₂的系数为0.0005且不显著,表明综合保税区对跨境电商综合试验区政策效应的边际影响几乎不产生干扰。

4.PSM-DID

为了验证跨境电商综合试验区的选择是否受到样本选择偏误的影响,即试点地区的选定是否基于地区的特定特征,进行PSM-DID检验。具体步骤如下:首先,运用Logit回归模型,将控制变量作为协变量,采用近邻1:3匹配方法进行PSM检验。随后,对匹配后的数据进行DID回归分析。表5的第(3)列展示了PSM-DID的回归结果,结果显示跨境电商综合试验区的回归系数显著为正,表明跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展具有显著促进作用,验证了研究结论的稳健性。

六、进一步分析

(一)调节效应分析

跨境电商综合试验区政策的影响可能受到产业集聚和金融发展水平的正向调节作用,因此进行调节效应检验,检验结果见表6。在基准模型和调节效应模型中,跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响系数始终在1%水平下显著为正,且与产业集聚和

表6 调节效应模型回归结果

变量	(1) 基准回归	(2) 产业集聚	(3) 金融发展水平
<i>did</i>	0.0143*** (0.0010)	0.0043*** (0.0012)	0.0077*** (0.0011)
<i>did</i> × <i>agg</i>		0.0755*** (0.0047)	
<i>agg</i>		-0.0001 (0.0060)	
<i>did</i> × <i>fin</i>			0.0158*** (0.0011)
<i>fin</i>			0.0002 (0.0006)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	0.0603*** (0.0039)	0.0585*** (0.0105)	0.0616*** (0.0039)
N	3445	3445	3445
R ²	0.960	0.963	0.963

金融发展水平的交互项系数分别为0.0755和0.0158,均在1%水平下起到显著促进作用,说明产业集聚和金融发展水平能够正向调节跨境电商综合试验区的促进作用,假设H2得到检验。

(二)异质性分析

1.城市区位异质性分析

考虑到我国各区域跨境电商发展水平的不平衡性较为显著,故将样本城市按照所在区位划分为东部、中部、西部地区,并进行异质性分析,结果见表7。东、中、西部跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响均在1%的显著性水平下显著为正。分区域看,东部城市的跨境电商综合试验区对外贸高质量发展水平的促进作用最大。这是由于东部城市的经济发展水平较高,基础设施完善,对外开放程度高。此外,东部的跨境电商综合试验区试点城市较多,跨境电商发展较早,能充分发挥制度创新的自主性。设立跨境电商综合试验区对西部城市外贸高质量发展的促进作用次之。近年,我国加快实施西部大开发战略,促进了西部城市互联网基础设施和交通条件的改善,加之部分西部城市与外国接壤,促进了西部城市跨境电商的快速发展。

表7 城市区位异质性分析

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
<i>did</i>	0.015*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.013*** (0.002)
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
N	1287	1261	897
R ²	0.965	0.867	0.893

2.设立批次异质性分析

为了探究不同批次设立的跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响是否存在差异,借鉴李贲和吴利华(2018)^[25]的方法,在式(1)的基础上构建式(4)。

$$HQ_{it}=\beta_0+\sum_{n=1}^5\beta_n did_{it}\times batch_{nit}+\sum \lambda_j Z_{jit}+v_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

通过比较*did*_{*it*}×*bacth*_{*nit*}的系数β_{*n*}检验设立的批次的异质性。从估计结果看,前四批跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的影响系数均在1%的显著性水平下显著为正,第五批不显著,且估计系数从第一批

开始逐渐递减,作用效应越来越小。第五批的影响系数不显著可能是由于跨境电商综合试验区的政策作用具有时滞效应,而平行趋势检验中,政策执行第一期不显著也说明了该问题。地方政府制定海关、税务等跨部门配套政策较复杂,跨境电商综合试验区的软硬件基础设施建设周期长,传统企业转型缓慢等问题,都造成了跨境电商综合试验区前期见效缓慢,故该政策效应需要在长期发展实践中逐渐发挥。

表 8 设立批次异质性分析

变量	设立批次
$did \times batch_1$	0.071*** (0.007)
$did \times batch_2$	0.050*** (0.002)
$did \times batch_3$	0.016*** (0.002)
$did \times batch_4$	0.009*** (0.002)
$did \times batch_5$	0.001 (0.001)
控制变量	是
时间固定效应	是
个体固定效应	是
常数项	0.056*** (0.004)
N	3445
R ²	0.965

七、结论与建议

(一)研究结论

基于2010—2022年中国265个城市的面板数据,利用多期双重差分法检验跨境电商综合试验区对我国城市外贸高质量发展的影响,得到以下结论:(1)跨境电商综合试验区的设立对中国城市外贸高质量发展具有显著的促进作用,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍成立。(2)金融发展水平和产业集聚作为调节变量,对跨境电商综合试验区推动城市外贸高质量发展起到正向调节作用。(3)异质性分析表明,相对于中部地区,东部和西部地区的跨境电商综合试验区对城市外贸高质量发展的推动作用更大。样本期内,前四批跨境电商综合试验区均对试点城市的外贸高质量发展有显著推动作用,但这种作用从第一批开始逐渐减弱。

(二)对策建议

基于上述研究结论,本文提出如下对策建议:
第一,优化跨境电商综合试验区政策,扩大试点范

围。一是深化跨境电商监管模式创新,积极推广“前置仓拼箱、先查验后装运”模式,缩减通关时间。探索空运转关出口新模式,支持跨境电商综合试验区内多来源商品集拼出口,提升国际物流效率。完善全链路服务体系,强化“关-税-汇”一体化服务,提升跨境资金结算效率。推动“六体系两平台”升级,建设智能化公共服务平台,覆盖风险防控、知识产权保护等功能^[28]。二是扩大试点城市范围。优先布局战略节点城市,新增试点向中西部倾斜,覆盖自贸试验区、综合保税区及国家物流枢纽承载城市。支持在“一带一路”沿线城市设立跨境电商综合试验区,强化海外仓网络与中欧班列衔接。在增加跨境电商综合试验区试点城市的过程中,要重视质量与数量的有机结合,通过创新相关具体政策有效应对跨境电商发展中面临的挑战,将现有的建设经验灵活应用,进一步优化跨境电商综合试验区建设,最终形成以跨境电商进口促进外贸总量发展,以跨境电商出口促进外贸竞争力提升的新格局。

第二,因地制宜实施支持跨境电商发展的各项措施。一是东部城市应持续优化数字基础设施建设,充分发挥跨境电商综合试验区“跨境电商+产业集聚”的优势,改进生产技术,提升产品附加值。二是中部、西部城市要不断借鉴东部地区的成熟经验,通过“飞地园区”模式对接东部成熟生态,降低试错成本,借鉴东部城市成熟的运营经验和管理模式,以推动跨境电商产业的快速发展,最终形成一套适合当地实际情况、具有地区发展特色的政策体系。另外,西部有关城市应充分发挥位于“一带一路”沿线的区位优势,着重提升物流配送效率,积极建设电商交易平台,打造具有区域特色的跨境电商产业集群。通过加深与更多国家的贸易合作,构建全国完整的跨境电商发展生态,从而有效促进城市外贸的高质量均衡发展。三是对于新设的跨境电商综合试验区,需加大统筹规划、引导支持以及政策扶持力度。通过建立科学合理的监管体系,开展跟踪分析,密切关注跨境电商综合试验区建设过程中的各项指标变化,及时掌握发展动态,有效防范各类风险。制定完善的跨境电商综合试验区评估机制,为后续政策调整和优化提供依据。

第三,促进产业集聚和金融发展,提升跨境电商企业竞争力。一是推动跨境电商产业园区和产业带集群进行数字化改造,提升数字基础设施水平,促进资源在线化和产业链协同化。各城市要合理利用资源,培育和引进营销、支付、物流、运营等领域的服务商,推动形

成产业集群,打造特色产业,以资源优势引领产业集聚发展,构建产业发展新体系。加强与海外市场的对接,探索多元化的合作模式,推动跨境电商企业拓展国际市场,提升中国品牌在全球市场的竞争力^[29-30]。二是完善金融服务体系,构建多元化的融资渠道。规范发展供应链金融,以多种融资方式满足不同企业、不同发展阶段的资金需求,助力企业打造国际化品牌,提升外贸竞争力。注重风险管理,为企业提供汇率风险管理产品,帮助企业识别、评估和管理风险,有效规避汇率波动风险,稳定外贸利润预期。基于物联网的实时物流数据,支持柔性供应链管理,支持金融机构向企业提供动态调整授信额度服务,提升对企业开拓国际市场的服务保障能力,促使企业积极开拓新兴市场,进一步推动外贸高质量发展。◆

参考文献:

- [1]王小琴.跨境电商综合试验区对进出口贸易的影响:基于双重差分模型的实证分析[J].技术经济与管理研究,2022(5):100-104.
- [2]徐保昌,李涵,郭玉明.跨境电商综合试验区设立的入境旅游经济驱动效应研究:一项准自然实验[J].自然资源学报,2023,38(11):2899-2918.
- [3]王利荣,芮莉莉.跨境电商综合试验区对地区经济的影响及差异性分析:基于“反事实”视角[J].南方经济,2022(3):53-73.
- [4]王长军,薛如梦.“无票免税”政策下跨境电商报税策略与供应链网络联合优化[J].系统科学与数学,2024,44(1):132-150.
- [5]马述忠,郭继文.制度创新如何影响我国跨境电商出口?:来自综试区设立的经验证据[J].管理世界,2022,38(8):83-102.
- [6]张洪胜,谢月星,杨高举.制度型开放与消费者福利增进:来自跨境电商综合试验区的证据[J].经济研究,2023,58(8):155-173.
- [7]赵巍.数字经济与城市对外贸易高质量发展:来自我国284个城市的经验证据[J].中国流通经济,2023,37(4):96-106.
- [8]包振山,韩剑,翁梅,等.数字经济如何促进对外贸易高质量发展[J].国际经贸探索,2023,39(2):4-20.
- [9]陈海波,张琳琳,刘洁.数字贸易是否驱动了外贸高质量发展:兼论科技创新的中介效应[J].价格月刊,2022(10):9-18.
- [10]孟涛,王春娟,范鹏辉.数字经济视域下跨境电商高质量发展对策研究[J].国际贸易,2022(10):60-67.
- [11]张金灿,邓云杰,张俊涛.知识产权保护对外贸高质量发展的影响:基于数字经济的门槛效应[J].价格月刊,2022(11):71-80.
- [12]裴长洪,刘洪愧.中国外贸高质量发展:基于习近平百年大变局重要论断的思考[J].经济研究,2020,55(5):4-20.
- [13]戴翔,宋婕.我国外贸转向高质量发展的内涵、路径及方略[J].宏观质量研究,2018,6(3):22-31.
- [14]王三兴,宋然.双循环格局下的外贸高质量发展:背景、内涵与路径[J].求是学刊,2021,48(4):65-71.
- [15]高丹,黄华.边疆地区对外贸易高质量发展内涵与实现路径研究[J].国际贸易,2021(5):55-63.
- [16]周申,任思蓉.新发展理念下对外贸易高质量发展的时空演变[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2024(2):10-27.
- [17]马林静.基于高质量发展标准的外贸增长质量评价体系的构建与测度[J].经济问题探索,2020(8):33-43.
- [18]杨华,洪新敏,孟煜杰.新发展格局下中国外贸高质量发展水平测度研究[J].统计与信息论坛,2023,38(12):14-24.
- [19]曲维玺,崔艳新,马林静,等.我国外贸高质量发展的评价与对策[J].国际贸易,2019(12):4-11.
- [20]邢光远,史金召,路程.“一带一路”倡议下中国跨境电商的政策演进与发展态势[J].西安交通大学学报(社会科学版),2020,40(5):11-19.
- [21]韦大宇,张建民.中国跨境电商综合试验区建设成果与展望[J].国际贸易,2019(7):18-24.
- [22]李丹丹,杨柳.政策执行效果审计对制造业高质量发展的影响研究:基于数字化水平调节效应的分析[J].南京审计大学学报,2023,20(4):22-31.
- [23]付文字,赵景峰,李彦.中国对外贸易高质量发展的测度与评价[J].统计与决策,2021,37(22):130-134.
- [24]何雄浪,王舒然.产业集聚、知识溢出与中国区域经济增长[J].云南财经大学学报,2021,37(9):15-30.
- [25]李贵,吴利华.开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J].中国工业经济,2018(4):79-97.
- [26]胡国良,邵梓莹.跨境电商综合试验区对产业链韧性的影响研究[J].统计理论与实践,2025(1):50-59.
- [27]林晓怡,申志轩,庄惠明.跨境电商改革对城市创业活力的影响及其机制:基于跨境电商综合试验区的考察[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2024,25(1):91-102.
- [28]赵洲.跨境数字经济下“场所型常设机构”税收规则的解釋性重塑[J].中州学刊,2019(6):50-60.
- [29]聂新伟,卢伟.数字经济全球化背景下中国数字贸易开放的路径选择[J].区域经济评论,2024(4):137-149.
- [30]赵春明,钟晓欢,邹惠媛.工业智能化助推我国贸易高质量发展的作用路径与举措[J].国际贸易,2023(3):3-10+28.

Study on the Impact of Cross-Border E-Commerce Comprehensive Pilot Zones on the High-Quality Development of Foreign Trade in Chinese Cities

Zhao Qingsong, Niu Yanxin

Abstract: The Cross-border e-commerce Comprehensive Pilot Zones serve as crucial carriers and platforms for the development of cross-border e-commerce, functioning as hubs for the agglomeration and innovation of cross-border e-commerce elements. Based on panel data from 265 Chinese cities between 2010 and 2022, this study treats the establishment of these pilot zones as a quasi-natural experiment and employs the multi-period Difference-in-Differences (DID) method to examine the impact of this policy on the high-quality development of foreign trade in Chinese cities. The research findings indicate that the Pilot Zones significantly promote the high-quality development of urban foreign trade, with industrial agglomeration and the level of financial development playing positive moderating roles. Heterogeneity analysis reveals that the promoting effects of establishing Pilot Zones on foreign trade quality are more pronounced in eastern and western cities compared to central cities. With the exception of the fifth batch of Pilot Zones, the first four batches all significantly drove the high-quality development of foreign trade in their respective cities, though the effect gradually weakened with each subsequent batch. It is recommended to optimize the policy for the Pilot Zones, expand their coverage, and strengthen industrial agglomeration and financial development to better foster the high-quality development of foreign trade.

Key words: Cross-Border E-Commerce Comprehensive Pilot Zones; High-Quality Development of Foreign Trade; Industrial Agglomeration; Multi-period Difference-in-Differences Method

(责任编辑:云野)

环境规制促进了企业绿色创新吗？ ——基于新《环保法》实施的政策效应检验

花俊国¹ 邵莹莹¹ 孔儒婧²

(1.河南农业大学 经济与管理学院,河南 郑州 450046;2.中国人民大学 应用经济学院,北京 100872)

摘要:环境规制是约束企业排污行为的重要手段,有效的环境规制可以推动绿色创新,助力“双碳”目标的实现。以新《环保法》的实施为准自然实验,基于2010—2022年沪深A股上市公司的数据,采用基准回归模型与调节效应模型实证检验环境规制对企业绿色创新的影响效应和实现机制。研究表明:环境规制能够显著提升企业的绿色创新水平,在创新导向方面,环境规制同时促进了企业实质性绿色创新和策略性绿色创新。调节效应检验说明,融资约束在环境规制驱动企业绿色创新的过程中具有负向调节作用,企业数字化转型具有正向调节作用。异质性检验结果表明,环境规制对绿色创新的促进作用在东部企业、国有企业、重污染企业中更显著。在研究结论的基础上,从缓解融资约束、促进企业数字化转型等角度,提出推动企业绿色创新的政策建议。

关键词:企业绿色创新;环境规制;新《环保法》;融资约束;数字化转型

中图分类号:F123.9

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0054-09

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.006

一、引言

随着工业化、城市化的加速发展,环境挑战愈发严峻^[1]。为提升环境质量,政府加强对污染企业的监管及处罚力度,从增加违法成本的角度约束污染行为,并激励企业进行绿色创新,以期实现经济增长与环境保护的双赢。近年来,“双碳”目标的提出要求将碳达峰、碳中和的长远目标融入社会发展的整体规划,确保发展道路兼顾生态优先和绿色低碳特征。企业绿色创新通过改进生产工艺、完善生产流程等方式提高生产资源利用效率,降低污染物排放率,从而缓解资源过度开发等问题,降低环境风险^[2]。由于绿色创新存在高投入、低回报、周期长及高风险的特点,企业需承担创新研发的风险,从理性人角度看,成本大于收益的决策并不合理,大多企业不愿主动进行绿色创新。因此,如何通过环境规制促进企业绿色创新是值得关注的问题。

生态环境具有公共物品属性,其在缺乏监管时极易发生“公地悲剧”,企业主动进行环境保护的收益被所有企业共享,环保成本往往却由企业独自承担^[3],企

业主动环保的意愿因此降低,凸显了环境规制体系的必要性^[4]。自上而下的环保压力强制要求地方政府牺牲部分经济利益进行环境保护,与双赢策略产生矛盾。当务之急是在不降低经济效益的前提下,通过增强环境规制力度,倒逼企业主动采取诸如披露环境责任信息、加速绿色创新研发等影响企业声誉和价值的环保措施^[5]。

关于环境规制对企业绿色创新的影响,学界有不同看法。一部分学者持积极态度,认为加强环境规制力度,提升公众监督和信息披露质量,可有效遏制企业隐藏污染信息、逃避环境监管等投机行为^[6],增加企业违规排污受罚的概率,迫使企业权衡污染成本和收益^[7],考虑进行绿色转型。而且,加强处罚力度会提高企业的违法成本,使其面临更大的经济压力,倒逼企业寻求更环保、更经济的生产方式。企业严格遵守环境规制的相关要求,披露环境等相关信息,能够加强与利益相关者的交流沟通,有助于开展绿色创新活动^[8]。此外,环境规制可以根据其直接或间接的作用机制分

作者简介:花俊国,男,博士,教授,博士生导师,研究方向为农业技术经济、管理会计;邵莹莹,女,通信作者,硕士研究生,研究方向为企业数字化转型、ESG与公司治理;孔儒婧,女,博士研究生,研究方向为企业创新投资、企业杠杆。

为强制性环境规制和激励性环境规制。随着全球对环境保护的日益重视,绿色产品和服务的需求不断增强,为企业带来巨大的市场机遇。新《环保法》的落实为企业绿色创新提供了广阔的市场空间和政策支持,例如政府可通过财政补贴和税收优惠等政策措施刺激企业绿色创新^[9]。而且,政府可以通过设置污染物排放标准、加征环保税等强制措施限制企业排污行为。为了满足市场要求和生存需要,企业会自觉遵守相关规定^[10],主动承担绿色创新责任^[11]。一部分学者则持消极态度,认为尽管新《环保法》为企业绿色创新提供了强大推动力,但企业往往面临着资金、技术和市场等方面的压力^[12],导致其不愿进行绿色转型升级。环境规制力度和效果受地方政府、监管部门和司法体系等多方因素的影响,可能存在执法不力、监管不严等问题^[13]。在此背景下,本文重点研究新《环保法》实施对企业绿色创新的影响和作用机制,以期更好地推动政策实施和企业绿色创新。

二、理论分析与研究假设

(一)环境规制与企业绿色创新

2015年1月1日,全面修订的《中华人民共和国环境保护法》(以下简称新《环保法》)正式实施,依法要求企业、事业单位和其他生产经营者应当防止、减少环境污染和生态破坏,对所造成的损害依法承担责任。要求建立、健全环境监测制度,加强对环境监测的管理^[14]。要求政府加大监督和处罚力度,确保政策的执行效果。例如对存在污染行为的企业进行罚款、强制关停整改等,旨在增加污染企业的违法成本,倒逼其通过绿色技术创新提升企业生产能力和环保水平。同时,新《环保法》明确规定要加强环境保护宣传,健全地方环境法制体系建设。通过宣传增强公民的环保意识,使全社会参与对企业的环境监督,通过环境法制体系建设使环境执法常态化和制度化。此外,新《环保法》要求企业公开环境责任信息,强化社会监督和外部治理机制的作用。从声誉影响企业价值角度看,企业只有通过绿色创新进行技术改进才能实现低成本、高收益的转型发展。从创新导向角度看,新《环保法》的高压可能会带来两种不同的创新形式:一是实质性绿色创新。其产生的新工艺、新技术能够帮助企业提升资源利用率,降低污染排放,其带来的创新补偿效益能够覆盖企业的治污成本,因此,环境规制力度的提升可能会增加实质性绿色创新的数量。二是策略性绿色创新。绿色创新的产出周期长、风险高,为了满足环境监管的

需要,企业可能会对以往技术进行绿色包装,从而产生策略性创新^[15]。基于此,提出假设:

H1:环境规制能够显著促进企业绿色创新。

H1a:环境规制能够显著促进企业实质性绿色创新。

H1b:环境规制能够显著促进企业策略性绿色创新。

(二)环境规制、融资约束与企业绿色创新

由于金融市场存在信息不对称性,企业的各项活动受到融资约束的影响,而资金周转情况决定企业是否愿意主动进行绿色创新。从信号传递角度看,当企业积极履行环境责任、自觉遵守相关法规时,能向外界传递出良好信号,不仅容易获得还款期限更长、借款额度更大的银行贷款^[16],还能够增强投资者信心和投资意愿,拓宽融资渠道,缓解企业的融资约束,为绿色创新积累足够的资金^[17]。当企业不遵守相关法律规定而受到处罚时,为了保护资金安全,投资者可能会选择直接撤资^[18],使企业的资金状况进一步恶化。企业再次借款时,金融机构和投资者可能会提高借贷门槛,减少贷款量或拒绝贷款以降低自己的风险^[19],加剧企业融资困境。因此当资金受限时,较少企业会选择挤占生产经营资源来进行“高成本、低回报”的绿色创新。基于此,提出假设:

H2:环境规制能够通过缓解企业融资约束促进企业绿色创新。

(三)环境规制、数字化转型与企业绿色创新

新《环保法》通过将污染成本内部化的方式抑制企业的污染动机,污染成本的增加迫使企业考虑降本增效,以实现长远发展^[20]。低碳发展趋势下,企业可通过建立能源转型、数字化转型等新兴商业模式,形成竞争优势,实现可持续发展。环境规制的加强对企业数字化转型的影响以内部自我革新为主,例如组织结构、业务流程、企业管理系统的变革等^[21]。从业务流程改进看,环境规制要求加强企业信息披露,打破“信息孤岛”^[22],企业通过优化全局资源配置,实现精益化管理,达到降本目的;从组织架构改进看,数字化的人才管理能够解决人员冗余问题,精简合理的人才管理体系可达到提效目的;从技术改进看,环保意识的增强要求企业必须通过数字技术进行转型,大力发展绿色工艺和技术创新^[23]。基于此,提出假设:

H3:环境规制能够通过加速企业数字化转型促进企业绿色创新。

三、研究设计

(一) 变量选取

1. 被解释变量: 绿色创新(*pat*)

参照黎文靖和郑曼妮(2016)^[24]的研究, 选用企业绿色专利申请数(*pat*)表征绿色创新。为了验证环境规制对实质性绿色创新、策略性绿色创新的影响, 选取企业绿色发明专利申请数量(*ipat*)、企业绿色实用新型专利申请数量(*upat*)分别衡量实质性绿色创新、策略性绿色创新。

2. 解释变量: 环境规制(*did*)

参考王俊豪等(2024)^[25]的研究, 通过构建时间虚拟变量(*post*)与政策虚拟变量(*treat*)的交互项*did*作为核心解释变量环境规制的代理变量。*post*与*treat*的具体含义如下: 参考刘志远和官小燕(2024)^[26]的研究, 以新《环保法》的实施年份(2015年)为关键节点, 当*post*在2015年之后, 赋值为1, 反之赋值为0。实验组(*treat*)选择重污染企业, 反之作为对照组。这主要是由于重污染企业是环境污染责任的主要承担者, 更容易受到新《环保法》的影响。根据生态环境部对重污染行业的认定, 以及中国证监会2012版行业划分标准, 将行业代码为C30、B10、C17、C15、D44、C33、C25、C32、C26、C29、C28、B08、B09、B11、C22、C31、C18、C19的行业作为重污染行业, 对应的*treat*赋值为1, 控制组赋值为0。

3. 调节变量

融资约束(*FC*)。由于融资约束程度能够直接影响企业筹资、投资及各项生产经营决策, 而高成本、低回报的企业绿色创新对资金的要求较为严格, 因此选取融资约束为第一个调节变量, 探索资金门槛如何影响企业绿色创新。参考李井林等(2024)^[27]的研究, 选取*FC*指数来衡量企业所受融资约束水平。*FC*指数的取值范围为0—1, 越接近1表明企业的融资约束程度越高, 融资效率越低。数字化转型程度(*dig*)。数字化转型对企业管理模式和业务流程再造带来重大变革, 进而从资源及人才配备上影响企业绿色创新效率, 因此选取企业数字化转型程度为第二个调节变量。参照赵宸宇等(2021)^[28]的研究, 运用Python爬取上市公司年报, 对数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系数四个维度99个数字化相关词频进行统计, 计算数字化转型程度。

4. 控制变量

为排除其他因素对企业绿色创新的影响, 并减弱因遗漏变量可能产生的内生性问题, 选取以下控制变

量: 产权性质(*soe*)、资产负债率(*lev*)、资产回报率(*roa*)、现金流水平(*cashflow*)、固定资产占比(*fixed*)、董事会人数(*board*)、两职合一(*dual*)、账面市值比(*bm*)。

(二) 模型设定

1. 基准回归模型

为了检验环境规制对企业绿色创新的影响效应, 建立如下模型:

$$pat_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 controls_{it} + \delta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, *i*表示个体, *t*表示年份, *pat_{it}*表示*i*企业第*t*年的绿色专利申请数(包括*pat*、*ipat*、*upat*三个变量), *did_{it}*表示时间虚拟变量和政策虚拟变量的交互项 *post* × *treat*, *controls_{it}*表示控制变量集合, δ_i 表示个体固定效应, v_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

2. 调节效应模型

为了检验调节变量融资约束、数字化转型程度在环境规制影响企业绿色创新过程中起到的调节作用, 建立如下模型:

$$pat_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 med_{it} + \beta_3 did_{it} \times med_{it} + \beta_4 controls_{it} + \delta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, *did_{it}* × *med_{it}*的系数 β_3 表示在探讨环境规制对企业绿色创新的影响时, 企业融资约束水平和数字化转型程度在其中承担的调节作用的大小, 其余变量定义与上文一致。

(三) 数据来源

选取2010—2022年沪深A股上市公司作为研究样本, 根据以下标准进行筛选: (1) 剔除所有金融、保险类行业上市公司; (2) 剔除ST和*ST的研究样本; (3) 剔除相关变量有缺失的样本。对所有连续变量在1%和99%水平上进行缩尾处理。为避免量纲差异影响研究准确性, 对绿色专利申请数、企业数字化转型程度分别取对数。最终得到31177个观测值。使用的绿色创新专利数据来源于CNRDS数据库, 其余数据主要来源于CSMAR数据库、Wind数据库。

(四) 描述性统计

表1展示了主要变量的描述性统计结果。其中绿色创新的均值为0.331, 最小值为0, 最大值为6.616, 表明上市公司绿色创新能力相差较大, 整体集中在低创新区域。融资约束的均值为0.438, 最小值为0.000, 最大值为0.992, 表明中国上市公司几乎都存在融资约束问题, 且融资约束水平相差较大。企业数字化转型程度的均值为2.875, 最大值为6.999, 表明部分企业数字化转型程度不高, 处于均值以下水平。控制变量中资

表1 描述性统计

变量	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色创新	<i>pat</i>	31177	0.331	0.768	0.000	6.616
环境规制	<i>did</i>	31177	0.431	0.495	0.000	1.000
产权性质	<i>soe</i>	31177	0.382	0.486	0.000	1.000
资产负债率	<i>lev</i>	31177	0.451	0.208	0.007	4.026
资产回报率	<i>roa</i>	31177	0.036	0.076	-1.146	1.285
现金流水平	<i>cashflow</i>	31177	0.043	0.077	-1.938	0.876
固定资产占比	<i>fixed</i>	31177	0.214	0.165	0.000	0.971
董事会人数	<i>board</i>	31177	2.130	0.200	1.099	2.890
两职合一	<i>dual</i>	31177	0.267	0.442	0.000	1.000
账面市值比	<i>bm</i>	31177	0.632	0.256	0.004	1.601
融资约束	<i>FC</i>	31177	0.438	0.284	0.000	0.992
数字化转型程度	<i>dig</i>	31177	2.875	1.277	0.000	6.999

产回报率、现金流水平、固定资产占比等指标的标准差较低。

四、实证分析

(一) 基准回归

选取固定效应模型检验环境规制对企业绿色创新的影响效应,具体回归结果见表2。其中,列(1)中环境规制的交互项 *did* 的回归系数为0.055,且在1%的置信水平上显著为正,表明环境规制能够显著促进企业绿色创新,假设H1得到验证。为了进一步验证环境规制的创新导向,即新《环保法》的落实会促进实质性绿色创新还是策略性绿色创新,分别对二者进行回归检验,结果显示回归系数均显著为正,说明环境规制对实质性绿色创新、策略性绿色创新均有较强的促进作用。原因可能是高强度的新《环保法》提高了企业的违法成本,对污染物的排放提出了更高的要求。实质性绿色创新从根本上改善了企业的生产工艺和技术,为企业赢得持续的竞争优势,其才愿意主动创新,假设H1a得到验证。资金和人才等资源均是企业创新的充分条件,对于存在资金周转困难的企业,挤占现有生产资源去满足绿色创新需求是不现实的,因而会进行披着“绿色包装”的策略性绿色创新,假设H1b得到验证。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

为了验证新《环保法》实施前后对绿色创新的促进作用是否存在显著差异,构造政策实施前三年和后三年的时间虚拟变量与政策虚拟变量的交互项,并将其纳入基本模型中,观察新《环保法》影响企业绿色创新的动态效应变化情况。具体如图1所示,在新《环保

法》实施的前三期,控制组与实验组的差异并不显著,而在政策实施的后三期,二者差异均在1%的显著性水平上显著(Post_1的p值为0.003,Post_2的p值为0.006,Post_3的p值为0.007)。因此,实验组和控制组的划分满足了平行趋势假设。此外,政策实施当年,差异并不显著,可以合理推测,新《环保法》带来的政策影响可能具有时滞性。从动态效应变化趋势看,环境规制对企业绿色创新的影响逐年增加,但在第三年略有下降,原因可能是绿色创新是一种周期性活动,在完成了设计、研发、产出整个周期后,可能会出现短暂的停滞期,因此图像上可能呈现持平或是略微下降趋势。

2. 安慰剂检验

为了检验实验结论是否可靠,通过随机生成实验组的方式进行安慰剂检验。通过随机选出新实验组,并将其余样本作为控制组进行回归,重复上述步骤1000次增强实验的效力,并根据 *did* 的估计系数生成核密度分布图,确保新《环保法》对实验组企业的影响是随机的,且不会对企业绿色创新产生影响。检验结果如图2所示:核心解释变量环境规制交互项 *did* 的估计系数呈正态分布且集中在0的两侧,范围大多处于-0.02与0.02之间,由此表明实验并未遗漏重要变量,增加了核心结论的稳健性。其次,图2中横向虚线为1%显著性水平,可以看出大多数估计值的p值大于0.1。同时,基准回归的真实估计值0.055在安慰剂检验中是明显的异常值。这些结果都表明本文的估计结果不是由遗漏变量导致的,即企业绿色创新水平的提升确实是由新《环保法》这一政策实施导致的,而非受到其他因素的影响。

表2 基准回归

变量	(1) <i>pat</i>	(2) <i>ipat</i>	(3) <i>upat</i>
<i>did</i>	0.055*** (4.99)	0.050*** (5.51)	0.034*** (4.17)
<i>soe</i>	0.022 (1.10)	0.019 (1.08)	0.014 (0.90)
<i>lev</i>	0.022 (0.92)	0.021 (1.12)	0.006 (0.33)
<i>roa</i>	0.097** (2.34)	0.054 (1.60)	0.068** (2.12)
<i>cashflow</i>	-0.062 (-1.61)	-0.040 (-1.22)	-0.040 (-1.35)
<i>fixed</i>	-0.045 (-1.27)	-0.040 (-1.42)	-0.027 (-0.99)
<i>board</i>	-0.005 (-0.18)	-0.002 (-0.10)	0.004 (0.20)
<i>dual</i>	0.001 (0.11)	0.003 (0.45)	-0.004 (-0.53)
<i>bm</i>	0.021 (1.04)	0.014 (0.86)	0.011 (0.69)
常数项	0.294*** (5.03)	0.189*** (3.87)	0.162*** (3.58)
个体固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
N	30660	30660	30660
R ²	0.704	0.689	0.649

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

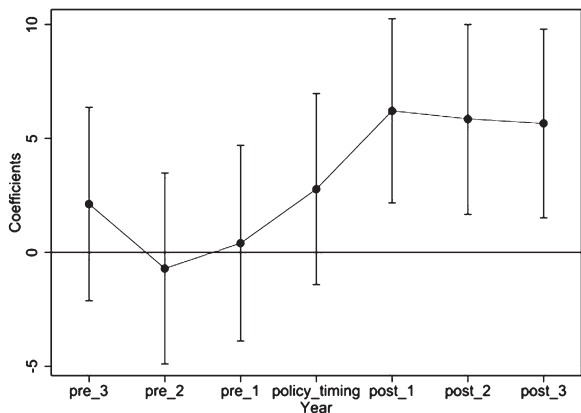


图1 平行趋势检验图

3.反事实检验

分别将政策实施时间提前至2013年、2014年进行虚拟政策冲击检验,若交互项的回归系数不显著,则表明排除了系统性差异的影响,说明企业绿色创新能力

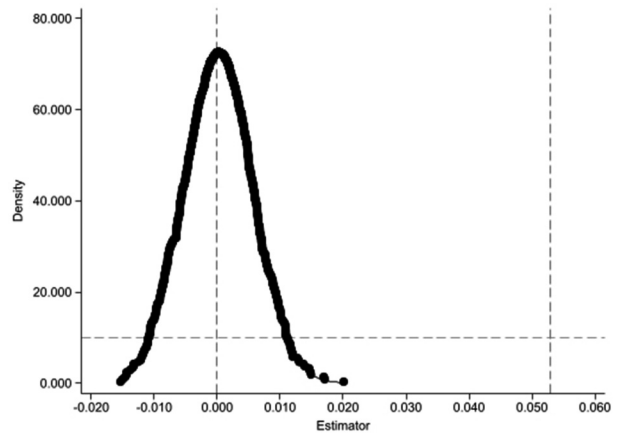


图2 随机生成实验组核密度分布图

的提升是受到环境规制的影响。回归结果见表3,列(1)、列(2)中交互项*did*的回归系数均不显著,表示政策提前1年或2年实施对企业绿色创新效果的提升无实质影响,证明实证研究结果具有一定的稳健性。

4.PSM-DID 检验

为了解决由不可观测变量带来的选择性偏差问题,采用倾向得分匹配-双重差分法来强化结论的稳健性。参照已有研究,选用1:1的配对方法重新进行回归,回归结果如表3列(3)所示,交互项*did*的系数为0.076,在1%的置信水平上显著为正,证明实证结果具有一定的稳健性。

5.替换被解释变量

参考已有文献,采用企业独立申请绿色发明数量替换原有被解释变量,重新进行回归,结果见表3列(4),交互项的回归系数仍然显著为正,再次验证假设H1。

(三)调节效应检验

1.融资约束

资金循环在企业经营管理环节起到至关重要的作用。融资的渠道、期限及贷款量的不同决定了企业面临的融资约束程度不相同。为了考察企业面临的融资约束程度是否影响企业绿色创新水平,使用调节效应模型进行验证。回归结果如表4列(1)所示,融资约束与双重差分*did*进行三重差分产生的交互项*did*×*FC*的回归系数为-0.236,在1%的置信水平上显著为正,表明融资约束程度在新《环保法》影响企业绿色创新的过程中发挥着负向调节作用,即当企业面临的融资约束越严重时,对绿色创新的促进作用越弱。原因可能是,新《环保法》实施后,即使企业愿意主动进行绿色创新提升自身生产工艺,但由于资金这一硬性条件受限,导

表3 稳健性检验

变量	改变政策实施时间		PSM-DID 检验	替换被解释 变量
	2014年 (1)	2013年 (2)		
<i>did</i>	0.059 (0.02)	0.058 (0.02)	0.076*** (4.76)	0.634*** (2.60)
常数项	0.290 (0.08)	0.288 (0.08)	0.182** (2.32)	0.781 (0.58)
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	30660	30660	18931	30660
R ²	0.659	0.659	0.732	0.584

致其更不愿意将有限资金投入到高成本低回报的研发创新上。此外,新《环保法》实施后对部分重污染企业进行处罚,向外部投资者传递了重污染企业环保绩效不良的信号,投资者更不愿意投资此类企业,加大了重污染企业的融资约束。

2.企业数字化转型

环境规制通过增加企业治污成本,倒逼其通过数字化转型实现降本增效。数字化转型也通过节约资金、配备创新人才等途径为企业绿色创新提供充分条件,使用调节效应模型来验证企业数字化转型程度在环境规制影响企业绿色创新的过程中的调节作用。回归结果如表4列(2)所示,数字化转型与*did*交互项的回归系数为0.026,在1%的置信水平上显著为正,表明数字化转型在新《环保法》促进绿色创新的过程中发挥正向调节作用,即数字化程度越高,对企业绿色创新的促进效果越强。数字化转型重构了企业供应链关系,通过提升供应链透明度,实现信息即时共享,激发企业创新意愿,增强了企业创新资源配置能力及效率,为企业绿色创新注入新活力。

(四)异质性检验

1.地区异质性

改革开放最早集中在东部沿海地区,经济发展带来的环境问题往往在东部地区更为显著,本文将样本划分为东部地区、中西部地区,设置地区虚拟变量*area*,当企业所在地位于东部地区时,*area*对应的取值为1,反之,则取值为0。回归结果显示,东部地区、中西部地区交互项*did*的回归系数都显著为正,东部地区显著程度更高,系数的绝对值更大,说明环境规制对东部地区企业的绿色创新研发有较强的促进作用,原因可能是东部地区经济发达,企业更愿意通过自主创新改

表4 调节效应检验

变量	(1) <i>pat</i>	(2) <i>pat</i>
<i>did</i>	0.044*** (3.820)	0.047*** (4.018)
<i>FC</i>	-0.050** (-2.174)	
<i>did</i> × <i>FC</i>	-0.236*** (-8.959)	
<i>dig</i>		0.023*** (5.018)
<i>did</i> × <i>dig</i>		0.026*** (4.045)
常数项	0.298*** (0.058)	0.291*** (0.058)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
N	30660	30660
R ²	0.704	0.705

善现有的生产技术和方式,因此当新《环保法》实施后,对东部地区企业产生的刺激作用更强。中西部地区的大多数重污染企业,存在环境污染、资源浪费等问题,投资者不愿将资金投入,资金短缺问题限制了其绿色创新。

2.产权性质异质性

国有企业与非国有企业在社会责任承担、资源占有、政府干预等方面存在较大差异,投资者对国有企业承担环境等社会责任的要求更高。设置产权性质虚拟变量*soe*,将国有企业赋值为1,反之则赋值为0,并进行分组回归。回归结果显示,国有企业的交互项*did*的回归系数为0.110,且在1%的置信水平上显著为正,非国有企业的回归系数显著程度较低。表明环境规制可同时促进国有企业与非国有企业的绿色创新,且这一促进效应在国有企业表现得更显著。原因可能是,国有企业通过承担环境社会责任,更容易获得政策支持以及外部投资者信任,拓宽外部融资渠道,缓解资金限制,在满足基本生产经营之余,有充足资金用于绿色创新,从而获得更清洁环保、高效率、低能耗的生产技术和方式,提高企业核心竞争力。非国有企业缺乏政府背书,仅能通过履行环保义务的方式向外部信息使用者报告自身状况,以降低信息不对称性,减轻其面临的融资约束,但此过程具有一定的时滞性,因此在自身资

金受限的情况下,非国有企业很难主动将资金用于绿色创新。

3.行业异质性

环境规制政策的推行,加强了对重污染行业的执法力度和约束程度,要求其在强制披露的基础上自愿披露更多环境责任信息。设置行业虚拟变量 ind ,根据生态环境部对重污染行业的认定,将研究样本划分为两类,重污染企业取1,反之则取0。回归结果显示,重污染行业和非重污染行业的交互项的回归系数均在1%的置信水平上显著为正,重污染行业的回归系

数绝对值大于非重污染行业,表明新《环保法》的落实对二者的绿色创新均存在显著促进作用,对重污染行业的促进作用更大。原因可能是重污染企业的生产经营具有环境危害性,绿色投资者更倾向于加大对此类企业的关注,因此重污染企业更倾向通过履行法律法规要求,向外界释放出绿色生产的信号,吸引更多的外部投资,促进企业绿色创新、清洁生产。同时,政府对重污染企业的监管强度、执法力度更高,其会选择主动进行绿色创新来规避政府处罚,降低运营成本。

表5 异质性检验

变量	(1) 东部地区 <i>pat</i>	(2) 中西部地区 <i>pat</i>	(3) 国有企业 <i>pat</i>	(4) 非国有企业 <i>pat</i>	(5) 重污染企业 <i>pat</i>	(6) 非重污染企业 <i>pat</i>
<i>did</i>	0.061*** (4.31)	0.047** (2.32)	0.110*** (6.23)	0.030* (1.87)	0.108*** (3.63)	0.049*** (3.77)
常数项	0.377*** (5.23)	0.162 (1.59)	0.363*** (3.65)	0.247*** (3.27)	0.360*** (2.73)	0.283*** (4.25)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
N	21217	9422	11811	18773	7155	23472
R ²	0.720	0.663	0.737	0.689	0.642	0.725

五、结论与建议

(一)研究结论

本文以2010—2022年中国沪深A股上市公司为研究样本,实证检验环境规制对企业绿色创新的影响效应和调节机制,主要结论如下:

第一,环境规制能够显著促进企业绿色创新。新《环保法》的落实以及执法力度的加强,通过提高企业污染行为处罚的概率和成本,倒逼企业主动进行绿色转型升级。从创新导向看,环境规制同时促进了具有实质工艺、流程改进的实质性绿色创新与用以规避处罚的策略性绿色创新。

第二,环境规制影响企业绿色创新的过程中,融资约束发挥了负向调节作用。融资约束程度越高,企业出现资金风险的概率越高,越不会耗费资金进行绿色创新。数字化转型程度则发挥正向调节作用,企业数字化转型程度越高,其可通过重构组织层次、决策流程等降本增效,助力企业绿色创新。

第三,异质性分析表明,环境规制对企业绿色创新的促进作用在不同样本中具有明显差异。在东部沿海

地区、国有企业、重污染企业中,环境规制的促进作用更为显著。东部地区企业间竞争更为激烈,只有不断进行绿色转型升级、降本增效才能树立竞争优势;国有企业、重污染企业应当主动承担社会责任,通过建立声誉和缓解融资约束来释放创新活力。

(二)对策建议

根据上述研究结论,为更好地推动企业绿色创新,本文提出以下对策建议:

第一,监管与处罚并行,营造法规执行高压态势。加强对重污染企业污染物排放的监督和审核,辅以相应的处罚措施,杜绝企业侥幸心理,倒逼企业进行绿色技术创新。同时,对环境信息的披露程度和质量提出更高要求,从根源上抑制企业污染动机,保障环境与经济的可持续发展。

第二,加强对新《环保法》的宣传,不断放大政策效应。加大宣传力度,将环保效应辐射至周边地区,构建生态一体化互促格局,最大程度释放环保政策效能。实施过程中要注重执法不严以及力度不强等问题,通过增加企业违法成本,倒逼企业绿色创新。

第三,积极推动企业数字化转型,充分发挥数字技术的赋能效应。企业应当积极进行数字化转型,通过加强与客户间的联结关系,释放数字化红利,搭建供应链一体化数字平台,形成互促一体的可持续发展格局。同时,企业应当自觉承担环保责任,牢固树立可持续发展理念,向外界传递绿色经营信号,增强投资者信心,拓宽企业融资渠道。

第四,依据企业异质性特征,实施差异化环保政策。对东部地区企业、国有企业,应强制要求其披露更多环保责任信息,充分发挥此类企业的带头作用,同时不断增强外部监管的重要性,增强民众及投资者的信心,在全行业营造创新驱动发展的氛围。对重污染企业监管与激励并重,通过财政补贴引导绿色创新,助力实现“双碳”目标。对非国有企业、中西部地区企业,应给予税收优惠以及环保补助资金,缓解其融资约束问题,激发其绿色创新的积极性。◆

参考文献:

- [1] SUEYOSHI T, YUAN Y. China's regional sustainability and diversified resource allocation: DEA environmental assessment on economic development and air pollution[J]. *Energy Economics*, 2015(49): 239-256.
- [2] 李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励:来自上市企业绿色专利的证据[J].*经济研究*, 2020, 55(9): 192-208.
- [3] 杨柳勇,张泽野.绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J].*科学学研究*, 2022, 40(2): 345-356.
- [4] 纪建文.从排污收费到排污权交易与碳排放权交易:一种财产权视角的观察[J].*清华法学*, 2012, 6(5): 65-72.
- [5] 沈洪涛,王立彦,万拓.社会责任报告及鉴证能否传递有效信号?:基于企业声誉理论的分析[J].*审计研究*, 2011(4): 87-93.
- [6] 王晓祺,郝双光,张俊民.新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”?[J].*中国人口·资源与环境*, 2020, 30(7): 107-117.
- [7] LIN H, ZENG S X, MA H Y, et al. Can political capital drive corporate green innovation? Lessons from China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2014, 64(2): 63-72.
- [8] 毛蕴诗,王婧.企业社会责任融合、利害相关者管理与绿色产品创新:基于老板电器的案例研究[J].*管理评论*, 2019, 31(7): 149-161.
- [9] 何凌云,黎姿,梁宵,等.政府补贴、税收优惠还是低利率贷款?:产业政策对环保产业绿色技术创新的作用比较[J].*中国地质大学学报(社会科学版)*, 2020, 20(6): 42-58.
- [10] SUCHMAN M C. Managing legitimacy: Strategic and institutional approaches [J]. *Academy of management review*, 1995, 20(3): 571-610.
- [11] 于连超,张卫国,毕茜.环境税会倒逼企业绿色创新吗?[J].*审计与经济研究*, 2019, 34(2): 79-90.
- [12] GRAY W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown [J]. *The American Economic Review*, 1987, 77(5): 998-1006.
- [13] 任胜钢,项秋莲,何朵军.自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗?:以ISO14001标准为例[J].*研究与发展管理*, 2018, 30(6): 1-11.
- [14] 崔广慧,姜英兵.环境规制对企业环境治理行为的影响:基于新《环保法》的准自然实验[J].*经济管理*, 2019, 41(10): 54-72.
- [15] 张杨,袁宝龙,郑晶晶,等.策略性回应还是实质性响应?碳排放权交易政策的企业绿色创新效应[J].*南开管理评论*, 2024, 27(3): 129-140.
- [16] 章砚,孙自愿,盛安琪.实质性转型还是策略性回应:绿色并购对企业绿色技术创新的影响[J].*科技进步与对策*, 2023, 40(7): 68-78.
- [17] GOSS A, ROBERTS G S. The impact of corporate social responsibility on the cost of bank loans [J]. *Journal of banking & finance*, 2011, 35(7): 1794-1810.
- [18] KIM H R, LEE M, LEE H T, et al. Corporate social responsibility and employee-company identification [J]. *Journal of business ethics*, 2010, 95(4): 557-569.
- [19] 唐松,施文,孙安其.环境污染曝光与公司价值:理论机制与实证检验[J].*金融研究*, 2019(8): 133-150.
- [20] 苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J].*金融研究*, 2018(12): 123-137.
- [21] 徐元国,刘歆.环境保护税对企业数字化转型的影响研究:基于《环境保护税法》的准自然实验[J].*工业技术经济*, 2024, 43(4): 57-66.
- [22] LEONG C M L, PAN S L, RACTHAM P, et al. ICT-enabled community empowerment in crisis response: Social media in Thailand flooding 2011 [J]. *Journal of the Association for Information Systems*, 2015, 16(3): 174-212.
- [23] BENZIDIA S, MAKAOUI N, BENTAHAR O. The impact of big data analytics and artificial intelligence on green supply chain process integration and hospital environmental performance [J]. *Technological forecasting and social change*, 2021, 165(4): 120557.
- [24] 黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?:宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].*经济研究*, 2016, 51(4): 60-73.
- [25] 王俊豪,陈铮煜,金暄暄.环境规制与资本跨地区流动:来自新《环保法》实施的证据[J].*浙江社会科学*, 2024(6): 27-38+156-157.
- [26] 刘志远,官小燕.环境规制影响企业税收规避吗?:基于新《环保法》实施的准自然实验[J].*审计与经济研究*, 2024, 39(1): 85-94.

[27]李井林,阳镇,陈劲.ESG表现如何赋能企业绿色技术创新?:来自中国上市公司的微观证据[J].管理工程学报,2024,38(5):1-17.

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

Do Environmental Regulations Promote Green Innovation by Enterprises? — An Examination of the Policy Effects of the Implementation of the New Environmental Protection Law

Hua Junguo, Shao Yingying, Kong Rujing

Abstract: Environmental regulations are an important means of constraining corporate pollution emissions. Effective environmental regulations can promote green innovation and contribute to the achievement of the “dual carbon” goals. Using the new Environmental Protection Law as a natural experiment, this study employs data from Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2010 to 2022, and uses benchmark regression models and moderation effect models to empirically test the impact and implementation mechanisms of environmental regulations on corporate green innovation. The study found that environmental regulations significantly enhance corporate green innovation levels. In terms of innovation orientation, environmental regulations simultaneously promote both substantive green innovation and strategic green innovation. Moderation effect tests indicate that financing constraints have a negative moderating effect on environmental regulations driving corporate green innovation, while corporate digital transformation has a positive moderating effect. Heterogeneity test results show that the promotional effect of environmental regulations on green innovation is more pronounced in eastern enterprises, state-owned enterprises, and heavily polluting enterprises. Based on the research conclusions, policy recommendations are proposed to promote corporate green innovation from the perspectives of alleviating financing constraints and promoting corporate digital transformation.

Key words: Corporate Green Innovation; Environmental Regulations; New Environmental Protection Law; Financing Constraints; Digital Transformation

(责任编辑:新月)

数字乡村建设提升农业经济韧性的作用机制研究

倪鼎文¹ 康辉¹ 王俊²

(1.兰州财经大学 农林经济管理学院,甘肃 兰州 730000;2.兰州工商学院 经济学院,甘肃 兰州 730000)

摘要:建设农业强国背景下,数字乡村建设成为推动农村高质量发展的重要支撑。基于2011—2022年全国30个省份的面板数据,利用双向固定效应模型,实证检验了数字乡村建设对农业经济韧性的影响。结果表明,数字乡村建设显著推动了农业经济韧性的提升。机制分析显示,数字乡村建设通过促进城乡融合发展、推动农业产业结构升级、扩大农村土地流转规模以及抑制农村劳动力外流,提升了农业经济韧性。异质性分析显示,数字乡村建设对农业经济韧性的影响在粮食主产区、粮食主销区更为显著。分系统视角看,数字化服务对农业经济韧性的促进作用最强。进一步分析发现,数字乡村建设对农业经济韧性的影响存在门槛效应。据此提出加强数字基础设施建设、优化要素流动机制、分类施策并重视数字化发展等对策建议,以更好释放数字乡村建设对农业经济韧性的赋能潜力。

关键词:农业强国;数字乡村建设;农业经济韧性;城乡融合

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0063-10

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.007

一、引言

农业在国民经济体系中处于基础性地位,其稳定发展关系到社会稳定、人民福祉和国家安全。建设农业强国是全面建成社会主义现代化强国的重要一环,决定着中国式现代化的基础与质量,是实现农业高质量发展与乡村全面振兴的根本要求。当前世界形势复杂多变,地缘政治冲突加剧,国际贸易竞争激烈,加之气候变化频繁和自然灾害增多,使得农业发展依赖的外部环境面临更多不确定性,对农村产业体系的抗冲击能力和可持续发展水平提出了更高要求。这一背景下,农业体系如何增强应对突发冲击时实现自我调节、快速恢复的能力,已成为影响农业强国建设的现实制约因素。2023年中央一号文件指出要“建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国”,充分表明提升农业经济韧性,增强其应对外部环境变化的适应能力,已成为实现农业强国目

标的关键环节。

近年来,数字经济作为新型经济形态,与农村生产生活各领域融合的深度与广度不断拓展,以信息技术为核心的数字基础设施不断完善,农业物联网、遥感、大数据、人工智能等技术在农业生产、农产品加工流通、农业金融服务、农村治理等环节广泛应用,有效提升了农村资源要素配置效率与农业系统运行的智能化水平。数字乡村建设作为国家实施乡村振兴战略和数字中国建设的重要内容,已成为推动农村经济社会高质量发展、增强农业经济韧性的重要抓手。因此,探究数字乡村建设对农业经济韧性的影响及作用机制具有重要的理论价值与实践价值。

二、文献综述

“韧性”概念源于自然科学,后被扩展至社会-生态系统框架,为产业韧性研究奠定了理论基础。21世纪初相关概念被引入经济学研究,国外学者通过构建

基金项目:甘肃省软科学项目“新质生产力助推我省农业现代化发展路径研究”(24JRZA083);甘肃省创新之星项目“乡村振兴战略下新质生产力助推我省农业农村现代化发展研究”(2025CXZX-887)。

作者简介:倪鼎文,男,硕士,副教授,研究方向为乡村振兴;康辉,通信作者,男,硕士研究生,研究方向为乡村振兴;王俊,男,硕士,教授,研究方向为农业经济。

农业经济韧性指标体系,强调农场可持续性、食品可负担性、就业保障对农业经济韧性的决定性作用。国内学者更多聚焦于农业经济韧性的内涵界定、影响因素、提升路径等方面。学者普遍认为农业经济韧性是农业体系面对冲击和不确定性环境时表现出的抗干扰能力、自我修复能力和结构重塑能力。影响因素方面,部分学者提出农业基础设施、农业科技要素投入、政策支持力度、人力资本等影响着农业经济韧性。提升路径方面,张弘等(2024)^[1]指出进一步加快建设高效的农村现代流通体系是提升农业经济韧性的有效路径。随着数字中国与乡村振兴战略的深入推进,数字技术在赋能农业体系方面的潜力逐渐成为研究热点。文丰安(2025)^[2]认为数字乡村建设通过推进智慧农业,增强数字技术应用意识,进而促进农村产业融合,为农村经济高质量发展开辟新路径。宋保胜等(2025)^[3]提出数字乡村建设通过提升数字技术在农业全链条中的渗透与融合,发挥其扩散、溢出与普惠效应,有助于激活农村资源,催生新业态,从而增强农业系统活力。

综上所述,当前国内外在农业经济韧性与数字赋能路径方面已形成一定的理论基础与实证积累,但仍缺乏关于数字乡村建设如何通过具体机制系统性地提升农业经济韧性的深入探讨,尤其在作用机制识别、路径依赖分析和区域异质性分析等方面仍有进一步拓展空间。因此,本文以数字乡村建设为切入点,系统分析其对农业经济韧性的影响,可能的边际贡献体现为:第一,从理论层面丰富和扩展了农业经济韧性的研究视角,构建“数字乡村建设—系统作用机制—产业韧性”的分析框架。第二,聚焦数字乡村建设的多维路径,结合门槛效应与异质性效应提出具有可行性的对策建议,为提升农业经济韧性提供现实路径与决策支持。

三、理论分析与研究假设

(一)数字乡村建设对农业经济韧性的直接效应

农业经济韧性是指农业系统面对外部冲击与不确定因素时保持稳定运行、快速恢复乃至实现转型升级的能力,具体包含恢复能力、适应与调整能力、创新与转型能力。在乡村振兴战略和数字中国建设双重推动下,数字乡村作为重要战略抓手,所带来的数字红利、信息红利加速了数字技术与乡村场景的深度融合,在数字基础设施建设、产业数字化转型、数字化服务体系完善等方面发挥了重要作用,进而在多个层面直接增强农业经济韧性。第一,数字基础设施的不断完善为农业系统提供了坚实的技术底座,显著提升了

对自然灾害、异常气候、病虫害等外部风险的应对能力,为产业系统提供了更强的防御力和恢复力。第二,数字化推动传统农业向产业链中高端延伸,促进农业全产业链数字化转型,实现生产端、加工端与销售端的数据协同与资源优化,增强农业系统在面对需求波动和市场变化时的快速调整能力。第三,数字化服务体系的建设极大改善了农村地区的生产和生活条件,降低了农户获取资源与信息的门槛,提高了农民应对市场风险和制度变化的能力,激发了农村的内生发展动力。综上所述,数字乡村建设通过完善数字基础设施,推动产业数字化升级和构建高效的数字化服务体系,在提升农业系统抗风险能力、灵活调整能力以及创新发展能力等方面产生显著的直接效应,是增强农业经济韧性的重要支撑力量。基于此,提出假设:

H1:数字乡村建设能够显著增强农业经济韧性。

(二)数字乡村建设对农业经济韧性的间接效应

数字乡村建设不仅在提升农业系统抵御外部冲击、优化资源配置与推动高质量发展方面具有直接效应,同时也通过一系列间接机制深刻影响农业经济韧性的构建与提升,这些间接效应主要体现在推动城乡融合发展、推动农业产业结构升级、扩大土地流转规模、抑制农村劳动力外流等多个维度。第一,数字乡村建设通过推动城乡融合发展影响农业经济韧性。城乡融合的基本特征是功能形态融为一体、产业结构日益趋同、现代要素双向流动。数字乡村建设能加速城乡之间信息基础设施的互联互通,推动通信网络、物流体系、信息平台等关键要素向农村延伸,显著缩小城乡在数字资源获取和使用上的差距,增强其经济韧性。第二,数字乡村建设通过推动农业结构升级影响农业经济韧性。数字乡村建设通过信息技术与数据要素的深度融合,打破传统农业的发展瓶颈,推动农业由资源依赖型向技术驱动型转变,促进农业持续增长。第三,数字乡村建设通过扩大土地流转规模影响农业经济韧性。传统农村土地流转存在信息不对称、交易成本高、流转效率低等问题,制约农业规模化经营和现代化发展,而数字乡村建设通过构建覆盖广泛、信息透明、高效运行的土地流转信息平台,打破地域限制,实现土地供需的高效匹配与动态调节,显著改善了土地流转市场的运行机制。第四,数字乡村建设通过抑制农村劳动力外流影响农业经济韧性。由于城乡发展差距、农村基础设施薄弱、农业收入不稳定等因素,大量农村劳

动力尤其是青壮年群体持续流动至城市。随着数字乡村建设的深入推进,数字技术广泛应用于农业生产、乡村治理、生活服务等各个领域,显著改善了农村的生产生活条件,提升了农村的整体吸引力与发展活力。数字乡村建设通过在本地形成新业态如农村电商等,拓宽本地就业渠道。数字平台的普及使农户获取信息渠道更加畅通,大大降低了信息获取成本和决策成本,提升了农户就业的灵活性与可选择性。基于此,提出假设:

H2:数字乡村建设通过推动城乡融合发展、推动农业产业结构升级、扩大农村土地流转规模正向影响农业经济韧性。

H3:数字乡村建设通过抑制农村劳动力外流间接增强农业经济韧性。

(三)数字乡村建设对农业经济韧性的门槛效应

数字乡村建设对农业经济韧性的影响可能并不呈现线性关系,而是存在一定的门槛效应,即只有当数字乡村建设达到一定水平时,其对农业经济韧性的积极作用才会显著显现。在数字乡村建设初期,由于信息基础设施尚不完善、数字技术渗透率较低、农户数字素养和接受能力有限,数字化手段在农业生产、农村治理、产业融合中的应用范围和深度受到制约,导致其对农业经济韧性的推动作用有限,难以有效缓解产业系统面临的内外部冲击。随着数字乡村建设的不断推进,数字技术在农业链延伸、农业服务体系建设等方面的作用日益凸显,当数字乡村建设水平跨越某一关键门槛值后,其对农业经济韧性的正向效应将显著增强,即数字乡村建设初期对农业经济韧性的促进作用比较小,而当数字乡村建设到达某一阶段后,促进作用会显著增加。基于此,提出假设:

H4:数字乡村建设对农业经济韧性的影响存在门槛效应。

四、研究设计

(一)模型设定

1.基准回归模型

为了考察数字乡村建设对农业经济韧性的影响,采用双向固定效应模型,构建如下基准回归模型:

$$Rier_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Digital_{it}$ 为核心解释变量,表示*i*省份*t*年的数字乡村建设指数; $Rier_{it}$ 为被解释变量,表示*i*省份*t*年的农业经济韧性; X_{it} 为影响农业经济韧性的一系列控制变量; μ_i 、 λ_t 分别表示省份固定效应、年份固定效应;

ϵ_{it} 为随机扰动项。

2.中介效应模型

为深入探索数字乡村建设对农业经济韧性的作用机制,借鉴江艇(2022)^[4]的研究,构建如下中介效应模型:

$$stru_{it} = \theta_0 + \theta_1 Digital_{it} + \theta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$lsc_{it} = \rho_0 + \rho_1 Digital_{it} + \rho_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$urd_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 Digital_{it} + \sigma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$rmw_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $stru_{it}$ 、 lsc_{it} 、 urd_{it} 、 rmw_{it} 为中介变量,分别表示*i*省份*t*年的农业产业结构升级水平、农村土地流转规模、城乡融合发展水平、外出务工人数; $Digital_{it}$ 表示数字乡村建设水平; X_{it} 为一系列控制变量。

3.门槛模型

考虑到数字乡村建设与农业经济韧性之间可能存在非线性关系,构建如下非线性面板门槛模型:

$$Rier_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{it} \times I(thr_{it} \leq \omega_1) + \alpha_2 Digital_{it} \times I(\omega < thr_{it} \leq \omega_2) + \alpha_3 Digital_{it} \times I(\omega_2 < thr_{it}) + \alpha_4 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中, thr_{it} 为门槛变量,表示数字乡村建设水平; ω 为门槛变量值; μ_i 、 λ_t 分别表示省份固定效应、年份固定效应。

(二)变量说明

1.核心解释变量

数字乡村建设($Digital$)不仅深刻改变着乡村的生产生活方式,更在优化资源配置、提升生产效率、促进产业融合、改善公共服务等方面展现出一定的潜力与价值。因此,将数字乡村建设作为核心解释变量,运用熵值法,从数字基础设施、产业数字化、数字化服务三个维度选取9个指标衡量数字乡村建设水平,具体指标见表1。

2.被解释变量

农业经济韧性($Rier$)不仅体现为农业经济体系在遭遇自然灾害、疫情冲击、市场波动等不利因素时能够维持基本运行、保障农民基本生活的能力,更体现为其在冲击后能够快速恢复、实现转型升级的潜力与动力。因此,从抵御风险恢复能力、适应与调整能力以及创新与转型能力三个方面构建农业经济韧性测度指标体系,具体指标见表2。

3.机制变量

根据前述分析,中介变量采用城乡融合发展(urd)、农业产业结构升级($stru$)、农村土地流转规模(lsc)、农村外出务工人数(rmw)。城乡融合发展(urd)

表1 数字乡村建设测度指标体系

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

表2 农业经济韧性测度指标体系

一级指标	二级指标	衡量指标	属性
抵御风险 恢复能力	生产基础	有效灌溉面积/农作物播种面积	+
		第一产业就业人数	+
	农业风险	农产品生产者价格指数	-
		农作物总受灾面积	-
适应与调整 能力	耕地利用	粮食总产量与播种面积之比	+
	经济稳定	农业保险保费收入	+
		农业保险赔付支出	+
		农林牧渔业总产值	+
创新与转型 能力	治理水平	农林牧渔业固定资产投资	+
		农林水事务支出	+
		平均受教育年限	+
		地方财政科学技术支出	+

参考邵莹莹等(2024)^[5]的研究,从城乡经济融合、城乡人口融合、城乡社会融合三个层面构建指标体系,详见表3。农业产业结构升级(*stru*)参考曹菲和聂颖(2021)^[6]的研究,采用农林牧渔服务业/农林牧渔总产值的比重来衡量,农林牧渔服务业比重越高说明农业

生产性服务对农业产业增加值的贡献越高,农业产业结构水平越趋于高级化。农村土地流转(*lsc*)参考其他学者的研究,采用家庭承包耕地流转总面积/家庭承包经营耕地面积的比重来衡量^[7-9]。农村外出务工数(*rmw*)以常年外出务工人数衡量,在实证研究中取自然对数。

4.控制变量

考虑到影响农业经济韧性的其他因素,选取乡村人口数(*Rpop*)、涉农贷款(*Arl*)、人均农业机械动力(*Amppe*)、农村人均用电量(*Recpc*)作为控制变量。其中人均农业机械动力采用农业机械总动力/农村人口数衡量,农村人均用电量采用农村用电量/农村人口数衡量。

(三)数据来源与描述性统计

选取2011—2022年全国30个省份(不含港澳台和西藏)为样本,原始数据主要来自《中国农村统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》,以及北京大学数字金融普惠指数等。部分缺失数据,采用线性插值法补齐。

表3 城乡融合发展测度指标体系

一级指标	二级指标	衡量指标	属性
城乡经济融合	城乡居民人均收入比	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	-
	城乡居民人均消费比	城镇居民人均消费支出/农村居民人均消费支出	-
	城乡居民恩格尔系数比	城镇居民恩格尔系数/农村居民恩格尔系数	-
城乡人口融合	城镇化水平	城镇人口/年末常住人口	+
	城乡人口比	城镇人口/农村人口	-
	非农业与农业从业人口比	第二、第三产业从业人数之和/第一产业从业人数	+
城乡社会融合	城乡医疗保健支出比	城镇居民人均医疗保健支出/农村居民人均医疗保健支出	-
	城乡文教娱乐支出比	城镇居民家庭文教娱乐支出/农村居民家庭文教娱乐支出	-
	失业保险参保人数/总人口	失业保险参保人数/总人口	+

各变量的描述性统计见表4。其中,数字乡村建设指数的均值为0.166,标准差为0.114,最大值达到0.880,最小值为0.016,显示部分地区数字化程度较高,但“数字鸿沟”比较严峻。农业经济韧性指数均值为0.251,标准差为0.119,说明各省份农业经济韧性存在显著差异,表现出一定的区域非均衡性。

表4 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Rier</i>	360	0.251	0.119	0.052	0.614
<i>Digital</i>	360	0.166	0.114	0.016	0.880
<i>Rpop</i>	360	7.239	0.892	5.313	8.627
<i>Arl</i>	360	8.830	0.891	6.639	11.090
<i>Amppc</i>	360	1.797	0.984	0.326	6.773
<i>Recpc</i>	360	0.204	0.508	0.013	4.127
<i>stru</i>	360	0.043	0.020	0.013	0.131
<i>lsc</i>	360	0.327	0.168	0.034	0.911
<i>urd</i>	360	0.224	0.099	0.105	0.786
<i>rmw</i>	360	0.687	0.230	0.085	1.252

五、实证分析

(一)基准回归

F 检验(Prob>F=0.000)、LM 检验(Prob>chibar2=0.000)、Hausman 检验(Prob>chi2=0.000)的结果,均在显著性水平上拒绝了原假设,因此选择双向固定效应模型。基准回归结果见表5,列(1)—列(5)逐步引入控制变量、省份固定效应和时间固定效应,以验证核心解释变量数字乡村建设对农业经济韧性的影响。结果显示,数字乡村建设的系数在所有模型中均显著为正。列(1)未引入控制变量,数字乡村建设水平对农业经济韧性的影响系数为0.4927,表明数字乡村建设对农业经济韧性具有显著促进作用。列(2)引入了控制变量,数字乡村建设的系数为0.2906,说明数字乡村建设正向影响了农业经济韧性。列(3)进一步控制了省份固定效应,数字乡村建设的系数为0.2780,在1%的水平上显著,表明数字乡村建设对农业经济韧性的正向影响依旧显著。列(4)进一步纳入时间固定效应,数字乡村建设的系数为0.2054,在1%的水平上显著。列(5)控制了省份固定效应和时间固定效应,核心解释变量的系数为0.2039,同样验证了假设H1,即数字乡村建设显著提升了农业经济韧性。

(二)稳健性检验

1.更换测算方法

熵值法是通过加权求和得到综合得分,缺乏对各

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Digital</i>	0.4927*** (22.38)	0.2906*** (13.00)	0.2780*** (12.15)	0.2054*** (7.53)	0.2039*** (7.28)
<i>Rpop</i>		0.0179* (1.76)	-0.0346 (-1.24)	0.0440*** (3.76)	0.0971*** (2.83)
<i>Arl</i>		0.0651*** (12.09)	0.0597*** (9.11)	0.0531*** (7.12)	0.0610*** (7.55)
<i>Amppc</i>		0.0300*** (8.56)	0.0244*** (5.72)	0.0245*** (6.96)	0.0268*** (6.54)
<i>Recpc</i>		0.0079* (1.77)	0.0082* (1.81)	0.0098** (2.31)	0.0090** (2.09)
常数项	0.1669*** (9.39)	-0.5597*** (-6.63)	-0.1197 (-0.50)	-0.6332*** (-7.49)	-1.0911*** (-4.02)
控制变量	否	是	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	否	是
时间固定效应	否	否	否	是	是
N	360	360	360	360	360
R ²	0.6018	0.7962	0.7985	0.8296	0.8312

注:*,**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号里的数值为t统计量。下表同。

评价对象整体水平与排序结构的有效识别,而熵值TOPSIS法是一种结合熵值法确定权重并通过TOPSIS法进行综合评价的多指标分析方法,既能避免主观赋权的弊端,又具备直观的几何解释基础、较低的信息损失和较强的运算适应性,因此,采用熵值TOPSIS法对数字乡村建设水平和农业经济韧性水平重新进行测算。表6列(1)为更换指标测算方法的回归结果,可以看出回归系数为0.4083,且在1%的水平下显著,表明数字乡村建设对农业经济韧性依然具有显著正向影响。

2.更换模型

考虑到农业经济韧性的取值范围限定在[0,1]之间,具有限制性和截断特征,为进一步验证基准回归结果的稳健性,采用Tobit模型重新进行估计。Tobit模型作为处理受限因变量的有效方法,能够在考虑数据截断特性的同时,较为准确地估计变量间的边际效应。

表6列(2)为更换模型后回归结果,核心解释变量的回归系数为0.2039,且在1%的水平上显著,与基准回归结果一致,进一步增强了基准回归的稳健性。

3.剔除样本

直辖市具有特殊的政治地位和更强的资源调配能力,其数字乡村建设的基础条件优于一般省份,因而会对估计结果产生潜在干扰。为避免对回归结果造成偏误,将直辖市(北京、上海、天津、重庆)从样本中剔除,保留其余省份进行稳健性检验。回归结果如表(6)中列(3)所示,在剔除直辖市之后,数字乡村建设对农业经济韧性的影响依然显著为正,核心解释变量的回归系数为0.1998,且在1%的水平下显著。这一结果再次证实了基准回归结果的稳健性。

4.分位数回归

考虑到数字乡村建设对农业经济韧性的影响可能具有异质性,仅在某些分位点上显著成立,因此,采用分位数回归方法对0.25、0.50和0.75分位点分别进行估计,以检验数字乡村建设在不同韧性水平地区的效果。回归结果如表6的列(4)—列(6)所示,从估计系数看,数字乡村建设在三个分位点上的回归系数均为正,且在1%的水平上显著,说明无论农业经济韧性处于低、中还是较高水平,数字乡村建设都对其具有积极影响。总体而言,分位数回归结果进一步验证了基准回归结果的稳健性。

(三)内生性检验

为缓解数字乡村建设与农业经济韧性之间可能存在的反向因果、遗漏变量以及测量误差等内生性问题,采用工具变量法进一步检验。选取数字乡村建设滞后

一期与互联网普及率的交互项($L.Digital \times inter$)和数字乡村建设滞后二期($L2.Digital$),作为数字乡村建设的工具变量1和工具变量2。 $L.Digital \times inter$ 反映上一期数字乡村发展程度与农村数字基础设施覆盖率之间的联动效应,能够较好捕捉数字政策实际落地所依赖的技术支撑条件,同时该变量为滞后一期变量,降低了其与当前农业经济韧性之间存在直接关联的可能性,从而满足外生性假设; $L2.Digital$ 具备较强的时间先行性与解释性,在不直接影响当前农业经济韧性的前提下,通过当前数字乡村建设的渠道间接发挥作用,满足工具变量的相关性与外生性要求。基于上述工具变量,两阶段最小二乘估计回归结果见表7。在第一阶段回归中, $L.Digital \times inter$ 与 $L2.Digital$ 对当前数字乡村建设均呈现出显著正向影响,系数分别为1.9785与1.1676;第二阶段回归结果显示,经内生性校正后的数字乡村建设对农业经济韧性的回归系数分别为0.1734与0.2031,且均在1%的水平上显著,说明数字乡村建设显著提升了农业经济韧性。此外,Kleiberge-Paap rk LM统计量的p值在5%的水平上显著拒绝,说明工具变量满足相关性要求;Kleiberge-Paap rk Wald F统计量分别为226.7390与273.2180,大于10%的临界值,通过弱工具变量检验,表明不存在弱工具变量问题。总体而言,在考虑内生性问题后,数字乡村建设对农业经济韧性的影响依然显著为正。

(四)异质性分析

1.子系统异质性

为探究数字乡村建设各子系统对农业经济韧性的影响,将数字乡村建设各子系统分别进行回归,结果见

表6 稳健性检验结果

变量	(1) <i>NRier</i>	(2) <i>Rier</i>	(3) <i>Rier</i>	(4) <i>Rier</i>	(5) <i>Rier</i>	(6) <i>Rier</i>
<i>NDigital</i>	0.4083*** (7.52)					
<i>Digital</i>		0.2039*** (3.59)	0.1998*** (6.39)	0.2152*** (6.13)	0.1822*** (4.80)	0.1693*** (3.60)
常数项	-0.6300** (-2.53)	-0.9100** (-2.12)	-1.1700*** (-3.42)	-0.6200** (-2.31)	-0.6300** (-2.17)	-0.4600 (-1.28)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	360	360	312	360	360	360
R ²	0.7573		0.8500			

表 7 内生性检验结果

变量	(1) <i>First</i> <i>Digital</i>	(2) <i>Second</i> <i>Rier</i>	(3) <i>First</i> <i>Digital</i>	(4) <i>Second</i> <i>Rier</i>
<i>L2.Digital</i>			1.1676*** (16.53)	
<i>Digital</i>				0.2031*** (3.82)
<i>L.Digital×inter</i>	1.9785*** (15.06)			
<i>Digital</i>		0.1734*** (3.48)		
<i>Rpop</i>	0.0635 (1.07)	0.0950 (1.49)	0.0316 (0.57)	0.2031*** (3.82)
<i>Arl</i>	0.0351*** (2.85)	0.0526*** (3.18)	-0.0001 (-0.01)	0.0924 (1.43)
<i>Amppc</i>	0.0016 (0.44)	0.0236*** (3.59)	-0.0087** (-2.01)	0.0497*** (2.90)
<i>Recpc</i>	-0.0163*** (-6.99)	0.0097*** (4.26)	-0.0316*** (-6.94)	0.0239*** (3.67)
Kleiberge-Paap rk Wald F 统计量	226.7390 [16.38]	226.7390 [16.38]	273.2180 [16.38]	273.2180 [16.38]
Kleiberge-Paap rk LM 统计量	3.9480**	3.9480**	4.0710**	4.0710**
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	330	330	300	300
R ²	0.8778	0.8109	0.8094	0.7928

表 8。列(1)考察了数字基础设施对农业经济韧性的影响,结果显示数字基础设施的回归系数为0.9011,在1%的水平上显著,说明基础设施的数字化水平越高对农业经济韧性的影响越大。数字基础设施作为网络与技术支撑平台,通过改善信息流通、提升物流效率和加强数据资源共享,为农业产业链的稳定运行和资源要素的高效配置提供了有力保障。列(2)引入了产业数字化子系统作为核心解释变量,其回归系数为0.1686,在1%的水平上同样显著,表明农村地区在农业生产、加工、销售等环节引入数字技术能够提升产业的整体运行效率和应变能力,从而增强农业经济韧性。尤其是在面对市场波动、自然灾害等不确定性因素时,产业数字化有助于优化产业结构、延长价值链并提高农业附加值。列(3)检验了数字化服务对农业经济韧性的

影响,回归系数为2.5766,在1%的水平上显著,且系数远高于其他两个子系统,说明数字化服务对农业经济韧性的推动作用最强。数字化服务不仅涵盖农村金融、电商等领域,而且在拓展农产品市场渠道、优化资源配置等方面发挥重要作用,从而显著增强了农业体系在复杂环境中的生存能力和持续发展能力。综上所述,数字乡村建设的三个子系统均对农业经济韧性具有显著的正向作用,但不同子系统的影响效应存在差异,其中数字化服务的效应最强,其次为数字基础设施,最后为产业数字化。

2.地理异质性

考虑到不同地区在农业功能定位、资源禀赋、经济发展水平方面存在显著差异,不同地区的数字乡村建设对农业经济韧性的影响可能存在异质性。为进一步探究其影响是否因地区发展特征而存在差异,将样本划分为粮食主产区、粮食主销区、产销平衡区,回归结果见表8的列(3)—列(5)。数字乡村建设在粮食主产区、粮食主销区的影响均为正且在1%的水平下显著,系数分别为0.2517、0.2401;在产销平衡区,尽管数字乡村建设的系数为正,达到0.4670,但未通过显著性检验。

(五)机制分析

根据前文理论分析和研究设计,采用中介效应模型实证分析数字乡村建设对农业经济韧性的作用机制,检验结果见表9。由前文基准回归结果可知,数字乡村建设对农业经济韧性具有显著正向影响。表9中列(1)显示,数字乡村建设对城乡融合发展的促进作用在1%的水平显著,回归系数为0.0707,表明通过数字基础设施建设和服务体系完善,城乡之间在资源、信息、资金、人才等方面的要素流动更加顺畅,进一步打破了城乡二元结构,推动形成城乡融合发展新格局,从而增强农业经济韧性。列(2)显示数字乡村建设在1%的水平上显著促进农业产业结构升级,其回归系数为0.0331,说明数字技术的推广和信息平台的建设促进了农业产业链向第二、第三产业拓展,加快了农业产业结构的优化升级,证实了农业产业结构升级在数字乡村建设推动农业经济韧性中发挥中介作用。列(3)表明,数字乡村建设在5%的水平上显著,回归系数为0.1420,表明数字平台促进了土地资源的市场化配置,提高了土地要素的集约化利用效率,为规模化经营和现代农业发展提供了重要支撑,有助于提升农业经济韧性。因此,假设H2成立。列(4)进一步考察数字乡村建设对农村劳动力外流的间接影响,其系数

表8 异质性回归结果

变量	(1) 数字基础设施	(2) 产业数字化	(3) 数字化服务	(4) 粮食主产区	(5) 粮食主销区	(6) 产销平衡区
<i>Digital</i>				0.2517*** (4.17)	0.2401*** (7.63)	0.4670 (1.45)
<i>Digital.1</i>	0.9011*** (9.09)					
<i>Digital.2</i>		0.1686*** (5.08)				
<i>Digital.3</i>			2.5766*** (4.76)			
<i>Rpop</i>	0.1856*** (5.63)	0.0964*** (2.67)	0.1182*** (3.32)	-0.0070 (-0.10)	0.1601*** (3.36)	0.4321*** (4.67)
<i>Arl</i>	0.0231*** (2.74)	0.0651*** (7.55)	0.0603*** (7.11)	0.0517*** (3.46)	0.0703*** (4.64)	0.0537*** (3.41)
<i>Amppc</i>	0.0295*** (7.43)	0.0243*** (5.75)	0.0240*** (5.66)	0.0141*** (2.62)	0.0241 (1.46)	-0.0018 (-0.16)
<i>Recpc</i>	-0.0001 (-0.03)	0.0088* (1.96)	0.0010 (0.23)	-0.0513** (-1.84)	0.0036 (0.92)	0.3986** (2.46)
常数项	-1.4476*** (-5.56)	-1.1060*** (-3.90)	-1.2718*** (-4.51)	-0.1923 (-0.34)	-1.5271*** (-4.53)	-3.4249*** (-5.12)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	360	360	360	156	84	120
R ²	0.8439	0.8177	0.8160	0.9106	0.8743	0.8419

表9 机制分析

变量	(1) <i>Urd</i>	(2) <i>stru</i>	(3) <i>lsc</i>	(4) <i>rmw</i>
<i>Digital</i>	0.0707*** (3.27)	0.0331*** (3.47)	0.1420** (2.55)	-0.1622** (-2.23)
<i>Rpop</i>	0.2492*** (9.40)	0.0380*** (3.26)	0.1240* (1.82)	0.3473*** (3.89)
<i>Arl</i>	-0.0187*** (-3.00)	0.0015 (0.54)	-0.0078 (-0.49)	0.1023*** (4.87)
<i>Amppc</i>	-0.0021 (-0.67)	0.0028** (2.02)	0.0244*** (3.01)	-0.0082 (-0.77)
<i>Recpc</i>	-0.0327*** (-9.89)	-0.0037** (-2.57)	-0.0159* (-1.87)	0.0159 (1.42)
常数项	-1.4882*** (-7.09)	-0.2610*** (-2.82)	-0.6924 (-1.28)	-2.7785*** (-3.93)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	360	360	360	360
R ²	0.7583	0.3237	0.6773	0.5309

为-0.1622,在5%的水平上显著,说明数字乡村建设通过减少农村劳动力的外流,增强了本地人口对农业生产和农村产业发展的支撑作用,一定程度上缓解了“空心化”问题,从而提升了农业经济韧性。因此,假设 H3 成立。

六、进一步分析：门槛效应

数字乡村建设在不同发展阶段产生的影响往往并不呈现单一线性关系,而受到经济基础、社会环境、资源禀赋、治理能力等多重因素的共同作用,可能呈现非线性特征。因此,采用门槛回归模型,以数字乡村建设水平作为门槛变量,探讨其在不同发展阶段对农业经济韧性影响的差异性。通过自抽样法 Bootstrap 方法抽样 500 次,对门槛效应进行显著性检验,结果见表 10。从单一门槛模型的检验结果看,p 值为 0.038,在 5%的临界水平上显著,而双重门槛模型的 p 值为 0.496,未能通过显著性检验。因此,数字乡村建设对农业经济韧性的影响具有单一的结构化变化,不同建设水平区间存在差异,呈现阶段性特征。

表 10 门槛效应检验结果

门槛变量	模型	F 值	p 值	临界值		
				1%	5%	10%
数字乡村建设水平	单一门槛	28.030	0.038	21.931	26.351	34.804
	双重门槛	8.070	0.496	17.328	21.881	32.659

门槛效应的估计结果见表 11,门槛值为 0.151,表明数字乡村建设水平在低于和高于该临界值时,对农业经济韧性的影响存在显著差异。具体看,当数字乡村建设水平低于 0.1513 时,其对农业经济韧性的影响系数为 0.1211,且在 5%的水平上通过检验,表明在起步阶段数字乡村建设对农业经济韧性已有一定程度的正向推动作用;而当数字乡村建设水平高于门槛值后,其对农业经济韧性的影响显著增强,系数上升至 0.2553,在 1%的水平上显著,说明随着数字乡村建设逐步推进并跨越关键发展阶段,其赋能效应显著释放,农业经济的自适应能力、抗冲击与恢复能力显著增强,假设 H4 成立。

七、结论与建议

(一)研究结论

在理论分析基础上,利用 2011—2022 年全国 30 个省份的面板数据,实证检验了数字乡村建设对农业经济韧性的影响及作用机制,得出如下主要结论:一是数

表 11 门槛效应的估计结果

变量	Rier	置信区间
Rpop	-0.0032 (-0.07)	
Arl	0.0637*** (5.76)	
Amppc	0.0265*** (3.53)	
Recpc	0.0063** (2.56)	
Digital<=0.1513	0.1211** (2.39)	[0.008,0.217]
Digital>0.1513	0.2553*** (7.08)	[0.181,0.327]
常数项	-0.3744 (-0.88)	[-1.236,0.496]
控制变量	是	
N	360	
R²	0.8119	

字乡村建设对农业经济韧性具有显著的正向影响,经过更换测算方法、更换模型、剔除样本、分位数回归等一系列稳健性检验后结论依旧成立。二是机制检验发现,数字乡村建设通过四个路径间接增强了农业经济韧性,包括促进城乡融合发展、推动农业产业结构升级、扩大农村土地流转规模、抑制农村劳动力外流。三是子系统异质性分析结果表明,数字基础设施、产业数字化、数字化服务三个子系统在提升农业经济韧性中均发挥促进作用,其中数字化服务的促进效应最为显著;地理异质性检验结果显示,相对于产销平衡区,数字乡村建设对粮食主产区、粮食主销区的促进作用更加显著。四是门槛效应分析表明,数字乡村建设对农业经济韧性的影响具有非线性特征,随着数字化建设水平跨越关键门槛值,其推动效应显著增强。

(二)对策建议

根据上述研究结论,为更好发挥数字乡村建设对农业经济韧性的赋能作用,提出以下对策建议:

第一,应持续强化国家层面对数字乡村建设的战略引领,建立健全多层次、广覆盖、可持续的数字基础设施体系,推动通信网络、数据中心、物联网平台等新型基础设施在农村地区的广泛布局,特别是在交通不便、经济薄弱区域加大投入力度,确保数字资源与服务的均等化与普惠性,为提升农业经济韧性提供稳定的信息基础支撑。

第二,推进城乡要素高效流动和配置制度的改革创新,加快构建城乡统一的要素市场体系。依托数字平台完善土地流转登记交易系统和农业劳动力本地就业信息系统,引导农村富余劳动力向新型农业经营主体、乡村新产业新业态合理转移,推动产业结构优化与功能集聚,提升农业系统的组织化程度与内部协调能力。

第三,制定区域分层分类政策体系,对中西部地区、边远山区和粮食功能区加大政策扶持与资金倾斜,重点在基础设施补短板、产业数字化试点和基层能力建设方面加强投入,充分发挥数字技术在薄弱区域激发要素潜能、缩小发展差距和保障国家粮食安全中的战略性作用,实现农村经济发展向均衡化、协同性转变。

第四,针对数字乡村建设存在门槛效应、推动效应,应特别重视数字化发展初期地区的能力建设与激励机制,围绕“建得起、用得上、管得好、效能高”目标构建分阶段建设路径,通过政策倾斜、财政奖补、人才引导、运营机制创新等手段,推动尚未达到临界点的地区实现数字化跃迁,激发数字技术的乘数效应,确保政策

资源在不同发展阶段实现精准投入、分层覆盖与协同转化,全面释放数字乡村建设对农业经济韧性的推动作用。◆

参考文献:

- [1]张弘,李宽,史磊.流通业集聚对农业韧性的影响[J].中国流通经济,2024,38(3):33-44.
- [2]文丰安.数字乡村建设促进农村经济高质量发展:障碍及实践路径[J].深圳大学学报(人文社会科学版),2025,42(1):5-16.
- [3]宋保胜,马国璋,凌祯蔚,等.数字乡村赋能农业强国建设的应然逻辑、实践困境及路径优化[J].科学管理研究,2025,43(1):110-120.
- [4]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.

- [5]邵莹莹,花俊国,李冰冰.数字经济对城乡融合发展的赋能效应与机制研究[J].农业现代化研究,2024,45(3):477-487.
- [6]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.
- [7]匡远配,张昊鹏.农地流转提升了农业绿色全要素生产率吗?[J].世界农业,2024(2):59-71.
- [8]刘建华,闫静,王慧扬,等.重大国家战略区域新质生产力的水平测度及差异分析[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(4):79-90.
- [9]张城恺,李华,张彦军,等.金融科技与数字乡村耦合协调:时空演化与驱动因素[J].统计理论与实践,2023(9):52-58.

Research on the Mechanism of Digital Village Construction in Enhancing the Resilience of the Agricultural Economy

Ni Dingwen, Kang Hui, Wang Jun

Abstract: Under the backdrop of building a strong agricultural nation, digital village construction has become an important support for promoting high-quality rural development. Based on panel data from 30 provinces across the country from 2011 to 2022, a two-way fixed effects model was used to empirically test the impact of digital village construction on agricultural economic resilience. The results show that digital village construction significantly enhances agricultural economic resilience. Mechanism analysis reveals that digital village construction enhances agricultural economic resilience by promoting integrated urban-rural development, upgrading the agricultural industrial structure, expanding the scale of land transfer, and curbing the outflow of rural labor. Heterogeneity analysis indicates that the impact of digital village construction on agricultural economic resilience is more pronounced in major grain-producing and major grain-consuming regions. From a subsystem perspective, digital services contribute most significantly to enhancing economic resilience. Further analysis identifies a threshold effect in the influence of digital village construction on agricultural economic resilience. Accordingly, this study proposes countermeasures including strengthening digital infrastructure construction, optimizing factor flow mechanisms, implementing categorized policies, and prioritizing digital development to better unleash the empowering potential of digital village construction on agricultural economic resilience.

Key Words: Agricultural Powerhouse; Digital Village Construction; Agricultural Economic Resilience; Urban-Rural Integration

(责任编辑:田雨)

中国农业产业韧性水平的统计测度及提升路径

马 昂

(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:增强农业产业韧性既是维护社会稳定、促进经济发展的重要基础,也是战胜外来风险挑战、赢得发展主动权的重要保障。基于2014—2023年30个省份的面板数据,从抵抗力、恢复力、再造力三个方面选取19个指标构建农业产业韧性指标体系,利用熵值法、莫兰指数、障碍度模型等方法,测度农业产业韧性水平并分析其时空演进特征和主要障碍因子,主要结论如下:(1)研究期内,我国农业产业韧性水平呈上升趋势,东、中、西、东北四大地区韧性水平均有明显提升,但是存在区域发展不均衡问题。(2)我国农业产业韧性表现出显著的空间相关性,各省份农业产业链韧性在空间分布上具有一定的依赖性和异质性特征,黑龙江、山东等农业大省始终呈现“H-H”集聚,“L-L”集聚的省份主要分布在西部地区。(3)维度层面,技术进步、生产韧性、恢复韧性是制约农业产业韧性提升的主要障碍因子;指标层面,技术市场成交额、专利授权量、耕地产出率是制约农业产业韧性提升的主要障碍因子。最后,从加强农业基础设施建设、强化农业科技创新、延伸农业产业链条等方面提出提升农业产业韧性的对策建议。

关键词:农业;产业韧性;抵抗力;大食物观

中图分类号:F323

文献标识码:A

文章编号:2096-8647(2025)07-0073-08

DOI:10.13999/j.cnki.tjllsj.2025.07.008

一、引言

强国必先强农,农业是国民经济的基础产业。2024年的中央一号文件提出要“强化农业抗风险能力”,并要求建立“韧性农业”评价体系。2025年4月7日中共中央、国务院印发了《加快建设农业强国规划(2024—2035年)》,明确提出要“加快建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国”,进一步为提升农业产业韧性、加快建设农业强国指明了方向。

韧性又称抗逆力,指抵御风险并进行转化的动态风险管理能力。农业产业韧性是指农业系统面对气候变化、市场波动、自然灾害、政策调整等内外部冲击时,能够保持稳定生产、快速恢复并实现可持续发展的能力。从国内看,我国的粮食消费量不断增加,预计2035年将达到9亿吨,但我国的农业生产面临着突出

的结构性矛盾,大豆、玉米等主要农产品严重依赖进口。而长期以来我国农业以小农经济为主,小农户占农业经营主体的98%,其整体科技水平不高、生产水平较低,且经营较为分散,面临着资源环境约束加剧、政策依赖性强、生产方式粗放、要素支撑不足等一系列问题,抵抗自然灾害等风险的能力较弱,制约着我国迈向农业强国的进程。从国际看,当前国际局势风云变幻,地缘冲突不断加剧,贸易保护频频抬头,产业链、供应链不稳定性明显增加。因此,增强农业产业韧性,确保粮食和主要农产品的充足供给,不仅是维护社会稳定、促进经济发展的重要基础,也是战胜外来风险挑战,赢得发展主动权的重要保障。在此背景下,科学测度全国农业产业韧性水平,系统诊断制约农业产业韧性提升的障碍因素,并提出有针对性的对策建议,具有重要的现实意义。

基金项目:河南省社会科学院基本科研业务费项目“河南省农业产业韧性水平测度及障碍因子诊断”(25E081)。

作者简介:马昂,男,经济师,研究方向为经济社会统计。

二、文献综述

提升农业产业韧性是建设农业强国的重要引擎,国内学者从理论内涵和实证测度两个方面对农业产业韧性进行了深入研究。理论内涵方面,张玉梅和龙文进(2023)^[1]认为农业产业韧性的核心内涵包括两个方面:一是在面对冲击时能够承受住压力,不被冲击倒或者把冲击降到最低,二是在遭到冲击之后能够迅速恢复,并指出大食物观为提升农业产业链韧性提供了重要理念和方法。张佳睿和孟维福(2024)^[2]认为新质生产力凭借新型劳动者、新型劳动资料、新型劳动对象三大构成要素对农业的生产体系、经营体系、产业体系赋能增效,从而提升农业的抵御风险能力、适应调整能力、转型创新能力,能有效增强农业产业韧性。何亚莉和杨肃昌(2021)^[3]认为提升农业产业链韧性是中国应对复杂形势的现实选择,并从强化优势、延伸链条、拓展范围、补齐短板、创建节点、产业链备份六个方面提出了中国农业产业链韧性的锻铸路径。实证测度方面,王瑞雪等(2023)^[4]聚焦粮食生产端,从生产、经济、社会、生态四个维度构建评价指标体系,并对粮食主产区的农业韧性水平进行了测度。郝爱民等(2024)^[5]从抵御能力、恢复能力、再造能力三个维度构建了农业产业链韧性指标体系,分析了全国及东、中、西部三大地区的时空演变特征。田相辉和黄子勇(2024)^[6]从抵抗力、恢复力、竞争力、调控力、适应力、创新力六个维度构建了更为全面、完善的农业产业韧性水平评价指标体系,并分析了全国及三大粮食功能区的农业产业韧性水平、区域差异、时空演变规律。

梳理文献发现,学者针对农业产业韧性的理论内涵、指标体系构建、时空演变规律、提升路径等方面进行了系统研究,为本文提供了理论基础与实证借鉴,但是仍有以下有待丰富之处:一是既有研究的主体大多聚焦于农林牧渔业,而忽视农产品加工业以及为农业服务的其他社会部门。二是现有研究大多基于测度结果进行时空演进分析,而对制约农业产业韧性提升的障碍因子关注不够。基于此,在全面把握农业产业韧性理论内涵的基础上,基于2014—2023年全国30个省份(不含港澳台和西藏)的面板数据,分析全国整体及四大地区的农业产业韧性水平、区域差异、时空演变规律,并从维度层、指标层两个方面诊断制约农业产业韧性提升的障碍因子,以期提升农业产业韧性提供参考依据,助力农业强国建设和农业农村现代化进程。

三、研究设计

(一)农业产业韧性评价指标体系构建

为客观、全面地分析中国农业产业韧性水平,遵循农业强国视域下“产业韧性强”的战略要求,根据农业产业韧性的基本内涵并借鉴相关研究,按照系统性、科学性、全面性以及数据可得性等基本原则,从抵抗力、恢复力、再造力三个方面选取19个指标构建农业产业韧性水平评价指标体系。其中:抵抗力指产业抵御外界冲击以保证自身基本结构和功能不变的能力,是产业韧性最基础的能力,主要依赖于产业自身结构的稳定性,从经济韧性、生产韧性、环境韧性三个维度选取11个具体指标来衡量;恢复力表现为产业受到外部风险冲击时,恢复到原有功能水平的能力,主要依赖于产业自身经济实力和外部资源保障,选取4个具体指标来衡量;再造力指产业受到外部冲击后,为积极适应新环境而转型更新、重构内部结构和功能的能力,外部环境赋能能够使农业产业在危机中发现机遇,找到新的增长点,实现更高质量的发展,从资金支农、技术进步两个维度选取4个具体指标来衡量^[7]。具体指标体系见表1。

表1 中国农业产业韧性水平评价指标体系

准则层	维度层	指标层
抵抗力	经济韧性	第一产业占比(X1)
		农村居民家庭恩格尔系数(X2)
		城乡居民收入比(X3)
	生产韧性	农业机械总动力(X4)
		耕地有效灌溉率(X5)
		农作物受灾率(X6)
		人均粮食产量(X7)
		农林牧渔总产值(X8)
	环境韧性	单位农作物播种面积用水量(X9)
		化肥施用强度(X10)
		农用塑料薄膜使用强度(X11)
恢复力	恢复韧性	农村居民人均可支配收入(X12)
		农村居民人均消费支出(X13)
		粮食产量同比增长量(X14)
		耕地产出率(X15)
再造力	资金支农	财政支农水平(X16)
	技术进步	专利授权量(X17)
		技术市场成交额(X18)
		农业气象观测业务站点个数(X19)

(二) 研究方法

1. 无量纲处理

由于指标层的各项指标存在量纲差异和量级不同,因此,需要对原始数据进行无量纲化处理,具体公式如下:

$$\text{正向指标: } Z_{ij} = \frac{X_{ij} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}}$$

$$\text{负向指标: } Z_{ij} = \frac{\max\{X_j\} - X_{ij}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}}$$

其中, Z_{ij} 为标准化后的指标值, X_{ij} 为 i 年份 j 指标的原始值, $\min\{X_j\}$ 、 $\max\{X_j\}$ 分别为所有年份中 j 指标的最小值、最大值。

2. 熵值法

熵值法具有客观赋权的优点,能够减少主观因素的干扰,使评价结果更加客观可信。由于熵值法应用较为广泛,在此不再赘述其计算过程。

3. Kernel 核密度估计法

通过核密度估计法可以更直观地分析农业产业韧性水平的动态演进过程,具体公式如下:

$$F(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - \bar{x}}{h}\right)$$

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

其中, n 为样本总数, h 为带宽, x_i 为观测值, $\bar{x}$ 为观测值的平均值, $K(x)$ 为 Gaussian 核函数。

4. 莫兰指数

莫兰指数(Moran's I)是一种用于衡量空间自相关性的统计指标,用于判断空间数据在地理空间上是否存在集聚或分散的趋势,具体公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

其中, n 为样本总数, Y_i 为地区 i 的观测值, W_{ij} 为空间权重,本文采用空间邻接权重。

5. 障碍度模型

障碍度模型可用于研究评价指标的障碍影响情况,通过分析维度层、指标层各项指标,以便进行障碍度情况对比,具体公式如下:

$$\text{指标层: } O_j = \frac{F \times I}{\sum_{j=1}^n (F \times I)}$$

$$\text{维度层: } U = \sum_{j=1}^n O_j$$

其中, F 为指标层权重与维度层权重的乘积, $I = 1 - Z_{ij}$ 。

(三) 数据说明与区域划分

以30个省份为研究对象,为了统一度量和计算便利,以2014—2023年为研究周期。所需数据均来自相关年份的《中国统计年鉴》《中国农业统计年鉴》,以及各省份的统计年鉴和统计公报。对于个别缺失数据,采用线性插值法补齐。根据国家统计局的划分标准,将30个省份划分为东部、中部、西部、东北四大地区: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。

四、实证分析

(一) 全国农业产业韧性水平测算结果分析

通过熵值法测算2014—2023年全国30个省份农业产业韧性水平综合得分,详见表2、图1。

总体看,2014—2023年全国30个省份农业产业韧性水平都有不同程度的上升。全国层面看,全国农业产业韧性水平综合得分均值由2014年的0.21上升至2023年的0.32,增幅达到55.64%,年均增长率为5.04%,反映出我国农业产业在应对外部风险、维持生产稳定性及可持续发展能力等方面取得了显著进步。分区域看,东、中、西、东北四大区域的农业产业韧性水平存在明显差异。其中,西部地区农业产业韧性水平最低,仅从2014年的0.22上升到2023年的0.37,历年水平均低于全国平均水平,反映其农业产业在风险抵御、资源配置和可持续发展能力上仍存在短板,可能与当地的自然条件、基础设施、产业结构相关。东北地区的增幅最低,仅为32.44%,可能受限于农业转型压力或资源环境约束,导致韧性提升较为缓慢。东部地区的增幅达到69.04%,年均增长率为6.01%,显示其农业产业在技术投入、政策支持(如乡村振兴先行先试)、市场化程度(如农产品加工、电商融合)等方面具有优势,推动了农业产业韧性水平的快速提升。从省级层面看,不同省份的农业产业韧性水平存在明显差异。其中,广东等经济发展较好的省份农业产业韧性水平提升较快、水平较高;河南、山东等农业大省有不错的增长趋势;青海、甘肃等经济发展相对落后的省份一直保持在较低水平。因此,面对农业产业韧性的“整体进步+局部分化”格局,针对不同区域间、不同省份间的

实际情况,需重点加强西部地区、东北地区的农业基础设施建设、技术扶持及产业升级,以缩小区域差距,促进全国农业产业韧性的均衡发展。

表2 2014—2023年全国30个省份农业
产业韧性水平综合得分

区域	省份	2014年	2017年	2020年	2023年	年均增长率(%)
东部地区	北京	0.24	0.30	0.38	0.42	5.98
	天津	0.15	0.18	0.20	0.24	4.55
	河北	0.28	0.27	0.31	0.36	2.59
	上海	0.17	0.17	0.19	0.21	2.29
	江苏	0.23	0.24	0.27	0.31	3.25
	浙江	0.20	0.22	0.24	0.28	3.70
	福建	0.22	0.24	0.27	0.28	2.68
	山东	0.31	0.35	0.37	0.39	2.40
	广东	0.14	0.18	0.22	0.32	8.52
	海南	0.27	0.31	0.40	0.45	5.05
中部地区	山西	0.24	0.27	0.34	0.44	5.96
	安徽	0.23	0.25	0.29	0.38	5.41
	江西	0.21	0.24	0.28	0.31	3.99
	河南	0.28	0.29	0.32	0.37	3.13
	湖北	0.30	0.31	0.39	0.49	4.85
	湖南	0.28	0.29	0.34	0.37	2.89
西部地区	内蒙古	0.23	0.27	0.31	0.42	6.16
	广西	0.22	0.24	0.30	0.38	5.87
	重庆	0.21	0.27	0.43	0.47	8.12
	四川	0.19	0.22	0.25	0.27	3.67
	贵州	0.17	0.20	0.23	0.27	4.75
	云南	0.13	0.15	0.18	0.22	4.93
	陕西	0.23	0.26	0.32	0.36	4.46
	甘肃	0.14	0.17	0.21	0.23	4.90
	青海	0.17	0.19	0.23	0.25	3.96
	宁夏	0.18	0.20	0.24	0.31	6.01
	新疆	0.15	0.17	0.20	0.22	4.03
东北地区	辽宁	0.14	0.15	0.17	0.18	2.58
	吉林	0.14	0.16	0.17	0.19	2.86
	黑龙江	0.22	0.23	0.26	0.30	2.95

注:因篇幅限制,只展示2014年、2017年、2020年、2023年的测算结果。

(二)核密度估计分析

通过 Gaussian 核函数估计测算 2014—2023 年全国 30 个省份农业产业韧性的核密度曲线分布情况,见图 2。

总体看,2014—2023 年核密度曲线中心呈现向右

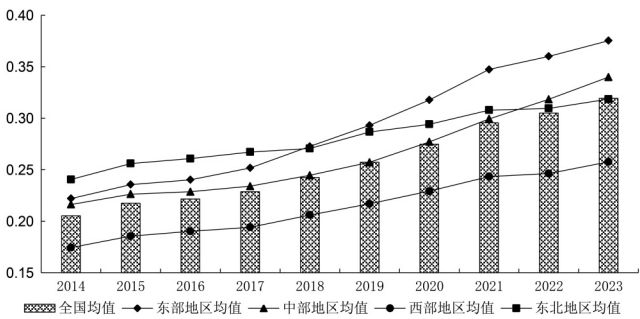


图1 2014—2023年农业产业链韧性总指数变化趋势

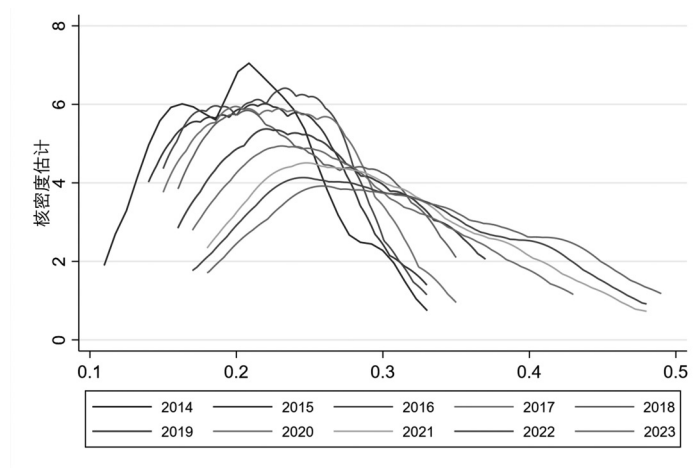
迁移的动态演变,表明全国 30 个省份的农业产业韧性水平不断向更高水平演变,呈现上升的发展趋势。从分布形态看,主峰高度不断下降,且波峰宽度呈逐渐拓宽趋势,表明我国农业产业韧性水平绝对差距呈扩大趋势,集中趋势减弱。从极化趋势和分布的延展性看,核密度曲线始终保持单峰形态,表明我国农业产业韧性水平整体上正趋向一致发展。分区域层面看,2014—2023 年东部地区、中部地区的核密度曲线呈现从左向右偏移的情况,表明两大区域的农业产业韧性水平较全国来说呈现快速增长态势;西部地区、东北地区的核密度曲线与全国相似,表明西部地区、东北地区与全国农业产业韧性水平的发展趋势类似,均呈现逐年上升的趋势。从分布形态看,部分年份、部分区域的主峰存在上升的逆向变化,但总体呈现下降趋势,表明四大区域农业产业韧性水平绝对差距呈扩大趋势,集中趋势减弱。从极化趋势和分布的延展性看,四大区域的核密度曲线始终保持单峰形态,表明各区域的农业产业韧性水平整体上正趋向一致发展。

(三)空间相关性分析

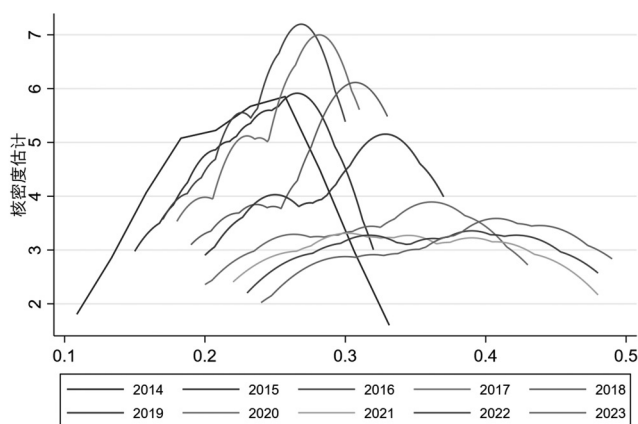
通过全局莫兰指数和 LISA 集聚测算了 2014—2023 年全国 30 个省份农业产业韧性空间集聚性,结果见表 3、表 4。

总体看,2014—2023 年全局莫兰指数均大于 0,表明我国农业产业韧性水平存在正向空间相关性。2014—2019 年农业产业韧性的全局莫兰指数由 0.126 下降至 0.025,表明随着时间推移,各省份间农业产业韧性的协同发展水平逐渐下降,区域之间的联系强度逐渐减弱。2020—2023 年农业产业韧性的全局莫兰指数呈现上下波动趋势,且 2023 年的莫兰指数较 2014 年上涨了 0.142,表明各省份间的关联性有所增强,农业协同性逐步加强,并于 2020 年达到 0.649 的最高值,表明这一年的省域空间关联性最强。

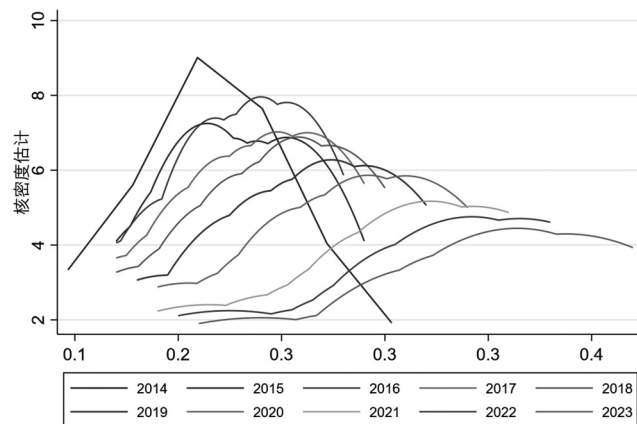
测算莫兰指数过程中,基于空间相邻权重矩阵,将



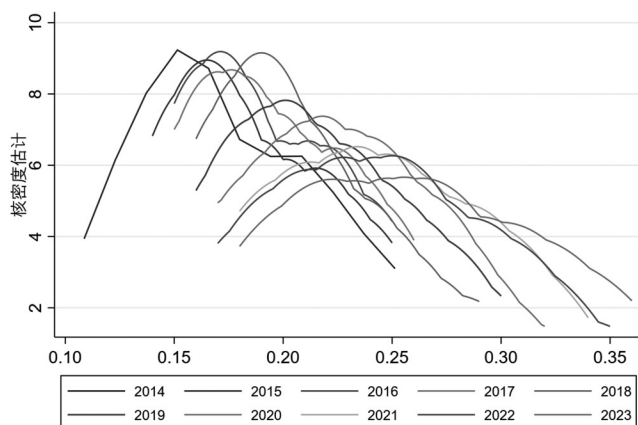
(a)全国



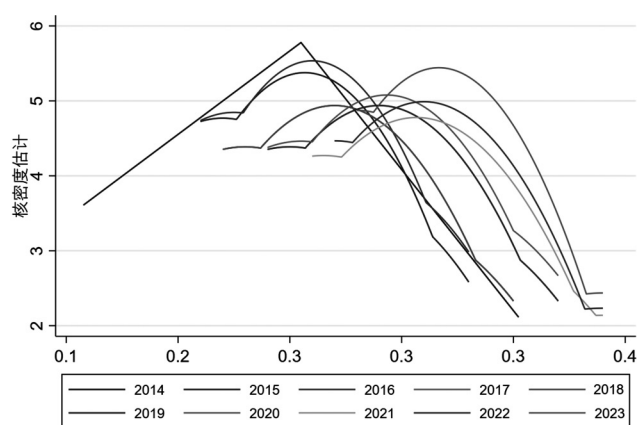
(b)东部地区



(c)中部地区



(d)西部地区



(e)东北地区

图2 全国及四大区域农业产业韧性水平核密度分布

距离作为衡量地理位置相似性的标准。因此,在LISA集聚分布情况中,可以明显看出具有邻接关系的省份往往分布在同一集聚类型。这表明我国农业产业韧性水平表现出显著空间相关性,各省份空间分布上具有一定的依赖性、异质性特征。

(四)障碍度因素分析

通过障碍度模型分别测算了维度层、指标层的不同因素对农业产业韧性的阻碍情况,结果见表5、表6。

从维度层看,2014—2023年,全国农业产业韧性各维度层平均障碍度从高到低分别为技术进步

表3 2014—2023年农业产业韧性水平全局莫兰指数

年份	全局 Moran's I	Z 值	P 值
2014 年	0.126	1.325	0.093
2015 年	0.104	1.141	0.127
2016 年	0.111	1.201	0.115
2017 年	0.103	1.135	0.128
2018 年	0.040	0.616	0.269
2019 年	0.025	0.490	0.312
2020 年	0.649	5.633	0.000
2021 年	0.261	2.435	0.007
2022 年	0.091	1.033	0.151
2023 年	0.268	2.494	0.006

(44.73)、生产韧性(25.40)、恢复韧性(19.82)、经济韧性(6.32)、资金支农(2.43)、环境韧性(1.30),且各省份维度层主要障碍因子与全国整体相同。由此可以看

出,技术进步、生产韧性、恢复韧性是制约农业产业韧性的主要因素。农业生产受自然条件影响较大,气候变化、极端天气事件频发导致产量不稳定;同时,农业基础设施薄弱、生产技术相对落后、规模化和集约化程度不足等问题,也限制了生产系统的抗干扰能力。农业灾害监测预警体系和应急响应能力不足,导致灾后恢复速度缓慢;农业产业链上下游协同不足,生产资料供应、农产品销售等环节的恢复效率较低,也制约了整体恢复韧性的提升。从指标层看,2014—2023年,各指标层平均障碍度前三位从高到低分别为技术市场成交额(23.57)、专利授权量(18.60)、耕地产出率(10.36)。同时,从省级层面看,绝大部分省份的障碍因子与全国保持一致,技术市场成交额、专利授权量、耕地产出率是最主要的障碍因子。

表4 2014—2023年农业产业韧性水平LISA 集聚结果

年份	“H-H”集聚	“H-L”集聚	“L-H”集聚	“L-L”集聚
2014 年	北京、河北、吉林、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北	天津、山西、辽宁、上海、江西	内蒙古、浙江、福建、湖南、广东、四川、新疆	广西、海南、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏
2017 年	河北、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北	天津、山西、辽宁、上海、江西、海南	北京、内蒙古、福建、湖南、广东、四川	广西、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
2020 年	北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南	—	江苏、新疆	上海、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏
2023 年	天津、吉林、黑龙江、山东、湖北、新疆	内蒙古、辽宁、江苏、浙江、安徽、福建、江西、广东	北京、河北、上海、河南、湖南、青海、宁夏	山西、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃

注:因篇幅限制,只展示2014年、2017年、2020年、2023年测算结果。

表5 2014—2023年农业产业韧性维度层障碍度

省份	经济韧性	生产韧性	环境韧性	恢复韧性	资金支农	技术进步
东部地区	7.54	25.92	1.97	17.35	3.47	43.74
中部地区	6.27	23.24	0.96	21.60	2.46	45.47
西部地区	5.85	26.15	1.01	20.63	1.63	44.74
东北地区	4.04	25.28	0.84	21.54	1.84	46.46
全国均值	6.32	25.40	1.30	19.82	2.43	44.73

五、结论与建议

(一)研究结论

本文从抵抗力、恢复力、再造力三个方面构建了包括19个具体指标的农业产业韧性指标体系,基于2014—2023年30个省份面板数据,利用熵值法、莫兰指数、障碍度模型等方法,测度了农业产业韧性水平并分析了其时空演进特征、主要障碍因子,主要结论如下:(1)研究期内,我国农业产业链韧性整体呈现上升趋势,东、中、西、东北四大地区农业产业韧性水平均有明

显提升,但是存在区域发展不协调问题。(2)我国农业产业韧性表现出显著空间相关性,各省份农业产业链韧性在空间分布上具有一定的依赖性和异质性特征,黑龙江、山东等农业大省始终呈现“H-H”集聚,“L-L”集聚的省份主要分布在西部地区。(3)从维度层看,技术进步、生产韧性、恢复韧性是制约农业产业韧性的主要障碍因子。从指标层看,技术市场成交额、专利授权量、耕地产出率是大部分省份排名前三的障碍因子。说明提升技术水平是提升农业产业韧性的关键因素。

表6 2014—2023年农业产业韧性指标层
主要障碍因子及障碍度

省份	第一障碍因子		第二障碍因子		第三障碍因子	
	障碍因子	障碍度	障碍因子	障碍度	障碍因子	障碍度
北京	X17	20.36	X7	14.09	X4	13.43
天津	X18	21.79	X17	18.24	X7	11.16
河北	X18	26.39	X17	20.62	X8	6.86
上海	X18	19.66	X17	17.52	X7	11.65
江苏	X18	25.28	X17	14.06	X15	11.95
浙江	X18	25.01	X17	14.94	X4	11.18
福建	X18	26.63	X17	18.99	X4	10.82
山东	X18	25.47	X17	19.70	X15	12.82
广东	X18	22.98	X4	11.49	X8	9.34
海南	X18	24.96	X17	19.71	X4	10.58
山西	X18	23.11	X17	18.15	X15	10.69
安徽	X18	23.74	X17	19.30	X15	12.16
江西	X18	23.57	X17	18.35	X15	10.73
河南	X18	27.55	X17	20.63	X15	12.87
湖北	X18	22.07	X17	20.11	X8	11.32
湖南	X18	23.83	X17	20.17	X15	11.34
内蒙古	X18	24.89	X17	19.52	X7	8.60
广西	X18	25.17	X17	19.78	X8	10.02
重庆	X18	22.86	X17	17.60	X15	9.74
四川	X18	24.90	X17	20.00	X15	11.43
贵州	X18	23.61	X17	18.70	X15	10.22
云南	X18	24.31	X17	19.02	X15	10.37
陕西	X18	20.07	X17	18.84	X15	10.16
甘肃	X18	22.93	X17	18.38	X15	10.72
青海	X18	22.95	X17	18.22	X7	10.46
宁夏	X18	22.88	X17	18.06	X15	10.52
新疆	X18	26.02	X17	20.40	X15	11.62
辽宁	X18	23.30	X17	18.83	X15	9.93
吉林	X18	24.03	X17	19.11	X15	11.53
黑龙江	X18	27.22	X17	21.54	X15	13.22

(二)对策建议

根据上述研究结论,结合我国各地区农业发展实际,从以下方面提出提升农业产业韧性的对策建议:

第一,坚持藏粮于地,夯实农业生产根基。一是加快建设高标准农田。加快灌溉工程、排水工程、道路、电力等农业基础设施建设,并借助大数据、云计算等现代化技术构建气候观测系统、水利浇灌系统、要素分配系统等数字基础设施,推广高产抗逆品种,配套科学种植技术,加强科学管理,建设“旱涝保收、高产稳产”的高标准农田。二是提倡规模化发展。有关部门要科学制定土地资源整合规划,严守耕地红线,

推动土地集约利用,助力农业产业规模化发展,促进农业经济持续增长,提升土地规模经济。培育壮大合作社、家庭农场、农业企业等新型农业经营主体,探索开展代耕代种、统防统治等农业托管服务,解决小农户与规模化生产的衔接问题^[8-9]。三是加强风险防控。完善农业保险体系,推动水稻、小麦、生猪等政策性农业保险普及,试点天气指数保险、价格指数保险等新型险种。强化自然灾害预警与防御,建立精细化的农业气象预警系统,提前防范干旱、洪涝、霜冻等灾害。

第二,坚持藏粮于技,强化科技创新。一是增加农业科研投入。加大政府财政资金支持强度,有效整合社会资源,通过税收优惠、金融支持等方式调动企业投资农业科研的积极性,构筑政府、企业、社会共同助力的“研发资金池”。二是提升农业科技创新水平。优化研发结构,加大对经济作物、畜禽品种、重大农机、食品装备技术的研发投入,改良和创新种植技术,提高农业生产的效率和产量。三是优化农技推广体系。推动产学研一体化,支持企业与农业科研院所深化交流合作,加快种业技术成果转化,打造多元化、多层次、多形式的农业科技推广服务体系^[10-11]。

第三,树立大食物观,延伸农业产业链。一是丰富食物来源。促进农产品开发多元化,鼓励多样化的食品生产,丰富食品供应。加强食品领域的研发创新,研究和开发新型食品,挖掘未来食物潜力。二是延伸农业产业链。加速农产品加工工艺改造升级,提升个性化、高端化、专用化产品比例,建成一批各具特色、科技含量高的农产品加工基地,提高农产品附加值和品牌知名度。完善生产、物流、仓储、冷链保鲜等基础设施,加快农产品电子商务平台建设,打造高效、便捷、安全、统一的农业生产链,加速农产品在城乡间、区域间、产业间的循环。三是开发新业态、新模式。推进农文旅融合,培育休闲农业、康养农业、体验农业等新业态,打造农村非遗工坊、农业主题博物馆等设施,开发农村特色旅游线路,助力乡村全面振兴。

第四,增强区域关联性,深化区域交流合作。一是深化区域交流与协作。充分发挥农业产业韧性较高省份的空间溢出效应,构建区域合作共享平台,实现优势互补、协作共赢。构建信息共享、应急联动、协同治理、风险共担的联合治理机制,共同防范应对自然灾害等外部冲击。二是因地制宜实施差异化的发展政策。东部地区应发挥经济发达、数字化水平高的优势,建设高标准农业产业园区,大力发展数字农业、

智慧农业,提升农业的管理效率、产出水平。中部地区应依托地势平缓、交通便利等优势构建农业产业物流体系,拓宽农业产业要素流通渠道,提高农业生产效率。西部地区应依托自然条件大力发展有机农业、河套农业、高原农业等特色农业,提高农业产业竞争力和附加值。东北地区应进一步发挥土地肥沃、地多人少的优势,大力发展规模化机械化种植,并吸收先进农业技术,加快农业产业化进程。◆

参考文献:

- [1]张玉梅,龙文进.大食物观下农业产业链韧性面临挑战及提升对策[J].中州学刊,2023(4):54-61.
- [2]张佳睿,孟维福.新质生产力赋能农业经济韧性提升:理论逻辑、现实挑战与实践路径[J].改革,2024(12):51-60.
- [3]何亚莉,杨肃昌.“双循环”场景下农业产业链韧性锻造研究[J].农业经济问题,2021(10):78-89.
- [4]王瑞雪,陈建成,方宜亮,等.中国粮食主产区农业韧性的空间分异、演化特征与驱动力[J].农业经济与管理,2023(4):23-36.
- [5]郝爱民,解梦茜,刘育廷.农业产业链韧性水平测度与时空演变[J].统计与决策,2024,40(16):95-100.
- [6]田相辉,黄子勇.中国农业产业韧性水平的区域差异与时空演变[J].统计与决策,2024,40(15):104-109.
- [7]魏艳华,王丙参,马立平.中国农业新质生产力水平测度及对产出效率的影响研究:基于E-CRITIC权评价法[J].统计理论与实践,2024(12):11-20.
- [8]李萍,何瑞石,宋晓松.有效提升我国农业产业链供应链韧性[J].宏观经济管理,2024(2):61-69.
- [9]王玉峰.中国农业绿色生产效率的时空演变及影响因素分析[J].统计理论与实践,2023(9):28-33.
- [10]董燧君.河南省农业产业链韧性提升研究[J].粮油与饲料科技,2024(10):102-104.
- [11]蔡清龙.中国农业经济韧性水平测度与时空演化[J].技术经济与管理研究,2024(4):140-145.

Statistical Measurement and Enhancement Path of China's Agricultural Industry Resilience

Ma Ang

Abstract: Enhancing the resilience of the agricultural industry is not only an important foundation for maintaining social stability and promoting economic development, but also a crucial guarantee for overcoming external risks and challenges and seizing the initiative in development. Based on panel data from 30 provinces from 2014 to 2023, this paper constructs an agricultural industry resilience index system by selecting 19 indicators from three aspects: resistance, recovery, and re-creation. Using methods such as the entropy value method, Moran index, and obstacle degree model, it measures the level of agricultural industry resilience and analyzes its spatio-temporal evolution characteristics and main obstacle factors. The main conclusions are as follows: (1) During the research period, the level of agricultural industry resilience in China has shown an upward trend, with significant improvements in all four major regions: the east, central, west, and northeast. However, there is an issue of unbalanced regional development. (2) China's agricultural industry resilience shows significant spatial correlation. The resilience of agricultural industrial chains in various provinces has certain dependence and heterogeneity in spatial distribution. Major agricultural provinces such as Heilongjiang and Shandong have consistently shown “H-H” agglomeration, while “L-L” agglomeration is mainly distributed in the western region. (3) At the dimension level, technological progress, production resilience, and recovery resilience are the main obstacle factors restricting the improvement of agricultural industry resilience. At the indicator level, the transaction volume of the technology market, the number of patent authorizations, and the output rate of cultivated land are the main obstacle factors restricting the improvement of agricultural industry resilience. Finally, this paper proposes countermeasures and suggestions for enhancing agricultural industry resilience from aspects such as strengthening agricultural infrastructure construction, reinforcing agricultural scientific and technological innovation, and extending the agricultural industrial chain.

Key words: Agriculture; Industry Resilience; Resistance; Big Food View

(责任编辑:新月)